

# ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ  
ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ  
ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ  
ΜΕΤΑΞΥ ΒΑΣΙΚΩΝ ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ  
ΔΕΙΚΤΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΓΕΝΙΚΟΥ  
ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΣΕ  
ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΕΣ ΑΛΛΑ ΚΑΙ  
ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜΕΝΕΣ ΧΩΡΕΣ

Δέσποινα Α. Πανταζή

Διπλωματική Εργασία

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

Πειραιάς  
Μάιος 2016

Η παρούσα Διπλωματική Εργασία εγκρίθηκε ομόφωνα από την Τριμελή Εξεταστική Επιτροπή που ορίστηκε από τη ΓΣΕΣ του Τμήματος Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς στην υπ' αριθμ. .... συνεδρίασή του σύμφωνα με τον Εσωτερικό Κανονισμό Λειτουργίας του Προγράμματος Μεταπτυχιακών Σπουδών στην Εφαρμοσμένη Στατιστική

Τα μέλη της Επιτροπής ήταν:

- Καθ. Αγιακλόγλου Χρήστος (Επιβλέπων)
- Καθ. Γκλεζάκος Μιχαήλ
- Επ. Καθ. Σεβρόγλου Βασίλειος

Η έγκριση της Διπλωματικής Εργασίας από το Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς δεν υποδηλώνει αποδοχή των γνώμων του συγγραφέα.

**UNIVERSITY OF PIRAEUS**



**DEPARTMENT OF STATISTICS  
AND INSURANCE SCIENCE**

**POSTGRADUATE PROGRAM IN  
APPLIED STATISTICS**

**DETERMINING CAUSAL RELATIONS  
BETWEEN CRUCIAL MACROECONOMIC  
INDICES AND GENERAL STOCK INDEX IN  
DEVELOPED AND DEVELOPING COUNTRIES**

By

Despoina A. Pantazi

MSc Dissertation

submitted to the Department of Statistics and Insurance  
Science of the University of Piraeus in partial fulfilment of  
the requirements for the degree of Master of Science in  
Applied Statistics

Piraeus, Greece  
May 2016



*Στους υιούς μου  
Κωνσταντίνο και Αναστάση*



## Ευχαριστίες

Στο σημείο αυτό θα ήθελα να εκφράσω τις θερμές μου ευχαριστίες προς τον κ. Αγιακλόγλου Χρήστο, Καθηγητή του Τμήματος Οικονομικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς, για την αμέριστη βοήθεια και καθοδήγησή του καθ' όλη τη διάρκεια εκπόνησης της Διπλωματικής Εργασίας. Επιπλέον, θα ήθελα να ευχαριστήσω την οικογένειά μου και το σύζυγό μου για τη συμπαράσταση και υποστήριξη που είχα.





## Περίληψη

Η εργασία αυτή έχει ως αντικείμενο μελέτης τον εντοπισμό αιτιότητας, σε βραχυχρόνιο και μακροχρόνιο ορίζοντα, στη σχέση μεταξύ του γενικού χρηματιστηριακού δείκτη και του μακροοικονομικού περιβάλλοντος, επικεντρώνοντας στη συνολική κατανάλωση, την ανεργία και τον πληθωρισμό. Η έρευνα πραγματοποιήθηκε σε αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες οικονομίες, μέλη της ομάδας G20, καθώς και στην εθνική οικονομία. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήθηκαν τριμηνιαίες παρατηρήσεις, σε χρονικό ορίζοντα μέχρι το τρίτο τρίμηνο του 2014, των τιμών κλεισίματος γενικών χρηματιστηριακών δεικτών, της συνολικής κατανάλωσης, του δείκτη ανεργίας και του δείκτη τιμών καταναλωτή (Δ.Τ.Κ.), για την Ιαπωνία, την Αργεντινή, τη Βραζιλία, τη Ρωσία, τη Γερμανία, την Αυστραλία, την Τουρκία, τη Γαλλία και την Ελλάδα.

Στα δεδομένα της ανάλυσης προσαρμόστηκαν τα αυτοπαλίνδρομα διμεταβλητά υποδείγματα (ανάλυση VAR) με απώτερο σκοπό την εφαρμογή των βασικών τους εργαλείων, όπως η αιτιότητα κατά Granger (Granger causality) και η συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων (Impulse Response Functions). Στις περιπτώσεις μη ικανοποίησης των προϋποθέσεων εφαρμογής των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων και δοθέντος συγκεκριμένης τάξεως ολοκληρωμένων χρονοσειρών, εφαρμόστηκε η μέθοδος του αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος κατανεμημένων χρονικών υστερήσεων (ARDL). Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η πλειονότητα των σχέσεων αιτιότητας που εντοπίστηκαν αφορούν κυρίως σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα και ότι η ύπαρξη και το είδος αιτιότητας σχετίζεται με την οικονομική ανάπτυξη. Επιπρόσθετα, στις περισσότερες αιτιατές σχέσεις που προέκυψαν, ο γενικός δείκτης επηρεάζει το μακροοικονομικό περιβάλλον με βασική εξαίρεση τον πληθωρισμό, ο οποίος επιδρά στις χρηματιστηριακές αποδόσεις.



## **Abstract**

This work focuses on finding causality in the relationship between the general stock index and the macroeconomic environment in the short and long term, focusing on the total consumption, the unemployment and the inflation. The study was conducted in both developed and developing countries, all members of G20, as well as in the national economy. More specifically, there were used quarterly observations, in a time period up to the third quarter of 2014, for the closing prices' stock indices, the total consumption, the unemployment rate and the consumer price index (CPI), as far as Japan, Argentina, Brazil, Russia, Germany, Australia, Turkey, France and Greece are concerned.

The above data were adjusted in the vector autoregressive model (VAR analysis) in order to implement the useful tools for the examination of causal relations methods, such as the Granger causality and the Impulse Response Functions. In the bivariate cases that the assumptions of VAR analysis are not satisfied, there was used the cointegration method of Autoregressive Distributed Lag Model. The outcomes show that the majority of the causal relations are not only in fact short-term causal ones but also depend, indeed, on the economy of each country. Additionally, in the most causal relations found, the stock market influences on the macroeconomic one, with basic exception the inflation, that reacts in the stock returns.



# ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



## ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

### ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

### ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΜΕΤΑΞΥ ΒΑΣΙΚΩΝ ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΓΕΝΙΚΟΥ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΣΕ ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΕΣ ΑΛΛΑ ΚΑΙ ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜΕΝΕΣ ΧΩΡΕΣ

Δέσποινα Α. Πανταζή

Διπλωματική Εργασία

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

Πειραιάς  
Μάιος 2016

Η παρούσα Διπλωματική Εργασία εγκρίθηκε ομόφωνα από την Τριμελή Εξεταστική Επιτροπή που ορίστηκε από τη ΓΣΕΣ του Τμήματος Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς στην υπ' αριθμ. .... συνεδρίασή του σύμφωνα με τον Εσωτερικό Κανονισμό Λειτουργίας του Προγράμματος Μεταπτυχιακών Σπουδών στην Εφαρμοσμένη Στατιστική

Τα μέλη της Επιτροπής ήταν:

- Καθ. Αγιακλόγλου Χρήστος (Επιβλέπων)
- Καθ. Γκλεζάκος Μιχαήλ
- Επ. Καθ. Σεβρόγλου Βασίλειος

Η έγκριση της Διπλωματικής Εργασίας από το Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς δεν υποδηλώνει αποδοχή των γνώμων του συγγραφέα.

**UNIVERSITY OF PIRAEUS**



**DEPARTMENT OF STATISTICS  
AND INSURANCE SCIENCE**

**POSTGRADUATE PROGRAM IN  
APPLIED STATISTICS**

**DETERMINING CAUSAL RELATIONS  
BETWEEN CRUCIAL MACROECONOMIC  
INDICES AND GENERAL STOCK INDEX IN  
DEVELOPED AND DEVELOPING COUNTRIES**

By

**Despoina A. Pantazi**

MSc Dissertation

submitted to the Department of Statistics and Insurance  
Science of the University of Piraeus in partial fulfilment of  
the requirements for the degree of Master of Science in  
Applied Statistics

Piraeus, Greece  
May 2016





*Στους υιούς μου  
Κωνσταντίνο και Αναστάση*



## **Ευχαριστίες**

Στο σημείο αυτό θα ήθελα να εκφράσω τις θερμές μου ευχαριστίες προς τον κ. Αγιακλόγλου Χρήστο, Καθηγητή του Τμήματος Οικονομικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς, για την αμέριστη βοήθεια και καθοδήγησή του καθ' όλη τη διάρκεια εκπόνησης της Διπλωματικής Εργασίας. Επιπλέον, θα ήθελα να ευχαριστήσω τους γονείς μου και το σύζυγό μου για τη συμπαράσταση και υποστήριξη που είχα.



# **Περίληψη**

**kygkgf**



# **Abstract**





# Περιεχόμενα

<b>Κατάλογος Πινάκων</b>	xv
<b>Κατάλογος Διαγραμμάτων</b>	xix
<b>Κατάλογος Συντομογραφιών</b>	xxi
<b>1. Σχέση Χρηματιστηριακών και Μακροοικονομικών Παραγόντων</b>	
1.1 Εισαγωγή	1
1.2 Χρηματιστηριακός Δείκτης	3
1.3 Πληθωρισμός	8
1.4 Ανεργία	17
1.5 Κατανάλωση	23
1.6 Θεωρητική Προσέγγιση της Υπό Μελέτης Σχέσης	32
1.7 Ανακεφαλαίωση	37
<b>2. Μεθοδολογία Ανάλυσης Χρονοσειρών</b>	
2.1 Εισαγωγή	39
2.2 Βασικά Στοχαστικά Υποδείγματα Χρονοσειρών	41
2.3 Η Έννοια της Στασιμότητας	49
2.4 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας	53
2.5 Η Έννοια της Συνολοκλήρωσης	58
2.6 Έλεγχος Συνολοκλήρωσης	60
2.7 Δυναμικά Πολυμεταβλητά Υποδείγματα	65
2.8 Διανυσματικό Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών	68
2.9 Αιτιότητα κατά Granger	71
2.10 Ανάλυση της Συνάρτησης Αιφνιδίων Αντιδράσεων	75
2.11 Ανακεφαλαίωση	79
<b>3. Εμπειρική Ανάλυση</b>	
3.1 Εισαγωγή	80
3.2 Παρουσίαση και Επεξεργασία Δεδομένων	81
3.3 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας	93

3.4	Εύρεση Κατάλληλου Αριθμού Υστερήσεων Διανυσματικού Αυτοπαλίνδρομου Υποδείγματος	100
3.5	Έλεγχος Συνολοκλήρωσης	106
3.6	Προσαρμογή Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών και Μακροχρόνια Αιτιότητα	109
3.7	Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger	113
3.8	Ανάλυση Αιφνιδίων Αντιδράσεων	119
3.9	Μέθοδος του Αυτοπαλίνδρομου Υποδείγματος Κατανεμημένων Χρονικών Υστερήσεων	137
3.10	Συμπεράσματα	140
<b>Παραρτήματα</b>		
	Παράρτημα Α: Έλεγχοι Στατιστικής Σημαντικότητας Εποχικών Δεικτών & Γραμμικής Τάσης	148
	Παράρτημα Β: Έλεγχοι Μοναδιαίας Ρίζας	167
	Παράρτημα Γ: Επιλογή Βέλτιστου Αριθμού Υστερήσεων Πολυμεταβλητών Αυτοπαλίνδρομων Υποδειγμάτων & Έλεγχος Υποθέσεων των Καταλοίπων	219
	Παράρτημα Δ: Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης Engle-Granger	260
	Παράρτημα Ε: Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών	270
	Παράρτημα ΣΤ: Έλεγχοι Granger causality	274
	Παράρτημα Ζ: Προσέγγιση ARDL για την περίπτωση της Αργεντινής	280
	Παράρτημα Η: Πίνακες Κριτικών Τιμών	286
	<b>Βιβλιογραφία</b>	293

## Κατάλογος Πινάκων

<b>Πίνακας 3.1:</b> Χρηματιστηριακοί δείκτες υψηλής κεφαλαιοποίησης για τις υπό μελέτη οικονομίες	82
<b>Πίνακας 3.2:</b> Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCONSUMPTION (Level)	96
<b>Πίνακας 3.3:</b> Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCONSUMPTION (1 <sup>st</sup> Differences)	96
<b>Πίνακας 3.4:</b> Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας του χρηματιστηριακού δείκτη (Level)	97
<b>Πίνακας 3.5:</b> Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας του χρηματιστηριακού δείκτη (1 <sup>st</sup> Differences)	97
<b>Πίνακας 3.6:</b> Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNUNEMPLOYMENT(Level)	98
<b>Πίνακας 3.7:</b> Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNUNEMPLOYMENT (1 <sup>st</sup> Differences)	98
<b>Πίνακας 3.8:</b> Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCPI (Level)	99
<b>Πίνακας 3.9:</b> Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCPI (1 <sup>st</sup> Differences)	99
<b>Πίνακας 3.10:</b> Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCPI (2 <sup>nd</sup> Differences)	100
<b>Πίνακας 3.11:</b> Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για την Ιαπωνία	103
<b>Πίνακας 3.12:</b> Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για την Αργεντινή	103
<b>Πίνακας 3.13:</b> Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για τη Βραζιλία	103
<b>Πίνακας 3.14:</b> Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για τη Ρωσία	104
<b>Πίνακας 3.15:</b> Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για την Γερμανία	104

<b>Πίνακας 3.16:</b> Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για την Αυστραλία	104
<b>Πίνακας 3.17:</b> Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για την Τουρκία	105
<b>Πίνακας 3.18:</b> Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για τη Γαλλία	105
<b>Πίνακας 3.19:</b> Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για την Ελλάδα	105
<b>Πίνακας 3.20:</b> Αποτελέσματα ελέγχου συνολοκλήρωσης Engle-Granger των ανά δύο υπό μελέτη χρονοσειρών	108
<b>Πίνακας 3.21:</b> Διμεταβλητά Δυναμικά Υποδείγματα Προσαρμογής των Χρονοσειρών	110
<b>Πίνακας 3.22:</b> Εκτίμηση διόρθωσης λαθών για τις μεταβλητές DLNRTSI-DLNCONSUMPTION_SA	111
<b>Πίνακας 3.23:</b> Εκτίμηση διόρθωσης λαθών για τις μεταβλητές DLNSP_ASX_200-DLNCONSUMPTION_SA	112
<b>Πίνακας 3.24:</b> Εκτίμηση διόρθωσης λαθών για τις μεταβλητές DLNSP_ASX_200-DLNCPI	112
<b>Πίνακας 3.25:</b> Αποτελέσματα των Granger causality για κάθε χρηματιστηριακό δείκτη με τη συνολική κατανάλωση της εκάστοτε οικονομίας	115
<b>Πίνακας 3.26:</b> Αποτελέσματα των Granger causality για κάθε χρηματιστηριακό δείκτη με το δείκτη ανεργίας της εκάστοτε οικονομίας	116
<b>Πίνακας 3.27:</b> Αποτελέσματα των Granger causality για κάθε χρηματιστηριακό δείκτη με το δείκτη πληθωρισμού (μεταβολή Δ.Τ.Κ.) της εκάστοτε οικονομίας	118
<b>Πίνακας 3.28:</b> Αποτελέσματα εκτίμησης του υποδείγματος ARDL(1,6) για την περίπτωση της Αργεντινής	139
<b>Πίνακας 3.29:</b> Αποτελέσματα του Bounds Test για την εκτίμηση του υποδείγματος ECM, αντίστοιχο προς το ARDL(1,6) υπόδειγμα	139
<b>Πίνακας 3.30:</b> Αποτελέσματα της αιτιότητας κατά Granger από την VAR ανάλυση	142
<b>Πίνακας 3.31:</b> Αποτελέσματα της μακροχρόνιας αιτιότητας από την εκτίμηση των VEC υποδειγμάτων	143
<b>Πίνακας 3.32:</b> Αποτελέσματα της ανάλυσης αιφνιδίων αντιδράσεων για την επίδραση της συνολικής κατανάλωσης στο χρηματιστηριακό δείκτη και αντίστροφα	144

<b>Πίνακας 3.33:</b> Αποτελέσματα της ανάλυσης αιφνιδίων αντιδράσεων για την επίδραση της ανεργίας στο χρηματιστηριακό δείκτη και αντίστροφα	145
<b>Πίνακας 3.34:</b> Αποτελέσματα της ανάλυσης αιφνιδίων αντιδράσεων για την επίδραση του πληθωρισμού στο χρηματιστηριακό δείκτη και αντίστροφα	145



## Κατάλογος Διαγραμμάτων

<b>Διάγραμμα 1.1:</b> Εξέλιξη της απόδοσης σημαντικών χρηματιστηριακών δεικτών	7
<b>Διάγραμμα 1.2:</b> Εξέλιξη του δείκτη πληθωρισμού σε επιλεγμένες χώρες-μέλη της G20	16
<b>Διάγραμμα 1.3:</b> Εξέλιξη του δείκτη ανεργίας σε επιλεγμένες χώρες-μέλη της G20	22
<b>Διάγραμμα 1.4:</b> Μακροχρόνια μεταβολή οριακής ροπής προς κατανάλωση	25
<b>Διάγραμμα 1.5:</b> Εξέλιξη της συνολικής κατανάλωσης σε επιλεγμένες χώρες-μέλη της G20	31
<b>Διάγραμμα 2.1:</b> Διαγράμματα λευκού θορύβου και αυτοσυσχετίσεών του	42
<b>Διάγραμμα 2.2:</b> Διάγραμμα Γκαουσιανού λευκού θορύβου	43
<b>Διάγραμμα 2.3:</b> Διαγράμματα αυτοπαλίνδρομων διαδικασιών	45
<b>Διάγραμμα 2.4:</b> Διαγράμματα τυχαίων περιπάτων	47
<b>Διάγραμμα 2.5:</b> Διαγράμματα μέσων κινητών όρων	48
<b>Διάγραμμα 3.1:</b> Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ιαπωνία	84
<b>Διάγραμμα 3.2:</b> Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Αργεντινή	85
<b>Διάγραμμα 3.3:</b> Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για τη Βραζιλία	86
<b>Διάγραμμα 3.4:</b> Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για τη Ρωσία	87
<b>Διάγραμμα 3.5:</b> Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για τη Γερμανία	88
<b>Διάγραμμα 3.6:</b> Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Αυστραλία	89
<b>Διάγραμμα 3.7:</b> Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Τουρκία	90
<b>Διάγραμμα 3.8:</b> Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για τη Γαλλία	91
<b>Διάγραμμα 3.9:</b> Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ελλάδα	92

<b>Διάγραμμα 3.10:</b> Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Ιαπωνίας	121
<b>Διάγραμμα 3.11:</b> Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Αργεντινής με την εκτίμηση VAR(1) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη ανεργίας	123
<b>Διάγραμμα 3.12:</b> Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Βραζιλίας	125
<b>Διάγραμμα 3.13:</b> Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Ρωσίας	126
<b>Διάγραμμα 3.14:</b> Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Γερμανίας	128
<b>Διάγραμμα 3.15:</b> Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Αυστραλίας	130
<b>Διάγραμμα 3.16:</b> Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Τουρκίας	132
<b>Διάγραμμα 3.17:</b> Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Γαλλίας	134
<b>Διάγραμμα 3.18:</b> Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Ελλάδας	136
<b>Διάγραμμα 3.19:</b> Επιλογή του υποδείγματος ARDL(1,6) με το κριτήριο του Akaike	138



## Κατάλογος Συντομογραφιών

G20	Ομάδα των Είκοσι
XAA	Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών
Δ.Τ.Κ.	Δείκτης Τιμών Καταναλωτή
Εν.Δ.Τ.Κ.	Εναρμονισμένος Δείκτης Τιμών Καταναλωτή
ΑΕΠ	Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν
Δ.Ν.Τ.	Διεθνές Νομισματικό Ταμείο
MPC	Marginal Propensity to Consume
APC	Average Propensity to Consume
PI	Permanent Income
WN	White Noise
AR	Autoregressive
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
GARCH	Generalized ARCH
LM	Lagrange Multiplier
DW	Durbin Watson
MA	Moving Average
ARMA	Autoregressive Moving Average
ARIMA	Autoregressive Integrated Moving Average
DF	Dickey-Fuller
ADF	Augmented Dickey-Fuller
AIC	Akaike's Information Criterion
SC	Schwarz criterion
PP	Phillips-Perron
VAR	Vector Autoregressive
VEC or VECM	Vector Error Correction
ECM	Error Correction Model
LR	Likelihood Ratio
MSE	Mean Square Error
VMA	Vector Moving Average

ARDL

Autoregressive Distributed Lag

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

## Σχέση Χρηματιστηριακών και Μακροοικονομικών Παραγόντων

### 1.1 Εισαγωγή

Σε μία παγκοσμιοποιημένη οικονομία είναι προφανές πως οι χρηματιστηριακές αγορές καταλαμβάνουν περίοπτη θέση. Το χρηματιστήριο διαδραματίζει κεντρικό ρόλο στη χρηματοοικονομική διαμεσολάβηση, τόσο στις αναπτυγμένες όσο και στις αναπτυσσόμενες αγορές, με τη μεταφορά επενδυτικών κεφαλαίων από τις πλεονασματικές προς τις ελλειμματικές οικονομικές μονάδες. Αυτό συμβαίνει γιατί καθώς η οικονομία αναπτύσσεται, χρειάζονται περισσότεροι πόροι για να καλύψουν τη ζήτηση που δημιουργείται από τις επιχειρηματικές οργανώσεις και τους ιδιώτες επενδυτές. Το χρηματιστήριο, κατά συνέπεια, παρέχει στις επιχειρήσεις, την κυβέρνηση και τους επενδυτές μία λύση για να αντλήσουν κεφάλαια από την πώληση αξιογράφων. Ως ένας σημαντικός πυλώνας της οικονομίας της κάθε χώρας, η χρηματιστηριακή αγορά παρατηρείται προσεκτικά από κυβερνητικούς οργανισμούς, εταιρείες και επενδυτές. Δοθέντος ότι οι περισσότερες χρηματοπιστωτικές αγορές συνδέονται μεταξύ τους, οι κίνδυνοι που ελλοχεύουν για κάθε χρηματιστηριακή αγορά είναι επίσης συνδεδεμένοι. Ωστόσο, τόσο οι ώριμες, όσο και οι αναδύμενες χρηματοπιστωτικές αγορές, είχαν σημαντική μεταβλητότητα τα τελευταία χρόνια. Ξαφνικές αλλαγές στην οικονομική κατάσταση μπορεί να επηρεάσουν την αντίληψη των επενδυτών και την τελική απόφαση προς την κατεύθυνση που θα ακολουθήσουν στη χρηματιστηριακή αγορά. Φυσικά, παρά τα χρηματιστηριακά κραχ και τις μεγάλες διακυμάνσεις που παρουσιάζονται, το ενδιαφέρον για χρηματιστηριακές επενδύσεις παραμένει ανά τους καιρούς αμείωτο.

Η τάση της διακύμανσης των χρηματιστηριακών δεικτών συνδέεται με κινδύνους που αφορούν σε μακροοικονομικούς παράγοντες - κίνδυνοι που επιδρούν στο χρηματιστήριο. Η

οικονομία δεν είναι ποτέ σταθερή. Όλα τα σημαντικά μεγέθη της, όπως το επίπεδο του εισοδήματος, της απασχόλησης, της ανεργίας, των τιμών των εξαγωγών κ.α., μεταβάλλονται διαχρονικά και οι μεταβολές αυτές είναι γνωστές με τον όρο οικονομικοί κύκλοι. Οι οικονομολόγοι ανέπτυξαν διάφορες θεωρίες στην προσπάθειά τους να κατανοήσουν και να ερμηνεύσουν το φαινόμενο των οικονομικών διακυμάνσεων. Άλλες θεωρίες εντοπίζουν τη γενεσιουργό αιτία σε εξωτερικούς παράγοντες, όπως οι εφευρέσεις με τεχνολογικές και οικονομικές εφαρμογές ή οι πόλεμοι και άλλα πολιτικά και τυχαία συμβάντα. Ορισμένες θεωρίες τονίζουν παράγοντες που προέρχονται από το ίδιο το οικονομικό σύστημα. Στην κατηγορία αυτή ανήκουν οι θεωρίες που ορίζουν τον οικονομικό κύκλο ως ένα καθαρά νομισματικό φαινόμενο, δηλαδή αποτέλεσμα της κακής διαχείρισης της προσφοράς χρήματος από τις νομισματικές αρχές, όπως επίσης και οι θεωρίες της υποκατανάλωσης ή υπερεπένδυσης.

Αναφορικά με τους κινδύνους που επιδρούν στις αγορές, ένα από τα σοβαρότερα προβλήματα που αντιμετωπίζουν τα τελευταία χρόνια, κυρίως οι αναπτυγμένες οικονομίες, είναι το φαινόμενο του πληθωρισμού – φαινόμενο που προσεγγίζει το δείκτη κόστους ζωής. Επιπρόσθετα, η ανεργία ολοένα και αυξάνεται τόσο σε αναπτυγμένες όσο και αναπτυσσόμενες οικονομίες, ενώ ταυτόχρονα η κατανάλωση είναι καθοριστικός παράγοντας της ζήτησης και συνεπώς της πορείας μιας οικονομίας. Ενδιαφέρον, συνεπώς, παρουσιάζει η μελέτη των τριών προαναφερόμενων μακροοικονομικών παραγόντων, η μεταξύ τους σχέση καθώς και το αν ή όχι αιτιάζονται το χρηματιστηριακό δείκτη.

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζονται οι χρηματιστηριακοί παράγοντες, που θα επικεντρωθούν στην έννοια του χρηματιστηριακού δείκτη, καθώς και κάποιοι βασικοί μακροοικονομικοί παράγοντες. Πιο συγκεκριμένα, αναφέρονται οι βασικές έννοιες του χρηματιστηριακού δείκτη, η ταξινόμησή του, ο βασικός τρόπος υπολογισμού του, καθώς και η σπουδαιότητά του για την εκάστοτε οικονομία. Έπειτα, αναλύονται τρεις σημαντικοί μακροοικονομικοί παράγοντες που έχουν, στη σύγχρονη εποχή, σημαντική επίδραση στην οικονομία κάθε χώρας. Συγκεκριμένα, ορίζεται η έννοια του πληθωρισμού, της ανεργίας και της κατανάλωσης. Αρχικά, για τον πληθωρισμό, δίνεται ο ορισμός, τα σημαντικότερα εργαλεία με τα οποία μετράται, οι βασικές αιτίες που τον προκαλούν, καθώς και οι συνέπειες που προκαλεί σε μία οικονομία. Επίσης, αναφέρονται κάποια συνήθη μέτρα αντιπληθωριστικής πολιτικής. Στο επόμενο στάδιο ορίζεται η ανεργία και δίνεται ο τρόπος μέτρησής της. Έπειτα, αναφέρονται τα είδη και οι συνέπειες που την χαρακτηρίζουν, καθώς

και συγκεκριμένοι τρόποι καταπολέμησής της. Εν συνεχεία, δίνεται η έννοια της κατανάλωσης, καθώς και τα βασικότερα υποδείγματα αποτίμησής της στη σύγχρονη μακροοικονομική θεωρία. Επιπρόσθετα, παρατίθενται κάποιοι σημαντικοί παράγοντες που επηρεάζουν την κατανάλωση. Επισημαίνεται ότι σε κάθε μία μεταβλητή που εξετάζεται δίνεται μία συνοπτική εικόνα της διαχρονικής της εξέλιξη, για επιλεγμένες χώρες-μέλη της ομάδας G20 καθώς και την περίπτωση της Ελλάδας.<sup>1</sup> Τέλος, συνοψίζεται μία θεωρητική προσέγγιση της σχέσης των χρηματιστηριακών αποδόσεων με διάφορες μακροοικονομικές μεταβλητές, όπως πληθωρισμός, οικονομική δραστηριότητα, επιτόκια, γενικό επίπεδο τιμών, εθνικό εισόδημα, προσφορά χρήματος, συναλλαγματική ισοτιμία κ.α.

## 1.2 Χρηματιστηριακός Δείκτης

### ΟΡΙΣΜΟΣ

Για τους επενδυτές, η γνώμη των διακυμάνσεων του επιπέδου των τιμών των μετοχών είναι απαραίτητη, δεδομένου ότι αυτές εκφράζουν αντίστοιχες διαφοροποιήσεις στην προσφορά και ζήτηση και δείχνουν το κλίμα που επικρατεί κάθε φορά στην αγορά. Ωστόσο, η κατάσταση είναι δυσκολότερη με την αύξηση του αριθμού των εισηγμένων επιχειρήσεων, αφού ο κάθε επενδυτής για να καταλάβει τις διαμορφούμενες καταστάσεις και τάσεις, πρέπει να εξετάσει και να αναλύσει τα δεδομένα αντίστοιχα μεγάλου αριθμού επιχειρήσεων.

Η αντιμετώπιση του προβλήματος αυτού πραγματοποιήθηκε με τους «δείκτες τιμών», οι οποίοι αποτελούν πλασματικά μεγέθη και εκφράζουν συνοπτικά και αρκετά ικανοποιητικά τις μεταβολές του επιπέδου τιμών. Ένας δείκτης, για να εκφράζει αποτελεσματικά το κλίμα και τις τάσεις της αγοράς, θα πρέπει να προκύπτει από τη σύνθεση των δεδομένων όλων των εισηγμένων επιχειρήσεων στις οποίες αναφέρεται.<sup>2</sup> Ωστόσο, στην πράξη, με την εφαρμογή της στατιστικής επιστήμης και των τεχνικών της δειγματοληψίας, είναι εφικτή η διαμόρφωση

---

<sup>1</sup> Η επίσημη ιστοσελίδα της Ομάδας των Είκοσι (G20, 2015) παρέχει χρήσιμες πληροφορίες και αναφέρεται ότι αποτελείται από είκοσι μεγάλες προηγμένες και αναδυόμενες οικονομίες (19 χώρες και η Ευρωπαϊκή Ένωση). Τα μέλη του G20 αντιπροσωπεύουν περίπου το 85 τοις εκατό του παγκοσμίου εγχώριου ακαθάριστου προϊόντος, πάνω από το 75 τοις εκατό του παγκοσμίου εμπορίου και τα δύο τρίτα του παγκόσμιου πληθυσμού.

<sup>2</sup> Ένας από τους πρώτους και διασημότερους χρηματιστηριακούς δείκτες στον κόσμο είναι ο δείκτης Dow Jones. Ο δείκτης αυτός χρωστά το όνομά του σε ένα δημοσιογράφο, τον Charles Dow, που μαζί με το συντάκτη του, Edward Jones, ίδρυσαν στα τέλη του 19ου αιώνα την εφημερίδα «Wall Street Journal», καθώς και το διάσημο δείκτη.

αποτελεσματικών δεικτών οι οποίοι βασίζονται στα δεδομένα ενός (αντιπροσωπευτικού) υποσυνόλου μετοχών (Γκλεζάκος, 2008).

## **ΤΑΞΙΝΟΜΗΣΗ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ**

Οι δείκτες ταξινομούνται σε διάφορες κατηγορίες, ανάλογα με τις μετοχές που απαρτίζουν και τον τρόπο με τον οποίο υπολογίζονται οι τιμές τους.

❖ Ειδικότερα, με βάση το πρώτο κριτήριο υπάρχει η ακόλουθη διάκριση:

- ***ΚΛΑΔΙΚΟΙ ΔΕΙΚΤΕΣ***

Οι κλαδικοί δείκτες εκφράζουν το επίπεδο των τιμών και τις μεταβολές των τιμών των μετοχών των εταιριών που ανήκουν σε κάποιο συγκεκριμένο κλάδο, όπως π.χ. πληροφορικής, κλωστοϋφαντουργίας, μεταποίησης μετάλλων κ.α.

- ***ΓΕΝΙΚΟΙ ΔΕΙΚΤΕΣ***

Οι γενικοί δείκτες αναφέρονται στο σύνολο των εισηγμένων εταιριών μιας χρηματιστηριακής αγοράς, όπως π.χ. ο Γενικός Δείκτης τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών (ΧΑΑ). Οι γενικοί δείκτες αντιπροσωπεύουν το σύνολο μιας χρηματιστηριακής αγοράς. Σε αυτή την κατηγορία ανήκουν δείκτες που περιλαμβάνουν όλες τις μετοχές που γίνονται αντικείμενο διαπραγμάτευσης σε μία συγκεκριμένη αγορά, ή τουλάχιστον ένα αντιπροσωπευτικό δείγμα τους.

- ***ΕΙΔΙΚΟΙ ΔΕΙΚΤΕΣ***

Οι ειδικοί δείκτες εκφράζουν το επίπεδο τιμών και τις τάσεις των επιχειρήσεων που κατατάσσονται σε ομάδες με βάση διακλαδικά κριτήρια, όπως το μέγεθος (δείκτες που περιλαμβάνουν μετοχές που έχουν παρόμοια κεφαλαιοποίηση), ή η επικινδυνότητα των επιχειρήσεων στις οποίες αναφέρονται (όπως π.χ. ο Δείκτης Υψηλής Κυκλοφοριακής Ταχύτητας του ΧΑΑ ή όπως ο Δείκτης Παράλληλης Αγοράς).

- ❖ Από τις κατηγορίες των δεικτών που διαμορφώνονται με βάση τον τρόπο υπολογισμού τους, οι κυριότεροι είναι οι εξής:
  - Δείκτες σταθμισμένοι με τη χρηματιστηριακή αξία των επιχειρήσεων που μετέχουν σε αυτούς (value weighted indices)
  - Δείκτες οι οποίοι υπολογίζονται ως απλοί αριθμητικοί μέσοι των τιμών των μετοχών που μετέχουν σε αυτούς (equally weighted indices)
  - Δείκτες που σταθμίζονται με βάση τις τιμές των μετοχών που μετέχουν σε αυτούς (price weighted indices)

## **ΧΡΗΣΙΜΟΤΗΤΑ ΔΕΙΚΤΩΝ**

Οι χρηματιστηριακοί δείκτες επιτρέπουν σε όσους ασχολούνται με τις χρηματιστηριακές επενδύσεις να αντιλαμβάνονται άμεσα και καθαρά τις μεταβολές στο επίπεδο τιμών της αγοράς. Όταν η αγορά κινείται ανοδικά ή καθοδικά η αξία των χαρτοφυλακίων τους επηρεάζεται αντίστοιχα. Οι δείκτες εξυπηρετούν, επίσης, στον εντοπισμό και στη μελέτη των παραμέτρων που επηρεάζουν τις τιμές των τίτλων, δεδομένου ότι οι διαδοχικές τιμές τους ποσοτικοποιούν την πορεία της χρηματιστηριακής αγοράς και έτσι καθιστούν δυνατή την εφαρμογή μεθόδων ποσοτικής ανάλυσης για τη μελέτη της σχέσης τους με άλλες ποσοτικοποιημένες παραμέτρους, όπως π.χ. τα επιτόκια, οι ρυθμοί ανάπτυξης των οικονομιών, ο πληθωρισμός, οι ισοτιμίες, τα οικονομικά μεγέθη των εισηγμένων επιχειρήσεων κ.α. Επιτρέπουν, επίσης, τη μελέτη των βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων τάσεων της αγοράς (technical analysis) και τον υπολογισμό της ευαισθησίας κάθε μετοχής στις διακυμάνσεις της αγοράς («Συστηματικός Κίνδυνος» - «Market Risk»). Τέλος, δίνουν την επιλογή επένδυσης μέσω των χρηματιστηριακών παραγώγων (Συμβόλαια Μελλοντικής Εκπλήρωσης - Futures, Δικαιώματα – Options κ.α.).

## **ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΤΗΣ ΤΙΜΗΣ ΚΑΙ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΟΛΩΝ ΤΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ**

Η τιμή ενός δείκτη υπολογίζεται καθημερινά με βάση τη τιμή κλεισίματος και με βάση διαφόρων στοιχείων, που αναφέρονται στη μεταβολή των μετοχών της κάθε εταιρίας (σε περίπτωση που πραγματοποιείται αύξηση ή μείωση μετοχικού κεφαλαίου). Επιπρόσθετα,

υπολογίζονται σε πραγματικό χρόνο σύμφωνα με τις τρέχουσες τιμές των μετοχών. Από την άλλη, η διαφοροποίηση της τιμής του δείκτη, σε κάθε χρονική περίοδο, εκφράζει τη μεταβολή του επιπέδου τιμών της αντίστοιχης χρηματιστηριακής αγοράς.

Η τιμή του Γενικού Δείκτη υπολογίζεται με βάση τη σχέση:

$$\Gamma\Delta = \frac{\sum_{i=1}^n P_i N_i}{d}$$

όπου  $i$ = οι μετοχές ( $i=1,2,3,\dots,n$ ),  $P_i$  η τιμή της μετοχής (τιμή κλεισίματος ή τρέχουσα τιμή),  $N_i$  ο αριθμός των μετοχών σε «τεμάχια» της μετοχής  $i$  και  $d$  η βάση υπολογισμού του Δείκτη, δηλαδή η συνολική αξία των εταιριών του Δείκτη κατά την περίοδο έναρξης του υπολογισμού του.<sup>3</sup> Το  $d$  επαναπροσδιορίζεται κάθε φορά που καταβάλλονται μερίσματα από τις εταιρίες του δείκτη, καθώς και κάθε φορά που πραγματοποιούνται από αυτές μεταβολές του μετοχικού κεφαλαίου τους.

#### **ΔΕΙΚΤΗΣ ΣΥΝΟΛΙΚΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ**

Η διανομή μερίσματος επηρεάζει τη τιμή της μετοχής στην αγορά και συνεπώς τη χρηματιστηριακή αξία της εταιρίας, χωρίς όμως να θίγεται η αξία της περιουσίας του δικαιούχου επενδυτή. Ο Δείκτης Συνολικής Απόδοσης μετρά την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη υποθέτοντας την επανεπένδυση του μερίσματος των μετοχών που συμμετέχουν σε αυτόν κατά την ημερομηνία αποκοπής του μερίσματος. Συνεπώς, ο Γενικός Δείκτης ενσωματώνει πλήρως τη μεταβολή της τιμής της μετοχής που οφείλεται στην αποκοπή του δικαιώματος ενώ, αντιθέτως, ο Δείκτης Συνολικής Απόδοσης του Γενικού Δείκτη, απεναντίας, αναπροσαρμόζει τη τιμή Γενικού Δείκτη προκειμένου να μην ενσωματωθεί η μείωση της τιμής.

#### ***Εξέλιξη διάφορων χρηματιστηριακών δεικτών υψηλής κεφαλαιοποίησης***

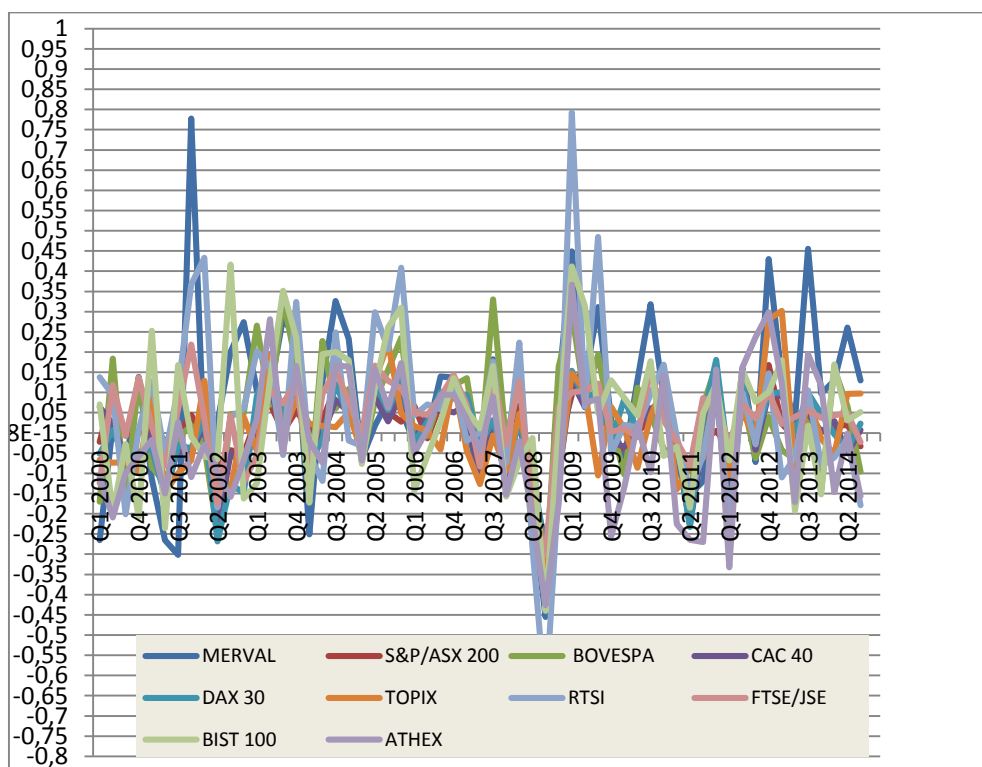
Στο σημείο αυτό παρατίθεται μία διαχρονική εξέλιξη, σε τριμηνιαία βάση από το 2000 έως το 2014, των αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών υψηλής κεφαλαιοποίησης σε διάφορες

---

<sup>3</sup> Η χρηματιστηριακή αξία (Market Capitalization Value ή MCV<sub>i</sub>) μιας εισηγμένης επιχείρησης ορίζεται ως το γινόμενο του αριθμού των μετοχών της ( $N$ ) επί την τιμή της μετοχής της ( $P_i$ ), δηλαδή  $MCV_i = N \cdot P_i$ .



οικονομίες-μέλη της ομάδας G20. Συγκεκριμένα, στο Διάγραμμα 1.1 διαφαίνονται οι δείκτες για τις χώρες της Αργεντινής (δείκτης Merval), της Αυστραλίας (δείκτης S&P/ASX 200), της Βραζιλίας (δείκτης BOVESPA), της Γαλλίας (δείκτης CAC 40), της Γερμανίας (δείκτης DAX 30), της Ιαπωνίας (δείκτης TOPIX), της Ρωσίας (δείκτης RTSI), της Νοτίου Αφρικής (δείκτης FTSE/JSE), της Τουρκίας (δείκτης BIST 100) και της Ελλάδας (δείκτης ATHEX COMPOSITE/ GD). Όπως παρατηρείται στο Διάγραμμα 1.1, οι χώρες της Αργεντινής, της Ρωσίας και της Ελλάδας χαρακτηρίζονται από έντονες διακυμάνσεις στις αποδόσεις των αντίστοιχων γενικών χρηματιστηριακών δεικτών, συνεπώς και υψηλό ρίσκο. Ενδιαφέρουσα παρατήρηση αποτελεί το γεγονός ότι οι τρεις δείκτες με υψηλές κατά περιόδους αποδόσεις προέρχονται από αναπτυσσόμενες και όχι αναπτυγμένες οικονομίες. Αντιθέτως, οι χρηματιστηριακοί δείκτες στις αναπτυγμένες οικονομίες παρουσιάζουν μία πιο εξομαλυμένη συμπεριφορά, χωρίς έντονες διακυμάνσεις και με μειωμένο κίνδυνο επένδυσης. Προφανώς ο κίνδυνος αυτός σχετίζεται με την οικονομική ανάπτυξη της κάθε χώρας.



**Διάγραμμα 1.1**

**Εξέλιξη της απόδοσης σημαντικών χρηματιστηριακών δεικτών**

Σημαντικός παράγοντας για την πορεία ενός χρηματιστηριακού δείκτη αποτελεί η κάθε μετοχή, δηλαδή η οικονομική δραστηριότητα των εταιριών που αποτελούν το δείκτη, που αναπόφευκτα σχετίζεται με την οικονομία της εκάστοτε χώρας, αλλά και με την αλληλεπίδραση όλων των οικονομιών. Ο ειδικός κίνδυνος μπορεί να περιορισθεί μέσω της διασποράς (δηλαδή επένδυση σε διαφορετικές μετοχές και διαφορετικούς κλάδους), το οποίο καθιστά εφικτό τον συμψηφισμό των ευνοϊκών και δυσμενών εξελίξεων, περιορίζοντας έτσι τον ειδικό κίνδυνο σε μηδενικά επίπεδα. Συγκεκριμένα, εμπειρικές έρευνες απέδειξαν ότι όσο αυξάνεται ο αριθμός των διαφορετικών μετοχών (μεγαλύτερη διασπορά) τόσο ο μη συστηματικός κίνδυνος συγκλίνει στο μηδέν. Απαραίτητη, ωστόσο, προϋπόθεση είναι να μην υπάρχει τέλεια συσχέτιση μεταξύ των αναλαμβανόμενων επενδύσεων. Συνεπώς, κάθε χρηματιστηριακός δείκτης στοχεύει στην εξάλειψη του μη συστηματικού κινδύνου (με εξαίρεση τους κλαδικούς). Ωστόσο, το γεγονός ότι αφορά στην ίδια οικονομία συνεπάγεται μη μηδενικό ειδικό κίνδυνο. Όσον αφορά τον συστηματικό κίνδυνο, παραμένει αμείωτος-τουλάχιστον για επενδύσεις που απευθύνονται στην ίδια οικονομία. Συνεπώς, μία σωστή επιλογή χαρτοφυλακίου επένδυσης (ισοδύναμα και δείκτη) προϋποθέτει διασπορά σε επιχειρήσεις και κλάδους της αγοράς ώστε να μειωθεί ο μη συστηματικός κίνδυνος και κατ' επέκταση ο συνολικός (αφού είναι το άθροισμα του ειδικού και του συστηματικού κινδύνου).

### **1.3 Πληθωρισμός**

#### **ΟΡΙΣΜΟΣ**

Ο πληθωρισμός μπορεί να οριστεί ως μία συνεχής αύξηση του γενικού επιπέδου των τιμών, ή εναλλακτικά ως μία διαρκής πτώση (αποπληθωρισμός). Πρέπει, όμως, να διασαφηνιστούν κάποια χαρακτηριστικά στον ορισμό του πληθωρισμού. Πρώτον, ο πληθωρισμός αναφέρεται στην αλλαγή του γενικού επιπέδου των τιμών και όχι στις αλλαγές κάποιων συγκεκριμένων αγαθών συγκριτικά με άλλα. Οι αλλαγές αυτές είναι κοινές, ακόμα

και όταν το συνολικό επίπεδο είναι σταθερό.<sup>4</sup> Ωστόσο, όταν υπολογίζεται η μέση αύξηση των τιμών, δίνεται μεγαλύτερη βαρύτητα στις τιμές των προϊόντων για τα οποία δαπανώνται περισσότερα χρήματα. Κατά δεύτερον, οι τιμές αφορούν σε αγαθά και υπηρεσίες και όχι σε περιουσιακά στοιχεία και κατά τρίτον, ο πληθωρισμός είναι το φαινόμενο μίας ουσιαστικής και συνεχούς αύξησης του γενικού επιπέδου τιμών και όχι μίας στιγμιαίας αυτοτελούς αύξησης των τιμών.<sup>5</sup> Επιπρόσθετα, κρίνεται απαραίτητο να διασαφηνιστεί ότι τα είδη των οποίων οι τιμές αλλάζουν συχνότερα δεν αποτελούν απαραίτητως και τους παράγοντες με τη μεγαλύτερη επίδραση στο δείκτη. Ο ρυθμός πληθωρισμού εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από το μερίδιο κάθε προϊόντος στη μέση καταναλωτική δαπάνη των νοικοκυριών, με άλλα λόγια από το "συντελεστή στάθμισης" κάθε προϊόντος (Labonte, 2011).

## ΜΕΤΡΗΣΗ

Δεν υπάρχει ένας μοναδικός τρόπος μέτρησης του πληθωρισμού. Η άνοδος του γενικού επιπέδου των τιμών, η ουσία του πληθωρισμού, μετριέται με τη χρήση ενός δείκτη τιμών που αθροίζει τις τιμές των διαφόρων προϊόντων και υπηρεσιών. Στην ιδανική περίπτωση, θα πρέπει να χρησιμοποιείται ένας δείκτης τιμών σε ευρεία βάση και ένας στον οποίο οι επιμέρους τιμές θα σταθμίζονται ώστε να δείξει τη σημασία των εκάστοτε προϊόντων για την οικονομία. Πολλοί διαφορετικοί δείκτες τιμών είναι διαθέσιμοι που μετρούν διαφορετικούς τύπους ρυθμών πληθωρισμού. Οι σημαντικότεροι είναι ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (Δ.Τ.Κ.), ο Εναρμονισμένος Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (Εν.Δ.Τ.Κ.), ο Δείκτης Τιμών Παραγωγού (Δ.Τ.Π.), ο Αποπληθωριστής Ακαθάριστου Εθνικού Προϊόντος (Αποπληθωριστής Α.Ε.Π) και ο Δείκτης Δομικού Πληθωρισμού (Core Price Index) .

---

<sup>4</sup> Για πολλούς οικονομολόγους, ιδιαίτερο πρόβλημα στον ορισμό του πληθωρισμού εντοπίζεται στο πώς να οριστεί η αύξηση ενός σημαντικού αγαθού, όπως είναι το πετρέλαιο. Δεδομένου ότι εισέρχεται στην παραγωγική διαδικασία, καθώς και ότι αποτελεί τελικό προϊόν, μπορεί να προκαλέσει αύξηση των τιμών σε πολλά άλλα αγαθά. Το πρόβλημα έγκειται στο πώς να οριστεί αυτό το φαινόμενο: πληθωρισμός ή σχετική αύξηση των τιμών.

<sup>5</sup> Η λέξη ουσιαστική αύξηση δεν μπορεί να προσδιοριστεί επακριβώς. Όλοι οι μεγάλοι δείκτες τιμών έχουν μια σειρά από αδυναμίες, όπως μόνο ελλιπής διόρθωση για τις αλλαγές στην ποιότητα των αγαθών και των υπηρεσιών που περιλαμβάνονται. Για το λόγο αυτό, σχετικά χαμηλά ποσοστά πληθωρισμού (της τάξης του συν ή πλην 2% ή λιγότερο) συχνά θεωρούνται ότι είναι ισοδύναμα με τη σταθερότητα του επιπέδου των τιμών.

- **ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΗ**

Ο συνηθέστερος τρόπος μέτρησης του πληθωρισμού γίνεται με τη χρήση του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (Consumer Price Index). Όλα τα αγαθά και οι υπηρεσίες που καταναλώνουν τα νοικοκυριά, στη διάρκεια ενός έτους, αντιπροσωπεύονται από ένα "καλάθι" ειδών. Το καλάθι αυτό θεωρείται σταθερό και αμετάβλητο αλλά τα αντικείμενα σταθμίζονται βάσει του πόσο καταναλώνονται από το μέσο νοικοκυριό. Κάθε προϊόν στο καλάθι αυτό έχει μία τιμή, η οποία μπορεί να μεταβληθεί με την πάροδο του χρόνου. Ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού, με το δείκτη αυτό, είναι η τιμή του συνολικού καλαθιού ένα συγκεκριμένο μήνα σε σύγκριση με την τιμή που είχε τον ίδιο μήνα ένα έτος νωρίτερα, δηλαδή μετράει κατά μία έννοια τη μεταβολή στο κόστος ζωής. Ωστόσο, στο συγκεκριμένο δείκτη υπάρχει ένα σφάλμα λάθους που κυμαίνεται από 0,5 έως 2%.<sup>6</sup>

- **ΕΝΑΡΜΟΝΙΣΜΕΝΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ**

Στη ζώνη του ευρώ, ο πληθωρισμός τιμών καταναλωτή μετρείται με βάση τον "Εναρμονισμένο Δείκτη Τιμών Καταναλωτή" (HICP), ο οποίος συχνά αναφέρεται με το ακρωνύμιο "Εν.Δ.Τ.Κ.". Ο όρος "εναρμονισμένος" δηλώνει ότι όλες οι χώρες στην Ευρωπαϊκή Ένωση ακολουθούν την ίδια μεθοδολογία. Έτσι, διασφαλίζεται ότι τα στοιχεία για μία χώρα μπορούν να συγκριθούν με τα στοιχεία μιας άλλης.

Προτού το ευρώ γίνει κοινό νόμισμα στην Ευρωζώνη, κάθε χώρα χρησιμοποιούσε τις δικές της εθνικές μεθόδους και διαδικασίες για τη μέτρηση του πληθωρισμού. Με την εισαγωγή του ευρώ, κατέστη αναγκαία η ύπαρξη ενός μέσου μέτρησης του πληθωρισμού για ολόκληρη τη ζώνη του ευρώ, που να επιτρέπει τη σύγκριση μεταξύ χωρών, χωρίς κενά και διπλά στοιχεία. Ο Εν.Δ.Τ.Κ., ο οποίος στηρίζεται από ένα σύνολο νομικά δεσμευτικών κανόνων, δημιουργήθηκε για το σκοπό αυτό.

Αναφορικά με τον υπολογισμό του δείκτη, σε κάθε χώρα της ζώνης του ευρώ υπάρχει εθνική στατιστική υπηρεσία. Η υπηρεσία αυτή υπολογίζει τον Εν.Δ.Τ.Κ. της συγκεκριμένης οικονομίας. Στη συνέχεια, κάθε εθνική στατιστική υπηρεσία αποστέλλει τα στοιχεία της στη Eurostat, τη στατιστική υπηρεσία των Ευρωπαϊκών Κοινοτήτων, η οποία και υπολογίζει τον Εν.Δ.Τ.Κ. για το σύνολο της Ευρωζώνης. Πιο συγκεκριμένα, η επίδραση της μεταβολής μίας

---

<sup>6</sup> Βλ. υποσημείωση 4 και 5.

μόνο τιμής στον Εν.Δ.Τ.Κ. εξαρτάται από το πόσα χρήματα δαπανούν τα νοικοκυριά, κατά μέσο όρο, για συγκεκριμένο προϊόν. Αρχικά, στη μέτρηση του Εν.Δ.Τ.Κ. οι ομάδες προϊόντων σταθμίζονται σύμφωνα με τη βαρύτητά τους στο μέσο προϋπολογισμό των νοικοκυριών. Οι συντελεστές στάθμισης, οι οποίοι αναπροσαρμόζονται τακτικά προκειμένου ο δείκτης να παραμένει έγκυρος και να αντανακλά τις μεταβαλλόμενες καταναλωτικές τάσεις, υπολογίζονται με βάση τα αποτελέσματα ερευνών στις οποίες τα νοικοκυριά καλούνται να καταγράψουν πού ξοδεύουν τα χρήματά τους. Οι συντελεστές στάθμισης είναι εθνικοί μέσοι όροι που αντανακλούν τις δαπάνες όλων των καταναλωτών (πλούσιων και φτωχών, νέων και ηλικιωμένων κ.λ.π.). Στη συνέχεια, για τη μέτρηση του δείκτη, οι χώρες σταθμίζονται σύμφωνα με το μερίδιό τους στη συνολική καταναλωτική δαπάνη της ζώνης του ευρώ (ECB, 2015).

- ***ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ ΠΑΡΑΓΩΓΟΥ***

Ένα άλλο μέτρο μέτρησης του πληθωρισμού είναι ο Δείκτης Τιμών Παραγωγού. Ο δείκτης αυτός μετρά τις μέσες μεταβολές των τιμών στα αγαθά που παράγουν οι εγχώριοι παραγωγοί. Αυτό γίνεται γιατί υπάρχει διαφορά στη τιμή που καταβάλλει ο καταναλωτής με τη τιμή που εισπράττει ο παραγωγός, και εκεί έγκειται η διαφορά του δείκτη αυτού από το Δ.Τ.Κ. Ο Δείκτης Τιμών Παραγωγού εκφράζει την πίεση που ασκείται στους παραγωγούς από το κόστος των πρώτων υλών τους.

- ***ΑΠΟΠΛΗΘΩΡΙΣΤΗΣ ΑΚΑΘΑΡΙΣΤΟΥ ΕΓΧΩΡΙΟΥ ΠΡΟΪΟΝΤΟΣ***

Ο αποπληθωριστής ΑΕΠ αποτελεί ένα μέτρο για το γενικό επίπεδο τιμών, το οποίο χρησιμοποιείται με τη σειρά του στη μέτρηση του πληθωρισμού. Ο αποπληθωριστής ΑΕΠ υπολογίζεται ως εξής:

$$\text{Αποπληθωριστής ΑΕΠ} = \frac{\text{Ονομαστικό ΑΕΠ}}{\text{Πραγματικό ΑΕΠ}}$$

Επισημαίνεται ότι σε σχέση με το Δ.Τ.Κ., ο αποπληθωριστής ΑΕΠ υπολογίζει τις τιμές όλων των προϊόντων που παράγονται στην εγχώρια οικονομία και όχι όλων όσων αγοράζονται από

τους καταναλωτές. Επίσης, ο Δ.Τ.Κ. χρησιμοποιεί ένα αμετάβλητο καλάθι, ενώ ο συγκεκριμένος δείκτης εξαρτάται από την εκάστοτε σύνθεση του ΑΕΠ.

- ***ΔΕΙΚΤΗΣ ΔΟΜΙΚΟΥ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ***

Οι τιμές ορισμένων προϊόντων (όπως τρόφιμα και πετρέλαιο) είναι πιθανό να μεταβάλλονται γρήγορα, με τιμές που προσδιορίζονται από τους νόμους της προσφοράς και της ζήτησης στην αγορά. Έτσι, μπορεί να είναι δύσκολο να εντοπιστεί η μακροχρόνια τάση στα επίπεδα των τιμών αυτών. Για το λόγο αυτό, δημιουργήθηκε ένας τρόπος μέτρησης του βασικού/δομικού πληθωρισμού μέσω της χρήσης του Core Price Index, ο οποίος αφαιρεί τις ευμετάβλητες συνιστώσες από τον Δ.Τ.Κ. Με το τρόπο αυτό, ο πληθωρισμός επηρεάζεται λιγότερο από τις συνθήκες της προσφοράς και της ζήτησης βραχυπρόθεσμα, και μετράει καλύτερα τις πληθωριστικές επιπτώσεις σε μία οικονομία.

#### **ΑΙΤΙΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ**

Βάσει των διαφορετικών αιτιών του μακροοικονομικού φαινομένου, ο πληθωρισμός διακρίνεται στις ακόλουθες κατηγορίες, από τις οποίες οι δύο πρώτες μορφές είναι και οι σημαντικότερες.

- ***ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΖΗΤΗΣΗΣ***

Σύμφωνα με αυτή την άποψη ο πληθωρισμός είναι αποτέλεσμα υπερβάλλουσας ζήτησης. Καθώς η οικονομία πλησιάζει το επίπεδο της πλήρους απασχόλησης, αρχίζουν να δημιουργούνται στενότητες στην αγορά ορισμένων παραγωγικών συντελεστών, με συνέπεια την αύξηση της τιμής τους. Η αύξηση της τιμής των παραγωγικών συντελεστών προκαλεί αύξηση του κόστους παραγωγής και, επομένως, αύξηση της τιμής των προϊόντων. Όταν η οικονομία φτάσει στο επίπεδο της πλήρους απασχόλησης, παραπέρα αύξηση της συνολικής ζήτησης είναι εξ' ορισμού πληθωριστική, εφόσον δεν αυξάνεται η παραγωγή. Συνεπώς, αύξηση της ζήτησης οδηγεί σε αύξηση των τιμών, η οποία είναι μεγαλύτερη όσο πιο ανελαστική είναι η προσφορά. Ωστόσο, αντίστροφα, η συνεχής αύξηση των τιμών θα οδηγήσει σε μείωση της ζήτησης και σε συγκράτηση του πληθωρισμού.

- **ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΚΟΣΤΟΥΣ**

Η άποψη ότι ο πληθωρισμός είναι αποτέλεσμα υπερβάλλουσας ζήτησης δεν είναι δυνατή για να ερμηνεύσει γιατί υπάρχει πληθωρισμός και σε περιόδους χαμηλής σχετικά ζήτησης, δηλαδή σε περιόδους ανεργίας και μείωσης του εισοδήματος. Ο πληθωρισμός κόστους βασίζεται στο ρόλο των εργατικών σωματείων και τη δύναμη των ολιγοπωλίων. Σύμφωνα με τη θεωρία αυτή, τα εργατικά σωματεία ή ορισμένα από αυτά, έχουν αρκετή δύναμη, ώστε να μπορούν να πετυχαίνουν αυξήσεις των μισθών και ημερομισθίων, ακόμα και όταν υπάρχει ανεργία. Από τη μεριά τους, τα μεγάλα μονοπώλια και ολιγοπώλια έχουν αρκετή δύναμη στην αγορά, ώστε να μεταβιβάζουν τις αυξήσεις του κόστους, που προκαλούνται από την αύξηση των εργατικών μισθών, στους αγοραστές, αυξάνοντας τη τιμή του προϊόντος. Πολλά, όμως, από αυτά τα προϊόντα αποτελούν πρώτη ύλη για την παραγωγή άλλων αγαθών, που σημαίνει αύξηση του κόστους και της τιμής τους. Κατ' αυτόν τον τρόπο, η αρχική αύξηση του κόστους σε ορισμένους κλάδους διαχέεται σε ολόκληρη την οικονομία, με αποτέλεσμα, την αύξηση του γενικού επιπέδου των τιμών. Επισημαίνεται ότι και οι επιχειρήσεις μπορούν να περάσουν την αύξηση του κόστους στις τιμές, με σκοπό την αύξηση των κερδών τους. Συνεπώς, κύριο αποτέλεσμα, παρά την παρουσία ανεργίας, είναι η αύξηση των τιμών.<sup>7</sup>

Ωστόσο, η αύξηση του πληθωρισμού μειώνει τους πραγματικούς μισθούς και οδηγεί σε μεγαλύτερες αυξήσεις μισθών, αλλά, ταυτόχρονα, μειώνει την αξία του χρήματος και επομένως οδηγεί σε αύξηση των επιτοκίων και κατ' επέκταση, σε μείωση των επενδύσεων. Συνεπώς, η ανεργία αυξάνεται και οδηγεί σε μείωση της διαπραγματευτικής δύναμης των σωματείων και σε τερματισμό του πληθωρισμού κόστους.

- **ΔΙΑΡΘΡΩΤΙΚΟΣ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ**

Ο διαρθρωτικός πληθωρισμός (structural inflation) εμφανίζεται όταν υπάρχει δυσαναλογία προσφοράς και ζήτησης στην αγορά, λόγω της κατανομής των συντελεστών παραγωγής στους διάφορους κλάδους. Αυτό συμβαίνει κυρίως σε προστατευόμενους από πίεση εισαγωγών κλάδους (βέβαια σε πλήρως ανοικτές οικονομίες η πιθανότητα εμφάνισης είναι μικρή). Στην πραγματικότητα αποτελεί είδος πληθωρισμού κόστους.

---

<sup>7</sup> Το φαινόμενο εμφάνισης πληθωρισμού σε κατάσταση στασιμότητας και ανεργίας, ονομάζεται στασιμοπληθωρισμός (βλ. 1.4).

## • **ΕΙΣΑΓΟΜΕΝΟΣ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ**

Ο πληθωρισμός που προέρχεται από αύξηση των τιμών εισαγόμενων προϊόντων ονομάζεται εισαγόμενος πληθωρισμός (imported inflation). Ειδικότερα, όταν αυξάνονται οι τιμές εισαγόμενων ενδιάμεσων αγαθών, τότε ο εισαγόμενος πληθωρισμός μπορεί να μεταφερθεί και στα εγχώρια αγαθά (τύπος του πληθωρισμού κόστους).

## **ΣΥΝΕΠΕΙΕΣ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ**

Ο πληθωρισμός είναι ένα φαινόμενο που διαταράσσει την ομαλή λειτουργία του οικονομικού συστήματος και ασκεί σημαντικές επιδράσεις σε όλους τους τομείς της οικονομίας. Στο σημείο αυτό, δεν αξίζει να παραληφθεί ότι διαφορετικά πλήττει ο πληθωρισμός μία εντελώς αναπροσαρμοσμένη οικονομία στην εμφάνισή του, σε σχέση με μία που δεν έχει λάβει κατάλληλα μέτρα. Φυσικά, στη δεύτερη περίπτωση, οι συνέπειες είναι πιο επώδυνες για την οικονομία όταν ο πληθωρισμός δεν είναι αναμενόμενος.<sup>8</sup>

Ένα βασικό κόστος του πληθωρισμού εντοπίζεται στη διανομή του εισοδήματος, καθώς υπάρχει αυθαίρετη αναδιανομή εισοδημάτων και πλούτου. Πιο συγκεκριμένα, ο πληθωρισμός πλήττει κυρίως τα άτομα που έχουν σταθερό χρηματικό εισόδημα και ευνοεί τα άτομα που έχουν μεταβαλλόμενο. Επιπρόσθετα, μειώνει την αξία των αποταμιεύσεων (υποθέτοντας σταθερό επιτόκιο κατά την πληθωριστική περίοδο) και δημιουργεί αντικίνητρα για αποταμιεύσεις. Με το τρόπο αυτό, ο πληθωρισμός αναδιανέμει τον πλούτο μεταξύ δανειστών και δανειζόμενων, καθώς οι δανειζόμενοι επωφελούνται σε βάρος των δανειστών.

Επιπρόσθετα, μία σημαντική συνέπεια είναι η σπατάλη των παραγωγικών πόρων. Ο πληθωρισμός μειώνει την αξία των χρημάτων και επομένως, τα άτομα έχουν κίνητρα ώστε να μειώσουν τα χρήματα που κρατούν για συναλλαγές. Έτσι, αναγκάζονται να σπαταλούν πολύ χρόνο στις τράπεζες που θα αφιεωνόταν, διαφορετικά, σε παραγωγικές δραστηριότητες. Επίσης, η σπατάλη αυτή οφείλεται στο γεγονός ότι, σε περιόδους συνεχούς αύξησης των τιμών, το κόστος αλλαγής των τιμών στα ράφια και στα διαφημιστικά φυλλάδια μπορεί να είναι πολύ σημαντικό.

Άλλη μία σημαντική επίπτωση του φαινομένου στην οικονομία είναι η αστάθεια των σχετικών τιμών. Πιο συγκεκριμένα, υπάρχει εξασθένηση ισοζυγίου πληρωμών, καθώς η

---

<sup>8</sup> Για περισσότερες πληροφορίες βλ. Labonte, 2011, pp. 4-8.



αύξηση των τιμών των εγχώριων προϊόντων και υπηρεσιών μειώνει τις εξαγωγές και αυξάνει τις εισαγωγές, με αποτέλεσμα να επιβαρύνει το ισοζύγιο πληρωμών. Επιπρόσθετα, δεν υπάρχει άριστη κατανομή συντελεστών παραγωγής, καθώς η συνεχής αύξηση των τιμών δημιουργεί αυξανόμενες προσδοκίες από τις επενδύσεις, με αποτέλεσμα να αναλαμβάνονται μη κερδοφόρες επενδύσεις.

Σημαντικό κόστος αποτελεί η παραμόρφωση της φορολογίας και η σύγχυση των ατόμων αλλά και γενικότερα στην αγορά. Ο πληθωρισμός υπερβάλλει τα κέρδη κεφαλαίου, μεγαλώνοντας το σχετικό φορολογικό βάρος που δέχονται αυτά τα εισοδήματα. Επίσης, δεδομένων σταθερών φορολογικών συντελεστών, ένα άτομο με υψηλότερο ονομαστικό εισόδημα επιβαρύνεται παραπάνω και έχει κίνητρα να εργάζεται λιγότερο. Επιπρόσθετα, όταν οι τιμές αυξάνονται είναι πολύ δύσκολο να συγκριθούν τα πραγματικά εισοδήματα, τα κόστη και τα κέρδη κατά την διάρκεια των περιόδων πληθωρισμού και με τον τρόπο αυτό δημιουργείται σύγχυση και κακή ψυχολογία στην αγορά. Τέλος, σημαντική συνέπεια του πληθωρισμού είναι ότι δημιουργεί προϋποθέσεις για περαιτέρω αυξήσεις του πληθωρισμού. Εάν ο πληθωρισμός είναι μεγάλης διάρκειας, επηρεάζει την ψυχολογία των ατόμων, τα οποία περιμένοντας συνεχώς μεγαλύτερες αυξήσεις τιμών καταφεύγουν σε ενέργειες όπως αύξηση της κατανάλωσης.

## **ΜΕΤΡΑ ΑΝΤΙΠΛΗΘΩΡΙΣΤΙΚΗΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ**

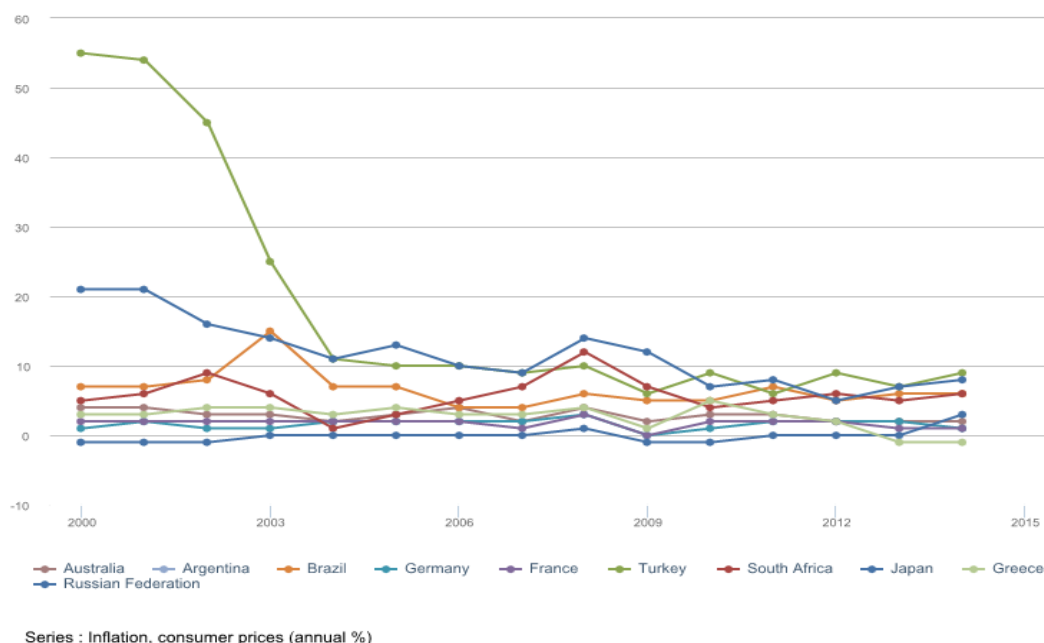
Η αντιμετώπιση του πληθωρισμού ζήτησης είναι σχετικά εύκολη, καθώς απαιτεί μέτρα μείωσης της ζήτησης (δημοσιονομικής ή νομισματικής πολιτικής). Για παράδειγμα, η εκάστοτε κυβέρνηση μπορεί να επιβάλλει μέγιστα όρια στις τιμές (price ceilings) για τη συγκράτηση του πληθωρισμού (συμπιεσμένος πληθωρισμός). Επιπρόσθετα, συνηθισμένες αντιπληθωριστικές πολιτικές για τη μειωμένη ζήτηση χρήματος είναι η αύξηση των επιτοκίων και η πώληση χρεογράφων από την Κεντρική Τράπεζα. Επίσης, ο πληθωρισμός ζήτησης μπορεί να συγκρατηθεί με συνεχείς αυξήσεις στην προσφορά χρήματος. Ωστόσο, στην περίπτωση του διαρθρωτικού πληθωρισμού, η μείωση της συνολικής ζήτησης θα δημιουργήσει την αύξηση της ανεργίας χωρίς να μειωθούν σημαντικά οι τιμές.

Από την άλλη, η αντιμετώπιση του πληθωρισμού κόστους είναι πολύ δύσκολη, καθώς απαιτεί έλεγχο των μισθών και τιμών με την εξάλειψη των ολιγοπωλιακών μορφών αγοράς είτε με μέτρα άμεσου ελέγχου των τιμών (τα οποία, όμως, δημιουργούν περαιτέρω

προβλήματα στις αγορές). Πιο συγκεκριμένα, στην περίπτωση του πληθωρισμού κόστους, η κυβέρνηση θα μπορούσε να αυξήσει την προσφορά χρήματος για μείωση των επιτοκίων, αύξηση των επενδύσεων και μείωση της ανεργίας. Ωστόσο, μια τέτοια πολιτική θα οδηγούσε σε περαιτέρω αύξηση του πληθωρισμού. Επομένως, η κυβέρνηση έχει να διαλέξει μεταξύ υψηλού επιπέδου ανεργίας ή συνεχούς αύξησης των τιμών.

### ***Εξέλιξη του πληθωρισμού σε επιλεγμένες οικονομίες***

Στο σημείο αυτό δίνεται μία διαχρονική εξέλιξη του δείκτη πληθωρισμού (με τη χρήση του Δ.Τ.Κ.), σε ετήσια συχνότητα, από το 2000 έως το 2014, για επιλεγμένες οικονομίες της ομάδας G20, καθώς και για την Ελλάδα. Πιο συγκεκριμένα, στο Διάγραμμα 1.2 παρουσιάζεται ο δείκτης πληθωρισμού για την Αυστραλία, την Αργεντινή, τη Βραζιλία, τη Γερμανία, τη Γαλλία, την Τουρκία, τη Νότιο Αφρική, την Ιαπωνία, την Ελλάδα και τη Ρωσία. Ενδεικτικά, για τη Βραζιλία, διαφαίνεται να έχει ίδιο, κατά προσέγγιση, ποσοστό πληθωρισμού το 2000 με το 2014 στο 7%. Ωστόσο, στα ενδιάμεσα έτη έχει ελαφριές διακυμάνσεις με πιο έντονη αυτή του 2003, όπου ο πληθωρισμός στη χώρα έφτασε περίπου το 14,7%.



Πηγή: World Bank

### **Διάγραμμα 1.2**

**Εξέλιξη του δείκτη πληθωρισμού σε επιλεγμένες χώρες-μέλη της G20**

Μία ενδιαφέρουσα παρατήρηση είναι η έντονη φθίνουσα πορεία του δείκτη πληθωρισμού της Τουρκίας από το 2001 έως το 2004, όπου κατάφερε να μειώσει τον πληθωρισμό της, που ήταν καλπάζουσας μορφής, περίπου στο 1/6 του αρχικού ποσοστού. Το υψηλό ποσοστό πληθωρισμού της Τουρκίας, στα έτη 2000-2001, οφείλεται στη δραματική ύφεση στην οποία βρισκόταν η χώρα, κάτι που εξελίχθηκε σε νομισματική κρίση και «προσφυγή» στο Δ.Ν.Τ. Τόσο η δανειακή βοήθεια που δέχτηκε όσο και οι αλλαγές στα πολιτικά δρώμενα ήταν σημαντικές για την βελτίωση του κόστους ζωής της και της οικονομίας της. Επιπρόσθετα, αξιοσημείωτο είναι ότι η οικονομική κρίση, που ξεκίνησε το 2008 στις Η.Π.Α και επεκτάθηκε αργότερα σε ευρωπαϊκό επίπεδο, μείωσε τα ποσοστά πληθωρισμού, το έτος 2008-2009, για όλες τις υπό μελέτη χώρες. Ωστόσο, αρκετά μειωμένο πληθωρισμό παρουσιάζει η Ελλάδα το διάστημα 2010-2014. Σε γενικές γραμμές, ο πληθωρισμός είναι σταθερός και προφανώς υπάρχει δυσκολία στη μείωσή του από τις περισσότερες οικονομίες.

## **1.4 Ανεργία**

### **ΟΡΙΣΜΟΣ**

Ο πληθυσμός κάθε οικονομίας διακρίνεται σε οικονομικά ενεργό και σε οικονομικά μη ενεργό. Ο οικονομικά ενεργός πληθυσμός αποτελεί το εργατικό δυναμικό της οικονομίας και περιλαμβάνει τα άτομα εκείνα τα οποία είναι ικανά προς εργασία και ταυτόχρονα θέλουν να εργαστούν. Τα άτομα τα οποία δεν μπορούν ή δεν θέλουν να εργαστούν, δεν ανήκουν στο εργατικό δυναμικό της κάθε χώρας. Το εργατικό δυναμικό χωρίζεται σε δύο κατηγορίες, σ' εκείνους οι οποίοι εργάζονται και ονομάζονται απασχολούμενοι και σε εκείνους οι οποίοι δεν εργάζονται, ενώ θέλουν και μπορούν.

### **ΜΕΤΡΗΣΗ**

Η ανεργία μπορεί να μετρηθεί ως απόλυτο μέγεθος, ωστόσο η σημασία του αριθμού αυτή εξαρτάται από το μέγεθος του εργατικού δυναμικού. Για το λόγο αυτό, η ανεργία μετράται ως ποσοστό επί τοις εκατό του εργατικού δυναμικού, δηλαδή:

$$\text{Δείκτης Ανεργίας} = \frac{\text{Αριθμός ανέργων}}{\text{Εργατικό δυναμικό}} * 100$$

Το ποσοστό της ανεργίας μπορεί να διαφέρει σε διαφορετικές χρονικές περιόδους, καθώς μεταβάλλεται το απόλυτο μέγεθος της ανεργίας, ή του εργατικού δυναμικού, ή και των δύο (αλλά με διαφορετικό ρυθμό).

## **ΕΙΔΗ ΑΝΕΡΓΙΑΣ**

Υπάρχουν τέσσερις κατηγορίες ανεργίας: η εποχιακή, η ανεργία τριβής, η διαρθρωτική και η ανεργία λόγω ανεπαρκούς ζήτησης, γνωστή ως Κεϋνσιανή ανεργία. Παρακάτω δίνεται ένας σύντομος ορισμός για κάθε είδος ανεργίας.

- ***ΕΠΟΧΙΑΚΗ ΑΝΕΡΓΙΑ***

Η ανεργία αυτή παρουσιάζει έντονα το στοιχείο της εποχικότητας, δηλαδή επαναλαμβάνεται κάθε χρόνο και είναι προσωρινή με μικρή σχετικά διάρκεια.

- ***ΑΝΕΡΓΙΑ ΤΡΙΒΗΣ***

Ανεργία τριβής είναι η ανεργία που οφείλεται στην αδυναμία της αγοράς εργασίας να απορροφήσει άμεσα ανέργους, παρόλο που υπάρχουν κενές θέσεις εργασίας, για τις οποίες οι άνεργοι έχουν τα απαραίτητα προσόντα και επαγγελματική εξειδίκευση. Η ανεργία τριβής οφείλεται στην αδυναμία των επιχειρήσεων να εντοπίσουν τους ανέργους εργάτες ή και στη γεωγραφική απόσταση μεταξύ της περιοχής όπου υπάρχει ανεργία και αυτής όπου υπάρχουν κενές θέσεις εργασίας. Γενικότερα, οφείλεται στην έλλειψη ενός αποτελεσματικού συστήματος πληροφοριών για ύπαρξη ανέργων και επιχειρήσεων με κενές θέσεις εργασίας.

- ***ΔΙΑΡΘΡΩΤΙΚΗ ΑΝΕΡΓΙΑ***

Όταν σε μία οικονομία υπάρχουν άνεργοι και κενές θέσεις εργασίας, αλλά οι άνεργοι δεν μπορούν να απασχοληθούν στις υπάρχουσες κενές θέσεις επειδή υπάρχει αναντιστοιχία

ανάμεσα στα προσόντα και την ειδίκευση των ανέργων με αυτά που απαιτούνται για την κάλυψη των κενών θέσεων, η ανεργία αυτή ονομάζεται διαρθρωτική. Η διαρθρωτική ανεργία οφείλεται σε τεχνολογικές μεταβολές, οι οποίες δημιουργούν νέα επαγγέλματα και ακρηστεύουν άλλα, και σε αλλαγές στη διάρθρωση της ζήτησης, οι οποίες αυξάνουν τη ζήτηση ορισμένων προϊόντων και μειώνουν τη ζήτηση άλλων. Συνεπώς, η διαρθρωτική ανεργία δημιουργείται από τη δυσαναλογία προσφοράς και ζήτησης των διάφορων ειδικοτήτων. Η μείωσή της απαιτεί επανεκπαίδευση των ανέργων, διαφορετικά μπορεί να είναι μεγάλης διάρκειας.

- **ΑΝΕΡΓΙΑ ΑΝΕΠΑΡΚΟΥΣ ΖΗΤΗΣΗΣ**

Η ανεργία λόγω ανεπαρκούς ζήτησης, ονομαζόμενη και Κεϋνσιανή ανεργία, είναι εκείνη που οφείλεται στη πτώση της οικονομικής δραστηριότητας στις φάσεις της καθόδου και της ύφεσης του οικονομικού κύκλου. Πρόκειται, δηλαδή, για αδυναμία της συνολικής ζήτησης της οικονομίας να απορροφήσει τη συνολική προσφορά εργατικού δυναμικού. Η ανεργία αυτή εμπεριέχει το στοιχείο της κυκλικότητας, δηλαδή επαναλαμβάνεται, και η διάρκειά της εξαρτάται από τη διάρκεια του οικονομικού κύκλου.

### **ΣΥΝΕΠΕΙΕΣ ΑΝΕΡΓΙΑΣ**

Οι συνέπειες της ανεργίας σε μία οικονομία κάθε άλλο παρά ανώδυνες είναι. Η ανεργία έχει τρεις ουσιαστικές οικονομικές συνέπειες που πλήττουν κάθε οικονομία. Πρώτον, αποτελεί απώλεια παραγωγικών δυνάμεων, δηλαδή της εργασίας των ανέργων, η οποία θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί στην παραγωγική διαδικασία και να διευκολύνει την ανάπτυξη. Δεύτερον, συνεπάγεται απώλεια εισοδήματος για τον άνεργο και την οικογένειά του και, συνεπώς, δυσκολία στην κάλυψη αναγκών. Τέλος, η ανεργία επιβαρύνει τον κρατικό προϋπολογισμό λόγω της παροχής των επιδομάτων ανεργίας προς τους ανέργους. Επισημαίνεται, ωστόσο, ότι οι συνέπειες της ανεργίας είναι ευρύτερες, καθώς η κατάσταση αυτή μπορεί να είναι πολύ περισσότερο επώδυνη για τον άνεργο και την οικογένειά του, δοθέντος ότι υπάρχει έλλειψη εισοδήματος, μειώνεται η κοινωνική του θέση, δημιουργούνται προβλήματα αυτοσεβασμού, οικογενειακών τριβών, δημιουργίας οικογένειας κ.α. Συνεπώς, η ανεργία σηματοδοτεί οικονομικά και κοινωνικά προβλήματα.

## **ΚΑΤΑΠΟΛΕΜΗΣΗ ΑΝΕΡΓΙΑΣ**

Η καταπολέμηση της ανεργίας είναι εξαιρετικά δύσκολη, όπως παρατηρείται και στην πράξη. Τα μέτρα που λαμβάνουν οι διάφορες κυβερνήσεις για την καταπολέμησή της είναι κυρίως δύο γενικών κατηγοριών, μέτρα αύξησης της συνολικής ζήτησης και μέτρα επαγγελματικής κατάρτισης και επανεκπαίδευσης του εργατικού δυναμικού.

Τα μέτρα που επικεντρώνονται στην αύξηση της συνολικής ζήτησης είναι δημοσιονομικά και νομισματικά. Τα δημοσιονομικά μέτρα περιλαμβάνουν κυρίως αύξηση των κρατικών δαπανών για δημόσια έργα και προώθηση μεγάλων επενδυτικών έργων. Στόχος αυτών των μέτρων είναι η άμεση αύξηση της απασχόλησης, καθώς και των εισοδημάτων. Από την άλλη, τα νομισματικά μέτρα αποβλέπουν στη μείωση του επιτοκίου, με σκοπό την ενίσχυση των ιδιωτικών επενδύσεων, της παραγωγής και, συνεπώς, της απασχόλησης. Και τα δύο μέτρα (αύξησης της συνολικής ζήτησης) εφαρμόζονται στην περίπτωση της Κεϋνσιανής ανεργίας. Τα μέτρα επαγγελματικής κατάρτισης και επανεκπαίδευσης έχουν ως στόχο να διευκολύνουν τους ανέργους στην απόκτηση επαγγελματικών γνώσεων και ειδικεύσεων, οι οποίες είναι απαραίτητες ή/και χρήσιμες, προκειμένου να απορροφηθούν στην αγορά εργασίας. Είναι εμφανές ότι τα μέτρα αυτά επικεντρώνονται στην εξάλειψη της διαρθρωτικής ανεργίας.

## **ΣΧΕΣΗ ΑΝΕΡΓΙΑΣ ΚΑΙ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ**

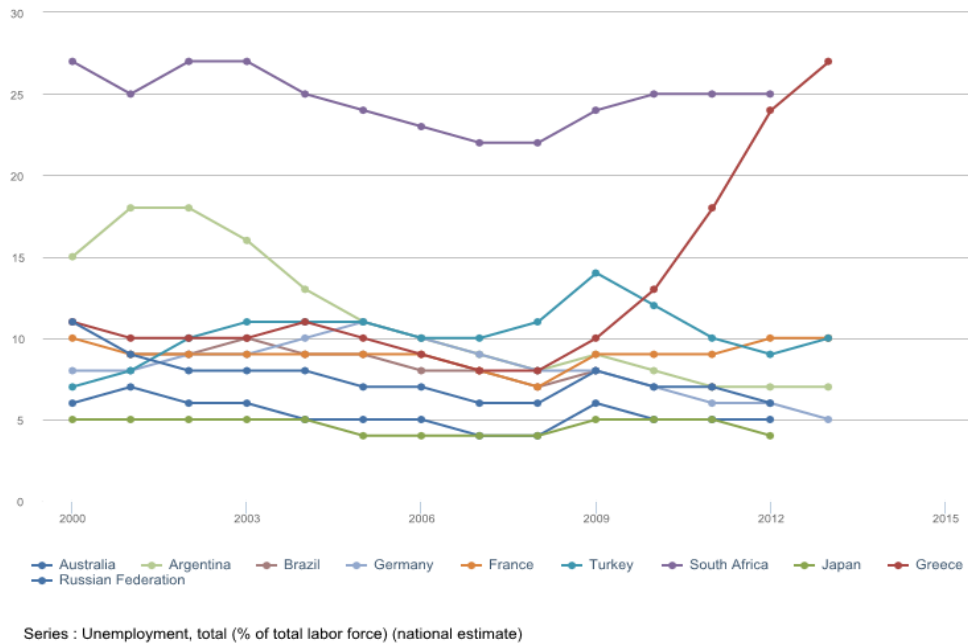
Σε παλαιότερες περιόδους ο πληθωρισμός και η ανεργία ήταν φαινόμενα που δεν μπορούσαν να παρατηρηθούν ταυτόχρονα. Η ιδέα αυτή πρωτοεμφανίστηκε το 1958, όταν ο A.W. Phillips έδειξε την αρνητική σχέση μεταξύ ανεργίας και ρυθμού αύξησης του ονομαστικού μισθού στη Βρετανία. Σε περιόδους άνθησης παρατηρούνταν αύξηση των τιμών και ταυτόχρονα οικονομική ανάπτυξη και μείωση της ανεργίας. Η αρνητική αυτή σχέση των δύο μεταβλητών αποτυπώνεται σε διάγραμμα - γνωστό ως καμπύλη Phillips. Από την άλλη, σε περιόδους ύφεσης εμφανιζόταν κάμψη της οικονομικής δραστηριότητας και αύξηση της ανεργίας, αλλά ταυτόχρονα πτώση του πληθωρισμού. Με άλλα λόγια, ο πληθωρισμός και η ανεργία παρουσίαζαν αντίθετες μεταβολές.

Μετά το 1965 οι αναπτυγμένες οικονομίες παρουσιάζουν διαφορετική συμπεριφορά. Ανεργία και πληθωρισμός συνυπάρχουν ή, ακόμα, μπορεί να αυξάνονται ταυτόχρονα (φαινόμενο στασιμοπληθωρισμού). Η οικονομική θεωρία εξηγεί τη σχέση αυτή από την

άποψη του πλήρους ποσοστού απασχόλησης της ανεργίας, που ονομάζεται επίσης και το φυσικό ποσοστό ανεργίας ή μη επιταχυνόμενος ρυθμός πληθωρισμού της ανεργίας (NAIRU). Κάθε φορά που το πραγματικό ποσοστό ανεργίας είναι πάνω από το πλήρες ποσοστό απασχόλησης, οι συνολικές δαπάνες στην οικονομία θα πέσουν, και το αποτέλεσμα θα είναι μείωση του δείκτη πληθωρισμού (αφού υπάρχει λιγότερη ζήτηση για αγαθά και υπηρεσίες). Καθώς πέφτει το ποσοστό του πληθωρισμού, το αναμενόμενο αντίστοιχο ποσοστό θα πρέπει επίσης να μειωθεί εάν οι οικονομικοί παράγοντες πιστεύουν ότι η κυβέρνηση είναι ειλικρινής στις προσπάθειές της για τον τερματισμό του πληθωρισμού (δηλαδή η κυβέρνηση δεν θα αλλάξει την πολιτική της για την αντιμετώπιση της αυξανόμενης ανεργίας). Σε αυτή την περίπτωση, όμως, οι εργοδότες θα έχουν μεγαλύτερη ζήτηση για εργατικό δυναμικό, αφού θα πέσει το κόστος εργασίας, οδηγώντας το ποσοστό ανεργίας στα ίδια επίπεδα. Στην πράξη, έχει δειχθεί ότι οι πολιτικοί προτιμούν να προβούν σε ανάκαμψη της οικονομίας, πριν ο πληθωρισμός πέσει στο μηδέν, ώστε να επιστρέψει η ανεργία, ταχύτερα, σε ποσοστό πλήρους απασχόλησης. Έτσι, σήμερα οι περισσότερες οικονομίες που χαρακτηρίζονται από ύφεση έχουν ακόμα θετικό ρυθμό πληθωρισμού που οφείλεται σε μία πιεστική πολιτική της κυβέρνησης να μειώσει το ποσοστό του πληθωρισμού στο μηδέν και ταυτόχρονα στην ανοχή ενός πάνω από το φυσιολογικό, ποσοστού ανεργίας (Labonte, 2011).

### *Εξέλιξη της ανεργίας σε επιλεγμένες οικονομίες*

Στο σημείο αυτό δίνεται μία διαχρονική εξέλιξη του δείκτη ανεργίας, σε ετήσια συχνότητα, από το 2000 έως το 2013, για επιλεγμένες οικονομίες της ομάδας G20, καθώς και για την Ελλάδα. Συγκεκριμένα, στο Διάγραμμα 1.3 παρουσιάζεται ο δείκτης ανεργίας για την Αυστραλία, την Αργεντινή, τη Βραζιλία, τη Γερμανία, τη Γαλλία, την Τουρκία, τη Νότιο Αφρική, την Ιαπωνία, την Ελλάδα και τη Ρωσία. Ενδεικτικά για τη Νότιο Αφρική, το 2000 χαρακτηρίζεται από περίπου 27% ανεργία, ενώ το 2012 ο αντίστοιχος δείκτης είναι στο 25%. Σημαντική μείωση, ωστόσο, παρουσίασε η χώρα το 2008 με ανεργία της τάξης του 22,5%.



Πηγή: World Bank

### Διάγραμμα 1.3

#### Εξέλιξη του δείκτη ανεργίας σε επιλεγμένες χώρες-μέλη της G20

Είναι εμφανές, ως πρώτη παρατήρηση στο γράφημα, ότι η οικονομική κρίση το 2008 οδηγεί σε αύξηση της ανεργίας για όλες τις υπό μελέτη χώρες. Το μεγαλύτερο πλήγμα στα ποσοστά ανεργίας, από την κρίση του 2008, δέχτηκε η Τουρκία, ενώ εντυπωσιακή είναι η περίπτωση της Γερμανίας που δεν αύξησε στο ελάχιστο το αντίστοιχο ποσοστό της. Σε περιόδους ύφεσης της οικονομίας, η ανεργία είναι συχνό φαινόμενο. Η άνοδος του δείκτη ανεργίας ωστόσο κρατά για ένα έτος, καθώς οι περισσότερες χώρες επιτυγχάνουν να τη μειώσουν και κάποιες ελάχιστες να την κρατήσουν μακροπρόθεσμα σταθερή. Εξάιρεση αποτελεί η Γαλλία, η Νότιος Αφρική και κυριότερα η Ελλάδα. Αξιοσημείωτη, στο Διάγραμμα 1.3, είναι η απότομη αύξηση (με εκθετικό ρυθμό αύξησης) του δείκτη ανεργίας στην Ελλάδα, η οποία σχεδόν τριπλασιάστηκε, και η αδυναμία της χώρας να καταπολεμήσει το φαινόμενο αυτό σε μία δύσκολη οικονομικά περίοδο. Υψηλά ποσοστά ανεργίας έχει, καθ' όλη τη διάρκεια των 13 ετών, η Νότιος Αφρική (κατά μέσο όρο 25% ανεργία), ενώ αντίστοιχα η Ιαπωνία έχει κατά μέσο όρο μηδενική ανεργία. Επιπρόσθετα, σημαντική είναι η φθίνουσα πορεία του αντίστοιχου δείκτη για την Αργεντινή το 2002 και μετέπειτα (με εξαίρεση την προαναφερθείσα περίοδο 2008-2009). Ενδιαφέρον παρουσιάζει, ωστόσο, η πορεία που είχε ο δείκτης ανεργίας σε χώρες οι οποίες έλαβαν δάνεια από το Διεθνές



Νομισματικό Ταμείο (Αργεντινή το 1999, Βραζιλία το 2002, Τουρκία το 2001, Ελλάδα το 2010 και Ρωσία το 1998). Στις χώρες αυτές δεν διαφαίνεται αισθητή μείωση της ανεργίας, με εξαίρεση την περίπτωση της Αργεντινής, η οποία και μείωσε στο μισό το ποσοστό ανεργίας της (περίπου 8% το 2013).

Συνδυάζοντας το παραπάνω γράφημα με τα συμπεράσματα που προέκυψαν από το Διάγραμμα 1.2, φαίνεται, για τις περισσότερες υπό μελέτη χώρες, να υπάρχει το φαινόμενο του στασιμοπληθωρισμού. Τέλος, αξίζει να αναφερθεί, παρατηρώντας το Διάγραμμα 1.3, η ένδειξη ότι οι αναπτυσσόμενες χώρες έχουν υψηλότερα ποσοστά ανεργίας από τα αντίστοιχα στις αναπτυγμένες.

## 1.5 Κατανάλωση

### ΟΡΙΣΜΟΣ

Η έννοια της κατανάλωσης ποικίλλει ανάμεσα στους πανεπιστημιακούς, τις κυβερνήσεις και τους κατοίκους μιας κοινωνίας. Η κατανάλωση ορίζεται ως η συνολική ποσότητα αγαθών και υπηρεσιών, την οποία οι άνθρωποι θέλουν να αγοράσουν για τις ανάγκες της άμεσης κατανάλωσης. Ως εκ τούτου, αποτελεί έναν από τους καθοριστικούς παράγοντες της συνολικής ζήτησης μίας οικονομίας, η οποία με τη σειρά της ορίζεται ως το σύνολο όλων των προγραμματισμένων δαπανών σε μία οικονομία. Άλλοι παράγοντες της συνολικής ζήτησης είναι οι επενδύσεις και οι κρατικές δαπάνες, οι οποίοι ονομάζονται από κοινού επιθυμητή και όχι πραγματική δαπάνη. Λαμβάνοντας υπόψη την περίπτωση μίας κλειστής οικονομίας, η συνολική ζήτηση (D) δίνεται ως το άθροισμα της κατανάλωσης (C), των επενδύσεων (I) και των κυβερνητικών δαπανών (G) δηλαδή<sup>9</sup>:

$$y^d = c + i + g$$

Κοιτώντας τα πραγματικά επιμέρους στοιχεία της εξίσωσης ζήτησης, είναι προφανές ότι η ζήτηση εξαρτάται κυρίως από την κατανάλωση (Miller, 1996).

---

<sup>9</sup> Στην περίπτωση της κλειστής οικονομίας δεν υπάρχει καθαρό εμπόριο, δηλαδή συναλλαγές με το εξωτερικό.

## ΜΕΤΡΗΣΗ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ

Υπάρχουν αρκετά θεωρητικά μοντέλα που χρησιμοποιούνται για την αποτίμηση της κατανάλωσης. Τα πιο γνωστά, ωστόσο, είναι αυτά των Keynes (1936), Friedman (1956), Modigliani and Brumberg (1955) και του Duesenberry (1948). Παρακάτω αναλύονται τα τρία πρώτα υποδείγματα τα οποία θεωρούνται και τα πιο βασικά στη μακροοικονομική θεωρία. Στην παρακάτω ανάλυση υπάρχουν οι εξής βασικές υποθέσεις:

- Σταθερό επίπεδο τιμών
- Κλειστή οικονομία
- Δεν υπάρχουν αποθεματικά (όλα τα κέρδη διανέμονται)
- Δεν υπάρχει κρατικός τομέας

Επομένως, ισχύει ότι το καθαρό εθνικό προϊόν, το εθνικό εισόδημα και το διαθέσιμο προσωπικό εισόδημα ταυτίζονται.

## ΓΕΝΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ

Η σύγχρονη θεωρία της κατανάλωσης ξεκινά με την ανάλυση του Keynes (1936), γνωστή ως General Theory of Employment, Interest and Money (JM Keynes, 1936), η οποία και στάθηκε θεμέλιο για τη ψυχολογική καταναλωτική συμπεριφορά. Σύμφωνα με τη θεωρία αυτή, είναι εφικτό να υπάρχει εκ των προτέρων γνώση στην κατανάλωση που διατίθεται να προβεί ο κατά μέσο όρο άνθρωπος. Η κατανάλωση αυξάνεται τη στιγμή που αυξάνεται και το εισόδημα, αλλά όχι με τον ίδιο ρυθμό. Συνεπώς, οποιαδήποτε αύξηση στο εισόδημα δεν συνεπάγεται ισοδύναμη αύξηση στην κατανάλωση (JM Keynes, 1936). Ωστόσο, όπως υιοθετήθηκε και από τους κλασσικούς οικονομολόγους, η κατανάλωση δεν πρέπει να συνδέεται αποκλειστικά με το εισόδημα.

Η θεωρία του Keynes επικεντρώνεται στην ακόλουθη εξίσωση:

$$c = a + by$$

όπου  $a$  μία σταθερά (autonomous constant) και  $b$  ο συντελεστής του εισοδήματος. Το  $a$  αντιπροσωπεύει ένα συγκεκριμένο επίπεδο κατανάλωσης το οποίο είναι απαραίτητο για να παραμείνει ζωντανός κάθε άνθρωπος καλύπτοντας τις βιοτικές του ανάγκες. Σύμφωνα με τον

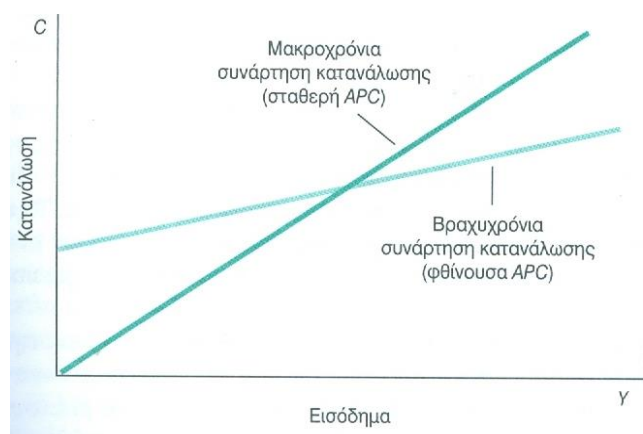
Keynes, η σταθερά είναι πάντα θετική και το  $b$  κυμαίνεται από μηδέν έως ένα (ώστε να μην υπάρχει αρνητική αποταμίευση), σύμφωνα με κάθε οικονομία.

Οι βασικές κατά Keynes προτάσεις είναι ότι:

- Η συνολική κατανάλωση εξαρτάται κυρίως από το συνολικό εισόδημα (που ισούται με τη σειρά του από το άθροισμα κατανάλωσης με την αποταμίευση).
- Η σχέση κατανάλωσης και εισοδήματος είναι θετική αλλά όχι ένα προς ένα.
- Όσο περισσότερο αυξάνει το εισόδημα τόσο μειώνεται ο ρυθμός αύξησης της κατανάλωσης.

Αναφορικά με τη τρίτη πρόταση, η οριακή ροπή προς κατανάλωση (marginal propensity to consume, MPC) πέφτει με το εισόδημα όπως ακριβώς και η μέση ροπή προς κατανάλωση (APC).<sup>10</sup> Αυτό πρακτικά σημαίνει ότι η ανακατανομή του εισοδήματος στα νοικοκυριά από υψηλό σε χαμηλό εισόδημα αυξάνει τη συνολική κατανάλωση, δεδομένου ότι τα νοικοκυριά με χαμηλό εισόδημα έχουν υψηλότερο MPC.

Σχετικά με τη θεωρία του Keynes, αν και υιοθετήθηκε γρήγορα, υπήρξε ένα πρόβλημα: ενώ το MPC διαφοροποιείται για κάθε άνθρωπο, σύμφωνα με τον Keynes είναι σταθερό κατά μέσο όρο (αφού το MPC κυμαίνεται από μηδέν έως ένα). Στην κατεύθυνση αυτή, ο Keynes παρατήρησε ότι υπάρχει διαφορά ανάμεσα σε βραχυχρόνια και μακροχρόνια (κατά μέσο όρο πάνω από 5 έτη) δεδομένα. Όπως διαφαίνεται και στο Διάγραμμα 1.4, όσο πιο μακροχρόνια είναι τα δεδομένα τόσο το  $a$  τείνει στο μηδέν και το MPC στη μονάδα.



**Διάγραμμα 1.4**

### **Μακροχρόνια μεταβολή οριακής ροπής προς κατανάλωση**

<sup>10</sup> Η οριακή ροπή προς κατανάλωση είναι η κλίση της συνάρτησης κατανάλωσης, δηλαδή το τμήμα του επιπλέον εισοδήματος που διοχετεύεται στην κατανάλωση ή διαφορετικά η μεταβολή της κατανάλωσης που οφείλεται σε μία μικρή μεταβολή του εισοδήματος. Συνεπώς, είναι το  $b$  στη γραμμική συνάρτηση κατανάλωσης.

Ωστόσο, θεωρήθηκε ότι η υπόλοιπη θεωρία δεν είναι λαθεμένη και ότι υπάρχει κάποια λογική εξήγηση, ίσως στους υπόλοιπους προσδιοριστικούς παράγοντες της κατανάλωσης. Συνεπώς, λήφθηκαν υπόψη και άλλοι παράγοντες όπως οι προσδοκίες για το μέλλον, τα επιτόκια, το επίπεδο πλούτου και η κατανομή εισοδήματος. Ο τελευταίος όμως, έρχεται σε αντίθεση με τη βασική υπόθεση του Keynes ότι το MPC είναι σταθερό για όλα τα επίπεδα εισοδήματος, για αυτό και επακολούθησαν άλλες θεωρίες που βασίστηκαν στην αρχική θεωρία του Keynes (Miller, 1996).

### **ΘΕΩΡΙΑ ΜΟΝΙΜΟΥ ΕΙΣΟΔΗΜΑΤΟΣ**

Ο Friedman (1956) ανέπτυξε τη Θεωρία του Μόνιμου Εισοδήματος (Permanent Income Hypothesis, PI). Βασική υπόθεση είναι ότι οι άνθρωποι προτιμούν να έχουν μία ομαλή κατανάλωση και όχι με έντονες διακυμάνσεις. Αυτό συνεπάγεται ότι επιθυμούν να αγοράζουν τα ίδια προϊόντα και υπηρεσίες σε τακτά χρονικά διαστήματα. Ακόμα, δηλαδή, και αν έχουν ένα ασταθές εισόδημα προσπαθούν να προσαρμόσουν τη κατανάλωση στο μελλοντικό μόνιμο εισόδημα. Συνεπώς, βάση της PI θεωρίας οι ορθολογικοί καταναλωτές χρησιμοποιούν το μόνιμο, και όχι το τρέχον πραγματικό εισόδημα, για τη λήψη μιας καταναλωτικής απόφασης. Το μόνιμο εισόδημα, το οποίο είναι η αξία των αναμενόμενων μελλοντικών εισοδηματικών ροών από εργασία και του αναμενόμενου μελλοντικού χρηματικού ή υλικού κεφαλαίου, κατά τον Friedman εξαρτάται από το επιτόκιο, την καθαρή αξία των περιουσιακών στοιχείων του κάθε ατόμου και το ανθρώπινο κεφάλαιο. Έτσι, η μόνιμη κατανάλωση αντιπροσωπεύει την καταναλωτική δαπάνη, η οποία προσδιορίζεται από το επίπεδο του μόνιμου εισοδήματος.

Ωστόσο, η θεωρία του Friedman περιλαμβάνει δύο διαφορετικά είδη εισοδήματος, σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα: το μόνιμο και το παροδικό. Το παροδικό διαφοροποιείται ανάλογα με το πόσο τυχερό είναι το άτομο σε κάθε περίοδο. Καθώς αυξάνεται η χρονική περίοδος, τόσο το παροδικό εισόδημα τείνει στο μηδέν. Έτσι, μακροπρόθεσμα το παροδικό είναι αμελητέο και η κατανάλωση δίνεται ως συνάρτηση του μόνιμου εισοδήματος,  $c=by$ , όπου  $b$  είναι το MPC, το οποίο τείνει στη μονάδα.

Πιο συγκεκριμένα, το μέσο επίπεδο του πραγματικού εισοδήματος είναι πολύ κοντά-αν όχι ταυτίζεται- με το μέσο επίπεδο μόνιμου εισοδήματος. Δηλαδή, αν υπάρχει ένα εισόδημα πιο πάνω από το μέσο επίπεδο (APC), συνεπάγεται ότι το παροδικό εισόδημα είναι υψηλό και

συγκεκριμένα είναι θετικό (υψηλότερο το πραγματικό από το μόνιμο) και συνεπώς, το μόνιμο πρέπει να πέσει, αφού βάσει αυτού καταναλώνουν τα άτομα. Το αντίστροφο, δε, (δηλαδή πραγματικό εισόδημα κάτω από το μέσο επίπεδο μόνιμου εισοδήματος) θα οδηγούσε σε ασυνήθιστα αλόγιστη κατανάλωση. Άρα το μόνιμο πρέπει να ανέβει. Έτσι, μπόρεσε να δώσει ερμηνεία στο βασικό πρόβλημα της Κεϋνσιανής θεωρίας και γιατί μακροπρόθεσμα η συνάρτηση στρέφεται πάνω και αριστερά, όπως φαίνεται στο Διάγραμμα 1.4. Ωστόσο, παρατηρήθηκε ότι μακροπρόθεσμα γραφήματα (πάνω από δεκαετία) μετακινούνται όχι κάτω και δεξιά, αλλά πάνω. Θεωρήθηκε, κατά συνέπεια, ότι το μόνιμο εισόδημα αυξάνεται εξαιτίας υψηλότερων βιοτικών επιπέδων ζωής (Miller, 1996).

### **ΘΕΩΡΙΑ ΚΥΚΛΟΥ ΖΩΗΣ**

Η θεωρία του κύκλου ζωής είναι μια οικονομική θεωρία που εισήχθη από τους Modigliani και Brumberg (1955), σύμφωνα με την οποία τα άτομα προγραμματίζουν την καταναλωτική κι αποταμιευτική τους συμπεριφορά σε μακροχρόνιο ορίζοντα, ώστε να πετύχουν την καλύτερη δυνατή διαχρονικά κατανομή της κατανάλωσης τους για όσα χρόνια ελπίζουν ότι θα ζήσουν. Είναι μία θεωρία παρόμοια με την PI, αλλά βασίζεται στην υπόθεση ότι οι καταναλωτές διαχρονικά δρουν ορθολογικά (μεγιστοποίηση χρησιμότητας) και υπολογίζουν το μόνιμο εισόδημά τους καθ' όλη τη διάρκεια ζωής τους. Έτσι, το παροδικό εισόδημα δεν βασίζεται στη τύχη, όπως στη θεωρία PI, αλλά στο επάγγελμα και την κοινωνική θέση του κάθε ατόμου. Το μόνιμο εισόδημα, σε αυτή τη περίπτωση, είναι σταθερό (*ceteris paribus*).

Είναι φανερό ότι το κύριο στοιχείο αυτής της καταναλωτικής συμπεριφοράς είναι η εξασφάλιση ομαλής κατανομής της καταναλωτικής δαπάνης σε ολόκληρη τη ζωή ενός ατόμου ή νοικοκυριού. Στατιστικά έχει διαπιστωθεί ότι η διαχρονική εξέλιξη των εισοδημάτων των ατόμων/νοικοκυριών παρουσιάζει και ακολουθεί μία ομοιόμορφη καμπύλη. Συγκεκριμένα, στην αρχή είναι σε χαμηλά επίπεδα, μετά αυξάνεται σημαντικά και όταν πλησιάζει το κλείσιμο του κύκλου ζωής του ατόμου ή του νοικοκυριού (όταν πλέον παντρεύονται και δημιουργούν δικά τους νοικοκυριά τα παιδιά), το εισόδημα αρχίζει και μειώνεται. Έτσι, στα πρώτα όπως και στα τελευταία χρόνια της ζωής τους, τα άτομα έχουν ακόμη και αρνητική αποταμίευση. Αυτό σημαίνει ότι στην αρχή δανείζονται ή χρηματοδοτούνται από συγγενικά ή φιλικά πρόσωπα, ενδιάμεσα αποταμιεύουν και στο τέλος

με τη σύνταξη και τις αποταμιεύσεις του παρελθόντος τους εξασφαλίζουν ένα ανεκτό επίπεδο διαβίωσης. Επισημαίνεται, ότι η υπόθεση του κύκλου ζωής έρχεται σε αντίθεση με την Κεϋνσιανή άποψη, σύμφωνα με την οποία η συμπεριφορά των καταναλωτών μιας δεδομένης χρονικής περιόδου σχετίζεται με το εισόδημα αυτής της περιόδου και μόνο.

## **ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ**

Στο σημείο αυτό αξίζει να δοθούν συνοπτικά οι διάφοροι παράγοντες που επηρεάζουν την κατανάλωση και παρατίθενται ως ακολούθως (Οικονομικά Χρονικά, Μάιος-Ιούνιος 2013):

- **ΔΙΑΘΕΣΙΜΟ ΕΙΣΟΔΗΜΑ**

Σύμφωνα με τον Κέυνς, όπως έχει αναφερθεί, η συνολική δαπάνη του καταναλωτή είναι συνάρτηση του διαθέσιμου εισοδήματος (*disposable income*).<sup>11</sup>

- **ΠΛΟΥΤΟΣ ΝΟΙΚΟΚΥΡΙΩΝ**

Η κατανάλωση επηρεάζεται, ακόμα, από τον πλούτο των νοικοκυριών (*wealth*). Τα ρευστά διαθέσιμα που κατέχουν τα άτομα, τα πάγια περιουσιακά στοιχεία και τα χρηματοοικονομικά προϊόντα προσδιορίζουν αυτόν τον πλούτο. Βιβλιογραφικά, τα στοιχεία αυτά επηρεάζουν θετικά την κατανάλωση για κάθε δεδομένο επίπεδο διαθέσιμου εισοδήματος, δηλαδή όσο περισσότερα είναι τα στοιχεία αυτά τόσο αυξάνεται το κίνητρο των ατόμων για κατανάλωση.

- **ΕΠΙΤΟΚΙΟ**

Το επιτόκιο (*interest rate*) επηρεάζει την κατανομή του διαθέσιμου εισοδήματος μεταξύ αποταμίευσης και κατανάλωσης. Στη βιβλιογραφία συναντώνται δύο αντικρουόμενες απόψεις σχετικά με τη σχέση επιτοκίου και κατανάλωσης. Σύμφωνα με την πρώτη άποψη, μία αύξηση του επιτοκίου συνεπάγεται υψηλότερο επίπεδο αποταμίευσης και συνεπώς, χαμηλότερο επίπεδο κατανάλωσης, καθώς το κόστος της κατανάλωσης είναι μεγαλύτερο. Επομένως, υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ επιτοκίου και κατανάλωσης. Σύμφωνα με τη

---

<sup>11</sup> Το διαθέσιμο εισόδημα υπολογίζεται ως το εισόδημα των νοικοκυριών μείον τους φόρους.

δεύτερη άποψη, μία αύξηση του επιτοκίου συνεπάγεται χαμηλότερο επίπεδο αποταμίευσης και συνεπώς, υψηλότερο επίπεδο κατανάλωσης, με την προϋπόθεση ότι το άτομο επιδιώκει ένα συγκεκριμένο επίπεδο εισοδήματος από τόκους ή από οποιαδήποτε άλλη τοποθέτηση των αποταμιεύσεών του. Επομένως, υπάρχει θετική σχέση μεταξύ επιτοκίου και κατανάλωσης.

- ***ΔΥΝΑΤΟΤΗΤΑ ΠΡΟΣΒΑΣΗΣ ΣΤΟ ΔΑΝΕΙΣΜΟ***

Όσο ευκολότερη είναι η πρόσβαση των ατόμων και των επιχειρήσεων σε δανειακά κεφάλαια τόσο περισσότερο αυξάνεται η κατανάλωση για κάθε δεδομένο επίπεδο διαθέσιμου εισοδήματος.

- ***ΠΡΟΣΔΟΚΙΕΣ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΟΥ ΕΙΣΟΔΗΜΑΤΟΣ***

Η αναμενόμενη μείωση του εισοδήματος των νοικοκυριών τα επόμενα χρόνια οδηγεί σε μείωση του σημερινού επιπέδου κατανάλωσης της κάθε χώρας.

- ***ΠΡΟΣΔΟΚΙΕΣ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΟΥ ΕΠΙΠΕΔΟΥ ΤΙΜΩΝ***

Η αναμενόμενη αύξηση των τιμών των αγαθών στο μέλλον οδηγεί σε αύξηση του σημερινού επιπέδου κατανάλωσης, ώστε να επωφεληθούν τα άτομα από το τρέχον χαμηλότερο επίπεδο τιμών.

- ***ΜΟΝΙΜΟ ΕΙΣΟΔΗΜΑ***

Όπως αναφέρθηκε, η θεωρία του Μόνιμου Εισοδήματος (Permanent Income Hypothesis), είναι μία από τις πιο πρόσφατες θεωρίες για τον προσδιορισμό της κατανάλωσης. Η θεωρία αυτή βασίζεται στην άποψη ότι η τρέχουσα κατανάλωση προγραμματίζεται σύμφωνα με το εισόδημα μιας ευρύτερης χρονικής περιόδου, ενώ το μόνιμο εισόδημα ορίζεται ως το μέσο μακροχρόνιο εισόδημα που τα άτομα προσδοκούν να κερδίσουν κατά τη διάρκεια της ζωής τους. Τα άτομα αποφεύγουν να μεταβάλλουν το επίπεδο κατανάλωσής τους παρά τις διακυμάνσεις που παρουσιάζει το εισόδημα των νοικοκυριών και προσπαθούν να ομαλοποιούν τις όποιες διακυμάνσεις του. Η υπόθεση, ως εκ τούτου, είναι ότι η

καταναλωτική δαπάνη δεν εξαρτάται από το τρέχον εισόδημα, αλλά από το μόνιμο εισόδημα. Ακόμα, σύμφωνα με τη θεωρία του Κύκλου Ζωής (Life Cycle Theory of Consumption) που αναφέρθηκε, τα άτομα, μέσω της αποταμίευσης και του δανεισμού, περιορίζουν τις διακυμάνσεις του εισοδήματός τους, συνεπώς και της κατανάλωσης, κατά τη διάρκεια της ζωής τους.

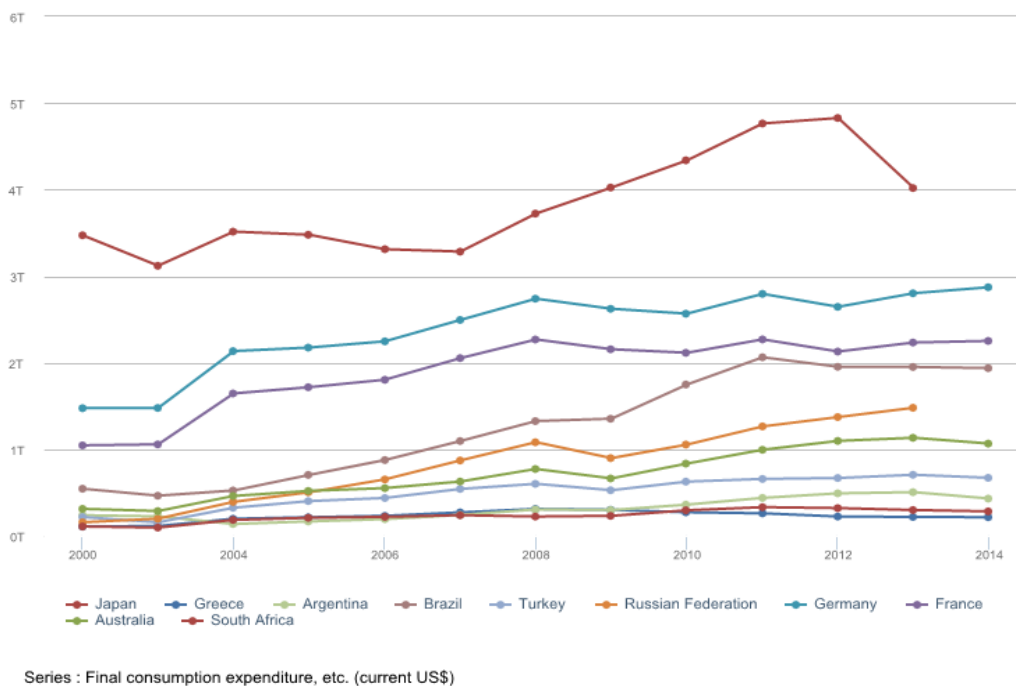
- ***ΑΠΟΘΕΜΑ ΔΙΑΡΚΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΙΚΩΝ ΑΓΑΘΩΝ***

Με τον όρο «διαρκή αγαθά» εννοούνται τα αγαθά που μπορούν να χρησιμοποιηθούν πολλές φορές για τον ίδιο σκοπό χωρίς να μεταβληθεί η φυσική τους υπόσταση. Προφανώς, όσο υψηλότερο είναι το απόθεμα των διαρκών καταναλωτικών αγαθών που έχουν τα άτομα στην κατοχή τους τόσο μικρότερη είναι η παρούσα κατανάλωση.

***Εξέλιξη της κατανάλωσης σε επιλεγμένες οικονομίες***

Η συνολική κατανάλωση διαφοροποιείται έντονα από οικονομία σε οικονομία. Στο Διάγραμμα 1.5 που ακολουθεί, δίνεται μία διαχρονική εξέλιξη του δείκτη ανεργίας, σε ετήσια συχνότητα, από το 2000 έως το 2013, για επιλεγμένες οικονομίες της ομάδας G20, καθώς και για την Ελλάδα. Συγκεκριμένα, στο Διάγραμμα 1.5 παρουσιάζεται η συνολική κατανάλωση (εκφρασμένη σε τρέχουσες τιμές \$) για την Αυστραλία, την Αργεντινή, τη Βραζιλία, τη Γερμανία, τη Γαλλία, την Τουρκία, τη Νότιο Αφρική, την Ιαπωνία, την Ελλάδα και τη Ρωσία. Ενδεικτικά, φαίνεται ότι η Ιαπωνία το 2000 είχε εθνική κατανάλωση της τάξεως των 3.475 τρις \$ περίπου, ενώ το 2013 η κατανάλωσή της αυξήθηκε, κατά προσέγγιση, στα 4.020 τρις \$. Ωστόσο, το 2012 φαίνεται να μειώθηκε απότομα, ενώ ξαφνική άνοδο παρουσίασε το 2007.





Πηγή: World Bank

### Διάγραμμα 1.5

#### Εξέλιξη της συνολικής κατανάλωσης σε επιλεγμένες χώρες-μέλη της G20

Είναι εμφανές ότι οι αναπτυγμένες οικονομίες έχουν μεγαλύτερα επίπεδα κατανάλωσης διαχρονικά σε σχέση με τις αναπτυσσόμενες, με σημαντικότερο παράγοντα το ρυθμό πληθυσμιακής μεγέθυνσης, καθώς και τη διαφορά εισοδήματος που υπάρχει στις συγκεκριμένες χώρες. Η συνολική κατανάλωση δίνει, στην πράξη, μια εικόνα για την πορεία της οικονομίας. Υψηλή κατανάλωση συνεπάγεται μικρό κόστος ζωής και οικονομική ευημερία. Κύριο χαρακτηριστικό είναι ότι, για όλες τις χώρες, τα τέσσερα περίπου πρόσφατα έτη (2010-2014), η κατανάλωση παραμένει σε σταθερά επίπεδα. Αυτό οφείλεται, προφανώς, στην παγκόσμια οικονομική κρίση του 2008. Αξιοσημείωτο είναι επίσης, ότι σε γενικά επίπεδα, πέρα από ελάχιστες περιπτώσεις, η συνολική κατανάλωση είναι, διαχρονικά, είτε αύξουσα είτε σταθερή συνάρτηση, ακόμα και σε περιόδους οικονομικής κρίσης. Αυτό αναδεικνύει την καταναλωτική και καπιταλιστική φύση των ανθρώπων.

Κάτι ακόμα που παρουσιάζει ενδιαφέρον είναι η πορεία που είχαν στη συνολική τους κατανάλωση, οι χώρες που έλαβαν δάνεια από το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο (Αργεντινή το 1999, Βραζιλία το 2002, Ελλάδα το 2010, Ρωσία το 1998 και Τουρκία το 2001) και εάν μπόρεσαν να αυξήσουν την κατανάλωσή τους. Πιο συγκεκριμένα, η Ιαπωνία έχει διαχρονικά

το μεγαλύτερο επίπεδο κατανάλωσης, ενώ η Ελλάδα, η Νότιος Αφρική και η Αργεντινή έχουν, αντίστοιχα, το μικρότερο. Επιπρόσθετα, αξίζει να τονιστεί ότι η Βραζιλία αύξησε σημαντικά το 2009 τη συνολική της κατανάλωση. Ωστόσο, η άνοδος αυτή κράτησε μόνο για δύο συναπτά έτη. Η Βραζιλία φαίνεται, μετά την είσοδο του Δ.Ν.Τ. στην οικονομία της, το 2002, να παρουσίασε μία σταδιακή αύξηση της συνολικής κατανάλωσης, με αποτέλεσμα το 2014 να έχει συνολική κατανάλωση περίπου στα 1.940 τρισεκατομμύρια \$. Η Ρωσία, επίσης, διαχρονικά διπλασίασε τη συνολική της κατανάλωση, ωστόσο όχι τόσο αισθητά όσο η Βραζιλία (περίπου στα 1.500 τρις \$ το 2014). Από την άλλη, τα δάνεια που χορήγησε το Δ.Ν.Τ στην Ελλάδα το 2010, στην Τουρκία το 2001 και στην Αργεντινή το 1999, δεν βοήθησαν τις οικονομίες να ανακάμψουν.

## **1.6 Θεωρητική Προσέγγιση της Υπό Μελέτης Σχέσης**

Πολλές έρευνες έχουν διεξαχθεί για τη μελέτη της σχέσης μεταξύ των χρηματοοικονομικών αποδόσεων και διάφορων μακροοικονομικών μεταβλητών σε αναπτυσσόμενες και αναπτυσσόμενες χώρες, με σκοπό αφενός τον εντοπισμό ύπαρξης σχέσης αιτιότητας μεταξύ τους και, αφετέρου τη σύγκριση της σχέσης αυτής σε διαφορετικές οικονομίες. Κατά τη διάρκεια των προηγούμενων τριών δεκαετιών, η σχέση μεταξύ των μακροοικονομικών μεταβλητών και των χρηματιστηριακών δεικτών ήταν αντικείμενο μεγάλων συζητήσεων και διαφωνιών για πολλούς οικονομολόγους. Πιο συγκεκριμένα, για τις αναπτυσσόμενες χώρες έχει πραγματοποιηθεί αρκετή έρευνα στη δεκαετία του '70. Ιδιαίτερη έμφαση έχει δοθεί στη σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και θεμελιωδών μακροοικονομικών μεταβλητών όπως το ακαθάριστο εθνικό προϊόν, ο πληθωρισμός, η προσφορά χρήματος και τα επιτόκια. Για την ανάγκη αυτή, υποδείγματα έχουν προσαρμοστεί για την ερμηνεία της διασποράς στις τιμές των χρονοσειρών και αυτές οι έρευνες έχουν κυρίως επικεντρωθεί στις αναπτυσσόμενες χώρες. Παρ' όλα αυτά, οι ερευνητές δεν έχουν ακόμα καταλήξει σε μία συνετή εκτίμηση για την κατεύθυνση της σχέσης αιτιότητας ανάμεσα στις προαναφερόμενες μεταβλητές και το θέμα αυτό είναι, ακόμα και σήμερα, υπό αμφισβήτηση.

Πολλοί οικονομολόγοι πιστεύουν ότι σημαντική μείωση στις χρηματιστηριακές τιμές θα σταθεί παράγοντας για μελλοντική ύφεση, ενώ μεγάλη αύξηση των τιμών αυτών μπορεί να αντανakλά την προσδοκία οικονομικής ανάπτυξης. Ωστόσο, υπήρξαν αμφιλεγόμενα θέματα

σχετικά με την ικανότητα ασφαλούς πρόβλεψης στη χρηματιστηριακή αγορά, όπως το 1987 με το χρηματιστηριακό κραχ και το 1977 με την οικονομική κρίση στην Ασία (Har, Tan & Lim, 2008). Οι έρευνες στις αναπτυγμένες χώρες έδειξαν ισχυρή σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Η βιβλιογραφία ανακαλύπτει ότι δεν συγκεκριμενοποιούνται οι μακροοικονομικοί παράγοντες που επηρεάζουν τις χρηματιστηριακές τιμές. Αυτές οι έρευνες, όπως των Chen, Roll, & Ross (1986), Fama (1981), Hamao (1988), Faff (1988), Chen (1991), Maysami & Kho (2001) και Paul & Mallik (2001), εφάρμοσαν έλεγχο συνολοκλήρωσης για να εξετάσουν τη σχέση μεταξύ των χρηματοοικονομικών αποδόσεων και των μακροοικονομικών μεταβλητών σε αναπτυγμένες χώρες όπως Ιαπωνία, Ηνωμένες Πολιτείες, Αυστραλία, Καναδά και σε Ευρωπαϊκές οικονομίες. Στις περισσότερες από αυτές τις έρευνες, η επιλογή των συγκεκριμένων μεταβλητών, καθώς και των μεθόδων των εμπειρικών αναλύσεων, βασίστηκε στην εθνική οικονομία, στη χρηματοοικονομική θεωρία, αλλά και στη συμβολή και εκτίμηση των επενδυτών, όπως με αυτές των Chen, Roll & Ross (1986) και των Mukharjee & Naka (1995). Αυτές οι έρευνες εφάρμοσαν τις διαδικασίες των Engle & Granger (1987) ή του Johansen (1988) και του Juselius (1990) σε ένα διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο πλαίσιο (VAR υποδείγματα).

Επίσης, ένας αριθμός από μελέτες, για παράδειγμα με προσαρμογή υποδειγμάτων ανάμεσα σε αμερικάνικες τιμές μετοχών και στην πραγματική οικονομική δραστηριότητα, όπως των Abdullah & Hayworth (1993), Chen, Roll, & Ross (1986), Dhakal, Khandil & Sharma (1993), Geske & Roll (1983), καθώς και των Huang & Kracaw (1984), έχει διεξαχθεί για τη διεξοδική έρευνα της σχέσης των μεταβλητών στην αμερικάνικη χρηματιστηριακή αγορά, ενώ αντίστοιχες έρευνες όπως των Brown & Otsuki (1990), Hamao (1988) και των Mukherjee & Naka (1995) μελέτησαν την ιαπωνική περίπτωση. Επιπρόσθετα, οι Fung & Lie (1990) και οι Kwon, Chung, Shin & Bacon (1997) μελέτησαν την αντίστοιχη σχέση στην κορεατική αγορά. Τα αποτελέσματα όλων των παραπάνω ερευνών ήταν ότι, με κάποια σχετικά μικρή ερμηνεία της διακύμανσης, οι μακροοικονομικοί παράγοντες όντως επηρεάζουν βραχυπρόθεσμα (κατά Granger) τις χρηματιστηριακές αποδόσεις.

Ωστόσο, μικρή σημασία από τους ερευνητές έχει δεχθεί η μακροπρόθεσμη σχέση αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών τιμών και των μακροοικονομικών μεταβλητών. Συγκεκριμένα, οι Mukherjee & Naka (1995), Cheung & Ng (1988), Maysami & Kho (2001), καθώς και Nasseh & Strauss (2000) χρησιμοποίησαν τη συνολοκλήρωση που εισήγαγαν οι Engle & Granger (1987) για να ερευνήσουν την μακροπρόθεσμη σχέση αιτιότητας. Αυτές οι

έρευνες κατέληξαν στο ότι οι χρηματιστηριακές τιμές σχετίζονται με αναμενόμενη μελλοντική παραγωγή μέσω των επιδράσεων στην προεξοφλημένη αξία των μεταβολών στις ταμειακές ροές και στα μερίσματα.

Αναφορικά με τις αναπτυσσόμενες χώρες, έχουν επίσης διεξαχθεί αρκετές μελέτες. Για παράδειγμα, ο Ibrahim (1999) ερευνήσε τη δυναμική αλληλεπίδραση μεταξύ των μεταβλητών (χρηματιστηριακών και μακροοικονομικών) στη Μαλαισία. Τα αποτελέσματα, τόσο από διμεταβλητή όσο και από πολυμεταβλητή προσέγγιση, αποκάλυψαν ότι η χρηματιστηριακή αγορά είναι ανεπαρκής για να ερμηνεύσει τη μεταβλητότητα των τιμών κατανάλωσης, καθώς και των αποθεματικών μεγεθών. Οι Habibullah & Baharamshah (2000) με τη σειρά τους εξέτασαν τη σχέση μεταξύ των χρηματοοικονομικών τιμών και πέντε διαφορετικών μακροοικονομικών παραγόντων: τα επιτόκια, το γενικό επίπεδο τιμών, το εθνικό εισόδημα, την προσφορά χρήματος και τη συναλλαγματική ισοτιμία. Επίσης, εφάρμοσαν τη μέθοδο των Toda & Yamamoto (1995) για την εύρεση αιτιότητας κατά Granger χωρίς την ανησυχία ύπαρξης βαθμού ολοκλήρωσης στην προσαρμογή του VAR υποδείγματος ή αντίστοιχα βαθμού συνολοκλήρωσης για την προσαρμογή υποδείγματος διόρθωσης λαθών (VEC) στις μεταβλητές. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι χρηματιστηριακές τιμές επηρεάζουν το εθνικό εισόδημα, το γενικό επίπεδο τιμών και τις τιμές της συναλλαγματικής ισοτιμίας, δηλαδή αρκετά πολλές μακροοικονομικές μεταβλητές. Ταυτόχρονα, αποφάνθηκαν ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις επηρεάζονται, με τη σειρά τους, από την προσφορά χρήματος και από τα επιτόκια.

Ωστόσο, η σχέση που εξετάζεται φαίνεται να είναι λιγότερο σαφής στις αναπτυσσόμενες χώρες της Ασίας. Συγκεκριμένα, οι Maysami & Sim (2001a, 2001b, 2002a, 2002b) εφάρμοσαν το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών για να εξετάσουν τη σχέση μεταξύ των μακροοικονομικών μεγεθών και των χρηματιστηριακών αποδόσεων στο Χονγκ Κονγκ και στη Σιγκαπούρη (Maysami & Sim, 2002b), καθώς και στη Μαλαισία και Ταϊλάνδη (Maysami & Sim, 2001a). Ανέλυσαν μέσω της ανάλυσης του Hendry (1986), προσέγγιση που εξετάζει τη βραχυπρόθεσμη και τη μακροπρόθεσμη σχέση αιτιότητας, την επιρροή των επιτοκίων, του πληθωρισμού, της προσφοράς χρήματος, της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της οικονομικής δραστηριότητας στην κρίση της Ασία το 1997, με τη βοήθεια ψευδομεταβλητής.<sup>12</sup> Τα αποτελέσματα επιβεβαίωσαν την επίδραση των μακροοικονομικών

---

<sup>12</sup> Η Ασιατική κρίση ξεκίνησε το 1997 στην Ταϊλάνδη, η οποία και αναγκάστηκε να υποτιμήσει το εθνικό της νόμισμα (μπαχτ) λόγω της υψηλής πίεσης που δέχτηκε. Η κρίση επεκτάθηκε στην Ινδονησία, στην Κορέα σε όλη την Ασία. Με την κρίση αυτή εξαφανίστηκαν περίπου τα τρία τέταρτα της αξίας των μετοχών.

παραγόντων στις χρηματιστηριακές τιμές, με μέγεθος επιρροής που εξαρτάται από τη δομή της εκάστοτε οικονομίας. Ο Islam (2003) με παρόμοια έρευνα για την αλληλεπίδραση του πληθωρισμού, της βιομηχανικής παραγωγής, της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των επιτοκίων με το χρηματιστηριακό δείκτη της Μαλαισίας, κατέληξε σε ίδια συμπεράσματα: υπάρχει σημαντική στατιστική σχέση αιτιότητας βραχυπρόθεσμη (δυναμική σχέση) αλλά και μακροπρόθεσμη (σχέση ισορροπίας) ανάμεσα στις μακροοικονομικές μεταβλητές που εξέτασε και στις μαλαισιανές χρηματιστηριακές αποδόσεις. Επιπρόσθετα, οι Chong & Koh (2003) συμπέραναν τα ίδια αποτελέσματα και για τα δύο επίπεδα της ψευδομεταβλητής (προ και μετά ασιατικής κρίσης). Από την άλλη, ο Vuyyuri (2005) ερεύνησε τη σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ χρηματοοικονομικών δεικτών και μακροοικονομικών (επιτόκια, πληθωρισμός, συναλλαγματική ισοτιμία και βιομηχανική παραγωγή) στην Ινδία, χρησιμοποιώντας μηνιαίες παρατηρήσεις από το 1992 έως το 2002. Η εφαρμογή του ελέγχου του Johansen (1988) σε πολυμεταβλητά υποδείγματα υποστήριξε την ύπαρξη μακροπρόθεσμης σχέσης αιτιότητας ανάμεσα στους δύο υπό μελέτη τομείς, ενώ η εφαρμογή του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger έδειξε ότι υπάρχει μονόδρομη κατεύθυνση αιτιότητας από τους μακροοικονομικούς παράγοντες στις χρηματιστηριακές τιμές.

Επιπρόσθετα, ο Omran (2003) εξέτασε την περίπτωση της Αιγυπτιακής αγοράς με τα επιτόκια και συμπέρανε ότι τα δεύτερα επηρεάζουν τις χρηματιστηριακές αποδόσεις. Στην περίπτωση της Δυτικής Αφρικής, ο Yayah (2009) χρησιμοποίησε την εφαρμογή των Toda & Yamamoto (1995) για έλεγχο της μη αιτιότητας, καθώς και των Pesaran, Shin and Smith (2001) για έλεγχο συνολοκλήρωσης ανάμεσα στον πληθωρισμό και τη χρηματιστηριακή ανάπτυξη. Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας για δύο χώρες, αλλά ούτε και μακροπρόθεσμη σχέση ισορροπίας για έξι χώρες της Δυτικής Αφρικής. Ωστόσο, σε τέσσερις χώρες εντόπισε ενδείξεις ότι η χρηματιστηριακή ανάπτυξη αιτιάζει τον πληθωρισμό, ενώ η αντίθετη κατεύθυνση αιτιότητας εντοπίστηκε μόνο σε δύο χώρες. Τέλος, ο Tachiwou (2010), στην περίπτωση της Δυτικής Αφρικής, βρήκε ότι η χρηματιστηριακή ανάπτυξη επηρεάζει θετικά το ρυθμό οικονομικής ανάπτυξης στη Δυτική Αφρική τόσο βραχυπρόθεσμα όσο και μακροπρόθεσμα.

Ωστόσο, σε αρκετά από τα παραπάνω είναι προφανές ότι οι έρευνες ποικίλλουν όχι μόνο στο κατά πόσο αφορούν αναπτυσσόμενες και αναπτυσσόμενες οικονομίες, αλλά και στο κατά πόσο διεξήχθησαν σε πολυμεταβλητό ή διμεταβλητό επίπεδο. Για παράδειγμα, στο πολυμεταβλητό πρίσμα, ο Fama (1981) υποστήριξε ότι υπάρχει μία αρνητική φαινομενική

συσχέτιση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του πληθωρισμού, η οποία προκαλεί μία θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων και των θεμελιωδών μεταβλητών, όπως η βιομηχανική παραγωγή, τα επιτόκια και η προσφορά χρήματος. Η θετική αυτή σχέση προκύπτει από την πραγματική οικονομία, ενώ η προαναφερόμενη αρνητική σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του πληθωρισμού οφείλεται στις νομισματικές πολιτικές, οι οποίες συνδυαστικά δημιούργησαν μία πλασματική συσχέτιση μεταξύ τους. Οι Geske και Roll (1983) επεκτάθηκαν στην έρευνα του Fama και συμπλήρωσαν ότι όντως, η αρνητική σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του πληθωρισμού δεν είναι αιτιώδης. Υποστήριξαν ότι οι αποδόσεις μετοχών σηματοδοτούν αλλαγές στον αναμενόμενο πληθωρισμό εξαιτίας μίας σειράς από μακροοικονομικών γεγονότων, οι οποίες προκαλούν ένα υψηλότερο ποσοστό πιστωτικής επέκτασης. Όταν οι τιμές των μετοχών φθίνουν λόγω αναμενόμενων αλλαγών στο οικονομικό περιβάλλον, τότε ο κρατικός προϋπολογισμός θα αλλάξει· κίνηση η οποία μεταφράζεται σε αύξηση του αναμενόμενου πληθωρισμού.

Από την άλλη, οι James, Koreisha και Partch (1985) χρησιμοποίησαν μία πολυμεταβλητή προσέγγιση και εντόπισαν ενδείξεις που είναι συνεπείς στα ευρήματα των Geske και Roll. Συγκεκριμένα, εντόπισαν ότι υπάρχει σχέση μεταξύ της πραγματικής οικονομικής δραστηριότητας και των χρηματιστηριακών αποδόσεων, όπως επίσης και μεταξύ της πρώτης με τον πληθωρισμό. Ξεχωρίζουν ωστόσο, την ύπαρξη σχέσης μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων με την προσφορά χρήματος, κάτι στο οποίο δεν συμφωνούσε το υπόδειγμα του Fama. Επιπρόσθετα, ο Lee (1992) χρησιμοποίησε ένα πολυμεταβλητό διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (VAR) για να ερευνήσει τις αιτιώδεις σχέσεις ανάμεσα στις χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους μακροοικονομικούς παράγοντες και συμπέρανε ότι οι αποδόσεις αιτιάζουν κατά Granger την οικονομική δραστηριότητα, τα επιτόκια έχουν έντονη αρνητική σχέση με τον πληθωρισμό και, σε αντίθεση με τους Geske και Roll, εντόπισε ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν ερμηνεύουν μεγάλο ποσοστό της διακύμανσης του πληθωρισμού.

Σε διμεταβλητό πλαίσιο έχουν, επίσης, διεξαχθεί εκτεταμένες έρευνες και πολλές μελέτες που ερευνούν τη σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και των μακροοικονομικών μεταβλητών. Για παράδειγμα, εξετάζοντας τη σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και της οικονομικής δραστηριότητας, οι εμπειρικές ενδείξεις μπορούν να κατηγοριοποιηθούν σύμφωνα με την κατεύθυνση της αιτιώδους σχέσης. Έρευνες όπως των Schwert (1990) και Barro (1990) προτείνουν ότι οι αποδόσεις προκαλούν κατά

Granger την οικονομική δραστηριότητα, όπως επίσης και του Tsouma (2009), ο οποίος πραγματοποίησε μία ανασκόπηση της σχέσης μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και των υπολοίπων μεταβλητών. Επιπρόσθετα, ο Binswanger (2000a, 2004) υποστήριξε την ύπαρξη προσωρινής διακοπής στη σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και της οικονομικής δραστηριότητας για τις Ηνωμένες Πολιτείες, την Ιαπωνία και την Ευρωπαϊκή Ένωση. Από την άλλη πλευρά, οι Gjerde & Sættem (1999), ο Sadorksy (1999), καθώς και οι Hondroyiannis & Paparetrou (2001) βρήκαν ότι οι τιμές πετρελαίου ερμηνεύουν σημαντικά τις χρηματιστηριακές αποδόσεις.

Ως εκ τούτου, ο κύριος στόχος όλων αυτών των ερευνών ήταν να εξεταστεί το κατά πόσο και πώς οι χρηματιστηριακές αποδόσεις και οι μακροοικονομικές μεταβλητές σχετίζονται κυρίως μακροπρόθεσμα. Στο μεγαλύτερο μέρος των παραπάνω ερευνών διαφαίνεται η ύπαρξη αιτιώδους σχέσης ανάμεσα στις δύο κατηγορίες μεταβλητών και για τις δύο οικονομίες. Δεν είναι όμως ξεκάθαρα αφενός η κατεύθυνση αιτιότητας και ο χρονικός ορίζοντας της σχέσης και, αφετέρου ποιοι είναι συγκεκριμένα οι μακροοικονομικοί παράγοντες που επηρεάζουν άμεσα τους αντίστοιχους χρηματοπιστωτικούς.

Ωστόσο, το πώς και αν ανταποκρίνεται η χρηματιστηριακή αγορά στις αλλαγές θεμελιωδών μακροοικονομικών δεικτών, αλλά και το κατά πόσο η πραγματική οικονομία επηρεάζεται από τους χρηματιστηριακούς παράγοντες, συγκριτικά σε αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες οικονομίες, συνιστά ένα αμφιλεγόμενο θέμα είτε σε διμεταβλητό είτε σε πολυμεταβλητό επίπεδο.

## **1.7 Ανακεφαλαίωση**

Σκοπός αυτού του κεφαλαίου ήταν η συνοπτική περιγραφή της έννοιας του χρηματιστηριακού δείκτη, καθώς και τριών βασικών μακροοικονομικών παραγόντων, της ανεργίας, του πληθωρισμού και της κατανάλωσης με απώτερο στόχο την εξέταση της μεταξύ τους αιτιατής σχέσης. Ξεκινώντας από μία παρουσίαση του χρηματιστηριακού δείκτη, καθώς και κάθε μακροοικονομικής μεταβλητής, με έμφαση στη σημασία τους για την οικονομία μιας χώρας, γίνεται, στη συνέχεια, μία σύντομη αναφορά στην πορεία της διαχρονικής τους εξέλιξης στην Ελλάδα, καθώς και σε ορισμένες οικονομίες της ομάδας G20. Τέλος,

πραγματοποιείται μία θεωρητική προσέγγιση της σχέσης των τριών μακροοικονομικών παραγόντων με τον αντίστοιχο χρηματιστηριακό.



# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

## Μεθοδολογία Ανάλυσης Χρονοσειρών

### 2.1 Εισαγωγή

Ένας από τους βασικούς σκοπούς της οικονομετρικής ανάλυσης ενός οικονομικού φαινομένου είναι η διενέργεια προβλέψεων, η χρησιμοποίηση δηλαδή του εκτιμηθέντος οικονομετρικού υποδείγματος για την πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών των οικονομικών μεγεθών. Η ανάγκη για έγκυρες προβλέψεις οδήγησε στην ανάπτυξη και στην εκτίμηση όχι μόνο οικονομετρικών υποδειγμάτων, μιας ή πολλών ταυτόχρονων εξισώσεων, αλλά και στην ανάπτυξη και άλλων τεχνικών και μεθόδων, όπως οι τεχνικές αναλύσεως χρονολογικών σειρών.

Στα υποδείγματα χρονοσειρών, η τρέχουσα τιμή μιας μεταβλητής εκφράζεται ως συνάρτηση των τιμών της με χρονική υστέρηση (δηλαδή ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών της) ή/και των τιμών με χρονική υστέρηση άλλων μεταβλητών (δυναμικά υποδείγματα). Αντιθέτως, σε ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης, κάθε μεταβλητή (ποσοτική ή κατηγορική) είναι συνάρτηση μιας ή πολλών άλλων επεξηγηματικών ή κατηγορηματικών μεταβλητών (στατικά υποδείγματα) και έτσι υπάρχουν τα κατάλληλα υποδείγματα παλινδρομήσεως για κάθε περίπτωση (Απλή και Πολλαπλή Παλινδρόμηση, Ανάλυση ANOVA, Ανάλυση ANCOVA, Λογιστική Παλινδρόμηση, κ.α.). Συνεπώς, στις χρονοσειρές μελετάται η συμπεριφορά μιας μεταβλητής αγνοώντας την παρουσία άλλων μεταβλητών που επηρεάζουν τη συμπεριφορά της και υποθέτεται πως η απουσία όλων των άλλων μεταβλητών συμπεριλαμβάνεται έμμεσα στις τιμές της χρονοσειράς.

Η ανάλυση χρονοσειρών έχει ως αντικείμενο τη χρήση μεθόδων που επιτρέπουν τη διερεύνηση του μηχανισμού (στοχαστική διαδικασία ή δυναμικό σύστημα) που παράγει τη χρονοσειρά, την εκτίμηση των χαρακτηριστικών του και στη συνέχεια, την ανάπτυξη υποδείγματος για την περιγραφή και την πρόβλεψη της εξέλιξης του, δηλαδή των επόμενων

τιμών της χρονοσειράς. Πιο συγκεκριμένα, στις μεθόδους ανάλυσης των χρονοσειρών διερευνάται αρχικά το παρελθόν της υπό εξέταση σειράς, ελπίζοντας πως η γνώση αυτή θα βοηθήσει στο να επεκταθεί η συμπεριφορά της χρονοσειράς στο μέλλον. Στην πράξη, στην ανάλυση χρονοσειρών, εφαρμόζονται τρεις μέθοδοι:

- i) Τεχνικές Εξομάλυνσης
- ii) Διάσπαση Χρονοσειρών
- iii) Box and Jenkins ανάλυση, γνωστή ως ARIMA ανάλυση.

Οι πρώτες δύο μέθοδοι είναι ντετερμινιστικές, ενώ η τρίτη είναι στοχαστική.

Ωστόσο, έχουν πλέον αναπτυχθεί και σύγχρονες μέθοδοι της ανάλυσης χρονοσειρών για την εφαρμογή ταυτοποίησης, πέρα των αντίστοιχων μονομεταβλητών μοντέλων (univariate time series), των πολυμεταβλητών υποδειγμάτων (multivariate time series). Στις σύγχρονες αυτές μεθόδους ανήκουν η εφαρμογή των πολυμεταβλητών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων (Vector Autoregressive models), τα οποία διατυπώθηκαν, πρωτίστως, από τον Sims (1980), η αιτιότητα κατά Granger (Granger causality) που αναπτύχθηκε από τον Granger (1988), η έννοια της συνολοκλήρωσης (cointegration), η οποία διατυπώθηκε από τους Engle and Granger (1987) και το Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών (Error Correction Model) που αποτελεί προέκταση της έννοιας της συνολοκλήρωσης. Οι μέθοδοι αυτές παρουσιάζουν έντονο ενδιαφέρον, καθώς συμβάλλουν στη διερεύνηση της αιτιότητας μεταξύ των χρονοσειρών και γενικά στην εξέταση πιθανής βραχυχρόνιας ή μακροχρόνιας σχέσης ανάμεσα στις χρονολογικές σειρές. Ο απώτερος σκοπός των μεθόδων αυτών είναι η αποτελεσματικότερη πρόβλεψη συστημάτων των οποίων οι μεταβλητές αλληλοσυσχετίζονται.

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζονται οι βασικές έννοιες στην ανάλυση των χρονοσειρών, οι οποίες θα συμβάλλουν, στο επόμενο κεφάλαιο, στη μελέτη της σχέσης αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών με τις μακροοικονομικές μεταβλητές που παρουσιάστηκαν στο προηγούμενο κεφάλαιο. Πιο συγκεκριμένα, συνοψίζονται τα βασικά υποδείγματα χρονοσειρών, η έννοια της στασιμότητας και οι βασικοί στατιστικοί τρόποι ελέγχου για την ύπαρξή της, οι οποίοι επικεντρώνονται στους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας. Εν συνεχεία, αναλύεται η έννοια της συνολοκλήρωσης, καθώς και οι αντίστοιχοι έλεγχοι που χρησιμοποιούνται στην πράξη για τον έλεγχο της ύπαρξής της, βάσει του αριθμού των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Έπειτα, ορίζονται τα δυναμικά πολυμεταβλητά υποδείγματα χρονολογικών σειρών, δηλαδή το διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (VAR) και το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VECM) και γίνεται μία σύντομη αναφορά στον

τρόπο της εκτίμησής τους. Τέλος, εξετάζονται οι κυριότερες εφαρμογές των VAR υποδειγμάτων, οι οποίες αποτελούν την αιτιότητα κατά Granger (Granger causality) και την Ανάλυση Αιφνιδίων Αντιδράσεων (Impulse Response Analysis).

## 2.2 Βασικά Στοχαστικά Υποδείγματα Χρονοσειρών

Στο σημείο αυτό θα αναφερθούν συνοπτικά οι βασικές κατηγορίες γραμμικών στοχαστικών υποδειγμάτων χρονοσειρών στη μονομεταβλητή περίπτωση. Συγκεκριμένα, αναφέρεται το υπόδειγμα του λευκού θορύβου, το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα, ο κινητός μέσος όρος και το μικτό υπόδειγμα (Κουγιουμτζής, 2014).

### ΛΕΥΚΟΣ ΘΟΡΥΒΟΣ

Μία ακολουθία τυχαίων μεταβλητών  $\{\varepsilon_t\}$ , για  $t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ , για την οποία υποθέτεται ότι  $\forall t$  ισχύουν<sup>13</sup>:

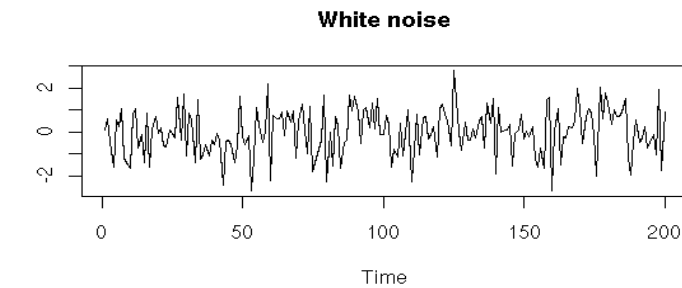
- $E(\varepsilon_t) = 0$
- $V(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$
- $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) = 0 \quad \forall s \neq 0$

ονομάζεται διαδικασία λευκού θορύβου (White Noise process) ή απλώς λευκός θόρυβος και συμβολίζεται ως  $WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . Ο λευκός θόρυβος είναι πάντα στάσιμος με αυτοσυνδιακύμανση  $\gamma_0 = \sigma^2$ , πρώτη αυτοσυσχέτιση  $\rho_1 = 1$  και όλες τις υπόλοιπες χαρακτηριστικές του ιδιότητες ίσες με μηδέν.<sup>14</sup> Συνεπώς, μία διαδικασία λευκού θορύβου αποτελείται από ασυσχέτιστες τυχαίες μεταβλητές με μηδενική αναμενόμενη τιμή και σταθερή διακύμανση, δηλαδή είναι μία στάσιμη διαδικασία. Επισημαίνεται πως στη βιβλιογραφία υπάρχει ασυμφωνία στην έννοια του υποδείματος, καθώς σε κάποια συγγράμματα (κυρίως στατιστικής), ο όρος "λευκός θόρυβος" χρησιμοποιείται για χρονοσειρές ασυσχέτιστες, αλλά όχι ανεξάρτητες, ενώ σε άλλη

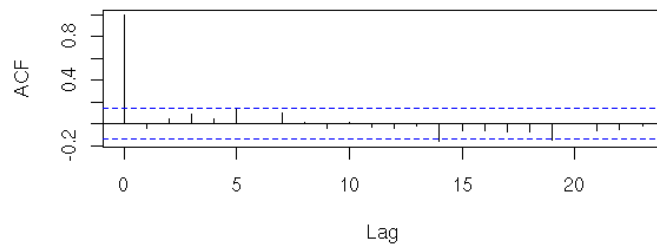
<sup>13</sup> Μία χρονοσειρά (έστω η τυχαία μεταβλητή  $X$ ) συμβολίζεται ως  $\{x_t\}$  αν δεν έχει συγκεκριμένο μήκος.

<sup>14</sup> Για την έννοια της στασιμότητας βλ. 2.3 και για τον ορισμό της αυτοσυνδιακύμανσης βλ. υποσημείωση 18.

βιβλιογραφία (κυρίως μηχανικής και φυσικής) ο όρος χρησιμοποιείται για ανεξάρτητες και ισόνομες τυχαίες μεταβλητές (independent and identically distributed, iid).



**(α)**

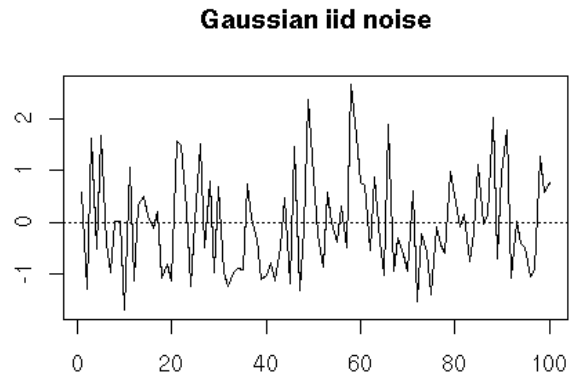


**(β)**

### **Διάγραμμα 2.1**

#### **Διαγράμματα λευκού θορύβου και αυτοσυσχετίσεών του**

Το Διάγραμμα 2.1 παρουσιάζει το διάγραμμα τιμών ενός λευκού θορύβου (α) και τις αυτοσυσχετίσεις του (κορελόγραμμα, β). Όπως παρατηρείται στο Διάγραμμα 2.1 (α) οι τιμές της χρονοσειράς του λευκού θορύβου κινούνται κοντά (πάνω και κάτω) στο μέσο όρο και υπάρχει, κατά συνέπεια, ένδειξη στασιμότητας. Επίσης, είναι φανερό ότι η πρώτη αυτοσυσχέτιση ισούται με ένα, ενώ οι υπόλοιπες αυτοσυσχετίσεις είναι στατιστικά ασήμαντες.



**Διάγραμμα 2.2**  
**Διάγραμμα Γκαουσιανού λευκού θορύβου**

Όταν επιπρόσθετα, τα στοιχεία της χρονοσειράς ενός υποδείγματος λευκού θορύβου ακολουθούν κανονική (Γκαουσιανή) κατανομή (η κατανομή Gauss με συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας σε σχήμα καμπάνας), τότε η χρονοσειρά ταυτοποιείται ως ένας Γκαουσιανός λευκός θόρυβος (Gaussian White Noise). Ο Γκαουσιανός λευκός θόρυβος ταυτίζεται πάντα με iid, αφού η κοινή Γκαουσιανή κατανομή ορίζεται μόνο από τις δύο πρώτες ροπές και η μηδενική συσχέτιση συνεπάγεται ανεξαρτησία λόγω κανονικότητας. Το Διάγραμμα 2.2 απεικονίζει τις τιμές μιας χρονοσειράς ενός Γκαουσιανού λευκού θορύβου.

### ***ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΟΜΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ***

Ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (Autoregressive model) τάξεως  $p$ , συμβολίζεται ως  $AR(p)$  και ορίζεται, για μία τυχαία μεταβλητή  $Y$ , ως εξής:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

Εναλλακτικά, η σχέση (2.1), με τη βοήθεια των τελεστών υστέρησης, μπορεί ισοδύναμα να γραφεί ως<sup>15</sup>:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) y_t = \varepsilon_t \quad (2.2)$$

<sup>15</sup> Στην ανάλυση χρονοσειρών χρησιμοποιείται συχνά ο τελεστής υστέρησης (lag operator), ο οποίος διευκολύνει τα μέγιστα τη διεξαγωγή των αλγεβρικών πράξεων. Ο τελεστής αυτός συμβολίζεται συνήθως με το γράμμα  $L$  (ή και με άλλα γράμματα) και μετατοπίζει χρονικά προς τα πίσω τη μεταβλητή που πολλαπλασιάζει, δηλαδή:  $Ly_t = y_{t-1}$ .

όπου τα  $\varepsilon_t$  είναι τα τυχαία σφάλματα,  $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ , και τα  $\varphi_1, \dots, \varphi_p$  οι παράμετροι του υποδείγματος AR(p). Η συμπαγής μορφή της σχέσης (2.2) είναι η

$$\varphi(B)y_t = \varepsilon_t$$

όπου  $\varphi(B) = 1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i B^i$ , με  $i=1, \dots, p$ , είναι το χαρακτηριστικό πολυώνυμο (characteristic polynomial) της AR(p). Η AR(p) διαδικασία ορίζει την τυχαία μεταβλητή  $Y_t$  ως ένα γραμμικό συνδυασμό των προηγούμενων  $p$  τυχαίων μεταβλητών,  $Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}$ , ο οποίος διαταράσσεται από ένα λευκό θόρυβο. Το πρώτο μέρος στη σχέση (2.2) αποτελεί το καθοριστικό ή αιτιοκρατικό μέρος (deterministic part), ενώ το δεύτερο μέρος το αντίστοιχο στοχαστικό (stochastic part).

Σε ένα AR υπόδειγμα ερευνάται πάντα η στασιμότητα της χρονοσειράς. Η AR(p) διαδικασία είναι στάσιμη όταν οι ρίζες του χαρακτηριστικού πολυωνύμου  $1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p$  είναι εκτός του μοναδιαίου κύκλου (ικανή και αναγκαία συνθήκη στασιμότητας), δηλαδή οι ρίζες της εξίσωσης  $\Phi(\omega) = 0$ ,  $\omega \in \mathbb{C}$  ή αντίστοιχα οι ρίζες του πολυωνύμου

$$\lambda^p - \varphi_1 \lambda^{p-1} - \dots - \varphi_{p-1} \lambda - \varphi_p$$

να είναι εντός του μοναδιαίου κύκλου.

Τα AR μοντέλα είναι ομοσκεδαστικά, δηλαδή η χρονοσειρά  $y_t$  έχει σταθερή διασπορά, αφού ο λευκός θόρυβος  $\varepsilon_t$  έχει σταθερή διασπορά. Σε κάποιες εφαρμογές, ωστόσο, κυρίως στην οικονομία, αυτός ο περιορισμός δεν είναι επιθυμητός. Η ετεροσκεδαστικότητα ελέγχεται με το ARCH-LM τεστ, το οποίο περιλαμβάνει δύο στάδια: την παλινδρόμηση ενός AR υποδείγματος, από όπου λαμβάνονται οι εκτιμήσεις των καταλοίπων και στη συνέχεια, την παλινδρόμηση των τετραγωνισμένων εκτιμώμενων καταλοίπων σε μορφή υποδείγματος κινητού μέσου όρου (βλ. συνέχεια 2.2). Το τεστ αυτό χρησιμοποιεί τη στατιστική συνάρτηση ελέγχου της οικογένειας LM, που είναι:  $LM = T \cdot R^2 \sim \chi^2_k$ , όπου  $k$  το πλήθος των περιορισμών που θέτονται,  $T$  το πλήθος των παρατηρήσεων και  $R^2$  ο συντελεστής προσδιορισμού της παλινδρόμησης των τετραγωνισμένων καταλοίπων.

Η διακύμανση στις περιπτώσεις ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας, ονομάζεται υπό συνθήκη διασπορά (conditional variance) και προσδιορίζεται ως μία ARCH (Autoregressive

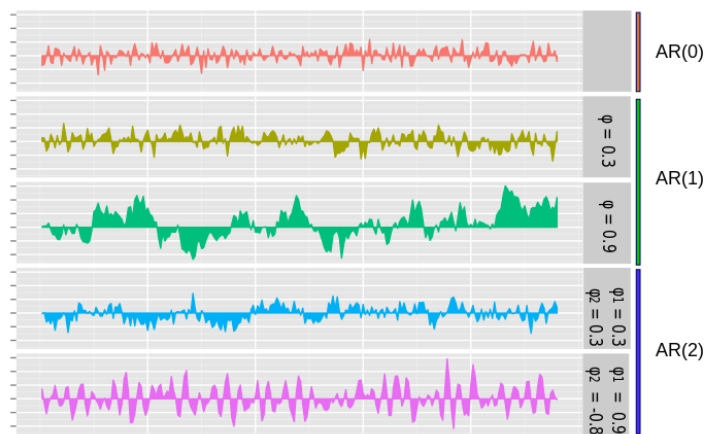
Conditional Heteroscedasticity) ή GARCH (Generalized ARCH) διαδικασία.<sup>16</sup> Για παράδειγμα, για μία μεταβλητή που ακολουθεί μία AR(1) διαδικασία της μορφής  $y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$ , το ARCH(1) υπόδειγμα (για την ταυτοποίηση της υπό συνθήκης διασποράς  $\sigma^2_t$ ) ορίζεται ως:

$$\sigma^2_t = c + \gamma \varepsilon_{t-1}^2$$

ενώ το GARCH(1,1) ορίζεται ως:

$$\sigma^2_t = \gamma + \delta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda \sigma^2_{t-1}$$

Επισημαίνεται ότι στην πράξη δεν συναντώνται τέτοια υποδείγματα για πάνω από τρεις υστερήσεις, καθώς επίσης, ότι τόσο οι συντελεστές του ARCH υποδείγματος όσο και του GARCH μοντέλου, εκτιμώνται πάντα ταυτόχρονα με το AR υπόδειγμα της μεταβλητής Y, χρησιμοποιώντας τη μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας.



Πηγή: Wikipedia

### Διάγραμμα 2.3

#### Διαγράμματα αυτοπαλίνδρομων διαδικασιών

<sup>16</sup> Ωστόσο, τα μοντέλα GARCH θεωρούν εκ των προτέρων την ύπαρξη συμμετρίας στη διακύμανση, δηλαδή την ίδια συμβολή των διαταράξεων (αρνητικών και θετικών καταλοίπων) πάνω στην υπό συνθήκη διακύμανση. Σε αυτή την περίπτωση χρησιμοποιούνται τα προβλεπτικά υποδείγματα EGARCH για την υπό συνθήκη μεταβλητότητα, τα οποία επιτρέπουν να υπάρχει περιθώριο ασυμμετρίας, όπως επίσης και τα υποδείγματα TARARCH. Τέλος, όταν υπάρχουν ενδείξεις για in-mean effects (άμεση επίδραση της υπό συνθήκης μεταβλητότητας στην εξαρτημένη μεταβλητή), τότε εφαρμόζεται το GARCH-M (GARCH in mean) μοντέλο. Το προβλεπτικό αυτό μοντέλο (στην απλή του μορφή) ορίζεται ως εξής:  $Y_t = c + \alpha g(\sigma_t) + \varepsilon_t$ , όπου  $g(\sigma_t)$  είναι μία συνάρτηση της μεταβλητότητας, όπως η ταυτοτική ( $\sigma_t$ ), η  $\sigma_t^2$  ή η συνάρτηση  $\ln(\sigma_t)$ , και αφορά στην εξίσωση του μέσου (της μεταβλητής Y, δηλαδή στο AR υπόδειγμα) και όχι στην εξίσωση της υπό συνθήκης μεταβλητότητας (υπόδειγμα GARCH).

Το Διάγραμμα 2.3 αποτυπώνει πέντε διαφορετικές αυτοπαλίνδρομες διαδικασίες για διάφορες τάξεις των υποδειγμάτων και τιμές παραμέτρων. Όλες οι σειρές είναι στάσιμες, πλην της διαδικασίας AR(2) με παραμέτρους  $\phi_1=0,9$  και  $\phi_2=0,8$ , καθώς δεν ισχύει η συνθήκη στασιμότητας για δευτέρας τάξεως αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα (εφόσον  $\phi_1 + \phi_2 > 1$ ).

### **ΤΥΧΑΙΟΣ ΠΕΡΙΠΑΤΟΣ**

Ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου ή τυχαίας διαδρομής (Random Walk) είναι ένα μη στάσιμο υπόδειγμα AR(1) που ορίζεται ως εξής:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

όπου  $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . Συνεπώς, κάθε τιμή της χρονοσειράς προκύπτει από την αμέσως προηγούμενη τιμή της με την προσθήκη ενός τυχαίου σφάλματος. Όταν υπάρχει σταθερός όρος η διαδικασία είναι γνωστή με τον όρο τυχαία διαδρομή με περιπλάνηση (Random Walk with drift).

Η σχέση (2.3) μπορεί να γραφεί ως εξής:

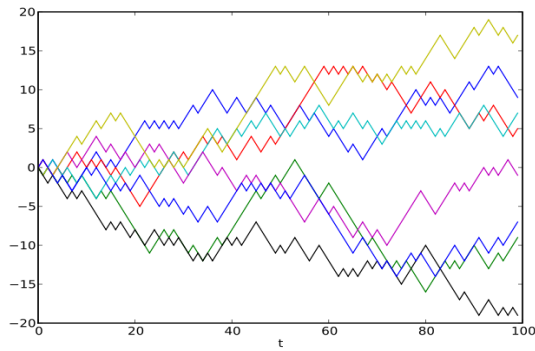
$$y_t = y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

όπου  $y_0$  είναι η τιμή της  $Y$  τη χρονική περίοδο μηδέν. Είναι προφανές, κατά συνέπεια, ότι:

- $E(Y_t) = y_0$
- $V(Y_t) = t\sigma_\varepsilon^2$

δηλαδή η σειρά είναι μη στάσιμη ως προς τη διακύμανση. Το Διάγραμμα 2.4 παριστάνει οκτώ διαφορετικές σειρές τυχαίου περιπάτου. Σε κάθε σειρά είναι εμφανής η απουσία στασιμότητας.





Πηγή: Wikipedia

## Διάγραμμα 2.4

### Διαγράμματα τυχαιών περιπάτων

#### ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΚΙΝΗΤΟΥ ΜΕΣΟΥ ΟΡΟΥ

Ένα υπόδειγμα κινητού μέσου όρου (Moving Average model) τάξεως  $q$  συμβολίζεται ως  $MA(q)$  και ορίζεται, για μία τυχαία μεταβλητή  $Y$ , ως εξής:

$$y_t = \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q\varepsilon_{t-q}$$

όπου  $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$  και τα  $\theta_1, \dots, \theta_q$  οι παράμετροι του υποδείγματος. Με τη χρήση τελεστή υστέρησης το  $MA(q)$  υπόδειγμα γίνεται:

$$y_t = (1 - \theta_1B - \theta_2B^2 - \dots - \theta_qB^q)\varepsilon_t \quad \text{δηλαδή} \quad y_t = \theta(B)\varepsilon_t$$

όπου  $\theta(B) = 1 - \theta_1B - \theta_2B^2 - \dots - \theta_qB^q$  είναι το χαρακτηριστικό πολυώνυμο της  $MA(q)$  διαδικασίας. Η  $MA(q)$  διαδικασία ορίζει την τυχαία μεταβλητή  $Y_t$  ως ένα γραμμικό συνδυασμό των  $q$  πρόσφατων στοιχείων λευκού θορύβου. Το καθοριστικό μέρος που υπήρχε στην  $AR(p)$  διαδικασία αντικαθίσταται από το στοχαστικό και η μόνη πληροφορία που δίνεται για την  $Y_t$  είναι αυτή που προκύπτει από τις τυχαίες διαταράξεις στους  $q+1$  πιο πρόσφατους χρόνους. Η διάρκεια της επίδρασης μιας τυχαίας διαταραχής καθορίζεται από τη τάξη  $q$  του  $MA$  υποδείγματος.

Σε μία  $MA(q)$  διαδικασία έχει πάντα ενδιαφέρον η εξέταση για ύπαρξη αντιστρεψιμότητας. Η ιδιότητα της αντιστρεψιμότητας, που σε καμία περίπτωση δεν πρέπει

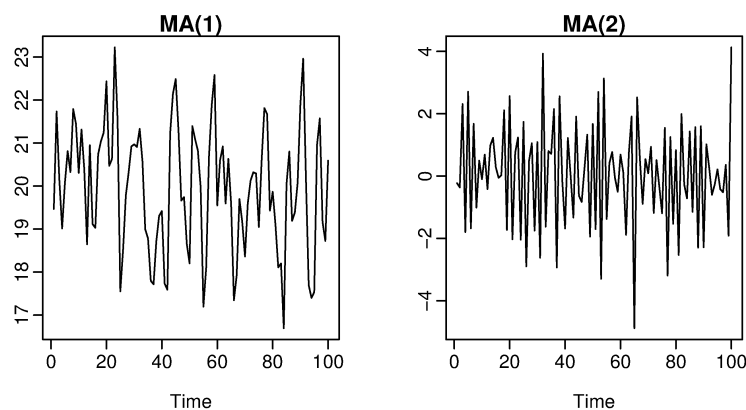
να συγγέεται με τη στασιμότητα, αφορά στη δυνατότητα ενός MA υποδείγματος πεπερασμένης τάξης, όπως MA(q), να μετατρέπεται σε ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα απείρου τάξης, δηλαδή σε AR( $\infty$ ). Πρακτικά, η αντιστρεψιμότητα αφορά στο να μπορούν να εκφραστούν τα  $\varepsilon_t$  ως προς τις  $y_s$  για χρόνους  $s \leq t$ , δηλαδή να οριστούν οι τυχαίες διαταραχές  $\varepsilon_t$  γνωρίζοντας την τιμή  $y_t$  και όλες τις προηγούμενες τιμές της. Η ιδιότητα αυτή λέγεται αντιστρεψιμότητα (invertibility) και, εφόσον ισχύει, σημαίνει πως μπορεί να αντιστραφεί το πολυώνυμο  $\theta(B)$ , έτσι ώστε  $\varepsilon_t = \theta^{-1}(B)y_t$ . Άρα, η συνθήκη της αντιστρεψιμότητας είναι οι ρίζες του χαρακτηριστικού πολυωνύμου  $\theta(B)$  να είναι εκτός του μοναδιαίου κύκλου.

Για παράδειγμα, το MA(1) υπόδειγμα γράφεται ως:

$$\varepsilon_t = y_t + \theta\varepsilon_{t-1} = y_t + \theta(y_{t-1} + \theta\varepsilon_{t-2}) = y_t + \theta y_{t-1} + \theta^2\varepsilon_{t-2}$$

Λύνοντας ως προς  $y_t$  και κατόπιν διαδοχικών αντικαταστάσεων στα κατάλοιπα, δημιουργείται το ακόλουθο AR υπόδειγμα απείρου τάξεως:

$$y_t = -\theta y_{t-1} - \theta^2 y_{t-2} - \dots - \theta^j y_{t-j-1} - \theta^j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t = \dots = -\sum_{j=1}^{\infty} \theta^j y_{t-j} + \varepsilon_t$$



**Διάγραμμα 2.5**

**Διαγράμματα μέσω κινητών όρων**

Το Διάγραμμα 2.5 δείχνει δύο διαφορετικές διαδικασίες κινητού μέσου όρου, τάξεως ένα και δύο σε αντίστοιχη σειρά. Και στα δύο διαγράμματα, είναι εμφανές ότι οι σειρές χαρακτηρίζονται από στασιμότητα. Για την ύπαρξη της αντιστρεψιμότητας - αν υφίσταται - απαιτείται η γνώση των παραμέτρων.

## **ΜΙΚΤΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ**

Οι διαδικασίες AR και MA έχουν διαφορετικές και συμπληρωματικές ιδιότητες, οι οποίες προκύπτουν από τον ορισμό τους: η διαδικασία AR δίνεται με βάση το χαρακτηριστικό πολυώνυμο υστέρησης  $\phi(B)$  της  $Y_t$ , ενώ η διαδικασία MA σύμφωνα με το χαρακτηριστικό πολυώνυμο υστέρησης  $\theta(B)$  του  $\varepsilon_t$ . Η σύνθεση των διαδικασιών AR και MA στη μικτή διαδικασία ή αυτοπαλινδρομούμενη διαδικασία κινούμενου μέσου (Autoregressive Moving Average process, ARMA) ορίζεται ως:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

ή εναλλακτικά με τη χρήση των πολυωνύμων υστέρησης:

$$\phi(B)y_t = \theta(B)\varepsilon_t$$

Η διαδικασία ARMA εμπεριέχει το AR μέρος τάξης  $p$  και το MA μέρος τάξης  $q$ , και συμβολίζεται ως ARMA( $p,q$ ). Όπως είναι λογικό, η στασιμότητα της διαδικασίας ARMA ορίζεται από το AR μέρος, δηλαδή είναι στάσιμη αν το χαρακτηριστικό πολυώνυμο  $\phi(B)$  έχει ρίζες εκτός του μοναδιαίου κύκλου και αντίστοιχα η αντιστρεψιμότητα της διαδικασίας ARMA ορίζεται από το MA μέρος, δηλαδή είναι αντιστρέψιμη αν το χαρακτηριστικό πολυώνυμο  $\theta(B)$  έχει ρίζες εκτός του μοναδιαίου κύκλου.

### **2.3 Η Έννοια της Στασιμότητας**

Το ενδιαφέρον σχετικά με τα χαρακτηριστικά μιας κατανομής πιθανότητας επικεντρώνεται συνήθως στις πρώτες ροπές, δηλαδή στο μέσο και στη διακύμανση. Σε μία συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας  $T$  μεταβλητών έχουμε  $T$  μέσους,  $T$  διακυμάνσεις και επιπλέον,  $\frac{T(T-1)}{2}$  συνδιακυμάνσεις. Είναι προφανές ότι από μία μόνο πραγματοποίηση (δείγμα  $T$  παρατηρήσεων) δεν είναι δυνατή η εκτίμηση όλων των παραπάνω  $2T + \frac{T(T-1)}{2} =$

$T + \frac{T(T+1)}{2}$  αγνώστων παραμέτρων. Μία βασική υπόθεση που απλοποιεί σημαντικά το παραπάνω πρόβλημα είναι η υπόθεση της στασιμότητας (stationarity).

Μία στοχαστική διαδικασία,  $Y_t$   $t \in T$ , είναι αυστηρώς στάσιμη ή στατική (strictly stationary) όταν οι στατιστικές της ιδιότητες δεν επηρεάζονται από μία αλλαγή στην αρχή μετρήσεως του χρόνου. Αυτό σημαίνει ότι η συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας με αρχή το χρονικό σημείο  $t$ ,  $f(y_1, y_{t+1}, \dots, y_{t+T})$ , είναι ακριβώς ίδια με τη συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας με αρχή το χρονικό σημείο  $t+s$ ,  $f(y_1, y_{t+1}, \dots, y_{t+T})$ . Η υστέρηση  $s$  (lag) παριστάνει μία αυθαίρετη μετακίνηση κατά μήκος του άξονα του χρόνου και μπορεί να είναι είτε θετική είτε αρνητική. Συνεπώς, αφού η συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας δεν μεταβάλλεται όταν μεταβάλλεται η αρχή του χρόνου, συνεπάγεται ότι η περιθωριακή συνάρτηση πιθανότητας στο χρονικό σημείο  $t$ ,  $f(y_t)$ , θα είναι ίδια με την περιθωριακή συνάρτηση πιθανότητας στο σημείο  $t+s$ ,  $f(y_{t+s})$ . Άρα, η περιθωριακή συνάρτηση πιθανότητας δεν εξαρτάται από το χρόνο  $t$  για όλα τα  $s$ .<sup>17</sup>

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι για μία στάσιμη χρονοσειρά  $Y_t$  ισχύουν οι εξής συνθήκες:

- $E(Y_1) = E(Y_2) = \dots = E(Y_T) = E(Y_t) = \mu_y$
- $V(Y_1) = V(Y_2) = \dots = V(Y_T) = V(Y_t) = \sigma_y^2 = E[y_t - E(y_t)]^2$
- $Cov(Y_1, Y_{1+s}) = Cov(Y_2, Y_{2+s}) = \dots = Cov(Y_T, Y_{T+s}) = Cov(Y_t, Y_{t+s}) = \gamma_s$ <sup>18</sup>

όπου τα  $\mu$  και  $\sigma$  μπορούν να εκτιμηθούν χρησιμοποιώντας το μέσο και τη διακύμανση αντίστοιχα του δείγματος των παρατηρήσεων της χρονοσειράς, δηλαδή:

$$\bar{y} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t \quad \text{και} \quad \sigma_y^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2$$

Ωστόσο, ο αυστηρός ορισμός της στασιμότητας σχετίζεται με όλες τις ροπές μιας κατανομής και όχι μόνο με τις πρώτες και δεύτερες. Η ταύτιση όλων των ροπών των τυχαίων μεταβλητών είναι εξαιρετικά δύσκολη και περιοριστική. Γι αυτό το λόγο όταν ικανοποιούνται μόνο οι παραπάνω τρεις συνθήκες, η στοχαστική διαδικασία χαρακτηρίζεται ως δευτέρας τάξεως (second order) ή ασθενώς στάσιμη (weakly stationary) ή κατά συνδιακύμανση

<sup>17</sup> Βλ. Χρήστου, 2002, σελ. 737.

<sup>18</sup> Η συνδιασπορά  $Cov(Y_t, Y_{t+s})$  αναφέρεται ως αυτοσυνδιακύμανση γιατί αφορά σε δύο παρατηρήσεις της ίδιας μεταβλητής που απέχουν χρονικά μεταξύ τους κατά  $s$  υστερήσεις.

στάσιμη (covariance stationary). Παρόλα αυτά, είθισται στη βιβλιογραφία όταν αναφέρεται μία χρονοσειρά ως στάσιμη να εννοείται δευτέρας τάξεως στασιμότητα.

## **ΦΑΙΝΟΜΕΝΙΚΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ**

Κάθε χρονοσειρά, που θα χρησιμοποιηθεί σε περαιτέρω ανάλυση, απαιτείται να είναι στάσιμη ώστε να αποφευχθεί το φαινόμενο της νόθου παλινδρόμησης (spurious regression). Σύμφωνα με τους Granger και Newbold (1974), σε μία παλινδρόμηση όταν λαμβάνονται πολύ ικανοποιητικά κριτήρια (υψηλός συντελεστής προσδιορισμού, ή προσαρμοσμένος συντελεστής προσδιορισμού για την περίπτωση πολλαπλής παλινδρόμησης, στατιστικά σημαντικές τιμές κριτηρίων t και F και πολύ χαμηλές τιμές της στατιστικής Durbin-Watson, δηλαδή ύπαρξη ισχυρής αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα), τότε ενδέχεται να υπάρχει μία «φαινομενική συσχέτιση» χωρίς καμία απολύτως υπαρκτή αιτιολογική σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Συγκεκριμένα, σύμφωνα με τους Granger and Newbold, ένας χρήσιμος κανόνας είναι ότι όταν  $R^2 > d$  τότε πρέπει να υπάρχει επιφύλαξη και να μετασχηματίζονται οι μεταβλητές στις πρώτες διαφορές.<sup>19</sup> Η εσφαλμένα ως στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ των μεταβλητών, που προκύπτει σε αυτή την περίπτωση, οφείλεται στην ασυνέπεια των εκτιμητών των ελαχίστων τετραγώνων, εφόσον οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες και δεν ισχύουν οι υποθέσεις της κλασικής παλινδρόμησης, σύμφωνα με τον Phillips (1986). Το φαινόμενο της νόθου παλινδρόμησης γίνεται εντονότερο όταν αυξάνεται ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών.<sup>20</sup> Σύμφωνα λοιπόν με τους Granger and Newbold, όταν διαπιστωθεί υψηλή συσχέτιση σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές, καθώς και υψηλή αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα του υποδείγματος, τότε ελλοχεύει κίνδυνος για λαθεμένη προσαρμογή υποδείγματος. Για την αποφυγή του φαινομένου της νόθου παλινδρόμησης απαιτείται η μετατροπή των σειρών σε στάσιμες.

## **ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ**

Σε μία χρονοσειρά όταν υπάρχει τάση είναι επόμενο αυτό να συνεπάγεται και τη μη στασιμότητά της, όπως συμβαίνει κατά βάση σε μακροοικονομικές σειρές. Η τάση που διακρίνει τη χρονοσειρά μπορεί να είναι στοχαστική (stochastic) είτε προσδιορισμένη

---

<sup>19</sup> Βλ. Mills, 2003, p. 254.

<sup>20</sup> Βλ. Granger and Newbold, 1986, p. 214.

(deterministic). Η διάκριση αυτή έγινε για πρώτη φορά από τους Nelson και Plosser (1982) σύμφωνα με τους οποίους, οι μη στάσιμες χρονοσειρές διακρίνονται σε δύο κατηγορίες: Α. Στάσιμες κατόπιν αφαίρεσης τάσης και Β. Στάσιμες κατόπιν λήψης διαφορών.<sup>21</sup> Οι χρονοσειρές που ανήκουν στην 1η κατηγορία περιλαμβάνουν προσδιοριστικής μορφής τάση, ενώ οι αντίστοιχες της 2ης κατηγορίας στοχαστικής. Η κύρια διαφορά των δύο μορφών τάσης είναι ότι η στοχαστική αφορά σε μόνιμο χαρακτήρα των επιδράσεων που ασκούν οι τυχαίες διαταραχές στη συμπεριφορά της χρονοσειράς και, κατ' επέκταση, στη μακροχρόνια πορεία της, ενώ στην περίπτωση της προσδιορισμένης υπάρχει παροδικός και βραχυχρόνιος χαρακτήρας.

Οι συνέπειες εσφαλμένης εξειδίκευσης της τάσης συνεπάγονται λαθεμένη προσαρμογή υποδείγματος και διεξαγωγή διαφορετικών αποτελεσμάτων ανάλυσης και πρόβλεψης των χρονοσειρών. Από τη σύγκριση των δύο κατηγοριών υποδειγμάτων έχει προκύψει ότι αν η αληθινή τάση μιας χρονοσειράς είναι μια απλή συνάρτηση του χρόνου (μη στοχαστική τάση), αλλά εσφαλμένα εκτιμηθεί ένα υπόδειγμα στις πρώτες διαφορές, τότε εισάγεται αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, συνήθως μορφής Moving Average (MA). Αντίθετα, αν η αληθινή τάση είναι στοχαστική, δηλαδή η χρονοσειρά είναι ολοκληρωμένη τάξης 1 ή  $d$ , και εσφαλμένα εισαχθεί γραμμική (ή πολυωνυμική) συνάρτηση του χρόνου στην παλινδρόμηση, τότε οι αποκλίσεις από την τάση αυτή δεν θα είναι στάσιμες. Από πλευράς εκτιμητικής, οι εκτιμήσεις των παραμέτρων στην πρώτη περίπτωση θα είναι αφενός αμερόληπτες, αλλά αφετέρου, η συνέπειά τους δεν θα επηρεαστεί, πράγμα που συμβαίνει στη δεύτερη περίπτωση. Για το λόγο αυτό, μια μερίδα ερευνητών θεωρεί πιο ασφαλή τη χρήση των διαφορών για απαλοιφή της τάσης, καθόσον οι συνέπειες από μία εσφαλμένη εξειδίκευση τάσης είναι λιγότερο επιβλαβείς. Εξάλλου, οι Nelson και Plosser (1982) διερεύνησαν ένα μεγάλο αριθμό μακροοικονομικών χρονολογικών σειρών και από την ανάλυση διαπίστωσαν ότι οι περισσότερες από τις σειρές που μελέτησαν ακολουθούν το υπόδειγμα Β των στάσιμων σειρών στις πρώτες διαφορές.<sup>22</sup>

---

<sup>21</sup> Όταν οι τιμές μίας χρονοσειράς μετασχηματίζονται στις πρώτες διαφορές τότε η σειρά λέγεται ότι είναι ολοκληρωμένη πρώτης τάξης (Integrated of order one) και συμβολίζεται ως  $I(1)$  αν μετατρέπεται, λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές, σε στάσιμη χρονοσειρά. Κατά τον ίδιο τρόπο, μια σειρά είναι ολοκληρωμένη  $d$  τάξεως  $I(d)$  αν μετατρέπεται σε στάσιμη παίρνοντας τις  $d$  διαφορές των τιμών της.

<sup>22</sup> Για περισσότερες πληροφορίες βλ. Δημέλη, 2003, σελ. 158.

## 2.4 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας

Ένας τρόπος που χρησιμοποιείται ευρύτατα για τον έλεγχο της στασιμότητας μίας χρονοσειράς είναι οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (unit root tests).<sup>23</sup> Ο έλεγχος αυτός αφορά, όπως έχει αναφερθεί, στην ύπαρξη στασιμότητας ενός αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος, AR(p), σχέση (2.1). Μία χρονοσειρά που ακολουθεί, για παράδειγμα στην πιο απλή περίπτωση, το AR(1) υπόδειγμα θα είναι στάσιμη αν ο αυτοπαλινδρομικός συντελεστής ( $\phi$ ) είναι, κατ' απόλυτη τιμή, μικρότερος της μονάδας. Σε διαφορετική περίπτωση, αν  $\phi=1$  τότε η σειρά είναι μη στάσιμη ή αλλιώς έχει μοναδιαία ρίζα.<sup>24</sup> Για  $|\phi|>1$  η σειρά είναι αποκλίνουσα και δεν έχει καμία οικονομική σημασία.

Οι συνηθέστεροι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας είναι ο έλεγχος των Dickey-Fuller και ο έλεγχος των Phillips-Perron.

### **ΑΠΛΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ DICKEY-FULLER**

Οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας εφαρμόστηκαν για πρώτη φορά στο AR(1) υπόδειγμα και στη συνέχεια, γενικεύτηκαν και σε μικτά υποδείγματα. Οι Dickey και Fuller (1979) πρότειναν τους πρώτους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας, οι οποίοι και αναφέρονται με το ομώνυμο όνομα. Ο απλός έλεγχος των Dickey-Fuller αφορά στον έλεγχο της στασιμότητας μίας χρονοσειράς που ταυτοποιείται ως ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα πρώτης τάξης, δηλαδή σε μία AR(1) διαδικασία, όπου η τιμή της τυχαίας μεταβλητής, που μελετάται, εξαρτάται από τη τιμή που είχε η μεταβλητή αυτή μία χρονική περίοδο (υστέρηση) πριν. Οι Dickey-Fuller (1979) χρησιμοποίησαν τρία διαφορετικά υποδείγματα AR(1) μορφής για την πραγματοποίηση των

---

<sup>23</sup> Τα στατιστικά κριτήρια για τον έλεγχο της στασιμότητας διακρίνονται σε τρεις κατηγορίες. Η πρώτη είναι περιγραφική και αφορά την εξέταση των συναρτήσεων αυτοσυσχέτισης (corelograms), η δεύτερη περιλαμβάνει τους ελέγχους των Durbin-Watson και η τρίτη τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας με την τροποποιημένη κατανομή  $t$ .

<sup>24</sup> Ο όρος «μοναδιαία ρίζα» προέρχεται από τη συνθήκη στασιμότητας, σύμφωνα με την οποία μία AR(p) διαδικασία είναι στάσιμη αν όλες οι ρίζες του πολυωνύμου  $1-\phi_1B-\phi_2B^2-\dots-\phi_pB^p$  είναι κατ' απόλυτη τιμή μεγαλύτερες από τη μονάδα, δηλαδή οι ρίζες της εξίσωσης  $\Phi(\omega)=0$ ,  $\omega \in \mathbb{C}$ , να βρίσκονται έξω από το μοναδιαίο κύκλο, στο μιγαδικό επίπεδο, όπως έχει ήδη αναφερθεί. Για  $p=1$ , η παραπάνω εξίσωση γίνεται  $1-\phi_1Z=0$ , όπου  $Z_t$  είναι διαδικασία λευκού θορύβου, και η ρίζα είναι  $Z=1/\phi_1$ . Για να είναι συνεπώς, στάσιμη η σειρά πρέπει  $|Z|=|\frac{1}{\phi_1}| > 1$  ή  $|\phi_1|<1$ .

ελέγχων μοναδιαίας ρίζας, ανάλογα με το μοντέλο που προσαρμόζει καταλληλότερα τις τιμές της χρονοσειράς:

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t \quad (2.4)$$

$$y_t = \delta + \phi y_{t-1} + u_t \quad (2.5)$$

$$y_t = \delta + \gamma t + \phi y_{t-1} + u_t \quad (2.6)$$

όπου  $\delta$  ο σταθερός όρος που είναι ο μέσος όρος της σειράς,  $\gamma$  ο συντελεστής της μεταβλητής της τάσης  $t$  (προσδιοριστικής/μη στοχαστικής και συγκεκριμένα γραμμικής μορφής) και  $u_t$  τα κατάλοιπα, τα οποία πληρούν τις γνωστές ιδιότητες του λευκού θορύβου. Και στις τρεις περιπτώσεις, για τον έλεγχο στασιμότητας εξετάζεται η μηδενική υπόθεση  $H_0: \phi=1$ .

Έστω μία χρονοσειρά η οποία ακολουθεί ένα AR(1) υπόδειγμα, για παράδειγμα της μορφής (2.1). Όπως έχει αναφερθεί, για να είναι στάσιμη η παραπάνω διαδικασία απαιτείται να ισχύει  $-1 < \phi < 1$ , ενώ αν  $\phi=1$  η σειρά είναι μη στάσιμη. Ο έλεγχος Dickey-Fuller εξετάζει τη μηδενική υπόθεση  $H_0: \phi=1$  (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) έναντι της εναλλακτικής  $H_1: |\phi| < 1$  (στάσιμη χρονοσειρά). Ωστόσο, η εξέταση του ελέγχου αυτή με το συνήθη τρόπο της κατανομής  $t$  δεν είναι έγκυρη και αξιόπιστη για τη μηδενική υπόθεση  $H_0: \phi=1$ , καθώς η κατανομή του  $t$  ή  $F$  δεν συμπίπτει σ' αυτή την περίπτωση με τις αντίστοιχες γνωστές κατανομές, λόγω ακαταλληλότητας των κρίσιμων τιμών και απουσίας «καλών» ιδιοτήτων του εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων για το  $\phi$ .

Τη λύση στο παραπάνω πρόβλημα την έδωσαν οι Dickey-Fuller κάνοντας επαναπαραμετροποίηση (reparameterization) του υποδείγματος, λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές ως εξής (υπόδειγμα DF):

$$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + u_t$$

όπου  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  και  $\beta = \phi - 1$ . Συνεπώς, ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης  $H_0: \phi=1$  ανάγεται σε έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης  $H_0: \beta=0$ .<sup>25</sup> Το ίδιο ισχύει και στην

<sup>25</sup> Ο έλεγχος είναι μονόπλευρος, δηλαδή η εναλλακτική υπόθεση είναι  $H_1: \beta < 0$ . Η περίπτωση  $\beta > 0$  (δηλαδή  $\phi > 1$ ) δεν παρουσιάζει ενδιαφέρον, καθώς απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης και αποδοχή της εναλλακτικής συνεπάγεται σίγουρα απόρριψη της υποθέσεως  $\beta > 0$ .



επαναμετροποίηση των άλλων δύο μορφών AR(1) υποδείγματος (σχέσεις 2.5 και 2.6).<sup>26</sup> Οι κρίσιμες τιμές του ελέγχου αυτού, δηλαδή οι τροποποιημένες κριτικές τιμές του στατιστικού  $t$ , κατασκευάστηκαν από τους Dickey-Fuller, συμβολίζονται με το ελληνικό γράμμα  $\tau$  και εξαρτώνται από τη μορφή υποδείγματος, το επίπεδο σημαντικότητας και το μέγεθος του δείγματος. Επισημαίνεται ότι οι κρίσιμες τιμές των Dickey-Fuller είναι αρνητικές αλλά για πρακτικούς λόγους δίνονται σε απόλυτες τιμές. Στο Παράρτημα Η (Πίνακας 1) δίνεται ο πίνακας των κρίσιμων τιμών  $\tau$  των Dickey-Fuller με τις τροποποιημένες τιμές της κατανομής  $t$ , καθώς και ο πίνακας των κρίσιμων τιμών  $\Phi$  των Dickey-Fuller (Πίνακας 2) με τις τροποποιημένες τιμές της κατανομής  $F$  για τους ταυτόχρονους (από κοινού) ελέγχους των παραμέτρων  $\beta$ ,  $\gamma$  και/ή  $\delta$  των υποδειγμάτων (2.5) και (2.6), δηλαδή των υποθέσεων  $H_0: \delta=\beta=0$  ή  $H_0: \beta=\gamma=0$  ή  $H_0: \delta=\beta=\gamma=0$ .<sup>27</sup> Στην πρώτη περίπτωση η μηδενική υπόθεση γίνεται δεκτή αν  $|t| < \tau$ , ενώ στη δεύτερη περίπτωση αν  $F < \Phi$ .

### **ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ DICKEY-FULLER**

Ο επαυξημένος έλεγχος των Dickey-Fuller χρησιμοποιείται για αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα μεγαλύτερης της μίας τάξης, καθώς η προσθήκη υστερήσεων στο υπόδειγμα ADF (Augmented Dickey-Fuller) αποσκοπεί στην εξάλειψη της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων. Έστω μία χρονοσειρά η οποία ακολουθεί ένα AR(p) υπόδειγμα, για παράδειγμα στη γενική περίπτωση της μορφής (2.5), δηλαδή:

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + u_t$$

<sup>26</sup> Διασαφηνίζεται ότι απόρριψη της  $H_0: \beta=0$  στη μορφή υποδείγματος (2.5), αφού ληφθούν οι πρώτες διαφορές, συνεπάγεται ότι η χρονοσειρά  $Y_t$  είναι στάσιμη γύρω από ένα σταθερό μέσο ίσο με  $\delta(1-\phi)$ . Στη μορφή υποδείγματος (2.6), τροποποιημένη σε πρώτες διαφορές, απόρριψη της μηδενικής υποθέσεως  $H_0: \beta=\gamma=0$  συνεπάγεται ότι το υπόδειγμα AR(1) γίνεται στάσιμο κατόπιν αφαίρεσης της μη στοχαστικής (ντετερμινιστικής) τάσης, ενώ η αποδοχή της σημαίνει ότι η σειρά είναι στάσιμη ως προς τις πρώτες διαφορές. Ωστόσο, συχνά ο έλεγχος της  $H_0$  γίνεται μόνο για  $\beta=0$ , αλλά αυτό δεν είναι σωστό γιατί αν  $\gamma \neq 0$ , τότε συνεπάγεται ότι η μεταβλητή  $Y_t$  εμπεριέχει ντετερμινιστική τάση. Παρόλα αυτά, οι Nelson and Plosser (1982) ισχυρίζονται ότι ο απλός έλεγχος  $\beta=0$  δεν δημιουργεί σοβαρά προβλήματα, καθώς επιδιώκεται να αποκλειστεί η εκ των προτέρων ταυτόχρονη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και τάσης.

<sup>27</sup> Οι Dickey-Fuller παρέχουν επίσης, πίνακες με κρίσιμες τιμές της στατιστικής  $\tau$  για τον έλεγχο των υποθέσεων: **1.**  $H_0: \delta=0$ , δοθέντος ότι  $\beta=0$  και **2.**  $H_0: \gamma=0$  δοθέντος ότι  $\beta=0$ . Βλ. Παράρτημα Η, Πίνακας 3.

Λαμβάνοντας, όπως και στην περίπτωση του DF υποδείγματος, τις πρώτες διαφορές για τη τυχαία μεταβλητή  $Y$ , το υπόδειγμα ADF γίνεται ως εξής:

$$\Delta y_t = \delta + \beta y_{t-1} + \alpha'_1 \Delta y_{t-1} + \alpha'_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \alpha'_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t$$

όπου  $\Delta y_{t-2} = y_{t-2} - y_{t-3}$  κ.ο.κ.,  $\beta = (\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p - 1)$  και  $\alpha'_j$ , για  $j=1,2,\dots,p$ , συναρτήσεις των συντελεστών  $\phi_i$ , για  $i=1,2,\dots,p$ .

Όπως και στην περίπτωση του απλού ελέγχου DF, έτσι και στον αντίστοιχο επαυξημένο, η μηδενική υπόθεση που εξετάζεται είναι η  $H_0: \beta=0$  έναντι της εναλλακτικής  $H_1: \beta < 0$ . Για τον έλεγχο χρησιμοποιούνται οι ίδιες κρίσιμες τιμές των Dickey-Fuller, καθώς η ασυμπτωτική κατανομή του στατιστικού  $t$  για τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητάς του είναι ανεξάρτητη από τον αριθμό των υστερήσεων του  $\Delta y_t$ .

Ωστόσο, σύμφωνα με τους Said and Dickey (1984), ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας μπορεί να διεξαχθεί, όχι μόνο σε ένα υπόδειγμα ARIMA(p,1,0) έναντι ενός υποδείγματος της μορφής ARIMA(p+1,0,0) με γνωστή τάξη  $p$  (Augmented Dickey-Fuller test), αλλά και σε μία ARIMA (p,1,q) διαδικασία με άγνωστες τάξεις  $p$  και  $q$ . Η δομή του συγκεκριμένου ελέγχου βασίζεται στο ότι ένα ARIMA (p,1,q) υπόδειγμα, με άγνωστες τάξεις, μπορεί να προσεγγισθεί με ένα πεπερασμένο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα στις πρώτες διαφορές, δηλαδή με ένα ARIMA(k,1,0) όπου η τάξη  $k$  δεν μπορεί να υπερβαίνει το  $T^{1/3}$ , όπου  $T$  το πλήθος των παρατηρήσεων. Συγκεκριμένα, έστω το απλό υπόδειγμα

$$y_t = \phi y_{t-1} + z_t$$

$$\text{όπου } z_t = \alpha z_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \text{ και } |\alpha| < 1, |\theta| < 1 \text{ και } y_0 = 0$$

Αν ισχύει  $|\phi| < 1$  τότε  $y_t \sim \text{ARMA}(2,1)$ , ενώ αν ισχύει  $|\phi| = 1$  τότε  $y_t \sim \text{ARIMA}(1,1,1)$ . Διευκρινίζεται ότι τα σφάλματα μπορούν να γραφούν ως εξής:

$$\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \theta^j (z_{t-j} - \alpha z_{t-j-1})$$

και προκύπτει ότι  $y_t - y_{t-1} = (\varphi - 1)y_{t-1} + (\alpha - \theta)(z_{t-1} + \theta z_{t-2} + \theta^2 z_{t-3} + \dots) + \varepsilon_t$ , ενώ υπό τη μηδενική υπόθεση ισχύει ότι  $y_t - y_{t-1} = z_t$ . Επομένως, κάθε μορφής υπόδειγμα μπορεί να ελεγχθεί για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας αφού προσεγγισθεί με ένα πεπερασμένο αυτοπαλινδρομικό, όπου ο μέγιστος αριθμός των υστερήσεων δεν υπερβαίνει την ποσότητα  $T^{1/3}$  (Mills, 2003; Δημέλη, 2003).

Αναφορικά με τον αριθμό των υστερήσεων που θα χρησιμοποιηθούν, διασαφηνίζεται ότι σύμφωνα με μελέτες για την καταλληλότητα του κριτηρίου (ADF όσο και στον ισοδύναμο έλεγχο των Said and Dickey), ο έλεγχος ADF εμφανίζει προβληματική συμπεριφορά όταν υπάρχει μεγάλος αριθμός υστερήσεων (Agiakloglou & Newbold, 1991). Συνεπώς, σύμφωνα με τους Agiakloglou & Newbold (1991) πρέπει να προτιμάται το AIC (Akaike's Information Criterion) πληροφοριακό κριτήριο για την επιλογή του αριθμού των υστερήσεων, καθώς τείνει να υποεκτιμά το πραγματικό lag σε σχέση με το SC (Schwarz criterion), το οποίο υπερεκτιμά.

### **ΕΛΕΓΧΟΣ PHILLIPS-PERRON**

Οι Phillips (1987) και Phillips & Perron (1988) ανέπτυξαν μία νέα μεθοδολογία για να ελέγχουν την ύπαρξη μη στασιμότητας στις χρονολογικές σειρές όταν δεν πληρούνται οι γνωστές υποθέσεις για τα κατάλοιπα της ελεγχόμενης εξίσωσης, όπως αυτές της ανεξαρτησίας των τιμών τους (μηδενική αυτοσυσχέτιση) και ομοσκεδαστικότητα (σταθερή διακύμανση). Πιο συγκεκριμένα, στους ελέγχους Dickey-Fuller υποθέτεται ότι τα κατάλοιπα του υποδείγματος DF είναι λευκός θόρυβος. Για την αντιμετώπιση, ωστόσο, της περίπτωσης που τα κατάλοιπα αυτοσυσχετίζονται, οι Dickey-Fuller προτείνουν την επαύξηση του δεξιού μέλους των υποδειγμάτων τους με υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής (υπόδειγμα ADF).

Αντίθετα, η μεθοδολογία των Phillips και Perron (PP) αντιμετωπίζει την πιθανή μη τυχαιότητα των καταλοίπων τροποποιώντας τα στατιστικά κριτήρια της t-κατανομής με τη βοήθεια μη παραμετρικών μεθόδων. Οι μαθηματικές εκφράσεις των στατιστικών PP παριστάνονται συνήθως με  $z(t)$  (ή  $z(F)$  για τους από κοινού ελέγχους). Η ασυμπτωτική κατανομή του στατιστικού  $t$  των PP είναι ίδια με την κατανομή των ελέγχων ADF και επομένως, μπορούν να χρησιμοποιηθούν οι γνωστές τροποποιημένες κριτικές τιμές των Dickey-Fuller. Όπως στους ελέγχους ADF, έτσι και στους ελέγχους PP, η εκτιμώμενη

εξίσωση μπορεί να περικλείει σταθερά, ή/και τάση ανάλογα με την περίπτωση της χρονοσειράς. Τονίζεται ότι απαιτείται πάντα η εξειδίκευση της τάξης της αυτοσυσχέτισης που θεωρείται στα κατάλοιπα.<sup>28</sup>

Ωστόσο, σύμφωνα με τους Leybourne & Newbold (1999), το μη-παραμετρικό τεστ των Phillis και Perron αντιμετωπίζει σοβαρά προβλήματα λόγω μεγάλου μεγέθους των τεστ τόσο στην περίπτωση που χρησιμοποιούνται οι πραγματικές τιμές των διακυμάνσεων στη θέση των εκτιμηθέντων δειγματικών τιμών όσο και στην περίπτωση του απλού υποδείγματος ARIMA(0,1,1). Συγκεκριμένα, οι Leybourne & Newbold (1999) επισημαίνουν ότι ο έλεγχος PP αποτελεί μία ανεπαρκή εφαρμογή των ADF ελέγχων.

## 2.5 Η Έννοια της Συνολοκλήρωσης

Η ιδέα της συνολοκλήρωσης (cointegration) εισήχθηκε από τον Granger (1981) και συνδέει τις ολοκληρωμένες με τις μη στάσιμες χρονοσειρές. Η συνολοκλήρωση σχετίζεται άμεσα με την έννοια της κατάστασης μακροχρόνιας σταθεράς ισορροπίας (long-run equilibrium), η οποία αντιπροσωπεύεται μέσα από τη διμεταβλητή σχέση, για παράδειγμα των τυχαίων μεταβλητών X και Y, ως εξής<sup>29</sup>:

$$y_t = \lambda x_t \quad (2.7)$$

ή

$$y_t - \lambda x_t = 0$$

Ωστόσο, στην πράξη αυτή, η ισορροπία δεν γίνεται να υφίσταται συνεχώς (εφόσον η ισορροπία επέρχεται μακροπρόθεσμα), δηλαδή

---

<sup>28</sup> Βλ. Δημέλη, 2003, σελ. 172.

<sup>29</sup> Σε κατάσταση μακροχρόνιας σταθεράς ισορροπίας οι τιμές των μεταβλητών δεν μεταβάλλονται αλλά παραμένουν σταθερές (δηλαδή  $Y_t = Y_{t-1} = Y^e$ , όπου  $Y^e$  το επίπεδο ισορροπίας της μεταβλητής Y, κ.ο.κ.) και τα κατάλοιπα είναι ίσα με μηδέν (σφάλματα ισορροπίας).

$$u_t = y_t - \lambda x_t \quad (2.8)$$

Συνεπώς, τα σφάλματα  $u_t$  εκφράζουν την έκταση της ανισορροπίας σε βραχυχρόνιο επίπεδο, δηλαδή «ποσοτικοποιούν» το κατά πόσο το σύστημα των δύο μεταβλητών βρίσκεται εκτός ισορροπίας. Τα σφάλματα αυτά, της σχέσης (2.8), ονομάζονται σφάλματα ισορροπίας (equilibrium errors), ενώ ορισμένοι συγγραφείς τα αναφέρουν ως σφάλματα ανισορροπίας (disequilibrium errors).

Αν ισχύει η κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας ανάμεσα σε δύο μεταβλητές, έστω  $X$  και  $Y$ , τότε τα σφάλματα ανισορροπίας της σχέσης (2.8) θα πρέπει να εμφανίζουν μία στάσιμη συμπεριφορά με μέσο όρο το μηδέν, καθώς οι δύο μεταβλητές θα συγκλίνουν μακροπρόθεσμα. Πιο συγκεκριμένα, αν υπάρχουν δύο  $I(1)$  τυχαίες μεταβλητές  $X$  και  $Y$ , όπως συμβαίνει με τις περισσότερες οικονομικές χρονοσειρές που χαρακτηρίζονται από τάση, και συνδέονται μεταξύ τους με μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, τότε υπάρχει γραμμικός συνδυασμός τους (το σφάλμα ανισορροπίας) που είναι  $I(0)$ . Σε αυτή την περίπτωση, οι μεταβλητές  $X$  και  $Y$  είναι συνολοκληρωμένες σειρές.

Γενικότερα, σύμφωνα με τους Engle and Granger (1987), αν δύο (ή περισσότερες) σειρές είναι ολοκληρωμένες  $d$  τάξεως, δηλαδή  $I(d)$ , και υπάρχει γραμμικός συνδυασμός μεταξύ τους που είναι ολοκληρωμένη σειρά χαμηλότερης της αρχικής τάξης, έστω  $I(d-b)$  για  $b > 0$ , τότε οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες τάξης  $(d-b)$  και συμβολίζονται ως  $CI(d-b)$ .<sup>30</sup> Η σχέση (2.8) μπορεί να γραφεί ισοδύναμα ως εξής:

$$u_t = [1-\lambda] \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}$$

όπου το διάνυσμα  $[1, -\lambda]$  ορίζεται ως το διάνυσμα της συνολοκλήρωσης (cointegrating vector) και ο συντελεστής  $\lambda$  σταθερά συνολοκλήρωσης.<sup>31</sup> Ο γραμμικός συνδυασμός των δύο μεταβλητών (ή του συνόλου) σε κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας, δηλαδή η σχέση (2.7),

<sup>30</sup> Στην οικονομετρία συνήθως ο όρος συνολοκλήρωση αναφέρεται στην περίπτωση  $d=b=1$ , καθώς λίγες οικονομικές μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες τάξεως μεγαλύτερης από ένα.

<sup>31</sup> Στην περίπτωση που υπάρχουν πάνω από δύο μεταβλητές (έστω  $n$  στο πλήθος), τα σφάλματα ανισορροπίας με τη βοήθεια μητρών εκφράζονται με τη σχέση:  $u_t = \beta' X_t$ , όπου τα  $\beta$  (διάνυσμα της συνολοκλήρωσης) και  $X_t$  (διάνυσμα των μεταβλητών) είναι διανύσματα  $n \times 1$ . Αναφορικά με το διάνυσμα της συνολοκλήρωσης τονίζεται ότι είναι μοναδικό (αν υφίσταται συνολοκλήρωση) μόνο στην περίπτωση των δύο μεταβλητών και υπό την προϋπόθεση ότι ο συντελεστής στη μια από τις δύο μεταβλητές είναι μονάδα, δηλαδή έχει γίνει κανονικοποίηση του διανύσματος. Ο αριθμός των ανεξάρτητων διανυσμάτων συνολοκλήρωσης καλείται τάξη συνολοκλήρωσης του διανύσματος των μεταβλητών  $X_t$  και μπορεί να είναι το πολύ  $p-1$ , όπου  $p$  το πλήθος των μεταβλητών.

καλείται παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης (cointegration regression) ή στατική παλινδρόμηση (static regression), η οποία για  $k$  μεταβλητές γενικεύεται ως εξής:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \dots + \alpha_k X_{kt} \quad (2.9)$$

Επισημαίνεται ότι η έννοια της συνολοκλήρωσης που ορίζουν οι Engle και Granger δεν πρέπει να συνδέεται με την οικονομική έννοια του όρου ισορροπία, δηλαδή με αυτή που προσδιορίζεται από τις δυνάμεις της προσφοράς και της ζήτησης στην αγορά. Αντιθέτως, πρέπει να συγγέεται με την οικονομετρική έννοια και αποτελεί είτε μία σχέση αιτίασης κάποιων μεταβλητών είτε απλώς μία σχέση ανηγμένης μορφής μεταξύ μεταβλητών που έχουν κοινή τάση.<sup>32</sup>

## 2.6 Έλεγχος Συνολοκλήρωσης

Προκειμένου να ελεγχθεί αν δύο ή περισσότερες χρονοσειρές συνολοκληρώνονται ή όχι, υπάρχουν δύο βασικές κατηγορίες μεθόδων εκτίμησης:

- i) Η μέθοδος της μιας εξίσωσης
- ii) Η μέθοδος συστήματος εξισώσεων

Η βασική τους διαφορά είναι ότι στην πρώτη περίπτωση ελέγχεται μία εξίσωση, καθώς υπάρχει ενδιαφέρον για ένα μόνο διάνυσμα συνολοκλήρωσης, ενώ στη δεύτερη περίπτωση εξετάζεται ο έλεγχος δύο ή και περισσότερων διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Στην τελευταία περίπτωση μπορεί να προσδιοριστεί ο μέγιστος αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης που είναι κατάλληλος για την προσαρμογή των τιμών των μεταβλητών.<sup>33</sup>

Οι πιο συνηθισμένοι τρόποι ελέγχου της ύπαρξης συνολοκλήρωσης είναι ο τροποποιημένος έλεγχος Dickey-Fuller ή όπως είναι γνωστός έλεγχος Engle-Granger και ο έλεγχος της παλινδρομήσεως συνολοκλήρωσης κατά Durbin-Watson (CRWD), που ανήκουν στη μέθοδο της μιας εξίσωσης. Στη μέθοδο συστήματος εξισώσεων η πιο διαδεδομένη

<sup>32</sup> Για την ανηγμένη μορφή μιας σχέσης βλ. στη συνέχεια τη σχέση (2.14).

<sup>33</sup> Για περισσότερες πληροφορίες βλ. Maddala and Kim, 2004, p. 155.

μεθοδολογία (και επικρατέστερη όλων) είναι αυτή του Johansen. Διευκρινίζεται ότι αυτοί οι έλεγχοι συμβάλλουν και στην εκτίμηση των υποδειγμάτων διορθώσεως λαθών.<sup>34</sup>

### **ΕΛΕΓΧΟΣ ENGLE-GRANGER**

Ο έλεγχος Engle-Granger περιλαμβάνει δύο στάδια και καλείται συχνά μέθοδος των δύο σταδίων (two-step method). Το πρώτο στάδιο αφορά στον έλεγχο της στασιμότητας των καταλοίπων, για να διαπιστωθεί αν υπάρχει συνολοκλήρωση, και το δεύτερο στην εκτίμηση του διανυσματικού υποδείγματος διόρθωσης λαθών που συνεπάγεται η συνολοκλήρωση. Προφανώς, το πρώτο στάδιο αρκεί για τον έλεγχο της ύπαρξης συνολοκλήρωσης, ενώ το δεύτερο στάδιο αναλύεται στη συνέχεια του κεφαλαίου.

Πιο συγκεκριμένα, στο πρώτο στάδιο εκτιμώνται οι παράμετροι της στατικής παλινδρόμησης συνολοκλήρωσης (σχέση 2.9) με τη κλασική μέθοδο εκτίμησης των ελαχίστων τετραγώνων και υπολογίζονται τα εκτιμώμενα κατάλοιπα (εφόσον οι μεταβλητές είναι I(1) και βραχυχρόνια υπάρχουν τα σφάλματα ανισορροπίας), ως εξής:

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 x_{1t} - \hat{\alpha}_2 x_{2t} - \dots - \hat{\alpha}_k x_{kt} \quad (2.10)$$

Έστω για παράδειγμα ότι τα εκτιμώμενα κατάλοιπα είναι AR(1)<sup>35</sup>:

$$\hat{u}_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

Αν  $\phi_1=1$  τότε τα εκτιμώμενα κατάλοιπα στη σχέση (2.11) δεν είναι στάσιμα, ενώ αν ισχύει  $|\phi_1|<1$  τότε η σειρά είναι στάσιμη και επομένως οι μεταβλητές X και Y είναι συνολοκληρωμένες. Λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές για την εκτίμηση της μεταβλητής  $u_t$ , η σχέση (2.11) γίνεται:

$$\Delta \hat{u}_t = \phi_1' \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

<sup>34</sup> Βλ. στη συνέχεια 2.8.

<sup>35</sup> Αν τα εκτιμώμενα κατάλοιπα ακολουθούν ένα αυτοπαλινδρόμο υπόδειγμα τάξεως μεγαλύτερης της μονάδας τότε η διαδικασία είναι όμοια εφαρμόζοντας, όμως, τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey-Fuller.

όπου  $\phi'_1 = \phi_1 - 1$ . Το παραπάνω υπόδειγμα είναι το υπόδειγμα DF που εξετάζει την ύπαρξη της στασιμότητας για τη μεταβλητή  $\hat{u}_t$ . Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης μετατρέπεται με τις πρώτες διαφορές από  $\phi_1 = 1$  σε  $\phi'_1 = 0$ . Για τον έλεγχο αυτό, συγκρίνεται η στατιστική συνάρτηση  $t$  με τις κρίσιμες τιμές  $\tau$  των Dickey-Fuller, που όμως έχουν τροποποιηθεί κατάλληλα από τους Engle και Granger. Οι κρίσιμες αυτές τιμές εξαρτώνται από το μέγεθος του δείγματος, το επίπεδο σημαντικότητας, τη μορφή του υποδείγματος (αν περιλαμβάνεται σταθερός όρος και/ή προσδιοριστική τάση) και από τον αριθμό των μεταβλητών που περιλαμβάνει η στατική παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης. Στο Παράρτημα Η (Πίνακας 4) δίνονται οι τιμές MacKinnon που έχουν πιο πρακτική εφαρμογή από τις αντίστοιχες των Engle and Granger, καθώς αφορούν, επιπρόσθετα, για μέγεθος δείγματος μικρότερο του 50 και για αριθμό μεταβλητών μέχρι 6.

### **ΕΛΕΓΧΟΣ CRDW**

Το κριτήριο Cointegrating Regression Durbin Watson (γνωστό ως CRDW) προτάθηκε από τους Sargan και Bhargava (1983) και αφορά στον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης (πρώτης τάξεως) των καταλοίπων στη στατική εξίσωση παλινδρόμησης της υπό μελέτη σειράς. Η υπόθεση που μελετάται,  $\phi_1 = 0$  (σχέση 2.11), μπορεί να ελεγχθεί με το στατιστικό κριτήριο Durbin-Watson ( $d$ ), για τα εκτιμώμενα κατάλοιπα της εξίσωσης παλινδρόμησης, το οποίο δίνεται από τη σχέση:

$$d = \frac{\sum (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum \hat{u}_t^2}$$

Όταν η τιμή της στατιστικής συνάρτησης υπερβαίνει την αντίστοιχη κριτική τιμή των ειδικών πινάκων (που έχουν προκύψει μετά από μία σειρά πειραμάτων προσομοίωσης και παρέχονται από τους Sargan και Bhargava), τότε συνεπάγεται ότι τα  $\hat{u}_t$  είναι στάσιμα. Είναι γνωστό ότι όταν το  $\phi_1$  τείνει στη μονάδα τότε το  $d$  θα τείνει στο μηδέν, δηλαδή για υψηλές τιμές του  $d$  η υπόθεση ότι τα κατάλοιπα δεν είναι στάσιμη σειρά απορρίπτεται και άρα, οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται.<sup>36</sup>

<sup>36</sup> Το κριτήριο αυτό μπορεί να εφαρμοστεί και για έλεγχο στασιμότητας μίας μεταβλητής (αντί των εκτιμώμενων καταλοίπων) εφαρμόζοντας την όμοια διαδικασία.



## ΕΛΕΓΧΟΣ JOHANSEN

Η μέθοδος του Johansen (1988) εφαρμόζει τη μέθοδο εκτίμησης μεγίστης πιθανοφάνειας και κάνει χρήση του δυναμικού πολυμεταβλητού αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος VAR (το οποίο αναλύεται εκτενώς στη συνέχεια του κεφαλαίου). Η μέθοδος αυτή επεκτάθηκε και εφαρμόστηκε από τους Johansen (1991) και Johansen and Juselius (1990).

Έστω, ένα διάνυσμα  $Y_t$ ,  $n \times 1$  μεταβλητών ολοκληρωμένων πρώτης τάξεως. Το διάνυσμα αυτό μπορεί να γραφεί με τη μορφή ενός VAR υποδείγματος  $p$  τάξης (διαρθρωτικής - μη ανηγμένης μορφής) ως εξής:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_n Y_{t-n} + B X_t + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

όπου  $t=1, \dots, T$  και  $\varepsilon_t$  το διάνυσμα των καταλοίπων με μέση τιμή το μηδέν, σταθερή διακύμανση και τιμές που δεν αυτοσυσχετίζονται σε κάθε εξίσωση χωριστά. Λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές για τις τιμές του διανύσματος  $Y_t$  των μεταβλητών, η σχέση (2.12) μπορεί να γραφεί ως εξής (υπόδειγμα διόρθωσης λαθών, VEC ή VECM, που επίσης μελετάται στη συνέχεια του κεφαλαίου):

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + B X_t + \varepsilon_t$$

όπου  $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ,  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$  και  $i=1, \dots, p$ .

Η μήτρα  $\Pi$  ( $p \times p$ ) των παραμέτρων που πολλαπλασιάζει το διάνυσμα της υστέρησης  $Y_{t-1}$  των ενδογενών μεταβλητών, λέγεται μήτρα ισορροπίας (equilibrium matrix). Ο βαθμός της μήτρας αυτής,  $r(\Pi)$ , προσδιορίζει και την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος  $Y_t$ . Για το  $r(\Pi)$ , υπάρχουν οι ακόλουθες τρεις περιπτώσεις:

- $r(\Pi)=0$

Στην περίπτωση αυτή ο βαθμός είναι μηδενικός και όλα τα στοιχεία της μήτρας είναι μηδέν. Το VEC υπόδειγμα μετατρέπεται σε VAR υπόδειγμα των πρώτων διαφορών και οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.

- $r(\mathbf{\Pi})=p$

Στην περίπτωση αυτή ο βαθμός είναι πλήρης και το διάνυσμα  $Y_t$  είναι στάσιμο, οπότε δεν υφίσταται η έννοια της συνολοκλήρωσης.

- $r(\mathbf{\Pi})<p$

Στην περίπτωση αυτή ο βαθμός της μήτρας είναι μειωμένος κάτι που σημαίνει ότι οι στήλες της δεν είναι όλες γραμμικά ανεξάρτητες και συνεπώς, υπάρχει δυνατότητα σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος  $Y_t$ . Το κατάλληλο υπόδειγμα προς εκτίμηση είναι το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών με τη χρήση του όρου διόρθωσης  $(\mathbf{\Pi}Y_{t-1})$ . Η τάξη συνολοκλήρωσης ( $h$ ) είναι ο ίδιος ο βαθμός της μήτρας  $\mathbf{\Pi}$ .

Πιο συγκεκριμένα, στην περίπτωση που ισχύει  $r(\mathbf{\Pi})<p$ , η μήτρα διασπάται ως εξής:

$$\mathbf{\Pi}=\mathbf{\alpha}\mathbf{\beta}'$$

όπου  $\mathbf{\alpha}$  ( $p \times k$ ) είναι οι συντελεστές ταχύτητας προσαρμογής και  $\mathbf{\beta}$  ( $k \times p$ ) το διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Τα στοιχεία των μητρών  $\mathbf{\alpha}$  και  $\mathbf{\beta}$  δεν μπορούν, ωστόσο, να εκτιμηθούν με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (LS) καθώς υπάρχουν πολλές παράμετροι. Τη λύση σε αυτό έδωσε ο Johansen μέσω της παλινδρόμησης ελαττωμένου βαθμού ή ονομαζόμενη ως «μερική» παλινδρόμηση (reduced rank regression).<sup>37</sup> Με τη μέθοδο εκτίμησης μεγίστης πιθανοφάνειας (ML), μέσω της «μερικής» παλινδρόμησης, εκτιμώνται οι  $p$  ιδιοτιμές ( $\lambda$ ) της μήτρας  $\mathbf{\Pi}$ , σε φθίνουσα σειρά μεγέθους, όπου σε αυτά αντιστοιχούν συγκεκριμένα ιδιοδιανύσματα, από τα οποία μόνο τα  $h$  είναι στάσιμοι γραμμικοί συνδυασμοί και αποτελούν τα στοιχεία της μήτρας  $\mathbf{\beta}$ , δηλαδή είναι τα διανύσματα συνολοκλήρωσης. Η βασική ιδέα του ελέγχου είναι ότι αν υπάρχουν  $h$  διανύσματα συνολοκλήρωσης μόνο  $h$  γραμμικοί συνδυασμοί των μεταβλητών είναι  $I(0)$ . Συνεπώς, αντί να βρεθεί ο αριθμός των γραμμικά ανεξάρτητων στηλών της  $\mathbf{\Pi}$  αρκεί να ελεγχθεί αν οι τελευταίες  $p-h$  στήλες της  $\mathbf{\alpha}$  είναι στατιστικά σημαντικές.

Η μηδενική υπόθεση στον έλεγχο του Johansen είναι ότι η «τελευταία» ιδιοτιμή είναι στατιστικά μη σημαντική, δηλαδή  $H_0: \lambda_i=0$ , για  $i= h+1, \dots, p$  εφόσον οι  $h$  ιδιοτιμές είναι μη μηδενικές (στατιστικά σημαντικές). Υπάρχουν δύο τύποι ελέγχου μεγίστης πιθανοφάνειας, οι οποίοι διαφέρουν αναφορικά με την εναλλακτική υπόθεση του ελέγχου συνολοκλήρωσης

<sup>37</sup> Η ιδέα της παλινδρόμησης ελαττωμένου βαθμού προέρχεται από τον Anderson (1951). Για περισσότερες πληροφορίες σχετικά με αυτή βλ. Δημελή, 2003, σελ. 227-229.

Johansen. Ο έλεγχος ίχνους εξετάζει την υπόθεση ότι υπάρχουν το πολύ  $h$  διανύσματα με την εναλλακτική ότι  $h=p$ , ενώ ο έλεγχος της μέγιστης ιδιοτιμής που ελέγχει την υπόθεση ότι υπάρχουν  $h$  διανύσματα συνολοκλήρωσης έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι υπάρχουν  $h+1$ . Επισημαίνεται ότι και τα δύο στατιστικά ακολουθούν την  $X^2$  κατανομή.

## 2.7 Δυναμικά Πολυμεταβλητά Υποδείγματα

Τα διανύσματα αυτοπαλινδρομήσεων (Vector Autoregressions) ή VAR υποδείγματα αποτελούν γενίκευση των μονομεταβλητών αυτοπαλινδρομικών υποδειγμάτων, δηλαδή των AR(p) υποδειγμάτων.<sup>38</sup> Η μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων εφαρμόστηκε για πρώτη φορά από τον Sims (1980) στο άρθρο του «Μακροοικονομία και Πραγματικότητα», όπου ερμηνεύεται η χρησιμότητα των VAR υποδειγμάτων και οι εφαρμογές τους. Ουσιαστικά, τα VAR υποδείγματα χρησιμοποιούνται στη θέση των υποδειγμάτων συστημάτων εξισώσεων, καθώς τα τελευταία έχουν μικρή προβλεπτική ικανότητα και έντονη δυσκολία στην εφαρμογή τους από πλευράς ταυτοποίησης και εκτιμητικής. Αντιθέτως, τα VAR υποδείγματα έχουν αποδειχθεί πιο αποτελεσματικά και αξιόπιστα για την πρόβλεψη συστημάτων αλληλοσυσχετιζόμενων μεταβλητών και έχουν πιο εύκολη εφαρμογή.

Στην περίπτωση ενός διμεταβλητού αυτοπαλινδρομου συστήματος (έστω οι τυχαίες μεταβλητές  $Y_1$  και  $Y_2$ ) το σύστημα VAR είναι ως εξής:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_{1t} = \beta_1 + \beta_2 y_{2t} + \beta_3 y_{1,t-1} + u_{1t} \\ y_{2t} = \gamma_1 + \gamma_2 y_{1,t-1} + \gamma_3 y_{2,t-1} + u_{2t} \end{array} \right\} \quad (2.13)$$

---

<sup>38</sup> Ονομάζονται δυναμικά γιατί οι μεταβλητές του συστήματος δεν αναφέρονται μόνο στην τρέχουσα περίοδο αλλά και σε προηγούμενες περιόδους.

Το σύστημα της μορφής (2.13) αποτελεί ένα υπόδειγμα αυτοπαλίνδρομου διμεταβλητού διανύσματος τάξεως 1 ή διαφορετικά ένα VAR(1) σύστημα διαρθρωτικών εξισώσεων.<sup>39</sup> Η ανηγμένη ή λυμένη του μορφή είναι η ακόλουθη:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_{1t} = \delta_1 + \alpha_{11}y_{1,t-1} + \alpha_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} = \delta_2 + \alpha_{21}y_{1,t-1} + \alpha_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \end{array} \right\} \quad (2.14)$$

Είναι εμφανές ότι στο παραπάνω σύστημα (2.14) κάθε μεταβλητή είναι συνάρτηση των υστερήσεων των τιμών των μεταβλητών μίας περιόδου, δηλαδή των ενδογενών με χρονική υστέρηση.<sup>40</sup>

Η γενική μορφή του συστήματος ανηγμένης μορφής (2.14) με τη χρήση μητρών είναι η εξής:

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\delta} + \mathbf{A}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

όπου  $\mathbf{Y}_t = \begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix}$ ,  $\mathbf{Y}_{t-1} = \begin{pmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{pmatrix}$ ,  $\boldsymbol{\delta} = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{pmatrix}$ ,  $\mathbf{A}_1 = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix}$  και  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$ . Στην περίπτωση που διατίθενται k μεταβλητές και ένας αριθμός p υστερήσεων τότε η γενική μορφή του VAR(p) υποδείγματος γίνεται ως ακολούθως:

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\delta} + \mathbf{A}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{Y}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{Y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

ή

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\delta} + \sum_{s=1}^p \mathbf{A}_s \mathbf{Y}_{t-s} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

<sup>39</sup> Το σύστημα (2.13) είναι ένα σύστημα VAR διαρθρωτικών εξισώσεων ή διαφορετικά ένα SVAR δυναμικό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (Structural VAR). Οι διαρθρωτικές εξισώσεις είναι σχέσεις που περιγράφουν τη διάρθρωση ή τη δομή της οικονομίας. Με τον όρο οικονομική διάρθρωση ή απλά διάρθρωση (structure) εννοούνται όλα αυτά τα χαρακτηριστικά του εξεταζόμενου προβλήματος ή φαινομένου που παραμένουν σταθερά στη διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου. Τα χαρακτηριστικά αυτά περιλαμβάνουν τη μορφή των εξισώσεων και τις αριθμητικές τιμές των συντελεστών, οι οποίοι ονομάζονται διαρθρωτικοί συντελεστές ή διαρθρωτικές παράμετροι (structural parameters). Οι παράμετροι του υποδείγματος SVAR εκτιμώνται με ταυτόχρονη επιβολή διαρθρωτικών περιορισμών.

<sup>40</sup> Οι μεταβλητές ταξινομούνται σε ενδογενείς, εξωγενείς και προκαθορισμένες. Οι ενδογενείς μεταβλητές προσδιορίζονται από κοινού μέσα στο ίδιο το σύστημα, ενώ οι εξωγενείς και οι προκαθορισμένες είναι οι μεταβλητές που είναι δεδομένες. Συγκεκριμένα, οι εξωγενείς προσδιορίζονται έξω από το σύστημα, ενώ οι προκαθορισμένες είναι οι ενδογενείς με χρονική υστέρηση. Στην ανηγμένη μορφή ενός υποδείγματος SVAR κάθε εξίσωση αντιστοιχεί σε ενδογενή μεταβλητή, η οποία εκφράζεται μόνο ως συνάρτηση δεδομένων μεταβλητών, ενώ οι παράμετροι είναι συναρτήσεις των διαρθρωτικών παραμέτρων. Οι συντελεστές των εξισώσεων της ανηγμένης μορφής ονομάζονται άμεσοι ή βραχυχρόνιοι πολλαπλασιαστές γιατί παριστάνουν την άμεση αντίδραση των ενδογενών μεταβλητών όταν μεταβάλλονται οι δεδομένες τιμές. Η ανηγμένη μορφή VAR ονομάζεται και unrestricted VAR γιατί δεν τίθενται περιορισμοί των συντελεστών.

όπου οι μήτρες  $A_s$  για  $s=1, \dots, p$  είναι οι μήτρες των συντελεστών  $a_{ij}$  διαστάσεων  $k \times k$  για τις  $i, j=1, \dots, k$  μεταβλητές.

Στο σημείο αυτό διασαφηνίζεται ότι ένα υπόδειγμα VAR πρέπει να πληρεί τις γνωστές υποθέσεις για τη συμπεριφορά των διαταρακτικών όρων.<sup>41</sup> Συγκεκριμένα, πρέπει τα στοιχεία του διανύσματος  $\varepsilon_t$  να είναι λευκός θόρυβος, δηλαδή να ισχύουν (για παράδειγμα στην περίπτωση που διατίθενται δύο μεταβλητές):

- $E(\varepsilon_t)=0$ ,
- $E(\varepsilon_t \varepsilon'_s)=0$  για  $t \neq s$  και
- $E(\varepsilon_t \varepsilon'_s)=\begin{pmatrix} V(\varepsilon_{1t}) & Cov(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \\ Cov(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) & V(\varepsilon_{2t}) \end{pmatrix}$  για  $t=s$ ,

που σημαίνει ότι τα διανύσματα των διαταρακτικών όρων δεν αυτοσυσχετίζονται, αλλά μπορεί να συσχετίζονται στην ίδια χρονική περίοδο. Επιπρόσθετα, πέρα από τις υποθέσεις για τους διαταρακτικούς όρους πρέπει να ικανοποιείται η υπόθεση της στασιμότητας των μεταβλητών, ώστε να μπορούν να εκτιμηθούν οι συντελεστές (παράμετροι) του υποδείγματος με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, οι οποίοι θα είναι συνεπείς και θα προσεγγίζουν την κανονική κατανομή.<sup>42</sup>

Οι πιο σημαντικές εφαρμογές των VAR υποδειγμάτων είναι η χρήση τους στους ελέγχους αιτιότητας, η διάσπαση της διακύμανσής τους και ο υπολογισμός των συναρτήσεων αντιδράσεων κάθε μεταβλητής του συστήματος μετά από μια τυχαία διαταραχή σε κάποια άλλη μεταβλητή. Ωστόσο, η ευρεία χρήση τους έγκειται στη διενέργεια βραχυχρόνιων προβλέψεων, εξετάζοντας ταυτόχρονα τη στατική αλλά και τη δυναμική αλληλεπίδραση των μεταβλητών, μέσω των παραμέτρων της ανηγμένης τους μορφής. Πρέπει όμως να επισημανθεί ότι τα υποδείγματα VAR στερούνται κάποιας θεωρητικής βάσεως και δεν είναι ξεκάθαρο τι παριστάνουν οι συντελεστές τους, καθώς δεν υπάρχει σαφής διατύπωση διαρθρωτικών εξισώσεων που να προκύπτουν από την οικονομική θεωρία (Johnston, DiNardo, 1977 ; Greene, 1977).<sup>43</sup>

<sup>41</sup> Οι διαταρακτικοί όροι στα δυναμικά πολυμεταβλητά υποδείγματα συνηθίζεται να αναφέρονται και ως innovations ή/και impulses.

<sup>42</sup> Στα παραπάνω υποθέτεται ότι το διάνυσμα  $Y$  αποτελείται από στάσιμες μεταβλητές.

<sup>43</sup> Βλ. Χρήστου, 2002, σελ. 893 και για περισσότερες πληροφορίες βλ. κριτική Lucas (Lucas Critique).

## 2.8 Διανυσματικό Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών

Όταν οι μεταβλητές που εξετάζονται είναι συνολοκληρωμένες τότε κατάλληλο διανυσματικό υπόδειγμα προσαρμογής είναι το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VECM ή πιο σύντομα VEC, Vector Error Correction Model).

Πιο συγκεκριμένα, έστω ότι υπάρχει μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ανάμεσα σε δύο μεταβλητές  $X$  και  $Y$  (εφόσον είναι συνολοκληρωμένες) της μορφής:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t \quad (2.15)$$

Στην πράξη όμως, αυτό που παρατηρείται βραχυχρόνια είναι μια σχέση ανισορροπίας, η οποία αποτελεί μία σχέση ενός VAR υποδείγματος, και είναι ως ακολούθως:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \gamma_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

Αντικαθιστώντας την σχέση ανισορροπίας με τα επίπεδα της μακροχρόνιας ισορροπίας, η σχέση (2.16) γίνεται<sup>44</sup>:

$$y^e = \beta_0 + \beta_1 x^e + \beta_2 x^e + \gamma_1 y^e = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2)x^e + \gamma_1 y^e$$

Άρα η σχέση (2.16) γίνεται τελικώς:

$$y^e = \alpha_0 + \alpha_1 x^e$$

όπου  $\alpha_0 = \frac{\beta_0}{1-\gamma_1}$  και  $\alpha_1 = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1-\gamma_1}$ . Αφαιρώντας, στη συνέχεια, τις τιμές πρώτης χρονικής υστέρησης της μεταβλητής  $Y$  και από τα δύο μέλη της εξίσωσης, δηλαδή το  $y_{t-1}$ , η σχέση (2.16) γίνεται ως εξής:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} - (1-\gamma_1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

---

<sup>44</sup> Βλ. υποσημείωση 29.

Ωστόσο, η σχέση (2.17) μπορεί να γραφεί και ως εξής ( $\pm$  ο όρος  $\beta_1 x_{t-1}$  στο δεξί μέλος της σχέσης):

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + (\beta_1 + \beta_2) x_{t-1} - (1 - \gamma_1) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Τέλος, αντικαθιστώντας τις βραχυχρόνιες παραμέτρους (τους όρους  $\beta_0$  και  $\beta_1 + \beta_2$ ) με τις αντίστοιχες μακροχρόνιες προκύπτει ότι:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t - (1 - \gamma_1)(y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.18)$$

Η σχέση (2.18) δεν είναι άλλη από τη σχέση ανισορροπίας που ισχύει βραχυχρόνια, όπου όμως πλέον, διαφαίνεται ότι οι μεταβολές της μεταβλητής  $Y$  εξαρτώνται από τις αντίστοιχες της μεταβλητής  $X$  (όπως συμβαίνει και στα υποδείγματα VAR που μελετούν τις βραχυχρόνιες μεταβολές) μόνο που στην προκειμένη περίπτωση, οι μεταβολές της  $Y$ , εξαρτώνται και από το λάθος της ανισορροπίας της προηγούμενης περιόδου που παριστάνει ο όρος  $y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-1}$ . Συνεπώς, η τιμή της  $Y$  διορθώνεται για το λάθος ανισορροπίας της προηγούμενης περιόδου και η σχέση (2.18) ονομάζεται εξίσωση υποδείγματος διόρθωσης λαθών (Error Correction Model, ECM).

Στην εξίσωση υποδείγματος λαθών, ο όρος  $(1 - \gamma_1)$  ονομάζεται συντελεστής ταχύτητας προσαρμογής του λάθους ανισορροπίας, ο οποίος όσο μεγαλύτερος είναι τόσο πιο γρήγορη θα είναι η προσαρμογή της ενδογενούς μεταβλητής στη διόρθωση του λάθους της προηγούμενης περιόδου. Η διόρθωση, ωστόσο, είναι μερική εφόσον το μέγεθός της εξαρτάται από το συντελεστή  $\gamma_1$  για τον οποίο υποθέτεται ότι ισχύει:  $0 < \gamma_1 < 1$ . Το σφάλμα ανισορροπίας μπορεί να αναφέρεται και σε μεγαλύτερη χρονική υστέρηση, ανάλογα την τάξη του υποδείγματος λαθών που υπάρχει. Για παράδειγμα, λαμβάνοντας δύο χρονικές υστερήσεις το σφάλμα ανισορροπίας γίνεται ως εξής:

$$-(1 - \gamma_1 - \gamma_2)(y_{t-2} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-2})$$

Το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VEC), δηλαδή σύστημα που υπάρχουν πάνω από μία ενδογενείς μεταβλητές, γενικεύεται για αριθμό υστερήσεων μεγαλύτερων της

μονάδας ( $p > 1$ ), για την περίπτωση δύο ενδογενών μεταβλητών  $X$  και  $Y$  και παραλείποντας τη σταθερά για πρακτικούς λόγους, ως εξής:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= -\rho_1(y_{t-1} - \lambda x_{t-1}) + \sum_{j=1}^p a_{1j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{t1} \\ \Delta x_t &= -\rho_2(y_{t-1} - \lambda^{-1} x_{t-1}) + \sum_{j=1}^p a_{2j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{t2}\end{aligned}$$

όπου τα  $\rho_1$  και  $\rho_2$  είναι οι συντελεστές ταχύτητας προσαρμογής, τα  $a_{ij}$ ,  $\beta_{ij}$  είναι οι βραχυχρόνιες παράμετροι και  $\lambda$  η μακροχρόνια παράμετρος. Πρακτικά, το υπόδειγμα VEC είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= -\rho_1 u_{t-1} + \text{υστερήσεις}(\Delta y, \Delta x) + \varepsilon_{t1} \\ \Delta x_t &= -\rho_2 u_{t-1} + \text{υστερήσεις}(\Delta y, \Delta x) + \varepsilon_{t2}\end{aligned}$$

όπου  $|\rho_1| + |\rho_2| \neq 0$ . Επισημαίνεται ότι τα δύο κατάλοιπα των εξισώσεων είναι δυνατό να συσχετίζονται ή να αυτοσυσχετίζονται.

Η προσαρμογή υποδειγμάτων διορθώσεως λαθών προϋποθέτει την ύπαρξη κάποιας σχέσης ισορροπίας ανάμεσα στις μεταβλητές που μελετώνται, συνεπώς βασίζεται στην ύπαρξη συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις υπό μελέτη μεταβλητές. Συγκεκριμένα, οι Engle και Granger (1987) αναφέρουν στο Θεώρημα Αντιπροσωπεύσεως του Granger (Granger representation theorem) ότι αν, και μόνο αν, δύο ή περισσότερες μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες τότε η μεταξύ τους βραχυχρόνια σχέση ανισορροπίας μπορεί πάντοτε να διατυπωθεί ως ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών και όχι ως ένα διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα.

Η εκτίμηση των VEC υποδειγμάτων γίνεται κυρίως με τη χρήση των μεθόδων Engle-Granger στην περίπτωση που υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης, είτε με τη χρήση της μεθόδου του Johansen (η οποία παρουσιάστηκε στο 2.6 και ελέγχει απευθείας την ύπαρξη συνολοκλήρωσης και στη συνέχεια εφαρμόζει εκτίμηση των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης) στην περίπτωση που διατίθενται περισσότερα από ένα διανύσματα συνολοκλήρωσης. Στην πρώτη περίπτωση, αφού εκτιμηθεί η εξίσωση της παλινδρόμησης συνολοκλήρωσης, υπολογίζονται τα εκτιμώμενα κατάλοιπα σύμφωνα με τη σχέση (2.10). Στη συνέχεια, τα αληθινά λάθη ανισορροπίας αντικαθίστανται με τα εκτιμημένα κατάλοιπα, οπότε το προς εκτίμηση υπόδειγμα λαθών, σχέση (2.18), γίνεται:



$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t - (1 - \gamma_1) \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.19)$$

Στο υπόδειγμα (2.19) όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες (αφού  $X$  και  $Y$  είναι συνολοκληρωμένες) και συνεπώς, οι βραχυχρόνιες παράμετροι ( $\beta_1$  και  $\gamma_1$ ) μπορούν να εκτιμηθούν με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (όπως και στην περίπτωση των υποδειγμάτων VAR).

Ωστόσο, πέρα από τη μεθοδολογία των Engle-Granger υπάρχει και εναλλακτικός τρόπος εκτίμησης, των βραχυχρόνιων αλλά και μακροχρόνιων παραμέτρων (από κοινού), ενός υποδείγματος VEC. Συγκεκριμένα, η σχέση (2.18) μπορεί να αποτυπωθεί ως εξής:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t - (1 - \gamma_1) y_{t-1} + (1 - \gamma_1) \alpha_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου  $\beta_0 = \alpha_0(1 - \gamma_0)$ ,  $\beta_1$  η βραχυχρόνια οριακή ροπή,  $\alpha_1$  η αντίστοιχη μακροχρόνια και ο όρος  $1 - \gamma_1$  παριστάνει το σφάλμα ανισορροπίας της προηγούμενης περιόδου. Οι εκτιμήσεις των βραχυχρόνιων παραμέτρων υπολογίζονται με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και στη συνέχεια υπολογίζονται οι μακροχρόνιες ( $\alpha_0$  και  $\alpha_1$ ) με αντικατάσταση των εκτιμήσεων των βραχυχρόνιων παραμέτρων μέσω των σχέσεων:

$$\hat{\alpha}_0 = \frac{\hat{\beta}_0}{1 - \hat{\gamma}_1} \quad \text{και} \quad \hat{\alpha}_1 = \frac{(1 - \hat{\gamma}_1) \hat{\alpha}_0}{1 - \hat{\gamma}_1}$$

## 2.9 Αιτιότητα κατά Granger

Η σύγχρονη έρευνα κρίνει συχνά απαραίτητο να εξετάσει αφενός την αιτιότητα που υπάρχει σε ένα γεγονός ή σε μια ακολουθία συμβάντων, καθώς και αφετέρου να γίνει γνωστό, όταν μελετούνται διανύσματα χρονολογικών σειρών, αν μία σειρά (ή/και ένα σύνολο από χρονοσειρές) επηρεάζεται από κάποια άλλη. Η προφανής θέση για να αναζητήσει κάποιος τον ορισμό της αιτιότητας, καθώς και τις σχετικές συζητήσεις γύρω από αυτή, είναι τα γραπτά εγχειρίδια των φιλοσόφων, από τα οποία αρκετά είναι του Αριστοτέλη. Ωστόσο, οι ορισμοί αυτοί δεν έχουν καμία σχέση με την οικονομική έννοια της αιτιότητας. Σε κλάδους

της επιστήμης όπου η διενέργεια ελεγχόμενου πειράματος είναι δυνατή, η σχέση αιτίου και αιτιατού μπορεί να προσδιοριστεί. Συγκεκριμένα, στην οικονομική επιστήμη μία τέτοια σχέση είναι συνήθως γνωστή εκ των προτέρων (a priori) λόγω της έλλειψης πειραματικών δεδομένων. Έτσι, υπάρχει δεδομένη σχέση αιτίας και αποτελέσματος στα οικονομικά, ώστε να εφαρμόζονται οι οικονομετρικές μέθοδοι αποτίμησης.

Η γνωστή μέθοδος της παλινδρόμησης εξετάζει αν υπάρχει σχέση ανάμεσα σε δύο μεταβλητές. Για παράδειγμα, παλινδρομώντας τη μεταβλητή  $X$  πάνω στην  $Y$  ελέγχεται, εξετάζοντας τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή της  $Y$ , αν η  $Y$  επηρεάζει τη συμπεριφορά της  $X$ . Ωστόσο, η ύπαρξη της συσχέτισης, που ενδεχομένως να προκύπτει από την παραπάνω παλινδρόμηση, δεν συνεπάγεται και σχέση αιτιότητας μεταξύ των δύο μεταβλητών, καθώς απλά δείχνει ένα είδος εξάρτησης ανάμεσα στις δύο μεταβλητές, η οποία πολλές φορές μπορεί να είναι και φαινομενική.<sup>45</sup> Ως εκ τούτου, οι δυσκολίες ως προς τον καθορισμό μιας αληθινής σχέσης αιτιότητας οδήγησαν τον Granger (1969) να εισάγει την οικονομική έννοια της αιτιότητας, γνωστή ως αιτιότητα κατά Granger (Granger causality).<sup>46</sup>

Η έννοια της αιτιότητας βασίζεται σε δύο συγκεκριμένες υποθέσεις: (i) Το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρελθόν, καθώς η αυστηρή έννοια της αιτιότητας συνδέεται με το ότι το παρελθόν προκαλεί το παρόν ή το μέλλον και (ii) Μία αιτία περιέχει μοναδικές πληροφορίες για ένα αποτέλεσμα, οι οποίες δεν είναι διαθέσιμες αλλού (Granger and Newbold, 1986). Συνεπώς, αυτό που απαιτείται να είναι γνωστό για κάθε ερευνητή είναι αν οι μεταβολές μιας μεταβλητής προηγούνται ή έπονται των μεταβολών μιας άλλης μεταβλητής. Η διαπίστωση της προηγίσεως (precedence) είναι ο σκοπός της αναλύσεως αιτιότητας κατά Granger και δεν έχει καμία σχέση με τη λέξη αιτιότητα που εννοούν οι φιλόσοφοι, δηλαδή ότι κάθε γεγονός - φαινόμενο έχει την αιτία του και οι ίδιες αιτίες, κάτω από τις ίδιες συνθήκες, παράγουν τα ίδια αποτελέσματα. Η ανακάλυψη της προσέγγισης των αιτιωδών σχέσεων στα οικονομετρικά υποδείγματα αποτελεί την πεμπτουσία της οικονομικής θεωρίας.

Η αιτιότητα κατά Granger αφορά σε έλεγχο βραχυχρόνιας αιτιότητας, δηλαδή σε διενέργεια βραχυχρόνιων προβλέψεων. Ως εκ τούτου, απαιτείται να προσδιοριστούν ο τρόπος διεξαγωγής των προβλέψεων, καθώς και ο τρόπος μέτρησης της ακρίβειας των προβλέψεων που αφορούν τις τιμές της ενδιαφερόμενης μεταβλητής. Στον ορισμό του ο Granger

---

<sup>45</sup> Βλ. 2.3.

<sup>46</sup> Ο Clive Granger ήταν Βρετανός οικονομολόγος, ο οποίος το 2003 τιμήθηκε με το βραβείο Νόμπελ στις Οικονομικές Επιστήμες, στην αναγνώριση του γεγονότος ότι ο ίδιος και ο Robert F. Engle συνέβαλλαν στην ανάλυση των χρονοσειρών αλλάζοντας τον τρόπο με τον οποίο οι οικονομολόγοι αναλύουν οικονομικές και μακροοικονομικές σειρές.

περιορίζεται στις αμερόληπτες προβλέψεις με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (unbiased least squares predictions) και χρησιμοποιεί, για την μέτρηση της ακρίβειας των προβλέψεων αυτών, τη διακύμανση των λαθών πρόβλεψης μιας περιόδου στο μέλλον (one-step ahead prediction error).

Έτσι, σύμφωνα με τον ορισμό του Granger, η μεταβλητή  $X_t$  αιτιάζει την  $Y_t$  αν η πρόβλεψη της  $Y_t$  για μία περίοδο στο μέλλον, έστω  $\bar{Y}_t$ , που προέκυψε με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση, έχει μικρότερο μέσο σφάλμα τετραγώνου (Mean Square Error, MSE) από την πρόβλεψη της  $Y_t$  που γίνεται με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση πλην εκείνης που αφορά τη μεταβλητή  $X_t$ .<sup>47</sup> Μαθηματικά αυτό εκφράζεται ως εξής:

$$\text{MSE}(\bar{Y}|\bar{U}) < \text{MSE}(\bar{Y}|\bar{U}-\bar{X})$$

όπου  $\bar{U}$  είναι όλη η προηγούμενη πληροφόρηση για την πρόβλεψη  $\bar{Y}$  της  $Y_t$  και όμοια  $\bar{X}$  όλη η προηγούμενη πληροφόρηση για τη μεταβλητή  $X_t$ . Τα σύνολα αυτά, ωστόσο, μπορεί να περιλαμβάνουν όχι μόνο την προηγούμενη αλλά και την πρόσφατη πληροφόρηση, οπότε τότε αναφέρεται ότι η  $X$  αιτιάζει την  $Y$  και στιγμιαία (instantaneous causality).<sup>48</sup>

---

<sup>47</sup> Το μέσο τετραγωνικό σφάλμα (Mean Squared Error, MSE) υπολογίζεται ως εξής:  $\text{MSE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2$  και αποτελεί πληροφοριακό κριτήριο για το κατά πόσο μία πρόβλεψη είναι ικανοποιητική. Γενικά, όσο μικρότερη είναι η τιμή ενός πληροφοριακού κριτηρίου τόσο αποτελεσματικότερη είναι η μέθοδος πρόβλεψης που έχει εφαρμοστεί. Άλλα γνωστά πληροφοριακά κριτήρια για μεθόδους πρόβλεψης είναι το μέσο απόλυτο σφάλμα (Mean Absolute Deviation, MAD) καθώς και το μέσο ποσοστιαίο λάθος (Mean Percentage Error, MPE).

<sup>48</sup> Ο ορισμός της αιτιότητας κατά Granger, σύμφωνα με τους Dufour & Renault (1988), είναι ορισμός της άμεσης αιτιότητας καθώς αναφέρεται σε πρόβλεψη μίας περιόδου μπροστά ( $h=1$ ). Ωστόσο, σύμφωνα με τους Dufour & Renault (1988) υπάρχει και έμμεση αιτιότητα η οποία αποτελεί τη γενίκευση της τυπικής έννοιας της αιτιότητας κατά Granger και αναφέρεται σε μεγαλύτερο χρονικό ορίζοντα πρόβλεψης ( $h>1$ ). Η αιτιότητα αυτή αναφέρεται ως γενικευμένη αιτιότητα ή αιτιότητα σε πολλαπλούς ορίζοντες (multi-horizon causality). Η γενικευμένη αιτιότητα μπορεί να προκύψει μόνο σε υποδείγματα VAR τα οποία εμπεριέχουν περισσότερες από δύο μεταβλητές (βοηθητικές μεταβλητές πέρα των δύο μεταβλητών που μελετώνται) ακόμα και αν δεν υπάρχει άμεση αιτιότητα σε  $h=1$  μεταξύ των δύο μεταβλητών του κύριου ενδιαφέροντος. Η πληροφορία αυτή, αν και δεν υπάρχει σε βραχυχρόνιο ορίζοντα, μεταφέρεται σε μακροχρόνιο μέσω των βοηθητικών μεταβλητών.

## ΕΛΕΓΧΟΣ GRANGER

Για την εξέταση της ύπαρξης αιτιότητας κατά Granger εφαρμόζεται ο έλεγχος Granger. Πιο σπάνια εφαρμογή έχει ο έλεγχος Sims, ο οποίος είναι επίσης απλός και δεν θα εξεταστεί. Πιο συγκεκριμένα, έστω δύο χρονολογικές σειρές  $Y_t$  και  $X_t$  και το ακόλουθο VAR(p) υπόδειγμα:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_t = \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} + u_t \\ x_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i x_{t-i} + \varepsilon_t \end{array} \right. \quad (2.20)$$

$$\left. \right\} \quad (2.21)$$

όπου  $p$  είναι ο αριθμός της υστερήσεως. Ουσιαστικά πρόκειται για μία ανηγμένη μορφή VAR, όπου ισχύουν οι υποθέσεις του δυναμικού πολυμεταβλητού διανύσματος.

Στο παραπάνω σύστημα υπάρχουν οι εξής περιπτώσεις:

1. Οι συντελεστές  $\beta_i$  των υστερήσεων της μεταβλητής  $X_t$  στην εξίσωση (2.20) είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές  $\gamma_i$  των υστερήσεων της μεταβλητής  $Y_t$  στην εξίσωση (2.21) είναι στατιστικά μη σημαντικοί. Στην περίπτωση αυτή υπάρχει μονόδρομη αιτιότητα κατά Granger από την  $X$  προς την  $Y$ , δηλαδή η  $X$  αιτιάζει την  $Y$  (*unidirectional causality*).
2. Οι συντελεστές  $\beta_i$  των υστερήσεων της μεταβλητής  $X_t$  στην εξίσωση (2.20) είναι στατιστικά μη σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές  $\gamma_i$  των υστερήσεων της μεταβλητής  $Y_t$  στην εξίσωση (2.21) είναι στατιστικά σημαντικοί. Στην περίπτωση αυτή υπάρχει μονόδρομη αιτιότητα κατά Granger από την  $Y$  προς την  $X$ , δηλαδή η  $Y$  αιτιάζει την  $X$  (*unidirectional causality*).
3. Οι συντελεστές  $\beta_i$  των υστερήσεων της μεταβλητής  $X_t$  στην εξίσωση (2.20) είναι στατιστικά σημαντικοί και οι συντελεστές  $\gamma_i$  των υστερήσεων της μεταβλητής  $Y_t$  στην εξίσωση (2.21) είναι επίσης στατιστικά σημαντικοί. Στην περίπτωση αυτή υπάρχει αμφίδρομη αιτιότητα κατά Granger από την  $Y$  προς την  $X$  και από την  $X$  προς την  $Y$  (*bidirectional causality*).

4. Τόσο οι συντελεστές  $\beta_i$  των υστερήσεων της μεταβλητής  $X_t$  στην εξίσωση (2.20) όσο και οι συντελεστές  $\gamma_i$  των υστερήσεων της μεταβλητής  $Y_t$  στην εξίσωση (2.21) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. Στην περίπτωση αυτή δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger προς καμία κατεύθυνση, δηλαδή υπάρχει ανεξαρτησία των μεταβλητών (*non-directional causality*).

Ο έλεγχος Granger, εφαρμόζεται με τη στατιστική συνάρτηση  $F$ , η οποία όταν εξετάζεται για παράδειγμα η 1<sup>η</sup> περίπτωση (αν η  $X$  αιτιάζει την  $Y$ ) είναι ως εξής:

$$F = \frac{(SSE^R - SSE)/k}{SSE/df}$$

όπου  $SSE$  είναι το άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης (2.20), δηλαδή από τη μη περιορισμένη εξίσωση και  $SSE^R$  είναι το άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης υπό τον περιορισμό της μηδενικής υπόθεσης ότι τα  $\beta_i=0$ , δηλαδή παλινδρομώντας την  $Y$  μόνο πάνω στις υστερήσεις της - περιορισμένη εξίσωση. Το  $k$  δηλώνει τον αριθμό των περιορισμών, ο οποίος ισούται με τον αριθμό  $i$  των υστερήσεων της μεταβλητής  $X_t$ , ενώ το  $df$  εκφράζει τους βαθμούς ελευθερίας στη μη περιορισμένη εξίσωση που ισούται με το πλήθος των παρατηρήσεων μείον τον αριθμό των παραμέτρων. Αν η τιμή της στατιστικής  $F$  είναι μεγαλύτερη από την κρίσιμη τιμή  $F_{k,df}$  της κατανομής  $F$  για συγκεκριμένο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha$ , τότε η  $X$  αιτιάζει την  $Y$ . Για τη διαπίστωση του κατά πόσο η αιτιότητα κατά Granger είναι αμφίδρομη πρέπει να επαναληφθεί ο ίδιος έλεγχος, αλλά αυτή τη φορά για την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης (2.21) και θέτοντας τον περιορισμό ( $H_0$ ) ότι τα  $\gamma_i=0$ .

## 2.10 Ανάλυση της Συνάρτησης Αιφνιδίων Αντιδράσεων

Τα υποδείγματα VAR, όπως και ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger που στηρίζεται στην εφαρμογή τους, χρησιμοποιούνται μόνο για βραχυχρόνιες προβλέψεις. Επιπρόσθετα, όπως αναφέρθηκε (2.7), τα υποδείγματα αυτά στερούνται κάποιας θεωρητικής βάσεως. Σύμφωνα με τον Enders (1995), τα εργαλεία που χρησιμοποιούνται συμπληρωματικά στην VAR

ανάλυση (πέρα από τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger) είναι η ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων (Impulse Response Analysis) και η διάσπαση της διακύμανσης των εκτιμήσεων των διαταρακτικών όρων (variance decomposition), τα οποία ονομάζονται από κοινού *innovation accounting* (Enders, 1995). Τα εργαλεία αυτά είναι χρήσιμα στην κατανόηση των σχέσεων αλληλεπίδρασης μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών και στη διαμόρφωση ενός κατάλληλου διαρθρωτικού υποδείγματος.

Η ανάλυση των αιφνιδίων αντιδράσεων μελετά πως θα επηρεαστεί ένα διάνυσμα  $Y_t$ , από μια διαταραχή στο παρόν ή στο παρελθόν και στηρίζεται στη μετατροπή ενός διανυσματικού αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος (VAR) σε διανυσματικό υπόδειγμα κινητού μέσου όρου (Vector Moving Average, VMA). Ο λόγος για τον οποίο γίνεται αυτή η μετατροπή είναι ότι με τον τρόπο αυτό επιτρέπεται η παρακολούθηση των επιδράσεων των εξωγενών διαταραχών ή καινοτομιών στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος, δηλαδή ο εντοπισμός των επιπτώσεων των  $\varepsilon_t$  στην μεταβλητή  $Y_t$ , για κάθε εξίσωση του συστήματος. Πρακτικά, είναι εμφανές με αυτή την αναπαράσταση ότι ο ερευνητής μελετά πως επιδρούν ή «σβήνουν» οι διαταραχές που διαφέρουν από τη μέση τιμή, κατά το χρονικό ορίζοντα που μελετάται.

Συγκεκριμένα, έστω το πολυμεταβλητό (για  $n$  μεταβλητές) VAR( $p$ ) υπόδειγμα (αηγημένης μορφής):

$$\Phi(L)Y_t = \varepsilon_t$$

όπου  $\Phi(L) = I - \Phi_1L - \Phi_2L^2 - \dots - \Phi_pL^p$  και  $Y_t, \varepsilon_t$  διανύσματα  $n \times 1$ . Όπως και στη μονομεταβλητή περίπτωση, όμοια και στην πολυμεταβλητή, το παραπάνω υπόδειγμα VAR( $p$ ) μετατρέπεται σε διανυσματικό υπόδειγμα κινητού μέσου όρου (Vector Moving Average, VMA) απείρου τάξης ως εξής:

$$Y_t = \Phi^{-1}(L)\varepsilon_t = \varepsilon_t + \sum_{i=1}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i} \quad (2.22)$$

ή  $Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i}$ , όπου  $\Psi_0 = I_n$ . Δηλαδή ισχύει

$$(I - \Phi_1L - \Phi_2L^2 - \dots - \Phi_pL^p)^{-1} = (I + \Psi_1L + \Psi_2L^2 + \dots)$$

Ο πίνακας  $\Psi_i$  είναι ένας τετραγωνικός πίνακας των συντελεστών των διαταρακτικών όρων σε ένα VMA υπόδειγμα, ενώ οι όροι  $\varepsilon_i$  αντιπροσωπεύουν τις διαταραχές (shocks) που δέχεται το διανυσματικό σύστημα. Για τους συντελεστές του VAR(p) και VMA( $\infty$ ) ισχύουν οι ακόλουθες σχέσεις:

$$\Psi_1 = \Phi_1$$

$$\Psi_2 = \Phi_1 \Psi_1 + \Phi_2$$

$$\Psi_3 = \Phi_1 \Psi_2 + \Phi_2 \Psi_1 + \Phi_3$$

.

.

.

$$\Psi_l = \Phi_1 \Psi_{l-1} + \Phi_2 \Psi_{l-2} + \dots + \Phi_p \Psi_{l-p} \quad (2.23)$$

όπου προφανώς  $\Phi_j = \mathbf{0}$  για  $j > p$ .

Η ερμηνευτικότητα του VMA υποδείγματος είναι η επίδραση που θα έχει μία μεταβολή στις τυχαίες διαταραχές κάθε εξίσωσης. Πιο συγκεκριμένα, η μεταβολή στην εξίσωση της ενδογενούς μεταβλητής  $Y_i$ , το χρόνο  $l$ , από μία μεταβολή στις διαταραχές της μεταβλητής  $Y_j$ , στο χρόνο  $s$ , δηλαδή από μία μεταβολή της  $\varepsilon_j(s)$ , αντιστοιχεί στο συντελεστή  $\psi_{ij}(l)$  (δηλαδή το στοιχείο του πίνακα  $\Psi_i$  στην  $i$  γραμμή και  $j$  στήλη). Η παράμετρος αυτή ονομάζεται συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων (impulse response function) και βάσει των παραπάνω εκφράζεται ως εξής:

$$\frac{\partial y_i(l+s)}{\partial \varepsilon_j(s)} = \psi_{ij}(l)$$

και υπολογίζει το μέγεθος της απόκρισης στην εξίσωση  $i$  για μία μεταβολή των τυχαίων διαταραχών (για ένα shock δηλαδή) στη μεταβλητή  $j$  κατά το χρόνο  $s$ , μεταγενέστερο του χρόνου  $l$  ( $s > l$ ). Εάν υπάρχουν  $m$  μεταβλητές τότε υπάρχουν  $m^2$  παράμετροι αιφνιδίων αντιδράσεων (Brandt and Williams, 2007).

Για παράδειγμα, έστω το διμεταβλητό VAR(1) υπόδειγμα:

$$\mathbf{Y}_t = \Phi_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

όπου  $\mathbf{Y}_t = \begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix}$ ,  $\mathbf{Y}_{t-1} = \begin{pmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{pmatrix}$ ,  $\Phi_1 = \begin{pmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} \end{pmatrix}$  και  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$ . Το υπόδειγμα αυτό μπορεί να γραφεί ως VMA( $\infty$ ), χρησιμοποιώντας όμως τους συντελεστές του VAR(1) υποδείγματος, βάσει των σχέσεων (2.22) και (2.23), ως εξής:

$$\mathbf{Y}_t = \Phi_1 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \Phi_1^2 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} + \Phi_1^3 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-3} + \dots + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.24)$$

Εν συνεχεία, η σχέση (2.24) γράφεται αναλυτικότερα ως

$$\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} + \Phi_1^2 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} + \Phi_1^3 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-3} + \dots + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.25)$$

Στη σχέση (2.25) είναι πλέον εμφανές ότι μία μονάδα διαταραχής  $\varepsilon_{1,t-1}$  (που συνέβη ένα χρόνο πριν) θα επηρεάσει την  $Y_{1,t}$  (σήμερα) κατά  $\varphi_{11}$  και την  $Y_{2,t}$  (σήμερα) κατά  $\varphi_{21}$  (first-order impulse responses).

Ωστόσο, η ανάλυση Impulse Response βασιζόμενη στα κατάλοιπα δεν λαμβάνει υπόψη την ταυτόχρονη συσχέτιση μεταξύ των διαταραχών σε διαφορετικές εξισώσεις. Η λύση σε αυτό είναι η ορθογωνοποίηση των τυχαίων διαταραχών (orthogonalized impulse response functions, OIR), όπου ο πίνακας των διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεών τους μετατρέπεται σε κάτω τριγωνικός.<sup>49</sup> Συγκεκριμένα, σύμφωνα με την προσέγγιση Cholesky, θέτονται κάποιοι περιορισμοί στα VAR υποδείγματα. Για παράδειγμα, σε ένα διμεταβλητό VAR(p) υπόδειγμα κάθε όρος πολλαπλασιάζεται με τον πίνακα  $\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \alpha & 1 \end{pmatrix}$ , έτσι ώστε τα  $\varepsilon_{1t}$  και  $\varepsilon_{2t}$  να είναι ασυσχέτιστα, ενώ για το  $\alpha$  δίνεται μία εκτίμηση. Επισημαίνεται ότι κάθε φορά, ανάλογα με το πώς εισάγονται τα δεδομένα, θα επηρεάζεται και το αποτέλεσμα του Impulse Response, καθώς αλλάζει η διάσπαση της διακύμανσης, η οποία εξαρτάται από τη σειρά εισαγωγής των μεταβλητών στο VAR υπόδειγμα.

<sup>49</sup> Για περισσότερες πληροφορίες σχετικά με την ορθογωνοποιημένη ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων βλ. Shin and Pesaran, 1998.



## 2.11 Ανακεφαλαίωση

Σκοπός αυτού του κεφαλαίου ήταν η συνοπτική περιγραφή των βασικών γραμμικών υποδειγμάτων χρονολογικών σειρών στη μονομεταβλητή περίπτωση, καθώς και ο ορισμός της έννοιας της στασιμότητας και συνολοκλήρωσης με τους αντίστοιχους ελέγχους. Στη συνέχεια, αναπτύχθηκαν τα βασικότερα υποδείγματα που αφορούν την πολυμεταβλητή περίπτωση των χρονολογικών σειρών, δηλαδή τα Διανυσματικά Αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα καθώς και το Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών και ο αντίστοιχος τρόπος εκτίμησής τους. Έπειτα, δόθηκε η έννοια της αιτιότητας και ο έλεγχος κατά Granger, ο οποίος εξετάζει την ύπαρξη βραχυπρόθεσμης αιτιότητας ανάμεσα σε δύο χρονοσειρές. Τέλος, γίνεται μία αναφορά στην Ανάλυση Αιφνιδίων Αντιδράσεων, η οποία συμβάλλει στην κατανόηση των αποτελεσμάτων των πολυμεταβλητών υποδειγμάτων.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

## Εμπειρική Ανάλυση

### 3.1 Εισαγωγή

Πολλές εμπειρικές μελέτες έχουν διεξαχθεί για τον εντοπισμό της σχέσης μεταξύ της χρηματιστηριακής αγοράς και της πραγματικής οικονομίας μιας χώρας. Κύρια ενδιαφέροντα μίας τέτοιας μελέτης είναι αν η χρηματιστηριακή αγορά επηρεάζει ή επηρεάζεται από την οικονομία, αν η σχέση αυτή είναι θετική ή αρνητική, τι συμβαίνει σε βραχυχρόνιο και μακροχρόνιο ορίζοντα και κατά πόσο αυτή η μεταξύ τους σχέση διαφέρει ανάμεσα σε αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες οικονομίες. Στο κεφάλαιο αυτό θα πραγματοποιηθεί μία εμπειρική έρευνα με βασικό στόχο τη διερεύνηση σχέσεων αιτίου-αιτιατού στη διαμόρφωση των τιμών κλεισίματος των γενικών χρηματιστηριακών δεικτών και των τριών μακροοικονομικών μεγεθών που αναπτύχθηκαν στο πρώτο κεφάλαιο, δηλαδή του πληθωρισμού, της ανεργίας και της κατανάλωσης. Συγκεκριμένα, στην παρούσα εργασία, θα μελετηθεί η σχέση και ειδικότερα, η ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών με κάθε ένα μακροοικονομικό παράγοντα που αναφέρθηκε, σε επιλεγμένες αναπτυγμένες αλλά και αναπτυσσόμενες παγκόσμιες οικονομίες.

Αναλυτικότερα, αρχικά παρουσιάζονται τα δεδομένα και η επεξεργασία τους που θα συμβάλει στην περαιτέρω ανάλυση, με τη χρήση του οικονομετρικού προγράμματος E-views. Στη συνέχεια, πραγματοποιείται έλεγχος στασιμότητας σε κάθε χρονοσειρά, ώστε να εξασφαλιστεί σε περίπτωση που δεν υφίσταται, με τρόπο που ορίζει το είδος της τάσης που εμπεριέχει κάθε οικονομική μεταβλητή. Στο επόμενο στάδιο, σε διμεταβλητό πλαίσιο πλέον, για την κάθε υπό μελέτη οικονομία, διεξάγεται έλεγχος της ύπαρξης συνολοκλήρωσης των χρονοσειρών κάθε υποδείγματος. Ακολούθως, αφού βρεθεί για κάθε διμεταβλητό υπόδειγμα, της εκάστοτε οικονομίας, ο κατάλληλος αριθμός υστερήσεων του υποδείγματος VAR, θα διεξαχθεί το κατάλληλο πολυμεταβλητό διανυσματικό υπόδειγμα, σύμφωνα με την ύπαρξη συνολοκλήρωσης. Εν συνεχεία, αναλύεται η αιτιότητα κατά Granger μεταξύ των

χρονοσειρών κάθε υποδείγματος και έπειτα η ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων. Το κεφάλαιο θα ολοκληρωθεί με την προσέγγιση ARDL για τις μεταβλητές που δεν είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης.

### 3.2 Παρουσίαση και Επεξεργασία Δεδομένων

Στη μελέτη θα συμπεριληφθούν εννέα επιλεγμένες οικονομίες τόσο αναπτυγμένες όσο και αναπτυσσόμενες, όπως έχουν αναγνωριστεί σύμφωνα με το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο (Δ.Ν.Τ.). Όλες οι χώρες που μετέχουν στην ανάλυση (πλην της Ελλάδας) είναι μέλη της ομάδας G20 και είναι ως ακολούθως<sup>50</sup>:

- Ιαπωνία
- Αργεντινή
- Βραζιλία
- Ρωσία
- Γερμανία
- Αυστραλία
- Τουρκία
- Γαλλία και
- Ελλάδα.

Για την ανάλυση, σε κάθε οικονομία, χρησιμοποιήθηκαν τέσσερις μεταβλητές:

- ο γενικός χρηματιστηριακός δείκτης (σε τρέχουσες τιμές εκφρασμένες σε μονάδες εθνικού νομίσματος),
- ο δείκτης ανεργίας - μεταβλητή UNEMPLOYMENT,
- ο δείκτης τιμών καταναλωτή - μεταβλητή CPI (σε σταθερές τιμές με έτος βάσης υπολογισμού, του αριθμοδείκτη, το 2010) και
- η κατανάλωση - μεταβλητή CONSUMPTION (συνολική, δηλαδή ιδιωτική και κρατική, εκφρασμένη σε τρέχουσες τιμές, σε μονάδες εθνικού νομίσματος).<sup>51</sup>

---

<sup>50</sup> Για την ομάδα G20 βλ. Κεφάλαιο 1, υποσημείωση 1.

<sup>51</sup> Όταν μετασηματίζεται ο δείκτης τιμών καταναλωτή σε πρώτες διαφορές τότε η ποσότητα αυτή αποτελεί μέτρηση του πληθωρισμού.

Οι τιμές των τριών μακροοικονομικών μεταβλητών συλλέχτηκαν από τη βάση δεδομένων του Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD, 2015) και οι τιμές των χρηματιστηριακών δεικτών από τη βάση δεδομένων του Bloomberg. Όλα τα δεδομένα είναι τριμηνιαία και αφορούν μέχρι και το τρίτο τρίμηνο του 2014 για κάθε χώρα.<sup>52</sup> Στον Πίνακα 3.1 δίνονται οι χρηματιστηριακοί δείκτες που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση:

**Πίνακας 3.1**  
**Χρηματιστηριακοί δείκτες υψηλής κεφαλαιοποίησης για τις υπό μελέτη οικονομίες**

<b>ΧΩΡΑ</b>	<b>ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ</b>	<b>ΓΕΝΙΚΟΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ</b>
ΙΑΠΩΝΙΑ	ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΗ	TOPIX
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜΕΝΗ	MERVAL
ΒΡΑΖΙΛΙΑ	ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜΕΝΗ	BOVESPA
ΡΩΣΙΑ	ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜΕΝΗ	RTSI
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΗ	DAX 30
ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΗ	S&P/ASX 200
ΤΟΥΡΚΙΑ	ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜΕΝΗ	BIST 100
ΓΑΛΛΙΑ	ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΗ	CAC 40
ΕΛΛΑΔΑ	ΑΝΑΠΤΥΓΜΕΝΗ	ATHEX COMPOSITE/ GD

Αναφορικά με την επεξεργασία των δεδομένων συνίσταται, πρωτίστως, η χρησιμοποίηση λογαριθμικού μετασχηματισμού, έτσι ώστε να εξασφαλίζεται η στασιμότητα κάθε χρονοσειράς ως προς τη διακύμανση. Ως εκ τούτου, στο εξής όλες οι χρονοσειρές θα μετασχηματιστούν στις αντίστοιχες λογαριθμικές τιμές και στην υπόλοιπη ανάλυση θα αναφέρονται συχνά χωρίς το λογαριθμικό μετασχηματισμό, για λόγους ευκολίας. Εν συνεχεία, απαιτείται ο εντοπισμός των συνθετικών στοιχείων της τάσης και της εποχικότητας. Στην περίπτωση ύπαρξης στοχαστικής τάσης (difference stationary) επισημαίνεται ότι οι χρονοσειρές μετασχηματίζονται, όπως θα διαπιστωθεί ακολούθως (Ενότητα 3.3), σε λογαριθμικές διαφορές, ώστε να εξασφαλιστεί η στασιμότητα της κάθε σειράς ως προς το

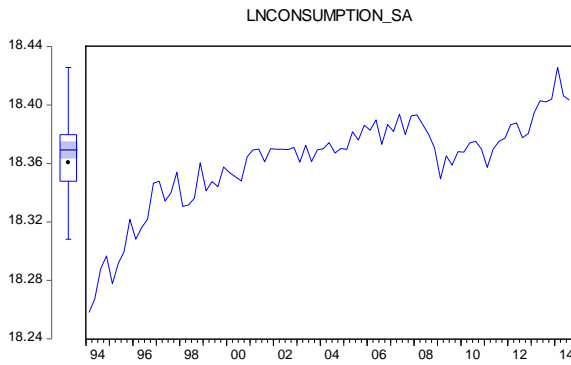
<sup>52</sup> Οι τέσσερις χρονοσειρές που μελετώνται διαφέρουν, ωστόσο, μεταξύ των χωρών στη χρονολογική περίοδο της πρώτης τιμής τους. Για την Ελλάδα τα δεδομένα χρονολογούνται από το πρώτο τρίμηνο του 1995, για την Αργεντινή από το αντίστοιχο τρίμηνο του 2004, για τη Βραζιλία του 1996, για τη Ρωσία του 2003, για τη Γερμανία του 1995, για την Ιαπωνία του 1994, για την Αυστραλία του 1993, για τη Τουρκία του 2006, για την Ινδία του 2005, για την Ιταλία του 1998 και τέλος, για τη Γαλλία από το πρώτο τρίμηνο του 2003.

μέσο. Διασαφηνίζεται ότι στην περίπτωση αυτή μελετώνται οι ρυθμοί μεταβολής της εκάστοτε χρονοσειράς.

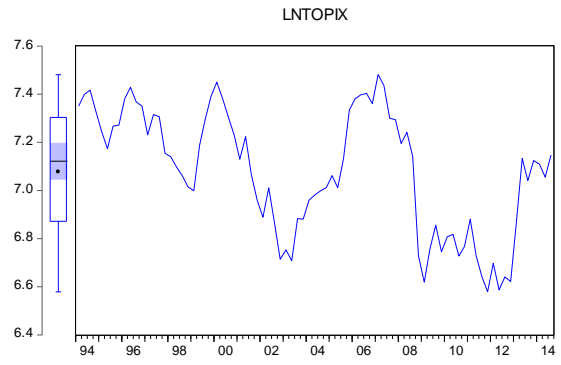
Αναφορικά με το συνθετικό στοιχείο της εποχικότητας, είναι συχνό να εμφανίζεται σε τριμηνιαία δεδομένα, καθώς σχετίζεται με αλλαγές οι οποίες εμφανίζονται μέσα στη διάρκεια ενός έτους με το φαινόμενο της ετήσιας επαναληπτικότητας. Στο Παράρτημα Α παρουσιάζονται οι έλεγχοι στατιστικής σημαντικότητας (συνάρτηση t-statistics) των ψευδομεταβλητών των εποχικών δεικτών και της τάσης (προσδιοριστικής και συγκεκριμένα γραμμικής μορφής) σε κάθε χρονοσειρά.<sup>53</sup> Σε κάθε γραμμικό υπόδειγμα περιλαμβάνονται τρεις εποχικοί δείκτες, για τα τρία από τα τέσσερα τρίμηνα με το τρίμηνο που απουσιάζει να αποτελεί το τρίμηνο βάσης και να ισοδυναμεί στη σταθερά του μοντέλου (διαφορετικά αν δεν συμπεριληφθεί η σταθερά τότε θα έπρεπε να εισαχθούν τέσσερις εποχικοί δείκτες). Για την απαλοιφή της εποχικότητας, αν και εφόσον εντοπίστηκε από τον παραπάνω έλεγχο, χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος X12 που διαθέτει το Eviews.

---

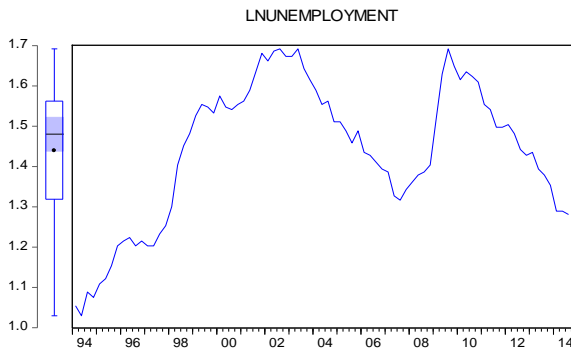
<sup>53</sup> Επισημαίνεται ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας, που χρησιμοποιείται στο Κεφάλαιο 3, θεωρείται δεδομένο και είναι 5%, ώστε να υπάρχει μία ισορροπία τόσο στην ακρίβεια των αποτελεσμάτων (όσο μεγαλύτερο είναι τόσο πιο ακριβές το αποτέλεσμα αλλά μέχρι ένα σημείο γιατί μετά παύει να υφίσταται στατιστική ανάλυση και εγκυρότητα-ακρίβεια των αποτελεσμάτων) όσο και στην αυστηρότητα (που υπάρχει όταν είναι μικρό). Το σφάλμα τύπου I που «πετυχαίνει» τα παραπάνω είναι συνήθως 2-10%.



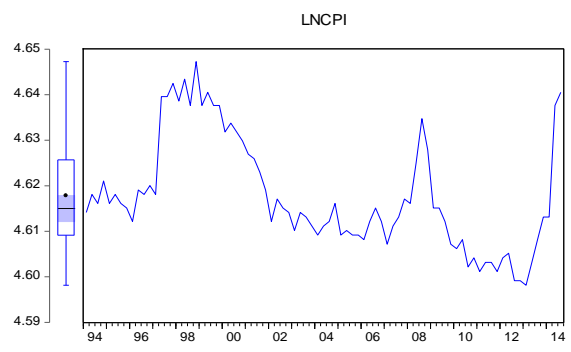
(α) Εξέλιξη της κατανάλωσης



(β) Εξέλιξη τιμής TOPIX

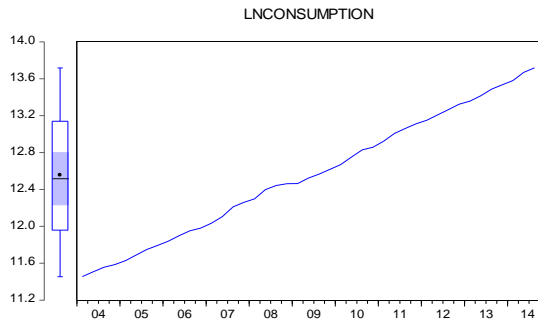


(γ) Εξέλιξη του δείκτη ανεργίας

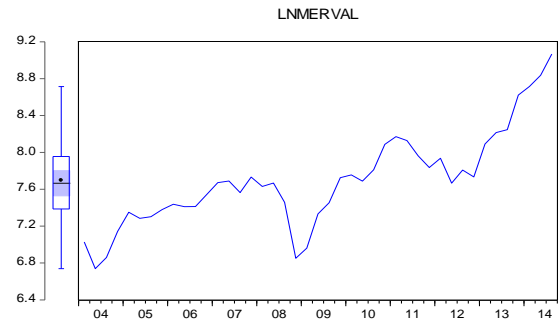


(δ) Εξέλιξη του δείκτη τιμών καταναλωτή

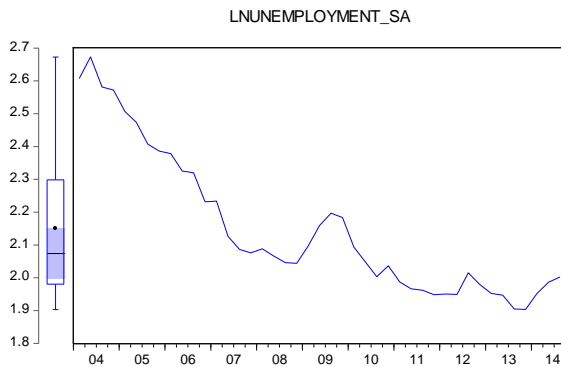
**Διάγραμμα 3.1**  
Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ιαπωνία



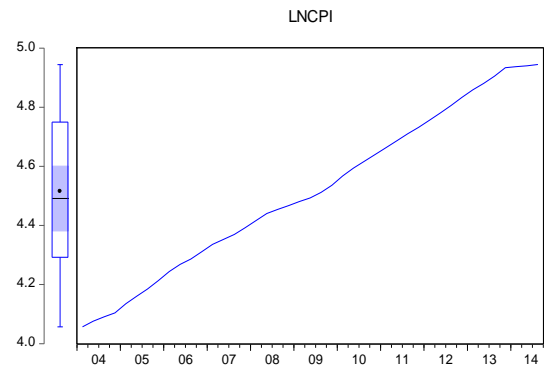
(α) Εξέλιξη της κατανάλωσης



(β) Εξέλιξη τιμής Merval

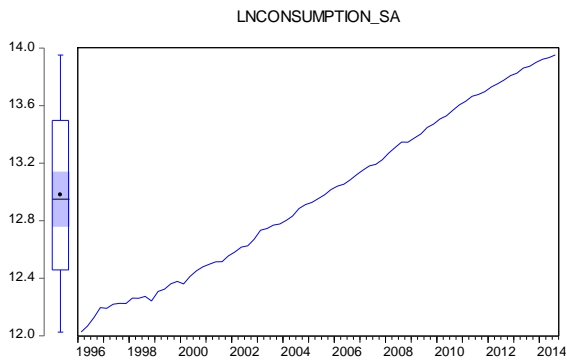


(γ) Εξέλιξη του δείκτη ανεργίας

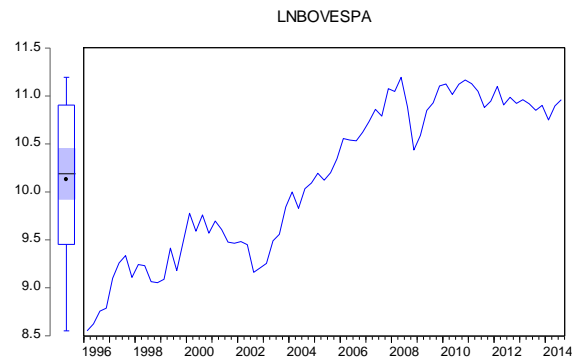


(δ) Εξέλιξη του δείκτη τιμών καταναλωτή

**Διάγραμμα 3.2**  
Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Αργεντινή



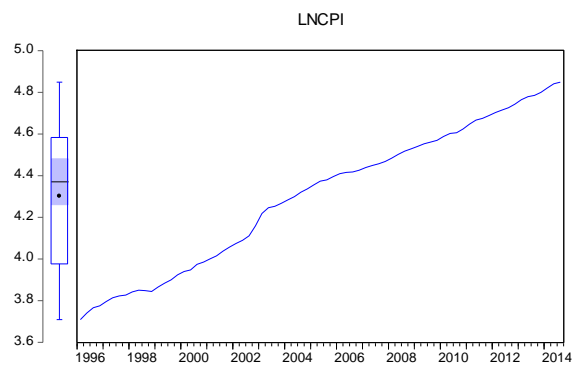
(α) Εξέλιξη της κατανάλωσης



(β) Εξέλιξη τιμής BOVESPA



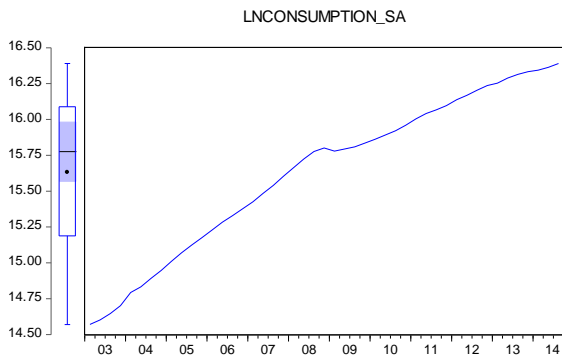
(γ) Εξέλιξη του δείκτη ανεργίας



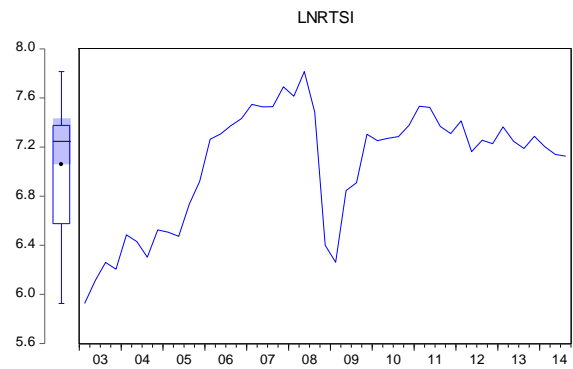
(δ) Εξέλιξη του δείκτη τιμών καταναλωτή

**Διάγραμμα 3.3**  
Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για τη Βραζιλία

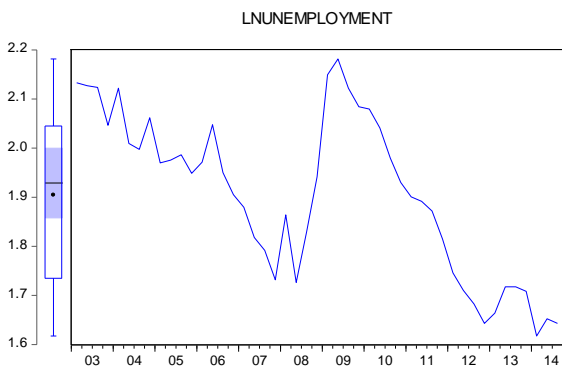




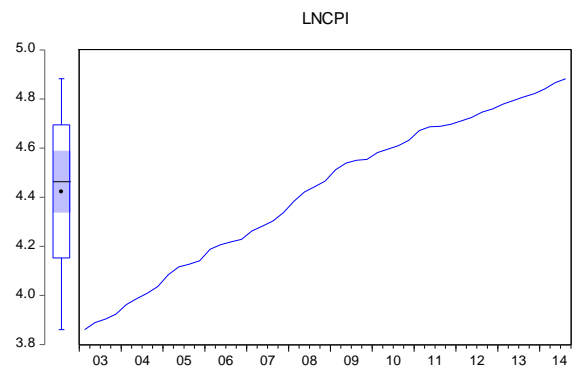
(α) Εξέλιξη της κατανάλωσης



(β) Εξέλιξη τιμής RTSI

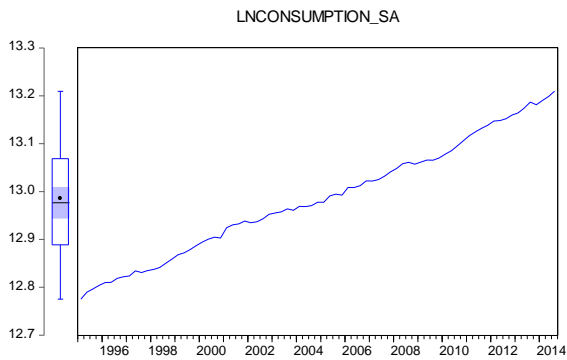


(γ) Εξέλιξη του δείκτη ανεργίας

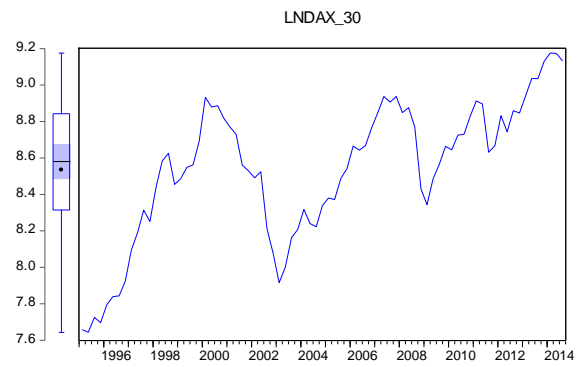


(δ) Εξέλιξη του δείκτη τιμών καταναλωτή

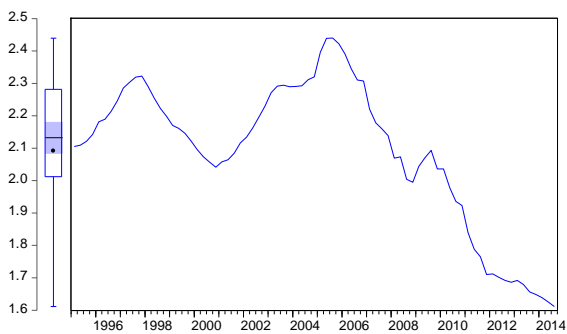
**Διάγραμμα 3.4**  
Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για τη Ρωσία



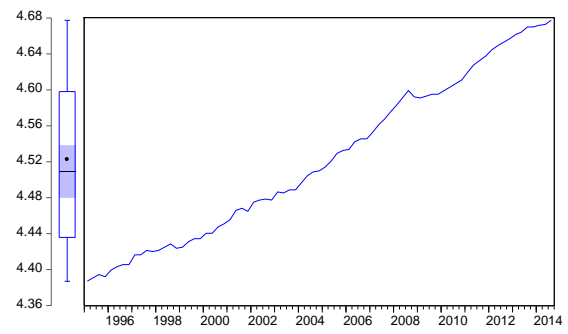
**(α) Εξέλιξη της κατανάλωσης**  
LNUNEMPLOYMENT



**(β) Εξέλιξη τιμής DAX 30**  
LNCPI

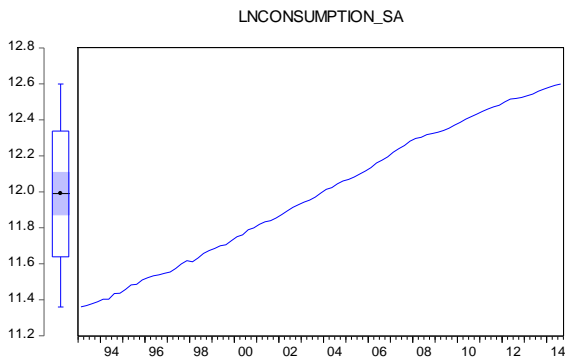


**(γ) Εξέλιξη του δείκτη ανεργίας**

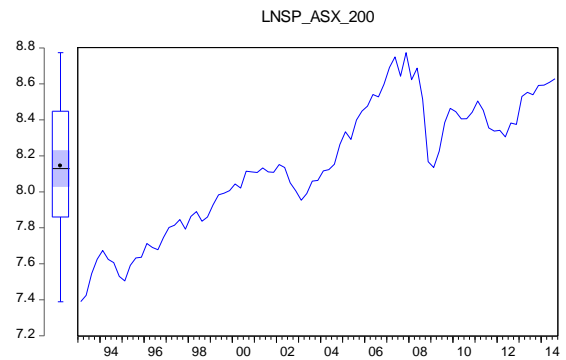


**(δ) Εξέλιξη του δείκτη τιμών καταναλωτή**

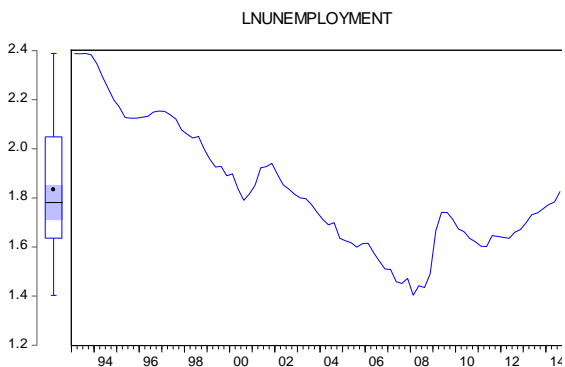
**Διάγραμμα 3.5**  
**Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για τη Γερμανία**



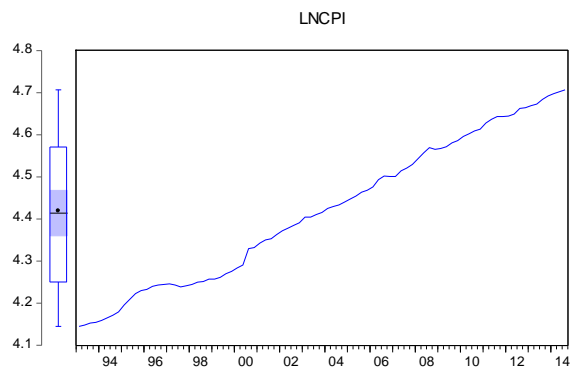
(α) Εξέλιξη της κατανάλωσης



(β) Εξέλιξη τιμής S&P/ASX 200

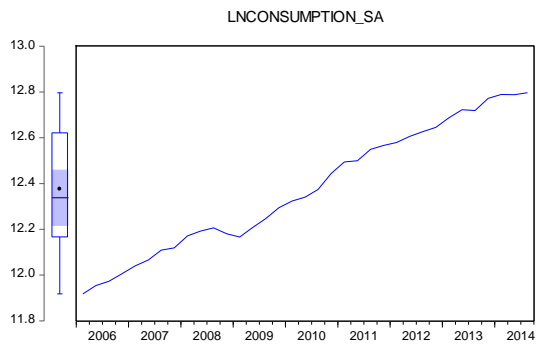


(γ) Εξέλιξη του δείκτη ανεργίας

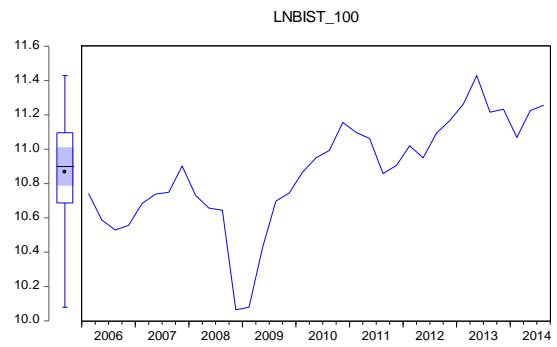


(δ) Εξέλιξη του δείκτη τιμών καταναλωτή

**Διάγραμμα 3.6**  
Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Αυστραλία



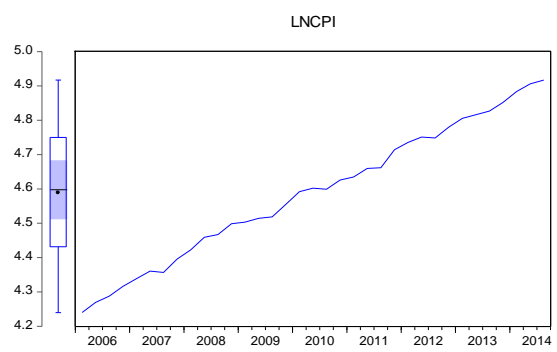
(α) Εξέλιξη της κατανάλωσης



(β) Εξέλιξη τιμής BIST 100

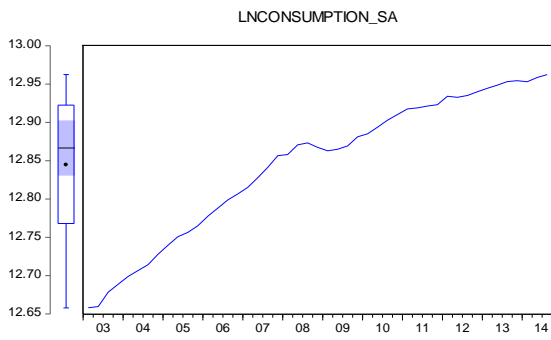


(γ) Εξέλιξη του δείκτη ανεργίας

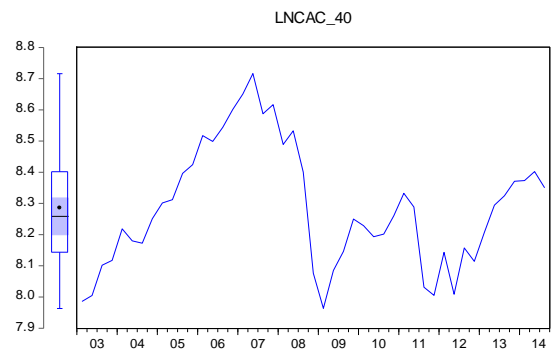


(δ) Εξέλιξη του δείκτη τιμών καταναλωτή

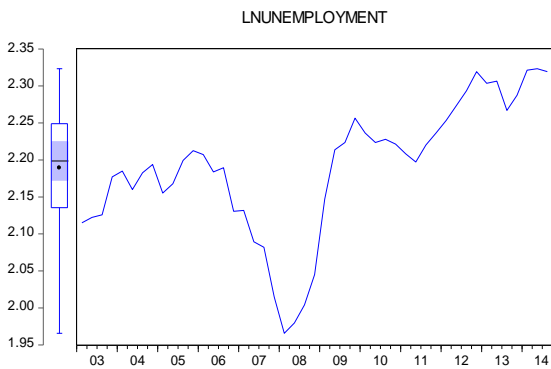
**Διάγραμμα 3.7**  
Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Τουρκία



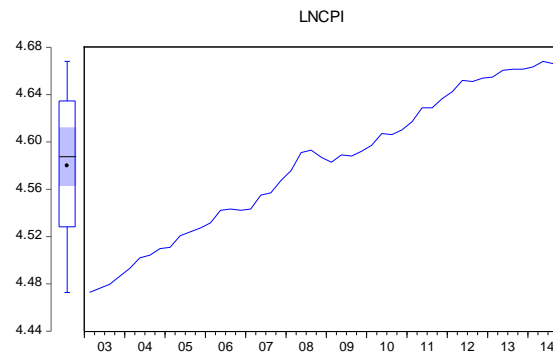
(α) Εξέλιξη της κατανάλωσης



(β) Εξέλιξη τιμής CAC 40

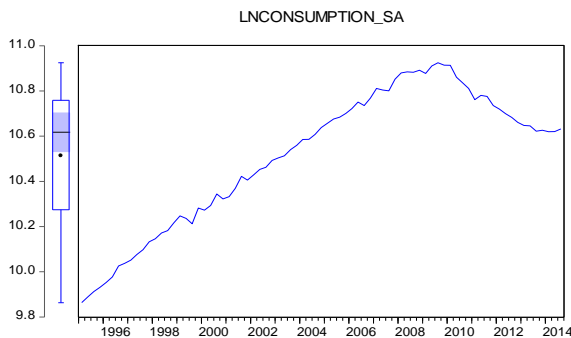


(γ) Εξέλιξη του δείκτη ανεργίας

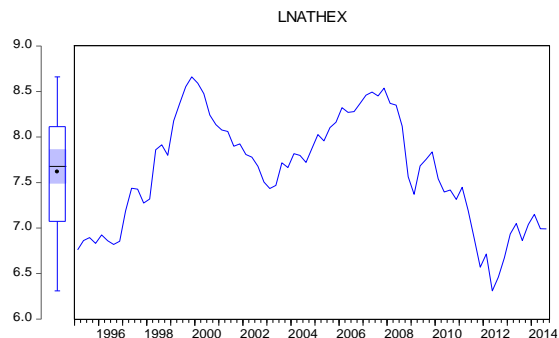


(δ) Εξέλιξη του δείκτη τιμών καταναλωτή

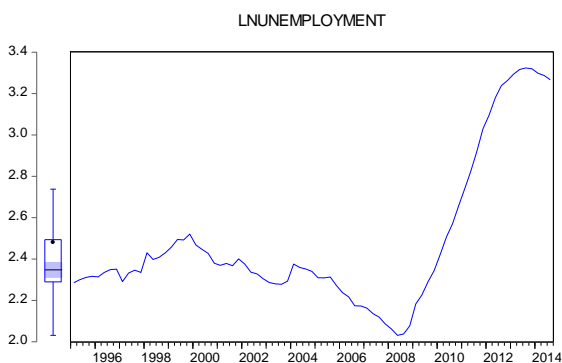
**Διάγραμμα 3.8**  
Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για τη Γαλλία



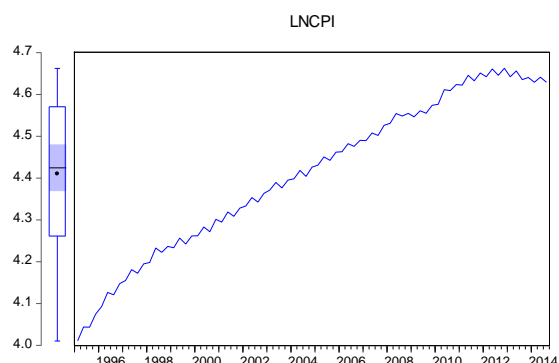
(α) Εξέλιξη της κατανάλωσης



(β) Εξέλιξη τιμής ATHEX COMPOSITE



(γ) Εξέλιξη του δείκτη ανεργίας



(δ) Εξέλιξη του δείκτη τιμών καταναλωτή

**Διάγραμμα 3.9**  
Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ελλάδα

Στα Διαγράμματα 3.1 έως 3.9 αποτυπώνεται η συμπεριφορά των υπό μελέτη μακροοικονομικών και χρηματιστηριακών δεικτών για κάθε χώρα, όπως διαμορφώθηκαν μετά τον λογαριθμικό μετασχηματισμό και την πιθανή απαλοιφή εποχικότητας. Όπως προκύπτει, διαφαίνεται διαχρονικά μία έντονη μεταβλητότητα στις τιμές των χρηματιστηριακών δεικτών και του δείκτη ανεργίας τόσο στις αναπτυγμένες όσο και στις αναπτυσσόμενες χώρες. Επισημαίνεται, ωστόσο, ότι σχεδόν σε όλες τις χώρες ο χρηματιστηριακός δείκτης καταλήγει διαχρονικά σε ανοδική τιμή, εκτός από τους ATHEX, CAC 40 και TOPIX όπου κατά μέσο όρο παραμένει σταθερή η τιμή τους στον χρονικό ορίζοντα που διερευνάται. Επιπλέον, αξιοσημείωτη είναι, βάσει των γραφικών παραστάσεων, η πορεία του δείκτη ανεργίας. Όπως παρατηρείται, οι οικονομίες της Ελλάδας, της Γαλλίας, της Ιαπωνίας και σε μικρότερο βαθμό της Τουρκίας παρουσιάζουν αύξηση διαχρονικά στο δείκτη ανεργίας, ενώ το αντίθετο συμβαίνει με τις χώρες της Αυστραλίας, της Γερμανίας, της Ρωσίας, της Βραζιλίας και της Αργεντινής. Υπάρχει, συνεπώς, ένα κοινό μοτίβο και μία όμοια συμπεριφορά των δύο αυτών δεικτών, όπου η διαφορά τους στο δείκτη ανεργίας έγκειται πιθανότατα στην κρίση της ευρωζώνης, στο διαφορετικό ρυθμό αύξησης του πληθυσμού και συνεπώς της ζήτησης και στο ρυθμό οικονομικής ανάπτυξης της εκάστοτε χώρας. Ωστόσο, οι τιμές της κατανάλωσης και του Δ.Τ.Κ., δεν έχουν έντονες διακυμάνσεις, ενώ είναι αύξουσες συναρτήσεις με έντονη τάση. Εξαιρέση αποτελεί η περίπτωση της Ιαπωνίας όπου οι τιμές της κατανάλωσης και του Δ.Τ.Κ. παρουσιάζουν έντονες διακυμάνσεις, ενώ ταυτόχρονα ο δείκτης τιμών καταναλωτή έχει μικρή ανοδική τάση στον υπό μελέτη χρονικό ορίζοντα.

### **3.3 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας**

Στο σημείο αυτό θα ελεγχθεί η ύπαρξη στασιμότητας των υπό μελέτη χρονοσειρών, ώστε να αποφευχθεί το φαινόμενο της νόθου παλινδρόμησης και να εξαλειφθεί η πιθανή τάση (στοχαστικής μορφής). Διασαφηνίζεται ότι όταν μία μεταβλητή μετατρέπεται σε στάσιμη λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές, τότε αυτό είναι ένδειξη ότι η τάση που περιέχει είναι στοχαστικής μορφής και αυτός ο «κανόνας» έχει χρησιμοποιηθεί ως επιβεβαίωση για σωστή εξειδίκευση της τάσης στα δεδομένα της ανάλυσης.

Για να διαπιστωθεί η στασιμότητα κάθε χρονοσειράς εφαρμόστηκε έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των Dickey-Fuller και συγκεκριμένα ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (ADF).<sup>54</sup> Οι μεταβλητές ελέγχονται για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα τους και αν αυτή υπάρχει τότε ο έλεγχος επαναλαμβάνεται στις πρώτες διαφορές των τιμών της κάθε μεταβλητής. Έστω η ακόλουθη μεταβλητή  $Y$ , η οποία ακολουθεί ένα  $AR(p)$  υπόδειγμα και εξετάζεται ως προς τη στασιμότητά της:

$$y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + u_t$$

Λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές για τη τυχαία μεταβλητή  $Y$ , το υπόδειγμα ADF γίνεται ως εξής:

$$\Delta y_t = \delta + \beta y_{t-1} + \alpha'_1 \Delta y_{t-1} + \alpha'_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \alpha'_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t$$

όπου  $\Delta y_{t-2} = y_{t-2} - y_{t-3}$  κ.ο.κ.,  $\beta = (\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p - 1)$  και  $\alpha'_j$ , για  $j=1,2,\dots,p$ , συναρτήσεις των συντελεστών  $\phi_i$ , για  $i=1,2,\dots,p$ . Η μηδενική υπόθεση που εξετάζεται είναι η  $H_0: \beta=0$  (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) έναντι της εναλλακτικής  $H_1: \beta < 0$  (στάσιμη χρονοσειρά). Τονίζεται ότι αρχικά προσαρμόστηκε το υπόδειγμα σε κάθε μεταβλητή που περιλαμβάνει τη σταθερά και τη γραμμική τάση και στη συνέχεια το υπόδειγμα που περιλαμβάνει μόνο τη σταθερά (σε περίπτωση μη στατιστικά σημαντικής τάσης), μέχρι την εύρεση ενός υποδείγματος με στατιστικά σημαντικές εκτιμήσεις των παραμέτρων. Διευκρινίζεται ότι το E-views χρησιμοποιεί για τον έλεγχο ADF τις κριτικές τιμές Mackinnon.

Για την επιλογή του αριθμού των υστερήσεων ( $p$ ) στον έλεγχο ADF έχει δειχθεί από τους Said και Dickey (1984) ότι ένα  $ARIMA(p,1,q)$  υπόδειγμα μπορεί να προσεγγισθεί με ένα πεπερασμένο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα στις πρώτες διαφορές, δηλαδή με ένα  $ARIMA(n,1,0)$  όπου η τάξη  $n$  δεν μπορεί να υπερβαίνει το  $T^{1/3}$ , όπου  $T$  το πλήθος των παρατηρήσεων. Επομένως, κάθε μορφής υπόδειγμα μπορεί να ελεγχθεί για την ύπαρξη

---

<sup>54</sup> Μία συνήθης τακτική σε μελέτες ανάλυσης χρονοσειρών για τον έλεγχο στασιμότητας είναι να εφαρμόζεται συμπληρωματικά η μη-παραμετρική εκδοχή του ελέγχου Phillips-Perron (PP) και όταν υπάρχει ασυμφωνία των ελέγχων ADF και PP, τότε ο ερευνητής να καταφεύγει στον έλεγχο Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS) για την τελική απόφαση περί στασιμότητας. Συγκεκριμένα, οι Kwiatkowski et. al (1992) παρουσίασαν ένα έλεγχο σύμφωνα με τον οποίο η μηδενική υπόθεση αναφέρει ότι μια χρονική σειρά είναι στάσιμη, σε αντίθεση με τους άλλους δύο ελέγχους όπου η μηδενική υπόθεση είναι ότι η χρονοσειρά περιλαμβάνει μοναδιαία ρίζα. Ωστόσο, όπως αναφέρθηκε στο Κεφάλαιο 2, ο έλεγχος PP αποτελεί μία ανεπαρκή εφαρμογή των ADF ελέγχων και κρίνεται ασφαλές να μην εφαρμοστεί στην ανάλυση.



μοναδιαίας ρίζας αφού προσεγγισθεί με ένα πεπερασμένο αυτοπαλινδρομικό, όπου ο μέγιστος αριθμός των υστερήσεων δεν υπερβαίνει την ποσότητα  $T^{1/3}$  (Mills, 2003 ; Δημέλη, 2003). Υπενθυμίζεται, επίσης, ότι σύμφωνα με μελέτες για την καταλληλότητα του κριτηρίου, ο έλεγχος ADF εμφανίζει προβληματική συμπεριφορά όταν υπάρχει μεγάλος αριθμός υστερήσεων (Agiakloglou & Newbold, 1991). Η τακτική που εφαρμόστηκε είναι να επιλεγθεί αρχικά ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων και μέσω του πληροφοριακού κριτηρίου AIC (Akaike's Information Criterion) να βρεθεί ο κατάλληλος, ώστε να μην υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα του ADF υποδείγματος. Επισημαίνεται ότι το AIC πληροφοριακό κριτήριο τείνει να υποεκτιμά το πραγματικό lag σε σχέση με το SC (Schwarz criterion) και προτιμάται σε σχέση με το δεύτερο ώστε να αποφευχθεί η προαναφερόμενη προβληματική συμπεριφορά.

Στην παλινδρόμηση των ADF υποδειγμάτων ισχύει πάντα η απουσία αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων (εξ ορισμού). Στο σημείο αυτό αξίζει να αναφερθούν συνοπτικά οι στατιστικοί έλεγχοι για την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων που είναι διαθέσιμοι για έναν ερευνητή (και θα αξιοποιηθούν στην επόμενη ενότητα): **i**) ο έλεγχος Breusch-Godfrey με το στατιστικό κριτήριο του Lagrange Multiplier (LM test), ο οποίος βασίζεται στη μεγιστοποίηση της πιθανοφάνειας υπό περιορισμό **ii**) το στατιστικό Durbin Watson και **iii**) η στατιστική συνάτηση Ljung-Box Q-Statistics.<sup>55</sup> Αναφορικά με τη στατιστική Q των Box και Ljung, η μηδενική υπόθεση που εξετάζεται είναι ότι η χρονοσειρά είναι λευκός θόρυβος, δηλαδή δεν συσχετίζονται (συνεπάγεται και δεν εξαρτώνται, δοθέντος κανονικής κατανομής) οι παρατηρήσεις μεταξύ τους και υπάρχει στασιμότητα (ο λευκός θόρυβος είναι στάσιμη σειρά με  $\gamma_0 = \sigma^2$ ,  $\rho_1 = 1$  και όλες τις υπόλοιπες χαρακτηριστικές εξισώσεις ίσες με μηδέν). Συνοπτικά, στους παραπάνω ελέγχους, σε ένα υπόδειγμα ADF οι αυτοσυσχετίσεις και οι μερικές αυτοσυσχετίσεις είναι κοντά στο μηδέν, τα Q-statistics είναι μη στατιστικά σημαντικά, τα p-values στο LM test είναι μεγαλύτερα του 0,05 (δηλαδή δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης) και τέλος, η τιμή στο στατιστικό DW είναι κοντά στο 2.<sup>56</sup>

<sup>55</sup> Υπάρχουν τρία βασικά κριτήρια για τους ελέγχους μη γραμμικών περιορισμών: το κριτήριο λόγου πιθανοφανειών (Likelihood Ratio), το κριτήριο Wald (Wald Criterion) και το κριτήριο πολλαπλασιαστή Lagrange (Lagrange Multiplier Test) γνωστό και ως Score Test.

<sup>56</sup> Η στατιστική συνάρτηση DW, ορίζεται ως  $DW = 2 - 2\rho$ , όπου  $\rho$  ο συντελεστής γραμμικής αυτοσυσχέτισης. Συνεπώς, ισχύει  $0 \leq DW \leq 4$  εφόσον  $-1 \leq \rho \leq 1$ .

Στους Πίνακες 3.2 έως 3.10 δίνονται συγκεντρωτικά όλα τα αποτελέσματα των ελέγχων ADF για κάθε μία μεταβλητή ανά οικονομία:

**Πίνακας 3.2**  
**Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCONSUMPTION (Level)**

ΧΩΡΑ	Σταθερά	Τάση	t-statistic	p-value	Max lags	lags	Αποτέλεσμα Ελέγχου
ΙΑΠΩΝΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-3,27	0,077	4	4	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-3,88	0,022	4	4	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΒΡΑΖΙΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2,03	0,571	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΡΩΣΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	1,74	0,979	4	2	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	4,62	1,000	4	4	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	19,21	1,000	4	0	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΤΟΥΡΚΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2,26	0,441	3	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΓΑΛΛΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	3,50	0,999	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΕΛΛΑΔΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	0,97	0,911	4	3	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη

**Πίνακας 3.3**  
**Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCONSUMPTION (1<sup>st</sup> Differences)**

ΧΩΡΑ	Σταθερά	Τάση	t-statistic	p-value	Max lags	lags	Αποτέλεσμα Ελέγχου
ΙΑΠΩΝΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-3,64	0,000	4	3	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΒΡΑΖΙΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-3,44	0,012	4	4	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΡΩΣΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-4,31	0,006	4	0	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-4,84	0,000	4	3	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-9,67	0,000	4	0	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΤΟΥΡΚΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-4,99	0,000	3	0	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΓΑΛΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-6,07	0,000	4	0	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΕΛΛΑΔΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-3,62	0,003	4	2	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>

**Πίνακας 3.4**  
**Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας του χρηματιστηριακού δείκτη (Level)**

ΔΕΙΚΤΗΣ	Σταθερά	Τάση	t-statistic	p-value	Max lags	lags	Αποτέλεσμα Ελέγχου
TOPIX	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,42	0,139	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
MERVAL	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	1,64	0,973	4	0	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
BOVESPA	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	1,62	0,973	4	0	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
RTSI	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,66	0,087	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
DAX 30	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,23	0,194	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
S&P/ASX 200	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2,81	0,196	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
BIST 100	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2,80	0,206	3	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
CAC 40	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,05	0,261	4	0	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
GD	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-0,08	0,652	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη

**Πίνακας 3.5**  
**Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας του χρηματιστηριακού δείκτη (1<sup>st</sup> Differences)**

ΔΕΙΚΤΗΣ	Σταθερά	Τάση	t-statistic	p-value	Max lags	lags	Αποτέλεσμα Ελέγχου
TOPIX	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-7,82	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
MERVAL	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-5,27	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
BOVESPA	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-8,77	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
RTSI	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-5,22	0,000	4	1	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
DAX 30	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-6,81	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
S&P/ASX 200	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-7,58	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
BIST 100	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-5,17	0,000	3	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
CAC 40	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-5,92	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
GD	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-7,06	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη

**Πίνακας 3.6**  
**Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNUNEMPLOYMENT(Level)**

ΧΩΡΑ	Σταθερά	Τάση	t-statistic	p-value	Max lags	lags	Αποτέλεσμα Ελέγχου
ΙΑΠΩΝΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,46	0,128	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,33	0,165	4	0	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΒΡΑΖΙΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2,22	0,466	4	0	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΡΩΣΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-1,18	0,213	4	0	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-0,90	0,321	4	2	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,32	0,167	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΤΟΥΡΚΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,08	0,252	3	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΓΑΛΛΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	0,53	0,828	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΕΛΛΑΔΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,15	0,224	4	3	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη

**Πίνακας 3.7**  
**Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNUNEMPLOYMENT (1<sup>st</sup> Differences)**

ΧΩΡΑ	Σταθερά	Τάση	t-statistic	p-value	Max lags	lags	Αποτέλεσμα Ελέγχου
ΙΑΠΩΝΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-6,37	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-4,05	0,014	4	2	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
ΒΡΑΖΙΛΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-6,51	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
ΡΩΣΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-6,63	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-3,20	0,023	4	1	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-6,08	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
ΤΟΥΡΚΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-3,25	0,001	3	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
ΓΑΛΛΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-4,46	0,000	4	0	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη
ΕΛΛΑΔΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,13	0,032	4	3	Απορρίπτεται η $H_0$ / Στάσιμη

**Πίνακας 3.8**  
**Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCPI (Level)**

ΧΩΡΑ	Σταθερά	Τάση	t-statistic	p-value	Max lags	lags	Αποτέλεσμα Ελέγχου
ΙΑΠΩΝΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2,39	0,380	4	4	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2,61	0,274	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΒΡΑΖΙΛΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	3,02	0,999	4	3	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΡΩΣΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	1,18	0,937	4	4	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2,22	0,471	4	0	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2,32	0,417	4	1	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΤΟΥΡΚΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2,44	0,349	3	3	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΓΑΛΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-3,42	0,061	4	4	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΕΛΛΑΔΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	1,08	0,926	4	4	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη

**Πίνακας 3.9**  
**Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCPI (1<sup>st</sup> Differences)**

ΧΩΡΑ	Σταθερά	Τάση	t-statistic	p-value	Max lags	lags	Αποτέλεσμα Ελέγχου
ΙΑΠΩΝΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,61	0,009	4	4	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2,64	0,092	4	0	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΒΡΑΖΙΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-3,54	0,009	4	2	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΡΩΣΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-3,52	0,050	4	4	Δεν απορρίπτεται η $H_0$ / Μη στάσιμη
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-3,40	0,013	4	4	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-7,99	0,000	4	0	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΤΟΥΡΚΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-6,54	0,000	3	2	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΓΑΛΛΙΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-4,06	0,002	4	4	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>
ΕΛΛΑΔΑ	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-3,66	0,031	4	4	<b>Απορρίπτεται η <math>H_0</math>/ Στάσιμη</b>

**Πίνακας 3.10**  
**Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCPI (2<sup>nd</sup> Differences)**

ΧΩΡΑ	Σταθερά	Τάση	t-statistic	p-value	Max lags	lags	Αποτέλεσμα Ελέγχου
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-6,21	0,000	4	1	Απορρίπτεται η Η <sub>0</sub> /Στάσιμη
ΡΩΣΙΑ	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-3,63	0,000	4	3	Απορρίπτεται η Η <sub>0</sub> /Στάσιμη

Βάσει των αποτελεσμάτων που παρατίθενται στο Παράρτημα Β, όπου περιλαμβάνονται όλα τα τελικά υποδείγματα ADF που προέκυψαν για κάθε χρονοσειρά, η μεταβλητή LNCONSUMPTION είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές, δηλαδή I(1), για όλες τις χώρες πλην την οικονομία της Αργεντινής όπου είναι στάσιμη στο επίπεδο των τιμών της, I(0). Ο γενικός χρηματιστηριακός δείκτης είναι στάσιμος στις πρώτες διαφορές για όλες τις οικονομίες, όπως ακριβώς και η μεταβλητή LNUNEMPLOYMENT. Η μεταβλητή LNCPI είναι I(1) για όλες τις οικονομίες εκτός από την περίπτωση της Αργεντινής και της Ρωσίας όπου είναι I(2). Διευκρινίζεται ότι ένα λογικό συμπέρασμα που απορρέει είναι ότι όλες οι χρονοσειρές περιλαμβάνουν τάση στοχαστικής μορφής, πλην της LNCONSUMPTION για την περίπτωση της Αργεντινής, η οποία εμπεριέχει προσδιοριστική τάση.

### **3.4 Εύρεση Κατάλληλου Αριθμού Υστερήσεων Διανυσματικού Αυτοπαλίνδρομου Υποδείγματος**

Πρωτού διεξαχθεί η ανάλυση αιτιότητας κατά Granger, χρειάζεται να αποφασιστεί ο κατάλληλος αριθμός υστερήσεων που θα χρησιμοποιηθεί σε κάθε υπόδειγμα για κάθε χώρα, καθώς η αιτιότητα κατά Granger προϋποθέτει την εφαρμογή VAR υποδείγματος στα δεδομένα. Τα διανυσματικά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα (VAR) που θα χρησιμοποιηθούν είναι διμεταβλητά (τέσσερις μεταβλητές και τρία υποδείγματα για κάθε οικονομία) και κάθε υπόδειγμα εξετάζει τη βραχυχρόνια σχέση που έχει ο χρηματιστηριακός δείκτης με κάθε

αντίστοιχο μακροοικονομικό της εκάστοτε χώρας.<sup>57</sup> Υπενθυμίζεται ότι το VAR υπόδειγμα είναι ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και κάθε μία από αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπολοίπων μεταβλητών του συστήματος. Διασαφηνίζεται, ακόμα, όπως έχει αναφερθεί, ότι στην περίπτωση που οι ανά δύο μεταβλητές που εξετάζονται κάθε φορά είναι συνολοκληρωμένες, τότε το κατάλληλο πολυμεταβλητό υπόδειγμα είναι το VEC και όχι το VAR, όπου στην πράξη είναι ένα περιορισμένο υπόδειγμα VAR (*restricted VAR*).<sup>58</sup>

Απαραίτητη προϋπόθεση είναι οι μεταβλητές στο VAR υπόδειγμα (και κατ'επέκταση στο Granger causality) να είναι στάσιμες, με ίδιας τάξης βαθμού ολοκλήρωσης, δηλαδή  $I(0)$  ή  $I(1)$  και οι δύο.<sup>59</sup> Στην πρώτη περίπτωση το υπόδειγμα ονομάζεται VAR in levels, ενώ στη δεύτερη VAR in first differences. Οι υποθέσεις περί στασιμότητας, πρακτικά, δείχνουν ότι οι μεταβλητές του VAR συστήματος δεν θα πρέπει να έχουν τάση, εποχικότητα και διακυμάνσεις που μεταβάλλονται διαχρονικά. Σε περίπτωση που η μία χρονοσειρά είναι  $I(0)$  και η άλλη  $I(1)$  (ακόμα και οι δύο της ίδιας τάξης), τότε χρησιμοποιείται από πολλούς ερευνητές, όπως και στην προκειμένη ανάλυση, μία σχετικά πρόσφατη μέθοδος, η προσέγγιση του Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL), η οποία αναπτύχθηκε από τους Pesaran et. al (2001) και η οποία θα αναλυθεί σε ξεχωριστή ενότητα του κεφαλαίου.

Αναφορικά με τον αριθμό των υστερήσεων (lags), ο μέγιστος αριθμός που μπορεί να εφαρμοστεί στο κάθε υπόδειγμα VAR είναι τέσσερις υστερήσεις, καθώς τα δεδομένα της ανάλυσης είναι τριμηνιαία και δεν υπάρχει πληροφορία για συγκεκριμένα χρονικά δεδομένα που να έχουν ιδιαίτερη επιρροή στην πρόβλεψη του χρηματιστηριακού δείκτη.<sup>60</sup> Είναι λογικό ότι στην περίπτωση που χρησιμοποιείται VAR in first differences, τότε ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων που μπορεί να χρησιμοποιηθεί είναι τρεις. Για την εύρεση του κατάλληλου αριθμού υστερήσεων σε κάθε υπόδειγμα χρησιμοποιούνται δύο διαφορετικές εφαρμογές, η πρώτη αφορά στο LR τεστ (Likelihood Ratio) και η δεύτερη στα διάφορα πληροφοριακά κριτήρια, όπως AIC (Akaike's Information Criterion), FPE (final prediction error), SC

---

<sup>57</sup> Προτιμήθηκαν έναντι των πολυμεταβλητών υποδειγμάτων VAR (με τέσσερις μεταβλητές) γιατί είναι πιο απλά στην πράξη και κυρίως, στην κατανόηση των συμπερασμάτων που προκύπτουν. Εξάλλου, στην προκειμένη μελέτη ερευνάται το κατά πως επηρεάζεται ο χρηματιστηριακός δείκτης από κάθε ένα μακροοικονομικό παράγοντα χωριστά και δεν ενδιαφέρει να βρεθεί ένα υπόδειγμα που να περιλαμβάνει όλη την πληροφορία συγκεντρωμένη για τον εκάστοτε χρηματιστηριακό δείκτη.

<sup>58</sup> Βλ. Κεφάλαιο 2.

<sup>59</sup> Ωστόσο, υπάρχουν και διαφωνίες καθώς, θεωρείται ότι τα υποδείγματα VAR είναι προτιμότερο να εφαρμόζονται σε μη στάσιμες χρονοσειρές (Toda, H. Y and T. Yamamoto, 1995), όπου ερευνάται έλεγχος για non causality. Επιπρόσθετα τα μοντέλα VAR εφαρμόζονται από πολλούς ερευνητές και σε διαφορετικής τάξης ολοκληρωμένες σειρές, αλλά δεν υπάρχει καλή προσαρμογή των δεδομένων και οι εκτιμητές δεν είναι συνεπείς.

<sup>60</sup> Βλ. Enders, 1995, pp. 312-315.

(Schwarz criterion), HQ (the Hannan & Quinn criterion), οι τιμές των οποίων υπολογίζονται αυτόματα από διάφορα στατιστικά πακέτα, και τα οποία συνήθως χρησιμοποιούνται συμπληρωματικά του κριτηρίου LR.<sup>61</sup> Συνήθως, τα πληροφοριακά κριτήρια που χρησιμοποιούνται περισσότερο, για τον προσδιορισμό της καλής προσαρμογής, είναι τα Akaike και Schwarz. Απαραίτητο, για τον αριθμό στον οποίο καταλήγει ο κάθε ερευνητής, είναι να μην υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, καθώς και ομοσκεδαστικότητα και κανονικότητα. Έτσι, όταν δεν ισχύουν οι υποθέσεις των καταλοίπων (κυρίως όταν υπάρχει αυτοσυσχέτιση) για τον αριθμό που προτείνει το πληροφοριακό κριτήριο (ή τα διάφορα πληροφοριακά κριτήρια), εξετάζεται ο επόμενος αριθμός υστερήσεων. Τονίζεται ότι τα δείγματα είναι σχετικά μεγάλα και μπορεί να γίνει επίκληση του Κεντρικού Οριακού Θεωρήματος (Κ.Ο.Θ.), για την περίπτωση που δεν ισχύει η κανονικότητα των καταλοίπων.<sup>62</sup> Αξιοσημείωτο, επίσης, είναι να λαμβάνεται υπόψιν ότι όταν ο αριθμός των lags είναι πολύ μικρός τότε το υπόδειγμα δεν είναι καλά ορισμένο (δεν έχει καλή προσαρμογή), ενώ όταν είναι πολύ μεγάλος τότε «χάνονται» βαθμοί ελευθερίας.<sup>63</sup>

Στους Πίνακες 3.11 έως 3.19 παρουσιάζονται οι βέλτιστοι αριθμοί των υστερήσεων (*Optimal number of lags*) για κάθε διμεταβλητό VAR (ή VEC) υπόδειγμα ανά χώρα, που θα χρησιμοποιηθούν στη συνέχεια της ανάλυσης:

---

<sup>61</sup> Για περισσότερες πληροφορίες βλ. Lütkepohl, 2005, pp. 142-157.

<sup>62</sup> Σύμφωνα με το Κεντρικό Οριακό Θεώρημα, αν από έναν πληθυσμό που ακολουθεί οποιαδήποτε κατανομή με μέση τιμή  $\mu$  και διασπορά  $\sigma^2$ , επιλεγθούν τυχαία δείγματα μεγέθους  $n$  και υπολογιστούν οι δειγματικοί μέσοι, τότε για μεγάλα  $n$  (θεωρητικά  $n \rightarrow \infty$ ) η κατανομή αυτών των μέσων (των δειγματικών) είναι κατά προσέγγιση κανονική κατανομή με μέση τιμή επίσης  $\mu$  και διασπορά  $\sigma^2/n$ .

<sup>63</sup> Βλ. Enders, 1995, p. 313.



**Πίνακας 3.11**  
**Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για την Ιαπωνία**

LNTOPIX	Number of Integration	Number of lags based on LR	Optimal number of lags <sup>64</sup>	LM test p-value	NORMALITY test p-value	HETEROSKEDASTICITY test p-value
	I(1)					
LNCONSUMPTION_SA	I(1)	3	3	0,4683	0,6557	0,0706
LNUNEMPLOYMENT	I(1)	2	2	0,9532	0,3239	0,7612
LNCPI	I(1)	2	3	0,5486	0	0,4120

**Πίνακας 3.12**  
**Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για την Αργεντινή**

LNMERVAL	Number of Integration	Number of lags based on LR	Optimal number of lags	LM test p-value	NORMALITY test p-value	HETEROSKEDASTICITY test p-value
	I(1)					
LNCONSUMPTION	I(0)	-	-	-	-	-
LNUNEMPLOYMENT_SA	I(1)	0	1	0,7988	0,0122	0,3823
LNCPI	I(2)	-	-	-	-	-

**Πίνακας 3.13**  
**Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για τη Βραζιλία**

LNBOVESPA	Number of Integration	Number of lags based on LR	Optimal number of lags	LM test p-value	NORMALITY test p-value	HETEROSKEDASTICITY test p-value
	I(1)					
LNCONSUMPTION_SA	I(1)	0	2	0,0521	0,0046	0,0929
LNUNEMPLOYMENT	I(1)	0	1	0,2032	0	0,3767
LNCPI	I(1)	3	3	0,2896	0,0001	0,2755

<sup>64</sup> Προκύπτει μετά από την εξέταση των υποθέσεων των καταλοίπων αλλά, ταυτοχρόνως, και της καλύτερης δυνατής προσαρμογής του υποδείγματος.

**Πίνακας 3.14****Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για τη Ρωσία**

LNRTSI	Number of Integration	Number of lags based on LR	Optimal number of lags	LM test p-value	NORMALITY test p-value	HETEROSKEDASTICITY test p-value
	I(1)					
LNCONSUMPTION_SA	I(1)	1	2	0,2097	0	0,2389
LNUNEMPLOYMENT	I(1)	0	1	0,2254	0	0,0477
LNCPI	I(2)	-	-	-	-	-

**Πίνακας 3.15****Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για τη Γερμανία**

LNDAX_30	Number of Integration	Number of lags based on LR	Optimal number of lags	LM test p-value	NORMALITY test p-value	HETEROSKEDASTICITY test p-value
	I(1)					
LNCONSUMPTION_SA	I(1)	0	1	0,2991	0	0,9210
LNUNEMPLOYMENT	I(1)	2	2	0,6974	0	0,6199
LNCPI	I(1)	1	1	0,3254	0,0028	0,7553

**Πίνακας 3.16****Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για την Αυστραλία**

LNSP_ASX_200	Number of Integration	Number of lags based on LR	Optimal number of lags	LM test p-value	NORMALITY test p-value	HETEROSKEDASTICITY test p-value
	I(1)					
LNCONSUMPTION_SA	I(1)	0	1	0,5818	0	0,4294
LNUNEMPLOYMENT	I(1)	1	1	0,1425	0	0
LNCPI	I(1)	0	1	0,9541	0	0,0938

**Πίνακας 3.17**  
**Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για την Τουρκία**

LNBIST_100	Number of Integration	Number of lags based on LR	Optimal number of lags	LM test p-value	NORMALITY test p-value	HETEROSKEDASTICITY test p-value
	I(1)					
LNCONSUMPTION_SA	I(1)	3	3	0,6966	0,0018	0,7447
LNUNEMPLOYMENT	I(1)	1	2	0,4527	0	0,7114
LNCPI	I(1)	3	3	0,6494	0	0,9624

**Πίνακας 3.18**  
**Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για τη Γαλλία**

LNCAC_40	Number of Integration	Number of lags based on LR	Optimal number of lags	LM test p-value	NORMALITY test p-value	HETEROSKEDASTICITY test p-value
	I(1)					
LNCONSUMPTION_SA	I(1)	1	1	0,8784	0	0,7792
LNUNEMPLOYMENT	I(1)	1	1	0,7411	0	0,0599
LNCPI	I(1)	0	1	0,0852	0,0012	0,0190

**Πίνακας 3.19**  
**Βέλτιστοι αριθμοί υστερήσεων των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων για την Ελλάδα**

LNATHEX	Number of Integration	Number of lags based on LR	Optimal number of lags	LM test p-value	NORMALITY test p-value	HETEROSKEDASTICITY test p-value
	I(1)					
LNCONSUMPTION_SA	I(1)	3	3	0,2302	0,6727	0,6144
LNUNEMPLOYMENT	I(1)	2	2	0,2103	0,1073	0,5359
LNCPI	I(1)	2	3	0,2929	0,5338	0,4518

Αναλυτικότερα τα κριτήρια επιλογής των lags, καθώς και οι έλεγχοι υποθέσεων των καταλοίπων των δυναμικών πολυμεταβλητών υποδειγμάτων δίνονται στο Παράρτημα Γ. Είναι εμφανές ότι τα υποδείγματα VAR ή VEC δεν μπορούν να εφαρμοστούν στις εξής περιπτώσεις: LNMERVAL-LNCONSUMPTION, LNMERVAL-LNCPI, LRTSI-LNCPI. Για την πρώτη περίπτωση έχει αναφερθεί ότι θα εφαρμοστεί, στη συνέχεια της ανάλυσης, η μέθοδος συνολοκλήρωσης με την προσέγγιση ARDL. Για τις άλλες δύο περιπτώσεις δεν υφίσταται συνολοκλήρωση και δεν μπορεί να εφαρμοστεί η ανάλυση VAR για τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger, καθώς θα έχει μη αξιόπιστα αποτελέσματα.

### 3.5 Έλεγχος Συνολοκλήρωσης

Η έννοια της συνολοκλήρωσης σχετίζεται άμεσα με την έννοια της κατάστασης μακροχρόνιας σταθεράς ισορροπίας. Ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης, όπως έχει αναφερθεί, υφίσταται μόνο στην περίπτωση που όλες οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης, εκτός από την προσέγγιση ARDL που θα αναλυθεί στη συνέχεια.<sup>65</sup> Επιπρόσθετα, η τάξη συνολοκλήρωσης, δηλαδή ο αριθμός των ανεξάρτητων διανυσμάτων συνολοκλήρωσης, μπορεί να είναι το πολύ  $p-1$ , όπου  $p$  το πλήθος των μεταβλητών. Στην περίπτωση των διμεταβλητών δυναμικών υποδειγμάτων, αν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται, τότε το διάνυσμα της συνολοκλήρωσης είναι μοναδικό.

Για την εξέταση της συνολοκλήρωσης στις υπό μελέτη μεταβλητές, έχει γίνει χρήση της μεθόδου της μιας εξίσωσης καθώς υπάρχει μόνο ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης (το πολύ). Ο πιο γνωστός έλεγχος, στην κατηγορία αυτή, είναι ο έλεγχος των Engle-Granger, ο οποίος και

---

<sup>65</sup> Αναφέρεται ότι η συνολοκλήρωση στις αρχικές τιμές των μεταβλητών συνεπάγεται και τη συνολοκλήρωση των λογαριθμικών τιμών αλλά το αντίστροφο δεν ισχύει.

έχει εφαρμοστεί στα πλαίσια της ανάλυσης.<sup>66</sup> Έστω η ακόλουθη παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} + \dots + \alpha_k x_{kt}$$

η οποία εκτιμάται με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και στη συνέχεια, υπολογίζονται τα κατάλοιπα ως

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 x_{1t} - \hat{\alpha}_2 x_{2t} - \dots - \hat{\alpha}_k x_{kt} \quad (3.1)$$

Για να είναι συνολοκληρωμένες οι χρονοσειρές  $X$  και  $Y$  πρέπει τα κατάλοιπα της σχέσης (3.1) να είναι στάσιμα, οπότε και εφαρμόζεται, κατά τα γνωστά, έλεγχος ADF ως (έστω τα κατάλοιπα ότι είναι AR(1))

$$\hat{u}_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

και λαμβάνοντας πρώτες διαφορές

$$\Delta \hat{u}_t = (\phi_1 - 1) \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου περί μη στασιμότητας των καταλοίπων συνεπάγεται την απουσία σχέσεως συνολοκλήρωσης. Το Eviews χρησιμοποιεί για τον έλεγχο των Engle-Granger τις κριτικές τιμές Mackinnon.

---

<sup>66</sup> Σε περίπτωση πολυμεταβλητού υποδείγματος, καταλληλότερος έλεγχος είναι ο έλεγχος Johansen, μέθοδος που ανήκει στην κατηγορία μεθόδων συστήματος εξισώσεων και που χρησιμοποιεί εκτίμηση με τη μέθοδο μέγιστης πιθανοφάνειας, όπου πλεονεκτεί ο έλεγχος ίχνους (trace test), (βλ. Κεφάλαιο 2) έναντι του ελέγχου της μέγιστης ιδιοτιμής, σύμφωνα με τους Hubrick et. al (2001, όπως αναφέρεται στο Lütkepohl, Saikkonen and Trenkler, 2001). Ο έλεγχος Johansen εξετάζει τόσο την ύπαρξη συνολοκλήρωσης όσο και το βαθμό, δηλαδή την τάξη συνολοκλήρωσης και αναμένεται το διάνυσμα συνολοκλήρωσης να μην είναι μοναδικό. Υπάρχουν όμως σοβαρά προβλήματα ερμηνείας, όπως για παράδειγμα, ποιο από τα διανύσματα πράγματι αντιστοιχεί στην υποτιθέμενη μακροχρόνια σχέση (πρόβλημα ταυτοποιήσεως) ή ποιά είναι η σημασία των υπολοίπων διανυσμάτων, κάτι που δεν υφίσταται όταν μελετάται η σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο μεταβλητών όπου μπορεί να εφαρμοστεί η μέθοδος Engle-Granger (Maddala and Kim, 2004, pp. 173-175).

**Πίνακας 3.20**  
**Αποτελέσματα ελέγχου συνολοκλήρωσης Engle-Granger των ανά δύο υπό μελέτη**  
**χρονοσειρών**

ΧΩΡΑ	Μεταβλητές στην Παλινδρόμηση Συνολοκλήρωσης	t-statistic	p-value	Αποτελέσματα Ελέγχων
ΙΑΠΩΝΙΑ	LNTOPIX- LNCONSUMPTION_SA	-2,567	0,260	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
	LNTOPIX- LNUNEMPLOYMENT	-2,443	0,312	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
	LNTOPIX-LNCPI	-2,747	0,194	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	LNMERVAL- LNCONSUMPTION	-	-	-
	LNMERVAL- LNUNEMPLOYMENT_SA	-0,663	0,948	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
	LNMERVAL-LNCPI	-	-	-
ΒΡΑΖΙΛΙΑ	LNBOVESPA- LNCONSUMPTION_SA	-2,397	0,334	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
	LNBOVESPA- LNUNEMPLOYMENT	-2,826	0,169	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
	LNBOVESPA-LNCPI	-2,350	0,356	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
ΡΩΣΙΑ	LNRTSI- LNCONSUMPTION_SA	-2,886	0,043	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
	LNRTSI- LNUNEMPLOYMENT	-2,497	0,295	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
	LNRTSI-LNCPI	-	-	-
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	LNDAX_30- LNCONSUMPTION_SA	-2,552	0,266	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
	LNDAX_30- LNUNEMPLOYMENT	-2,741	0,196	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
	LNDAX_30-LNCPI	-2,715	0,205	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	LNSP_ASX_200- LNCONSUMPTION_SA	-2,951	0,034	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
	LNSP_ASX_200- LNUNEMPLOYMENT	-1,745	0,657	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
	LNSP_ASX_200-LNCPI	-2,828	0,046	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
ΤΟΥΡΚΙΑ	LNBIST_100- LNCONSUMPTION_SA	-2,778	0,198	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
	LNBIST_100- LNUNEMPLOYMENT	-1,373	0,808	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
	LNBIST_100-LNCPI	-2,844	0,178	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>

ΓΑΛΛΙΑ	LNCAC_40- LNCONSUMPTION_SA	-2,042	0,511	Δεν απορρίπτεται η $H_0$
	LNCAC_40- LNUNEMPLOYMENT	-2,276	0,395	Δεν απορρίπτεται η $H_0$
	LNCAC_40-LNCPI	-2,128	0,468	Δεν απορρίπτεται η $H_0$
ΕΛΛΑΔΑ	LNATHEX- LNCONSUMPTION_SA	-1,588	0,728	Δεν απορρίπτεται η $H_0$
	LNATHEX- LNUNEMPLOYMENT	-2,606	0,245	Δεν απορρίπτεται η $H_0$
	LNATHEX-LNCPI	-1,858	0,603	Δεν απορρίπτεται η $H_0$

Στον Πίνακα 3.20 δίνονται τα αποτελέσματα του ελέγχου συνολοκλήρωσης, για τις μεταβλητές με ίδια τάξη ολοκλήρωσης, για όλα τα διμεταβλητά υποδείγματα των χωρών της ανάλυσης. Ειδικότερα, τα αποτελέσματα του ελέγχου των Engle-Granger διαφαίνονται στο Παράρτημα Δ. Βάσει των αποτελεσμάτων, συνολοκληρώνεται η χρονοσειρά LNRTSI με την LNCONSUMPTION\_SA, η LNSP\_ASX\_200 με την LNCONSUMPTION\_SA, καθώς και η LNSP\_ASX\_200 με την LNCPI, ενώ όλες οι υπόλοιπες ανά δύο μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται. Αυτό συνεπάγεται ότι στα τρία ζεύγη μεταβλητών υπάρχει μακροχρόνια σχέση αιτιότητας (long run causality) που συνδέει τις ανα δύο μεταβλητές, εφόσον μακροχρόνια ισορροπούν. Πρακτικά, αυτό σημαίνει ότι μακροπρόθεσμα η μία μεταβλητή θα πλησιάζει την άλλη, δηλαδή ο δείκτης RTSI θα προσεγγίζει μακροπρόθεσμα τη συνολική κατανάλωση της Ρωσίας, ενώ ο δείκτης S&P/ASX 200 θα πλησιάζει μακροχρόνια τόσο τη συνολική κατανάλωση της Αυστραλίας όσο και το Δ.Τ.Κ. της ίδιας οικονομίας. Όλες οι υπόλοιπες υπό μελέτη μεταβλητές (ανά δύο) θα απομακρύνονται μεταξύ τους, σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα.

### 3.6 Προσαρμογή Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών και Μακροχρόνια Αιτιότητα

Στην περίπτωση που όλες οι μεταβλητές που εξετάζονται είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως,  $I(1)$ , τότε τα κατάλληλα υποδείγματα που ερμηνεύουν την πληροφορία των δεδομένων είναι τα VAR (διανυσματικά αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα). Σε ένα VAR υπόδειγμα, στην ανηγμένη/λυμένη μορφή, όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και

εκφράζονται ως συνάρτηση των υπολοίπων μεταβλητών του συστήματος των προηγούμενων τιμών, όπως έχει αναφερθεί. Τα VAR υποδείγματα μελετούν τις βραχυχρόνιες σχέσεις των μεταβλητών και αιχμαλωτίζουν τη στατική αλλά και τη δυναμική αλληλεπίδραση. Ωστόσο, όταν οι μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες και υπάρχει τουλάχιστον ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης, τότε η βραχυχρόνια σχέση ανισορροπίας διατυπώνεται σε ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VECM ή συντομότερα VEC, όταν εξετάζεται πάνω από μία ενδογενή μεταβλητή, όπως στην περίπτωση του διμεταβλητού υποδείγματος).

Τα υποδείγματα διόρθωσης λαθών μελετούν τις βραχυχρόνιες μεταβολές των μεταβλητών, διορθώνοντας ταυτόχρονα τη τιμή της ενδογενούς μεταβλητής για το σφάλμα βραχυχρόνιας ανισορροπίας (από τη μακροχρόνια ισορροπία/επίπεδο) της προηγούμενης περιόδου. Όσο μεγαλύτερα είναι τα σφάλματα ανισορροπίας (ή συντελεστές προσαρμογής) τόσο πιο γρήγορη θα είναι η προσαρμογή της ενδογενούς μεταβλητής στη διόρθωση του λάθους της προηγούμενης περιόδου. Η εκτίμηση των VEC υποδειγμάτων στο E-views αφορά τις βραχυχρόνιες παραμέτρους αλλά και τα σφάλματα ανισορροπίας.

**Πίνακας 3.21**  
**Διμεταβλητά Δυναμικά Υποδείγματα Προσαρμογής των Χρονοσειρών**

	<b>LNCONSUMPTION</b>	<b>LNUNEMPLOYMENT</b>	<b>LNCPI</b>
<b>LNTOPIX</b>	VAR(3)	VAR(2)	VAR(3)
<b>LNMERVAL</b>	ARDL	VAR(1)	-
<b>LNBOVESPA</b>	VAR(2)	VAR(1)	VAR(3)
<b>LNRTSI</b>	VEC(2)	VAR(1)	-
<b>LNDAX_30</b>	VAR(1)	VAR(2)	VAR(1)
<b>LNS&amp;P_ASX_200</b>	VEC(1)	VAR(1)	VEC(1)
<b>LNBIST_100</b>	VAR(3)	VAR(2)	VAR(3)
<b>LNCAC_40</b>	VAR(1)	VAR(1)	VAR(1)
<b>LNATHEX</b>	VAR(3)	VAR(2)	VAR(3)

Στον Πίνακα 3.21 δίνονται συγκεντρωτικά τα υποδείγματα που προσαρμόζονται σε κάθε περίπτωση, βάσει των προηγούμενων ενοτήτων, όπου τα υποδείγματα VEC παρατίθενται στο Παράρτημα Ε. Αναφορικά με την εξέταση της μακροχρόνιας αιτιότητας, στους Πίνακες 3.22 έως 3.24 δίνονται οι εκτιμήσεις των σφαλμάτων ανισορροπίας που προέκυψαν από την εφαρμογή των τριών VEC υποδειγμάτων. Υπενθυμίζεται ότι η εξίσωση υποδείγματος λαθών (ECM) είναι

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t - (1 - \gamma_1)(y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t$$



όπου η τιμή της  $Y$  διορθώνεται για το λάθος ανισορροπίας της προηγούμενης περιόδου το οποίο παριστάνει ο όρος  $y_{t-1}-\alpha_0-\alpha_1x_{t-1}$ .

**Πίνακας 3.22**  
**Εκτίμηση συντελεστών διόρθωσης λαθών για τις μεταβλητές DLNRTSI-  
 DLNCONSUMPTION\_SA**

Error Correction:	D(LNRTSI)	D(LNCONSUMPTION_SA)
<b>CointEq1</b>	0.096301	0.006872
<b>Standard error</b>	(0.04235)	(0.00225)
<b>t-statistic</b>	[ 2.27382]	[ 3.05144]

Για την περίπτωση του δείκτη RTSI με τη συνολική κατανάλωση της Ρωσίας, όπως είναι φανερό στον Πίνακα 3.22, η διόρθωση σφαλμάτων είναι στατιστικά σημαντική για την εξίσωση της διόρθωσης λάθους (ECM) του χρηματιστηριακού δείκτη ( $t\text{-statistic}=|2,273| > 1,96$ ). Συγκεκριμένα, η απόκλιση της τρέχουσας τιμής του χρηματιστηριακού δείκτη από το μακροχρόνιο επίπεδό της διορθώνεται κατά τρίμηνο κατά 0,0963. Μακροχρόνια η τιμή της συνολικής κατανάλωσης της οικονομίας επηρεάζει το χρηματιστηριακό δείκτη (τη μεταβολή του). Αναφορικά με την αντίθετη κατεύθυνση, στην εξίσωση της διόρθωσης λάθους της συνολικής κατανάλωσης, η διόρθωση είναι επίσης στατιστικά σημαντική ( $t\text{-statistic}=|3,0514| > 1,96$ ) και η απόκλιση της τρέχουσας τιμής της κατανάλωσης από το μακροχρόνιο επίπεδό της διορθώνεται κατά τρίμηνο κατά 0,0068. Συνεπώς, εξετάζοντας τη μακροχρόνια σχέση αιτιότητας των δύο χρονοσειρών για την οικονομία της Ρωσίας, η κατανάλωση αποτελεί καθοριστικό παράγοντα για τη μεταβολή του χρηματιστηριακού δείκτη RTSI, σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα, αλλά και αντίστροφα, η τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη επηρεάζει μακροχρόνια την μεταβολή της κατανάλωσης (αμφίδρομη κατεύθυνση μακροχρόνιας αιτιότητας).

**Πίνακας 3.23**  
**Εκτίμηση συντελεστών διόρθωσης λαθών για τις μεταβλητές DLNSP\_ASX\_200-**  
**DLNCONSUMPTION\_SA**

Error Correction:	D(LNSP_ASX_200)	D(LNCONSUMPTION_SA)
<b>CointEq1</b>	-0.137195	0.015733
<b>Standard error</b>	(0.05541)	(0.00518)
<b>t-statistic</b>	[-2.47619]	[ 3.03680]

**Πίνακας 3.24**  
**Εκτίμηση συντελεστών διόρθωσης λαθών για τις μεταβλητές DLNSP\_ASX\_200-**  
**DLNCPI**

Error Correction:	D(LNSP_ASX_200)	D(LNCPI)
<b>CointEq1</b>	-0.107171	0.006246
<b>Standard error</b>	(0.04816)	(0.00390)
<b>t-statistic</b>	[-2.22516]	[ 1.59999]

Σχετικά με τις άλλες δύο μακροχρόνιες σχέσεις αιτιότητας που παρατηρήθηκαν στα δεδομένα και που αφορούν την περίπτωση της Αυστραλίας, όπως διαφαίνεται από τους Πίνακες 3.23 και 3.24, η διόρθωση σφαλμάτων είναι στατιστικά σημαντική για την εξίσωση της διόρθωσης λάθους του χρηματιστηριακού δείκτη με την κατανάλωση της Αυστραλίας ( $t\text{-statistic}=|2,476| > 1,96$ ), όπως και στην εξίσωση της διόρθωσης λάθους του χρηματιστηριακού δείκτη με τον Δ.Τ.Κ. της ίδιας οικονομίας ( $t\text{-statistic}=|2,225| > 1,96$ ). Μακροχρόνια η τιμή της συνολικής κατανάλωσης όπως, επίσης, και η τιμή του Δ.Τ.Κ. επηρεάζουν τη μεταβολή του χρηματιστηριακού δείκτη της Αυστραλίας. Από την άλλη, ο χρηματιστηριακός δείκτης S&P/ASX 200 μακροχρόνια αιτιάζει την μεταβολή της κατανάλωσης ( $t\text{-statistic}=|3,036| > 1,96$ ), αλλά όχι την τιμή του πληθωρισμού ( $t\text{-statistic}=|1,599| < 1,96$ ) της Αυστραλίας (μονόδρομη κατεύθυνση μακροχρόνιας αιτιότητας).

Στο σημείο αυτό, πρέπει να επισημανθεί ότι οι εκτιμήσεις των σφαλμάτων ανισοροπίας πρέπει να είναι αρνητικές. Στην προκειμένη περίπτωση, τα σφάλματα προκύπτουν θετικά για τις δύο περιπτώσεις της Ρωσίας αλλά και για τα υποδείγματα ECM των μεταβλητών  $D(LNCONSUMPTION\_SA) - D(LNSP\_ASX\_200)$ , με εξαρτημένη μεταβλητή τη συνολική κατανάλωση και των  $D(LNCPI)-D(LNSP\_ASX\_200)$ , με εξαρτημένη τον πληθωρισμό. Το γεγονός αυτό συνεπάγεται μία όχι καλή προσαρμογή των αναφερόμενων VEC υποδειγμάτων,

καθώς δεν υπάρχει μακροχρόνια σύγκλιση (converge). Ωστόσο, δοθέντος ότι οι υπόθεσεις περί καταλοίπων ικανοποιούνται, όπως έχουν ελεγχθεί σε προηγούμενη ενότητα, υποθέεται ότι αυτό οφείλεται σε οικονομικές διαρθρωτικές αλλαγές, οι οποίες δεν μπορούν να εντοπιστούν σε μία VAR ανάλυση ανηγμένης μορφής.

### 3.7 Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger

Με τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger εξετάζεται η βραχυπρόθεσμη (μία περίοδο μπροστά) αιτιότητα μεταξύ των μεταβλητών. Τα αποτελέσματα (κατεύθυνση αιτιότητας) επηρεάζονται από τον αριθμό υστερήσεων που υπάρχει στο υπόδειγμα (VAR ή VEC), καθώς και από τη συχνότητα των στοιχείων που χρησιμοποιείται.<sup>67</sup>

Έστω οι δύο χρονολογικές σειρές DLNTOPIX και DLNCONSUMPTION\_SA και το ακόλουθο VAR(3) υπόδειγμα (με τις γνωστές υποθέσεις περί στασιμότητας και καταλοίπων):

$$\left\{ \begin{array}{l} DLNTOPIX_t = \sum_{i=1}^3 \alpha_i DLNTOPIX_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i DLNCONSUMPTION_{SA_{t-i}} + u_t \\ DLNCONSUMPTION_{SA_t} = \sum_{i=1}^3 \gamma_i DLNTOPIX_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \delta_i DLNCONSUMPTION_{SA_{t-i}} + \varepsilon_t \end{array} \right. \quad (3.2)$$

Ο έλεγχος Granger εφαρμόζεται με τη στατιστική συνάρτηση F και για την περίπτωση που εξετάζεται αν η DLNCONSUMPTION\_SA αιτιάζει την DLNTOPIX, ισχύει

$$F = \frac{(SSE^R - SSE)/k}{SSE/df}$$

όπου SSE είναι το άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης (3.2), δηλαδή από την μη περιορισμένη εξίσωση και  $SSE^R$  είναι το άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης υπό τον περιορισμό της μηδενικής υπόθεσης ότι τα  $\beta_i=0$  (όπου k ο

<sup>67</sup> Για περισσότερες πληροφορίες βλ.: *Essays in Econometrics-Collected Papers of Clive W.J. Granger Volume II*, 2001, Section 1.2 ; Gujarati, 1995, pp. 662-663.

αριθμός των περιορισμών). Ο στατιστικός έλεγχος που εξετάζεται μέσω της στατιστικής F έχει τις υποθέσεις:

$H_0$  : η DLNCONSUMPTION\_SA αιτιάζει την DLNTOPIX

$H_1$ : η DLNCONSUMPTION\_SA δεν αιτιάζει την DLNTOPIX

Αν η τιμή της στατιστικής F είναι μεγαλύτερη από την κρίσιμη τιμή  $F_{k,df}$  της κατανομής F για συγκεκριμένο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha$ , τότε η DLNCONSUMPTION\_SA αιτιάζει την DLNTOPIX. Αυτό πρακτικά συνεπάγεται ότι οι συντελεστές  $\beta_i$  των υστερήσεων της μεταβλητής DLNCONSUMPTION\_SA στην εξίσωση (3.2) είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές  $\gamma_i$  των υστερήσεων της μεταβλητής DLNTOPIX στην εξίσωση (3.3) είναι στατιστικά μη σημαντικοί.

Στους Πίνακες 3.25 έως 3.27 δίνονται τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger, ανά μακροοικονομικό παράγοντα. Αναλυτικότερα οι έλεγχοι Granger παρατίθενται στο Παράρτημα ΣΤ. Βάσει του Πίνακα 3.25, η μεταβολή του χρηματιστηριακού δείκτη TOPIX επηρεάζει τη μεταβολή της συνολικής κατανάλωσης, ενώ το αντίστροφο δεν ισχύει, δηλαδή υπάρχει μονόδρομη κατεύθυνση αιτιότητας από το χρηματιστηριακό δείκτη προς την κατανάλωση για την οικονομία της Ιαπωνίας (*unidirectional causality*).<sup>68</sup> Το ίδιο προκύπτει και για την περίπτωση της Ρωσίας, όπου η μεταβολή του δείκτη RTSI επηρεάζει τη μεταβολή των τιμών της συνολικής κατανάλωσης της χώρας με μονόδρομη κατεύθυνση. Από την άλλη, η μεταβολή των τιμών της συνολικής κατανάλωσης της Τουρκίας αιτιάζει τη μεταβολή των τιμών του δείκτη BIST 100 χωρίς να προκύπτει αντίθετη κατεύθυνση αιτιότητας. Σε όλες τις υπόλοιπες οικονομίες υπάρχει ανεξαρτησία, σε βραχυχρόνιο ορίζοντα, της συνολικής κατανάλωσης με τον εκάστοτε χρηματιστηριακό δείκτη (*non-directional causality*).

---

<sup>68</sup> Στην πράξη μελετάται η απόδοση των χρηματιστηριακών δεικτών (λογαριθμική) εφόσον υπάρχει διαφορά των λογαριθμικών τιμών.

**Πίνακας 3.25**  
**Αποτελέσματα των Granger causality για κάθε χρηματιστηριακό δείκτη με τη συνολική**  
**κατανάλωση της εκάστοτε οικονομίας**

ΧΡ. ΔΕΙΚΤΗΣ	LAGS	H <sub>0</sub>	F-statistic	P-value	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ
LNTOPIX	3	H D(LNCONSUMPTION_SA) δεν αιτιάζει την D(LNTOPIX)	0,354	0,786	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNTOPIX) δεν αιτιάζει την D(LNCONSUMPTION_SA)	3,773	0,014	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
LNBOVESPA	2	H D(LNCONSUMPTION_SA) δεν αιτιάζει την D(LNBOVESPA)	1,617	0,206	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNBOVESPA) δεν αιτιάζει την D(LNCONSUMPTION_SA)	0,413	0,663	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNRTSI	2	H D(LNCONSUMPTION_SA) δεν αιτιάζει την D(LNRTSI)	0,585	0,561	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNRTSI) δεν αιτιάζει την D(LNCONSUMPTION_SA)	5,631	0,007	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
LNDAX_30	1	H D(LNCONSUMPTION_SA) δεν αιτιάζει την D(LNDAX_30)	0,256	0,613	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNDAX_30) δεν αιτιάζει την D(LNCONSUMPTION_SA)	0,131	0,717	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNSP_ASX_200	1	H D(LNCONSUMPTION_SA) δεν αιτιάζει την D(LNSP_ASX_200)	1,101	0,297	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNSP_ASX_200) δεν αιτιάζει την D(LNCONSUMPTION_SA)	0,637	0,426	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNBIST_100	3	H D(LNCONSUMPTION_SA) δεν αιτιάζει την D(LNBIST_100)	3,795	0,023	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
		H D(LNBIST_100) δεν αιτιάζει την D(LNCONSUMPTION_SA)	2,713	0,067	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNCAC_40	1	H D(LNCONSUMPTION_SA) δεν αιτιάζει την D(LNCAC_40)	0,915	0,344	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNCAC_40) δεν αιτιάζει την D(LNCONSUMPTION_SA)	0,151	0,699	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNATHEX	3	H D(LNCONSUMPTION_SA) δεν αιτιάζει την D(LNATHEX)	0,549	0,649	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNATHEX) δεν αιτιάζει την D(LNCONSUMPTION_SA)	0,715	0,546	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>

**Πίνακας 3.26**  
**Αποτελέσματα των Granger causality για κάθε χρηματιστηριακό δείκτη με το δείκτη**  
**ανεργίας της εκάστοτε οικονομίας**

ΧΡ. ΔΕΙΚΤΗΣ	LAGS	H <sub>0</sub>	F-statistic	P-value	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ
LNTOPIX	2	H D(LNUNEMPLOYMENT) δεν αιτιάζει την D(LNTOPIX)	0,106	0,899	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNTOPIX) δεν αιτιάζει την D(LNUNEMPLOYMENT)	13,082	0	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
LNMERVAL	1	H D(LNUNEMPLOYMENT_SA) δεν αιτιάζει την D(LNMERVAL)	0,383	0,539	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNMERVAL) δεν αιτιάζει την D(LNUNEMPLOYMENT_SA)	0,340	0,562	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNBOVESPA	1	H D(LNUNEMPLOYMENT) δεν αιτιάζει την D(LNBOVESPA)	0,189	0,664	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNBOVESPA) δεν αιτιάζει την D(LNUNEMPLOYMENT)	0,564	0,455	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNRTSI	1	H D(LNUNEMPLOYMENT) δεν αιτιάζει την D(LNRTSI)	0,247	0,621	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNRTSI) δεν αιτιάζει την D(LNUNEMPLOYMENT)	10,785	0,002	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
LNDAX_30	2	H D(LNUNEMPLOYMENT) δεν αιτιάζει την D(LNDAX_30)	1,129	0,328	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNDAX_30) δεν αιτιάζει την D(LNUNEMPLOYMENT)	4,320	0,017	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
LNSP_ASX_200	1	H D(LNUNEMPLOYMENT) δεν αιτιάζει την D(LNSP_ASX_200)	0,360	0,549	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNSP_ASX_200) δεν αιτιάζει την D(LNUNEMPLOYMENT)	23,556	0	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
LNBIST_100	2	H D(LNUNEMPLOYMENT) δεν αιτιάζει την D(LNBIST_100)	2,477	0,102	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNBIST_100) δεν αιτιάζει την D(LNUNEMPLOYMENT)	2,115	0,140	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNCAC_40	1	H D(LNUNEMPLOYMENT) δεν αιτιάζει την D(LNCAC_40)	1,813	0,185	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNCAC_40) δεν αιτιάζει την D(LNUNEMPLOYMENT)	5,891	0,019	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
LNATHEX	2	H D(LNUNEMPLOYMENT) δεν αιτιάζει την D(LNATHEX)	0,758	0,472	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNATHEX) δεν αιτιάζει την D(LNUNEMPLOYMENT)	2,105	0,129	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>

Σύμφωνα με τον Πίνακα 3.26, η μεταβολή των τιμών του χρηματιστηριακού δείκτη TOPIX επηρεάζει τη μεταβολή του δείκτη ανεργίας της Ιαπωνίας (*unidirectional causality*). Το ίδιο συμβαίνει για τις οικονομίες της Ρωσία, Γερμανίας, Αυστραλίας και Γαλλίας, όπου η μεταβολή των τιμών του γενικού χρηματιστηριακού δείκτη της κάθε οικονομίας επηρεάζει τον αντίστοιχο δείκτη ανεργίας με μονόδρομη κατεύθυνση. Είναι φανερό ότι για όλες τις υπόλοιπες οικονομίες δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger μεταξύ του δείκτη ανεργίας και του αντίστοιχου χρηματιστηριακού, καθώς επίσης και ότι δεν παρατηρείται σε κάποια οικονομία αιτιότητα από τον δείκτη ανεργίας προς τον χρηματιστηριακό.

Αναφορικά με τα αποτελέσματα του Πίνακα 3.27 για την αλληλεπίδραση με το Δ.Τ.Κ., προκύπτει ότι ο πληθωρισμός (μεταβολή του Δ.Τ.Κ.) της Ιαπωνίας επηρεάζει τη μεταβολή των τιμών του δείκτη TOPIX με μονόδρομη κατεύθυνση αιτιότητας, όπως όμοια προκύπτει για τις χώρες της Γερμανίας και της Αυστραλίας, όπου η μεταβολή των τιμών του δείκτη DAX 30 επηρεάζεται από τον πληθωρισμό της Γερμανίας και αντίστοιχα η μεταβολή των τιμών του δείκτη S&P/ASX 200 επηρεάζεται από τον πληθωρισμό της Αυστραλίας, χωρίς να υπάρχει η αντίθετη κατεύθυνση βραχυχρόνιας αιτιότητας και για τις δύο περιπτώσεις. Από την άλλη, η μεταβολή των τιμών του δείκτη CAC 40 επηρεάζει μονόδρομα τον πληθωρισμό της Γαλλίας. Σε όλες τις υπόλοιπες οικονομίες παρατηρείται ανεξαρτησία (σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα) μεταξύ των δύο παραγόντων κάθε χώρας.

**Πίνακας 3.27**  
**Αποτελέσματα των Granger causality για κάθε χρηματιστηριακό δείκτη με το δείκτη πληθωρισμού (μεταβολή Δ.Τ.Κ.) της εκάστοτε οικονομίας**

ΧΡ. ΔΕΙΚΤΗΣ	LAGS	H <sub>0</sub>	F-statistic	P-value	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ
LNTOPIX	3	H D(LNCPI) δεν αιτιάζει την D(LNTOPIX)	3,266	0,026	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
		H D(LNTOPIX) δεν αιτιάζει την D(LNCPI)	1,063	0,370	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNBOVESPA	3	H D(LNCPI) δεν αιτιάζει την D(LNBOVESPA)	2,170	0,100	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNBOVESPA) δεν αιτιάζει την D(LNCPI)	2,592	0,060	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNDAX_30	1	H D(LNCPI) δεν αιτιάζει την D(LNDAX_30)	5,939	0,017	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
		H D(LNDAX_30) δεν αιτιάζει την D(LNCPI)	1,957	0,166	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNSP_ASX_200	1	H D(LNCPI) δεν αιτιάζει την D(LNSP_ASX_200)	4,906	0,029	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
		H D(LNSP_ASX_200) δεν αιτιάζει την D(LNCPI)	0,002	0,957	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNBIST_100	3	H D(LNCPI) δεν αιτιάζει την D(LNBIST_100)	0,232	0,872	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNBIST_100) δεν αιτιάζει την D(LNCPI)	0,557	0,648	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
LNCAC_40	1	H D(LNCPI) δεν αιτιάζει την D(LNCAC_40)	1,813	0,185	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNCAC_40) δεν αιτιάζει την D(LNCPI)	5,891	0,019	<b>Απορρίπτεται η H<sub>0</sub></b>
LNATHEX	3	H D(LNCPI) δεν αιτιάζει την D(LNATHEX)	0,476	0,699	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>
		H D(LNATHEX) δεν αιτιάζει την D(LNCPI)	1,477	0,228	Δεν απορρίπτεται η H <sub>0</sub>

Συνοψίζοντας, ισχύει ότι υπάρχει αιτιώδης σχέση από το γενικό χρηματιστηριακό δείκτη προς την κατανάλωση αλλά και προς την ανεργία για τις χώρες της Ιαπωνίας και της Ρωσίας, από το γενικό χρηματιστηριακό δείκτη προς την ανεργία και τον πληθωρισμό για την περίπτωση της Γαλλίας, ενώ αιτιότητα μόνο προς την ανεργία προέκυψε για τη Γερμανία και την Αυστραλία. Σε όλες τις παραπάνω περιπτώσεις, η τιμή του χρηματιστηριακού δείκτη αποτελεί σημαντικό παράγοντα για τη διαμόρφωση των αναφερόμενων μακροοικονομικών παραγόντων της εκάστοτε οικονομίας. Από την άλλη, η κατανάλωση της Τουρκίας επηρεάζει το χρηματιστηριακό της δείκτη, όπως επίσης ο πληθωρισμός αποτελεί σημαντικό παράγοντα



για την εξέλιξη της τιμής του χρηματιστηριακού δείκτη στην περίπτωση της Ιαπωνίας, Γερμανίας και Αυστραλίας.

### 3.8 Ανάλυση Αιφνιδίων Αντιδράσεων

Τα VAR υποδείγματα δοθέντος ότι είναι αθεωρητικά καθώς και μη-περιορισμένα (*unrestricted*) διανυσματικά υποδείγματα, έχουν πολλές παραμέτρους και συνεπώς, δεν είναι χρήσιμα για βραχυχρόνιες προβλέψεις.<sup>69</sup> Βάσει των ελέγχων αιτιότητας, δεν είναι εφικτό να διεξαχθούν πληροφορίες για το μέγεθος της επιρροής που ασκεί μία μεταβλητή σε μία άλλη, καθώς επίσης και για το αν είναι θετική ή αρνητική. Για το λόγο αυτό, είναι απαραίτητη η Ανάλυση Αιφνιδίων Αντιδράσεων (Impulse Response Functions). Με την ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων διαπιστώνεται πως θα επηρεαστεί κάθε χρονοσειρά, από μια διαταραχή στο παρόν ή στο παρελθόν.

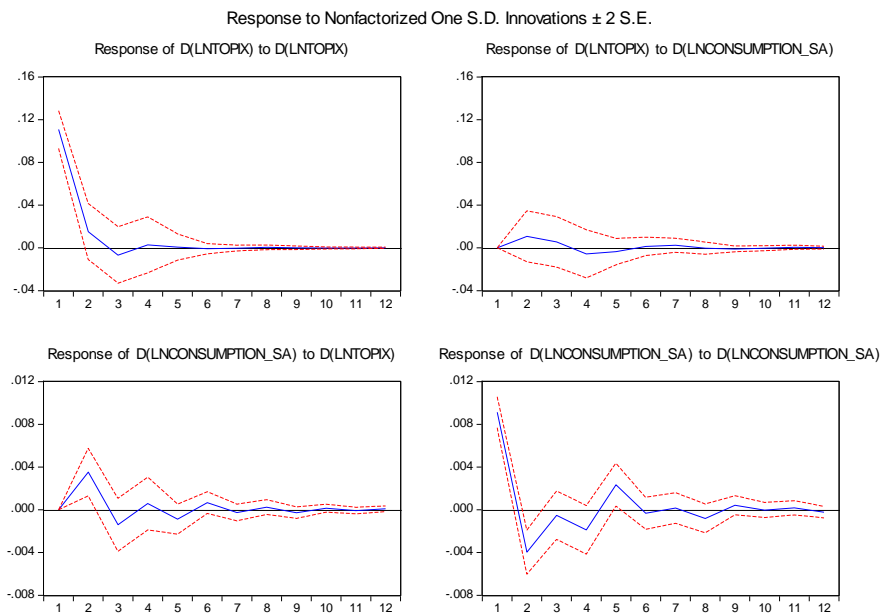
Στην περίπτωση πολυμεταβλητού αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος, η τακτική που ακολουθείται είναι η εφαρμογή της Γενικευμένης Συνάρτησης Αιφνιδίων Αντιδράσεων (Generalized Impulse Response Functions, GIR) (Shin and Pesaran, 1998). Ωστόσο, σύμφωνα με τον Sims (1980), όταν υπάρχουν έντονες διαφορές στα αποτελέσματα της GIR με αυτά που διεξήχθησαν από το Granger causality τότε χρησιμοποιείται η Ορθογωνιοποιημένη Συνάρτηση Αιφνιδίων Αντιδράσεων (Orthogonalized Impulse Response Functions, OIR), η οποία χρησιμοποιεί τη διάσπαση Cholesky. Στην περίπτωση όμως αυτή έχουν τοποθετηθεί με συγκεκριμένη σειρά εισαγωγής οι μεταβλητές στο υπόδειγμα VAR. Το τελευταίο ισχύει, καθώς σύμφωνα με τον Lütkepohl (2005) τα αποτελέσματα της OIR αλλάζουν όταν αλλάζει και η σειρά των μεταβλητών, καθώς η ανάλυση Impulse Response δεν λαμβάνει υπόψιν την ταυτόχρονη συσχέτιση μεταξύ των διαταραχών σε διαφορετικές εξισώσεις (κάτι στο οποίο θέτει περιορισμούς η προσέγγιση Cholesky). Στην περίπτωση που σε κάθε υπόδειγμα υπάρχουν δύο μεταβλητές τότε δεν τίθεται σημαντικό θέμα σειράς. Συνεπώς, στην ανάλυση θα εφαρμοστεί η GIR συνάρτηση, αν και δεν παρατηρήθηκε καμμία διαφορά με τα αποτελέσματα της OIR. Επισημαίνεται ότι η σειρά εισαγωγής των μεταβλητών (στην OIR συνάρτηση) είναι από αυτή που επηρεάζει λιγότερο ως αυτή που αποτελεί σημαντικό

---

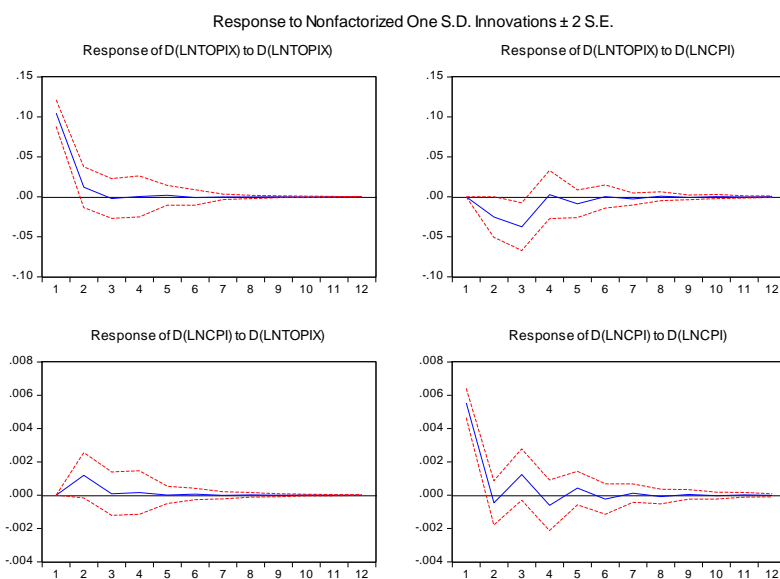
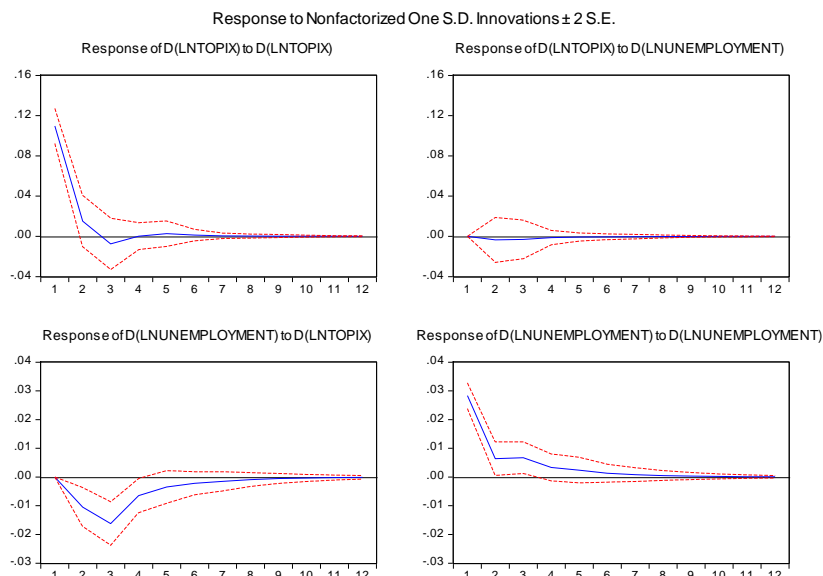
<sup>69</sup> Βλ. Enders, 1995, p. 310.

παράγοντα των υπολοίπων μεταβλητών (βάσει των αποτελεσμάτων από το Granger causality).

Ακολουθούν τα γραφήματα για κάθε υπόδειγμα, ανά οικονομία, που δείχνουν την αντίδραση κάθε μίας μακροοικονομικής μεταβλητής σε μία απρόβλεπτη διαταραχή της ίδιας, αλλά και του γενικού χρηματιστηριακού δείκτη (το μέγεθος της διαταραχής θεωρείται μία μονάδα τυπικής απόκλισης). Τονίζεται ότι σε κάθε τετράδα διαγραμμάτων εξετάζεται μόνο το πάνω δεξιά και το κάτω αριστερά διάγραμμα. Ο χρονικός ορίζοντας για τις διαταραχές, που έχει χρησιμοποιηθεί, είναι τρία έτη (12 τρίμηνα). Είναι φανερό ότι με την ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων μπορούν να διεξαχθούν συμπεράσματα και για τη μακροχρόνια αιτιότητα.



(α) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VAR(3) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με συνολική κατανάλωση



**Διάγραμμα 3.10**  
**Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Ιαπωνίας**

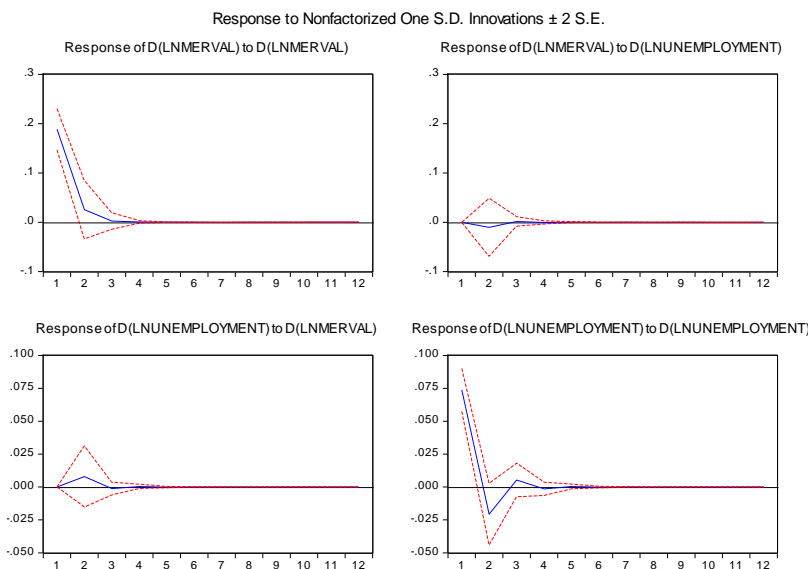
Όπως παρατηρείται στο Διάγραμμα 3.10, σε μία διαταραχή μίας τυπικής απόκλισης της μεταβολής της συνολικής κατανάλωσης της Ιαπωνίας (δηλαδή σε μία τυχαία μεταβολή κατά μία τυπική απόκλιση στο διαταρακτικό όρο της DLNCONSUMPTION\_SA), η μεταβολή του

γενικού χρηματιστηριακού δείκτη αντιδρά κυρίως θετικά (αύξηση κατά 4%) μέχρι το 4<sup>ο</sup> τρίμηνο, ενώ μέχρι το 6<sup>ο</sup> τρίμηνο ελαφρώς αρνητικά και στη συνέχεια, παρουσιάζει μία ελαφρώς αρνητική αντίδραση, ενώ στις υπόλοιπες περιόδους υπάρχει μία ουδέτερη επίδραση. Αυτό σημαίνει ότι μία απρόβλεπτη άνοδος στη μεταβολή της συνολικής κατανάλωσης της χώρας (κρατική και ιδιωτική) θα επιφέρει αρχικά ελαφρώς θετική αντίδραση, για τέσσερα τρίμηνα, στο γενικό δείκτη (στη μεταβολή των τιμών του), κατόπιν συμμετρικά, για το μισό χρονικό διάστημα, μία αρνητική αντίδραση και για τις υπόλοιπες περιόδους ο δείκτης θα παραμένει ανεπηρέαστος (φτάνει σε σημείο ισορροπίας). Αυτό, ενδεχομένως, να εξηγείται με το γεγονός ότι αν αυξηθεί η κατανάλωση, τότε αρχικά θα υπάρξει αύξηση των αποδόσεων του δείκτη, ενώ στη συνέχεια η κατανάλωση θα ευνοήσει άλλους κλάδους της οικονομίας που δεν σχετίζονται με τις μετοχές του δείκτη. Σε μία τυχαία διαταραχή μίας τυπικής απόκλισης στη μεταβολή των τιμών του χρηματιστηριακού δείκτη TOPIX, η μεταβολή της συνολικής κατανάλωσης της Ιαπωνίας έχει σταδιακά θετική αντίδραση μέχρι το 2<sup>ο</sup> περίπου τρίμηνο (κατά 0,45%) και κατόπιν, παρουσιάζει μικρές διακυμάνσεις, καθοδικές και ανοδικές μέχρι το 6<sup>ο</sup> τρίμηνο, ώσπου μετά η μεταβολή του φτάνει σε σημείο ισορροπίας. Συμπερασματικά, η μεταβολή του δείκτη αντιδρά κυρίως θετικά, σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα, σε μία απρόβλεπτη διαταραχή της μεταβολής της κατανάλωσης, ενώ σε μακροπρόθεσμο επίπεδο παραμένει ανεπηρέαστη. Αντίστροφα, η μεταβολή της κατανάλωσης αντιδρά με ελαφριές θετικές και αρνητικές διακυμάνσεις σε βραχυπρόθεμο ορίζοντα, ενώ σε μακροπρόθεσμο παραμένει επίσης ανεπηρέαστη από μία τυχαία διαταραχή στη μεταβολή των τιμών του χρηματιστηριακού δείκτη.

Αναφορικά με τους άλλους δύο μακροοικονομικούς παράγοντες, για την περίπτωση της Ιαπωνίας, παρατηρείται βραχυχρόνια αιτιότητα μεταξύ της μεταβολής των τιμών του γενικού δείκτη με τη μεταβολή του δείκτη ανεργίας όσο και με τον πληθωρισμό ενώ ταυτόχρονα δεν υπάρχει μακροχρόνια αντίδραση μεταξύ τους. Πιο συγκεκριμένα, η μεταβολή του δείκτη ανεργίας σε μία τυχαία διαταραχή, κατά μία τυπική απόκλιση στη μεταβολή του γενικού δείκτη, αντιδρά αρνητικά μέχρι το 4<sup>ο</sup> τρίμηνο (με μέγιστη πτώση κατά 1,8%), ενώ στη συνέχεια παραμένει ανεπηρέαστη. Αντίστροφα, η μεταβολή των τιμών του δείκτη TOPIX φαίνεται να παραμένει ανεπηρέαστη από μία απότομη αλλαγή στη μεταβολή της τιμής της συνολικής κατανάλωσης, σε όλο τον υπό μελέτη χρονικό ορίζοντα. Τέλος, ο πληθωρισμός αντιδρά αρχικά (μόνο μέχρι το 3<sup>ο</sup> τρίμηνο) θετικά (κατά 0,1%) σε μία μεταβολή της διαφοράς των τιμών του γενικού δείκτη, ενώ αντίστροφα, σε βραχυπρόθεσμο επίπεδο, η μεταβολή του

γενικού δείκτη αντιδρά αρνητικά (μέγιστη πτώση κατά 5%) σε μία τυχαία διαταραχή του πληθωρισμού, μέχρι το 4<sup>ο</sup> τρίμηνο.

Υπάρχει συμφωνία με τα προηγούμενα, δηλαδή ότι μακροχρόνια δεν επηρεάζεται η μεταβολή του δείκτη από τη μεταβολή της κατανάλωσης, τον πληθωρισμό και τη μεταβολή της ανεργίας, ενώ βραχυχρόνια υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ τους. Συνοπτικά, βραχυπρόθεσμα ο γενικός δείκτης φαίνεται να αντιδρά θετικά με την αύξηση της κατανάλωσης αλλά και της ανεργίας, ενώ αρνητικά με την αύξηση του πληθωρισμού. Αντίστροφα, σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα, οι μακροοικονομικοί δείκτες αντιδρούν κυρίως θετικά με την αύξηση του γενικού δείκτη, πλην της ανεργίας που αντιδρά αρνητικά.

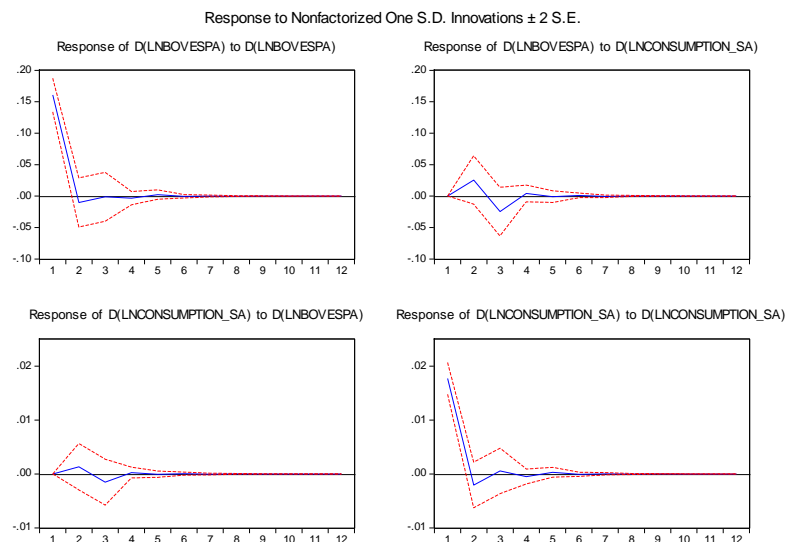


**Διάγραμμα 3.11**

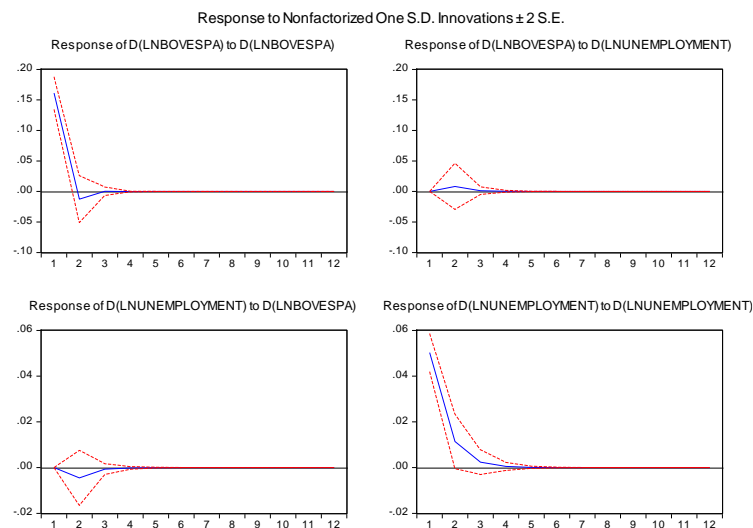
**Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Αργεντινής με την εκτίμηση VAR(1) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη ανεργίας**

Όπως παρατηρείται στο Διάγραμμα 3.11, δεν υπάρχει αλληλεπίδραση τόσο σε βραχυπρόθεσμο όσο και σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα, για τη σχέση του δείκτη Merval με το δείκτη ανεργίας της Αργεντινής (τις μεταβολές των τιμών τους). Κάθε μία μεταβλητή παραμένει ουσιαστικά ανεπηρέαστη από μία τυχαία διαταραχή της άλλης. Η ανεργία δηλαδή, δεν αποτελεί σημαντικό παράγοντα για τις χρηματιστηριακές αποδόσεις, αλλά ούτε και αντίστροφα, όπως ήταν γνωστό και από την προηγούμενη ανάλυση. Αυτό, ενδεχομένως, να

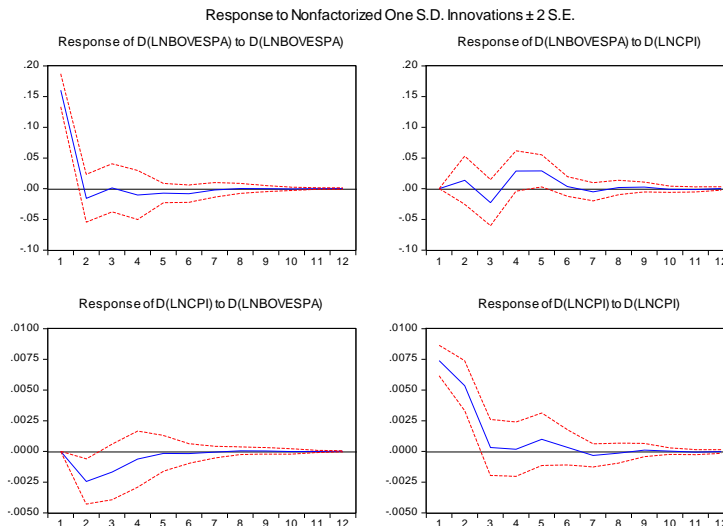
σχετίζεται με το γεγονός ότι πρόκειται για αναπτυσσόμενη οικονομία και συνηθίζεται από το '80 και μετά να υπάρχει φιλελεύθερη αγορά έτσι ώστε, πολλές ισχυρές οικονομίες να δημιουργούν βιομηχανίες σε τέτοιου είδους οικονομίες με αποτέλεσμα να υπάρχουν πολλές θέσεις εργασίας με φθινό εργατικό προσωπικό.



(α) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VAR(2) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με συνολική κατανάλωση



(β) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VAR(1) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη ανεργίας

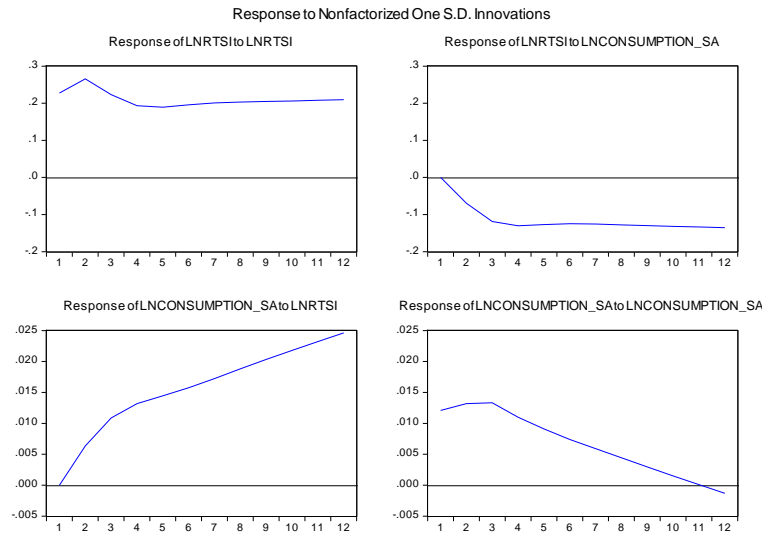


(γ) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VAR(3) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη τιμών καταναλωτή

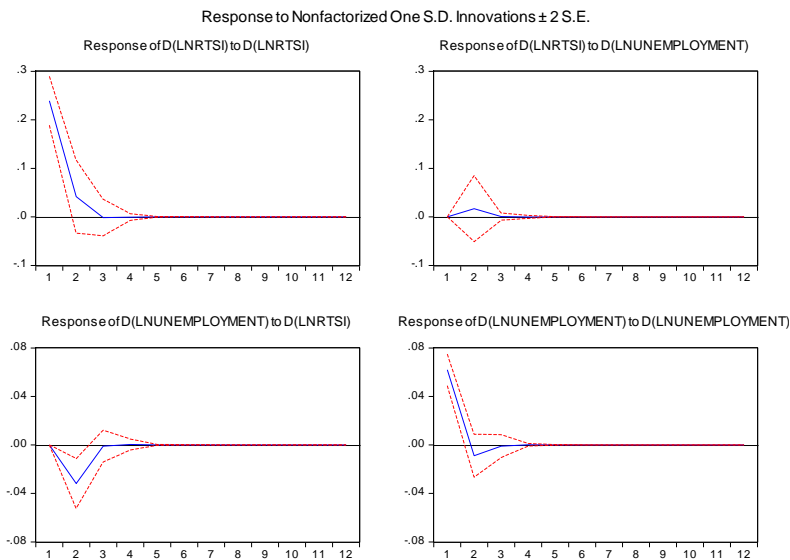
### Διάγραμμα 3.12

#### Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Βραζιλίας

Όπως παρατηρείται από το Διάγραμμα 3.12, δεν υπάρχει ουσιαστική αλληλεπίδραση μεταξύ των μακροοικονομικών δεικτών με το δείκτη BOVESPA, σε βραχυπρόθεσμο αλλά και μακροπρόθεσμο ορίζοντα. Ωστόσο, παρατηρείται μία πιο ιδιαίτερη αντίδραση (αλλά όχι στατιστικά σημαντική) με τον πληθωρισμό. Συγκεκριμένα, είναι εμφανής μία αύξηση της μεταβολής του γενικού δείκτη σε μία τυχαία διαταραχή στη μεταβολή του πληθωρισμού κατά 2,5%, στο 4<sup>ο</sup>-5<sup>ο</sup> τρίμηνο, ενώ αντίστροφα, ο πληθωρισμός αντιδρά ελαφρώς αρνητικά (0,25%) στο 2<sup>ο</sup> τρίμηνο από μία ξαφνική αλλαγή στη διαφορά των τιμών του δείκτη BOVESPA. Υπάρχει συμφωνία με την προηγούμενη ανάλυση, εφόσον η κατά Granger αιτιότητα αφορά σε μία περίοδο μπροστά και δοθέντος ότι δεν υπάρχει μακροχρόνια αιτιότητα.



(α) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VEC(2) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με συνολική κατανάλωση



(β) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VAR(1) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη ανεργίας

### Διάγραμμα 3.13

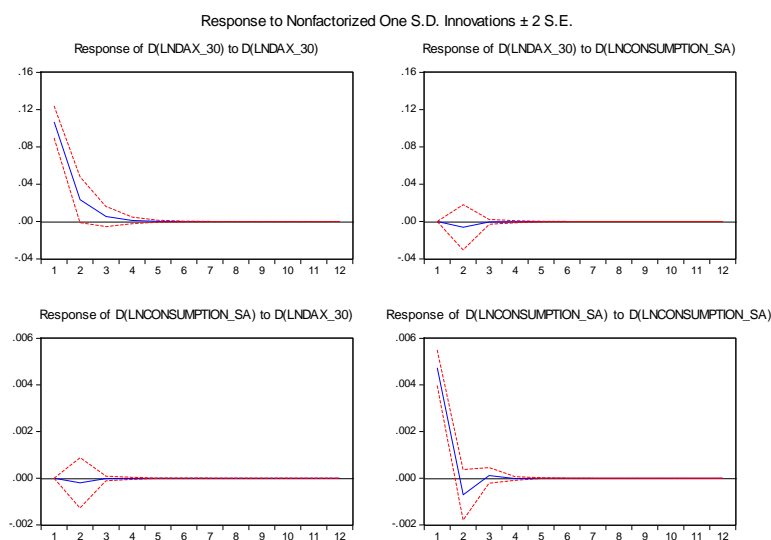
## Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Ρωσίας

Αναφορικά με την περίπτωση της Ρωσίας, από τα Διαγράμματα 3.13 (α), είναι εμφανής η ύπαρξη έντονης μακροχρόνιας, αλλά και ουσιαστικής βραχυχρόνιας αιτιότητας ανάμεσα στη συνολική κατανάλωση της Ρωσίας και στο δείκτη RTSI. Συγκεκριμένα, ο δείκτης RTSI αντιδρά αρχικά αρνητικά σε μία τυχαία διαταραχή της συνολικής κατανάλωσης της

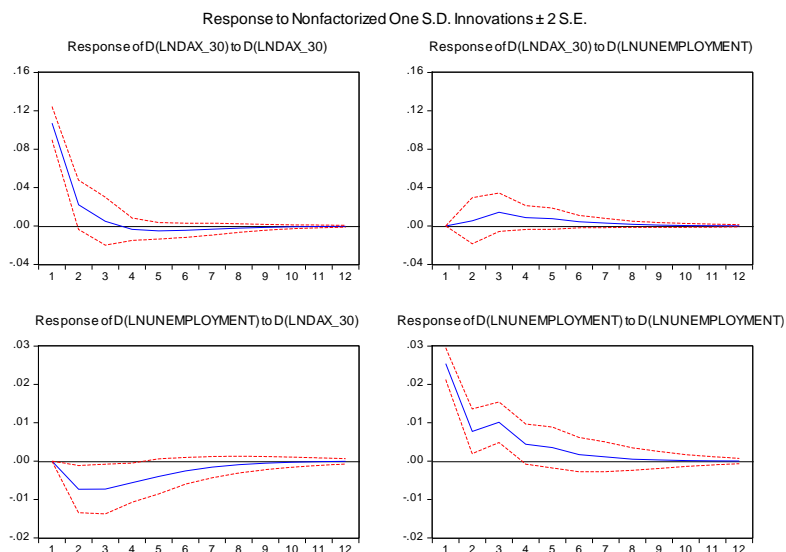


οικονομίας, ενώ από το 3<sup>ο</sup> τρίμηνο και μετά η αρνητική αντίδραση φτάνει στο μέγιστο σημείο (κατά 13%) και σταθεροποιείται στο σημείο αυτό για όλο τον υπό μελέτη χρονικό ορίζοντα. Αντίστροφα, η συνολική κατανάλωση αντιδρά άμεσα θετικά και συνεχώς παρουσιάζει μία αύξουσα πορεία σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα.

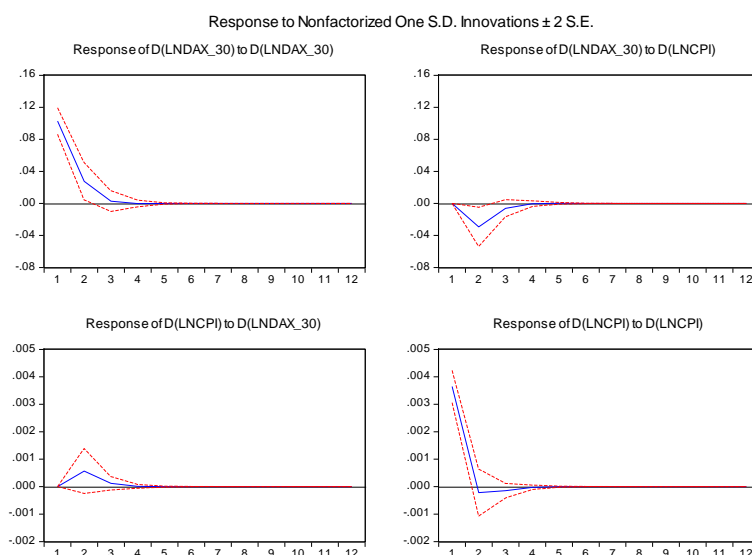
Αναφορικά με τη σχέση του δείκτη RTSI με τον δείκτη ανεργίας, διαφαίνεται από τα Διαγράμματα 3.13 (β) μόνο βραχυπρόθεσμη σχέση αιτιότητας μεταξύ της μεταβολής του δείκτη RTSI και της μεταβολής του δείκτη ανεργίας, η οποία είναι σε μικρότερη ένταση από τα αντίστοιχα Διαγράμματα 3.13 (α). Συγκεκριμένα, η αντίδραση της μεταβολής της ανεργίας σε μία τυχαία διαταραχή της μεταβολής των τιμών του γενικού δείκτη είναι αρνητική μέχρι το 3<sup>ο</sup> τρίμηνο, με κορύφωση στο 2<sup>ο</sup> κατά 4%. Από την άλλη, η μεταβολή του χρηματιστηριακού δείκτη δείχνει ανεπηρέαστη από μία απότομη αλλαγή στη μεταβολή της συνολικής κατανάλωσης.



**(α) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VAR(1) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με συνολική κατανάλωση**



(β) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VAR(2) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη ανεργίας



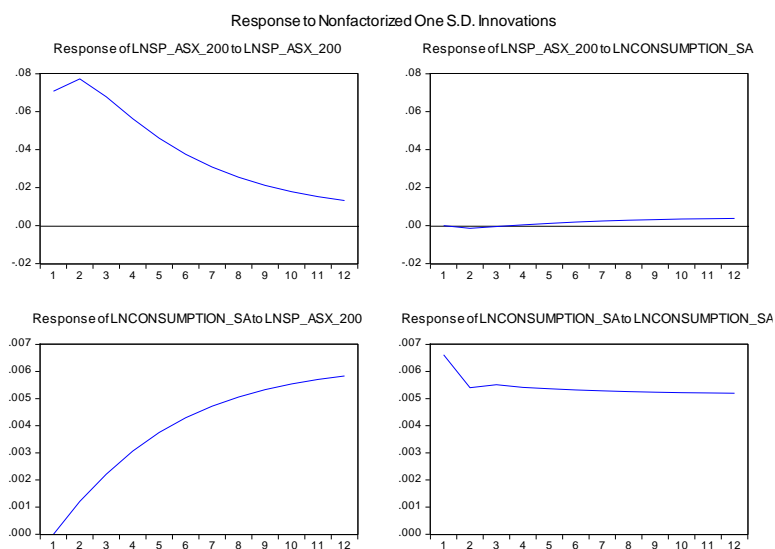
(γ) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VAR(1) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη τιμών καταναλωτή

**Διάγραμμα 3.14**  
Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Γερμανίας

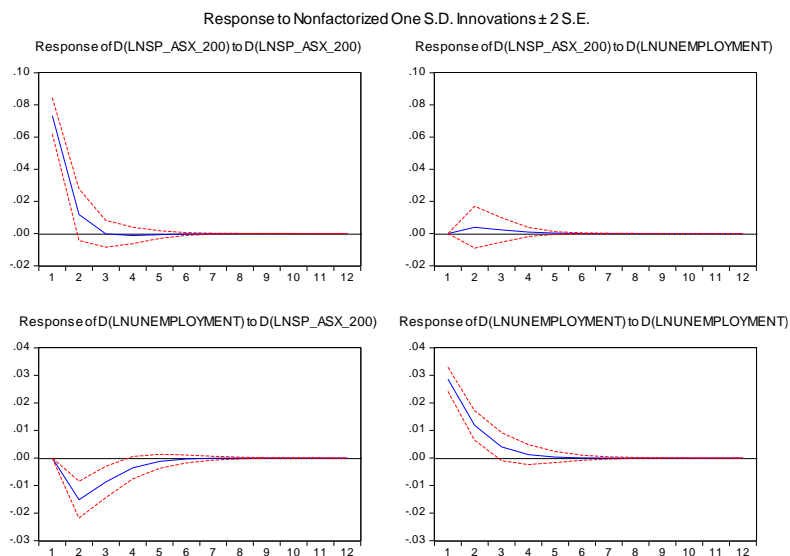
Από την ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Γερμανίας, είναι φανερό, από το Διάγραμμα 3.14, ότι δεν υπάρχει καμμία αλληλεπίδραση ανάμεσα στη συνολική

κατανάλωση και στο δείκτη DAX 30, τόσο σε βραχυπρόθεσμο όσο και μακροπρόθεσμο ορίζοντα. Ωστόσο, ο χρηματιστηριακός δείκτης δείχνει να έχει βραχυχρόνια σχέση αιτιότητας με το δείκτη ανεργίας, αλλά και με τον πληθωρισμό. Συγκεκριμένα, η μεταβολή της ανεργίας σε μία απότομη αύξηση της μεταβολής του δείκτη DAX 30 είναι αρνητική, κυρίως από το 2<sup>ο</sup> μέχρι το 3<sup>ο</sup> τρίμηνο (κατά 0,5%), ενώ η μεταβολή του γενικού δείκτη αντιδρά θετικά σε μία απότομη αύξηση της μεταβολής της ανεργίας, με μεγαλύτερη ένταση από την αντίστροφη αντίδραση, με μέγιστη αύξηση κατά 1,8%, περίπου στα μισά του 2<sup>ο</sup> τριμήνου.

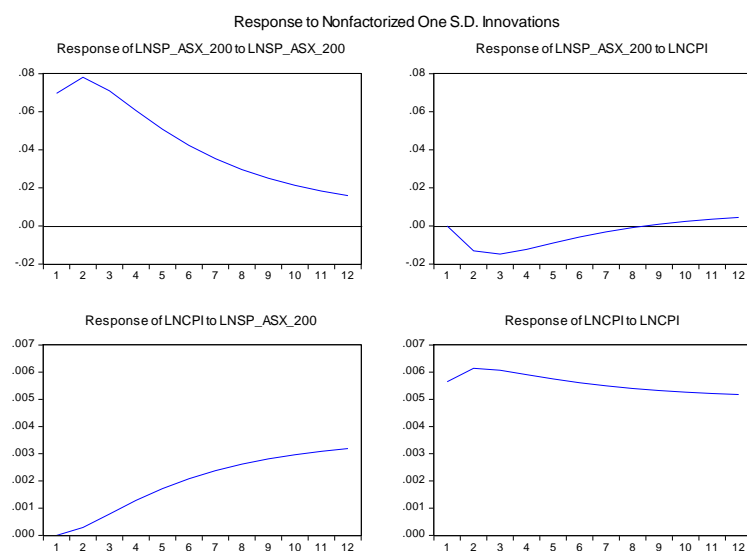
Αναφορικά με τον πληθωρισμό, η μεταβολή του δείκτη DAX 30 είναι αρνητική σε μία τυχαία διαταραχή στον πληθωρισμό της Γερμανίας, με μέγιστη πτώση το 2,5% στο 2<sup>ο</sup> περίπου τρίμηνο, ενώ από το 3<sup>ο</sup> τρίμηνο φτάνει σε σημείο ισορροπίας. Αντίστροφα, υπάρχει επίσης βραχυχρόνια σχέση αιτιότητας, η οποία είναι θετική και σε μικρή ένταση. Παρατηρείται συμφωνία με τα αποτελέσματα της ανάλυσης κατά Granger.



(α) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VEC(1) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με συνολική κατανάλωση



(β) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VAR(1) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη ανεργίας



(γ) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση VEC(1) υποδείγματος για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη τιμών καταναλωτή

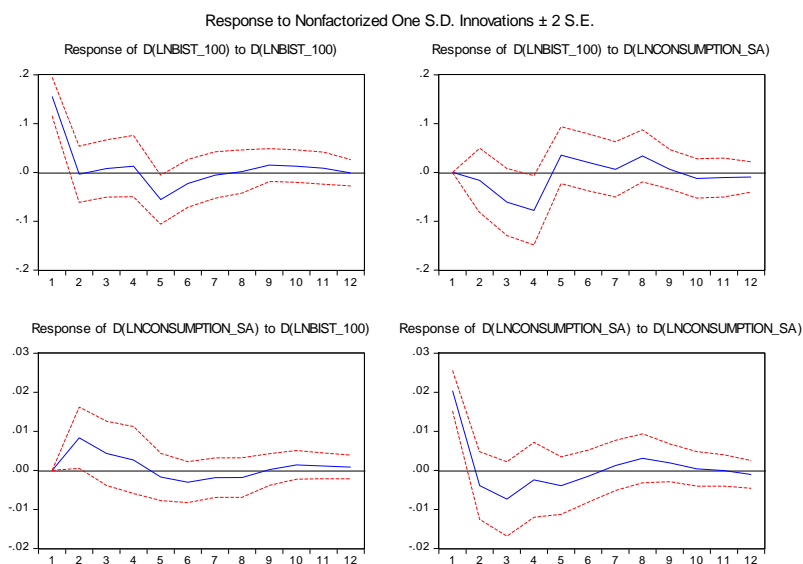
### Διάγραμμα 3.15

#### Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Αυστραλίας

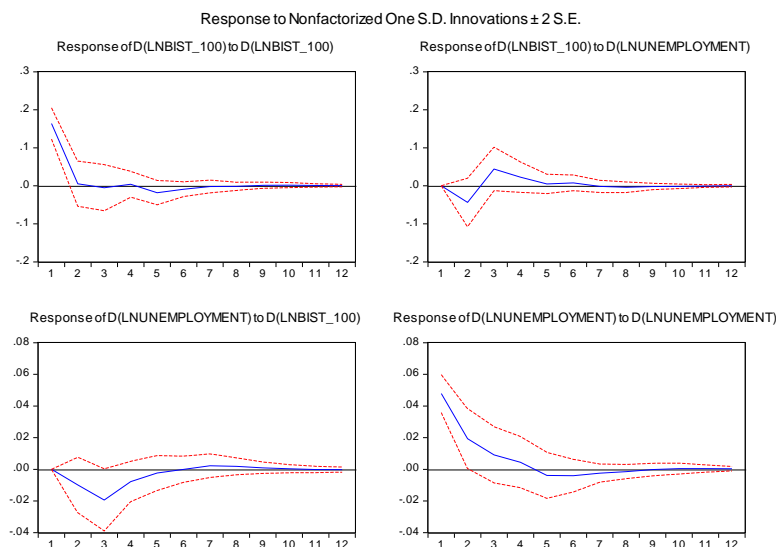
Από την ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Αυστραλίας (Διάγραμμα 3.15), είναι εμφανής η ύπαρξη έντονης μακροχρόνιας σχέσης αιτιότητας του δείκτη S&P/ASX 200 με την συνολική κατανάλωση και με τον πληθωρισμό. Πιο συγκεκριμένα, ο

γενικός δείκτης παραμένει ανεπηρέαστος από μία τυχαία διαταραχή μίας τυπικής απόκλιση στη συνολική κατανάλωση της οικονομίας, τόσο βραχυχρόνια όσο και μακροχρόνια. Ωστόσο, η κατανάλωση αντιδρά άμεσα θετικά σε μία ξαφνική αύξηση του δείκτη S&P/ASX 200, η οποία, μακροχρόνια, έχει έντονα ανοδική πορεία και σταθεροποιείται στο 6% μετά το 11<sup>ο</sup> τρίμηνο. Αναφορικά με το δείκτη ανεργίας, δεν διαφαίνεται καμμία επιρροή από μία απότομη αύξηση στη μεταβολή του δείκτη ανεργίας προς τη μεταβολή του γενικού δείκτη, ενώ, αντίστροφα, η μεταβολή του δείκτη ανεργίας επηρεάζεται βραχυπρόθεσμα αρνητικά από μία τυχαία διαταραχή στη μεταβολή των τιμών του γενικού δείκτη, μέχρι το 4<sup>ο</sup> τρίμηνο (μέγιστη πτώση 1,8% στο 2<sup>ο</sup> τρίμηνο).

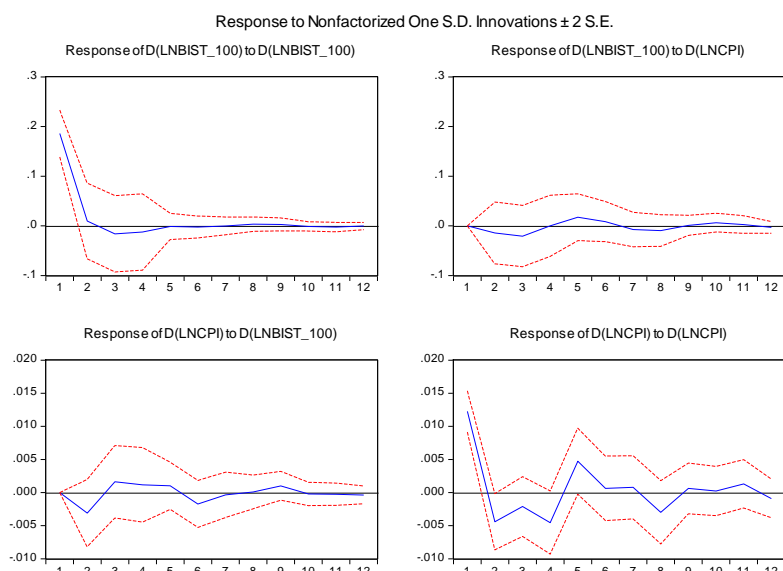
Τέλος, σχετικά με το Δ.Τ.Κ. υπάρχει μακροχρόνια αιτιότητα από το χρηματιστηριακό δείκτη προς το Δ.Τ.Κ. και η οποία είναι θετική (0,3%). Ωστόσο, δεν διαφαίνεται η αντίστροφη κατεύθυνση μακροχρόνιας αιτιότητας, καθώς ο χρηματιστηριακός δείκτης, μακροπρόθεσμα, φτάνει σε σημείο ισορροπίας σε μία άνοδο κατά μία τυπική απόκλιση του Δ.Τ.Κ.. Παρόλα αυτά, βραχυπρόθεσμα ο δείκτης τιμών καταναλωτή επηρεάζει το γενικό δείκτη αρνητικά, κυρίως στο 2<sup>ο</sup> τρίμηνο (1,8%), ενώ, αντιθέτως, δεν παρατηρείται η αντίστροφη κατεύθυνση βραχυχρόνιας αιτιότητας.



(α) Διαγράμματα συνάρτησης αφινιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση υποδείγματος VAR(3) για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με συνολική κατανάλωση



**(β) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση υποδείγματος VAR(2) για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη ανεργίας**

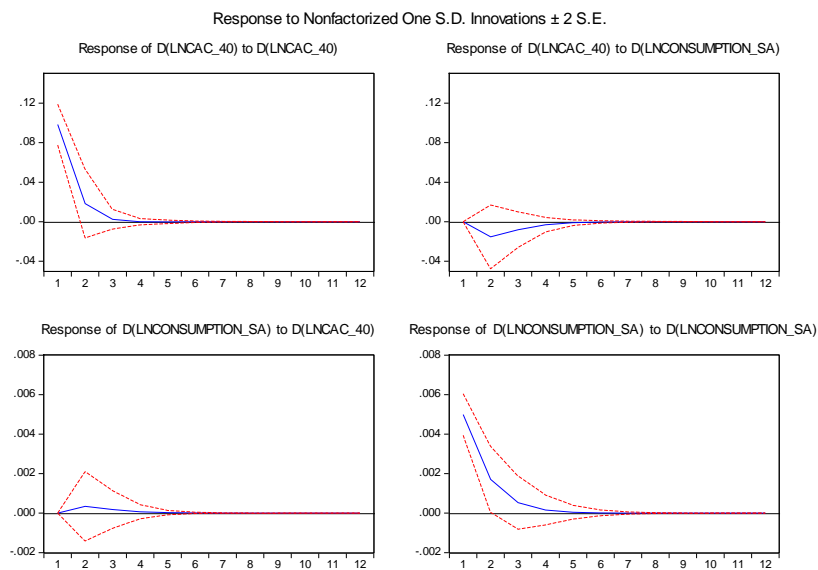


**(γ) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση υποδείγματος VAR(3) για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη τιμών καταναλωτή**

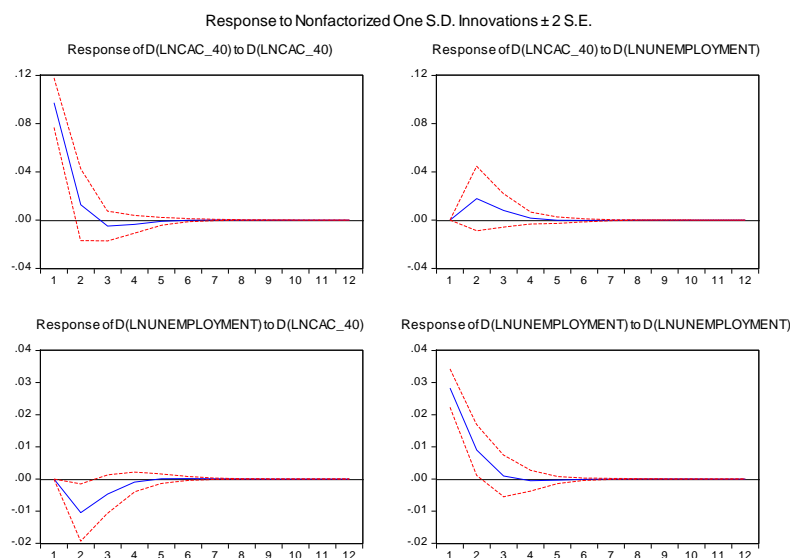
### Διάγραμμα 3.16 Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Τουρκίας

Σχετικά με την περίπτωση της Τουρκίας, είναι αισθητή, από το Διάγραμμα 3.16, η απουσία μακροχρόνιας αιτιατής σχέσης ανάμεσα στο χρηματιστηριακό δείκτη BIST 100 και

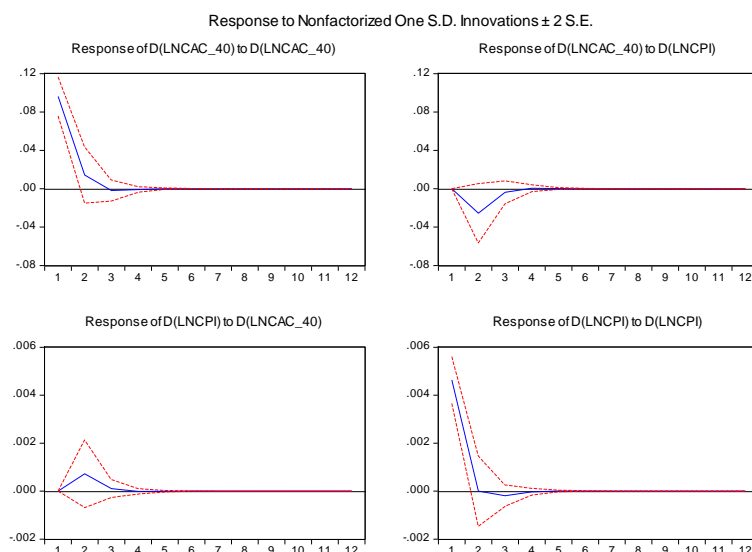
στους τρεις εξεταζόμενους μακροοικονομικούς παράγοντες. Ωστόσο, βραχυπρόθεμα παρατηρούνται ελαφριές αντιδράσεις, με σημαντικότερης έντασης την αντίδραση της μεταβολής του χρηματιστηριακού δείκτη σε μία απότομη αλλαγή στη μεταβολή της συνολικής κατανάλωσης. Συγκεκριμένα, ο δείκτης BIST 100, στην περίπτωση αυτή, αντιδρά αρνητικά (7%), κυρίως στο 2<sup>ο</sup>-3<sup>ο</sup> τρίμηνο, ενώ μετά το 5<sup>ο</sup> περίπου τρίμηνο παραμένει σχεδόν ανεπηρέαστος. Οι άλλοι δύο μακροοικονομικοί δείκτες δεν αποτελούν παράγοντα ιδιαίτερης σημαντικότητας για τον καθορισμό του γενικού δείκτη, αλλά ούτε και αντίστροφα.



**(α) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση υποδείγματος VAR(1) για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με συνολική κατανάλωση**



(β) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση υποδείγματος VAR(1) για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη ανεργίας



(γ) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση υποδείγματος VAR(1) για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη τιμών καταναλωτή

**Διάγραμμα 3.17**

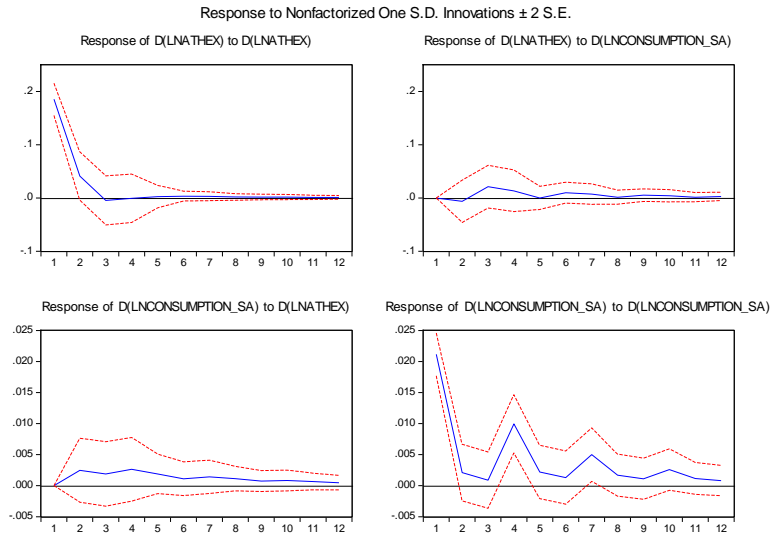
**Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Γαλλίας**

Από την ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων για την οικονομία της Γαλλίας (Διάγραμμα 3.17) προκύπτουν μόνο βραχυχρόνιες αιτιατές σχέσεις. Η κατανάλωση δείχνει να μην έχει στατιστικά σημαντική αιτιατή σχέση με το δείκτη CAC 40. Ωστόσο, σημαντική είναι η αντίδραση της μεταβολής της ανεργίας σε μία απότομη αλλαγή στη μεταβολή του χρηματιστηριακού δείκτη. Συγκεκριμένα, αντιδρά αρνητικά (μέγιστη πτώση 1% μεταξύ 1<sup>ου</sup>-2<sup>ου</sup> τριμήνου) μέχρι το 3<sup>ο</sup> περίπου τρίμηνο, ενώ αντίστροφα η μεταβολή του γενικού δείκτη είναι θετική (μέγιστη 1,8% μεταξύ 1<sup>ου</sup>-2<sup>ου</sup> τριμήνου) για το ίδιο χρονικό διάστημα.

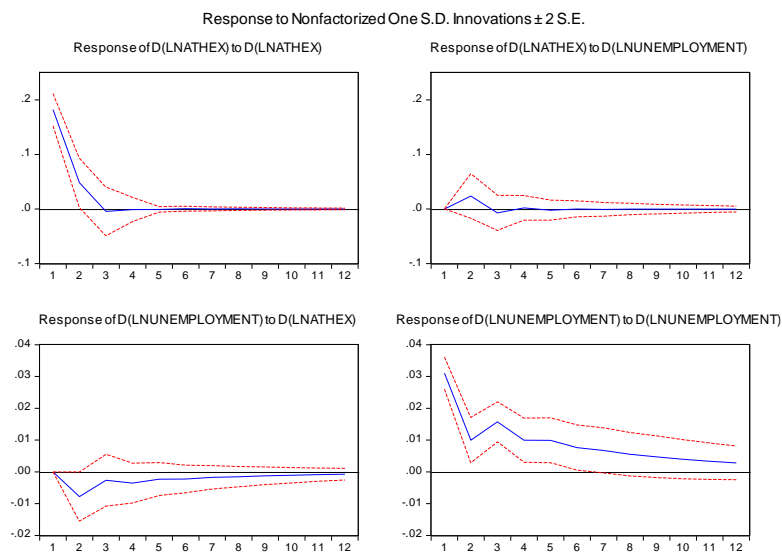
Σχετικά με τον πληθωρισμό, η μεταβολή των τιμών του γενικού δείκτη αντιδρά αρνητικά (μέγιστη πτώση 2%) σε μία αύξηση κατά μία τυπική απόκλιση του πληθωρισμού, μόνο μέχρι το 3<sup>ο</sup> τρίμηνο, ενώ αντίστροφα ο πληθωρισμός αντιδρά θετικά, αλλά σε μικρότερο βαθμό, σε μία αντίστοιχη άνοδο της μεταβολής των τιμών του δείκτη CAC 40. Επισημαίνεται ότι η αντίδραση σε ένα μακροοικονομικό παράγοντα είναι πιο σημαντική από μία ενδεχομένως



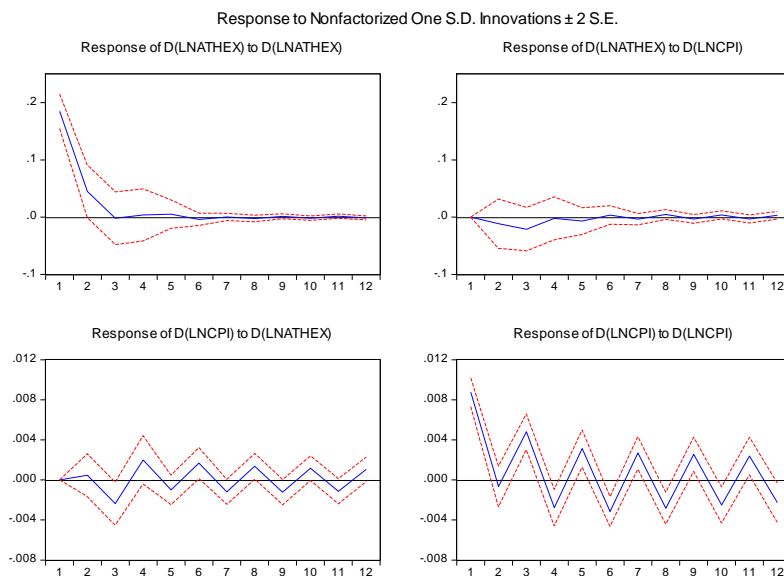
μεγαλύτερης έντασης αντίδραση ενός χρηματιστηριακού δείκτη, καθώς οι χρηματιστηριακοί δείκτες έχουν εξ' όρισμού έντονες διακυμάνσεις.



(α) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση υποδείγματος VAR(3) για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με συνολική κατανάλωση



(β) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση υποδείγματος VAR(2) για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη ανεργίας



(γ) Διαγράμματα συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων από την εκτίμηση υποδείγματος VAR(3) για τη σχέση χρηματιστηριακού δείκτη με δείκτη τιμών καταναλωτή

### Διάγραμμα 3.18

#### Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων για την περίπτωση της Ελλάδας

Στην περίπτωση της Ελλάδας, από την ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων (Διάγραμμα 3.18) προκύπτει ότι δεν υπάρχει στατιστικά σημαντική σχέση αιτιότητας του δείκτη ATHEX με τη συνολική κατανάλωση, το δείκτη ανεργίας αλλά και το δείκτη τιμών καταναλωτή της οικονομίας, σε βραχυπρόθεσμο αλλά και μακροπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα. Το μοναδικό σημείο, άξιο αναφοράς, είναι οι έντονες διακυμάνσεις σε όλη τη διάρκεια του χρονικού ορίζοντα, αρνητικές και θετικές αλλά αμελητέου βαθμού (μη στατιστικής σημαντικότητας), με τις οποίες αντιδρά ο πληθωρισμός σε μία απότομη άνοδο στη μεταβολή των τιμών του γενικού δείκτη. Ενδεχομένως, αυτό να σχετίζεται με το ότι δεν υπάρχει εθνική πολιτική, καθώς η οικονομία της χώρας είναι κυρίως ελεγχόμενη από μεγάλες οικονομίες σε όλα τα υπό μελέτη έτη.

### 3.9 Μέθοδος του Αυτοπαλίνδρομου Υποδείγματος Κατανεμημένων Χρονικών Υστερήσεων

Στο σημείο αυτό θα εφαρμοστεί, όπως έχει προαναφερθεί, η μέθοδος του αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος κατανεμημένων χρονικών υστερήσεων (Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL) για την προσαρμογή του χρηματιστηριακού δείκτη της Αργεντινής και της συνολικής κατανάλωσης της οικονομίας, με σκοπό τη μελέτη της σχέσης αιτιότητάς τους. Πρόκειται για μία πρόσφατη και εναλλακτική μέθοδο συνολοκλήρωσης, η οποία είναι η μοναδική που μπορεί να εφαρμοστεί όταν οι μεταβλητές είναι διαφορετικής τάξης ολοκλήρωσης (είτε ακόμα και ίδιας),  $I(0)$  ή/και  $I(1)$ , καθώς σε αυτή την περίπτωση δεν μπορεί να προσαρμοστεί το VAR υπόδειγμα (τουλάχιστον με αξιόπιστα αποτελέσματα). Ωστόσο, σε καμία περίπτωση δεν πρέπει οι μεταβλητές να είναι  $I(2)$ .

Η μέθοδος ARDL προτάθηκε από τους Pesaran and Shin (1998) και Pesaran et. al (2001) και έχει μεγαλύτερη αποτελεσματικότητα σε μικρά δείγματα. Το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα κατανεμημένων υστερήσεων τάξεως  $p, q_k$  ή  $ARDL(p, q_k)$  (για την απλή περίπτωση των δύο μεταβλητών) είναι

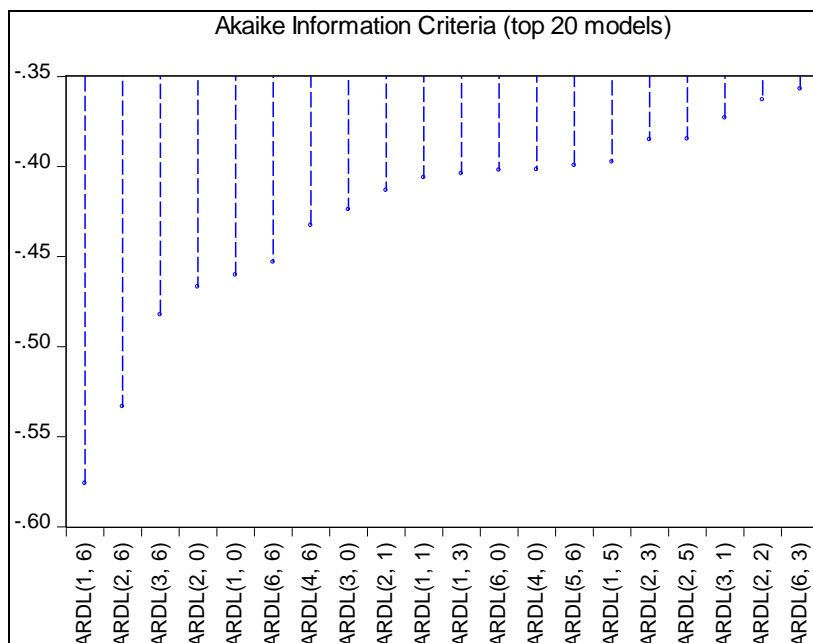
$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-p} + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-q_1} + \alpha_2 x_{t-q_2} + \dots + \alpha_q x_{t-q_k} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

το οποίο και μπορεί να μετατραπεί σε υπόδειγμα ECM για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης, περιλαμβάνοντας τις υστερήσεις των διαφορών των μεταβλητών και το εκτιμώμενο σφάλμα ανισορροπίας από την εκτίμηση της παλινδρόμησης συνολοκλήρωσης. Τονίζεται ότι πρέπει να πληρούνται οι γνωστές υποθέσεις περί καταλοίπων, αλλά και το υπόδειγμα να είναι δυναμικά σταθερό.

Η μεθολογία ARDL περιλαμβάνει αρχικά την εκτίμηση του υποδείγματος (της μορφής 3.4) με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και στη συνέχεια, την επιλογή του βέλτιστου υποδείγματος (αυτής της μορφής) με την καλύτερη προσαρμογή στα δεδομένα (general to specific), μέσω των γνωστών πληροφοριακών κριτηρίων. Έπειτα, προσαρμόζεται το αντίστοιχο ECM υπόδειγμα, ώστε να εξεταστεί η ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των υπό μελέτη μεταβλητών. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιείται η στατιστική συνάρτηση F, όπου ελέγχεται η στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών που αντιστοιχούν στις αρχικές

μεταβλητές του υποδείγματος ECM (που έχουν εισαχθεί με μία χρονική υστέρηση) για τον έλεγχο της μακροχρόνιας αιτιότητας. Επισημαίνεται ότι η στατιστική F σε αυτή την περίπτωση δεν ακολουθεί τη γνωστή κατανομή F και για το λόγο αυτό, έχουν κατασκευαστεί ειδικές κριτικές τιμές από τους Pesaran et. al (2001).<sup>70</sup> Πιο συγκεκριμένα, ο έλεγχος συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο ARDL, ονομάζεται και Έλεγχος Ορίων (Bounds Test), και αυτό γιατί το κατώτερο όριο του ελέγχου υποθέτει ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες,  $I(0)$ , ενώ το ανώτατο όριο θεωρεί ότι όλες οι μεταβλητές είναι  $I(1)$ . Όταν η τιμή F-statistic είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή του ανώτερου ορίου τότε η μηδενική υπόθεση μπορεί να απορριφθεί, κάτι που συνεπάγεται την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών. Αντίστοιχα, όταν το F-statistic είναι μικρότερο από την κριτική τιμή του κατώτατου ορίου τότε η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται και συνεπώς, οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.

Για την προσαρμογή των χρονοσειρών LNMERVAL και LNCONSUMPTION, στην περίπτωση της Αργεντινής, προκύπτει βάσει πληροφοριακού κριτηρίου Akaike (AIC) το υπόδειγμα ARDL(1,6), όπως είναι φανερό και ακολούθως στο Διάγραμμα 3.19 και στον Πίνακα 3.28 <sup>71</sup>:



**Διάγραμμα 3.19**  
**Επιλογή του υποδείγματος ARDL(1,6) με το κριτήριο του Akaike**

<sup>70</sup> Βλ. Παράρτημα Η, Πίνακας 5.

<sup>71</sup> Η υπόθεση της ανεξαρτησίας των καταλοίπων ικανοποιείται, βλ. Παράρτημα Ζ.

**Πίνακας 3.28**  
**Αποτελέσματα εκτίμησης του υποδείγματος ARDL(1,6) για την περίπτωση της**  
**Αργεντινής**

Selected Model: ARDL(1, 6)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LNMERVAL(-1)	0.943369	0.133742	7.053648	0.0000
LNCONSUMPTION	-1.919026	1.713294	-1.120080	0.2719
LNCONSUMPTION(-1)	2.869134	2.213968	1.295923	0.2052
LNCONSUMPTION(-2)	-4.993904	2.269746	-2.200204	0.0359
LNCONSUMPTION(-3)	3.562440	2.401267	1.483567	0.1487
LNCONSUMPTION(-4)	-1.545694	2.324191	-0.665046	0.5113
LNCONSUMPTION(-5)	-2.102608	2.336729	-0.899808	0.3756
LNCONSUMPTION(-6)	4.219363	1.531852	2.754419	0.0100
R-squared	0.903415	Mean dependent var		7.800030
Adjusted R-squared	0.880101	S.D. dependent var		0.476749
S.E. of regression	0.165081	Akaike info criterion		-0.575948
Sum squared resid	0.790303	Schwarz criterion		-0.227641
Log likelihood	18.65504	Hannan-Quinn criter.		-0.453154
Durbin-Watson stat	1.809342			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.				

Εν συνεχεία, βάσει των βημάτων που προαναφέρθηκαν, διεξάγεται ο Έλεγχος Ορίων, όπως διαφαίνεται στον Πίνακα 3.29, για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης των δύο υπό μελέτη χρονοσειρών:

**Πίνακας 3.29**  
**Αποτελέσματα του Bounds Test για την εκτίμηση του υποδείγματος ECM, αντίστοιχο**  
**προς το ARDL(1,6) υπόδειγμα**

Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	k
F-statistic	6.952910	1
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.44	3.28
5%	3.15	4.11
2.5%	3.88	4.92
1%	4.81	6.02

Το ανώτατο όριο του ελέγχου είναι 4,11, για την περίπτωση μίας επεξηγηματικής μεταβλητής,  $k=1$ , και η τιμή  $F\text{-statistic}= 6,95 > 4,11$ , που σημαίνει ότι οι μεταβλητές

συνολοκληρώνονται.<sup>72</sup> Συνεπώς, υπάρχει μακροχρόνια σχέση αιτιότητας μεταξύ τους και ο χρηματιστηριακός δείκτης μακροχρόνια θα συγκλίνει στη συνολική κατανάλωση της Αργεντινής. Δηλαδή, η συνολική κατανάλωση αποτελεί σημαντικό παράγοντα για τη μεταβολή του δείκτη Merval σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα.

Τέλος, για την εξέταση της βραχυχρόνιας σχέσης μπορεί να διαπιστωθεί από το υπόδειγμα VEC, το οποίο και χρησιμοποιήθηκε στο Bounds Test, ότι υπάρχει βραχυπρόθεσμη αιτιότητα από τη μεταβολή της κατανάλωσης στη μεταβολή του χρηματιστηριακού δείκτη. Αυτό προκύπτει από την εξέταση της στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών των διαφορών (ή εναλλακτικά με Wald Test) της μεταβλητής LNCONSUMPTION, στην εξίσωση ECM για την εξαρτημένη μεταβλητή LNMerval (αντίστοιχο προς το ARDL(1,6)). Αντίστροφα, στο υπόδειγμα διόρθωσης λαθών με ενδογενή τη μεταβλητή LNCONSUMPTION, πραγματοποιώντας την ίδια διαδικασία για τον έλεγχο των συντελεστών της μακροχρόνιας οριακής ροπής στην ECM εξίσωση (αντίστοιχο προς το ARDL(3,1) που προκύπτει ως βέλτιστο βάσει AIC), προκύπτει η απουσία της αντίστροφης κατεύθυνσης αιτιότητας (unidirectional causality). Συνεπώς, υπάρχει βραχυχρόνια αιτιότητα μόνο από τη μεταβολή της κατανάλωσης στη μεταβολή των αποδόσεων του γενικού δείκτη της Αργεντινής.<sup>73</sup>

### 3.10 Συμπεράσματα

Για τη μελέτη της σχέσης μεταξύ της εξέλιξης των χρηματιστηριακών δεικτών και των μακροοικονομικών παραγόντων, οι οποίοι επικεντρώθηκαν στη συνολική κατανάλωση, στο δείκτη ανεργίας και στο δείκτη πληθωρισμού, προσαρμόστηκαν στα δεδομένα τα δυναμικά διμεταβλητά υποδείγματα VAR (ή VEC, σε περίπτωση ύπαρξης συνολοκλήρωσης), ώστε να εφαρμοστούν τα βασικά τους οικονομετρικά εργαλεία που είναι ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger (Granger causality) και η ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων (Impulse Response Analysis). Επιπρόσθετα, εφαρμόστηκε η προσέγγιση ARDL, για τον εντοπισμό της υπό μελέτη σχέσης, στην περίπτωση που δεν μπορούσε να προσαρμοστεί ένα VAR υπόδειγμα λόγω διαφορετικού βαθμού ολοκληρωμένων χρονοσειρών. Βασικός σκοπός της ανάλυσης ήταν ο εντοπισμός των σχέσεων αιτίου-αιτιατού με ιδιαίτερη έμφαση στην κατεύθυνση της

<sup>72</sup> Για τις κριτικές τιμές του Bounds Test βλ. Παράρτημα Η.

<sup>73</sup> Για τις προαναφερόμενες ECM εξισώσεις βλ. Παράρτημα Ζ.

αιτιότητας, του χρονικού ορίζοντα στον οποίο επιδρά σε κάθε σχέση και στη μελέτη της συμπεριφοράς των ενδογενών χρονοσειρών, κάθε διμεταβλητού υποδείγματος, σε μία αιφνίδια μεταβολή της άλλης χρονοσειράς. Τελικός στόχος, ωστόσο, είναι ο εντοπισμός διαφορών και ομοιοτήτων διαμέσου της σύγκρισης των αποτελεσμάτων σε όλα τα αντίστοιχα διμεταβλητά υποδείγματα.

Η ανάλυση πραγματοποιήθηκε σε εννέα αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες οικονομίες, σύμφωνα με το Δ.Ν.Τ., που όλες (πλην της Ελλάδας) είναι μέλη της ομάδας G20. Συγκεκριμένα, πραγματοποιήθηκε στις αναπτυγμένες οικονομίες της Ιαπωνίας, Γερμανίας, Αυστραλίας, Γαλλίας και Ελλάδας και στις αντίστοιχες αναπτυσσόμενες της Αργεντινής, Βραζιλίας, Ρωσίας και Τουρκίας. Σε κάθε χώρα χρησιμοποιήθηκε η συνολική κατανάλωση (ιδιωτική και κρατική), ο δείκτης ανεργίας, ο δείκτης τιμών καταναλωτή και ο γενικός χρηματιστηριακός δείκτης (όλα σε τριμηνιαία περίοδο). Οι χρηματιστηριακοί δείκτες ήταν, με αντίστοιχη προς τις χώρες σειρά, οι εξής: TOPIX, DAX 30, S&P/ASX 200, CAC 40, ATHEX, Merval, BOVESPA, RTSI, και BIST 100. Αφού όλες οι χρονοσειρές μετασηματίστηκαν κατάλληλα, ώστε να πληρούνται οι προϋποθέσεις προσαρμογής των υποδειγμάτων για αξιοπιστία και εγκυρότητα των αποτελεσμάτων μέσω της συνέπειας και της αποτελεσματικότητας των εκτιμητών, ελέγχθηκε η ύπαρξη συνολοκλήρωσης, εντοπίστηκε ο βέλτιστος αριθμός υστερήσεων και τέλος προσαρμόστηκαν τα κατάλληλα, για κάθε περίπτωση, δυναμικά διμεταβλητά υποδείγματα.

Αναφορικά με την VAR ανάλυση, ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger (βραχυπρόθεσμη αιτιότητα) ανέδειξε την ύπαρξη σχέσης αιτιότητας ανάμεσα στις αποδόσεις του γενικού χρηματιστηριακού δείκτη και τη συνολική κατανάλωση για την Ιαπωνία, τη Ρωσία και την Τουρκία, όπου στις δύο πρώτες ο χρηματιστηριακός δείκτης αιτιάζει την κατανάλωση, ενώ στην τελευταία παρατηρείται η αντίστροφη κατεύθυνση αιτιότητας. Παρατηρείται ότι η πλειονότητα των περιπτώσεων που εντοπίστηκε η σχέση αυτή, αφορά σε αναπτυσσόμενες οικονομίες. Σχετικά με την σχέση ανάμεσα στο χρηματιστηριακό δείκτη και το δείκτη ανεργίας, ο έλεγχος κατέληξε σε σημαντική στατιστικά αιτιατή σχέση για τις οικονομίες της Ιαπωνίας, Ρωσίας, Γαλλίας, Γερμανίας και Αυστραλίας. Σε όλες αυτές τις περιπτώσεις υπάρχει μονόδρομη κατεύθυνση αιτιότητας από το χρηματιστηριακό δείκτη προς την ανεργία και είναι αξιοσημείωτο ότι αφορούν κυρίως αναπτυγμένες οικονομίες, με εξαίρεση τη Ρωσία. Αναφορικά με τη μελέτη της σχέσης αιτιότητας ανάμεσα στο χρηματιστηριακό δείκτη και τον πληθωρισμό (μεταβολή του δείκτη τιμών καταναλωτή), προέκυψε σχέση αιτιότητας από τον

πληθωρισμό προς το χρηματιστηριακό δείκτη στην περίπτωση της Ιαπωνίας, Γερμανίας και Αυστραλίας, ενώ η αντίστροφη κατεύθυνση αιτιότητας εντοπίστηκε για την οικονομία της Γαλλίας. Όμοια με την προηγούμενη σχέση (χρηματιστηριακός δείκτης - δείκτης ανεργίας), στη σχέση του χρηματιστηριακού δείκτη με το δείκτη πληθωρισμού όλες οι περιπτώσεις αιτιότητας που εντοπίστηκαν αφορούν αναπτυγμένες οικονομίες. Τέλος, παρατηρείται ότι στην πλειονότητα των σχέσεων αιτιότητας που προέκυψαν, ο χρηματιστηριακός δείκτης αποτελεί βραχυπρόθεσμο παράγοντα για τον καθορισμό των μακροοικονομικών παραγόντων με κυριότερη εξαίρεση τον πληθωρισμό, ο οποίος επηρεάζει την εξέλιξη των χρηματιστηριακών δεικτών στις εντοπισμένες αιτιατές σχέσεις (πλην της Γαλλίας). Όλα τα συμπεράσματα από τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger συνοψίζονται στον Πίνακα 3.30.

**Πίνακας 3.30**  
**Αποτελέσματα της αιτιότητας κατά Granger από την VAR ανάλυση**

<b>ΧΩΡΑ</b>	<b>ΧΡ. ΔΕΙΚΤΗΣ - ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ</b>	<b>ΧΡ. ΔΕΙΚΤΗΣ - ΑΝΕΡΓΙΑ</b>	<b>ΧΡ. ΔΕΙΚΤΗΣ - ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ</b>
<b>ΙΑΠΩΝΙΑ</b>	→	→	←
<b>ΡΩΣΙΑ</b>	→	→	-
<b>ΤΟΥΡΚΙΑ</b>	←	-	-
<b>ΓΕΡΜΑΝΙΑ</b>	-	→	←
<b>ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ</b>	-	→	←
<b>ΓΑΛΛΙΑ</b>	-	→	→

Σχετικά με την μακροχρόνια σχέση αιτιότητας (long-run causality) και τον έλεγχο συνολοκλήρωσης, μακροχρόνια σχέση αιτιότητας παρουσιάστηκε για την οικονομία της Ρωσίας και της Αυστραλίας. Πιο συγκεκριμένα, η συνολική κατανάλωση αποτελεί καθοριστικό παράγοντα, σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα, για την εξέλιξη του δείκτη RTSI αλλά και αντίστροφα. Για την περίπτωση της Αυστραλίας, η τιμή της συνολικής κατανάλωσης και η τιμή του Δ.Τ.Κ. επηρεάζουν την εξέλιξη των αποδόσεων του S&P/ASX 200, ενώ οι αποδόσεις του δείκτη μακροχρόνια αιτιάζουν τη συνολική κατανάλωση. Επισημαίνεται ότι



δεν προέκυψαν σε βραχυπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα όλες οι προαναφερόμενες μακροχρόνιες αιτιατές σχέσεις. Στον Πίνακα 3.31 συγκεντρώνεται η μακροχρόνια κατεύθυνση αιτιότητας για τις περιπτώσεις που αναφέρθηκαν.

**Πίνακας 3.31**  
**Αποτελέσματα της μακροχρόνιας αιτιότητας από την εκτίμηση των VEC υποδειγμάτων**

<b>ΧΩΡΑ</b>	<b>ΧΡ. ΔΕΙΚΤΗΣ - ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗ</b>	<b>ΧΡ. ΔΕΙΚΤΗΣ - ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ</b>
<b>ΡΩΣΙΑ</b>	→ ←	-
<b>ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ</b>	→ ←	←

Η ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων συνέβαλλε στον εντοπισμό του μεγέθους και του είδους επιρροής (θετική ή αρνητική) που υπάρχει σε κάθε αιτιατή σχέση, χωρίς να προκύψουν διαφορές με τα αποτελέσματα της κατά Granger ανάλυσης. Αναφορικά με τις βραχυπρόθεσμες αιτιατές σχέσεις, μεταξύ της συνολικής κατανάλωσης και του χρηματιστηριακού δείκτη, ο τελευταίος επηρεάζει βραχυπρόθεσμα θετικά τη συνολική κατανάλωση της Ιαπωνίας και Ρωσίας, ενώ στην Τουρκία η συνολική κατανάλωση επηρεάζει αρνητικά το δείκτη BIST 100. Σχετικά με το δείκτη ανεργίας, σε όλες τις αιτιατές σχέσεις (Ιαπωνία, Ρωσία, Γερμανία, Αυστραλία, Γαλλία) ο χρηματιστηριακός δείκτης επηρεάζει αρνητικά το δείκτη ανεργίας. Επιπρόσθετα, στις βραχυχρόνιες αιτιατές σχέσεις των χρηματιστηριακών δεικτών με τους αντίστοιχους πληθωρισμούς, προέκυψε αρνητική επίδραση του πληθωρισμού στους χρηματιστηριακούς δείκτες για την περίπτωση της Ιαπωνίας, Γερμανίας και Αυστραλίας, ενώ θετική επιρροή ασκεί ο δείκτης CAC 40 στον πληθωρισμό της Γαλλίας. Τέλος, από την ίδια ανάλυση για τις μακροχρόνιες αιτιατές σχέσεις, για την περίπτωση της Ρωσίας, ο δείκτης RTSI επηρεάζει θετικά την κατανάλωση ενώ αντίστροφα, η κατανάλωση επηρεάζει αρνητικά το δείκτη, σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα. Επιπλέον, για την περίπτωση της Αυστραλίας υπάρχει, μακροπρόθεσμα, αρνητική επίδραση του πληθωρισμού στο δείκτη S&P/ASX 200 και θετική του ίδιου δείκτη στη συνολική κατανάλωση της Αυστραλίας. Ωστόσο, σημαντικό στην ανάλυση αιφνιδίων αντιδράσεων

είναι αφενός το κατά πόσο οι διαταραχές απορροφούνται, δηλαδή βρίσκονται σε ισορροπία (converge) και αφετέρου ο χρόνος στον οποίο επιτυγχάνεται αυτό, έτσι ώστε να υπάρχει καλή προσαρμοστικότητα του υποδείγματος. Αυτό, πρακτικά, σημαίνει ότι σταματά η επίδραση της μίας μεταβλητής στην άλλη. Οι Πίνακες 3.32 έως 3.34 παρουσιάζουν συγκεντρωτικά τις περιπτώσεις όπου επιτυγχάνεται η σύγκλιση των διαταραχών ανά μακροοικονομική μεταβλητή για κάθε χώρα, καθώς και ο χρόνος επίτευξης.

**Πίνακας 3.32**  
**Αποτελέσματα της ανάλυσης αιφνιδίων αντιδράσεων για την επίδραση της συνολικής κατανάλωσης στο χρηματιστηριακό δείκτη και αντίστροφα**

<b>ΧΩΡΑ</b>	<b>CONVERGE</b>	<b>SHORT TIME</b>	<b>LONG TIME</b>
<b>ΙΑΠΩΝΙΑ</b>	✓		✓
<b>ΒΡΑΖΙΛΙΑ</b>	✓	✓	
<b>ΡΩΣΙΑ</b>	X		
<b>ΓΕΡΜΑΝΙΑ</b>	✓	✓	
<b>ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ</b>	✓	✓	
	X		
<b>ΤΟΥΡΚΙΑ</b>	X		
<b>ΓΑΛΛΙΑ</b>	✓	✓	
<b>ΕΛΛΑΔΑ</b>	X		

**Πίνακας 3.33**  
**Αποτελέσματα της ανάλυσης αιφνιδίων αντιδράσεων για την επίδραση της ανεργίας στο χρηματιστηριακό δείκτη και αντίστροφα**

ΧΩΡΑ	CONVERGE	SHORT TIME	LONG TIME
ΙΑΠΩΝΙΑ	✓		✓
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	✓	✓	
ΒΡΑΖΙΛΙΑ	✓	✓	
ΡΩΣΙΑ	✓	✓	
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	✓		✓
ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	✓	✓	
ΤΟΥΡΚΙΑ	✓		✓
ΓΑΛΛΙΑ	✓	✓	
ΕΛΛΑΔΑ	✓		✓

**Πίνακας 3.34**  
**Αποτελέσματα της ανάλυσης αιφνιδίων αντιδράσεων για την επίδραση του πληθωρισμού στο χρηματιστηριακό δείκτη και αντίστροφα**

ΧΩΡΑ	CONVERGE	SHORT TIME	LONG TIME
ΙΑΠΩΝΙΑ	✓		✓
ΒΡΑΖΙΛΙΑ	✓		✓
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	✓	✓	
ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	X		
ΤΟΥΡΚΙΑ	X		
ΓΑΛΛΙΑ	✓	✓	
ΕΛΛΑΔΑ	X		

Αναφορικά με την προσέγγιση ARDL η οποία εφαρμόστηκε μόνο για την μελέτη της σχέσης της συνολικής κατανάλωσης με το χρηματιστηριακό δείκτη στην οικονομία της Αργεντινής (καθ' ότι δεν δύναται να εφαρμοστεί η VAR ανάλυση), προέκυψε ότι υπάρχει μονόδρομη κατεύθυνση βραχυπρόθεσμης αιτιότητας ανάμεσά τους (από τη συνολική κατανάλωση προς τις χρηματιστηριακές αποδόσεις) και ύπαρξη μακροχρόνιας αιτιατής

σχέσης. Ωστόσο, κανένα υπόδειγμα δεν εφαρμόστηκε για τη μελέτη της σχέσης του πληθωρισμού με τους δείκτες Merval και RTSI, καθώς δεν μπορούσε να διεξαχθεί κάποιο αξιόπιστο πόρισμα για τον εντοπισμό μίας πιθανής σχέσης αιτιότητας ανάμεσά τους.

Τα συμπεράσματα που προκύπτουν από τα παραπάνω αποτελέσματα είναι σημαντικά και αφορμή για περαιτέρω σκέψη. Αρχικά, παρατηρείται γενικά ότι η αλληλεπίδραση μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και μακροοικονομικών παραγόντων υφίσταται κυρίως βραχυπρόθεσμα και όχι σε μακροχρόνιο ορίζοντα, καθώς και ότι οι αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών επιδρούν κυριότερα στο μακροοικονομικό περιβάλλον απ' ό τι το αντίστροφο, με εξαίρεση τον πληθωρισμό. Επίσης, στη σχέση των χρηματιστηριακών αποδόσεων με τη συνολική κατανάλωση, παρατηρήθηκε βραχυπρόθεσμη αιτιότητα για τις οικονομίες της Ιαπωνίας, Ρωσίας, Τουρκίας και Αργεντινής. Η αιτιότητα αυτή είναι θετική από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις προς τη συνολική κατανάλωση στις οικονομίες της Ρωσίας και της Ιαπωνίας, ενώ αρνητική στην Τουρκία και την Αργεντινή, με αντίστροφη κατεύθυνση αιτιότητας. Αυτό, ενδεχομένως, να μπορεί να ερμηνευτεί από τον υψηλότερο επενδυτικό κίνδυνο που υπάρχει στις ασθενέστερες οικονομίες και την τακτική οι επενδυτές να λαμβάνουν θέση που αποφέρει ζημία με την αύξηση της τιμής των χρηματιστηριακών αποδόσεων (short position) όταν οι τιμές των αποδόσεων πέφτουν και αντίστροφα, όταν οι χρηματιστηριακές αποδόσεις ανεβαίνουν τότε οι επενδυτές να λαμβάνουν θέση που αποφέρει κέρδος με την αύξηση της τιμής τους (long position). Ωστόσο, στις ισχυρές οικονομίες δεν διαφαίνεται να υπάρχει αιτιατή σχέση ανάμεσα στους δύο προαναφερόμενους παράγοντες. Σχετικά με τις αιτιατές σχέσεις μεταξύ των αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών και του δείκτη ανεργίας, παρατηρείται αιτιατή σχέση κυρίως στις αναπτυσσόμενες οικονομίες και μάλιστα, οι χρηματιστηριακές αποδόσεις επηρεάζουν αρνητικά το δείκτη ανεργίας, κάτι το οποίο είναι απολύτως αναμενόμενο. Αξιοσημείωτο είναι ότι στις αναπτυσσόμενες οικονομίες δεν υπάρχει αιτιότητα ανάμεσα στην ανεργία και τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και, πολύ περισσότερο, δεν υπάρχει θετική αιτιατή σχέση. Αυτό, ενδεχομένως, να εξηγείται με την τάση που επικρατεί μετά το 1980 και την ανοικτή αγορά κατά την οποία ισχυρές εταιρίες και βιομηχανίες δημιουργούνται σε αναπτυσσόμενες οικονομίες όπου υπάρχει φθινό εργατικό προσωπικό, με σκοπό το μικρότερο κόστος παραγωγής. Καταλήγοντας, αναφορικά με τη σχέση πληθωρισμού και αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών, προέκυψε αιτιότητα μόνο σε αναπτυσσόμενες οικονομίες (Ιαπωνία, Γερμανία, Αυστραλία, Γαλλία), όπου στη συντριπτική πλειονότητα, ο πληθωρισμός επιδρά αρνητικά στο χρηματιστηριακό περιβάλλον.

Το γεγονός ότι πλήττει τις αναπτυγμένες και όχι τις αναπτυσσόμενες οικονομίες μπορεί να ερμηνευτεί από το ότι στον πληθωρισμό μειώνεται η αξία των αποταμιεύσεων, πλήττονται κυρίως οι δανειστές από τους δανειζόμενους και γενικά δεν δημιουργούνται κίνητρα για επενδύσεις, κάτι από το οποίο βασίζεται ως επί το πλείστον η χρηματιστηριακή αγορά στις ισχυρές οικονομίες.

Καταλήγοντας, πρέπει να επισημανθεί ότι στην πράξη έχει παρατηρηθεί ότι το μακροοικονομικό περιβάλλον επιδρά κυρίως στο αντίστοιχο χρηματιστηριακό και όχι το αντίστροφο. Ωστόσο, ένας χρηματιστηριακός δείκτης είναι η συνισταμένη πολλών δυνάμεων (μακροοικονομικών κυρίως) και συνεπώς βάσει αυτού του γεγονότος μπορεί να ερμηνευτεί το συμπέρασμα που προέκυψε στην προκειμένη εμπειρική ανάλυση. Τέλος, είναι σημαντικό για την ερμηνεία των αποτελεσμάτων να ληφθεί υπόψη ότι ο χρονικός ορίζοντας των υπό μελέτη χρονοσειρών περιλαμβάνει πολλά διαφορετικά συμβάντα και αυτό δυσχεραίνει τη διεξαγωγή ενός γενικού πορίσματος.

# ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

Έλεγχοι Στατιστικής Σημαντικότητας Εποχικών Δεικτών & Γραμμικής  
Τάσης

➤ ΙΑΠΩΝΙΑ

Dependent Variable: LNCONSUMPTION				
Method: Least Squares				
Date: 02/07/16 Time: 12:28				
Sample: 1994Q1 2014Q3				
Included observations: 83				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.36020	0.005323	3449.000	0.0000
@TREND	0.001104	8.35E-05	13.21736	0.0000
@SEAS(1)	-0.067092	0.005695	-11.78113	0.0000
@SEAS(2)	-0.043341	0.005694	-7.611296	0.0000
@SEAS(3)	-0.068613	0.005695	-12.04813	0.0000
R-squared	0.823061	Mean dependent var		18.36017
Adjusted R-squared	0.813987	S.D. dependent var		0.042257
S.E. of regression	0.018225	Akaike info criterion		-5.113678
Sum squared resid	0.025908	Schwarz criterion		-4.967965
Log likelihood	217.2176	Hannan-Quinn criter.		-5.055138
F-statistic	90.70763	Durbin-Watson stat		0.288606
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCONSUMPTION_SA				
Method: Least Squares				
Date: 02/07/16 Time: 12:28				
Sample: 1994Q1 2014Q3				
Included observations: 83				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.32060	0.005326	3439.813	0.0000
@TREND	0.001104	8.36E-05	13.21383	0.0000
@SEAS(1)	-0.007838	0.005698	-1.375636	0.1729
@SEAS(2)	-0.004786	0.005697	-0.840025	0.4035
@SEAS(3)	-0.008097	0.005698	-1.421086	0.1593
R-squared	0.694513	Mean dependent var		18.36064
Adjusted R-squared	0.678847	S.D. dependent var		0.032176
S.E. of regression	0.018234	Akaike info criterion		-5.112662
Sum squared resid	0.025935	Schwarz criterion		-4.966948
Log likelihood	217.1755	Hannan-Quinn criter.		-5.054122
F-statistic	44.33246	Durbin-Watson stat		0.289752
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNTOPIX				
Method: Least Squares				
Sample: 1994Q1 2014Q3				
Included observations: 83				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

C	7.283003	0.063422	114.8335	0.0000
@TREND	-0.005850	0.000995	-5.877889	0.0000
@SEAS(1)	0.028605	0.067849	0.421597	0.6745
@SEAS(2)	0.055707	0.067842	0.821127	0.4141
@SEAS(3)	0.051947	0.067849	0.765622	0.4462
R-squared	0.311652	Mean dependent var	7.077633	
Adjusted R-squared	0.276352	S.D. dependent var	0.255250	
S.E. of regression	0.217134	Akaike info criterion	-0.158250	
Sum squared resid	3.677495	Schwarz criterion	-0.012537	
Log likelihood	11.56737	Hannan-Quinn criter.	-0.099710	
F-statistic	8.828674	Durbin-Watson stat	0.238726	
Prob(F-statistic)	0.000006			

Dependent Variable: LNUNEMPLOYMENT				
Method: Least Squares				
Sample: 1994Q1 2014Q3				
Included observations: 83				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.331975	0.048210	27.62868	0.0000
@TREND	0.002829	0.000757	3.739661	0.0003
@SEAS(1)	-0.012800	0.051575	-0.248181	0.8046
@SEAS(2)	-0.010020	0.051569	-0.194300	0.8464
@SEAS(3)	-0.010927	0.051575	-0.211868	0.8328
R-squared	0.152903	Mean dependent var	1.439431	
Adjusted R-squared	0.109462	S.D. dependent var	0.174903	
S.E. of regression	0.165053	Akaike info criterion	-0.706752	
Sum squared resid	2.124910	Schwarz criterion	-0.561039	
Log likelihood	34.33022	Hannan-Quinn criter.	-0.648213	
F-statistic	3.519795	Durbin-Watson stat	0.052889	
Prob(F-statistic)	0.010770			

Dependent Variable: LNCPI				
Method: Least Squares				
Date: 02/07/16 Time: 12:31				
Sample: 1994Q1 2014Q3				
Included observations: 83				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.628786	0.003153	1467.851	0.0000
@TREND	-0.000257	4.95E-05	-5.192254	0.0000
@SEAS(1)	-0.003964	0.003374	-1.175021	0.2436
@SEAS(2)	0.001355	0.003373	0.401620	0.6891
@SEAS(3)	0.000951	0.003374	0.281972	0.7787
R-squared	0.275952	Mean dependent var	4.617832	
Adjusted R-squared	0.238821	S.D. dependent var	0.012375	
S.E. of regression	0.010796	Akaike info criterion	-6.160889	
Sum squared resid	0.009092	Schwarz criterion	-6.015176	
Log likelihood	260.6769	Hannan-Quinn criter.	-6.102350	
F-statistic	7.431900	Durbin-Watson stat	0.186461	
Prob(F-statistic)	0.000040			



➤ **ARGENTINH**

Dependent Variable: LNCONSUMPTION				
Method: Least Squares				
Sample: 2004Q1 2014Q3				
Included observations: 43				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.41853	0.010240	1115.067	0.0000
@TREND	0.054001	0.000309	174.9799	0.0000
@SEAS(1)	-0.007766	0.010959	-0.708604	0.4829
@SEAS(2)	0.008325	0.010955	0.759977	0.4520
@SEAS(3)	0.015080	0.010959	1.376076	0.1769
R-squared	0.998766	Mean dependent var		12.55656
Adjusted R-squared	0.998637	S.D. dependent var		0.679021
S.E. of regression	0.025072	Akaike info criterion		-4.425192
Sum squared resid	0.023887	Schwarz criterion		-4.220401
Log likelihood	100.1416	Hannan-Quinn criter.		-4.349671
F-statistic	7692.090	Durbin-Watson stat		0.420351
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNMERVAL				
Method: Least Squares				
Sample: 2004Q1 2014Q3				
Included observations: 43				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.944298	0.123021	56.44828	0.0000
@TREND	0.034323	0.003708	9.257790	0.0000
@SEAS(1)	0.073707	0.131656	0.559840	0.5789
@SEAS(2)	0.031051	0.131604	0.235944	0.8147
@SEAS(3)	0.023045	0.131656	0.175037	0.8620
R-squared	0.693311	Mean dependent var		7.697785
Adjusted R-squared	0.661028	S.D. dependent var		0.517338
S.E. of regression	0.301201	Akaike info criterion		0.546864
Sum squared resid	3.447431	Schwarz criterion		0.751655
Log likelihood	-6.757585	Hannan-Quinn criter.		0.622385
F-statistic	21.47601	Durbin-Watson stat		0.422839
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNUNEMPLOYMENT				
Method: Least Squares				
Sample: 2004Q1 2014Q3				
Included observations: 43				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.403757	0.042258	56.88303	0.0000
@TREND	-0.015522	0.001274	-12.18831	0.0000
@SEAS(1)	0.106932	0.045224	2.364476	0.0233
@SEAS(2)	0.098731	0.045206	2.184002	0.0352

@SEAS(3)	0.084350	0.045224	1.865157	0.0699
R-squared	0.804867	Mean dependent var		2.151977
Adjusted R-squared	0.784326	S.D. dependent var		0.222786
S.E. of regression	0.103463	Akaike info criterion		-1.590257
Sum squared resid	0.406776	Schwarz criterion		-1.385466
Log likelihood	39.19052	Hannan-Quinn criter.		-1.514736
F-statistic	39.18469	Durbin-Watson stat		0.254308
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNUNEMPLOYMENT_SA				
Method: Least Squares				
Sample: 2004Q1 2014Q3				
Included observations: 43				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.460739	0.041435	59.38808	0.0000
@TREND	-0.015465	0.001249	-12.38435	0.0000
@SEAS(1)	0.016352	0.044344	0.368750	0.7144
@SEAS(2)	0.020431	0.044326	0.460931	0.6475
@SEAS(3)	0.018197	0.044344	0.410357	0.6838
R-squared	0.802167	Mean dependent var		2.150042
Adjusted R-squared	0.781343	S.D. dependent var		0.216952
S.E. of regression	0.101448	Akaike info criterion		-1.629592
Sum squared resid	0.391086	Schwarz criterion		-1.424801
Log likelihood	40.03622	Hannan-Quinn criter.		-1.554071
F-statistic	38.52041	Durbin-Watson stat		0.205554
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCPI				
Method: Least Squares				
Sample: 2004Q1 2014Q3				
Included observations: 43				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.056670	0.005514	735.6968	0.0000
@TREND	0.021886	0.000166	131.7007	0.0000
@SEAS(1)	0.001335	0.005901	0.226288	0.8222
@SEAS(2)	-0.000525	0.005899	-0.088947	0.9296
@SEAS(3)	-0.003511	0.005901	-0.594888	0.5554
R-squared	0.997820	Mean dependent var		4.515585
Adjusted R-squared	0.997590	S.D. dependent var		0.275017
S.E. of regression	0.013500	Akaike info criterion		-5.663239
Sum squared resid	0.006926	Schwarz criterion		-5.458448
Log likelihood	126.7596	Hannan-Quinn criter.		-5.587719
F-statistic	4347.711	Durbin-Watson stat		0.279713
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ **BPAZIAIA**

Dependent Variable: LNCONSUMPTION				
Method: Least Squares				
Sample: 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 75				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.04544	0.012066	998.2761	0.0000
@TREND	0.026631	0.000209	127.1641	0.0000
@SEAS(1)	-0.084141	0.012909	-6.517913	0.0000
@SEAS(2)	-0.063341	0.012907	-4.907313	0.0000
@SEAS(3)	-0.054588	0.012909	-4.228619	0.0001
R-squared	0.995712	Mean dependent var		12.97960
Adjusted R-squared	0.995467	S.D. dependent var		0.582834
S.E. of regression	0.039242	Akaike info criterion		-3.573792
Sum squared resid	0.107796	Schwarz criterion		-3.419293
Log likelihood	139.0172	Hannan-Quinn criter.		-3.512102
F-statistic	4063.403	Durbin-Watson stat		0.215735
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCONSUMPTION_SA				
Method: Least Squares				
Sample: 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 75				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.99365	0.012059	994.6185	0.0000
@TREND	0.026632	0.000209	127.2492	0.0000
@SEAS(1)	0.002253	0.012901	0.174677	0.8618
@SEAS(2)	0.001536	0.012899	0.119096	0.9055
@SEAS(3)	0.001206	0.012901	0.093469	0.9258
R-squared	0.995700	Mean dependent var		12.98030
Adjusted R-squared	0.995454	S.D. dependent var		0.581670
S.E. of regression	0.039217	Akaike info criterion		-3.575068
Sum squared resid	0.107659	Schwarz criterion		-3.420568
Log likelihood	139.0650	Hannan-Quinn criter.		-3.513378
F-statistic	4052.304	Durbin-Watson stat		0.213973
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNBOVESPA				
Method: Least Squares				
Sample: 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 75				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.852336	0.090948	97.33411	0.0000
@TREND	0.034211	0.001579	21.67331	0.0000
@SEAS(1)	0.041057	0.097301	0.421958	0.6743
@SEAS(2)	0.031612	0.097288	0.324935	0.7462

@SEAS(3)	-0.022901	0.097301	-0.235365	0.8146
R-squared	0.870335	Mean dependent var		10.13077
Adjusted R-squared	0.862925	S.D. dependent var		0.798904
S.E. of regression	0.295783	Akaike info criterion		0.465960
Sum squared resid	6.124136	Schwarz criterion		0.620459
Log likelihood	-12.47350	Hannan-Quinn criter.		0.527650
F-statistic	117.4628	Durbin-Watson stat		0.282651
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNUNEMPLOYMENT				
Method: Least Squares				
Sample: 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 75				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.676404	0.052098	51.37211	0.0000
@TREND	-0.012513	0.000904	-13.83867	0.0000
@SEAS(1)	-0.011236	0.055738	-0.201578	0.8408
@SEAS(2)	-0.001266	0.055730	-0.022716	0.9819
@SEAS(3)	-0.004721	0.055738	-0.084704	0.9327
R-squared	0.732475	Mean dependent var		2.209049
Adjusted R-squared	0.717188	S.D. dependent var		0.318607
S.E. of regression	0.169436	Akaike info criterion		-0.648346
Sum squared resid	2.009591	Schwarz criterion		-0.493847
Log likelihood	29.31299	Hannan-Quinn criter.		-0.586656
F-statistic	47.91447	Durbin-Watson stat		0.096736
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCPI				
Method: Least Squares				
Sample: 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 75				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.724585	0.011145	334.2004	0.0000
@TREND	0.015577	0.000193	80.52959	0.0000
@SEAS(1)	0.002986	0.011923	0.250398	0.8030
@SEAS(2)	0.003180	0.011922	0.266738	0.7905
@SEAS(3)	-0.000484	0.011923	-0.040593	0.9677
R-squared	0.989330	Mean dependent var		4.302367
Adjusted R-squared	0.988721	S.D. dependent var		0.341278
S.E. of regression	0.036245	Akaike info criterion		-3.732675
Sum squared resid	0.091960	Schwarz criterion		-3.578176
Log likelihood	144.9753	Hannan-Quinn criter.		-3.670985
F-statistic	1622.657	Durbin-Watson stat		0.062350
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ ΠΩΣΙΑ

Dependent Variable: LNCONSUMPTION				
Method: Least Squares				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 47				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.77565	0.037192	397.2826	0.0000
@TREND	0.039512	0.001026	38.49589	0.0000
@SEAS(1)	-0.091907	0.039801	-2.309181	0.0259
@SEAS(2)	-0.068801	0.039787	-1.729214	0.0911
@SEAS(3)	-0.047755	0.039801	-1.199849	0.2369
R-squared	0.972699	Mean dependent var		15.63120
Adjusted R-squared	0.970099	S.D. dependent var		0.551226
S.E. of regression	0.095317	Akaike info criterion		-1.762935
Sum squared resid	0.381582	Schwarz criterion		-1.566111
Log likelihood	46.42897	Hannan-Quinn criter.		-1.688868
F-statistic	374.1082	Durbin-Watson stat		0.064680
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCONSUMPTION_SA				
Method: Least Squares				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 47				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.73313	0.037247	395.5551	0.0000
@TREND	0.039530	0.001028	38.45697	0.0000
@SEAS(1)	-0.013397	0.039859	-0.336094	0.7385
@SEAS(2)	-0.013674	0.039846	-0.343162	0.7332
@SEAS(3)	-0.013961	0.039859	-0.350268	0.7279
R-squared	0.972462	Mean dependent var		15.63185
Adjusted R-squared	0.969839	S.D. dependent var		0.549655
S.E. of regression	0.095457	Akaike info criterion		-1.759983
Sum squared resid	0.382710	Schwarz criterion		-1.563159
Log likelihood	46.35961	Hannan-Quinn criter.		-1.685917
F-statistic	370.7921	Durbin-Watson stat		0.053577
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNRTSI				
Method: Least Squares				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 47				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.593235	0.162235	40.64007	0.0000
@TREND	0.020377	0.004477	4.551280	0.0000

@SEAS(1)	-0.010711	0.173615	-0.061693	0.9511
@SEAS(2)	0.009216	0.173557	0.053099	0.9579
@SEAS(3)	-0.014277	0.173615	-0.082235	0.9349
R-squared	0.331054	Mean dependent var		7.057884
Adjusted R-squared	0.267345	S.D. dependent var		0.485754
S.E. of regression	0.415782	Akaike info criterion		1.182979
Sum squared resid	7.260750	Schwarz criterion		1.379803
Log likelihood	-22.80000	Hannan-Quinn criter.		1.257045
F-statistic	5.196327	Durbin-Watson stat		0.346198
Prob(F-statistic)	0.001713			

Dependent Variable: LNUNEMPLOYMENT				
Method: Least Squares				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 47				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.086480	0.047308	44.10391	0.0000
@TREND	-0.008440	0.001306	-6.464762	0.0000
@SEAS(1)	0.023917	0.050627	0.472425	0.6391
@SEAS(2)	0.015865	0.050610	0.313474	0.7555
@SEAS(3)	0.007366	0.050627	0.145489	0.8850
R-squared	0.502316	Mean dependent var		1.904391
Adjusted R-squared	0.454918	S.D. dependent var		0.164221
S.E. of regression	0.121244	Akaike info criterion		-1.281741
Sum squared resid	0.617401	Schwarz criterion		-1.084917
Log likelihood	35.12091	Hannan-Quinn criter.		-1.207675
F-statistic	10.59774	Durbin-Watson stat		0.315148
Prob(F-statistic)	0.000005			

Dependent Variable: LNCPI				
Method: Least Squares				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 47				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.897392	0.014507	268.6478	0.0000
@TREND	0.022631	0.000400	56.52630	0.0000
@SEAS(1)	0.007901	0.015525	0.508928	0.6135
@SEAS(2)	0.007911	0.015520	0.509724	0.6129
@SEAS(3)	0.000419	0.015525	0.026980	0.9786
R-squared	0.987052	Mean dependent var		4.422055
Adjusted R-squared	0.985819	S.D. dependent var		0.312214
S.E. of regression	0.037180	Akaike info criterion		-3.645788
Sum squared resid	0.058060	Schwarz criterion		-3.448964
Log likelihood	90.67601	Hannan-Quinn criter.		-3.571722
F-statistic	800.4195	Durbin-Watson stat		0.067866
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ **FEPMANIA**

Dependent Variable: LNCONSUMPTION				
Method: Least Squares				
Sample: 1995Q1 2014Q3				
Included observations: 79				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.82521	0.003447	3720.362	0.0000
@TREND	0.005214	5.68E-05	91.76150	0.0000
@SEAS(1)	-0.076651	0.003688	-20.78389	0.0000
@SEAS(2)	-0.051817	0.003688	-14.05189	0.0000
@SEAS(3)	-0.043001	0.003688	-11.65981	0.0000
R-squared	0.991781	Mean dependent var		12.98514
Adjusted R-squared	0.991336	S.D. dependent var		0.123665
S.E. of regression	0.011511	Akaike info criterion		-6.029888
Sum squared resid	0.009805	Schwarz criterion		-5.879923
Log likelihood	243.1806	Hannan-Quinn criter.		-5.969807
F-statistic	2232.266	Durbin-Watson stat		0.861268
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCONSUMPTION_SA				
Method: Least Squares				
Sample: 1995Q1 2014Q3				
Included observations: 79				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.78175	0.002868	4456.320	0.0000
@TREND	0.005202	4.73E-05	110.0454	0.0000
@SEAS(1)	0.000915	0.003069	0.298032	0.7665
@SEAS(2)	0.001446	0.003068	0.471281	0.6388
@SEAS(3)	0.001743	0.003069	0.568191	0.5716
R-squared	0.993933	Mean dependent var		12.98568
Adjusted R-squared	0.993606	S.D. dependent var		0.119766
S.E. of regression	0.009577	Akaike info criterion		-6.397682
Sum squared resid	0.006787	Schwarz criterion		-6.247717
Log likelihood	257.7084	Hannan-Quinn criter.		-6.337601
F-statistic	3031.013	Durbin-Watson stat		0.261311
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNDAX_30				
Method: Least Squares				
Sample: 1995Q1 2014Q3				
Included observations: 79				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.047702	0.081630	98.58813	0.0000
@TREND	0.011998	0.001345	8.917398	0.0000
@SEAS(1)	0.020913	0.087329	0.239477	0.8114
@SEAS(2)	0.037762	0.087319	0.432462	0.6667

@SEAS(3)	0.017282	0.087329	0.197899	0.8437
R-squared	0.518739	Mean dependent var		8.534847
Adjusted R-squared	0.492725	S.D. dependent var		0.382689
S.E. of regression	0.272564	Akaike info criterion		0.299311
Sum squared resid	5.497532	Schwarz criterion		0.449276
Log likelihood	-6.822773	Hannan-Quinn criter.		0.359391
F-statistic	19.94071	Durbin-Watson stat		0.154842
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNUNEMPLOYMENT				
Method: Least Squares				
Sample: 1995Q1 2014Q3				
Included observations: 79				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.355396	0.051408	45.81736	0.0000
@TREND	-0.006554	0.000847	-7.734642	0.0000
@SEAS(1)	-0.010332	0.054998	-0.187864	0.8515
@SEAS(2)	-0.010813	0.054991	-0.196626	0.8447
@SEAS(3)	-0.011561	0.054998	-0.210199	0.8341
R-squared	0.447566	Mean dependent var		2.091519
Adjusted R-squared	0.417705	S.D. dependent var		0.224948
S.E. of regression	0.171654	Akaike info criterion		-0.625469
Sum squared resid	2.180424	Schwarz criterion		-0.475504
Log likelihood	29.70602	Hannan-Quinn criter.		-0.565388
F-statistic	14.98816	Durbin-Watson stat		0.037683
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCPI				
Method: Least Squares				
Sample: 1995Q1 2014Q3				
Included observations: 79				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.367847	0.002834	1541.030	0.0000
@TREND	0.003906	4.67E-05	83.61133	0.0000
@SEAS(1)	0.002439	0.003032	0.804326	0.4238
@SEAS(2)	0.003053	0.003032	1.006866	0.3173
@SEAS(3)	0.003527	0.003032	1.163176	0.2485
R-squared	0.989541	Mean dependent var		4.522467
Adjusted R-squared	0.988976	S.D. dependent var		0.090136
S.E. of regression	0.009464	Akaike info criterion		-6.421433
Sum squared resid	0.006628	Schwarz criterion		-6.271468
Log likelihood	258.6466	Hannan-Quinn criter.		-6.361352
F-statistic	1750.289	Durbin-Watson stat		0.112297
Prob(F-statistic)	0.000000			



➤ ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ

Dependent Variable: LNCONSUMPTION				
Method: Least Squares				
Sample: 1993Q1 2014Q3				
Included observations: 87				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.37049	0.005581	2037.436	0.0000
@TREND	0.015318	8.36E-05	183.2960	0.0000
@SEAS(1)	-0.066579	0.005970	-11.15201	0.0000
@SEAS(2)	-0.043109	0.005970	-7.221489	0.0000
@SEAS(3)	-0.041136	0.005970	-6.890356	0.0000
R-squared	0.997580	Mean dependent var		11.99102
Adjusted R-squared	0.997462	S.D. dependent var		0.388372
S.E. of regression	0.019567	Akaike info criterion		-4.974167
Sum squared resid	0.031396	Schwarz criterion		-4.832448
Log likelihood	221.3763	Hannan-Quinn criter.		-4.917101
F-statistic	8449.342	Durbin-Watson stat		0.218778
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCONSUMPTION_SA				
Method: Least Squares				
Sample: 1993Q1 2014Q3				
Included observations: 87				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.33356	0.005506	2058.578	0.0000
@TREND	0.015314	8.24E-05	185.7513	0.0000
@SEAS(1)	0.000289	0.005890	0.049070	0.9610
@SEAS(2)	-0.001120	0.005889	-0.190267	0.8496
@SEAS(3)	-0.001557	0.005890	-0.264347	0.7922
R-squared	0.997631	Mean dependent var		11.99144
Adjusted R-squared	0.997515	S.D. dependent var		0.387244
S.E. of regression	0.019303	Akaike info criterion		-5.001320
Sum squared resid	0.030555	Schwarz criterion		-4.859602
Log likelihood	222.5574	Hannan-Quinn criter.		-4.944255
F-statistic	8632.005	Durbin-Watson stat		0.136765
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNKP_ASX_200				
Method: Least Squares				
Sample: 1993Q1 2014Q3				
Included observations: 87				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.591517	0.045250	167.7684	0.0000
@TREND	0.012761	0.000678	18.83303	0.0000
@SEAS(1)	0.005316	0.048407	0.109816	0.9128

@SEAS(2)	0.007131	0.048402	0.147322	0.8832
@SEAS(3)	0.001857	0.048407	0.038368	0.9695
R-squared	0.812321	Mean dependent var		8.143860
Adjusted R-squared	0.803166	S.D. dependent var		0.357604
S.E. of regression	0.158655	Akaike info criterion		-0.788422
Sum squared resid	2.064043	Schwarz criterion		-0.646703
Log likelihood	39.29635	Hannan-Quinn criter.		-0.731356
F-statistic	88.72933	Durbin-Watson stat		0.218141
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNUNEMPLOYMENT				
Method: Least Squares				
Sample: 1993Q1 2014Q3				
Included observations: 87				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.184115	0.041528	52.59426	0.0000
@TREND	-0.008419	0.000622	-13.53790	0.0000
@SEAS(1)	0.013233	0.044425	0.297868	0.7666
@SEAS(2)	0.013988	0.044421	0.314897	0.7536
@SEAS(3)	0.018623	0.044425	0.419206	0.6762
R-squared	0.691173	Mean dependent var		1.833710
Adjusted R-squared	0.676108	S.D. dependent var		0.255842
S.E. of regression	0.145603	Akaike info criterion		-0.960108
Sum squared resid	1.738427	Schwarz criterion		-0.818389
Log likelihood	46.76470	Hannan-Quinn criter.		-0.903042
F-statistic	45.88023	Durbin-Watson stat		0.065343
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCPI				
Method: Least Squares				
Sample: 1993Q1 2014Q3				
Included observations: 87				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.125724	0.004042	1020.650	0.0000
@TREND	0.006805	6.05E-05	112.4254	0.0000
@SEAS(1)	0.001029	0.004324	0.237881	0.8126
@SEAS(2)	0.000852	0.004324	0.196945	0.8444
@SEAS(3)	0.002197	0.004324	0.507997	0.6128
R-squared	0.993560	Mean dependent var		4.419376
Adjusted R-squared	0.993246	S.D. dependent var		0.172458
S.E. of regression	0.014173	Akaike info criterion		-5.619222
Sum squared resid	0.016471	Schwarz criterion		-5.477503
Log likelihood	249.4362	Hannan-Quinn criter.		-5.562156
F-statistic	3162.908	Durbin-Watson stat		0.156298
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ TOYPKIA

Dependent Variable: LNCONSUMPTION				
Method: Least Squares				
Sample: 2006Q1 2014Q3				
Included observations: 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.95137	0.014313	835.0189	0.0000
@TREND	0.026930	0.000529	50.94128	0.0000
@SEAS(1)	-0.070777	0.015319	-4.620293	0.0001
@SEAS(2)	-0.040091	0.015310	-2.618661	0.0137
@SEAS(3)	-0.020412	0.015319	-1.332497	0.1927
R-squared	0.988832	Mean dependent var		12.37543
Adjusted R-squared	0.987343	S.D. dependent var		0.280058
S.E. of regression	0.031507	Akaike info criterion		-3.945655
Sum squared resid	0.029781	Schwarz criterion		-3.723463
Log likelihood	74.04897	Hannan-Quinn criter.		-3.868954
F-statistic	664.0864	Durbin-Watson stat		0.566989
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCONSUMPTION_SA				
Method: Least Squares				
Sample: 2006Q1 2014Q3				
Included observations: 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.92060	0.013870	859.4770	0.0000
@TREND	0.026936	0.000512	52.58093	0.0000
@SEAS(1)	0.000622	0.014844	0.041925	0.9668
@SEAS(2)	-0.003253	0.014836	-0.219244	0.8279
@SEAS(3)	-0.005309	0.014844	-0.357630	0.7231
R-squared	0.989308	Mean dependent var		12.37648
Adjusted R-squared	0.987883	S.D. dependent var		0.277361
S.E. of regression	0.030532	Akaike info criterion		-4.008551
Sum squared resid	0.027965	Schwarz criterion		-3.786359
Log likelihood	75.14965	Hannan-Quinn criter.		-3.931850
F-statistic	693.9754	Durbin-Watson stat		0.499202
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNBIST_100				
Method: Least Squares				
Sample: 2006Q1 2014Q3				
Included observations: 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.45175	0.102111	102.3563	0.0000

@TREND	0.022922	0.003772	6.077654	0.0000
@SEAS(1)	0.020668	0.109289	0.189114	0.8513
@SEAS(2)	0.050107	0.109224	0.458759	0.6497
@SEAS(3)	0.028460	0.109289	0.260410	0.7963
R-squared	0.554931	Mean dependent var	10.86694	
Adjusted R-squared	0.495588	S.D. dependent var	0.316494	
S.E. of regression	0.224781	Akaike info criterion	-0.015821	
Sum squared resid	1.515788	Schwarz criterion	0.206372	
Log likelihood	5.276868	Hannan-Quinn criter.	0.060880	
F-statistic	9.351307	Durbin-Watson stat	0.593345	
Prob(F-statistic)	0.000050			

Dependent Variable: LNUNEMPLOYMENT				
Method: Least Squares				
Sample: 2006Q1 2014Q3				
Included observations: 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.265991	0.065979	34.34428	0.0000
@TREND	-0.001677	0.002437	-0.688305	0.4965
@SEAS(1)	0.006398	0.070616	0.090609	0.9284
@SEAS(2)	0.010898	0.070574	0.154424	0.8783
@SEAS(3)	0.013360	0.070616	0.189196	0.8512
R-squared	0.016632	Mean dependent var	2.245359	
Adjusted R-squared	-0.114484	S.D. dependent var	0.137579	
S.E. of regression	0.145241	Akaike info criterion	-0.889285	
Sum squared resid	0.632846	Schwarz criterion	-0.667093	
Log likelihood	20.56249	Hannan-Quinn criter.	-0.812585	
F-statistic	0.126846	Durbin-Watson stat	0.165573	
Prob(F-statistic)	0.971563			

Dependent Variable: LNCPI				
Method: Least Squares				
Date: 02/07/16 Time: 13:03				
Included observations: 35				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.262843	0.005214	817.4982	0.0000
@TREND	0.019373	0.000193	100.5842	0.0000
@SEAS(1)	1.81E-05	0.005581	0.003250	0.9974
@SEAS(2)	0.000983	0.005578	0.176306	0.8612
@SEAS(3)	-0.013454	0.005581	-2.410710	0.0223
R-squared	0.997051	Mean dependent var	4.588977	
Adjusted R-squared	0.996658	S.D. dependent var	0.198551	
S.E. of regression	0.011479	Akaike info criterion	-5.965063	
Sum squared resid	0.003953	Schwarz criterion	-5.742871	
Log likelihood	109.3886	Hannan-Quinn criter.	-5.888363	
F-statistic	2535.626	Durbin-Watson stat	0.658411	
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Dependent Variable: LNCONSUMPTION				
Method: Least Squares				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 47				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.71931	0.008244	1542.791	0.0000
@TREND	0.006579	0.000228	28.91597	0.0000
@SEAS(1)	-0.030699	0.008823	-3.479597	0.0012
@SEAS(2)	-0.030186	0.008820	-3.422536	0.0014
@SEAS(3)	-0.043092	0.008823	-4.884202	0.0000
R-squared	0.953417	Mean dependent var	12.84408	
Adjusted R-squared	0.948981	S.D. dependent var	0.093543	
S.E. of regression	0.021129	Akaike info criterion	-4.776054	
Sum squared resid	0.018750	Schwarz criterion	-4.579230	
Log likelihood	117.2373	Hannan-Quinn criter.	-4.701988	
F-statistic	214.9047	Durbin-Watson stat	0.089939	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCONSUMPTION_SA				
Method: Least Squares				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 47				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.69585	0.008258	1537.360	0.0000
@TREND	0.006585	0.000228	28.89520	0.0000
@SEAS(1)	-0.003735	0.008838	-0.422640	0.6747
@SEAS(2)	-0.003910	0.008835	-0.442612	0.6603
@SEAS(3)	-0.003327	0.008838	-0.376506	0.7084
R-squared	0.952254	Mean dependent var	12.84451	
Adjusted R-squared	0.947707	S.D. dependent var	0.092552	
S.E. of regression	0.021165	Akaike info criterion	-4.772694	
Sum squared resid	0.018813	Schwarz criterion	-4.575870	
Log likelihood	117.1583	Hannan-Quinn criter.	-4.698628	
F-statistic	209.4141	Durbin-Watson stat	0.076844	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCAC_40				
Method: Least Squares				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 47				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.302965	0.079441	104.5171	0.0000
@TREND	-0.000965	0.002192	-0.440095	0.6621
@SEAS(1)	0.002529	0.085014	0.029747	0.9764

@SEAS(2)	0.012315	0.084986	0.144913	0.8855
@SEAS(3)	0.004670	0.085014	0.054932	0.9565
R-squared	0.005139	Mean dependent var		8.285756
Adjusted R-squared	-0.089610	S.D. dependent var		0.195044
S.E. of regression	0.203595	Akaike info criterion		-0.245076
Sum squared resid	1.740945	Schwarz criterion		-0.048252
Log likelihood	10.75929	Hannan-Quinn criter.		-0.171010
F-statistic	0.054238	Durbin-Watson stat		0.241396
Prob(F-statistic)	0.994303			

Dependent Variable: LNUNEMPLOYMENT				
Method: Least Squares				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 47				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.100060	0.029674	70.77114	0.0000
@TREND	0.003932	0.000819	4.801480	0.0000
@SEAS(1)	-0.000722	0.031755	-0.022739	0.9820
@SEAS(2)	-0.003790	0.031745	-0.119402	0.9055
@SEAS(3)	0.000166	0.031755	0.005229	0.9959
R-squared	0.355371	Mean dependent var		2.189387
Adjusted R-squared	0.293978	S.D. dependent var		0.090508
S.E. of regression	0.076050	Akaike info criterion		-2.214571
Sum squared resid	0.242909	Schwarz criterion		-2.017747
Log likelihood	57.04243	Hannan-Quinn criter.		-2.140505
F-statistic	5.788450	Durbin-Watson stat		0.180600
Prob(F-statistic)	0.000838			

Dependent Variable: LNCPI				
Method: Least Squares				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 47				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.478530	0.002549	1756.797	0.0000
@TREND	0.004390	7.04E-05	62.39897	0.0000
@SEAS(1)	-0.001334	0.002728	-0.488806	0.6275
@SEAS(2)	0.003257	0.002727	1.194130	0.2391
@SEAS(3)	-0.000286	0.002728	-0.104818	0.9170
R-squared	0.989373	Mean dependent var		4.579916
Adjusted R-squared	0.988361	S.D. dependent var		0.060560
S.E. of regression	0.006533	Akaike info criterion		-7.123506
Sum squared resid	0.001793	Schwarz criterion		-6.926682
Log likelihood	172.4024	Hannan-Quinn criter.		-7.049440
F-statistic	977.5911	Durbin-Watson stat		0.291488
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ EΛΛΑΑΑ

Dependent Variable: LNCONSUMPTION				
Method: Least Squares				
Sample: 1995Q1 2014Q3				
Included observations: 79				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.13105	0.046035	220.0742	0.0000
@TREND	0.011501	0.000759	15.15816	0.0000
@SEAS(1)	-0.119661	0.049249	-2.429716	0.0175
@SEAS(2)	-0.062985	0.049243	-1.279059	0.2049
@SEAS(3)	-0.082105	0.049249	-1.667140	0.0997
R-squared	0.761973	Mean dependent var		10.51257
Adjusted R-squared	0.749107	S.D. dependent var		0.306875
S.E. of regression	0.153711	Akaike info criterion		-0.846281
Sum squared resid	1.748412	Schwarz criterion		-0.696316
Log likelihood	38.42809	Hannan-Quinn criter.		-0.786200
F-statistic	59.22231	Durbin-Watson stat		0.040817
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNCONSUMPTION_SA				
Method: Least Squares				
Sample: 1995Q1 2014Q3				
Included observations: 79				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.07733	0.045949	219.3145	0.0000
@TREND	0.011478	0.000757	15.15597	0.0000
@SEAS(1)	-0.013881	0.049158	-0.282381	0.7784
@SEAS(2)	-0.015226	0.049152	-0.309770	0.7576
@SEAS(3)	-0.017229	0.049158	-0.350479	0.7270
R-squared	0.756589	Mean dependent var		10.51325
Adjusted R-squared	0.743432	S.D. dependent var		0.302899
S.E. of regression	0.153426	Akaike info criterion		-0.849998
Sum squared resid	1.741925	Schwarz criterion		-0.700033
Log likelihood	38.57491	Hannan-Quinn criter.		-0.789917
F-statistic	57.50328	Durbin-Watson stat		0.029441
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LNATHEX				
Method: Least Squares				
Sample: 1995Q1 2014Q3				
Included observations: 79				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.783963	0.182015	42.76560	0.0000
@TREND	-0.004461	0.003000	-1.486887	0.1413
@SEAS(1)	0.007350	0.194724	0.037746	0.9700
@SEAS(2)	0.023235	0.194701	0.119335	0.9053

@SEAS(3)	0.003749	0.194724	0.019253	0.9847
R-squared	0.029272	Mean dependent var		7.618689
Adjusted R-squared	-0.023199	S.D. dependent var		0.600823
S.E. of regression	0.607753	Akaike info criterion		1.903102
Sum squared resid	27.33289	Schwarz criterion		2.053067
Log likelihood	-70.17254	Hannan-Quinn criter.		1.963183
F-statistic	0.557871	Durbin-Watson stat		0.091708
Prob(F-statistic)	0.693918			

Dependent Variable: LNUNEMPLOYMENT				
Method: Least Squares				
Sample: 1995Q1 2014Q3				
Included observations: 79				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.120243	0.090828	23.34344	0.0000
@TREND	0.008914	0.001497	5.954232	0.0000
@SEAS(1)	0.013790	0.097170	0.141917	0.8875
@SEAS(2)	0.016459	0.097159	0.169401	0.8659
@SEAS(3)	0.018691	0.097170	0.192348	0.8480
R-squared	0.324514	Mean dependent var		2.480272
Adjusted R-squared	0.288002	S.D. dependent var		0.359420
S.E. of regression	0.303278	Akaike info criterion		0.512869
Sum squared resid	6.806359	Schwarz criterion		0.662834
Log likelihood	-15.25832	Hannan-Quinn criter.		0.572949
F-statistic	8.887700	Durbin-Watson stat		0.021471
Prob(F-statistic)	0.000006			

Dependent Variable: LNCPI				
Method: Least Squares				
Sample: 1995Q1 2014Q3				
Included observations: 79				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.106238	0.008473	484.6097	0.0000
@TREND	0.007954	0.000140	56.95452	0.0000
@SEAS(1)	-0.012469	0.009065	-1.375476	0.1731
@SEAS(2)	0.002222	0.009064	0.245183	0.8070
@SEAS(3)	-0.015459	0.009065	-1.705414	0.0923
R-squared	0.977748	Mean dependent var		4.409944
Adjusted R-squared	0.976546	S.D. dependent var		0.184740
S.E. of regression	0.028293	Akaike info criterion		-4.231234
Sum squared resid	0.059235	Schwarz criterion		-4.081269
Log likelihood	172.1337	Hannan-Quinn criter.		-4.171153
F-statistic	812.8974	Durbin-Watson stat		0.069629
Prob(F-statistic)	0.000000			



# **ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β**

**Έλεγχοι Μοναδιαίας Ρίζας**

## Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCONSUMPTION (Level)

### ➤ ΙΑΠΩΝΙΑ

Null Hypothesis: LNCONSUMPTION_SA has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.279076	0.0774
Test critical values:		1% level	-4.080021	
		5% level	-3.468459	
		10% level	-3.161067	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1995Q2 2014Q3				
Included observations: 78 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMPTION_SA(-1)	-0.222908	0.067979	-3.279076	0.0016
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-0.181589	0.109798	-1.653851	0.1026
D(LNCONSUMPTION_SA(-2))	-0.056948	0.109364	-0.520724	0.6042
D(LNCONSUMPTION_SA(-3))	-0.192784	0.105729	-1.823387	0.0725
D(LNCONSUMPTION_SA(-4))	0.295648	0.103974	2.843483	0.0058
C	4.088221	1.245482	3.282441	0.0016
@TREND(1994Q1)	0.000163	7.85E-05	2.080336	0.0411
R-squared	0.410039	Mean dependent var		0.001611
Adjusted R-squared	0.360183	S.D. dependent var		0.010622
S.E. of regression	0.008497	Akaike info criterion		-6.612812
Sum squared resid	0.005126	Schwarz criterion		-6.401313
Log likelihood	264.8997	Hannan-Quinn criter.		-6.528145
F-statistic	8.224476	Durbin-Watson stat		1.996546
Prob(F-statistic)	0.000001			

### ➤ ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ

Null Hypothesis: LNCONSUMPTION has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.888634	0.0223	
Test critical values:	1% level	-4.219126		
	5% level	-3.533083		
	10% level	-3.198312		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2005Q2 2014Q3				
Included observations: 38 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMPTION(-1)	-0.654178	0.168228	-3.888634	0.0005
D(LNCONSUMPTION(-1))	0.468892	0.175420	2.672967	0.0119
D(LNCONSUMPTION(-2))	0.092348	0.180350	0.512046	0.6122
D(LNCONSUMPTION(-3))	0.287772	0.159778	1.801081	0.0814
D(LNCONSUMPTION(-4))	0.427425	0.165045	2.589749	0.0145
C	7.418798	1.894476	3.916016	0.0005
@TREND(2004Q1)	0.035430	0.009097	3.894549	0.0005
R-squared	0.425866	Mean dependent var		0.055007
Adjusted R-squared	0.314743	S.D. dependent var		0.020543
S.E. of regression	0.017006	Akaike info criterion		-5.145736
Sum squared resid	0.008965	Schwarz criterion		-4.844075
Log likelihood	104.7690	Hannan-Quinn criter.		-5.038407
F-statistic	3.832390	Durbin-Watson stat		2.074174
Prob(F-statistic)	0.005664			

➤ **BPAZIAIA**

Null Hypothesis: LNCONSUMPTION_SA has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.036219	0.5718
Test critical values:	1% level	-4.088713
	5% level	-3.472558
	10% level	-3.163450
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Augmented Dickey-Fuller Test Equation		
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA)		
Method: Least Squares		
Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q3		
Included observations: 73 after adjustments		

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMPTION_SA(-1)	-0.112367	0.055184	-2.036219	0.0456
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-0.043947	0.118859	-0.369743	0.7127
C	1.370102	0.659699	2.076860	0.0415
@TREND(1996Q1)	0.003037	0.001475	2.058890	0.0433
R-squared	0.067589	Mean dependent var		0.025820
Adjusted R-squared	0.027049	S.D. dependent var		0.017799
S.E. of regression	0.017556	Akaike info criterion		-5.193559
Sum squared resid	0.021268	Schwarz criterion		-5.068054
Log likelihood	193.5649	Hannan-Quinn criter.		-5.143543
F-statistic	1.667226	Durbin-Watson stat		1.987510
Prob(F-statistic)	0.182086			

➤ ΠΩΣΙΑ

Null Hypothesis: LNCONSUMPTION_SA has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			1.749168	0.9790
Test critical values:	1% level		-2.618579	
	5% level		-1.948495	
	10% level		-1.612135	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003Q4 2014Q3				
Included observations: 44 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMPTION_SA(-1)	0.000598	0.000342	1.749168	0.0877
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	0.594844	0.153431	3.876950	0.0004
D(LNCONSUMPTION_SA(-2))	0.156951	0.155701	1.008027	0.3194
R-squared	0.450243	Mean dependent var		0.039646
Adjusted R-squared	0.423426	S.D. dependent var		0.019553
S.E. of regression	0.014847	Akaike info criterion		-5.516307
Sum squared resid	0.009038	Schwarz criterion		-5.394658
Log likelihood	124.3588	Hannan-Quinn criter.		-5.471194
Durbin-Watson stat	1.990481			

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Null Hypothesis: LNCONSUMPTION_SA has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			4.621364	1.0000
Test critical values:	1% level		-2.596586	
	5% level		-1.945260	
	10% level		-1.613912	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1996Q2 2014Q3				
Included observations: 74 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMPTION_SA(-1)	0.000520	0.000113	4.621364	0.0000
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-0.094800	0.118879	-0.797448	0.4279
D(LNCONSUMPTION_SA(-2))	-0.028676	0.116842	-0.245422	0.8069
D(LNCONSUMPTION_SA(-3))	0.169115	0.116631	1.449998	0.1516
D(LNCONSUMPTION_SA(-4))	-0.284796	0.120153	-2.370274	0.0206
R-squared	0.146721	Mean dependent var		0.005402
Adjusted R-squared	0.097256	S.D. dependent var		0.004825
S.E. of regression	0.004584	Akaike info criterion		-7.867159
Sum squared resid	0.001450	Schwarz criterion		-7.711479
Log likelihood	296.0849	Hannan-Quinn criter.		-7.805056
Durbin-Watson stat	1.880603			

➤ ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ

Null Hypothesis: LNCONSUMPTION_SA has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			19.21669	1.0000
Test critical values:	1% level		-2.592129	
	5% level		-1.944619	
	10% level		-1.614288	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				

Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1993Q2 2014Q3				
Included observations: 86 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMPTION_SA(-1)	0.001200	6.24E-05	19.21669	0.0000
R-squared	-0.014373	Mean dependent var		0.014412
Adjusted R-squared	-0.014373	S.D. dependent var		0.006894
S.E. of regression	0.006944	Akaike info criterion		-7.090376
Sum squared resid	0.004098	Schwarz criterion		-7.061837
Log likelihood	305.8862	Hannan-Quinn criter.		-7.078891
Durbin-Watson stat	2.068505			

➤ **TOYPKIA**

Null Hypothesis: LNCONSUMPTION_SA has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.263116	0.4412
Test critical values:				
	1% level		-4.262735	
	5% level		-3.552973	
	10% level		-3.209642	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2006Q3 2014Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMPTION_SA(-1)	-0.299114	0.132169	-2.263116	0.0313
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	0.254484	0.184743	1.377502	0.1789
C	3.577456	1.569447	2.279437	0.0302
@TREND(2006Q1)	0.007983	0.003613	2.209640	0.0352
R-squared	0.163039	Mean dependent var		0.025536
Adjusted R-squared	0.076456	S.D. dependent var		0.020806
S.E. of regression	0.019995	Akaike info criterion		-4.873484
Sum squared resid	0.011594	Schwarz criterion		-4.692090
Log likelihood	84.41249	Hannan-Quinn criter.		-4.812451
F-statistic	1.883049	Durbin-Watson stat		1.989369
Prob(F-statistic)	0.154529			

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Null Hypothesis: LNCONSUMPTION_SA has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			3.507743	0.9998
Test critical values:				
	1% level		-2.617364	
	5% level		-1.948313	
	10% level		-1.612229	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003Q3 2014Q3				
Included observations: 45 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMPTION_SA(-1)	0.000325	9.27E-05	3.507743	0.0011
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	0.379858	0.140095	2.711439	0.0096
R-squared	0.137002	Mean dependent var		0.006729
Adjusted R-squared	0.116932	S.D. dependent var		0.005275
S.E. of regression	0.004957	Akaike info criterion		-7.732751
Sum squared resid	0.001056	Schwarz criterion		-7.652455
Log likelihood	175.9869	Hannan-Quinn criter.		-7.702818
Durbin-Watson stat	1.819190			

➤ ΕΛΛΑΔΑ

Null Hypothesis: LNCONSUMPTION_SA has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.975196	0.9115
Test critical values:				
	1% level		-2.596160	
	5% level		-1.945199	
	10% level		-1.613948	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA)				
Method: Least Squares				

Sample (adjusted): 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 75 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMPTION_SA(-1)	0.000259	0.000266	0.975196	0.3328
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	0.125810	0.104738	1.201194	0.2337
D(LNCONSUMPTION_SA(-2))	0.051974	0.105498	0.492658	0.6238
D(LNCONSUMPTION_SA(-3))	0.471647	0.104648	4.507003	0.0000
R-squared	0.273547	Mean dependent var		0.009343
Adjusted R-squared	0.242852	S.D. dependent var		0.024180
S.E. of regression	0.021040	Akaike info criterion		-4.832900
Sum squared resid	0.031431	Schwarz criterion		-4.709301
Log likelihood	185.2338	Hannan-Quinn criter.		-4.783548
Durbin-Watson stat	2.149316			

### Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCONSUMPTION (1<sup>st</sup> Differences)

#### ➤ ΙΑΠΩΝΙΑ

Null Hypothesis: D(LNCONSUMPTION_SA) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.647378	0.0004
Test critical values:	1% level		-2.594946	
	5% level		-1.945024	
	10% level		-1.614050	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1995Q2 2014Q3				
Included observations: 78 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-1.011829	0.277413	-3.647378	0.0005
D(LNCONSUMPTION_SA(-1),2)	-0.218949	0.221800	-0.987146	0.3268
D(LNCONSUMPTION_SA(-2),2)	-0.269506	0.168158	-1.602692	0.1133
D(LNCONSUMPTION_SA(-3),2)	-0.399386	0.104172	-3.833917	0.0003
R-squared	0.741488	Mean dependent var		0.000206
Adjusted R-squared	0.731008	S.D. dependent var		0.017676
S.E. of regression	0.009167	Akaike info criterion		-6.496422



Sum squared resid	0.006219	Schwarz criterion	-6.375565
Log likelihood	257.3604	Hannan-Quinn criter.	-6.448040
Durbin-Watson stat	1.959590		

➤ **ΒΡΑΖΙΛΙΑ**

Null Hypothesis: D(LNCONSUMPTION_SA) has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.440284	0.0128	
Test critical values:	1% level		-3.528515		
	5% level		-2.904198		
	10% level		-2.589562		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA,2)					
Method: Least Squares					
Sample (adjusted): 1997Q3 2014Q3					
Included observations: 69 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-1.111198	0.322996	-3.440284	0.0010
	D(LNCONSUMPTION_SA(-1),2)	-0.020388	0.274074	-0.074389	0.9409
	D(LNCONSUMPTION_SA(-2),2)	0.016468	0.212343	0.077553	0.9384
	D(LNCONSUMPTION_SA(-3),2)	-0.180556	0.166668	-1.083327	0.2828
	D(LNCONSUMPTION_SA(-4),2)	-0.248180	0.110666	-2.242592	0.0285
	C	0.027746	0.008523	3.255499	0.0018
	R-squared	0.625901	Mean dependent var		-0.000161
	Adjusted R-squared	0.596210	S.D. dependent var		0.025166
	S.E. of regression	0.015992	Akaike info criterion		-5.350551
	Sum squared resid	0.016111	Schwarz criterion		-5.156281
	Log likelihood	190.5940	Hannan-Quinn criter.		-5.273478
	F-statistic	21.08088	Durbin-Watson stat		2.002400
	Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ **ΡΩΣΙΑ**

Null Hypothesis: D(LNCONSUMPTION_SA) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.314113	0.0069	
Test critical values:	1% level	-4.175640		
	5% level	-3.513075		
	10% level	-3.186854		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003Q3 2014Q3				
Included observations: 45 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-0.574255	0.133111	-4.314113	0.0001
C	0.036640	0.009200	3.982562	0.0003
@TREND(2003Q1)	-0.000578	0.000195	-2.956362	0.0051
R-squared	0.308850	Mean dependent var		-0.000109
Adjusted R-squared	0.275938	S.D. dependent var		0.015810
S.E. of regression	0.013453	Akaike info criterion		-5.714837
Sum squared resid	0.007602	Schwarz criterion		-5.594393
Log likelihood	131.5838	Hannan-Quinn criter.		-5.669937
F-statistic	9.384149	Durbin-Watson stat		2.039933
Prob(F-statistic)	0.000428			

## ➤ FEPMANIA

Null Hypothesis: D(LNCONSUMPTION_SA) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.846823	0.0001
Test critical values:	1% level		-3.521579	
	5% level		-2.901217	
	10% level		-2.587981	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1996Q2 2014Q3				
Included observations: 74 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-1.226561	0.253065	-4.846823	0.0000
D(LNCONSUMPTION_SA(-1),2)	0.134861	0.225874	0.597063	0.5524
D(LNCONSUMPTION_SA(-2),2)	0.109908	0.179383	0.612698	0.5421

D(LNCONSUMPTION_SA(-3),2)	0.282403	0.120312	2.347266	0.0218
C	0.006683	0.001458	4.582188	0.0000
R-squared	0.629827	Mean dependent var		7.11E-05
Adjusted R-squared	0.608368	S.D. dependent var		0.007340
S.E. of regression	0.004594	Akaike info criterion		-7.863160
Sum squared resid	0.001456	Schwarz criterion		-7.707480
Log likelihood	295.9369	Hannan-Quinn criter.		-7.801058
F-statistic	29.34984	Durbin-Watson stat		1.878620
Prob(F-statistic)	0.000000			

## ➤ ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ

Null Hypothesis: D(LNCONSUMPTION_SA) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-9.671385	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-3.509281	
	5% level		-2.895924	
	10% level		-2.585172	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1993Q3 2014Q3				
Included observations: 85 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-1.059990	0.109601	-9.671385	0.0000
C	0.015360	0.001757	8.741791	0.0000
R-squared	0.529840	Mean dependent var		-2.13E-06
Adjusted R-squared	0.524176	S.D. dependent var		0.010040
S.E. of regression	0.006926	Akaike info criterion		-7.083937
Sum squared resid	0.003981	Schwarz criterion		-7.026463
Log likelihood	303.0673	Hannan-Quinn criter.		-7.060819
F-statistic	93.53569	Durbin-Watson stat		1.995814
Prob(F-statistic)	0.000000			

## ➤ ΤΟΥΡΚΙΑ

Null Hypothesis: D(LNCONSUMPTION_SA) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)			
		t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.991227	0.0003	
Test critical values:	1% level	-3.646342		
	5% level	-2.954021		
	10% level	-2.615817		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2006Q3 2014Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-0.897789	0.179873	-4.991227	0.0000
C	0.022841	0.005990	3.813030	0.0006
R-squared	0.445561	Mean dependent var		-0.000825
Adjusted R-squared	0.427676	S.D. dependent var		0.027798
S.E. of regression	0.021030	Akaike info criterion		-4.827081
Sum squared resid	0.013710	Schwarz criterion		-4.736384
Log likelihood	81.64684	Hannan-Quinn criter.		-4.796564
F-statistic	24.91235	Durbin-Watson stat		1.947305
Prob(F-statistic)	0.000022			

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Null Hypothesis: D(LNCONSUMPTION_SA) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.073546	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.175640	
	5% level		-3.513075	
	10% level		-3.186854	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003Q3 2014Q3				
Included observations: 45 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-0.880198	0.144923	-6.073546	0.0000
C	0.010813	0.002173	4.975637	0.0000

@TREND(2003Q1)	-0.000204	5.86E-05	-3.472096	0.0012
R-squared	0.469100	Mean dependent var		4.81E-05
Adjusted R-squared	0.443820	S.D. dependent var		0.005912
S.E. of regression	0.004409	Akaike info criterion		-7.946020
Sum squared resid	0.000816	Schwarz criterion		-7.825575
Log likelihood	181.7854	Hannan-Quinn criter.		-7.901119
F-statistic	18.55551	Durbin-Watson stat		1.718367
Prob(F-statistic)	0.000002			

➤ EΛΛΛΛΛ

Null Hypothesis: D(LNCONSUMPTION_SA) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.626277	0.0342
Test critical values:	1% level		-4.085092	
	5% level		-3.470851	
	10% level		-3.162458	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION_SA,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 75 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-0.761156	0.209900	-3.626277	0.0005
D(LNCONSUMPTION_SA(-1),2)	-0.251132	0.164894	-1.522992	0.1323
D(LNCONSUMPTION_SA(-2),2)	-0.332180	0.113818	-2.918509	0.0047
C	0.023994	0.008572	2.799103	0.0066
@TREND(1995Q1)	-0.000418	0.000161	-2.591877	0.0116
R-squared	0.573680	Mean dependent var		-9.22E-05
Adjusted R-squared	0.549319	S.D. dependent var		0.030126
S.E. of regression	0.020224	Akaike info criterion		-4.899543
Sum squared resid	0.028631	Schwarz criterion		-4.745044
Log likelihood	188.7329	Hannan-Quinn criter.		-4.837853
F-statistic	23.54902	Durbin-Watson stat		2.036408
Prob(F-statistic)	0.000000			

## Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας του χρηματιστηριακού δείκτη (Level)

### ➤ ΙΑΠΩΝΙΑ

Null Hypothesis: LNTOPIX has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.422048	0.1390	
Test critical values:	1% level		-3.513344		
	5% level		-2.897678		
	10% level		-2.586103		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LNTOPIX)					
Method: Least Squares					
Sample (adjusted): 1994Q3 2014Q3					
Included observations: 81 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	LNTOPIX(-1)	-0.112240	0.046341	-2.422048	0.0178
	D(LNTOPIX(-1))	0.179635	0.110744	1.622066	0.1088
	C	0.791467	0.328070	2.412495	0.0182
R-squared	0.085106	Mean dependent var		-0.003104	
Adjusted R-squared	0.061647	S.D. dependent var		0.107690	
S.E. of regression	0.104318	Akaike info criterion		-1.646413	
Sum squared resid	0.848814	Schwarz criterion		-1.557730	
Log likelihood	69.67972	Hannan-Quinn criter.		-1.610832	
F-statistic	3.627893	Durbin-Watson stat		1.985205	
Prob(F-statistic)	0.031150				

### ➤ ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ

Null Hypothesis: LNMERVAL has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			1.641381	0.9736
Test critical values:	1% level		-2.621185	
	5% level		-1.948886	
	10% level		-1.611932	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNMERVAL)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2004Q2 2014Q3				
Included observations: 42 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNMERVAL(-1)	0.006305	0.003841	1.641381	0.1084
R-squared	-0.000400	Mean dependent var		0.048564
Adjusted R-squared	-0.000400	S.D. dependent var		0.191128
S.E. of regression	0.191166	Akaike info criterion		-0.447829
Sum squared resid	1.498320	Schwarz criterion		-0.406456
Log likelihood	10.40441	Hannan-Quinn criter.		-0.432664
Durbin-Watson stat	1.659771			

➤ **BPAZIAIA**

Null Hypothesis: LNBOVESPA has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			1.621943	0.9736
Test critical values:				
	1% level		-2.596586	
	5% level		-1.945260	
	10% level		-1.613912	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNBOVESPA)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1996Q2 2014Q3				
Included observations: 74 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNBOVESPA(-1)	0.002957	0.001823	1.621943	0.1091
R-squared	-0.006403	Mean dependent var		0.032560
Adjusted R-squared	-0.006403	S.D. dependent var		0.158697
S.E. of regression	0.159204	Akaike info criterion		-0.823834
Sum squared resid	1.850262	Schwarz criterion		-0.792698
Log likelihood	31.48185	Hannan-Quinn criter.		-0.811413
Durbin-Watson stat	2.142344			

➤ ΡΩΣΙΑ

Null Hypothesis: LNRTSI has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.666307	0.0878
Test critical values:	1% level		-3.584743	
	5% level		-2.928142	
	10% level		-2.602225	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNRTSI)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003Q3 2014Q3				
Included observations: 45 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNRTSI(-1)	-0.192925	0.072357	-2.666307	0.0108
D(LNRTSI(-1))	0.200938	0.141368	1.421385	0.1626
C	1.383352	0.513008	2.696551	0.0100
R-squared	0.165395	Mean dependent var		0.022569
Adjusted R-squared	0.125652	S.D. dependent var		0.237236
S.E. of regression	0.221831	Akaike info criterion		-0.109457
Sum squared resid	2.066786	Schwarz criterion		0.010987
Log likelihood	5.462790	Hannan-Quinn criter.		-0.064557
F-statistic	4.161594	Durbin-Watson stat		1.934691
Prob(F-statistic)	0.022444			

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Null Hypothesis: LNDAX_30 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.239596	0.1943
Test critical values:	1% level		-3.517847	
	5% level		-2.899619	
	10% level		-2.587134	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				



Dependent Variable: D(LNDAX\_30)  
Method: Least Squares  
Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q3  
Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNDAX_30(-1)	-0.072513	0.032377	-2.239596	0.0281
D(LNDAX_30(-1))	0.237688	0.110460	2.151813	0.0347
C	0.633800	0.276520	2.292057	0.0247
R-squared	0.106858	Mean dependent var		0.019329
Adjusted R-squared	0.082719	S.D. dependent var		0.108040
S.E. of regression	0.103475	Akaike info criterion		-1.660784
Sum squared resid	0.792330	Schwarz criterion		-1.569467
Log likelihood	66.94017	Hannan-Quinn criter.		-1.624258
F-statistic	4.426797	Durbin-Watson stat		2.010228
Prob(F-statistic)	0.015278			

➤ **ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ**

Null Hypothesis: LNSP\_ASX\_200 has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.814451	0.1963
Test critical values:		
1% level	-4.069631	
5% level	-3.463547	
10% level	-3.158207	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LNSP\_ASX\_200)  
Method: Least Squares  
Sample (adjusted): 1993Q3 2014Q3  
Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNSP_ASX_200(-1)	-0.142900	0.050774	-2.814451	0.0061
D(LNSP_ASX_200(-1))	0.217718	0.107366	2.027809	0.0459
C	1.102871	0.385171	2.863332	0.0053
@TREND(1993Q1)	0.001645	0.000719	2.289209	0.0247
R-squared	0.114732	Mean dependent var		0.014162
Adjusted R-squared	0.081945	S.D. dependent var		0.073466
S.E. of regression	0.070392	Akaike info criterion		-2.423567
Sum squared resid	0.401354	Schwarz criterion		-2.308619
Log likelihood	107.0016	Hannan-Quinn criter.		-2.377331
F-statistic	3.499251	Durbin-Watson stat		2.012506
Prob(F-statistic)	0.019161			

➤ TOYPKIA

Null Hypothesis: LNBIST_100 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.801673	0.2067
Test critical values:	1% level		-4.262735	
	5% level		-3.552973	
	10% level		-3.209642	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNBIST_100)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2006Q3 2014Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNBIST_100(-1)	-0.383652	0.136937	-2.801673	0.0090
D(LNBIST_100(-1))	0.264184	0.173509	1.522596	0.1387
C	4.010027	1.428589	2.806985	0.0088
@TREND(2006Q1)	0.009579	0.004309	2.223171	0.0342
R-squared	0.220338	Mean dependent var		0.020252
Adjusted R-squared	0.139683	S.D. dependent var		0.165721
S.E. of regression	0.153712	Akaike info criterion		-0.794261
Sum squared resid	0.685193	Schwarz criterion		-0.612866
Log likelihood	17.10530	Hannan-Quinn criter.		-0.733227
F-statistic	2.731862	Durbin-Watson stat		2.069755
Prob(F-statistic)	0.061869			

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Null Hypothesis: LNCAC_40 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.058607	0.2619
Test critical values:	1% level		-3.581152	
	5% level		-2.926622	
	10% level		-2.601424	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCAC_40)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003Q2 2014Q3				
Included observations: 46 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCAC_40(-1)	-0.145314	0.070588	-2.058607	0.0455
C	1.211754	0.584941	2.071582	0.0442
R-squared	0.087853	Mean dependent var		0.007922
Adjusted R-squared	0.067123	S.D. dependent var		0.096562
S.E. of regression	0.093265	Akaike info criterion		-1.864237
Sum squared resid	0.382728	Schwarz criterion		-1.784731
Log likelihood	44.87746	Hannan-Quinn criter.		-1.834454
F-statistic	4.237865	Durbin-Watson stat		1.699364
Prob(F-statistic)	0.045483			

➤ EΛΛΛΛΛ

Null Hypothesis: LNATHEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.080936	0.6526
Test critical values:	1% level		-2.595340	
	5% level		-1.945081	
	10% level		-1.614017	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNATHEX)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q3				
Included observations: 77 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNATHEX(-1)	-0.000216	0.002670	-0.080936	0.9357
D(LNATHEX(-1))	0.209224	0.112712	1.856272	0.0673
R-squared	0.043857	Mean dependent var		0.001658
Adjusted R-squared	0.031108	S.D. dependent var		0.182267
S.E. of regression	0.179409	Akaike info criterion		-0.572664
Sum squared resid	2.414076	Schwarz criterion		-0.511786
Log likelihood	24.04755	Hannan-Quinn criter.		-0.548313
Durbin-Watson stat	1.975247			

## Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας του χρηματιστηριακού δείκτη (1<sup>st</sup> Differences)

### ➤ ΙΑΠΩΝΙΑ

Null Hypothesis: D(LNTOPIX) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.829878	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-2.593824	
	5% level		-1.944862	
	10% level		-1.614145	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNTOPIX,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1994Q3 2014Q3				
Included observations: 81 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNTOPIX(-1))	-0.871046	0.111246	-7.829878	0.0000
R-squared	0.433848	Mean dependent var		0.000540
Adjusted R-squared	0.433848	S.D. dependent var		0.141996
S.E. of regression	0.106842	Akaike info criterion		-1.622664
Sum squared resid	0.913216	Schwarz criterion		-1.593103
Log likelihood	66.71789	Hannan-Quinn criter.		-1.610804
Durbin-Watson stat	1.968888			

### ➤ ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ

Null Hypothesis: D(LNMERVAL) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.273974	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-2.622585	
	5% level		-1.949097	
	10% level		-1.611824	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNMERVAL,2)				

Method: Least Squares  
Sample (adjusted): 2004Q3 2014Q3  
Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNMERVAL(-1))	-0.810407	0.153662	-5.273974	0.0000
R-squared	0.408574	Mean dependent var		0.012705
Adjusted R-squared	0.408574	S.D. dependent var		0.248215
S.E. of regression	0.190887	Akaike info criterion		-0.450178
Sum squared resid	1.457521	Schwarz criterion		-0.408383
Log likelihood	10.22864	Hannan-Quinn criter.		-0.434959
Durbin-Watson stat	1.859556			

➤ **BPAZIAIA**

Null Hypothesis: D(LNBOVESPA) has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.775805	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.597025	
5% level	-1.945324	
10% level	-1.613876	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LNBOVESPA,2)  
Method: Least Squares  
Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q3  
Included observations: 73 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNBOVESPA(-1))	-1.033370	0.117752	-8.775805	0.0000
R-squared	0.516826	Mean dependent var		-0.000108
Adjusted R-squared	0.516826	S.D. dependent var		0.234289
S.E. of regression	0.162856	Akaike info criterion		-0.778294
Sum squared resid	1.909594	Schwarz criterion		-0.746918
Log likelihood	29.40774	Hannan-Quinn criter.		-0.765790
Durbin-Watson stat	1.996578			

➤ ΠΩΣΙΑ

Null Hypothesis: D(LNRTSI) has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.220468	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.618579		
	5% level		-1.948495		
	10% level		-1.612135		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LNRTSI,2)					
Method: Least Squares					
Sample (adjusted): 2003Q4 2014Q3					
Included observations: 44 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D(LNRTSI(-1))	-1.013616	0.194162	-5.220468	0.0000
	D(LNRTSI(-1),2)	0.201448	0.149733	1.345385	0.1857
R-squared	0.448656	Mean dependent var		-0.003752	
Adjusted R-squared	0.435528	S.D. dependent var		0.312629	
S.E. of regression	0.234883	Akaike info criterion		-0.015073	
Sum squared resid	2.317133	Schwarz criterion		0.066027	
Log likelihood	2.331605	Hannan-Quinn criter.		0.015003	
Durbin-Watson stat	1.987310				

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Null Hypothesis: D(LNDAX_30) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.815507	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.595340	
	5% level		-1.945081	
	10% level		-1.614017	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				

Dependent Variable: D(LNDAX\_30,2)  
Method: Least Squares  
Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q3  
Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNDAX_30(-1))	-0.759481	0.111434	-6.815507	0.0000
R-squared	0.379340	Mean dependent var		-0.000343
Adjusted R-squared	0.379340	S.D. dependent var		0.135260
S.E. of regression	0.106561	Akaike info criterion		-1.627301
Sum squared resid	0.862995	Schwarz criterion		-1.596862
Log likelihood	63.65108	Hannan-Quinn criter.		-1.615125
Durbin-Watson stat	1.989937			

➤ **ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ**

Null Hypothesis: D(LNSP\_ASX\_200) has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.586074	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592452	
5% level	-1.944666	
10% level	-1.614261	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LNSP\_ASX\_200,2)  
Method: Least Squares  
Sample (adjusted): 1993Q3 2014Q3  
Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNSP_ASX_200(-1))	-0.812216	0.107067	-7.586074	0.0000
R-squared	0.406562	Mean dependent var		-0.000184
Adjusted R-squared	0.406562	S.D. dependent var		0.095413
S.E. of regression	0.073501	Akaike info criterion		-2.371341
Sum squared resid	0.453801	Schwarz criterion		-2.342604
Log likelihood	101.7820	Hannan-Quinn criter.		-2.359782
Durbin-Watson stat	1.991694			

➤ **TOYPKIA**

Null Hypothesis: D(LNBIST_100) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.175520	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.636901	
	5% level		-1.951332	
	10% level		-1.610747	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNBIST_100,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2006Q3 2014Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNBIST_100(-1))	-0.898684	0.173641	-5.175520	0.0000
R-squared	0.455306	Mean dependent var		0.005595
Adjusted R-squared	0.455306	S.D. dependent var		0.225073
S.E. of regression	0.166111	Akaike info criterion		-0.722484
Sum squared resid	0.882974	Schwarz criterion		-0.677136
Log likelihood	12.92099	Hannan-Quinn criter.		-0.707226
Durbin-Watson stat	1.995911			

➤ **ΓΑΑΛΙΑ**

Null Hypothesis: D(LNCAC_40) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.927668	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.617364	
	5% level		-1.948313	
	10% level		-1.612229	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCAC_40,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003Q3 2014Q3				



Included observations: 45 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCAC_40(-1))	-0.890787	0.150276	-5.927668	0.0000
R-squared	0.443921	Mean dependent var		-0.001576
Adjusted R-squared	0.443921	S.D. dependent var		0.130566
S.E. of regression	0.097364	Akaike info criterion		-1.798743
Sum squared resid	0.417112	Schwarz criterion		-1.758595
Log likelihood	41.47171	Hannan-Quinn criter.		-1.783776
Durbin-Watson stat	1.982326			

➤ EΛΛΑΛΛΑ

Null Hypothesis: D(LNATHEX) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.066916	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.595340	
	5% level		-1.945081	
	10% level		-1.614017	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNATHEX,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q3				
Included observations: 77 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNATHEX(-1))	-0.791020	0.111933	-7.066916	0.0000
R-squared	0.396523	Mean dependent var		-0.001350
Adjusted R-squared	0.396523	S.D. dependent var		0.229434
S.E. of regression	0.178233	Akaike info criterion		-0.598550
Sum squared resid	2.414287	Schwarz criterion		-0.568111
Log likelihood	24.04419	Hannan-Quinn criter.		-0.586375
Durbin-Watson stat	1.975050			

## Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNUNEMPLOYMENT(Level)

### ➤ ΙΑΠΩΝΙΑ

Null Hypothesis: LNUNEMPLOYMENT has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.462032	0.1286
Test critical values:	1% level		-3.513344	
	5% level		-2.897678	
	10% level		-2.586103	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1994Q3 2014Q3				
Included observations: 81 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNUNEMPLOYMENT(-1)	-0.052028	0.021132	-2.462032	0.0160
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	0.399147	0.099398	4.015649	0.0001
C	0.077185	0.030777	2.507836	0.0142
R-squared	0.225075	Mean dependent var		0.003103
Adjusted R-squared	0.205205	S.D. dependent var		0.036183
S.E. of regression	0.032258	Akaike info criterion		-3.993786
Sum squared resid	0.081164	Schwarz criterion		-3.905103
Log likelihood	164.7483	Hannan-Quinn criter.		-3.958206
F-statistic	11.32746	Durbin-Watson stat		2.066751
Prob(F-statistic)	0.000048			

### ➤ ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ

Null Hypothesis: LNUNEMPLOYMENT_SA has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.338628	0.1651
Test critical values:	1% level		-3.596616	
	5% level		-2.933158	
	10% level		-2.604867	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT_SA)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2004Q2 2014Q3				
Included observations: 42 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNUNEMPLOYMENT_SA(-1)	-0.068405	0.029250	-2.338628	0.0244
C	0.132913	0.063307	2.099493	0.0421
R-squared	0.120283	Mean dependent var		-0.014402
Adjusted R-squared	0.098290	S.D. dependent var		0.043063
S.E. of regression	0.040892	Akaike info criterion		-3.509308
Sum squared resid	0.066887	Schwarz criterion		-3.426562
Log likelihood	75.69547	Hannan-Quinn criter.		-3.478978
F-statistic	5.469182	Durbin-Watson stat		1.788018
Prob(F-statistic)	0.024439			

➤ **BPAZIAIA**

Null Hypothesis: LNUNEMPLOYMENT has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.228683	0.4668
Test critical values:	1% level		-4.086877	
	5% level		-3.471693	
	10% level		-3.162948	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1996Q2 2014Q3				
Included observations: 74 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNUNEMPLOYMENT(-1)	-0.076240	0.034208	-2.228683	0.0290
C	0.217375	0.092370	2.353298	0.0214
@TREND(1996Q1)	-0.001543	0.000497	-3.105842	0.0027
R-squared	0.126118	Mean dependent var		-0.009532
Adjusted R-squared	0.101502	S.D. dependent var		0.050828
S.E. of regression	0.048180	Akaike info criterion		-3.188060
Sum squared resid	0.164811	Schwarz criterion		-3.094652

Log likelihood	120.9582	Hannan-Quinn criter.	-3.150799
F-statistic	5.123335	Durbin-Watson stat	1.634641
Prob(F-statistic)	0.008348		

➤ **ΡΩΣΙΑ**

Null Hypothesis: LNUNEMPLOYMENT has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.182673	0.2132
Test critical values:	1% level		-2.616203	
	5% level		-1.948140	
	10% level		-1.612320	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003Q2 2014Q3				
Included observations: 46 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNUNEMPLOYMENT(-1)	-0.006090	0.005150	-1.182673	0.2431
R-squared	0.005164	Mean dependent var		-0.010655
Adjusted R-squared	0.005164	S.D. dependent var		0.067119
S.E. of regression	0.066946	Akaike info criterion		-2.548367
Sum squared resid	0.201678	Schwarz criterion		-2.508614
Log likelihood	59.61245	Hannan-Quinn criter.		-2.533476
Durbin-Watson stat	2.050762			

➤ **ΓΕΡΜΑΝΙΑ**

Null Hypothesis: LNUNEMPLOYMENT has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.903918	0.3215
Test critical values:	1% level		-2.595745	
	5% level		-1.945139	

	10% level		-1.613983	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1995Q4 2014Q3				
Included observations: 76 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNUNEMPLOYMENT(-1)	-0.001326	0.001467	-0.903918	0.3690
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	0.385764	0.112493	3.429219	0.0010
D(LNUNEMPLOYMENT(-2))	0.265217	0.112360	2.360422	0.0209
R-squared	0.326358	Mean dependent var		-0.006706
Adjusted R-squared	0.307902	S.D. dependent var		0.031881
S.E. of regression	0.026522	Akaike info criterion		-4.382987
Sum squared resid	0.051351	Schwarz criterion		-4.290985
Log likelihood	169.5535	Hannan-Quinn criter.		-4.346218
Durbin-Watson stat	2.044190			

## ➤ ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ

Null Hypothesis: LNUNEMPLOYMENT has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.322978	0.1672
Test critical values:	1% level		-3.509281	
	5% level		-2.895924	
	10% level		-2.585172	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1993Q3 2014Q3				
Included observations: 85 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNUNEMPLOYMENT(-1)	-0.031982	0.013768	-2.322978	0.0227
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	0.409552	0.098316	4.165647	0.0001
C	0.054755	0.025302	2.164034	0.0334
R-squared	0.239895	Mean dependent var		-0.006597
Adjusted R-squared	0.221356	S.D. dependent var		0.035644
S.E. of regression	0.031452	Akaike info criterion		-4.046035

Sum squared resid	0.081118	Schwarz criterion	-3.959824
Log likelihood	174.9565	Hannan-Quinn criter.	-4.011359
F-statistic	12.93990	Durbin-Watson stat	2.032023
Prob(F-statistic)	0.000013		

➤ **ΤΟΥΡΚΙΑ**

Null Hypothesis: LNUNEMPLOYMENT has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.082598	0.2525
Test critical values:	1% level		-3.646342	
	5% level		-2.954021	
	10% level		-2.615817	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2006Q3 2014Q3				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNUNEMPLOYMENT(-1)	-0.123118	0.059118	-2.082598	0.0459
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	0.562578	0.149607	3.760385	0.0007
C	0.281016	0.132843	2.115405	0.0428
R-squared	0.348023	Mean dependent var		0.005513
Adjusted R-squared	0.304558	S.D. dependent var		0.055406
S.E. of regression	0.046204	Akaike info criterion		-3.224972
Sum squared resid	0.064046	Schwarz criterion		-3.088926
Log likelihood	56.21203	Hannan-Quinn criter.		-3.179196
F-statistic	8.006935	Durbin-Watson stat		2.030192
Prob(F-statistic)	0.001635			

➤ **ΓΑΛΛΙΑ**

Null Hypothesis: LNUNEMPLOYMENT has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.537266	0.8283
Test critical values:	1% level		-2.617364	

	5% level		-1.948313	
	10% level		-1.612229	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003Q3 2014Q3				
Included observations: 45 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNUNEMPLOYMENT(-1)	0.001106	0.002059	0.537266	0.5939
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	0.364352	0.142486	2.557101	0.0142
R-squared	0.130726	Mean dependent var		0.004382
Adjusted R-squared	0.110510	S.D. dependent var		0.031683
S.E. of regression	0.029881	Akaike info criterion		-4.139784
Sum squared resid	0.038393	Schwarz criterion		-4.059488
Log likelihood	95.14515	Hannan-Quinn criter.		-4.109851
Durbin-Watson stat	2.062735			

➤ EΛΛΛΛΛ

Null Hypothesis: LNUNEMPLOYMENT has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.153549	0.2249
Test critical values:	1% level		-3.520307	
	5% level		-2.900670	
	10% level		-2.587691	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 75 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNUNEMPLOYMENT(-1)	-0.025829	0.011994	-2.153549	0.0347
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	0.291700	0.113252	2.575678	0.0121
D(LNUNEMPLOYMENT(-2))	0.343943	0.114954	2.992006	0.0038
D(LNUNEMPLOYMENT(-3))	0.310172	0.122328	2.535579	0.0135
C	0.063995	0.029127	2.197100	0.0313
R-squared	0.519350	Mean dependent var		0.012672
Adjusted R-squared	0.491884	S.D. dependent var		0.042741

S.E. of regression	0.030467	Akaike info criterion	-4.080012
Sum squared resid	0.064976	Schwarz criterion	-3.925513
Log likelihood	158.0005	Hannan-Quinn criter.	-4.018323
F-statistic	18.90901	Durbin-Watson stat	1.929902
Prob(F-statistic)	0.000000		

### Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNUNEMPLOYMENT (1<sup>st</sup>

#### Differences)

#### ➤ ΙΑΠΩΝΙΑ

Null Hypothesis: D(LNUNEMPLOYMENT) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.377548	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.075340	
	5% level		-3.466248	
	10% level		-3.159780	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1994Q3 2014Q3				
Included observations: 81 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	-0.673201	0.105558	-6.377548	0.0000
C	0.017769	0.007823	2.271285	0.0259
@TREND(1994Q1)	-0.000372	0.000163	-2.282967	0.0252
R-squared	0.343029	Mean dependent var		0.000202
Adjusted R-squared	0.326184	S.D. dependent var		0.039497
S.E. of regression	0.032422	Akaike info criterion		-3.983627
Sum squared resid	0.081992	Schwarz criterion		-3.894944
Log likelihood	164.3369	Hannan-Quinn criter.		-3.948046
F-statistic	20.36335	Durbin-Watson stat		1.984826
Prob(F-statistic)	0.000000			



➤ **APFENTINH**

Null Hypothesis: D(LNUNEMPLOYMENT_SA) has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.052393	0.0149	
Test critical values:	1% level		-4.211868		
	5% level		-3.529758		
	10% level		-3.196411		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT_SA,2)					
Method: Least Squares					
Sample (adjusted): 2005Q1 2014Q3					
Included observations: 39 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D(LNUNEMPLOYMENT_SA(-1))	-1.004610	0.247906	-4.052393	0.0003
	D(LNUNEMPLOYMENT_SA(-1),2)	0.165036	0.220758	0.747590	0.4598
	D(LNUNEMPLOYMENT_SA(-2),2)	0.286913	0.148173	1.936343	0.0612
	C	-0.043753	0.017383	-2.517016	0.0167
	@TREND(2004Q1)	0.001246	0.000604	2.063764	0.0467
R-squared	0.513534	Mean dependent var		0.000649	
Adjusted R-squared	0.456303	S.D. dependent var		0.050461	
S.E. of regression	0.037208	Akaike info criterion		-3.625370	
Sum squared resid	0.047071	Schwarz criterion		-3.412093	
Log likelihood	75.69471	Hannan-Quinn criter.		-3.548848	
F-statistic	8.972955	Durbin-Watson stat		2.066859	
Prob(F-statistic)	0.000047				

➤ **BPAZIAIA**

Null Hypothesis: D(LNUNEMPLOYMENT) has a unit root			
Exogenous: None			
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.517130	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.597025	
	5% level	-1.945324	
	10% level	-1.613876	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q3				
Included observations: 73 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	-0.746922	0.114609	-6.517130	0.0000
R-squared	0.371009	Mean dependent var		0.000373
Adjusted R-squared	0.371009	S.D. dependent var		0.063484
S.E. of regression	0.050348	Akaike info criterion		-3.126095
Sum squared resid	0.182517	Schwarz criterion		-3.094719
Log likelihood	115.1025	Hannan-Quinn criter.		-3.113591
Durbin-Watson stat	2.010454			

➤ **ΠΩΣΙΑ**

Null Hypothesis: D(LNUNEMPLOYMENT) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.637992	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-2.617364	
	5% level		-1.948313	
	10% level		-1.612229	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2003Q3 2014Q3				
Included observations: 45 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	-1.000853	0.150776	-6.637992	0.0000
R-squared	0.500357	Mean dependent var		-8.18E-05
Adjusted R-squared	0.500357	S.D. dependent var		0.097249
S.E. of regression	0.068741	Akaike info criterion		-2.494983
Sum squared resid	0.207912	Schwarz criterion		-2.454835
Log likelihood	57.13713	Hannan-Quinn criter.		-2.480017
Durbin-Watson stat	1.999470			

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Null Hypothesis: D(LNUNEMPLOYMENT) has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.200199	0.0238	
Test critical values:	1% level		-3.519050		
	5% level		-2.900137		
	10% level		-2.587409		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT,2)					
Method: Least Squares					
Sample (adjusted): 1995Q4 2014Q3					
Included observations: 76 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	-0.351581	0.109862	-3.200199	0.0020
	D(LNUNEMPLOYMENT(-1),2)	-0.263229	0.112696	-2.335750	0.0223
	C	-0.002639	0.003121	-0.845536	0.4006
R-squared	0.292153	Mean dependent var		-0.000341	
Adjusted R-squared	0.272760	S.D. dependent var		0.031122	
S.E. of regression	0.026541	Akaike info criterion		-4.381603	
Sum squared resid	0.051422	Schwarz criterion		-4.289600	
Log likelihood	169.5009	Hannan-Quinn criter.		-4.344834	
F-statistic	15.06484	Durbin-Watson stat		2.042558	
Prob(F-statistic)	0.000003				

➤ ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ

Null Hypothesis: D(LNUNEMPLOYMENT) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.083300	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.069631	
	5% level		-3.463547	
	10% level		-3.158207	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT,2)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1993Q3 2014Q3  
 Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	-0.623600	0.102510	-6.083300	0.0000
C	-0.017564	0.007519	-2.335827	0.0219
@TREND(1993Q1)	0.000310	0.000146	2.118730	0.0371
R-squared	0.311593	Mean dependent var		0.000514
Adjusted R-squared	0.294802	S.D. dependent var		0.037650
S.E. of regression	0.031617	Akaike info criterion		-4.035601
Sum squared resid	0.081969	Schwarz criterion		-3.949389
Log likelihood	174.5130	Hannan-Quinn criter.		-4.000924
F-statistic	18.55777	Durbin-Watson stat		2.005756
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ **TOYPKIA**

Null Hypothesis: D(LNUNEMPLOYMENT) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.252767	0.0019
Test critical values:		
1% level	-2.636901	
5% level	-1.951332	
10% level	-1.610747	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT,2)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 2006Q3 2014Q3  
 Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	-0.496705	0.152702	-3.252767	0.0027
R-squared	0.243971	Mean dependent var		0.004222
Adjusted R-squared	0.243971	S.D. dependent var		0.055338
S.E. of regression	0.048116	Akaike info criterion		-3.200555
Sum squared resid	0.074086	Schwarz criterion		-3.155206
Log likelihood	53.80915	Hannan-Quinn criter.		-3.185296
Durbin-Watson stat	1.854801			

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Null Hypothesis: D(LNUNEMPLOYMENT) has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.467730	0.0000	
Test critical values:	1% level		-2.617364		
	5% level		-1.948313		
	10% level		-1.612229		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT,2)					
Method: Least Squares					
Sample (adjusted): 2003Q3 2014Q3					
Included observations: 45 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	-0.623747	0.139612	-4.467730	0.0001
R-squared	0.312043	Mean dependent var		-0.000247	
Adjusted R-squared	0.312043	S.D. dependent var		0.035733	
S.E. of regression	0.029638	Akaike info criterion		-4.177538	
Sum squared resid	0.038650	Schwarz criterion		-4.137390	
Log likelihood	94.99461	Hannan-Quinn criter.		-4.162571	
Durbin-Watson stat	2.072676				

➤ ΕΛΛΑΔΑ

Null Hypothesis: D(LNUNEMPLOYMENT) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.134559	0.0324
Test critical values:	1% level		-2.596586	
	5% level		-1.945260	
	10% level		-1.613912	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNUNEMPLOYMENT,2)				
Method: Least Squares				

Sample (adjusted): 1996Q2 2014Q3				
Included observations: 74 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT(-1))	-0.201291	0.094301	-2.134559	0.0363
D(LNUNEMPLOYMENT(-1),2)	-0.448925	0.134003	-3.350114	0.0013
D(LNUNEMPLOYMENT(-2),2)	-0.078692	0.140187	-0.561332	0.5764
D(LNUNEMPLOYMENT(-3),2)	0.204517	0.117123	1.746179	0.0852
R-squared	0.366053	Mean dependent var		-0.000230
Adjusted R-squared	0.338884	S.D. dependent var		0.037899
S.E. of regression	0.030815	Akaike info criterion		-4.069078
Sum squared resid	0.066470	Schwarz criterion		-3.944534
Log likelihood	154.5559	Hannan-Quinn criter.		-4.019396
Durbin-Watson stat	1.941303			

### Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCPI (Level)

#### ➤ ΙΑΠΩΝΙΑ

Null Hypothesis: LNCPI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.392307	0.3806
Test critical values:				
	1% level		-4.080021	
	5% level		-3.468459	
	10% level		-3.161067	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1995Q2 2014Q3				
Included observations: 78 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCPI(-1)	-0.164187	0.068631	-2.392307	0.0194
D(LNCPI(-1))	0.095422	0.117490	0.812172	0.4194
D(LNCPI(-2))	0.212832	0.125146	1.700672	0.0934
D(LNCPI(-3))	0.058199	0.127525	0.456374	0.6495
D(LNCPI(-4))	0.479856	0.124858	3.843207	0.0003
C	0.759722	0.317920	2.389665	0.0195
@TREND(1994Q1)	-2.85E-05	3.46E-05	-0.821293	0.4142

R-squared	0.236616	Mean dependent var	0.000313
Adjusted R-squared	0.172105	S.D. dependent var	0.005565
S.E. of regression	0.005064	Akaike info criterion	-7.647980
Sum squared resid	0.001821	Schwarz criterion	-7.436481
Log likelihood	305.2712	Hannan-Quinn criter.	-7.563313
F-statistic	3.667824	Durbin-Watson stat	1.894321
Prob(F-statistic)	0.003141		

## ➤ APFENTINH

Null Hypothesis: LNCPI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.619442	0.2742
Test critical values:	1% level		-4.198503	
	5% level		-3.523623	
	10% level		-3.192902	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2004Q3 2014Q3				
Included observations: 41 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCPI(-1)	-0.191089	0.072950	-2.619442	0.0127
D(LNCPI(-1))	0.723155	0.137731	5.250476	0.0000
C	0.778011	0.293233	2.653218	0.0117
@TREND(2004Q1)	0.004119	0.001608	2.561392	0.0146
R-squared	0.459907	Mean dependent var	0.021187	
Adjusted R-squared	0.416116	S.D. dependent var	0.007057	
S.E. of regression	0.005393	Akaike info criterion	-7.515082	
Sum squared resid	0.001076	Schwarz criterion	-7.347904	
Log likelihood	158.0592	Hannan-Quinn criter.	-7.454205	
F-statistic	10.50223	Durbin-Watson stat	1.975676	
Prob(F-statistic)	0.000039			

## ➤ BPAZIAIA

Null Hypothesis: LNCPI has a unit root	
Exogenous: None	
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)	

		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.020800	0.9993	
Test critical values:	1% level	-2.597939		
	5% level	-1.945456		
	10% level	-1.613799		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1997Q1 2014Q3				
Included observations: 71 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCPI(-1)	0.001575	0.000521	3.020800	0.0036
D(LNCPI(-1))	0.686894	0.118677	5.787927	0.0000
D(LNCPI(-2))	-0.404338	0.135672	-2.980264	0.0040
D(LNCPI(-3))	0.260201	0.115721	2.248514	0.0278
R-squared	0.315543	Mean dependent var		0.015125
Adjusted R-squared	0.284896	S.D. dependent var		0.009127
S.E. of regression	0.007718	Akaike info criterion		-6.835758
Sum squared resid	0.003991	Schwarz criterion		-6.708283
Log likelihood	246.6694	Hannan-Quinn criter.		-6.785065
Durbin-Watson stat	1.926950			

## ➤ ΡΩΣΙΑ

Null Hypothesis: LNCPI has a unit root			
Exogenous: None			
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.187628	0.9372
Test critical values:	1% level	-2.621185	
	5% level	-1.948886	
	10% level	-1.611932	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
Dependent Variable: D(LNCPI)			
Method: Least Squares			
Sample (adjusted): 2004Q2 2014Q3			
Included observations: 42 after adjustments			



Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCPI(-1)	0.001277	0.001075	1.187628	0.2425
D(LNCPI(-1))	0.309196	0.140279	2.204146	0.0338
D(LNCPI(-2))	-0.136326	0.149079	-0.914453	0.3664
D(LNCPI(-3))	0.050116	0.148118	0.338353	0.7370
D(LNCPI(-4))	0.491026	0.139892	3.510044	0.0012
R-squared	0.349145	Mean dependent var		0.021907
Adjusted R-squared	0.278783	S.D. dependent var		0.011741
S.E. of regression	0.009971	Akaike info criterion		-6.266887
Sum squared resid	0.003679	Schwarz criterion		-6.060022
Log likelihood	136.6046	Hannan-Quinn criter.		-6.191063
Durbin-Watson stat	1.557847			

## ➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Null Hypothesis: LNCPI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.220687	0.4714
Test critical values:	1% level		-4.080021	
	5% level		-3.468459	
	10% level		-3.161067	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1995Q2 2014Q3				
Included observations: 78 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCPI(-1)	-0.095334	0.042930	-2.220687	0.0294
C	0.419205	0.187445	2.236414	0.0283
@TREND(1995Q1)	0.000392	0.000169	2.324345	0.0228
R-squared	0.075720	Mean dependent var		0.003724
Adjusted R-squared	0.051072	S.D. dependent var		0.003624
S.E. of regression	0.003530	Akaike info criterion		-8.417105
Sum squared resid	0.000935	Schwarz criterion		-8.326462
Log likelihood	331.2671	Hannan-Quinn criter.		-8.380819
F-statistic	3.072102	Durbin-Watson stat		2.021247
Prob(F-statistic)	0.052196			

➤ **ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ**

Null Hypothesis: LNCPI has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.322706	0.4171
Test critical values:	1% level		-4.069631	
	5% level		-3.463547	
	10% level		-3.158207	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LNCPI) Method: Least Squares Sample (adjusted): 1993Q3 2014Q3 Included observations: 85 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCPI(-1)	-0.103143	0.044406	-2.322706	0.0227
D(LNCPI(-1))	0.174596	0.108393	1.610768	0.1111
C	0.430011	0.182795	2.352425	0.0211
@TREND(1993Q1)	0.000710	0.000304	2.336212	0.0220
R-squared	0.079275	Mean dependent var		0.006576
Adjusted R-squared	0.045174	S.D. dependent var		0.005682
S.E. of regression	0.005552	Akaike info criterion		-7.503449
Sum squared resid	0.002497	Schwarz criterion		-7.388501
Log likelihood	322.8966	Hannan-Quinn criter.		-7.457214
F-statistic	2.324720	Durbin-Watson stat		2.048816
Prob(F-statistic)	0.080987			

➤ **ΤΟΥΡΚΙΑ**

Null Hypothesis: LNCPI has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.449336	0.3490
Test critical values:	1% level		-4.284580	
	5% level		-3.562882	
	10% level		-3.215267	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LNCPI)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 2007Q1 2014Q3  
 Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCPI(-1)	-0.691886	0.282479	-2.449336	0.0217
D(LNCPI(-1))	0.088050	0.228658	0.385072	0.7034
D(LNCPI(-2))	0.016851	0.202833	0.083080	0.9344
D(LNCPI(-3))	-0.352472	0.173201	-2.035042	0.0526
C	2.964879	1.191549	2.488255	0.0199
@TREND(2006Q1)	0.013092	0.005414	2.418000	0.0232
R-squared	0.488449	Mean dependent var		0.019384
Adjusted R-squared	0.386139	S.D. dependent var		0.014125
S.E. of regression	0.011066	Akaike info criterion		-5.997807
Sum squared resid	0.003062	Schwarz criterion		-5.720261
Log likelihood	98.96601	Hannan-Quinn criter.		-5.907334
F-statistic	4.774205	Durbin-Watson stat		1.731256
Prob(F-statistic)	0.003368			

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Null Hypothesis: LNCPI has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.426782	0.0614
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LNCPI)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 2004Q2 2014Q3  
 Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCPI(-1)	-0.513058	0.149720	-3.426782	0.0016
D(LNCPI(-1))	0.446788	0.169260	2.639658	0.0123
D(LNCPI(-2))	0.265805	0.153554	1.731019	0.0923
D(LNCPI(-3))	-0.028917	0.152287	-0.189882	0.8505
D(LNCPI(-4))	0.587317	0.150651	3.898521	0.0004
C	2.295544	0.668472	3.434018	0.0015

@TREND(2003Q1)	0.002220	0.000669	3.321312	0.0021
R-squared	0.431115	Mean dependent var		0.004122
Adjusted R-squared	0.333592	S.D. dependent var		0.004713
S.E. of regression	0.003847	Akaike info criterion		-8.131944
Sum squared resid	0.000518	Schwarz criterion		-7.842332
Log likelihood	177.7708	Hannan-Quinn criter.		-8.025790
F-statistic	4.420645	Durbin-Watson stat		1.431781
Prob(F-statistic)	0.001995			

➤ EΛΛΑΔΑ

Null Hypothesis: LNCPI has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			1.085700	0.9265
Test critical values:	1% level		-2.596586	
	5% level		-1.945260	
	10% level		-1.613912	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1996Q2 2014Q3				
Included observations: 74 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCPI(-1)	0.000326	0.000300	1.085700	0.2814
D(LNCPI(-1))	0.016711	0.081801	0.204287	0.8387
D(LNCPI(-2))	0.159220	0.079925	1.992117	0.0503
D(LNCPI(-3))	-0.158132	0.080013	-1.976344	0.0521
D(LNCPI(-4))	0.670950	0.081634	8.218997	0.0000
R-squared	0.835202	Mean dependent var		0.007252
Adjusted R-squared	0.825649	S.D. dependent var		0.014893
S.E. of regression	0.006219	Akaike info criterion		-7.257366
Sum squared resid	0.002668	Schwarz criterion		-7.101686
Log likelihood	273.5225	Hannan-Quinn criter.		-7.195264
Durbin-Watson stat	1.614123			

## Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCPI (1<sup>st</sup> Differences)

### ➤ ΙΑΠΩΝΙΑ

Null Hypothesis: D(LNCPI) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.618982	0.0094
Test critical values:	1% level		-2.595340	
	5% level		-1.945081	
	10% level		-1.614017	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q3				
Included observations: 77 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCPI(-1))	-0.723359	0.276199	-2.618982	0.0107
D(LNCPI(-1),2)	-0.213716	0.274797	-0.777723	0.4393
D(LNCPI(-2),2)	-0.110187	0.233382	-0.472132	0.6383
D(LNCPI(-3),2)	-0.128924	0.193709	-0.665559	0.5078
D(LNCPI(-4),2)	0.251507	0.134557	1.869143	0.0657
R-squared	0.625994	Mean dependent var		1.20E-05
Adjusted R-squared	0.605215	S.D. dependent var		0.008203
S.E. of regression	0.005154	Akaike info criterion		-7.635205
Sum squared resid	0.001913	Schwarz criterion		-7.483010
Log likelihood	298.9554	Hannan-Quinn criter.		-7.574328
Durbin-Watson stat	1.979922			

### ➤ ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ

Null Hypothesis: D(LNCPI) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.646449	0.0922
Test critical values:	1% level		-3.600987	
	5% level		-2.935001	
	10% level		-2.605836	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2004Q3 2014Q3				
Included observations: 41 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCPI(-1))	-0.372791	0.140864	-2.646449	0.0117
C	0.007675	0.003168	2.423000	0.0201
R-squared	0.152242	Mean dependent var		-0.000355
Adjusted R-squared	0.130505	S.D. dependent var		0.006241
S.E. of regression	0.005820	Akaike info criterion		-7.407642
Sum squared resid	0.001321	Schwarz criterion		-7.324053
Log likelihood	153.8567	Hannan-Quinn criter.		-7.377203
F-statistic	7.003693	Durbin-Watson stat		1.774545
Prob(F-statistic)	0.011670			

➤ **BPAZIAIA**

Null Hypothesis: D(LNCPI) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.545273	0.0095
Test critical values:	1% level		-3.525618	
	5% level		-2.902953	
	10% level		-2.588902	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1997Q1 2014Q3				
Included observations: 71 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCPI(-1))	-0.492757	0.138990	-3.545273	0.0007
D(LNCPI(-1),2)	0.164159	0.121295	1.353383	0.1805
D(LNCPI(-2),2)	-0.240786	0.116303	-2.070331	0.0423
C	0.007422	0.002306	3.217981	0.0020
R-squared	0.348471	Mean dependent var		-1.90E-05
Adjusted R-squared	0.319299	S.D. dependent var		0.009280
S.E. of regression	0.007657	Akaike info criterion		-6.851789

Sum squared resid	0.003928	Schwarz criterion	-6.724314
Log likelihood	247.2385	Hannan-Quinn criter.	-6.801096
F-statistic	11.94503	Durbin-Watson stat	1.923606
Prob(F-statistic)	0.000002		

➤ ΠΩΣΙΑ

Null Hypothesis: D(LNCPI) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.521007	0.0503
Test critical values:				
	1% level		-4.198503	
	5% level		-3.523623	
	10% level		-3.192902	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2004Q3 2014Q3				
Included observations: 41 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCPI(-1))	-0.992477	0.281873	-3.521007	0.0012
D(LNCPI(-1),2)	0.417796	0.271109	1.541061	0.1326
D(LNCPI(-2),2)	0.163067	0.221786	0.735246	0.4672
D(LNCPI(-3),2)	-0.009626	0.172067	-0.055945	0.9557
D(LNCPI(-4),2)	0.491374	0.142837	3.440111	0.0016
C	0.031748	0.009544	3.326640	0.0021
@TREND(2003Q1)	-0.000375	0.000153	-2.458110	0.0192
R-squared	0.696727	Mean dependent var		-0.000204
Adjusted R-squared	0.643208	S.D. dependent var		0.014320
S.E. of regression	0.008553	Akaike info criterion		-6.530703
Sum squared resid	0.002488	Schwarz criterion		-6.238142
Log likelihood	140.8794	Hannan-Quinn criter.		-6.424168
F-statistic	13.01836	Durbin-Watson stat		2.079413
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Null Hypothesis: D(LNCPI) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.409160	0.0137
Test critical values:	1% level		-3.522887	
	5% level		-2.901779	
	10% level		-2.588280	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q3				
Included observations: 73 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCPI(-1))	-0.849584	0.249206	-3.409160	0.0011
D(LNCPI(-1),2)	-0.121972	0.237076	-0.514483	0.6086
D(LNCPI(-2),2)	-0.123715	0.207548	-0.596079	0.5531
D(LNCPI(-3),2)	-0.059493	0.168902	-0.352232	0.7258
D(LNCPI(-4),2)	0.188979	0.118662	1.592574	0.1160
C	0.003185	0.001035	3.076339	0.0030
R-squared	0.555158	Mean dependent var		1.35E-05
Adjusted R-squared	0.521961	S.D. dependent var		0.005176
S.E. of regression	0.003579	Akaike info criterion		-8.349122
Sum squared resid	0.000858	Schwarz criterion		-8.160865
Log likelihood	310.7430	Hannan-Quinn criter.		-8.274099
F-statistic	16.72308	Durbin-Watson stat		2.010708
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ

Null Hypothesis: D(LNCPI) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.997879	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.509281	
	5% level		-2.895924	
	10% level		-2.585172	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				



Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LNCPI,2)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1993Q3 2014Q3  
 Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCPI(-1))	-0.869122	0.108669	-7.997879	0.0000
C	0.005717	0.000941	6.074268	0.0000
R-squared	0.435244	Mean dependent var		1.60E-05
Adjusted R-squared	0.428439	S.D. dependent var		0.007495
S.E. of regression	0.005667	Akaike info criterion		-7.485239
Sum squared resid	0.002665	Schwarz criterion		-7.427765
Log likelihood	320.1227	Hannan-Quinn criter.		-7.462122
F-statistic	63.96607	Durbin-Watson stat		2.024319
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ **TOYPKIA**

Null Hypothesis: D(LNCPI) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.546373	0.0000		
Test critical values:				
1% level	-3.661661			
5% level	-2.960411			
10% level	-2.619160			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2007Q1 2014Q3				
Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCPI(-1))	-2.188366	0.334287	-6.546373	0.0000
D(LNCPI(-1),2)	0.854734	0.257783	3.315717	0.0026
D(LNCPI(-2),2)	0.550470	0.160805	3.423211	0.0020
C	0.042933	0.006968	6.161713	0.0000
R-squared	0.737526	Mean dependent var		-0.000561
Adjusted R-squared	0.708362	S.D. dependent var		0.022133
S.E. of regression	0.011953	Akaike info criterion		-5.895807

Sum squared resid	0.003857	Schwarz criterion	-5.710776
Log likelihood	95.38501	Hannan-Quinn criter.	-5.835492
F-statistic	25.28911	Durbin-Watson stat	1.759486
Prob(F-statistic)	0.000000		

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Null Hypothesis: D(LNCPI) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.066657	0.0029
Test critical values:				
	1% level		-3.600987	
	5% level		-2.935001	
	10% level		-2.605836	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2004Q3 2014Q3				
Included observations: 41 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCPI(-1))	-1.194299	0.293681	-4.066657	0.0003
D(LNCPI(-1),2)	0.544955	0.274676	1.983994	0.0551
D(LNCPI(-2),2)	0.373677	0.219500	1.702402	0.0975
D(LNCPI(-3),2)	0.101583	0.182088	0.557879	0.5805
D(LNCPI(-4),2)	0.582411	0.142689	4.081688	0.0002
C	0.004950	0.001421	3.483356	0.0013
R-squared	0.730537	Mean dependent var		-0.000263
Adjusted R-squared	0.692042	S.D. dependent var		0.006601
S.E. of regression	0.003663	Akaike info criterion		-8.246620
Sum squared resid	0.000470	Schwarz criterion		-7.995853
Log likelihood	175.0557	Hannan-Quinn criter.		-8.155305
F-statistic	18.97754	Durbin-Watson stat		1.930830
Prob(F-statistic)	0.000000			

➤ ΕΛΛΑΔΑ

Null Hypothesis: D(LNCPI) has a unit root	
Exogenous: Constant, Linear Trend	
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)	

		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.667061	0.0310	
Test critical values:	1% level	-4.088713		
	5% level	-3.472558		
	10% level	-3.163450		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI,2)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q3				
Included observations: 73 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCPI(-1))	-0.729070	0.198816	-3.667061	0.0005
D(LNCPI(-1),2)	-0.108205	0.198519	-0.545058	0.5876
D(LNCPI(-2),2)	-0.071517	0.168357	-0.424791	0.6724
D(LNCPI(-3),2)	-0.240275	0.143755	-1.671419	0.0994
D(LNCPI(-4),2)	0.347235	0.111801	3.105829	0.0028
C	0.008878	0.003210	2.765312	0.0074
@TREND(1995Q1)	-9.05E-05	4.36E-05	-2.074054	0.0420
R-squared	0.958481	Mean dependent var		-0.000632
Adjusted R-squared	0.954707	S.D. dependent var		0.027279
S.E. of regression	0.005806	Akaike info criterion		-7.369025
Sum squared resid	0.002224	Schwarz criterion		-7.149392
Log likelihood	275.9694	Hannan-Quinn criter.		-7.281497
F-statistic	253.9404	Durbin-Watson stat		2.062696
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LNCPI (2<sup>nd</sup> Differences)

#### ➤ ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ

Null Hypothesis: D(LNCPI,2) has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.213519
Test critical values:	1% level	-2.625606
	5% level	-1.949609
	10% level	-1.611593
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI,3)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2005Q1 2014Q3				
Included observations: 39 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCPI(-1),2)	-1.431656	0.230410	-6.213519	0.0000
D(LNCPI(-1),3)	0.306209	0.155602	1.967897	0.0566
R-squared	0.591576	Mean dependent var		8.44E-05
Adjusted R-squared	0.580537	S.D. dependent var		0.009451
S.E. of regression	0.006121	Akaike info criterion		-7.304214
Sum squared resid	0.001386	Schwarz criterion		-7.218903
Log likelihood	144.4322	Hannan-Quinn criter.		-7.273605
Durbin-Watson stat	1.718965			

➤ **ΡΩΣΙΑ**

Null Hypothesis: D(LNCPI,2) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=4)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.630204	0.0006	
Test critical values:	1% level	-2.622585		
	5% level	-1.949097		
	10% level	-1.611824		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNCPI,3)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2004Q3 2014Q3				
Included observations: 41 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCPI(-1),2)	-1.892861	0.521420	-3.630204	0.0009
D(LNCPI(-1),3)	0.489171	0.400204	1.222304	0.2293
D(LNCPI(-2),3)	0.045912	0.272216	0.168661	0.8670
D(LNCPI(-3),3)	-0.326921	0.150774	-2.168279	0.0366
R-squared	0.827057	Mean dependent var		0.000114
Adjusted R-squared	0.813034	S.D. dependent var		0.022163
S.E. of regression	0.009583	Akaike info criterion		-6.365123
Sum squared resid	0.003398	Schwarz criterion		-6.197945
Log likelihood	134.4850	Hannan-Quinn criter.		-6.304246
Durbin-Watson stat	1.833993			

# **ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ**

**Επιλογή Βέλτιστου Αριθμού Υστερήσεων Πολυμεταβλητών**

**Αυτοπαλίνδρομων Υποδειγμάτων & Έλεγχος Υποθέσεων των**

**Καταλοίπων**

➤ **ΙΑΠΩΝΙΑ**

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNTOPIX) D(LNCONSUMPTION_SA)						
Exogenous variables: C						
Sample: 1994Q1 2014Q3						
Included observations: 79						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	309.9334	NA	1.41e-06	-7.795783	-7.735797	-7.771750
1	319.6935	18.77883	1.22e-06	-7.941607	-7.761649*	-7.869510*
2	321.3989	3.194950	1.29e-06	-7.883516	-7.583586	-7.763355
3	327.9420	11.92670*	1.21e-06*	-7.947899*	-7.527997	-7.779673
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1994Q1 2014Q3		
Included observations: 79		
Lags	LM-Stat	Prob
1	8.959258	0.0621
2	1.207378	0.8769
3	3.563733	0.4683
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 1994Q1 2014Q3					
Included observations: 79					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
49.16955	36	0.0706			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(12,66)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.

res1*res1	0.131019	0.829253	0.6203	10.35051	0.5852
res2*res2	0.356471	3.046623	0.0018	28.16121	0.0052
res2*res1	0.099789	0.609682	0.8264	7.883366	0.7942

VAR Residual Normality Tests  
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal  
Sample: 1994Q1 2014Q3  
Included observations: 79

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.130958	0.225810	1	0.6346
2	0.089595	0.105692	1	0.7451
Joint		0.331502	2	0.8473

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.796794	2.089818	1	0.1483
2	2.928023	0.017053	1	0.8961
Joint		2.106871	2	0.3487

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.315628	2	0.3142
2	0.122745	2	0.9405
Joint	2.438373	4	0.6557

VAR Lag Order Selection Criteria  
Endogenous variables: D(LNTOPIX)  
D(LNUNEMPLOYMENT)  
Exogenous variables: C  
Sample: 1994Q1 2014Q3  
Included observations: 79

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	214.8652	NA	1.57e-05	-5.388993	-5.329007	-5.364961
1	229.6386	28.42477	1.19e-05	-5.661738	-5.481780*	-5.589641
2	236.6107	13.06150*	1.11e-05*	-5.736979*	-5.437048	-5.616817*
3	238.1520	2.809623	1.18e-05	-5.674735	-5.254833	-5.506510

\* 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

Lags	LM-Stat	Prob
1	3.169364	0.5299
2	0.684569	0.9532
3	3.372229	0.4976

Probs from chi-square with 4 df.

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.220924	0.650765	1	0.4198
2	-0.005433	0.000394	1	0.9842
Joint		0.651159	2	0.7221

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.061470	3.755731	1	0.0526
2	3.275895	0.253727	1	0.6145
Joint		4.009459	2	0.1347

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.406497	2	0.1104
2	0.254121	2	0.8807
Joint	4.660617	4	0.3239

Chi-sq	df	Prob.
18.82626	24	0.7612



Individual components:					
Dependent	R-squared	F(8,71)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.029281	0.267710	0.9743	2.342498	0.9687
res2*res2	0.094472	0.925907	0.5007	7.557727	0.4778
res2*res1	0.122256	1.236143	0.2911	9.780443	0.2808

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNTOPIX) D(LNCPI)						
Exogenous variables: C						
Sample: 1994Q1 2014Q3						
Included observations: 79						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	363.0489	NA	3.68e-07	-9.140479	-9.080493*	-9.116447*
1	366.0828	5.837276	3.77e-07	-9.116019	-8.936061	-9.043923
2	372.4681	11.96239*	3.55e-07*	-9.176408*	-8.876478	-9.056246
3	373.1957	1.326241	3.86e-07	-9.093562	-8.673660	-8.925336
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1994Q1 2014Q3		
Included observations: 79		
Lags	LM-Stat	Prob
1	12.65931	0.0131
2	9.862632	0.0428
3	3.055378	0.5486
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 1994Q1 2014Q3				
Included observations: 79				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.184976	0.450510	1	0.5021

2	1.767467	41.13189	1	0.0000
Joint		41.58240	2	0.0000
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.192555	0.122047	1	0.7268
2	9.048924	120.4404	1	0.0000
Joint		120.5624	2	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.572557	2	0.7511	
2	161.5723	2	0.0000	
Joint		162.1448	4	0.0000

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 1994Q1 2014Q3					
Included observations: 79					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
37.23502	36	0.4120			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(12,66)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.166733	1.100524	0.3748	13.17190	0.3567
res2*res2	0.157463	1.027905	0.4346	12.43959	0.4111
res2*res1	0.179744	1.205221	0.2985	14.19975	0.2881

➤ **ARGENTINH**

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNMERVAL) D(LNUNEMPLOYMENT_SA)						
Exogenous variables: C						
Sample: 2004Q1 2014Q3						
Included observations: 39						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	81.14430	NA*	5.92e-05*	-4.058682*	-3.973371*	-4.028073*
1	84.18021	5.604748	6.22e-05	-4.009241	-3.753309	-3.917415
2	87.90078	6.487162	6.33e-05	-3.994912	-3.568358	-3.841868

3	89.50755	2.636744	7.19e-05	-3.872182	-3.275006	-3.657920
---	----------	----------	----------	-----------	-----------	-----------

\* 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

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 2004Q1 2014Q3		
Included observations: 39		
Lags	LM-Stat	Prob
1	1.655232	0.7988
2	3.311602	0.5071
3	3.635391	0.4576
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 2004Q1 2014Q3				
Included observations: 41				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.830206	4.709816	1	0.0300
2	-0.428105	1.252374	1	0.2631
Joint		5.962190	2	0.0507
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.996500	6.809438	1	0.0091
2	2.841503	0.042916	1	0.8359
Joint		6.852353	2	0.0325
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	11.51925	2	0.0032	
2	1.295290	2	0.5233	
Joint	12.81454	4	0.0122	

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 2004Q1 2014Q3					
Included observations: 41					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
12.81952	12	0.3823			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(4,36)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.073701	0.716088	0.5865	3.021753	0.5542
res2*res2	0.211460	2.413493	0.0668	8.669844	0.0699
res2*res1	0.039460	0.369729	0.8286	1.617859	0.8056

➤ **BPAZIAIA**

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNBOVESPA) D(LNCONSUMPTION_SA)						
Exogenous variables: C						
Sample: 1996Q1 2014Q3						
Included observations: 71						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	219.1594	NA*	7.56e-06*	-6.117166*	-6.053428*	-6.091820*
1	222.2966	6.009343	7.74e-06	-6.092863	-5.901650	-6.016823
2	223.1438	1.575057	8.47e-06	-6.004051	-5.685364	-5.877319
3	225.2505	3.797962	8.94e-06	-5.950718	-5.504556	-5.773294
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1996Q1 2014Q3		
Included observations: 71		
Lags	LM-Stat	Prob
1	6.249041	0.1813
2	9.386411	0.0521
3	7.106614	0.1304
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 72				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.485748	2.831408	1	0.0924
2	-0.393446	1.857599	1	0.1729
Joint		4.689007	2	0.0959
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.356484	0.381241	1	0.5369
2	4.824595	9.987440	1	0.0016
Joint		10.36868	2	0.0056
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	3.212649	2	0.2006	
2	11.84504	2	0.0027	
Joint	15.05769	4	0.0046	

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 1996Q1 2014Q3					
Included observations: 72					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
33.55323	24	0.0929			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(8,63)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.123431	1.108887	0.3695	8.887006	0.3519
res2*res2	0.086072	0.741657	0.6545	6.197218	0.6252
res2*res1	0.236650	2.441367	0.0228	17.03879	0.0297

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNBOVESPA) D(LNUNEMPLOYMENT)						
Exogenous variables: C						
Sample: 1996Q1 2014Q3						
Included observations: 71						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	139.9826	NA*	7.03e-05*	-3.886834*	-3.823096*	-3.861487*
1	142.2484	4.340032	7.38e-05	-3.837982	-3.646769	-3.761943
2	143.7432	2.779228	7.93e-05	-3.767415	-3.448728	-3.640683
3	144.4097	1.201537	8.71e-05	-3.673513	-3.227351	-3.496089
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1996Q1 2014Q3		
Included observations: 71		
Lags	LM-Stat	Prob
1	5.946080	0.2032
2	3.770090	0.4380
3	6.189394	0.1854
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 73				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.468446	2.669879	1	0.1023
2	1.490279	27.02135	1	0.0000
Joint		29.69123	2	0.0000
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.320535	0.312509	1	0.5761
2	7.218274	54.12291	1	0.0000
Joint		54.43542	2	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.982388	2	0.2251
2	81.14426	2	0.0000
Joint	84.12665	4	0.0000

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)  
Sample: 1996Q1 2014Q3  
Included observations: 73

---

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
12.89522	12	0.3767

---

Individual components:

Dependent	R-squared	F(4,68)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.041098	0.728608	0.5755	3.000146	0.5578
res2*res2	0.060099	1.087020	0.3699	4.387260	0.3561
res2*res1	0.043032	0.764432	0.5521	3.141306	0.5345

VAR Lag Order Selection Criteria  
Endogenous variables: D(LNBOVESPA) D(LNCPI)  
Exogenous variables: C  
Sample: 1996Q1 2014Q3  
Included observations: 71

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	263.2948	NA	2.18e-06	-7.360417	-7.296679	-7.335071
1	275.5322	23.44063	1.73e-06	-7.592456	-7.401244*	-7.516417*
2	278.9587	6.370469	1.76e-06	-7.576302	-7.257615	-7.449570
3	284.5501	10.08013*	1.68e-06*	-7.621128*	-7.174966	-7.443704

\* 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

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.767545	0.3120
2	1.236135	0.8721
3	4.977585	0.2896

Probs from chi-square with 4 df.

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.558975	3.697367	1	0.0545
2	0.969172	11.11498	1	0.0009
Joint		14.81234	2	0.0006

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.672406	1.337552	1	0.2475
2	4.545645	7.067509	1	0.0078
Joint		8.405061	2	0.0150

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.034919	2	0.0807
2	18.18248	2	0.0001
Joint	23.21740	4	0.0001

Chi-sq	df	Prob.
40.58056	36	0.2755



Individual components:					
Dependent	R-squared	F(12,58)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.098016	0.525227	0.8897	6.959162	0.8603
res2*res2	0.272742	1.812635	0.0672	19.36468	0.0801
res2*res1	0.172639	1.008533	0.4532	12.25736	0.4252

➤ **ΡΩΣΙΑ**

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNRTSI) D(LNCONSUMPTION_SA)						
Exogenous variables: C						
Sample: 2003Q1 2014Q3						
Included observations: 43						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	109.9410	NA	2.26e-05	-5.020512	-4.938596	-4.990304
1	130.3111	37.89783*	1.06e-05	-5.781911	-5.536162*	-5.691287*
2	135.0212	8.324913	1.02e-05*	-5.814941*	-5.405360	-5.663900
3	135.4133	0.656498	1.22e-05	-5.647131	-5.073717	-5.435674
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 2003Q1 2014Q3		
Included observations: 43		
Lags	LM-Stat	Prob
1	17.48037	0.0016
2	5.862211	0.2097
3	1.605118	0.8079
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 44				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.601047	18.79792	1	0.0000
2	0.201990	0.299198	1	0.5844
Joint		19.09712	2	0.0001
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	9.074943	67.65904	1	0.0000
2	5.319444	9.863002	1	0.0017
Joint		77.52204	2	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	86.45696	2	0.0000	
2	10.16220	2	0.0062	
Joint		96.61916	4	0.0000

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 2003Q1 2014Q3					
Included observations: 44					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
28.51431	24	0.2389			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(8,35)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.133162	0.672082	0.7123	5.859150	0.6630
res2*res2	0.197145	1.074302	0.4031	8.674377	0.3705
res2*res1	0.146584	0.751454	0.6465	6.449675	0.5970

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	56.77374	NA*	0.000268	-2.547616	-2.465699*	-2.517407*
1	61.73733	9.234602	0.000257*	-2.592434*	-2.346685	-2.501810
2	64.36961	4.652392	0.000274	-2.528819	-2.119238	-2.377778
3	65.83141	2.447669	0.000309	-2.410763	-1.837349	-2.199306

\* 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

Lags	LM-Stat	Prob
1	5.667327	0.2254
2	3.813517	0.4318
3	3.576436	0.4664

Probs from chi-square with 4 df.

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.847405	25.59678	1	0.0000
2	0.574266	2.473361	1	0.1158
Joint		28.07014	2	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	11.54597	136.9380	1	0.0000
2	2.730181	0.136504	1	0.7118

Joint	137.0745	2	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	162.5347	2	0.0000
2	2.609865	2	0.2712
Joint	165.1446	4	0.0000

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 2003Q1 2014Q3

Included observations: 45

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
21.18933	12	0.0477			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(4,40)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.183729	2.250833	0.0806	8.267804	0.0822
res2*res2	0.081727	0.890012	0.4788	3.677733	0.4514
res2*res1	0.014383	0.145926	0.9638	0.647222	0.9577

➤ **ГЕРМАНИЯ**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(LNDAX\_30) D(LNCONSUMPTION\_SA)

Exogenous variables: C

Sample: 1995Q1 2014Q3

Included observations: 75

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	355.0216	NA*	2.80e-07*	-9.413909*	-9.352109*	-9.389233*
1	358.2892	6.273803	2.85e-07	-9.394378	-9.208979	-9.320350
2	359.6500	2.540155	3.06e-07	-9.323999	-9.015001	-9.200620
3	361.7303	3.772324	3.22e-07	-9.272808	-8.840210	-9.100076

\* 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

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.886471	0.2991
2	4.657031	0.3243
3	2.521305	0.6408

Probs from chi-square with 4 df.

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.963455	11.91249	1	0.0006
2	0.104343	0.139723	1	0.7086
Joint		12.05221	2	0.0024

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.440819	6.660370	1	0.0099
2	3.277861	0.247706	1	0.6187
Joint		6.908076	2	0.0316

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	18.57286	2	0.0001
2	0.387428	2	0.8239
Joint	18.96028	4	0.0008

Chi-sq	df	Prob.
5.900553	12	0.9210

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(4,72)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.050115	0.949661	0.4405	3.858851	0.4254
res2*res2	0.022399	0.412411	0.7991	1.724687	0.7862
res2*res1	0.010128	0.184170	0.9459	0.779860	0.9411

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	212.9578	NA	1.24e-05	-5.625542	-5.563742	-5.600866
1	230.0838	32.88188	8.71e-06	-5.975568	-5.790169*	-5.901540
2	236.0258	11.09170*	8.27e-06*	-6.027354*	-5.718356	-5.903975*
3	238.0862	3.736211	8.72e-06	-5.975632	-5.543034	-5.802900

\* 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

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.385044	0.3564
2	2.208635	0.6974
3	1.088066	0.8962

Probs from chi-square with 4 df.

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.929890	10.95280	1	0.0009
2	-0.413700	2.167867	1	0.1409

Joint		13.12067	2	0.0014
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.447709	6.636892	1	0.0100
2	4.310175	5.435771	1	0.0197
Joint		12.07266	2	0.0024
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	17.58969	2	0.0002	
2	7.603638	2	0.0223	
Joint		25.19333	4	0.0000

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)  
Sample: 1995Q1 2014Q3  
Included observations: 76

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
21.31824	24	0.6199

Individual components:

Dependent	R-squared	F(8,67)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.064140	0.573989	0.7956	4.874647	0.7709
res2*res2	0.115205	1.090473	0.3808	8.755604	0.3633
res2*res1	0.060278	0.537207	0.8244	4.581102	0.8013

VAR Lag Order Selection Criteria  
Endogenous variables: D(LNDAX\_30) D(LNCPI)  
Exogenous variables: C  
Sample: 1995Q1 2014Q3  
Included observations: 75

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	377.1441	NA	1.55e-07	-10.00384	-9.942042*	-9.979166*
1	382.6833	10.63532*	1.49e-07*	-10.04489*	-9.859489	-9.970860
2	384.5760	3.533112	1.57e-07	-9.988694	-9.679696	-9.865315
3	385.8998	2.400343	1.69e-07	-9.917327	-9.484729	-9.744595

\* 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

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h  
 Sample: 1995Q1 2014Q3  
 Included observations: 75

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.648046	0.3254
2	1.474381	0.8312
3	2.439870	0.6554

Probs from chi-square with 4 df.

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal  
 Sample: 1995Q1 2014Q3  
 Included observations: 77

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.914783	10.73928	1	0.0010
2	-0.015272	0.002993	1	0.9564
Joint		10.74228	2	0.0046

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.156564	4.291595	1	0.0383
2	2.406205	1.131236	1	0.2875
Joint		5.422831	2	0.0664

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	15.03088	2	0.0005
2	1.134229	2	0.5672
Joint	16.16511	4	0.0028



VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 1995Q1 2014Q3					
Included observations: 77					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
8.373769	12	0.7553			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(4,72)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.035724	0.666846	0.6171	2.750715	0.6004
res2*res2	0.021615	0.397657	0.8097	1.664322	0.7972
res2*res1	0.035803	0.668383	0.6160	2.756827	0.5993

➤ **ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ**

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNSP_ASX_200) D(LNCONSUMPTION_SA)						
Exogenous variables: C						
Sample: 1993Q1 2014Q3						
Included observations: 83						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	395.6717	NA*	2.60e-07*	-9.486065*	-9.427780*	-9.462649*
1	397.3409	3.217694	2.75e-07	-9.429901	-9.255045	-9.359654
2	398.3460	1.889206	2.96e-07	-9.357736	-9.066309	-9.240657
3	400.8396	4.566581	3.07e-07	-9.321437	-8.913440	-9.157527
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1993Q1 2014Q3		
Included observations: 83		
Lags	LM-Stat	Prob
1	2.858551	0.5818

2	5.662046	0.2258
3	3.185363	0.5273
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests					
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)					
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal					
Sample: 1993Q1 2014Q3					
Included observations: 85					
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.	
1	-1.293447	23.70092	1	0.0000	
2	-0.131898	0.246458	1	0.6196	
Joint		23.94738	2	0.0000	
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.	
1	7.376471	67.83530	1	0.0000	
2	3.076448	0.020698	1	0.8856	
Joint		67.85600	2	0.0000	
Component	Jarque-Bera	df	Prob.		
1	91.53622	2	0.0000		
2	0.267157	2	0.8750		
Joint		91.80338	4	0.0000	

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 1993Q1 2014Q3					
Included observations: 85					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
12.20512	12	0.4294			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(4,80)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.058620	1.245402	0.2985	4.982687	0.2891
res2*res2	0.054958	1.163073	0.3334	4.671400	0.3227
res2*res1	0.047557	0.998626	0.4133	4.042324	0.4003

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: D(LNSP\_ASX\_200) D(LNUNEMPLOYMENT)  
 Exogenous variables: C  
 Sample: 1993Q1 2014Q3  
 Included observations: 83

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	258.6200	NA	7.07e-06	-6.183614	-6.125328	-6.160198
1	278.9392	39.16953*	4.77e-06*	-6.576847*	-6.401991*	-6.506600*
2	281.1140	4.087660	4.99e-06	-6.532868	-6.241441	-6.415789
3	281.2457	0.241237	5.48e-06	-6.439656	-6.031659	-6.275746

\* 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

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h  
 Sample: 1993Q1 2014Q3  
 Included observations: 83

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.878456	0.1425
2	8.274485	0.0820
3	3.741987	0.4420

Probs from chi-square with 4 df.

VAR Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal  
 Sample: 1993Q1 2014Q3  
 Included observations: 85

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.343960	25.58824	1	0.0000
2	0.147550	0.308422	1	0.5787
Joint		25.89666	2	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	7.508306	71.98376	1	0.0000
2	3.185456	0.121812	1	0.7271

Joint	72.10558	2	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	97.57200	2	0.0000
2	0.430234	2	0.8064
Joint	98.00224	4	0.0000

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 1993Q1 2014Q3					
Included observations: 85					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
35.38065	12	0.0004			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(4,80)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.056744	1.203158	0.3160	4.823265	0.3059
res2*res2	0.317215	9.291793	0.0000	26.96327	0.0000
res2*res1	0.043466	0.908817	0.4630	3.694588	0.4489

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNSP_ASX_200) D(LNCPI)						
Exogenous variables: C						
Sample: 1993Q1 2014Q3						
Included observations: 83						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	412.0430	NA*	1.75e-07	-9.880554	-9.822268*	-9.857138*
1	416.1262	7.871246	1.75e-07*	-9.882559*	-9.707703	-9.812311
2	416.7266	1.128533	1.90e-07	-9.800642	-9.509215	-9.683563
3	417.5230	1.458356	2.05e-07	-9.723445	-9.315448	-9.559535
* 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						

Lags	LM-Stat	Prob
1	0.677065	0.9541
2	0.560294	0.9674
3	3.562882	0.4684

Probs from chi-square with 4 df.

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.098826	17.10509	1	0.0000
2	2.103283	62.67051	1	0.0000
Joint		79.77560	2	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	6.494510	43.24942	1	0.0000
2	13.15774	365.4284	1	0.0000
Joint		408.6778	2	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	60.35450	2	0.0000
2	428.0989	2	0.0000
Joint	488.4534	4	0.0000

Chi-sq	df	Prob.
18.78860	12	0.0938

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(4,80)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.121052	2.754472	0.0335	10.28941	0.0358
res2*res2	0.016042	0.326062	0.8597	1.363533	0.8505
res2*res1	0.123434	2.816308	0.0305	10.49189	0.0329

➤ **TOYPKIA**

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNBIST_100) D(LNCONSUMPTION_SA)						
Exogenous variables: C						
Sample: 2006Q1 2014Q3						
Included observations: 31						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	89.20034	NA	1.24e-05*	-5.625829*	-5.533313*	-5.595671*
1	91.61154	4.355705	1.37e-05	-5.523325	-5.245779	-5.432852
2	93.86620	3.782021	1.54e-05	-5.410723	-4.948146	-5.259934
3	100.5971	10.42197*	1.30e-05	-5.586907	-4.939300	-5.375803
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 2006Q1 2014Q3		
Included observations: 31		
Lags	LM-Stat	Prob
1	2.213065	0.6966
2	2.336852	0.6741
3	5.186456	0.2687
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 2006Q1 2014Q3				
Included observations: 31				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.443071	10.75935	1	0.0010
2	0.348791	0.628550	1	0.4279
Joint		11.38790	2	0.0034
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	5.029208	5.318676	1	0.0211
2	2.402172	0.461640	1	0.4969
Joint		5.780316	2	0.0556
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	16.07803	2	0.0003	
2	1.090190	2	0.5798	
Joint		17.16822	4	0.0018

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 2006Q1 2014Q3					
Included observations: 31					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
30.09882	36	0.7447			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(12,18)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.205168	0.387190	0.9510	6.360195	0.8968
res2*res2	0.234206	0.458753	0.9141	7.260401	0.8399
res2*res1	0.227201	0.440997	0.9242	7.043235	0.8547

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNBIST_100) D(LNUNEMPLOYMENT)						
Exogenous variables: C						
Sample: 2006Q1 2014Q3						
Included observations: 31						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	57.66788	NA	9.45e-05	-3.591476	-3.498961*	-3.561319
1	63.62252	10.75676*	8.34e-05	-3.717582	-3.440036	-3.627109
2	69.05880	9.118925	7.63e-05*	-3.810245*	-3.347669	-3.659457*
3	70.13036	1.659181	9.32e-05	-3.621313	-2.973706	-3.410209
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 2006Q1 2014Q3		
Included observations: 31		
Lags	LM-Stat	Prob
1	3.714470	0.4460
2	3.668810	0.4527
3	3.409572	0.4918
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 2006Q1 2014Q3				
Included observations: 32				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.393659	10.35885	1	0.0013
2	-0.522419	1.455582	1	0.2276
Joint		11.81443	2	0.0027
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	5.491788	8.278676	1	0.0040
2	3.328905	0.144238	1	0.7041



Joint	8.422914	2	0.0148
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	18.63753	2	0.0001
2	1.599820	2	0.4494
Joint	20.23735	4	0.0004

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)  
Sample: 2006Q1 2014Q3  
Included observations: 32

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
19.74172	24	0.7114			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(8,23)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.216832	0.795988	0.6119	6.938627	0.5433
res2*res2	0.270884	1.068130	0.4181	8.668279	0.3710
res2*res1	0.186784	0.660346	0.7201	5.977087	0.6498

VAR Lag Order Selection Criteria  
Endogenous variables: D(LNBIST\_100) D(LNCPI)  
Exogenous variables: C  
Sample: 2006Q1 2014Q3  
Included observations: 31

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	100.1112	NA	6.11e-06*	-6.329757*	-6.237242*	-6.299599*
1	101.2781	2.107835	7.34e-06	-6.146972	-5.869426	-6.056499
2	102.4532	1.971195	8.85e-06	-5.964723	-5.502147	-5.813935
3	109.1984	10.44409*	7.49e-06	-6.141829	-5.494222	-5.930725

\* 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

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.753005	0.6000
2	4.184362	0.3816
3	2.473478	0.6494

Probs from chi-square with 4 df.

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.612638	13.43644	1	0.0002
2	-0.274291	0.388718	1	0.5330
Joint		13.82516	2	0.0010

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	6.533425	16.12657	1	0.0001
2	2.079186	1.095202	1	0.2953
Joint		17.22178	2	0.0002

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	29.56301	2	0.0000
2	1.483920	2	0.4762
Joint	31.04693	4	0.0000

Chi-sq	df	Prob.
22.43366	36	0.9624

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(12,18)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.184038	0.338320	0.9698	5.705164	0.9302
res2*res2	0.162896	0.291892	0.9829	5.049772	0.9563
res2*res1	0.246162	0.489817	0.8950	7.631013	0.8133

➤ ΓΑΛΛΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNCAC_40) D(LNCONSUMPTION_SA)						
Exogenous variables: C						
Sample: 2003Q1 2014Q3						
Included observations: 43						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	212.2058	NA	1.95e-07	-9.777015	-9.695099	-9.746807
1	221.0211	16.40052*	1.56e-07*	-10.00098*	-9.755233*	-9.910357*
2	222.1024	1.911141	1.78e-07	-9.865228	-9.455647	-9.714187
3	223.1205	1.704790	2.06e-07	-9.726537	-9.153123	-9.515080
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 2003Q1 2014Q3		
Included observations: 43		
Lags	LM-Stat	Prob
1	1.198052	0.8784
2	3.591811	0.4641
3	1.514546	0.8241
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 45				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.338123	13.42929	1	0.0002
2	0.649747	3.166279	1	0.0752
Joint		16.59557	2	0.0002
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.982343	7.368160	1	0.0066
2	3.247068	0.114454	1	0.7351
Joint		7.482614	2	0.0237
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	20.79745	2	0.0000	
2	3.280734	2	0.1939	
Joint		24.07818	4	0.0001

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 2003Q1 2014Q3					
Included observations: 45					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
8.075724	12	0.7792			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(4,40)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.090241	0.991917	0.4231	4.060827	0.3978
res2*res2	0.016494	0.167703	0.9536	0.742216	0.9460
res2*res1	0.042958	0.448858	0.7726	1.933092	0.7481

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNCAC_40) D(LNUNEMPLOYMENT)						
Exogenous variables: C						
Sample: 2003Q1 2014Q3						
Included observations: 43						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	127.4545	NA	1.00e-05	-5.835093	-5.753177	-5.804885
1	136.0150	15.92651*	8.11e-06*	-6.047209*	-5.801460*	-5.956585*
2	137.8961	3.324683	8.96e-06	-5.948654	-5.539073	-5.797613
3	140.9499	5.113405	9.40e-06	-5.904647	-5.331233	-5.693189
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 2003Q1 2014Q3		
Included observations: 43		
Lags	LM-Stat	Prob
1	1.970787	0.7411
2	2.182547	0.7022
3	4.089522	0.3940
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 2003Q1 2014Q3				
Included observations: 45				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.353150	13.73261	1	0.0002
2	-0.507761	1.933659	1	0.1644
Joint		15.66627	2	0.0004
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	5.109951	8.347299	1	0.0039
2	3.480330	0.432594	1	0.5107
Joint		8.779893	2	0.0124

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	22.07991	2	0.0000
2	2.366253	2	0.3063
Joint	24.44616	4	0.0001

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)  
Sample: 2003Q1 2014Q3  
Included observations: 45

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
20.39903	12	0.0599

Individual components:

Dependent	R-squared	F(4,40)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.088970	0.976592	0.4311	4.003671	0.4055
res2*res2	0.084357	0.921288	0.4611	3.796070	0.4343
res2*res1	0.290328	4.091019	0.0071	13.06477	0.0110

VAR Lag Order Selection Criteria  
Endogenous variables: D(LNCAC\_40) D(LNCPI)  
Exogenous variables: C  
Sample: 2003Q1 2014Q3  
Included observations: 43

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	210.0573	NA*	2.15e-07*	-9.677086*	-9.595169*	-9.646877*
1	212.0885	3.778888	2.36e-07	-9.585511	-9.339762	-9.494887
2	215.6408	6.278484	2.41e-07	-9.564688	-9.155107	-9.413647
3	216.9724	2.229680	2.74e-07	-9.440577	-8.867163	-9.229120

\* 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

Lags	LM-Stat	Prob
1	8.180413	0.0852
2	18.55182	0.0010
3	5.683307	0.2241

Probs from chi-square with 4 df.

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.022648	7.843570	1	0.0051
2	0.542028	2.203454	1	0.1377
Joint		10.04702	2	0.0066

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	5.003372	7.525315	1	0.0061
2	2.469343	0.527993	1	0.4675
Joint		8.053308	2	0.0178

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	15.36889	2	0.0005
2	2.731447	2	0.2552
Joint	18.10033	4	0.0012

Chi-sq	df	Prob.
24.21462	12	0.0190

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(4,40)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.141872	1.653274	0.1799	6.384242	0.1722
res2*res2	0.232072	3.022051	0.0287	10.44323	0.0336
res2*res1	0.153737	1.816660	0.1446	6.918172	0.1403

➤ EΛΛΛΛΛ

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNATHEX) D(LNCONSUMPTION_SA)						
Exogenous variables: C						
Sample: 1995Q1 2014Q3						
Included observations: 75						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	194.6554	NA	2.01e-05	-5.137479	-5.075679*	-5.112803*
1	199.0397	8.417695	1.99e-05	-5.147724	-4.962325	-5.073697
2	200.7879	3.263380	2.12e-05	-5.087677	-4.778679	-4.964298
3	210.2004	17.06807*	1.83e-05*	-5.232012*	-4.799414	-5.059280
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1995Q1 2014Q3		
Included observations: 75		
Lags	LM-Stat	Prob
1	1.402538	0.8438
2	6.670324	0.1544
3	5.610329	0.2302
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Sample: 1995Q1 2014Q3



Included observations: 75				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.008478	0.000898	1	0.9761
2	0.040840	0.020849	1	0.8852
Joint		0.021748	2	0.9892
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.504075	0.794035	1	0.3729
2	3.699425	1.528736	1	0.2163
Joint		2.322771	2	0.3131
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.794934	2	0.6720	
2	1.549585	2	0.4608	
Joint	2.344518	4	0.6727	

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 1995Q1 2014Q3					
Included observations: 75					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
32.95090	36	0.6144			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(12,62)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.180024	1.134332	0.3501	13.50181	0.3336
res2*res2	0.047115	0.255464	0.9937	3.533633	0.9905
res2*res1	0.269877	1.909769	0.0503	20.24080	0.0627

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(LNATHEX) D(LNUNEMPLOYMENT)						
Exogenous variables: C						
Sample: 1995Q1 2014Q3						
Included observations: 75						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	152.9689	NA	6.12e-05	-4.025838	-3.964038	-4.001162
1	174.2880	40.93259	3.86e-05	-4.487680	-4.302280*	-4.413652
2	181.7887	14.00127*	3.51e-05*	-4.581031*	-4.272033	-4.457651*
3	183.8975	3.824062	3.70e-05	-4.530601	-4.098003	-4.357869
* 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						

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1995Q1 2014Q3		
Included observations: 75		
Lags	LM-Stat	Prob
1	2.660996	0.6161
2	5.853736	0.2103
3	8.446102	0.0765
Probs from chi-square with 4 df.		

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Sample: 1995Q1 2014Q3				
Included observations: 76				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.178080	0.401691	1	0.5262
2	0.496605	3.123813	1	0.0772
Joint		3.525504	2	0.1716
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.

1	3.475973	0.717410	1	0.3970
2	4.030061	3.359915	1	0.0668
Joint		4.077326	2	0.1302
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	1.119101	2	0.5715	
2	6.483728	2	0.0391	
Joint		7.602829	4	0.1073

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)  
Sample: 1995Q1 2014Q3  
Included observations: 76

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
22.72816	24	0.5359

Individual components:

Dependent	R-squared	F(8,67)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.141929	1.385263	0.2191	10.78659	0.2141
res2*res2	0.102976	0.961429	0.4735	7.826186	0.4506
res2*res1	0.141189	1.376856	0.2227	10.73037	0.2174

VAR Lag Order Selection Criteria  
Endogenous variables: D(LNATHEX) D(LNCPI)  
Exogenous variables: C  
Sample: 1995Q1 2014Q3  
Included observations: 75

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	230.6654	NA	7.71e-06	-6.097744	-6.035944	-6.073068
1	253.1456	43.16194	4.71e-06	-6.590548	-6.405149	-6.516521
2	273.3355	37.68786*	3.06e-06	-7.022280	-6.713281*	-6.898900*
3	277.3936	7.358636	3.06e-06*	-7.023828*	-6.591231	-6.851097

\* 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

Lags	LM-Stat	Prob
1	24.20637	0.0001
2	44.93633	0.0000
3	4.945423	0.2929

Probs from chi-square with 4 df.

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.024535	0.007525	1	0.9309
2	0.226095	0.638989	1	0.4241
Joint		0.646513	2	0.7238

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.842535	2.218328	1	0.1364
2	2.700439	0.280427	1	0.5964
Joint		2.498756	2	0.2867

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.225853	2	0.3286
2	0.919416	2	0.6315
Joint	3.145269	4	0.5338

Chi-sq	df	Prob.
36.36234	36	0.4518

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(12,62)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.107250	0.620692	0.8166	8.043723	0.7817
res2*res2	0.223354	1.485869	0.1539	16.75153	0.1592
res2*res1	0.090129	0.511791	0.8993	6.759643	0.8731

# ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ

Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης Engle-Granger

➤ ΙΑΠΩΝΙΑ

Series: LNTOPIX LNCONSUMPTION\_SA  
Sample: 1994Q1 2014Q3  
Included observations: 83  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNTOPIX	-2.567116	0.2605	-13.87685	0.1605
LNCONSUMPTION_S A	-2.816712	0.1721	-16.54479	0.0897

\*MacKinnon (1996) p-values.

Series: LNTOPIX LNUNEMPLOYMENT  
Sample: 1994Q1 2014Q3  
Included observations: 83  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNTOPIX	-2.443720	0.3127	-11.27579	0.2695
LNUNEMPLOYMENT	-2.201356	0.4282	-7.408722	0.5244

\*MacKinnon (1996) p-values.

Series: LNTOPIX LNCPI  
Sample: 1994Q1 2014Q3  
Included observations: 83  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNTOPIX	-2.747147	0.1940	-14.27311	0.1478
LNCPI	-2.912556	0.1444	-50.34406	0.0000

\*MacKinnon (1996) p-values.

➤ **ARGENTINA**

Series: LNMERVAL LNUNEMPLOYMENT_SA				
Sample: 2004Q1 2014Q3				
Included observations: 43				
Null hypothesis: Series are not cointegrated				
Cointegrating equation deterministics: C				
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)				
Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNMERVAL	-0.663379	0.9488	-2.812791	0.8879
LNUNEMPLOYMENT_SA	-1.621599	0.7145	-5.103774	0.7088
*MacKinnon (1996) p-values.				

➤ **BRAZIL**

Series: LNBOVESPA LNCONSUMPTION_SA				
Sample: 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 75				
Null hypothesis: Series are not cointegrated				
Cointegrating equation deterministics: C				
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)				
Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNBOVESPA	-2.397137	0.3345	-11.05282	0.2784
LNCONSUMPTION_SA	-1.878820	0.5930	-8.311472	0.4529
*MacKinnon (1996) p-values.				

Series: LNBOVESPA LNUNEMPLOYMENT				
Sample: 1996Q1 2014Q3				
Included observations: 75				
Null hypothesis: Series are not cointegrated				
Cointegrating equation deterministics: C				
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)				
Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNBOVESPA	-2.826863	0.1696	-8.511152	0.4382
LNUNEMPLOYMENT	-1.610470	0.7188	-4.827541	0.7390
*MacKinnon (1996) p-values.				



Series: LNBOVESPA LNCPI  
Sample: 1996Q1 2014Q3  
Included observations: 75  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNBOVESPA	-2.350183	0.3563	-10.72248	0.2963
LNCPI	-1.894572	0.5851	-8.250910	0.4574

\*MacKinnon (1996) p-values.

➤ **ΠΩΣΙΑ**

Series: LNRTSI LNCONSUMPTION\_SA  
Sample: 2003Q1 2014Q3  
Included observations: 47  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNRTSI	-2.886211	0.0437	-16.22595	0.0278
LNCONSUMPTION_SA	-2.894886	0.0429	-16.27718	0.0274

\*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	LNRTSI	LNCONSUMPTION_SA
Rho - 1	-0.265343	-0.266302
Rho S.E.	0.091935	0.091991
Residual variance	0.046541	0.226669
Long-run residual variance	0.085944	0.418191
Number of lags	1	1
Number of observations	45	45
Number of stochastic trends**	2	2

\*\*Number of stochastic trends in asymptotic distribution

Series: LNRTSI LNUNEMPLOYMENT  
Sample: 2003Q1 2014Q3  
Included observations: 47  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNRTSI	-2.497601	0.2958	-9.764003	0.3368
LNUNEMPLOYMENT	-1.434677	0.7879	-5.448457	0.6800

\*MacKinnon (1996) p-values.

➤ **ΓΕΡΜΑΝΙΑ**

Series: LNDAX\_30 LNCONSUMPTION\_SA  
Sample: 1995Q1 2014Q3  
Included observations: 79  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNDAX_30	-2.741174	0.1966	-13.19032	0.1835
LNCONSUMPTION_S A	-1.491111	0.7670	-5.202986	0.7078

\*MacKinnon (1996) p-values.

Series: LNDAX\_30 LNUNEMPLOYMENT  
Sample: 1995Q1 2014Q3  
Included observations: 79  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNDAX_30	-3.227939	0.0764	-12.60523	0.2066
LNUNEMPLOYMENT	-1.523564	0.7545	-4.827841	0.7393

\*MacKinnon (1996) p-values.

Series: LNDAX\_30 LNCPI  
Sample: 1995Q1 2014Q3  
Included observations: 79  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNDAX_30	-2.715475	0.2054	-12.50427	0.2108
LNCPI	-1.421503	0.7924	-4.545303	0.7626

\*MacKinnon (1996) p-values.

➤ **ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ**

Series: LN <sub>NSP</sub> _ASX_200 LN <sub>CONSUMPTION</sub> _SA				
Sample: 1993Q1 2014Q3				
Included observations: 87				
Null hypothesis: Series are not cointegrated				
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)				
Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LN <sub>NSP</sub> _ASX_200	-2.951366	0.0345	-15.30515	0.0451
LN <sub>CONSUMPTION</sub> _S				
A	-2.961588	0.0336	-15.34804	0.0446
*MacKinnon (1996) p-values.				

Series: LN <sub>NSP</sub> _ASX_200 LN <sub>UNEMPLOYMENT</sub>				
Sample: 1993Q1 2014Q3				
Included observations: 87				
Null hypothesis: Series are not cointegrated				
Cointegrating equation deterministics: C				
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)				
Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LN <sub>NSP</sub> _ASX_200	-1.745507	0.6578	-9.519296	0.3724
LN <sub>UNEMPLOYMENT</sub>	-2.839145	0.1645	-25.42539	0.0108
*MacKinnon (1996) p-values.				

Series: LN <sub>NSP</sub> _ASX_200 LN <sub>CPI</sub>				
Sample: 1993Q1 2014Q3				
Included observations: 87				
Null hypothesis: Series are not cointegrated				
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)				
Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LN <sub>NSP</sub> _ASX_200	-2.828798	0.0463	-15.11108	0.0473
LN <sub>CPI</sub>	-2.833498	0.0458	-15.13430	0.0470
*MacKinnon (1996) p-values.				

➤ TOYPKIA

Series: LNBIST\_100 LNCONSUMPTION\_SA  
Sample: 2006Q1 2014Q3  
Included observations: 35  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=3)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNBIST_100	-2.778570	0.1981	-11.79838	0.2076
LNCONSUMPTION_S A	-2.532561	0.2867	-8.555721	0.4067

\*MacKinnon (1996) p-values.

Series: LNBIST\_100 LNUNEMPLOYMENT  
Sample: 2006Q1 2014Q3  
Included observations: 35  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=3)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNBIST_100	-1.373619	0.8089	-4.720490	0.7389
LNUNEMPLOYMENT	-1.953736	0.5585	-8.120836	0.4390

\*MacKinnon (1996) p-values.

Series: LNBIST\_100 LNCPI  
Sample: 2006Q1 2014Q3  
Included observations: 35  
Null hypothesis: Series are not cointegrated  
Cointegrating equation deterministics: C  
Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=3)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNBIST_100	-2.844269	0.1788	-16.77985	0.0579
LNCPI	-2.343515	0.3681	-7.458305	0.4948

\*MacKinnon (1996) p-values.

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Series: LNCAC\_40 LNCONSUMPTION\_SA  
 Sample: 2003Q1 2014Q3  
 Included observations: 47  
 Null hypothesis: Series are not cointegrated  
 Cointegrating equation deterministics: C  
 Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNCAC_40	-2.042586	0.5119	-6.577263	0.5810
LNCONSUMPTION_S A	-0.409540	0.9697	-0.900416	0.9710

\*MacKinnon (1996) p-values.

Series: LNCAC\_40 LNUNEMPLOYMENT  
 Sample: 2003Q1 2014Q3  
 Included observations: 47  
 Null hypothesis: Series are not cointegrated  
 Cointegrating equation deterministics: C  
 Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNCAC_40	-2.276247	0.3958	-7.680940	0.4884
LNUNEMPLOYMENT	-1.750021	0.6566	-7.116765	0.5342

\*MacKinnon (1996) p-values.

Series: LNCAC\_40 LNCPI  
 Sample: 2003Q1 2014Q3  
 Included observations: 47  
 Null hypothesis: Series are not cointegrated  
 Cointegrating equation deterministics: C  
 Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNCAC_40	-2.128818	0.4683	-6.874506	0.5554
LNCPI	-0.670207	0.9481	-1.825843	0.9397

\*MacKinnon (1996) p-values.

➤ EΛΛΑΔΑ

Series: LNATHEX LNCONSUMPTION\_SA  
 Sample: 1995Q1 2014Q3  
 Included observations: 79  
 Null hypothesis: Series are not cointegrated  
 Cointegrating equation deterministics: C  
 Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNATHEX	-1.588299	0.7282	-5.525718	0.6805
LNCONSUMPTION_SA	-1.445998	0.7837	-2.674068	0.8967

\*MacKinnon (1996) p-values.

Series: LNATHEX LNUNEMPLOYMENT  
 Sample: 1995Q1 2014Q3  
 Included observations: 79  
 Null hypothesis: Series are not cointegrated  
 Cointegrating equation deterministics: C  
 Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNATHEX	-2.606309	0.2455	-10.97824	0.2834
LNUNEMPLOYMENT	-1.350644	0.8160	-4.489878	0.7671

\*MacKinnon (1996) p-values.

Series: LNATHEX LNCPI  
 Sample: 1995Q1 2014Q3  
 Included observations: 79  
 Null hypothesis: Series are not cointegrated  
 Cointegrating equation deterministics: C  
 Automatic lags specification based on Akaike criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LNATHEX	-1.858094	0.6032	-6.395993	0.6066
LNCPI	-0.632367	0.9515	-1.206987	0.9618

\*MacKinnon (1996) p-values.



# **ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε**

**Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών**



➤ ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ

Vector Error Correction Estimates		
Sample (adjusted): 1993Q3 2014Q3		
Included observations: 85 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LN <sub>NSP</sub> _ASX_200(-1)	1.000000	
LN <sub>CONSUMPTION</sub> _SA(-1)	-0.858477 (0.08498) [-10.1019]	
C	2.147576	
Error Correction:	D(LN <sub>NSP</sub> _ASX_200)	D(LN <sub>CONSUMPTION</sub> _SA)
CointEq1	-0.137195 (0.05541) [-2.47619]	0.015733 (0.00518) [ 3.03680]
D(LN <sub>NSP</sub> _ASX_200(-1))	0.228657 (0.10835) [ 2.11038]	0.001358 (0.01013) [ 0.13409]
D(LN <sub>CONSUMPTION</sub> _SA(-1))	-0.334952 (1.18065) [-0.28370]	-0.170040 (0.11040) [-1.54025]
C	0.015736 (0.01878) [ 0.83783]	0.016936 (0.00176) [ 9.64305]
R-squared	0.105312	0.112346
Adj. R-squared	0.072175	0.079470
Sum sq. resids	0.405625	0.003547
S.E. equation	0.070765	0.006617
F-statistic	3.178114	3.417243
Log likelihood	106.5517	307.9790
Akaike AIC	-2.412982	-7.152448
Schwarz SC	-2.298033	-7.037499
Mean dependent	0.014162	0.014491
S.D. dependent	0.073466	0.006897
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.12E-07	
Determinant resid covariance	1.92E-07	
Log likelihood	416.0104	
Akaike information criterion	-9.553186	
Schwarz criterion	-9.265816	

Vector Error Correction Estimates		
Sample (adjusted): 1993Q3 2014Q3		
Included observations: 85 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
Cointegrating Eq:		CointEq1
LNSP_ASX_200(-1)		1.000000
LNCPI(-1)		-1.679323 (0.30753) [-5.46070]
C		-0.725731
Error Correction:	D(LNSP_ASX_200)	D(LNCPI)
CointEq1	-0.107171 (0.04816) [-2.22516]	0.006246 (0.00390) [ 1.59999]
D(LNSP_ASX_200(-1))	0.228257 (0.10598) [ 2.15375]	-0.002096 (0.00859) [-0.24399]
D(LNCPI(-1))	-2.497470 (1.36803) [-1.82560]	0.097944 (0.11089) [ 0.88327]
C	0.027270 (0.01174) [ 2.32302]	0.005963 (0.00095) [ 6.26703]
R-squared	0.132737	0.047320
Adj. R-squared	0.100616	0.012036
Sum sq. resids	0.393192	0.002583
S.E. equation	0.069672	0.005647
F-statistic	4.132420	1.341102
Log likelihood	107.8749	321.4466
Akaike AIC	-2.444114	-7.469332
Schwarz SC	-2.329166	-7.354383
Mean dependent	0.014162	0.006576
S.D. dependent	0.073466	0.005682
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.48E-07
Determinant resid covariance		1.35E-07
Log likelihood		431.1227
Akaike information criterion		-9.908770
Schwarz criterion		-9.621399

➤ ΠΩΣΙΑ

Vector Error Correction Estimates		
Sample (adjusted): 2003Q4 2014Q3		
Included observations: 44 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNRTSI(-1)	1.000000	
LNCONSUMPTION_SA(-1)	-3.124446 (0.67081) [-4.65774]	
C	41.83189	
Error Correction:	D(LNRTSI)	D(LNCONSUMPTION_SA)
CointEq1	0.096301 (0.04235) [ 2.27382]	0.006872 (0.00225) [ 3.05144]
D(LNRTSI(-1))	0.073081 (0.17711) [ 0.41264]	0.021023 (0.00942) [ 2.23218]
D(LNRTSI(-2))	-0.152210 (0.15661) [-0.97189]	0.005815 (0.00833) [ 0.69822]
D(LNCONSUMPTION_SA(-1))	-5.434944 (3.05360) [-1.77985]	0.112202 (0.16238) [ 0.69096]
D(LNCONSUMPTION_SA(-2))	-2.277892 (2.95928) [-0.76975]	0.184442 (0.15737) [ 1.17204]
C	0.331759 (0.13501) [ 2.45729]	0.027059 (0.00718) [ 3.76884]
R-squared	0.201912	0.662320
Adj. R-squared	0.096901	0.617888
Sum sq. resids	1.963029	0.005551
S.E. equation	0.227285	0.012087
F-statistic	1.922762	14.90650
Log likelihood	5.980122	135.0810
Akaike AIC	0.000904	-5.867320
Schwarz SC	0.244202	-5.624022
Mean dependent	0.019665	0.039646
S.D. dependent	0.239168	0.019553
Determinant resid covariance (dof adj.)	6.65E-06	
Determinant resid covariance	4.96E-06	
Log likelihood	143.8288	
Akaike information criterion	-5.901308	
Schwarz criterion	-5.333611	

# ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΣΤ

Έλεγχοι Granger causality

➤ Χρηματιστηριακοί Δείκτες & Συνολική Κατανάλωση

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1994Q1 2014Q3			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA) does not Granger Cause D(LNTOPIX)	79	0.35404	0.7863
D(LNTOPIX) does not Granger Cause D(LNCONSUMPTION_SA)		3.77361	0.0142

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1996Q1 2014Q3			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA) does not Granger Cause D(LNBOVESPA)	72	1.61735	0.2061
D(LNBOVESPA) does not Granger Cause D(LNCONSUMPTION_SA)		0.41327	0.6632

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2003Q1 2014Q3			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA) does not Granger Cause D(LNRTSI)	44	0.58568	0.5615
D(LNRTSI) does not Granger Cause D(LNCONSUMPTION_SA)		5.63171	0.0071

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1995Q1 2014Q3			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA) does not Granger Cause D(LNDAX_30)	77	0.25669	0.6139
D(LNDAX_30) does not Granger Cause D(LNCONSUMPTION_SA)		0.13177	0.7176

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1993Q1 2014Q3			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA) does not Granger Cause D(LNSP_ASX_200)	85	1.10135	0.2971
D(LNSP_ASX_200) does not Granger Cause D(LNCONSUMPTION_SA)		0.63744	0.4269

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2006Q1 2014Q3			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA) does not Granger Cause D(LNBIST_100)	31	3.79534	0.0233
D(LNBIST_100) does not Granger Cause D(LNCONSUMPTION_SA)		2.71328	0.0673

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2003Q1 2014Q3			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA) does not Granger Cause D(LNCAC_40)	45	0.91512	0.3442
D(LNCAC_40) does not Granger Cause D(LNCONSUMPTION_SA)		0.15149	0.6991

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1995Q1 2014Q3			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION_SA) does not Granger Cause D(LNATHEX)	75	0.54999	0.6499
D(LNATHEX) does not Granger Cause D(LNCONSUMPTION_SA)		0.71515	0.5463

➤ **Χρηματιστηριακοί Δείκτες & Δείκτης Ανεργίας**

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1994Q1 2014Q3			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT) does not Granger Cause D(LNTOPIX)	80	0.10658	0.8990
D(LNTOPIX) does not Granger Cause D(LNUNEMPLOYMENT)		13.0824	1.E-05

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2004Q1 2014Q3			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT_SA) does not Granger Cause D(LNMERVAL)	41	0.38351	0.5394
D(LNMERVAL) does not Granger Cause D(LNUNEMPLOYMENT_SA)		0.34098	0.5627

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1996Q1 2014Q3			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT) does not Granger Cause D(LNBOVESPA)	73	0.18932	0.6648
D(LNBOVESPA) does not Granger Cause D(LNUNEMPLOYMENT)		0.56414	0.4551

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2003Q1 2014Q3			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT) does not Granger Cause D(LNRTSI)	45	0.24752	0.6214
D(LNRTSI) does not Granger Cause D(LNUNEMPLOYMENT)		10.7853	0.0021

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1995Q1 2014Q3			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT) does not Granger Cause D(LNDAX_30)	76	1.12947	0.3289
D(LNDAX_30) does not Granger Cause D(LNUNEMPLOYMENT)		4.32081	0.0170

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1993Q1 2014Q3			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT) does not Granger Cause D(LNSP_ASX_200)	85	0.36076	0.5497
D(LNSP_ASX_200) does not Granger Cause D(LNUNEMPLOYMENT)		23.5560	6.E-06

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2006Q1 2014Q3			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT) does not Granger Cause D(LNBIST_100)	32	2.47718	0.1029
D(LNBIST_100) does not Granger Cause D(LNUNEMPLOYMENT)		2.11501	0.1402

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2003Q1 2014Q3			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.

D(LNUNEMPLOYMENT) does not Granger Cause D(LNCAC_40)	45	1.81362	0.1853
D(LNCAC_40) does not Granger Cause D(LNUNEMPLOYMENT)		5.89139	0.0196

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1995Q1 2014Q3			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT) does not Granger Cause D(LNATHEX)	76	0.75842	0.4722
D(LNATHEX) does not Granger Cause D(LNUNEMPLOYMENT)		2.10593	0.1293

➤ **Χρηματιστηριακοί Δείκτες & Δείκτης Τιμών Καταναλωτή**

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1994Q1 2014Q3			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCPI) does not Granger Cause D(LNTOPIX)	79	3.26645	0.0261
D(LNTOPIX) does not Granger Cause D(LNCPI)		1.06320	0.3702

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1996Q1 2014Q3			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCPI) does not Granger Cause D(LNBOVESPA)	71	2.17063	0.1001
D(LNBOVESPA) does not Granger Cause D(LNCPI)		2.59214	0.0603

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1995Q1 2014Q3			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCPI) does not Granger Cause D(LNDAX_30)	77	5.93992	0.0172
D(LNDAX_30) does not Granger Cause D(LNCPI)		1.95703	0.1660

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 02/27/16 Time: 20:21			
Sample: 1993Q1 2014Q3			



Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCPI) does not Granger Cause D(LNSP_ASX_200)	85	4.90634	0.0295
D(LNSP_ASX_200) does not Granger Cause D(LNCPI)		0.00291	0.9571

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2006Q1 2014Q3			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNCPI) does not Granger Cause D(LNBIST_100)	31	0.23299	0.8725
D(LNBIST_100) does not Granger Cause D(LNCPI)		0.55772	0.6480

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 2003Q1 2014Q3			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT) does not Granger Cause D(LNCAC_40)	45	1.81362	0.1853
D(LNCAC_40) does not Granger Cause D(LNUNEMPLOYMENT)		5.89139	0.0196

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1995Q1 2014Q3			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(LNUNEMPLOYMENT) does not Granger Cause D(LNATHEX)	75	0.47686	0.6994
D(LNATHEX) does not Granger Cause D(LNUNEMPLOYMENT)		1.47769	0.2284

# ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ζ

Προσέγγιση ARDL για την περίπτωση της Αργεντινής

➤ **ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ARDL(1,6)**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.132555	Prob. F(6,23)	0.3751
Obs*R-squared	8.438475	Prob. Chi-Square(6)	0.2077

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Date: 04/06/16 Time: 13:46

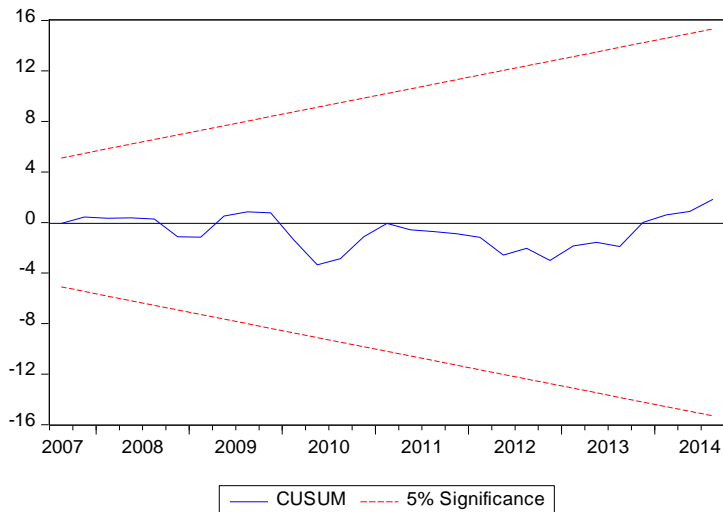
Sample: 2005Q3 2014Q3

Included observations: 37

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNMERVAL(-1)	0.190555	0.224078	0.850396	0.4039
LNCONSUMPTION	-0.243355	1.881678	-0.129329	0.8982
LNCONSUMPTION(-1)	0.385782	2.356555	0.163706	0.8714
LNCONSUMPTION(-2)	-0.303039	2.340953	-0.129451	0.8981
LNCONSUMPTION(-3)	-0.075989	2.557716	-0.029710	0.9766
LNCONSUMPTION(-4)	-0.175093	2.352801	-0.074419	0.9413
LNCONSUMPTION(-5)	0.240167	2.412099	0.099568	0.9216
LNCONSUMPTION(-6)	0.056517	1.582427	0.035715	0.9718
RESID(-1)	-0.224625	0.317001	-0.708594	0.4857
RESID(-2)	-0.332233	0.281508	-1.180190	0.2500
RESID(-3)	-0.303711	0.260542	-1.165687	0.2557
RESID(-4)	-0.322058	0.257671	-1.249881	0.2239
RESID(-5)	0.119842	0.252462	0.474691	0.6395
RESID(-6)	0.110716	0.249512	0.443730	0.6614

R-squared	0.228041	Mean dependent var	-0.000839
Adjusted R-squared	-0.208283	S.D. dependent var	0.148162
S.E. of regression	0.162863	Akaike info criterion	-0.510481
Sum squared resid	0.610061	Schwarz criterion	0.099056
Log likelihood	23.44390	Hannan-Quinn criter.	-0.295591
Durbin-Watson stat	1.952701		



ARDL Bounds Test

Date: 03/01/16 Time: 21:33

Sample: 2005Q3 2014Q3

Included observations: 37

Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	6.952910	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.44	3.28
5%	3.15	4.11
2.5%	3.88	4.92
1%	4.81	6.02

Test Equation:

Dependent Variable: D(LNMERVAL)

Method: Least Squares

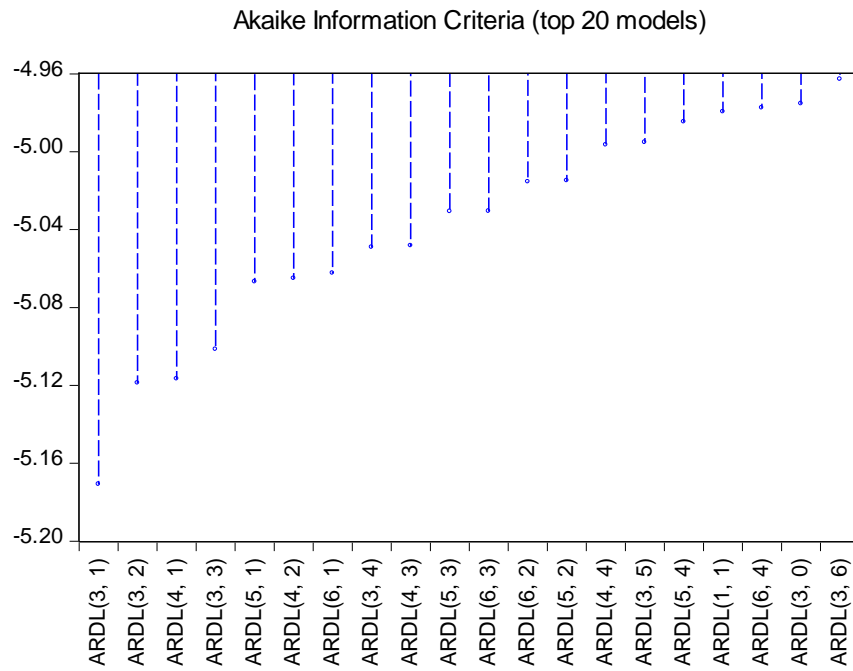
Date: 03/01/16 Time: 21:33

Sample: 2005Q3 2014Q3

Included observations: 37

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION)	-1.919026	1.713294	-1.120080	0.2719
D(LNCONSUMPTION(-1))	0.860404	1.609398	0.534612	0.5970
D(LNCONSUMPTION(-2))	-4.133500	1.668194	-2.477830	0.0193
D(LNCONSUMPTION(-3))	-0.571060	1.528131	-0.373699	0.7113
D(LNCONSUMPTION(-4))	-2.116755	1.495856	-1.415079	0.1677
D(LNCONSUMPTION(-5))	-4.219363	1.531852	-2.754419	0.0100
LNCONSUMPTION(-1)	0.089703	0.073724	1.216751	0.2335
LNMERVAL(-1)	-0.056631	0.133742	-0.423437	0.6751
R-squared	0.384800	Mean dependent var		0.048178
Adjusted R-squared	0.236304	S.D. dependent var		0.188902
S.E. of regression	0.165081	Akaike info criterion		-0.575948
Sum squared resid	0.790303	Schwarz criterion		-0.227641
Log likelihood	18.65504	Hannan-Quinn criter.		-0.453154
Durbin-Watson stat	1.809342			

➤ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ARDL(3,1)



Dependent Variable: LNCONSUMPTION

Method: ARDL

Date: 04/06/16 Time: 13:41

Sample (adjusted): 2004Q4 2014Q3

Included observations: 40 after adjustments

Maximum dependent lags: 6 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (6 lags, automatic): LNMERVAL

Fixed regressors:

Number of models evaluated: 42

Selected Model: ARDL(3, 1)

Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LNCONSUMPTION(-1)	0.869825	0.141697	6.138613	0.0000
LNCONSUMPTION(-2)	-0.365119	0.199605	-1.829212	0.0759
LNCONSUMPTION(-3)	0.477139	0.141946	3.361409	0.0019
LNMERVAL	-0.015019	0.015030	-0.999266	0.3245
LNMERVAL(-1)	0.055865	0.016944	3.297052	0.0022
R-squared	0.999388	Mean dependent var		12.63532
Adjusted R-squared	0.999318	S.D. dependent var		0.636564
S.E. of regression	0.016623	Akaike info criterion		-5.239554
Sum squared resid	0.009672	Schwarz criterion		-5.028445
Log likelihood	109.7911	Hannan-Quinn criter.		-5.163224
Durbin-Watson stat	1.955256			

\*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.635785	Prob. F(3,32)	0.5974
Obs*R-squared	2.250079	Prob. Chi-Square(3)	0.5222

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

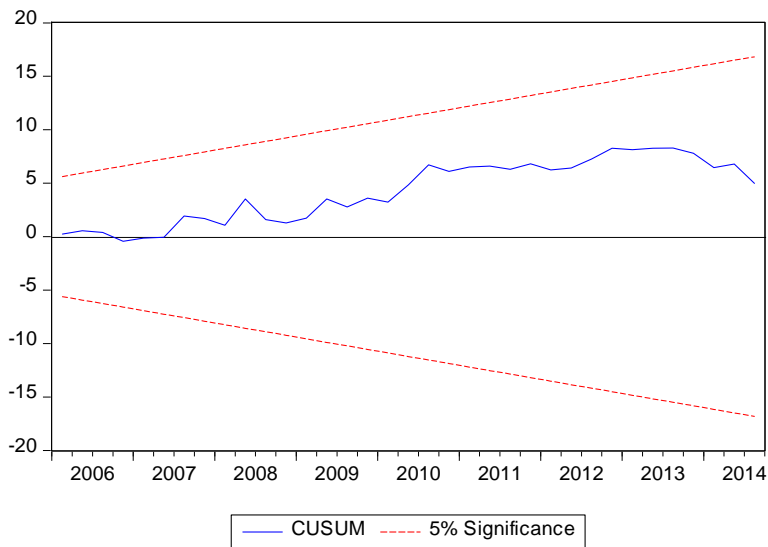
Date: 04/06/16 Time: 13:44

Sample: 2004Q4 2014Q3

Included observations: 40

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMPTION(-1)	0.179151	0.294458	0.608409	0.5472
LNCONSUMPTION(-2)	-0.421505	0.402913	-1.046143	0.3033
LNCONSUMPTION(-3)	0.243599	0.233953	1.041232	0.3056
LNMERVAL	0.005976	0.016376	0.364920	0.7176
LNMERVAL(-1)	-0.007638	0.019732	-0.387106	0.7012
RESID(-1)	-0.193083	0.357377	-0.540277	0.5927
RESID(-2)	0.433737	0.318052	1.363729	0.1822
RESID(-3)	0.030517	0.209171	0.145896	0.8849
R-squared	0.056250	Mean dependent var	-2.22E-05	
Adjusted R-squared	-0.150195	S.D. dependent var	0.015748	
S.E. of regression	0.016889	Akaike info criterion	-5.147451	
Sum squared resid	0.009128	Schwarz criterion	-4.809675	
Log likelihood	110.9490	Hannan-Quinn criter.	-5.025321	
Durbin-Watson stat	1.855228			



ARDL Bounds Test

Date: 04/06/16 Time: 13:42

Sample: 2004Q4 2014Q3

Included observations: 40

Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	31.02522	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.44	3.28
5%	3.15	4.11
2.5%	3.88	4.92
1%	4.81	6.02

Test Equation:

Dependent Variable: D(LNCONSUMPTION)

Method: Least Squares

Date: 04/06/16 Time: 13:42

Sample: 2004Q4 2014Q3

Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCONSUMPTION(-1))	-0.112019	0.139976	-0.800277	0.4289
D(LNCONSUMPTION(-2))	-0.477139	0.141946	-3.361409	0.0019
D(LNMERVAL)	-0.015019	0.015030	-0.999266	0.3245
LNMERVAL(-1)	0.040846	0.010704	3.815981	0.0005
LNCONSUMPTION(-1)	-0.018156	0.006342	-2.862581	0.0071

R-squared	0.412413	Mean dependent var	0.054017
Adjusted R-squared	0.345261	S.D. dependent var	0.020544
S.E. of regression	0.016623	Akaike info criterion	-5.239554
Sum squared resid	0.009672	Schwarz criterion	-5.028445
Log likelihood	109.7911	Hannan-Quinn criter.	-5.163224
Durbin-Watson stat	1.955256		

# ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Η

## Πίνακες Κριτικών Τιμών



**Πίνακας 1**  
**Κρίσιμες Τιμές (Απόλυτες) τ των Dickey-Fuller**

Α. Σχέση: $\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + u_t$		$H_0: \beta = 0$		
Μέγεθος Δείγματος	Κρίσιμες Τιμές $\tau_1$			
	$\alpha = 0,01$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,10$	
25	2,66	1,95	1,60	
50	2,62	1,95	1,61	
100	2,60	1,95	1,62	
250	2,58	1,95	1,62	
500	2,58	1,95	1,62	
$\infty$	2,58	1,95	1,62	
Β. Σχέση: $\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + u_t$		$H_0: \beta = 0$		
Μέγεθος Δείγματος	Κρίσιμες Τιμές $\tau_2$			
	$\alpha = 0,01$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,10$	
25	3,75	3,00	2,62	
50	3,58	2,93	2,60	
100	3,51	2,89	2,58	
250	3,46	2,88	2,57	
500	3,44	2,87	2,57	
$\infty$	3,43	2,86	2,57	
Γ. Σχέση: $\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \gamma t + u_t$		$H_0: \beta = 0$		
Μέγεθος Δείγματος	Κρίσιμες Τιμές $\tau_3$			
	$\alpha = 0,01$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,10$	
25	4,38	3,60	3,24	
50	4,15	3,50	3,18	
100	4,04	3,45	3,15	
250	3,99	3,43	3,13	
500	3,98	3,42	3,13	
$\infty$	3,96	3,41	3,12	

Πηγή: W. A. Fuller, *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley 1976, Πίνακας 8.5.2.

**Πίνακας 2**  
**Κρίσιμες Τιμές Φ των Dickey-Fuller**

Α. Σχέση $\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + u_t$		$H_0: \delta = \beta = 0$		
Μέγεθος Δείγματος	Κρίσιμες Τιμές $\Phi_1$			
	$\alpha = 0,01$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,10$	
25	7,88	5,18	4,12	
50	7,06	4,86	3,94	
100	6,70	4,71	3,86	
250	6,52	4,63	3,81	
500	6,47	4,61	3,79	
$\infty$	6,43	4,59	3,78	
Β. Σχέση: $\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \gamma t + u_t$		$H_0: \delta = \beta = \gamma = 0$		
Μέγεθος Δείγματος	Κρίσιμες Τιμές $\Phi_2$			
	$\alpha = 0,01$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,10$	
25	8,21	5,68	4,67	
50	7,02	5,13	4,31	
100	6,50	4,88	4,16	
250	6,22	4,75	4,07	
500	6,15	4,71	4,05	
$\infty$	6,09	4,68	4,03	
Γ. Σχέση: $\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \gamma t + u_t$		$H_0: \beta = \gamma = 0$		
Μέγεθος Δείγματος	Κρίσιμες Τιμές $\Phi_3$			
	$\alpha = 0,01$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,10$	
25	10,61	7,24	5,91	
50	9,31	6,73	5,61	
100	8,73	6,49	5,47	
250	8,43	6,34	5,39	
500	8,34	6,30	5,36	
$\infty$	8,27	6,25	5,34	

Πηγή: D.A. Dickey-W.A. Fuller, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, 1981, Tables IV-VI.

**Πίνακας 3**  
**Κρίσιμες Τιμές  $\tau_{2,\delta}$  ,  $\tau_{3,\delta}$  και  $\tau_{3,\gamma}$  των Dickey-Fuller**

Α. Σχέση: $\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + u_t$		$H_0: \delta = 0 \mid \beta = 0$		
Μέγεθος Δείγματος	Κρίσιμες Τιμές $\tau_{2,\delta}$			
	$\alpha = 0,01$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,10$	
25	3,41	2,61	2,20	
50	3,28	2,56	2,18	
100	3,22	2,54	2,17	
250	3,19	2,53	2,16	
500	3,18	2,52	2,16	
$\infty$	3,18	2,52	2,16	
Β. Σχέση: $\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \gamma t + u_t$		$H_0: \delta = 0 \mid \beta = 0$		
Μέγεθος Δείγματος	Κρίσιμες Τιμές $\tau_{3,\delta}$			
	$\alpha = 0,01$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,10$	
25	4,05	3,20	2,77	
50	3,87	3,14	2,75	
100	3,78	3,11	2,73	
250	3,74	3,09	2,73	
500	3,72	3,08	2,72	
$\infty$	3,71	3,08	2,72	
Γ. Σχέση: $\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \gamma t + u_t$		$H_0: \gamma = 0 \mid \beta = 0$		
Μέγεθος Δείγματος	Κρίσιμες Τιμές $\tau_{3,\gamma}$			
	$\alpha = 0,01$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,10$	
25	3,74	2,85	2,39	
50	3,60	2,81	2,38	
100	3,53	2,79	2,38	
250	3,49	2,79	2,38	
500	3,48	2,78	2,38	
$\infty$	3,46	2,78	2,38	

Πηγή: David A. Dickey and Wayne A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, 1981. Tables IV-VI

**Πίνακας 4**  
**Κρίσιμες Τιμές MacKinnon**

Αριθμός Μεταβλητών n	Υπόδειγμα με		Επίπεδο σημαντικότητας (α)	Τιμές		
	Σταθερό όρο	Χρονική τάση		$\Phi_{\infty}$	$\Phi_1$	$\Phi_2$
1	OXI	OXI	1%	- 2.5658	- 1.960	- 10.04
			5%	- 1.9393	- 0.398	0.0
			10%	- 1.6156	- 0.181	0.0
	NAI	OXI	1%	- 3.4336	- 5.999	- 29.25
			5%	- 2.8621	- 2.738	- 8.36
			10%	- 2.5671	- 1.438	- 4.48
	NAI	NAI	1%	- 3.9638	- 8.353	- 47.44
			5%	- 3.4126	- 4.039	- 17.83
			10%	- 3.1279	- 2.418	- 7.58
2	NAI	OXI	1%	- 3.9001	- 10.534	- 30.03
			5%	- 3.3377	- 5.967	- 8.98
			10%	- 3.0462	- 4.069	- 5.73
	NAI	NAI	1%	- 4.3266	- 15.531	- 34.03
			5%	- 3.7809	- 9.421	- 15.06
			10%	- 3.4959	- 7.203	- 4.01
3	NAI	OXI	1%	- 4.2981	- 13.790	- 46.37
			5%	- 3.7429	- 8.352	- 13.41
			10%	- 3.4518	- 6.241	- 2.79
	NAI	NAI	1%	- 4.6676	- 18.492	- 49.35
			5%	- 4.1193	- 12.024	- 13.13
			10%	- 3.8344	- 9.188	- 4.85
4	NAI	OXI	1%	- 4.6493	- 17.188	- 59.20
			5%	- 4.1000	- 10.745	- 21.57
			10%	- 3.8110	- 8.317	- 5.19
	NAI	NAI	1%	- 4.9695	- 22.504	- 50.22
			5%	- 4.4294	- 14.501	- 19.54
			10%	- 4.1474	- 11.165	- 9.88
5	NAI	OXI	1%	- 4.9587	- 22.140	- 37.29
			5%	- 4.185	- 13.641	- 21.16
			10%	- 4.1327	- 10.638	- 5.48
	NAI	NAI	1%	- 5.2497	- 26.606	- 49.56
			5%	- 4.7154	- 17.432	- 16.50
			10%	- 4.4345	- 13.654	- 5.77
6	NAI	OXI	1%	- 5.2400	- 26.278	- 41.65
			5%	- 4.7048	- 17.120	- 11.17
			10%	- 4.4242	- 13.347	0.0
	NAI	NAI	1%	- 5.5127	- 30.735	- 52.50
			5%	- 4.9767	- 20.883	- 9.05
			10%	- 4.6999	- 16.445	0.0

Πηγή: Harris, R. (1995), σ. 158, Table A.6

όπου  $\tau^* = \Phi_{\infty} + \frac{\Phi_1}{T} + \frac{\Phi_2}{T^2}$  και T το μέγεθος του δείγματος

## Πίνακας 5 Κρίσιμες Τιμές Pesaran για το Bounds Test

Table CI(i) Case I: No intercept and no trend

k	0.100		0.050		0.025		0.010		Mean		Variance	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
0	3.00	3.00	4.20	4.20	5.47	5.47	7.17	7.17	1.16	1.16	2.32	2.32
1	2.44	3.28	3.15	4.11	3.88	4.92	4.81	6.02	1.08	1.54	1.08	1.73
2	2.17	3.19	2.72	3.83	3.22	4.50	3.88	5.30	1.05	1.69	0.70	1.27
3	2.01	3.10	2.45	3.63	2.87	4.16	3.42	4.84	1.04	1.77	0.52	0.99
4	1.90	3.01	2.26	3.48	2.62	3.90	3.07	4.44	1.03	1.81	0.41	0.80
5	1.81	2.93	2.14	3.34	2.44	3.71	2.82	4.21	1.02	1.84	0.34	0.67
6	1.75	2.87	2.04	3.24	2.32	3.59	2.66	4.05	1.02	1.86	0.29	0.58
7	1.70	2.83	1.97	3.18	2.22	3.49	2.54	3.91	1.02	1.88	0.26	0.51
8	1.66	2.79	1.91	3.11	2.15	3.40	2.45	3.79	1.02	1.89	0.23	0.46
9	1.63	2.75	1.86	3.05	2.08	3.33	2.34	3.68	1.02	1.90	0.20	0.41
10	1.60	2.72	1.82	2.99	2.02	3.27	2.26	3.60	1.02	1.91	0.19	0.37

Table CI(ii) Case II: Restricted intercept and no trend

k	0.100		0.050		0.025		0.010		Mean		Variance	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
0	3.80	3.80	4.60	4.60	5.39	5.39	6.44	6.44	2.03	2.03	1.77	1.77
1	3.02	3.51	3.62	4.16	4.18	4.79	4.94	5.58	1.69	2.02	1.01	1.25
2	2.63	3.35	3.10	3.87	3.55	4.38	4.13	5.00	1.52	2.02	0.69	0.96
3	2.37	3.20	2.79	3.67	3.15	4.08	3.65	4.66	1.41	2.02	0.52	0.78
4	2.20	3.09	2.56	3.49	2.88	3.87	3.29	4.37	1.34	2.01	0.42	0.65
5	2.08	3.00	2.39	3.38	2.70	3.73	3.06	4.15	1.29	2.00	0.35	0.56
6	1.99	2.94	2.27	3.28	2.55	3.61	2.88	3.99	1.26	2.00	0.30	0.49
7	1.92	2.89	2.17	3.21	2.43	3.51	2.73	3.90	1.23	2.01	0.26	0.44
8	1.85	2.85	2.11	3.15	2.33	3.42	2.62	3.77	1.21	2.01	0.23	0.40
9	1.80	2.80	2.04	3.08	2.24	3.35	2.50	3.68	1.19	2.01	0.21	0.36
10	1.76	2.77	1.98	3.04	2.18	3.28	2.41	3.61	1.17	2.00	0.19	0.33

Table CI(iii) Case III: Unrestricted intercept and no trend

k	0.100		0.050		0.025		0.010		Mean		Variance	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
0	6.58	6.58	8.21	8.21	9.80	9.80	11.79	11.79	3.05	3.05	7.07	7.07
1	4.04	4.78	4.94	5.73	5.77	6.68	6.84	7.84	2.03	2.52	2.28	2.89
2	3.17	4.14	3.79	4.85	4.41	5.52	5.15	6.36	1.69	2.35	1.23	1.77
3	2.72	3.77	3.23	4.35	3.69	4.89	4.29	5.61	1.51	2.26	0.82	1.27
4	2.45	3.52	2.86	4.01	3.25	4.49	3.74	5.06	1.41	2.21	0.60	0.98
5	2.26	3.35	2.62	3.79	2.96	4.18	3.41	4.68	1.34	2.17	0.48	0.79
6	2.12	3.23	2.45	3.61	2.75	3.99	3.15	4.43	1.29	2.14	0.39	0.66
7	2.03	3.13	2.32	3.50	2.60	3.84	2.96	4.26	1.26	2.13	0.33	0.58
8	1.95	3.06	2.22	3.39	2.48	3.70	2.79	4.10	1.23	2.12	0.29	0.51
9	1.88	2.99	2.14	3.30	2.37	3.60	2.65	3.97	1.21	2.10	0.25	0.45
10	1.83	2.94	2.06	3.24	2.28	3.50	2.54	3.86	1.19	2.09	0.23	0.41

(Continued overleaf)

Table CI(iv) Case IV: Unrestricted intercept and restricted trend

<i>k</i>	0.100		0.050		0.025		0.010		Mean		Variance	
	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)
0	5.37	5.37	6.29	6.29	7.14	7.14	8.26	8.26	3.17	3.17	2.68	2.68
1	4.05	4.49	4.68	5.15	5.30	5.83	6.10	6.73	2.45	2.77	1.41	1.65
2	3.38	4.02	3.88	4.61	4.37	5.16	4.99	5.85	2.09	2.57	0.92	1.20
3	2.97	3.74	3.38	4.23	3.80	4.68	4.30	5.23	1.87	2.45	0.67	0.93
4	2.68	3.53	3.05	3.97	3.40	4.36	3.81	4.92	1.72	2.37	0.51	0.76
5	2.49	3.38	2.81	3.76	3.11	4.13	3.50	4.63	1.62	2.31	0.42	0.64
6	2.33	3.25	2.63	3.62	2.90	3.94	3.27	4.39	1.54	2.27	0.35	0.55
7	2.22	3.17	2.50	3.50	2.76	3.81	3.07	4.23	1.48	2.24	0.31	0.49
8	2.13	3.09	2.38	3.41	2.62	3.70	2.93	4.06	1.44	2.22	0.27	0.44
9	2.05	3.02	2.30	3.33	2.52	3.60	2.79	3.93	1.40	2.20	0.24	0.40
10	1.98	2.97	2.21	3.25	2.42	3.52	2.68	3.84	1.36	2.18	0.22	0.36

Table CI(v) Case V: Unrestricted intercept and unrestricted trend

<i>k</i>	0.100		0.050		0.025		0.010		Mean		Variance	
	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)
0	9.81	9.81	11.64	11.64	13.36	13.36	15.73	15.73	5.33	5.33	11.35	11.35
1	5.59	6.26	6.56	7.30	7.46	8.27	8.74	9.63	3.17	3.64	3.33	3.91
2	4.19	5.06	4.87	5.85	5.49	6.59	6.34	7.52	2.44	3.09	1.70	2.23
3	3.47	4.45	4.01	5.07	4.52	5.62	5.17	6.36	2.08	2.81	1.08	1.51
4	3.03	4.06	3.47	4.57	3.89	5.07	4.40	5.72	1.86	2.64	0.77	1.14
5	2.75	3.79	3.12	4.25	3.47	4.67	3.93	5.23	1.72	2.53	0.59	0.91
6	2.53	3.59	2.87	4.00	3.19	4.38	3.60	4.90	1.62	2.45	0.48	0.75
7	2.38	3.45	2.69	3.83	2.98	4.16	3.34	4.63	1.54	2.39	0.40	0.64
8	2.26	3.34	2.55	3.68	2.82	4.02	3.15	4.43	1.48	2.35	0.34	0.56
9	2.16	3.24	2.43	3.56	2.67	3.87	2.97	4.24	1.43	2.31	0.30	0.49
10	2.07	3.16	2.33	3.46	2.56	3.76	2.84	4.10	1.40	2.28	0.26	0.44

<sup>a</sup> The critical values are computed via stochastic simulations using  $T = 1000$  and 40,000 replications for the  $F$ -statistic for testing  $\phi = \mathbf{0}$  in the regression:  $\Delta y_t = \phi' z_{t-1} + \mathbf{a}' w_t + \xi_t$ ,  $t = 1, \dots, T$ , where  $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$  and

$$\left\{ \begin{array}{ll} z_{t-1} = (y_{t-1}, \mathbf{x}'_{t-1})', w_t = 0 & \text{Case I} \\ z_{t-1} = (y_{t-1}, \mathbf{x}'_{t-1}, 1) ', w_t = 0 & \text{Case II} \\ z_{t-1} = (y_{t-1}, \mathbf{x}'_{t-1}) ', w_t = 1 & \text{Case III} \\ z_{t-1} = (y_{t-1}, \mathbf{x}'_{t-1}, t) ', w_t = 1 & \text{Case IV} \\ z_{t-1} = (y_{t-1}, \mathbf{x}'_{t-1}) ', w_t = (1, t)' & \text{Case V} \end{array} \right.$$

The variables  $y_t$  and  $\mathbf{x}_t$  are generated from  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{1t}$  and  $\mathbf{x}_t = \mathbf{P}\mathbf{x}_{t-1} + \varepsilon_{2t}$ ,  $t = 1, \dots, T$ , where  $y_0 = 0$ ,  $\mathbf{x}_0 = \mathbf{0}$  and  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$  is drawn as  $(k+1)$  independent standard normal variables. If  $\mathbf{x}_t$  is purely  $I(1)$ ,  $\mathbf{P} = \mathbf{I}_k$  whereas  $\mathbf{P} = \mathbf{0}$  if  $\mathbf{x}_t$  is purely  $I(0)$ . The critical values for  $k = 0$  correspond to the squares of the critical values of Dickey and Fuller's (1979) unit root  $t$ -statistics for Cases I, III and V, while they match those for Dickey and Fuller's (1981) unit root  $F$ -statistics for Cases II and IV. The columns headed ' $I(0)$ ' refer to the lower critical values bound obtained when  $\mathbf{x}_t$  is purely  $I(0)$ , while the columns headed ' $I(1)$ ' refer to the upper bound obtained when  $\mathbf{x}_t$  is purely  $I(1)$ .

Πηγή: Pesaran, M. Hashem, Shin, Yongcheol, and Smith, Richard J. (2001) Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics. Vol. 16. pp. 289-326. pp. 300-301. Table CI

# ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

## Ελληνική

- Γκλεζάκος, Μιχάλης. (2008) *Διαχείριση Χαρτοφυλακίου Επενδύσεων*. Πανεπιστήμιο Πειραιώς.
- Δημέλη Σ. (2003) *Σύγχρονες Μέθοδοι Ανάλυσης Χρονολογικών Σειρών*. 3η Έκδοση. Εκδόσεις Κριτική.
- Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα, ECB. (2015). Ανάκτηση από : <https://www.ecb.europa.eu/ecb/educational/hicp/html/index.el.html>
- Κοντού, Β. Χαρίκλεια, Ζιώγος, Κωνσταντίνος. (2013) Παράγοντες Μείωσης της Κατανάλωσης. *Οικονομικά Χρονικά*. Επιστημονική Έκδοση του Ο.Ε.Ε. Αρ. Φύλλου 1. σελ. 56-63.
- Κουγιουμτζής, Δημήτρης. (2014) *Ανάλυση Χρονοσειρών*. Αριστοτέλειο Πανεπιστήμιο Θεσσαλονίκης.
- Λιανός, Θ., Παπαβασιλείου, Α. και Χατζηανδρέου, Α. (2010) *Αρχές Οικονομικής Θεωρίας*. Οργανισμός Εκδόσεων Διδακτικών Βιβλίων Αθήνα.
- Μπόρα-Σέντα, Ε., Μουσιάδης, Χ. (1997) *Εφαρμοσμένη Στατιστική*. Θεσσαλονίκη: Εκδόσεις Ζήτη.
- Σαρτζετάκης, Ε. (2006) *Μάθημα: Εισαγωγή στη Μακροοικονομική*. Πανεπιστήμιο Μακεδονίας
- Χρήστου Κ. Γεώργιος. (2002) *Εισαγωγή στην Οικονομετρία*. Β΄ Τόμος. Εκδόσεις Gutenberg.

## Ξένα

- Agiakloglou, C. and Newbold, P. (1991) Empirical Evidence on Dickey – Fuller - Type Tests. *Journal of Time Series Analysis*. Vol. 13. pp. 471-483.
- Agiakloglou, Christos, Gkouvakis, Michalis, and Kanas, Aggelos. (2015) Causality in EU macroeconomic variables. *Journal of Applied Economics*. Vol. 23 (Issue 4). pp. 264-277.
- Brandt, T. Patrick, Williams, T. John. (2007) *Multiple Time Series Models*. Series/Number 07–148. USA: Sage Publications.
- Dufour, J.-M. and Renault, E. (1998) Short-run and long-run causality in time series: Theory. *Econometrica*. Vol. 66. pp. 1099-1125.

- Econometric Society Monographs. (2001) *Essays in Econometrics. Collected Papers of Clive W.J. Granger. Volume I: Spectral Analysis, Seasonality, Nonlinearity, Methodology, and Forecasting*. Cambridge University Press.
- Econometric Society Monographs. (2001) *Essays in Econometrics. Collected Papers of Clive W.J. Granger. Volume II: Causality, Integration and Cointegration, and Long Memory*. Cambridge University Press.
- Enders, Walter. (1995) *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Granger, C. W. J., and Newbold P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *J. Econometrics*. Vol. 2.
- Granger, C. W. J., Newbold, Paul. (1986) *Forecasting Economic Time Series*. 2<sup>nd</sup> Edition. Academic Press, Inc.
- Gujarati, Damodar N. (2004) *Basic Econometrics*. 4<sup>th</sup> Edition. pp. 662-663. The McGraw-Hill Companies.
- Herve, D. Bedi Guy, Chanmalai B., and Shen, Y. (2011) The Study of Causal Relationship between Stock Market Indices and Macroeconomic Variables in Cote d'Ivoire: Evidence from Error-Correction Models and Granger Causality Test. *International Journal of Business and Management*. Vol. 6 (No.12.). pp. 146-148.
- Keynes, John Maynard. (December 1935) *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. Steve Thomas. Electronic Texts Collection.
- Labonte, Marc. (2011) *Inflation: Causes, Costs, and Current Status*. Congressional Research Service.
- Leybourne, Stephen, and Newbold, Paul. (1999) On the Size Properties of Phillips-Perron Tests. *Journal of Time Series Analysis*. Vol. 2 (Issue 1). pp. 51-61.
- Lütkepohl, Helmut. (2005) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New York: Springer.
- Lütkepohl, Helmut, Saikkonen, Pentti, and Trenkler, Carsten. (2001) Maximum Eigenvalue Versus Trace Tests for the Cointegrating Rank of a VAR Process. *Econometrics Journal*. Vol. 4 (No. 2). pp. 287-310.
- Maddala, G.S., and Kim, In-Moo. (2004) *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press.
- Miller, Tim. (1996) *Explaining Keynes' Theory of Consumption, and Assessing its Strengths and Weaknesses*. Ανάκτηση από: <http://www.economic-truth.co.uk/>.
- Mills, C. Terence. (2003) *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. 2<sup>nd</sup> Edition. Cambridge University Press.
- Palley, I. Thomas. (2010) *Relative Permanent Income and Consumption: A Synthesis of Keynes, Duesenberry, Friedman, and Modigliani and Brumbergh*. Washington.
- Pesaran, M. Hashem, Shin, Yongcheol. (1998) Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*. Vol. 58 . pp. 17-29.



- Pesaran, M. Hashem, Shin, Yongcheol, and Smith, Richard J. (2001) Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 16. pp. 289-326.
- Sims, C. (1980) Macroeconomics and Reality. *Econometrica*. Vol. 48. pp. 1-48.
- Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995) Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*. Vol. 66. pp. 225–250.