

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
Σχολή Χρηματοοικονομικής και Στατιστικής



Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ**

**ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΣΧΕΣΗΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ
ΜΕΤΑΞΥ ΤΟΥ ΧΡΕΟΥΣ ΜΙΑΣ ΧΩΡΑΣ ΚΑΙ
ΤΟΥ ΓΕΝΙΚΟΥ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΥ
ΔΕΙΚΤΗ ΣΕ ΕΥΡΩΠΑΙΚΕΣ ΧΩΡΕΣ**

Καλλιόπη Αγγελάκη

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
Μάϊος 2020

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
Σχολή Χρηματοοικονομικής και Στατιστικής



Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΣΧΕΣΗΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ
ΜΕΤΑΞΥ ΤΟΥ ΧΡΕΟΥΣ ΜΙΑΣ ΧΩΡΑΣ ΚΑΙ
ΤΟΥ ΓΕΝΙΚΟΥ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΥ
ΔΕΙΚΤΗ ΣΕ ΕΥΡΩΠΑΙΚΕΣ ΧΩΡΕΣ

Καλλιόπη Αγγελάκη

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
Μάϊος 2020

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)
- Αν. Καθ. Σεβρόγλου Βασίλειος
- Ομ. Καθ. Τσίμπος Κλέων

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
School of Finance and Statistics



Department of Statistics and Insurance Science

**POSTGRADUATE PROGRAM IN
APPLIED STATISTICS**

**DETERMINING CAUSAL RELATIONS
BETWEEN DEBT AND STOCK INDEX
FOR EUROPEAN COUNTRIES**

By

Kalliopi Angelaki

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 2020

*Στην οικογένειά μου
και σε όσους στάθηκαν δίπλα μου*

Ευχαριστίες

Στο σημείο αυτό θα ήθελα να εκφράσω τις θερμές μου ευχαριστίες σε όλους όσους συνέβαλαν με τον δικό τους τρόπο στην διεκπεραίωση της παρούσας διπλωματικής εργασίας. Πρωτίστως θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κ. Αγιακλόγλου Χρήστο, καθηγητή του Τμήματος Οικονομικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς και επιβλέποντα καθηγητή μου, για τις συμβουλές, την γνώση, την συνεχή ενθάρρυνση και την καθοδήγηση που μου παρείχε κατά τη διάρκεια ολοκλήρωσης της εργασίας μου. Θα ήθελα επίσης να ευχαριστήσω όλους τους καθηγητές του Μεταπτυχιακού Προγράμματος της Εφαρμοσμένης Στατιστικής για τις γνώσεις και την εμπειρία που μου προσέφεραν. Τέλος θα ήθελα να ευχαριστήσω την οικογένειά μου για τη συμπαράσταση και την στήριξη τους καθ' όλη τη διάρκεια των σπουδών μου.

ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΣΧΕΣΗΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΜΕΤΑΞΥ ΤΟΥ ΧΡΕΟΥΣ ΜΙΑΣ ΧΩΡΑΣ ΚΑΙ ΤΟΥ ΓΕΝΙΚΟΥ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΣΕ ΕΥΡΩΠΑΙΚΕΣ ΧΩΡΕΣ

Σημαντικοί Όροι: Χρονοσειρές, Στασιμότητα, Χρηματιστήριο, Οικονομία, Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας, Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger, Διανυσματικά Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα, Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών

Περίληψη

Ο σκοπός της παρούσας διπλωματικής εργασίας είναι η μελέτη της σχέσης μεταξύ του χρέους μιας χώρας και του γενικού χρηματιστηριακού δείκτη σε οκτώ Ευρωπαϊκές Χώρες. Η μελέτη επικεντρώνεται στη διερεύνηση ύπαρξης ή μη αιτιότητας σε βραχυχρόνιο και μακροχρόνιο ορίζοντα μεταξύ των δύο μεταβλητών. Η διαδικασία αυτή πραγματοποιείται με τη χρήση οικονομετρικών τεχνικών όπως οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας των χρονοσειρών για την εξασφάλισή της στασιμότητάς τους, ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger (1969) για τον προσδιορισμό της βραχυχρόνιας αιτιότητας, ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης για τον προσδιορισμό της μακροχρόνιας αιτιότητας και τέλος το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών.

Για την εφαρμογή χρησιμοποιήθηκαν ετήσιες παρατηρήσεις του λόγου δημόσιου χρέους προς ΑΕΠ και του γενικού χρηματιστηριακού δείκτη τα οποία συλλέχθηκαν από τη βάση δεδομένων «World Bank» και από την ιστοσελίδα «Yahoo Finance». Από τα αποτελέσματα της μελέτης προέκυψε ότι ο γενικός χρηματιστηριακός δείκτης αιτιάζει με μονόδρομη κατεύθυνση το χρέος στις χώρες Αυστρία και Γαλλία, ενώ προέκυψε και το συμπέρασμα ότι για τη χώρα της Πορτογαλίας το χρέος αιτιάζει τον γενικό χρηματιστηριακό δείκτη με μονόδρομη κατεύθυνση και αυτήν τη φορά. Ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης έδειξε ότι για τις χώρες Ολλανδία, Βέλγιο, Ελλάδα και Πορτογαλία το χρέος και ο γενικός χρηματιστηριακός δείκτης μακροχρόνια ισορροπούν. Τέλος, με το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών προέκυψε μακροχρόνια αιτιότητα με μονόδρομη κατεύθυνση για την χώρα της Πορτογαλία με το λόγο του Χρέους / ΑΕΠ να επηρεάζει τον χρηματιστηριακό δείκτη.

DETERMINING CAUSAL RELATIONS BETWEEN DEBT AND STOCK INDEX FOR EUROPEAN COUNTRIES

Keywords: Time series, Stationarity, Stock market, Economy, Unit root test, Granger causality test, Vector Autoregressive Models, Error Correction Model

Abstract

The scope of the present postgraduate thesis is to study the relation between a country's government debt and the respective general stock market index implemented in eight European countries. The study investigates if there exists causal relation in short – term and long – term period between the two variables. The process applies econometric techniques such as unit root test in order to ensure stationarity, Granger's causality (1969) test so as to define short – term causality, cointegration testing for specifying long – term causality and error correction model.

For the implementation, annual data of debt to GDP ratio and the respective general stock market index of each country are considered which were collected from "World Bank" database and from the source finance.yahoo.com. The results from the analysis are indicating that Austrian and French stock market indices impact on the respective debt to GDP ratio, while regarding Portugal, its debt to GDP affect the stock market index. From the cointegration tests it is observed that the debt to GDP ratio and the respective stock market indices of Netherlands, Belgium, Greece and Portugal are equilibrating in long – term period. Finally, by applying the error correction model it is observed long-term causality relationship with a one-way direction for Portugal, with the debt to GDP ratio causing the stock market index.

Περιεχόμενα

Κατάλογος Πινάκων	xviii
Κατάλογος Σχημάτων	xxi
Κατάλογος Συντομογραφιών	xxiii

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

Έλλειμα και Χρέος

1.1 Εισαγωγή.....	1
1.2 Η έννοια του ελλείμματος.....	1
1.3 Η έννοια του χρέους.....	5
1.4 Η δυναμική του χρέους.....	7
1.5 Η εξίσωση της δυναμικής του δημόσιου χρέους.....	9
1.6 Το βάρος του δημόσιου χρέους.....	11
1.7 Ανακεφαλαίωση.....	13

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

Χρηματιστηριακός Δείκτης

2.1 Εισαγωγή.....	15
2.2 Η έννοια του δείκτη.....	16
2.3 Η δημιουργία του πρώτου χρηματιστηριακού δείκτη.....	17
2.4 Χρηματιστηριακός δείκτης.....	18
2.5 Υπολογισμός χρηματιστηριακών δεικτών.....	22
2.6 Παράγοντες που επηρεάζουν την πορεία του Χρηματιστήριου.....	24

2.7 Ανακεφαλαίωση.....	25
------------------------	----

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ

3.1 Εισαγωγή.....	27
3.2 Η έννοια της χρονοσειράς.....	28
3.3 Στασιμότητα.....	29
3.4 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	32
3.5 Αιτιότητα κατά Granger.....	34
3.6 Συνολοκλήρωση.....	37
3.7 Έλεγχος Συνολοκλήρωσης.....	39
3.8 Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών.....	43
3.9 Ανακεφαλαίωση.....	44

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

4.1 Εισαγωγή.....	47
4.2 Παρουσίαση Δεδομένων.....	48
4.3 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	54
4.4 Διερεύνηση Αιτιότητας Κατά Granger.....	58
4.5 Έλεγχος Συνολοκλήρωσης.....	61
4.6 Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών.....	63
4.7 Συμπεράσματα.....	64

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ.....

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....

Κατάλογος Πινάκων

4.1 Κατηγοριοποίηση χωρών ανάλογα με την επιρροή της κρίσης	46
4.2 Ευρωπαϊκοί Χρηματιστηριακοί Δείκτες για τις υπό μελέτη οικονομίες.....	47
4.3 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των χρηματιστηριακών δεικτών (Level).....	54
4.4 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των χρηματιστηριακών δεικτών στις πρώτες διαφορές (1st Difference).....	54
4.5 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για το Χρέος/ΑΕΠ στα επίπεδα των τιμών των μεταβλητών (Level).....	55
4.6 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για το χρέους/ΑΕΠ στις πρώτες διαφορές (1st Difference)	55
4.7 Χρονικές υστερήσεις των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων	57
4.8 Αποτελέσματα Granger Causality για κάθε δείκτη χρέους/ΑΕΠ με τον χρηματιστηριακό δείκτη για κάθε οικονομία.....	58
4.9 Αποτελέσματα ελέγχου συνολοκλήρωσης Engle-Granger των ανά δύο υπό μελέτη χρονοσειρών.....	60
4.10 Εκτίμηση συντελεστών διόρθωσης λαθών	62

Κατάλογος Διαγραμμάτων

1.1	Το χρέος/ΑΕΠ Ευρωπαϊκών χωρών το πρώτο τρίμηνο του 2019.....	8
3.1	Στάσιμη χρονοσειρά	29
3.1	Μη στάσιμη χρονοσειρά	30
4.1	Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Αυστρία	54
4.2	Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ολλανδία	54
4.3	Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για το Βέλγιο	55
4.4	Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Γαλλία	55
4.5	Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ελλάδα.....	56
4.6	Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ιταλία.....	56
4.7	Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ισπανία.....	57
4.8	Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Πορτογαλία.....	57

Κατάλογος Συντομογραφιών

ΑΕΠ	Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν
GDP	Gross Domestic Product
DF	Dickey-Fuller
ADF	Augmented Dickey-Fuller
AIC	Akaike Information Criterion
VAR	Vector Autoregressive
AR	Autoregressive
VEC	Vector Error Correction
VECM	Vector Error Correction Model

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

Έλλειμμα και χρέος

1.1 Εισαγωγή

Οι οικονομικοί όροι έλλειμμα (*deficit*) και χρέος (*debt*) αποτελούν δύο από τις πιο δημοφιλείς έννοιες στον χώρο της οικονομίας, ειδικότερα μετά το ξέσπασμα της διεθνούς χρηματοπιστωτικής κρίσης του 2008. Ωστόσο, αρκετές είναι οι φορές που η διαφορά ανάμεσα σε αυτούς τους όρους να μη γίνεται απόλυτα ξεκάθαρη και συχνά μη κατανοητή παρόλο που αποτελούν μεγάλη σημασία για την μελλοντική εξέλιξη μιας οικονομίας. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι παλιότερα η κάθε οικονομία είχε δημιουργήσει το δικό της σύστημα λογαριασμών, το οποίο μεταγενέστερα τροποποιήθηκε, καθώς αναπτύχθηκαν κοινοί ορισμοί και μεθοδολογίες για την σύγκριση και μέτρηση μεγεθών από διαφορετικές οικονομίες (*System of National Accounts – SNA*).

Σημαντική έννοια για την ισορροπία μιας οικονομίας είναι και ο προϋπολογισμός. Ως προϋπολογισμός αναφέρεται ο νόμος με τον οποίο προσδιορίζονται τα δημόσια έσοδα και καθορίζονται τα όρια των εξόδων του κράτους για κάθε οικονομικό έτος (Νόμου 2362/95 Περί Δημοσίου Λογιστικού). Αποτελεί τον σημαντικότερο δημοσιονομικό θεσμό που μεταχειρίζεται ένα κράτος ώστε να υλοποιεί τις οικονομικές του δραστηριότητες. Θα μπορούσε να θεωρηθεί ως το σύστημα λειτουργιών του κράτους το οποίο είναι απαραίτητο μέσο για τη διαχείριση των δημοσίων οικονομικών.

Στο παρόν κεφάλαιο αναλύονται οι στοιχειώδεις έννοιες του ελλείματος και του χρέους, ενώ ταυτόχρονα επεξηγείται η δυναμική του δημόσιου χρέους και πως αυτό εξελίσσεται στο χρόνο. Το κεφάλαιο ολοκληρώνεται, με την παρουσίαση ποικίλων θεωριών, που αφορούν το βάρος του δημοσίου χρέους οι οποίες επιχειρούν να ικανοποιήσουν τον ισχυρισμό αν η τωρινή ή η μελλοντική γενεά μεταφέρει το βάρος της εξόφλησης του δημόσιου χρέους

1.2 Η έννοια του ελλείματος

Ένα υγιές κράτος έχει την «υποχρέωση» να εξασφαλίσει ένα αρμονικό, τραπεζικό αλλά και χρηματοπιστωτικό περιβάλλον στο οποίο θα στηρίξει την επιχειρηματικότητα και την

οικονομία. Για τον λόγο αυτό έχει την δέσμευση να αποπληρώνει τόκους αλλά και χρεολύσια τα οποία προέρχονται από προηγούμενες οφειλές δανείων και ομολόγων εξασφαλίζοντας έτσι την οικονομική σταθερότητα, αλλά και να προβαίνει σε έξοδα παρέχοντας στους πολίτες δημόσιες υπηρεσίες όπως η υγεία και εκπαίδευση. Οι δαπάνες αυτές καλύπτονται μέσω εσόδων από τον ιδιωτικό στο δημόσιο τομέα, έτσι ώστε να μπορούν οι φορείς του δημοσίου να χρηματοδοτούν τις δαπάνες τους και να παρέχουν τις υπηρεσίες τους δωρεάν στο κοινωνικό σύνολο. Επομένως τα φορολογικά έσοδα στη σύγχρονη οικονομία αποτελούν την κύρια πηγή χρηματοδότησης των δημοσίων δαπανών.

Ένα έλλειμμα προϋπολογισμού εμφανίζεται όταν η κυβέρνηση δαπανά περισσότερα χρήματα από αυτά που εισπράττει, δηλαδή όταν οι δημόσιες δαπάνες υπερβαίνουν τα δημόσια έσοδα. Αντίθετα, το πλεόνασμα του προϋπολογισμού προκύπτει όταν τα δημόσια έσοδα υπερβαίνουν τις κρατικές δαπάνες. Σε έναν κρατικό μηχανισμό συνηθίζεται η εμφάνιση του ελλείμματος για αυτό τον λόγο ακόμα και η βιβλιογραφία επικεντρώνεται περισσότερο σ' αυτό και όχι τόσο στο πλεόνασμα καθώς το έλλειμμα εγκυμονεί περισσότερους κινδύνους. Γενικά όταν το σύνολο των δαπανών αυξάνεται με ταχύτερους ρυθμούς σε σχέση με τον αντίστοιχο ρυθμό ανόδου των εσόδων τα κρατικά ελλείμματα μεγαλώνουν. Συνεπώς για να μπορέσει να περιοριστεί το μέγεθος των κρατικών ελλειμμάτων θα πρέπει να ληφθούν μέτρα σύμφωνα με τα οποία το κράτος θα επιδιώξει τη μείωση του ρυθμού αύξησης των δημοσίων δαπανών και παράλληλα θα επιχειρήσει την άνοδο των δημοσίων εσόδων. Υποχρέωση κάθε κράτους είναι να προβλέπει τα έσοδα, τα έξοδα αλλά και το μέγεθος των ελλειμμάτων ή πλεονασμάτων του επόμενου χρόνου πραγματοποιώντας με αυτό τον τρόπο τον δικό του προϋπολογισμό. Η κυβέρνηση έχει την υποχρέωση να παρουσιάζει κάθε χρόνο στο Κοινοβούλιο τον κρατικό προϋπολογισμό ο οποίος τελικά θα ψηφιστεί από την Βουλή με ή χωρίς διαφοροποιήσεις, κάτι που συμβαίνει στις περισσότερες δημοκρατικές χώρες.

Ένας κρατικός προϋπολογισμός περιλαμβάνει τον καθορισμό των δημοσίων εσόδων αλλά και δαπανών. Πιο συγκεκριμένα, οι δημόσιες δαπάνες αποτελούν το δεύτερο μεγαλύτερο σκέλος του προϋπολογισμού, καθώς αποβλέπουν στην επίτευξη στόχων αναπτυξιακού χαρακτήρα. Σε αντίθεση με τα έσοδα, οι δημόσιες δαπάνες σαν έννοια είναι πιο απλοϊκή καθώς διατίθενται γι' αυτές συγκεκριμένα ποσά από την κεντρική κυβέρνηση. Ιδιάζον ενδιαφέρον παρουσιάζει η σύνδεση και η σχέση ανάμεσα στα έσοδα και στα έξοδα του κρατικού προϋπολογισμού. Αν υπάρχει ισότητα μεταξύ των δημοσίων εσόδων και των δημοσίων εξόδων, τότε ο προϋπολογισμός ονομάζεται ισοσκελισμένος. Αν τα δημόσια έσοδα υστερούν των δημοσίων εξόδων, έχουμε έλλειμμα (ελλειμματικός Προϋπολογισμός) αντιθέτως αν τα δημόσια έσοδα υπερτερούν των δημοσίων εξόδων, έχουμε πλεόνασμα (πλεονασματικός Προϋπολογισμός). Επομένως το Ισοζύγιο του Προϋπολογισμού βαδίζει στις οικονομικές διακυμάνσεις οι οποίες παρουσιάζουν κυκλικότητα και χαρακτηρίζονται ως φάσεις του οικονομικού κύκλου(άνοδου – καθόδου). Για παράδειγμα, όταν στη οικονομία επικρατεί

ύφεση, τότε τα ελλείμματα αυξάνονται εξαιτίας μη αυξημένων φορολογικών εσόδων και αυξημένων δαπανών, ενώ όταν η οικονομία βρίσκεται σε ανάκαμψη τότε δημιουργούνται πλεονάσματα. Για να εξεταστεί πως προκύπτει έλλειμμα (ή πλεόνασμα) στον προϋπολογισμό από μία μεταβολή της επιχειρηματικής δραστηριότητας ή από την επίδραση μιας δημοσιονομικής πολιτικής, οι οικονομολόγοι χρησιμοποιούν τον όρο του κυκλικά αναπροσαρμοζόμενου ισοζυγίου μέσω του οποίου αξιολογείται αν η οικονομία βρίσκεται περίοδο πλήρους απασχόλησης ή σε μακροπρόθεσμη ισορροπία.

Παρόλο που με τον προϋπολογισμό λαμβάνουμε υπ' όψιν φορολογικούς συντελεστές αλλά και διάφορες μορφές φορολογίας είναι αδύνατο να προσδιοριστεί το ακριβές ποσό των εσόδων. Ουσιαστικά γίνεται μια πρόβλεψη του ελλείμματος (ή πλεονάσματος) βάσει μιας πρόβλεψης του ΑΕΠ για τον επόμενο χρόνο και βάσει αυτού των αναμενόμενων φορολογικών εσόδων. Από τις δημοφιλέστερες μακροοικονομικές μεταβλητές για τον προσδιορισμό της αξίας παραγωγής μίας χώρας αποτελεί το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (ΑΕΠ). Πιο συγκεκριμένα ισοδυναμεί με την η αξία αγοράς όλων των τελικών αγαθών και υπηρεσιών που παράγονται σε μία χώρα κατά την διάρκεια μίας χρονικής περιόδου και γίνονται αντικείμενο ανταλλαγής μεταξύ αγοραστών και πωλητών όπως αναφέρει ο Απέργης (2017). Επίσης το ΑΕΠ είναι ένα μέγεθος το οποίο καθίσταται συγκρίσιμο σε κρατικό επίπεδο. Το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν μετριέται με τρεις διαφορετικές μεθόδους: των δαπανών, του εισοδήματος και της προστιθέμενης αξίας. Η σύνδεση αυτών βασίζεται στο ότι οι δαπάνες καλύπτονται από το εισόδημα, ενώ παράλληλα το εισόδημα είναι αποτέλεσμα παραγωγικών δραστηριοτήτων που δημιουργούν αξία, και μπορούν να περιγραφθούν από την ακόλουθη ισότητα.

$$\text{Συνολική παραγωγή} = \text{συνολικό εισόδημα} = \text{συνολική δαπάνη}$$

Οι τρόποι μέτρησης του ΑΕΠ περιγράφονται αναλυτικότερα ως εξής:

Μέθοδος της προστιθέμενης αξίας

Ένας τρόπος για να υπολογιστεί το ΑΕΠ είναι η άμεση ανάλυση των ενδιάμεσων προϊόντων (αγαθών). Η συγκεκριμένη μέθοδος υπολογίζει το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν αν αφαιρεθεί από την αξία των πωλήσεων του προϊόντος η αξία των ενδιάμεσων αγαθών που χρησιμοποιήθηκαν για την παραγωγή του. Άρα το ΑΕΠ μπορεί να υπολογιστεί αν υπολογίζει κάποιος την προστιθέμενη αξία σε κάθε στάδιο παραγωγής. Σαν μέθοδος θεωρείται πιο αξιόπιστη σε σχέση με τις άλλες δύο καθώς δεν υπάρχει ο κίνδυνος της διπλής καταμέτρησης.

$$(\text{Προστιθέμενη αξία}) = \text{Εισόδημα της επιχείρησης} - \text{κόστος ενδιάμεσων αγαθών}$$

Μέθοδος Εισοδημάτων

Η μέθοδος αυτή υπολογίζει το ΑΕΠ μέσω του αθροίσματος των εισοδημάτων και αμοιβών που δημιουργείται απ' την πώληση των προϊόντων αντί για την αξία αυτών (εισοδηματική προσέγγιση). Οι παράγοντες οι οποίοι συνθέτουν το εισόδημα μίας επιχείρησης: οι μισθοί (σύνολο αμοιβών εργασίας), η αγορά των ενδιάμεσων προϊόντων (πληρωμή ενδιάμεσων προϊόντων που μπορεί να έχει αγοράσει η επιχείρηση), η καταβολή των έμμεσων φόρων, οι τόκοι (η πληρωμή τόκων για κεφάλαια που η επιχείρηση έχει ίσως δανειστεί) και τα κέρδη (το σύνολο των κερδών κάθε επιχείρησης). Θα πρέπει επίσης να ληφθεί υπόψιν και η τυχόν ζημία που μπορεί να προκληθεί από φθορά ή καταστροφή του εξοπλισμού μια επιχείρησης κατά την διαδικασία της παραγωγής (απόσβεση). Από τα προηγούμενα, το υπόλοιπο ονομάζεται εισόδημα μιας επιχείρησης. Επομένως ισχύει η παρακάτω σχέση:

$$\text{Εισόδημα} = \text{μισθοί} + \text{πληρωμή τόκων} + \text{κόστος ενδιάμεσων προϊόντων} + \text{φόροι} + \text{απόσβεση} \\ + \text{κέρδη}$$

Άρα, εφόσον η προστιθέμενη αξία ισούται με το ΑΕΠ, αντίστοιχα συνεπάγεται η εξής σχέση:

$$\text{ΑΕΠ} = \text{μισθοί} + \text{εξόφληση τόκων} + \text{φόροι} + \text{απόσβεση} + \text{κέρδη}$$

Μέθοδος Δαπανών

Μια ακόμη μέθοδος υπολογισμού του ΑΕΠ είναι εκείνη των δαπανών. Είναι η πιο διαδεδομένη μέθοδος καθώς μετράει το ΑΕΠ αθροίζοντας τις αξίες των συνολικών τελικών προϊόντων και υπηρεσιών. Ο μαθηματικός τύπος υπολογισμού του ΑΕΠ της δαπάνης είναι ο εξής:

$$Y = C + I + G + (X - M) \quad (1.1)$$

όπου το C αντιπροσωπεύει την ιδιωτική κατανάλωση, I είναι η επένδυση από την αγορά αγαθών για μελλοντική χρήση, το G αντιστοιχεί στις κρατικές αγορές όπως οι μισθοί δημοσίων υπαλλήλων ή έξοδα δημοσίων έργων και X και M αποτελούν τις εξαγωγές και εισαγωγές αντίστοιχα με τη διαφορά τους να αντιπροσωπεύει τις καθαρές εξαγωγές.

Ωστόσο, κατά τον υπολογισμό του ΑΕΠ δημιουργούνται δυσκολίες με αποτέλεσμα να αλλοιώνεται η αξιοπιστία του δείκτη. Όπως έγινε γνωστό απ' τα παραπάνω, στον υπολογισμό του δείκτη λαμβάνονται υπ' όψιν και τα αγαθά μιας οικονομίας. Υπάρχουν όμως αγαθά και υπηρεσίες που είναι μη μετρήσιμα με αποτέλεσμα να εμφανίζουν εμπόδια στον υπολογισμό του. Μη μετρήσιμα αγαθά και υπηρεσίες είναι εκείνα που παράγονται στην οικονομία και δεν

πωλούνται με αποτέλεσμα να είναι δύσκολο να εκτιμηθεί η αξία τους. Το ΑΕΠ μιας οικονομίας σε συνδυασμό με το ύψος το πληθυσμού της, μπορεί να χαρακτηρίσει την ποιότητα αλλά και το επίπεδο διαβίωσής της.

Σαν μέγεθος το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν δεν έχει μια σταθερή τιμή, καθώς από έτος σε έτος μεταβάλλεται είτε θετικά είτε αρνητικά. Όμως, το πρόβλημα που δημιουργείται είναι ότι οι τιμές των αγαθών δεν είναι πάντα σταθερές καθώς μπορεί να μειώνονται ή και να αυξάνονται από έτος σε έτος. Έτσι, μια αύξηση στην τιμή του ΑΕΠ μπορεί να ωφελείται σε αύξηση των τιμών των προϊόντων ή σε αύξηση της παραγωγής καθιστώντας περίπλοκη την αναζήτηση της αιτίας. Για τον λόγο αυτό οι οικονομολόγοι καθιστούν τον διαχωρισμό του ΑΕΠ σε πραγματικό και σε ονομαστικό. Το πραγματικό ΑΕΠ αφορά τις αλλαγές στο μέσο επίπεδο των τιμών, ενώ το ονομαστικό ΑΕΠ περιλαμβάνει το άθροισμα όλων των παραγόμενων τελικών αγαθών.

1.3 Η έννοια του χρέους

Ως δημόσιο χρέος ορίζονται οι υποχρεώσεις – οφειλές που έχει το δημόσιο έναντι τρίτων. Στην πραγματικότητα, το δημόσιο χρέος είναι η επέκταση των χρεών που έχουν στην κατοχή τους οι πολίτες μιας οικονομίας καθώς είναι εκείνοι που αποτελούν την πηγή εσόδων για την κυβέρνηση μέσω των φόρων. Κατά τον κρατικό προϋπολογισμό, όταν παρουσιάζεται έλλειμμα παρατηρείται αύξηση του χρέους, αντίστοιχα μείωση του χρέους παρατηρείται όταν παρουσιάζεται πλεόνασμα. Το δημόσιο χρέος αποτελεί μια παράμετρο που φανερώνει τα παλαιότερα συνολικά χρέη. Υπάρχουν όμως ορισμένοι συντελεστές οι οποίοι μπορούν να επηρεάζουν το δημόσιο χρέος, όπως η αγορά ή πώληση μετοχών ή ομολόγων, εκδόσεις ή εξαγορές χρέους υπέρ ή υπό το άρτιο (δηλαδή την ονομαστική αξία), ανατίμησης ή υποτίμησης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και συμβάσεις ανταλλαγής μελλοντικών χρηματοροών (*swaps*).

Το δημόσιο χρέος, παίρνει διάφορες μορφές ανάλογα το χρέος στο οποίο αναφέρεται. Μία από τις πιο βασικές διακρίσεις είναι το ακαθάριστο και το καθαρό χρέος. Ανάλογα με την προέλευσή του εκφράζεται ακόμα και ως εσωτερικό ή εξωτερικό χρέος, ενώ μία πολύ σημαντική κατηγοριοποίηση κυρίως για τη πορεία του χρέους είναι η διάκριση σε καταναλωτικό ή παραγωγικό ανάλογα τις ανάγκες που καλύπτει το δάνειο.

Ακαθάριστο και καθαρό δημόσιο χρέος

Οι υποχρεώσεις του δημοσίου αποτελούν το ακαθάριστο δημόσιο χρέος. Το ακαθάριστο χρέος αφορά το μέγεθος των δαπανών του δημοσίου χρέους που αφορούν κυρίως τους τόκους και τα χρεολύσια της οικονομίας. Το καθαρό χρέος προκύπτει από την αφαίρεση των διαθέσιμων,

των ρευστών και καταθέσεων των δημοσίων επιχειρήσεων από το ακαθάριστο χρέος. Επειδή το ακαθάριστο χρέος περιλαμβάνει τόκους και χρεολύσια μπορεί να δώσει μια καλύτερη εκτίμηση για μια χώρα σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα.

Εσωτερικό και εξωτερικό χρέος

Η σχέση ανάμεσα σε εσωτερικό και εξωτερικό χρέος γίνεται ανάλογα με την προέλευση του υφιστάμενου δημόσιου δανεισμού. Το χρέος διακρίνεται σε εσωτερικό όταν κατέχεται από τους μόνιμους κατοίκους μιας οικονομίας, και εξωτερικό όταν κατέχεται από τους λοιπούς μη μόνιμους κατοίκους της ίδιας οικονομίας. Σε κάποιες οικονομίες, το εξωτερικό χρέος είναι αρκετά υψηλό, παρόλα αυτά οι οικονομίες αυτών των χωρών να είναι αρκετά ισχυρές με αποτέλεσμα να μπορούν το διευθετούν εφόσον είναι σε θέση να προωθούν τα προϊόντα τους αποκτώντας έτσι τα κεφάλαια για την εξόφλησή του. Αντίθετα υπάρχουν χώρες οι οποίες έχουν αδύναμη οικονομία και αδυνατούν να ξεχρεώσουν, δημιουργώντας έτσι πτώση στις συναλλαγματικές ισοτιμίες με αποτέλεσμα τα προϊόντα και οι υπηρεσίες που παράγουν και προωθούν να μην επαρκούν για την κάλυψη των δανείων τους. Αυτό εγκυμονεί πολλούς κινδύνους για την οικονομία κάθε κράτους καθώς είναι συχνό το φαινόμενο της κήρυξης μιας πτώχευσης.

Καταναλωτικό και παραγωγικό δημόσιο χρέος

Το καταναλωτικό και παραγωγικό δημόσιο χρέος είναι άλλη μια σημαντική διάκριση του δημοσίου χρέους. Παραγωγικό είναι το χρέος που δημιουργείται για την χρηματοδότηση επενδύσεων που αυξάνουν την συνολική παραγωγή με στόχο την βελτίωση της οικονομίας. Το καταναλωτικό δημόσιο χρέος προκύπτει από τη χρήση δανείων για την κάλυψη εξόδων κρατικής κατανάλωσης.

Βραχυπρόθεσμο, μεσοπρόθεσμο και μακροπρόθεσμο δημόσιο χρέος

Ανάλογα με τη διάρκεια αποπληρωμής του, το δημόσιο χρέος χαρακτηρίζεται ως βραχυπρόθεσμο, μεσοπρόθεσμο και μακροπρόθεσμο. Η διάκριση ορίζεται σύμφωνα με τις δανειακές ανάγκες της εκάστοτε χώρας αλλά και με τους βέλτιστους όρους που επιζητά να επιτύχει, έτσι ώστε να προσδιοριστεί ο ιδανικότερος για αυτή χρόνος να ανταποκριθεί εμπρόθεσμα στην αποπληρωμή του δανείου. Όταν η ημερομηνία λήξης για την εξόφληση ενός δανείου δεν υπερβαίνει το ένα έτος, τότε το δημόσιο χρέος καλείται βραχυπρόθεσμο. Όταν η προθεσμία είναι μεγαλύτερη από ένα έτος και μικρότερη από 10 τότε υπάρχει μεσοπρόθεσμο δημόσιο χρέος. Μακροπρόθεσμο δημόσιο χρέος εμφανίζεται στις περιπτώσεις κατά τις οποίες η προθεσμία εξόφλησης είναι μεγαλύτερη των δέκα ετών.

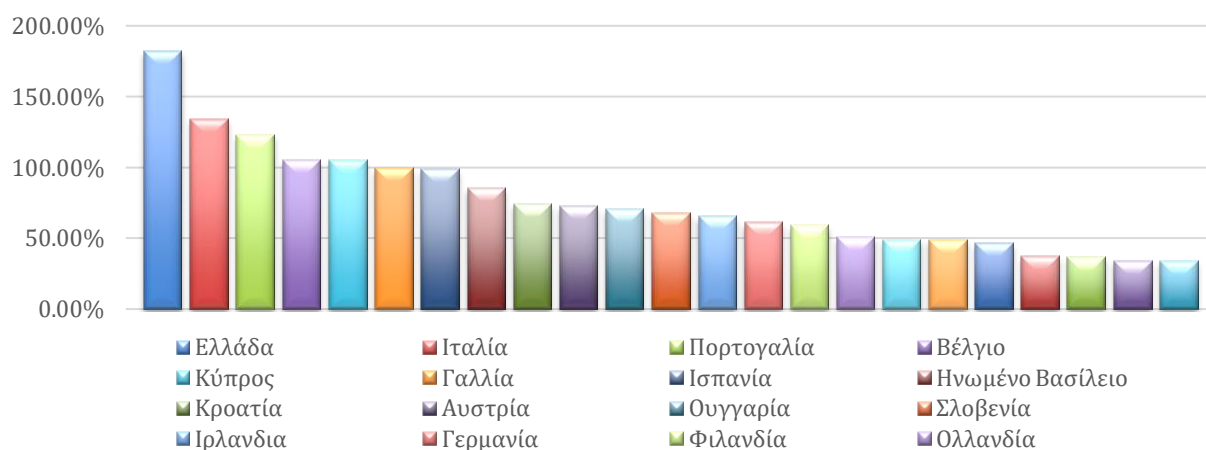
Για να προσδιοριστεί η διάρκεια του δανεισμού θα πρέπει να γίνει μια εκτίμηση της αγοράς. Όταν μια οικονομία χαρακτηρίζεται από ταμειακές αδυναμίες στο δημόσιο τομέα, οι δημόσιοι φορείς καταφεύγουν σε βραχυπρόθεσμο δανεισμό. Η συνηθέστερη τακτική όμως των κρατών να ανανεώνουν τα βραχυπρόθεσμα δάνεια έχει ως αποτέλεσμα την μετατροπή αυτών σε μακροπρόθεσμα. Όταν ο ρυθμός ανάπτυξης της οικονομίας ενός κράτους επιβραδύνεται, η έκδοση βραχυπρόθεσμων παρά μακροπρόθεσμων δανείων συνίσταται περισσότερο διότι τα πρώτα εκδίδονται με σχετικά χαμηλότερα επιτόκια (λόγω της μικρότερης χρονικής δέσμευσης). Για επενδύσεις πολυδάπανων έργων αλλά και χρηματοδοτήσεις δημοσίων επενδύσεων, τα κράτη επιλέγουν τον μεσοπρόθεσμο δανεισμό.

1.4 Η δυναμική του χρέους

Με τον όρο Δυναμική του χρέους, αποτυπώνεται μια εικόνα για το πώς το χρέος μεταβάλλεται μέσα στον χρόνο. Ένας από τους βασικότερους λόγους συσσώρευσης δημοσίου χρέους ανά τα έτη, είναι τα διαρκή δημοσιονομικά ελλείμματα αλλά και το ίδιο το χρέος, το οποίο συσσωρεύει τόκους. Ένα χρέος, το οποίο συνεχώς αυξάνεται, οφείλεται κυρίως στην κακή διαχείριση του κράτους να καταφέρει να καλύψει τα τρέχοντα ελλείμματα, είτε με την αύξηση είτε με την μείωση των εσόδων. Η πορεία του δημοσίου χρέους και συγκεκριμένα η διαχρονική εξέλιξη του λόγου του δημοσίου χρέους ως προς το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν εξαρτάται μεταξύ άλλων από την αρχική τους σχέση (Χρέος / ΑΕΠ) καθώς και από άλλους σημαντικούς παράγοντες. Αναλυτικότερα, η εξέλιξη της δυναμικής του χρέους εξαρτάται από την μεταβολή των παρακάτω παραγόντων:

Το τρέχον ύψος του δημοσίου χρέους ως ποσοστό του ΑΕΠ

Το συγκεκριμένο στοιχείο αναφέρεται στον υπολογισμό του ύψους του δημοσίου χρέους. Ο κάτωθι πίνακας παρουσιάζει το μέγεθος το χρέους ως ποσοστό του ΑΕΠ για το πρώτο τρίμηνο του 2019 με την Ελλάδα να τοποθετείται στην πρώτη θέση ως η χώρα με τον υψηλότερο λόγο δημοσίου χρέους προς ΑΕΠ.



Διάγραμμα 1.1 Το χρέος προς ΑΕΠ ευρωπαϊκών χωρών το πρώτο τρίμηνο του 2019

Το επιτόκιο εξυπηρέτησης του δημοσίου χρέους

Το μέσο ονομαστικό επιτόκιο εξυπηρέτησης του δημοσίου χρέους έχει άμεση σχέση με το λόγο Χρέος /ΑΕΠ καθώς αν το επιτόκιο αυξηθεί θα προκληθεί αύξηση και στον δείκτη. Όσο υψηλότερο είναι το μέσο επιτόκιο τόσο μεγαλύτερη είναι και η δυσκολία αποπληρωμής του δημοσίου χρέους.

Ο πληθωρισμός

Λόγο του πληθωρισμού εμφανίζεται το ονομαστικό ΑΕΠ αυξημένο με αποτέλεσμα να ενισχύονται ο τζίρος της οικονομίας με την προϋπόθεση ότι δεν μειώθηκε η κατανάλωση. Η αυξητική αυτή τάση μπορεί να βελτιώσει την εικόνα του Χρέους / ΑΕΠ.

Ο ποσοστιαίος ρυθμός μεταβολής του πραγματικού (αποπληθωρισμένου) ακαθάριστου εγχώριου προϊόντος

Αυτός ο ρυθμός μεταβολής αναφέρεται στο πραγματικό ΑΕΠ υπολογισμένο σε σταθερές τιμές και έχει αντίστροφη σχέση με το Δείκτη Χρέος /ΑΕΠ.

Το πρωτογενές πλεόνασμα σε σχέση με το ΑΕΠ

Η ύπαρξη πρωτογενούς πλεονάσματος ως ποσοστό του ΑΕΠ θα οδηγήσει και σε μείωση του δημοσίου χρέους ως προς το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν.

Η δημιουργία νέου χρήματος

Η έννοια αυτή αναφέρεται στην αύξηση της γνωστής ως «νομισματικής βάσης» η οποία αντιστοιχεί στη δημιουργία νέου χρήματος για τη χρηματοδότηση του δημοσίου ελλείμματος.

Οι παράγοντες οι οποίοι περιγράφηκαν συνδέονται άμεσα μεταξύ τους με αποτέλεσμα η μεταβολή μίας μεταβλητής να προκαλεί επίδραση στις υπόλοιπες. Για παράδειγμα, η αύξηση των εσόδων από τη φορολογία επηρεάζει το ρυθμό μεταβολής του ΑΕΠ, τον πληθωρισμό και το επιτόκιο και κατ' επέκταση τον λόγο Χρέος /ΑΕΠ.

1.5 Η εξίσωση της δυναμικής του δημόσιου χρέους

Σύμφωνα με παραπάνω και με βάση την ανάλυση του Καραβίτη (2008), η εξίσωση της δυναμικής του χρέους συσχετίζεται με τους παραπάνω παράγοντες ως εξής:

$$B_t = B_{t-1} + D_t + F_t \quad (1.2)$$

όπου,

B_t : Το συνολικό δημόσιο χρέος την στιγμή t .

B_{t-1} : Το συνολικό δημόσιο χρέος την στιγμή $t - 1$.

D_t : Το έλλειμα την χρονική στιγμή t .

F_t : Προσαρμογές ελλείμματος – χρέους.

Εάν γ είναι ο ετήσιος ρυθμός αύξησης του ΑΕΠ, τότε το ονομαστικό ΑΕΠ την περίοδο t θα ισούται με $Y_t = (1 + \gamma)Y_{t-1}$.

Αν διαιρέσουμε όλα τα μέλη της σχέσης (1.2) με το ονομαστικό ΑΕΠ, τότε προκύπτει η παρακάτω σχέση:

$$b_t = \frac{1}{1 + \gamma} b_{t-1} + d_t + f_t \quad (1.3)$$

όπου,

b_t : Το συνολικό ύψος του δημοσίου χρέους, ως ποσοστό του ΑΕΠ για το έτος t .

b_{t-1} : Το συνολικό ύψος του δημοσίου χρέους, ως ποσοστό του ΑΕΠ για το έτος $t - 1$.

d_t : Το συνολικό έλλειμα ως ποσοστό του ΑΕΠ.

f_t : Οι προσαρμογές ελλείμματος – χρέους ως ποσοστό του ΑΕΠ.

Στην συνέχεια αφαιρώντας τον όρο b_{t-1} και από τα μέλη της εξίσωσης (1.3) προκύπτει ότι:

$$\Delta b_t = b_t - b_{t-1} = -\frac{\gamma}{1+\gamma}b_{t-1} + d_t + f_t \quad (1.4)$$

Από τη σχέση (1.4) προκύπτει ότι όσο πιο γρήγορα αυξάνεται η τιμή του ΑΕΠ, τόσο ο λόγος του χρέους μειώνεται. Αντίστροφα, μία αρνητική μεταβολή στο ονομαστικό ΑΕΠ θα επιφέρει την επιβάρυνση στο λόγο του χρέους.

Γενικά, το έλλειμα D_t τον χρόνο t ισούται με το άθροισμα του πρωτογενούς ελλείμματος P_t και των δαπανών για τους τόκους I_t με $I_t = iB_{t-1}$, όπου i αντιστοιχεί στο μέσο επιτόκιο. Δηλαδή, $D_t = I_t + P_t = iB_{t-1} + P_t$. Τότε επίκειται η ακόλουθη σχέση:

$$b_t = -\frac{1+i}{1+\gamma}b_{t-1} + p_t + f_t \quad (1.5)$$

όπου,

b_t : Το συνολικό ύψος του δημοσίου χρέους ως ποσοστό του ΑΕΠ για το έτος t .

b_{t-1} : Το συνολικό ύψος του δημόσιου χρέους ως ποσοστό του ΑΕΠ για το έτος $t - 1$.

P_t : Το άθροισμα του πρωτογενούς ελλείμματος ως ποσοστό του ΑΕΠ.

f_t : Οι προσαρμογές ελλείμματος – χρέους ως ποσοστό του ΑΕΠ.

Αν ο ρυθμός αύξησης γ του ΑΕΠ είναι ταχύτερος από το επιτόκιο i , τότε το χρέος ως ποσοστό του ΑΕΠ θα έχει πτωτική τάση, δηλαδή θα ισχύει $\frac{1+i}{1+\gamma} < 1$. Επίσης θα ισχύει:

$$\Delta b_t = b_t - b_{t-1} = \frac{1-\gamma}{1+\gamma}b_{t-1} + p_t + f_t \quad (1.6)$$

και για να παραμένει το χρέος σταθερό, προκύπτει η σχέση που συνδέει το πρωτογενές έλλειμα που χρειάζεται για να υπάρχει σταθερότητα:

$$P_t = \frac{\gamma-i}{1+\gamma}b_{t-1} - f_t \quad (1.7)$$

Αν οι προσαρμογές ελλείμματος-χρέους (ΠΕΧ) είναι $f_i = 0$ και ταυτόχρονα $i > \gamma$ δηλαδή το μέσο επιτόκιο είναι μεγαλύτερο του ρυθμού αύξησης του ΑΕΠ, τότε το πρωτογενές πλεόνασμα είναι απαραίτητο για να παραμείνει το χρέος σταθερό ως ποσοστό του ΑΕΠ χωρίς έχει αυξητική τάση.

1.6 Το βάρος του δημοσίου χρέους

Ο δανεισμός χρημάτων μιας χώρας από άλλες χώρες έχει ως αποτέλεσμα τη δημιουργία εξωτερικού χρέους. Όταν μια χώρα καταφεύγει σε δανεισμό, πρέπει να καταβάλει τόκους για το εν λόγω χρέος. Η πληρωμή αυτή πραγματοποιείται σε νόμισμα ακόμα και σε χρυσό. Εάν το συνάλλαγμα δεν είναι επαρκές, θα υποχρεωθεί να εξάγει τα προϊόντα του στο δανειστή. Για να υφίσταται η εξαγωγή, θα πρέπει να υπάρχει πλεόνασμα των εξαγόμενων προϊόντων και μείωση στην εγχώρια κατανάλωση. Έτσι, το εξωτερικό χρέος μειώνει τις δυνατότητες κατανάλωσης καθώς συνεπάγεται μια καθαρή αφαίρεση από τους πόρους που διατίθενται στους ανθρώπους του οφειλέτη για να καλύψουν τις τρέχουσες ανάγκες κατανάλωσης. Στη δεκαετία του 1990, πολλές αναπτυσσόμενες χώρες όπως η Πολωνία, η Βραζιλία και το Μεξικό αντιμετώπισαν σοβαρές οικονομικές δυσκολίες μετά από μεγάλο εξωτερικό χρέος. Οι δύσκολες αυτές οικονομικές καταστάσεις ανάγκασαν τις κυβερνήσεις των χωρών αυτών να περιορίσουν την εγχώρια κατανάλωση ώστε να μπορούν να δημιουργήσουν πλεόνασμα εξαγωγών προκειμένου να εξυπηρετήσουν τα εξωτερικά τους χρέη και εξοφλώντας τους τόκους προηγούμενων δανείων τους.

Το βάρος του δημόσιου χρέους (*Burden of National Debt*) είναι ένα από τα ζητήματα που διαχρονικά έχουν απασχολήσει τους οικονομολόγους. Όπως έχει αναφέρει και ο Βαβούρας (1993), το πρόβλημα ουσιαστικά συνίσταται στο κατά πόσο το βάρος του δημόσιου δανεισμού επιβαρύνεται η παρούσα γενιά δηλαδή η γενιά της περιόδου σύναψης του δανείου ή αν το βάρος αυτό παραμένει και στις μελλοντικές γενιές, οι οποίες θα κληθούν να καταβάλουν μεγαλύτερη φορολογία για την αποπληρωμή του.

Για τον Adam Smith (1937), οι κάτοχοι των κρατικών ομολογιών δεν υφίστανται κάποιο βάρος εφόσον αγοράζουν με τη θέλησή τους κρατικούς τίτλους και μάλιστα αποκτώντας κέρδη από την κατοχή τους. Συνεπώς, το βάρος του δημοσίου χρέους μεταβιβάζεται στις επόμενες γενιές οι οποίες θα χρειαστεί να καταβάλλουν τους τόκους και τα χρεολύσια για την εξυπηρέτηση και την εξόφληση του παλαιότερου δανεισμού.

Σύμφωνα με τον David Ricardo (1951) ανάμεσα στο δημόσιο χρέος και την φορολογία δεν υπάρχει κάποια διαφορά. Ο David Ricardo (1951) ισχυρίστηκε πως ο δημόσιος δανεισμός οδηγεί στο μέλλον σε υψηλότερη φορολογική επιβάρυνση καθώς επίσης και το γεγονός ότι η παρούσα αξία της χρηματοδότησης των κρατικών δαπανών μέσω της υψηλότερης μελλοντικής φορολογίας είναι ίση με την παρούσα αξία της φορολόγησης σήμερα. Άρα, μια αύξηση των

δημοσίων δαπανών είτε γίνει μέσω κρατικού δανεισμού είτε γίνει μέσω αύξησης της τρέχουσας φορολογίας θα έχει το ίδιο αποτέλεσμα στην κατανάλωση και στη συνολική ζήτηση. Έτσι το χρέος δεν μεταβιβάζεται στις μελλοντικές γενιές, αλλά το φέρει η παρούσα γενεά. Οι συνθήκες οι οποίες είναι αναγκαίες ώστε να ισχύει το θεώρημα ισοδυναμίας του Ricardo (1951) έχουν συνοψιστεί από τον Buchanan (1958).

Ο Buchanan (1958) ισχυρίστηκε πως αν ένα κράτος για να χρηματοδοτηθεί επιλέξει το δημόσιο δανεισμό αντί για την φορολογία, τότε η φορολογία αναβάλλεται για το μέλλον. Ο ίδιος θεώρησε ότι οι πολίτες διαθέτουν δύο ρόλους. Αρχικά, ως κάτοχοι κρατικών ομολόγων, επενδύουν με τη θέλησή τους τα χρήματά τους σε κρατικές ομολογίες. Μια μείωση της τρέχουσας κατανάλωσής τους αντισταθμίζεται από μια αύξηση της μελλοντικής τους κατανάλωσης, οπότε δεν υφίστανται κάποιο βάρος. Ενώ ως φορολογούμενοι της μελλοντικής γενιάς φέρουν το βάρος του δημόσιου δανεισμού, αφού για να εξοφλήσουν την μελλοντική φορολογία θα είναι υποχρεωμένοι να μειώσουν την κατανάλωσή τους. Άρα, το βάρος του χρέους μεταβιβάζεται σε μελλοντικές γενιές. Ακόμα στην ανάλυσή του υποστηρίζει ότι: Η οικονομία βρίσκεται σε μια συνεχή κατάσταση πλήρους απασχόλησης επομένως το δημόσιο χρέος δεν χρησιμοποιείται ως μέσο αντιμετώπισης του πληθωρισμού αλλά ως μέσο μεταβίβασης πόρων από τον ιδιωτικό στον δημόσιο τομέα. Επίσης ο δημόσιος τομέας χρησιμοποιεί αυτούς τους πόρους με όποιο τρόπο επιθυμεί, και τέλος τα κεφάλαια τα οποία χρησιμοποιούν οι αγοραστές των ομολόγων αποσύρονται εξ ολοκλήρου από τη δημιουργία ιδιωτικού κεφαλαίου.

Ο Franco Modigliani (1961) υποστήριξε επίσης ότι το «περισσότερο» βάρος του δημόσιου χρέους μεταβιβάζεται στις μελλοντικές γενιές. Στην ανάλυσή του υποστηρίζει ότι μια αύξηση του πραγματικού δημοσίου χρέους είναι ωφέλιμο για τα άτομα στα οποία γίνεται η αύξηση δεδομένου ότι το κράτος αγοράζει αγαθά και υπηρεσίες. Η αύξηση αυτή του δημοσίου χρέους δημιουργεί ένα «ακαθάριστο βάρος» στα άτομα που ζούνε μετά από εκείνη την περίοδο μέσω της μείωσης του συνολικού αποθέματος του ιδιωτικού κεφαλαίου.

Ο Barro (1974) διατύπωσε την άποψη ότι οι οικογένειες κατανοώντας την πολιτική του κράτους να χρηματοδοτήσει τις δημόσιες δαπάνες μέσω δανεισμού, θα προσφέρουν στα νεότερα μέλη τους μεγαλύτερη επιδότηση, τέτοιο ώστε να αντισταθμίσουν τις μελλοντικές πληρωμές φόρων. Στην ουσία ο Barro (1974) επανέφερε στο προσκήνιο τη θεωρία του Ricardo (1951) υποστηρίζοντας την άποψη ότι οι επιλογές του κράτους για χρηματοδότηση των δαπανών του είτε μέσω φορολογίας είτε μέσω δανεισμού είναι ισοδύναμες. Η ονομασία «Θεώρημα της Ρικαρδιανής Ισοδυναμίας» προήλθε από τον Buchanan (1976) ο οποίος παρατήρησε την ομοιότητα των θέσεων του Barro (1974) με τις θεωρίες που είχε διατυπώσει προγενέστερα ο Ricardo (1951).

Οι Brennan και Buchanan (1987) συνόψισαν τις αναγκαίες προϋποθέσεις προκειμένου να ισχύει το «Θεώρημα της Ρικαρδιανής Ισοδυναμίας», οι οποίες είναι οι εξής:

- Το ύψος των δημόσιων δαπανών της αρχικής περιόδου είναι ανεξάρτητο του τρόπου χρηματοδότησής του, δηλαδή είναι αδιάφορο αν αυτό χρηματοδοτείται με φορολογία ή με δανεισμό
- Οι τόκοι και τα χρεολύσια που έχουν διαμορφωθεί κατά την αρχική περίοδο θα πληρωθούν μέσω των εσόδων από τη φορολογία των επόμενων περιόδων.
- Οι αγορές κεφαλαίων είναι τέλειες και το επιτόκιο με το οποίο τα άτομα μπορούν να δανείσουν και να δανειστούν είναι ίδιο με το αντίστοιχο επιτόκιο που ισχύει για το κράτος.
- Υπάρχει βεβαιότητα από την πλευρά των ατόμων σχετικά με τις προοπτικές δημιουργίας του μελλοντικού τους εισοδήματος.
- Τα άτομα ως σημερινοί αλλά και μελλοντικοί φορολογούμενοι συμπεριφέρονται σα να έχουν άπειρο χρονικό ορίζοντα προγραμματισμού.
- Τα άτομα προβλέπουν ακριβώς τις μελλοντικές φορολογικές υποχρεώσεις που θα διαμορφωθούν από την αύξηση του δημόσιου χρέους.
- Όλοι οι φόροι είναι κεφαλικοί και ανεξάρτητοι του ύψους του εισοδήματος, δηλαδή είναι ανεξάρτητοι και ουδέτεροι.

Όσον αφορά το βάρος του δημόσιου δανεισμού παρατηρείται ότι έχουν διατυπωθεί διάφορες θεωρίες. Το ερώτημα είναι αρκετά περίπλοκο και υπεισέρχονται σε αυτό αρκετοί παράγοντες. Σημαντικό ρόλο στην απάντηση παίζει ο ορισμός του βάρους του χρέους, δηλαδή αν θα εξετάσουμε τη δια βίου κατανάλωση μιας γενιάς ατόμων της ίδιας περίπου ηλικίας ή την κατανάλωση όλων των ατόμων της κοινωνίας σε μια δεδομένη χρονική στιγμή. Όπως αναφέρουν και οι οικονομολόγοι, η επικρατέστερη αντίληψη λόγω των αρκετά περιοριστικών υποθέσεων του «*Θεωρήματος της Ρικαρδιανής Ισοδυναμίας*» τείνει προς την άποψη ότι ο δημόσιος δανεισμός προσφέρει σχετικά περιορισμένες προοπτικές ανάπτυξης, λαμβάνοντας όμως υπόψη τις επιπτώσεις που μπορεί να έχει μεταξύ των γενεών.

1.7 Ανακεφαλαίωση

Στο παρόν κεφάλαιο, έγινε μια καταγραφή των ορισμών και των εννοιών του ελλείμματος και του χρέους. Σαν όρος το έλλειμα αναφέρεται ως το αποτέλεσμα της διαφοράς των δημοσίων εσόδων με των δημόσιες δαπάνες. Ο συνολικός δανεισμός του δημοσίου που αφορά κάποια συγκεκριμένη χρονική στιγμή σχετίζεται με το χρέος. Εκτός από την ανάλυση της έννοιας του ελλείματος έγινε αναφορά στο ΑΕΠ καθώς και μια καταγραφή των μεθόδων που μπορεί να μετρηθεί. Όσον αφορά το χρέος, αναφέρθηκαν οι κατηγορίες διάκρισής του καθώς και μία από τις ευρύτατα χρησιμοποιημένες μακροοικονομικές μεταβλητές που στόχο έχει να μετρήσει την

αξία παραγωγής σε μία χώρα (ΑΕΠ). Γίνεται ανάλυση των τριών προσεγγίσεων και μεθοδολογιών μέτρησης του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος καθώς αναφέρεται και η δυσκολία που υπάρχει όσον αφορά τα μη μετρήσιμα αγαθά στον υπολογισμό του ΑΕΠ. Επίσης, αναλύθηκε η διαχρονική εξέλιξη του δείκτη χρέους προς ΑΕΠ, μέσω της δυναμικής εξίσωσής του. Η συγκεκριμένη ανάλυση αποδεικνύει ότι η μεταβολή του λόγου χρέους / ΑΕΠ εξαρτάται από το πραγματικό επιτόκιο, την πραγματική ανάπτυξη και το ύψος του ελλείμματος/πλεονάσματος. Τέλος, γίνεται μια αναλυτική παρουσίαση των διάφορων απόψεων των οικονομολόγων σχετικά με το βάρος του δημόσιου χρέους, ποιους αφορά η εξόφλησή του, με άλλα λόγια αν το βάρος αυτό κληρονομείται και στις μελλοντικές γενιές, οι οποίες θα κληθούν να καταβάλουν περισσότερους φόρους για την αποπληρωμή του.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

Χρηματιστηριακοί δείκτες

2.1 Εισαγωγή

Τα στοιχεία μιας οικονομίας σε μεγάλες περιόδους είναι φανερό ότι παρουσιάζουν διακυμάνσεις. Το εισόδημα, η παραγωγή προϊόντων και υπηρεσιών κ.α., από έτος σε έτος είτε αυξομειώνονται είτε παραμένουν σταθερά. Αυτές οι μεταβολές ονομάζονται οικονομικοί κύκλοι. Η οικονομία μιας χώρας, περνά διάφορα στάδια κατά την διάρκεια του κύκλου, που ονομάζονται φάσεις του οικονομικού κύκλου, συγκεκριμένα φάσεις ανόδου και καθόδου. Η οικονομική κρίση είναι κομμάτι της φάσης καθόδου του οικονομικού κύκλου (Λιανός 2010). Η φάση καθόδου σημαίνει μείωση της οικονομικής δραστηριότητας δηλαδή τη μείωση του εθνικού προϊόντος και της απασχόλησης, εκτεταμένη ανεργία, έλλειψη επενδύσεων κ.α. Παρ' όλα αυτά, μεταξύ τους αποκλίνουν καθώς διαφέρουν ως προς το μέγεθός τους, τη φύση τους, τη γεωγραφική τους έκταση, αλλά και τη χρονική διάρκεια τους.

Πολλοί διαφορετικοί ορισμοί καθώς επίσης και τα αίτια των οικονομικών κρίσεων, έχουν ειπωθεί από διακεκριμένους επιστήμονες. Χρηματοπιστωτικοί φορείς, τράπεζες αλλά και χρηματιστήρια, είναι εκείνοι οι οργανισμοί που είναι άμεσα συνδεδεμένοι με την οικονομική κρίση συγκεκριμένα όταν η οικονομική δραστηριότητα χαρακτηρίζεται από ύφεση. Πλήθος κρίσεων έχει πλήξει την παγκόσμια οικονομία αλλά με αφορμή εκείνης του 2008, δεν ήταν λίγοι οι επιστήμονες που ανακάλεσαν το κραχ του 1929. Αυτό οφείλεται στο γεγονός διότι αυτές οι δύο περιπτώσεις έχουν κοινά σημεία. Όπως το 1929 έτσι και εκείνης του 2008 υπήρξε πλήγμα στο τραπεζικό σύστημα και πολλοί το θεώρησαν ως έναν από τους λόγους που η οικονομία κατέρρευσε. Όπως είναι φυσικό, ένα χρηματιστήριο παρέχει μια αγορά μέσα στην οποία μπορούν να γίνουν συναλλαγές, διευκολύνοντας έτσι τις σχέσεις και τις επαφές αγοραστή – πωλητή.

Στο παρόν κεφάλαιο αναφέρεται η έννοια του δείκτη στην ευρύτερη Οικονομική επιστήμη ως ένα μέγεθος που χρησιμοποιείται για να αποτυπώσει τη μέση τάση ομοειδών μεγεθών αλλά και τις κατηγορίες στις οποίες διακρίνεται. Πιο συγκεκριμένα γίνεται αναφορά

στους χρηματιστηριακούς δείκτες αλλά και την χρησιμότητά τους ως ένα μέσο μέτρησης αξίας, ενώ παράλληλα γίνεται μια ιστορική αναδρομή στη δημιουργία του πρώτου χρηματιστηριακού δείκτη αλλά και μια παρουσίαση όσον αφορά τον τρόπο υπολογισμού του. Η ενότητα ολοκληρώνεται με τους πιο σημαντικούς δείκτες παγκόσμιων χρηματιστηρίων.

2.2 Η έννοια του δείκτη

Στην Οικονομική Επιστήμη, οι δείκτες χρησιμοποιούνται σε μεγάλη κλίμακα. Όπως ήδη αναφέρθηκε, στόχος τους είναι να πραγματοποιήσουν καταγραφή της μέσης τάσης που ισχύει σε μια ομάδα όμοιων οικονομικών μεγεθών. Τα μεγέθη αυτά μπορεί να είναι ποσότητες (βιομηχανική παραγωγή, αγροτική παραγωγή κλπ.), τιμές (τιμές χονδρικής, τιμές αγαθών, κλπ.) ή ακόμα και αξίες. Έτσι υπάρχουν τρεις κατηγορίες που διακρίνονται οι δείκτες, δείκτες τιμών, δείκτες αξίας και δείκτες ποσοτήτων. Αυτές οι κατηγορίες δεικτών, αφορούν καθαρούς αριθμούς χωρίς να υπάρχει κάποια επιρροή όσον αφορά τις διαφορές στις μονάδες μέτρησης. Με αυτόν τον τρόπο οι συγκρίσεις μεταξύ τιμών, αλλά και μεταξύ ποσοτήτων που ενδεχομένως να έχουν διαφορετική μονάδα μέτρησης, γίνονται χωρίς κανένα πρόβλημα. Άλλο ένα πλεονέκτημα των δεικτών είναι η δυνατότητα που έχουν να δίνουν πληροφορίες σχετικά με την κατεύθυνση του μεγέθους που εξετάζεται. Πολύ συχνά η σύνθεση των δεικτών περιορίζεται σε ένα μοναδικό δείγμα και όχι ολόκληρης της κατηγορίας. Επομένως ισχύει η διάκριση:

- Σταθμικοί Δείκτες (*weighted indexes*)
- Ισοσταθμικοί Δείκτες (*equally weighted indexes*)

Χαρακτηριστικό των σταθμικών δεικτών είναι ότι αποδίδουν μεγαλύτερη βαρύτητα σε ορισμένα στοιχεία σε αντίθεση με άλλα. Αντίθετα, οι ισοσταθμικοί αποδίδουν ίση βαρύτητα σε όλα τα στοιχεία της κατηγορίας. Οι δείκτες επιτρέπουν επίσης την άμεση αντίληψη της κατεύθυνσης και του σχετικού μεγέθους της διαχρονικής μεταβολής. Η κατεύθυνση αυτή μπορεί να δείχνει αύξηση ή αντίστοιχα μείωση της τιμής του δείκτη το οποίο σημαίνει αυξητική ή αντίστοιχα μειωτική μέση τάση.

Στις τιμές των μετοχών αναφέρονται οι Γενικοί δείκτες Τιμών του Χρηματιστηρίου απεικονίζοντας έτσι τη μέση τάση εκείνων των τιμών. Επιπροσθέτως, οι δείκτες αποτελούν ένα μέτρο σύγκρισης που είναι χρήσιμο για τις επενδύσεις. Οι (Γενικοί) δείκτες Τιμών του Χρηματιστηρίου τις περισσότερες φορές είναι σταθμικοί δείκτες και η στάθμιση βασίζεται στην αξία των μετοχών, δηλαδή ένα σύνολο δεικτών όπου ο καθένας από αυτούς αντιστοιχεί

σε μια κατηγορία μετοχών. Τέτοιοι δείκτες είναι οι δείκτες μεγάλης κεφαλαιοποίησης, μικρής κεφαλαιοποίησης, κ.α..

2.3 Η δημιουργία του πρώτου χρηματιστηριακού δείκτη

Ο πρώτος χρηματιστηριακός δείκτης ήταν δημιούργημα του Charles Dow, ο οποίος εγκαινιάστηκε άτύπως με το όνομα Dow Jones στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης στις 3 Ιουλίου του 1884. Δημιούργησε αυτό τον δείκτη με σκοπό να απεικονίσει τη γενικότερη κατεύθυνση της αγοράς υπολογίζοντας τον μέσο όρο 11 μετοχών για τις οποίες πίστευε ότι θα ήταν οι καταλληλότερες ώστε να περιγράψουν την πορεία της αμερικάνικης οικονομίας, και υπολόγισε το μέσο όρο των τιμών τους. Ο υπολογισμός του μέσου όρου σε καθημερινή βάση τον βοηθούσε ώστε να εξάγει συμπεράσματα για την πορεία της αγοράς πολύ πιο αντικειμενικά από ότι αν παρακολουθούσε την κίνηση μίας μόνο μετοχής. Από το σύνολο των μετοχών εκείνου του δείκτη η General Electric είναι η μοναδική που υπάρχει μέχρι και σήμερα. Ο Δείκτης, το 1896 μετονομάζεται σε DJIA (*Dow Jones Industrial Average*) και αποτελείται από μετοχές 12 βιομηχανικών εταιρειών όπου το 1920, ο δείκτης περιέλαβε 20 μετοχές ενώ οκτώ χρόνια αργότερα περιλάμβανε 30, τόσες στον αριθμό όσες έχει και σήμερα.

Ο Dow θεωρούσε ότι η γραφική τεχνική ανάλυση είναι ο καταλληλότερος τρόπος για την κίνηση των δεικτών. Το ίδιο σημαντική θεωρούσε και τη στατιστική ανάλυση των θεμελιωδών μεγεθών. Ο Dow θεώρησε επίσης ότι υπάρχουν τρεις τάσεις στην κίνηση των τιμών των μετοχών: εκείνη που διαρκεί 4 χρόνια (μακροχρόνια διάρκεια), εκείνη που έχει διάρκεια τουλάχιστον δύο έως τέσσερις εβδομάδες (μεσοπρόθεσμη διάρκεια) και εκείνη που έχει διάρκεια μια ή δυο ημέρες (βραχυχρόνια διάρκεια). Σύμφωνα με τη θεωρία του εάν η μέση απόδοση ενός δείκτη είναι υψηλότερη από ένα προηγούμενο επίπεδο τότε η αγορά βρίσκεται σε άνοδο. Όταν συμβαίνει το αντίθετο, αυτό δείχνει ότι η αγορά έχει μια καθοδική τάση. Ακόμα και σήμερα ο δείκτης, αποτελεί αντικείμενο αντιπαράθεσης. Αρκετοί είναι εκείνοι που θεωρούν ότι επειδή ο δείκτης αποτελείται μόνο τριάντα μετοχές, η αντιπροσωπευτικότητά του είναι χαμηλή.

Το έργο του Dow συνέχισαν οι William Peter Hamilton και Robert Rhea οι οποίοι θεμελίωσαν τη θεωρία του. Η θεωρία αυτή, στηρίζεται στις παρακάτω υποθέσεις και θεωρήματα του Schanner (2012):

- Σε μια αγορά κυριαρχούν οι εξής κινήσεις, η πρωταρχική, η δευτερεύουσα και βραχυπρόθεσμη (μη σημαντική). Η πιο σημαντική είναι η πρωταρχική κίνηση, διαρκεί μήνες έως και χρόνια και δείχνει την κατεύθυνση μιας αγοράς (ανοδική – καθοδική). Ένα γράφημα το οποίο καλύπτει ένα μεγάλο χρονικό διάστημα είναι αρκετό ώστε να αντιληφθεί κανείς αν η αγορά έχει αυξητική ή καθοδική τάση. Όταν κατά τη διάρκεια μιας

ανοδικής πρωταρχικής τάσης υπάρξει σημαντική υποχώρηση (ή αύξηση) των τιμών ισχύει η δευτερεύουσα κίνηση. Η διάρκεια της υποχώρησης (ή η αύξηση) των τιμών σε μια δευτερεύουσα κίνηση μπορεί να είναι από μερικές εβδομάδες έως και αρκετούς μήνες. Κινήσεις (ανοδικές ή καθοδικές) μετοχών που συνοδεύονται από χαμηλά επίπεδα όγκου συναλλαγών δεν είναι τόσο σημαντικές όσο άλλες που συνοδεύονται από υψηλά επίπεδα όγκου. Με τον όρο βραχυπρόθεσμη κίνηση εννοούμε κίνηση της μετοχής (ή αγοράς) μικρής χρονικής διάρκειας. Για τους επενδυτές με μακροχρόνιο ορίζοντα, οι βραχυπρόθεσμες κινήσεις είναι πολύ μικρής σημασίας αντιθέτως είναι σημαντικές γι' αυτούς που αγοράζουν και πουλάνε μετοχές καθημερινά.

- Η πρωταρχική κίνηση της αγοράς δεν μπορεί να κατευθυνθεί. Η πολυπλοκότητά της παρεμποδίζει τους ανθρώπους ώστε να την κατευθύνουν.
- Οι δείκτες φανερώνουν αρκετά πράγματα. Οι μετοχές περιέχουν διακυμάνσεις στις τιμές τους, οι οποίες καθημερινά αποκαλύπτουν τις προσδοκίες, τις φοβίες, τις αποθαρρύνσεις και τις γνώσεις των επενδυτών. Όλοι αυτοί οι παράγοντες συνθέτουν έναν δείκτη.
- Η θεωρία Dow δεν είναι απόλυτα αξιόπιστη. Θεωρίες που υποστηρίζουν την πρόβλεψη μετοχών είναι ανακριβείς και εσφαλμένες. Σε κάθε αγοραπωλησία μετοχών η μια πλευρά είναι η σωστή και η άλλη λανθασμένη. Αυτοί που προσαρμόζονται και διορθώνουν τα λάθη τους έχουν τη μεγαλύτερη πιθανότητα να κερδίσουν. Για παράδειγμα, στον κλάδο της μετεωρολογίας είναι αδύνατο να σχηματιστεί πρόβλεψη για τον καιρό, όσο ικανός και εξελιγμένος είναι ο εξοπλισμός, όσα και αν είναι τα ιστορικά δεδομένα.

Από τα παραπάνω μπορεί κανείς να αναλογιστεί τη δυσκολία που υπάρχει όσον αφορά την πρόβλεψη των τιμών των μετοχών, εφόσον πέρα των δεδομένων και των παρατηρήσεων που υφίστανται, στη διαμόρφωση της πρόβλεψης συμμετέχει και η ανθρώπινη κρίση.

2.4 Χρηματιστηριακός δείκτης

Όπως είναι γνωστό, για να δημιουργηθεί μια αξιόλογη επιχείρηση απαιτούνται μεγάλα κεφάλαια. Απαραίτητα είναι τα κεφάλαια ακόμα και για τις επιχειρήσεις οι οποίες βρίσκονται ήδη σε λειτουργία με αποτέλεσμα να επεκτείνουν τις δράσεις τους ή να ανανεώσουν τον εξοπλισμό και τις εγκαταστάσεις τους. Έτσι, οι επιχειρηματίες προσφεύγουν στον τραπεζικό δανεισμό, που τις περισσότερες περιπτώσεις είναι βραχυπρόθεσμος και πολυδάπανος (τόκοι, διάφορες εγγυήσεις που ζητούν οι τράπεζες, κτλ.) ή στο χρηματιστήριο. Αυτό συντελείται με την απόκτηση μετοχών στο ευρύ επενδυτικό κοινό, πετυχαίνοντας τη ζητούμενη χρηματοδότηση. Οι μετοχές μπορεί να είναι κοινές ή προνομιούχες. Οι προνομιούχες μετοχές προηγούνται των κοινών και οι κάτοχοι των πρώτων έχουν προτεραιότητα στον καταμερισμό των κερδών αλλά και των περιουσιακών στοιχείων μιας εταιρείας, όμως δεν έχουν το δικαίωμα

ψήφου όπως έχουν οι κάτοχοι των κοινών μετοχών. Η αγορά μετοχών μιας εταιρείας, προαναγγέλλει την απόδοση εσόδων αρχικά από την αύξηση τη τιμής της μετοχής αλλά και από τη διανομή των κερδών της εταιρείας (μέρισμα). Όσον αφορά το ρίσκο και την ανταμοιβή μιας επένδυσης σε μετοχές αυτά σχετίζονται με το μέγεθος των εταιρειών στις οποίες πραγματοποιείται η επένδυση.

Ο σχηματισμός των χρηματιστηριακών αγορών εξανάγκαζε την καθιέρωση κάποιων μέτρων τα οποία θα είναι σε θέση να υπολογίζουν τις γενικές τάσεις ολόκληρης της αγοράς. Αυτά τα μέτρα ονομάστηκαν χρηματιστηριακοί δείκτες και έχουν το πλεονέκτημα να μπορούν να αντανακλούν όσο το δυνατόν καλύτερα τη γενική συμπεριφορά της αγοράς. Σε μια χρηματιστηριακή αγορά, αντί να παρακολουθούνται οι μεταβολές μιας οντότητας μετοχών παρακολουθείται η μεταβολή ενός χαρακτηριστικού – αντιπροσωπευτικού δείγματος. Ένας χρηματιστηριακός δείκτης δεν είναι τίποτε άλλο παρά ένα “καλάθι” επιλεγμένων μετοχών από το σύνολο των εταιρειών που έχουν εισαχθεί στη χρηματιστηριακή αγορά με σκοπό την καταγραφή των τάσεων των μετοχών. Καθώς οι μετοχές που αποτελούν το δείκτη προοδεύουν, οι ανοδικές τάσεις αντικατοπτρίζονται στο δείκτη. Στη διαδικασία κατασκευής χρηματιστηριακών δεικτών λαμβάνονται υπ’ οψιν τα παρακάτω χαρακτηριστικά (Βούλγαρη – Παπαγεωργίου 2002) :

- **Το μέγεθος:** Όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός των μετοχών που περιλαμβάνονται σε ένα δείκτη, τόσο πιο αντιπροσωπευτικός είναι.
- **Το είδος των μετοχών:** Ένας δείκτης για να είναι αντιπροσωπευτικός, θα πρέπει να περιέχει μετοχές από διαφορετικούς κλάδους, ώστε να μην επηρεάζεται από τις μεταβολές ενός μοναδικού κλάδου. Οι μετοχές πρέπει να είναι υψηλής ποιότητας και να έχουν ικανοποιητική διασπορά. Μετοχές με μικρή διασπορά δεν ενδείκνυται, γιατί η τιμή τους συναρτάται από λίγους μετόχους και όχι από την προσφορά και τη ζήτηση στη χρηματιστηριακή αγορά.
- **Η στάθμιση:** Η στάθμιση είναι κατάλληλη ώστε κάθε μετοχή να συμμετέχει στο δείκτη ανάλογα με τη συμμετοχή της και τη σημαντικότητά της στη χρηματιστηριακή αγορά. Συνήθως η στάθμιση γίνεται με κριτήριο την αξία του κάθε στοιχείου.

Όταν η τιμή ενός δείκτη προκύπτει από την συνδυασμένη επίδραση των τιμών των μετοχών, είναι σημαντικό να καθοριστεί η στάθμιση κάθε μετοχής που περιλαμβάνεται στο δείκτη. Μια μέθοδος που ακολουθείται για την προσέγγιση της στάθμισης είναι η Χρηματιστηριακές Αξίες. Σε αυτήν την περίπτωση η τιμή της μετοχής σταθμίζεται με βάση τη χρηματιστηριακή

(αγοραία) αξία της εταιρίας ως προς τη συνολική αξία όλων των εταιριών που σχηματίζουν τον δείκτη.

Η πλειοψηφία των χρηματιστηριακών δεικτών είναι αριθμητικοί μέσοι σταθμισμένοι ή όχι. Αυθαίρετα πολλαπλασιάζονται με το 100 ώστε να μετατρέπονται σε ποσοστό επί τοις εκατό για να γίνονται πιο εύκολα οι συγκρίσεις. Όλοι οι δείκτες, σύμφωνα με τη Βούλγαρη – Παπαγεωργίου (2002) αντιμετωπίζουν προβλήματα για να καταφέρουν να διαφυλάξουν την αξιοπιστία τους στην αγορά του χρηματιστηρίου. Έτσι, υπάρχει το ενδεχόμενο κάποια μετοχή ή πλήθος μετοχών που συνθέτουν έναν δείκτη να χρειαστεί να αντικατασταθούν. Μετοχές οι οποίες σταμάτησαν να υφίστανται στο Χρηματιστήριο ή συγχωνεύτηκαν με κάποια άλλη πρέπει να αντικαθίστανται. Η αύξηση επιπλέον του μεγέθους μετοχών ώστε να συμπεριλάβουν νέες μετοχές που εισήλθαν στο Χρηματιστήριο αλλά και η προσαρμογή τους στις τιμές των δεικτών αποτελούν σημαντικά προβλήματα. Όσον αφορά την προσαρμογή των τιμών, οι δείκτες τιμών του Χρηματιστηρίου είναι σταθμισμένοι και σχηματίζονται με βάση τον στατιστικό τύπο:

$$P_1 = \frac{\sum_{i=1}^n X_i \cdot S_i \cdot W_i}{D} \cdot P_0 \quad (2.1)$$

όπου,

P_1 : η τρέχουσα τιμή του δείκτη.

P_0 : η τιμή του δείκτη κατά την ημερομηνία βάσης. Όταν η τιμή αναφέρεται στον γενικό δείκτη η τιμή αυτή ισούται με 100.

X_i : αφορά τη τελευταία τιμή συναλλαγής μιας μετοχής που συμμετέχει στην σύνθεση του δείκτη.

S_i : ο συνολικός αριθμός μετοχών.

W_i : ο συντελεστής στάθμισης του συνολικού αριθμού μετοχών. Λαμβάνει τιμές από 0% έως 100%. Ο συντελεστής στάθμισης συνδέεται με το ποσοστό ευρείας διασποράς των μετοχών, δηλαδή το ποσοστό των μετοχών που βρίσκονται στο ευρύ επενδυτικό κοινό και δεν χρησιμοποιείται από τους ιδιοκτήτες επιχείρησης.

D : η βάση του δείκτη αντιπροσωπεύει το σύνολο της χρηματιστηριακής αξίας των μετοχών που συμμετείχαν στην σύνθεση του δείκτη κατά ημερομηνία βάσης.

Η προσαρμογή της βάσης γίνεται με κάθε μεταβολή στο μετοχικό κεφάλαιο των εταιριών που συμμετέχουν στην τρέχουσα σύνθεση του δείκτη ώστε να μην υπάρξει τροποποίηση στην τιμή του.

Οι σταθμισμένοι δείκτες απαιτούν προσαρμογή όταν μια εταιρία πάψει να υπάρχει, πολλαπλασιάζει το μετοχικό της κεφάλαιο ή όταν προστεθούν στο δείκτη νέες εταιρίες. Ο μετασχηματισμένος καινούργιος δείκτης για να θεωρηθεί συνέχεια του προηγούμενου, σύμφωνα με την σχέση (2.1) αυξάνεται ή μειώνεται η αξία του αριθμητή και δημιουργείται ένας νέος παρονομαστής (Γκλεζάκος 2008). Σχετικά με τους δείκτες, υπάρχουν διάφορες κατηγορίες στις οποίες ταξινομούνται, ανάλογα με τις μετοχές που περιέχουν και τον τρόπο με τον οποίο υπολογίζονται οι τιμές τους.

Βάση του πρώτου κριτηρίου ταξινομούνται σε:

Κλαδικοί δείκτες

Κλαδικοί είναι οι δείκτες που εκφράζουν τη συμπεριφορά και τις μεταβολές των τιμών των μετοχών που γίνονται αντικείμενο διαπραγμάτευσης σε συγκεκριμένη αγορά ή ακόμα και εταιριών που έχουν κάποιο κοινό γνώρισμα. Για παράδειγμα μετοχές που ανήκουν στον κλάδο της πληροφορικής.

Γενικοί δείκτες

Οι γενικοί δείκτες αναφέρονται στο σύνολο των εισηγμένων εταιρειών μιας χρηματιστηριακής αγοράς, και αντιπροσωπεύουν το σύνολο της, όπως για παράδειγμα ο Γενικός Δείκτης του Χ.Α.Α..

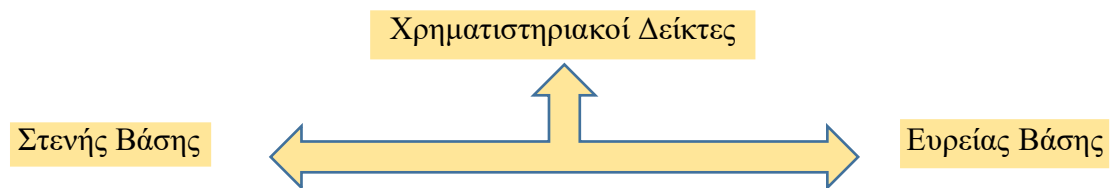
Ειδικοί δείκτες

Εκφράζουν το επίπεδο τιμών και τις τάσεις των επιχειρήσεων που κατατάσσονται σε ομάδες με βάση διάφορα κριτήρια, όπως για παράδειγμα το μέγεθος των επιχειρήσεων, ή την επικινδυνότητα των επιχειρήσεων στις οποίες αναφέρονται.

Βάση του δεύτερου κριτηρίου οι ειδικοί δείκτες διακρίνονται σε:

- Δείκτες σταθμισμένοι με την αξία των μετοχών που συμμετέχουν σε αυτούς.
- Δείκτες οι οποίοι υπολογίζονται ως απλοί αριθμητικοί μέσοι των τιμών των μετοχών που μετέχουν σε αυτούς
- Δείκτες που σταθμίζονται με βάση τις τιμές των μετοχών που μετέχουν σε αυτούς.

Οι χρηματιστηριακοί δείκτες ανεξαρτήτως του τρόπου υπολογισμού τους αλλά με βάση την σύστασή τους διακρίνονται σε δείκτες Στενής Βάσης και σε δείκτες Ευρείας Βάσης. Δείκτες στους οποίους ο αριθμός των εταιριών που περιέχουν είναι μικρός κατατάσσονται στους δείκτες Στενής Βάσης (π.χ. IBEX35). Αντιθέτως εκείνοι οι δείκτες που έχουν στην κατοχή τους μεγάλο αριθμό εταιριών κατηγοριοποιούνται στους δείκτες Ευρείας Βάσης.



Οι χρηματιστηριακοί δείκτες δίνουν την δυνατότητα σε όσους έχουν σχέση και ασχολούνται ενεργά με το χρηματιστήριο και τις επενδύσεις, να κατανοούν ξεκάθαρα τις μεταβολές της αγοράς. Η αξία των χαρτοφυλακίων των επενδυτών επηρεάζεται ανάλογα με την κατεύθυνση της αγοράς και πως εκείνη κινείται (ανοδικά – καθοδικά). Σημαντικό επίσης πλεονέκτημα των δεικτών είναι ότι επιτρέπουν την μελέτη βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων τάσεων της αγοράς.

2.5 Υπολογισμός χρηματιστηριακών δεικτών

Ο υπολογισμός ενός δείκτη γίνεται χρησιμοποιώντας ορισμένους μαθηματικούς τύπους. Όμως, ένας δείκτης μπορεί να βασιστεί είτε στις τιμές των μετοχών (απλός δείκτης) είτε στον συνδυασμό των τιμών και αριθμών των εισηγμένων μετοχών (σύνθετος δείκτης).

Ο απλός δείκτης, δηλαδή ο αριθμητικός μέσος μιας σειράς μετοχών, εμπεριέχει το άθροισμα των τιμών των μετοχών P_i διαιρεμένο με το πλήθος των μετοχών N . Για μια χρονική στιγμή t ο αλγεβρικός τύπος είναι ο εξής:

$$\Delta_t = \frac{\sum_{i=1}^N P_{it}}{N} \Delta_0 \quad (2.2)$$

όπου,

Δ_t : Η τιμή του δείκτη τη χρονική στιγμή περίοδο t.

Δ_0 : Η τιμή του δείκτη τη χρονική περίοδο βάσης, που ορίζουμε με 0.

P_{it} : Η τιμή της i μετοχής τη χρονική περίοδο t.

N : Ο αριθμός των μετοχών.

Ο παρονομαστής N μεταβάλλεται συχνά καθώς εισάγονται νέες μετοχές ή αντίστοιχα παύουν να υπάρχουν ή ακόμη και διάσπαση αυτών. Έτσι η προσαρμογή του διαιρέτη γίνεται ως εξής:

$$\text{Νέος διαιρέτης} = \frac{\text{Νεο σύνολο μετοχών}}{\text{Παλαιό σύνολο τιμών μετοχών}} \text{ Παλαιός διαιρέτης}$$

Ωστόσο, υπάρχει ενδεχόμενο μια εταιρία να έχει εκδώσει έναν αρκετά μεγάλο αριθμό μετοχών. Για την αντιμετώπιση μιας τέτοιας περίπτωσης συνίσταται η χρήση των σύνθετων δεικτών. Οι σύνθετοι δείκτες λαμβάνουν υπ' όψιν ταυτόχρονα τόσο την τιμή της μετοχής όσο και τον αριθμό των μετοχών (τεμάχια) που βρίσκονται σε κυκλοφορία. Το γινόμενο της τιμής της μετοχής επί τον αριθμό των μετοχών (τεμαχίων) ορίζεται ως η χρηματιστηριακή αξία της εταιρίας. Ο δείκτης ο οποίος κατασκευάζεται με βάση τη χρηματιστηριακή αξία ενός συνόλου μετοχών είναι ένας σύνθετος δείκτης και υπολογίζεται από την ακόλουθη μαθηματική σχέση:

$$\Delta_t = \frac{\sum_{i=1}^n P_{it} N_{it}}{\sum_{i=1}^n P_{i0} N_{i0}} \Delta_0 \quad (2.3)$$

όπου,

Δ_t : Η τιμή του δείκτη τη χρονική στιγμή περίοδο t.

Δ_0 : Η τιμή του δείκτη τη χρονική περίοδο βάσης, την οποία ορίζουμε με 0.

P_{it} : Η τιμή της i μετοχής τη χρονική περίοδο t.

P_{i0} : Η τιμή της i μετοχής την χρονική περίοδο βάσης.

N_{it} : Ο αριθμός (τεμάχια) της i εισηγμένης μετοχής την χρονική περίοδο t .

N_{i0} : Ο αριθμός (τεμάχια) της i εισηγμένης μετοχής την χρονική περίοδο βάσης.

Κατά τον υπολογισμό του σύνθετου δείκτη αντιμετωπίζεται η δυσκολία των μετοχών με υψηλότερη τιμή οι οποίες έχουν και μεγαλύτερη ισχύ σε σχέση με τις μετοχές με τη χαμηλότερη τιμή όπως παρουσιάζονταν στο απλό δείκτη. Πρέπει να σημειωθεί ότι και οι δύο προαναφερθείσες περιπτώσεις αφορούν στην κατάρτιση αριθμητικών μέσων που μπορούν να δώσουν μια ικανοποιητική εικόνα της αγοράς στην περίπτωση που οι τιμές των μετοχών δεν απέχουν σημαντικά μεταξύ τους. Όταν μεταξύ τους αποκλίνουν αρκετά, συνιστάται η χρησιμοποίηση κάποιου γεωμετρικού μέσου που ορίζεται ως εξής:

$$GM = \sqrt[n]{P_1 \cdot P_2 \cdot \dots \cdot P_n} \quad (2.4)$$

όπου P_1, P_2, \dots, P_n είναι οι τιμές των τιμών n μετοχών του δείκτη.

Όταν χρησιμοποιούμε το γεωμετρικό μέσο για την κατασκευή ενός δείκτη η παραπάνω σχέση (2.4) παίρνει την ακόλουθη μορφή:

$$GM = \frac{\sqrt[n]{P_1 \cdot P_2 \cdot \dots \cdot P_n}}{d} \quad (2.5)$$

όπου d είναι ο διαιρέτης που επιτρέπει τις μετατροπές πιθανών μεταβολών από εισαγωγή ή έξοδο μετοχών, splits μετοχών κ.α..

Σε σύγκριση με τον αριθμητικό μέσο ο γεωμετρικός παρουσιάζει τα εξής χαρακτηριστικά:

- Είναι πάντα μικρότερος από τον αντίστοιχο αριθμητικό μέσο. Όσο μεγαλύτερη είναι η διασπορά των τιμών των μετοχών τόσο μικρότερος εμφανίζεται ο γεωμετρικός μέσος.
- Είναι πιο ευαίσθητος σε ακραίες μεταβολές των στοιχείων του.
- Ίδιες ποσοστιαίες μεταβολές στις τιμές μίας " ακριβής " και μίας " φθηνής " μετοχής έχουν την ίδια επιρροή στο μέσο όρο. Έτσι ο γεωμετρικός μέσος αναφέρεται και ως δείκτης με ίσους σταθμικούς συντελεστές.
- Ο γεωμετρικός μέσος αντιπροσωπεύει με μεγαλύτερη ακρίβεια τις μεταβολές του παρελθόντος, ενώ ο αριθμητικός μέσος αποδίδει καλύτερη εκτίμηση της προσδοκώμενης χρηματιστηριακής απόδοσης για μια μελλοντική χρονική περίοδο.

Κάθε αγορά είναι διαφορετική και θα πρέπει να εξετάζεται ξεχωριστά και ανάλογα με τα χαρακτηριστικά της να επιλέγεται εκείνος ο τρόπος υπολογισμού ο οποίος θα την αναπαριστά καλύτερα. Πρέπει ωστόσο να αναφερθεί ότι στην πράξη η πλειονότητα των δεικτών που χρησιμοποιούνται είναι σύνθετοι – σταθμικοί αριθμητικοί μέσοι.

2.6 Παράγοντες που επηρεάζουν την πορεία του Χρηματιστηρίου

Οι χρηματιστηριακές αγορές μπορεί να είναι ασταθείς αφού υπάρχουν πολλοί παράγοντες που μπορούν να επηρεάσουν την πορεία τους με διαφορετική ένταση κάθε φορά. Κάποιοι μπορεί να έχουν ισχυρή επιρροή στην κίνηση των τιμών των μετοχών στην χρηματιστηριακή αγορά. Αυτοί οι παράγοντες είναι οι εξής:

- Η ίδια η οικονομία. Μια σταθερή χρηματιστηριακή αγορά οδηγεί σε μια υγιή οικονομία και το αντίστροφο μια υγιής οικονομία οδηγεί σε μια σταθερή χρηματιστηριακή αγορά. Όταν το ποσοστό ανεργίας είναι χαμηλό, αυτό δείχνει ότι η οικονομία είναι ισχυρή. Όταν οι άνθρωποι εργάζονται, έχουν χρήματα για να επενδύσουν, αλλά και για να καταναλώσουν.
- Πληθωρισμός. Για τη ζήτηση των χρηματιστηριακών τίτλων το μέγεθος του πληθωρισμού είναι σημαντικό. Όταν ο πληθωρισμός δεν είναι υψηλός, τα κέρδη των επιχειρήσεων μεγαλώνουν, ταυτόχρονα αυξάνονται και τα ποσά των μερισμάτων με αποτέλεσμα οι τίτλοι να είναι πιο ελκυστικοί για τους επενδυτές.
- Η φορολογία. Συγκεκριμένα το κράτος δίνει φορολογικές απαλλαγές στα εισοδήματα των μετοχών με αποτέλεσμα γίνονται ελκυστικότερη η αγορά τους.
- Το επιτόκιο. Όταν το ύψος των επιτοκίων είναι υψηλό οι επενδυτές αναζητούν αγοραπωλησίες μετοχών με υψηλότερο κίνδυνο, ενώ όταν το ύψος των επιτοκίων είναι χαμηλό οι μετοχές γίνονται πιο ελκυστικές.
- Ισοτιμίες των νομισμάτων. Οι μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες των νομισμάτων μπορεί να προκαλέσουν έκχυση ξένων κεφαλαίων ή διαφυγή εγχώριων προς άλλες χώρες.
- Οι φυσικές καταστροφές οι οποίες μπορούν να επηρεάσουν την κατάσταση της οικονομίας και συνεπώς και την αγορά του χρηματιστηρίου.
- Ο παράγοντας δημοσιότητα, όπως για παράδειγμα μια διαφημιστική εκστρατεία για μια εταιρεία ή για τα νέα προϊόντα ή τις υπηρεσίες της.

Επομένως, υπάρχουν αρκετοί παράγοντες αλλά και οικονομικές μεταβλητές που διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στην πορεία μιας χρηματιστηριακής αγοράς. Αυτοί οι παράγοντες μπορεί να επηρεάσουν τις τιμές των μετοχών έμμεσα ή άμεσα και οι επιδράσεις

αυτές συχνά είναι αλληλένδετες. Έτσι θα μπορούσε κάποιος να ισχυριστεί ότι η χρηματιστηριακή αγορά αποτελεί το βαρόμετρο για την οικονομία μιας χώρας.

2.7 Ανακεφαλαίωση

Στο παρόν κεφάλαιο αναλύθηκε η έννοια του δείκτη και πιο συγκεκριμένα ενός χρηματιστηριακού δείκτη. Δείκτης χρηματιστηρίου είναι μια μέτρηση της συνολικής αξίας του χρηματιστηρίου, ή ενός τμήματός του, αποτελώντας έναν σταθμισμένο μέσο όρο, ο οποίος επηρεάζεται περισσότερο από τις πιο ακριβές μετοχές. Συγχρόνως αναφέρεται η σύνθεση του πρώτου δείκτη η οποία οφείλεται στον Charles Dow και περιλαμβάνει ακόμα και σήμερα 30 μετοχές βιομηχανικών εταιριών. Παράλληλα, γίνεται μια παρουσίαση του τρόπου υπολογισμού ενός δείκτη ανάλογα με σύνθεση του, συγκεκριμένα εάν ο δείκτης μπορεί να βασιστεί στις τιμές των μετοχών ή στη χρηματιστηριακή αξία ενός συνόλου μετοχών. Στη συνέχεια, τονίζεται η σπουδαιότητα των χρηματιστηριακών δεικτών καθώς αυτοί αποτελούν ένα από τα πιο διαδεδομένα προϊόντα τα οποία παρέχουν τη δυνατότητα στους επενδυτές να σχηματίζουν μια εικόνα για τις μεταβολές των τιμών της αγοράς. Από την άλλη μεριά, τόσο η αποτελεσματικότητα τους όσο και η αξιοπιστία τους, τους καθιστούν πολύ ευαίσθητους αναφέροντας παράγοντες αλλά και οποιαδήποτε πολιτική, κοινωνική, περιβαλλοντολογική, ή άλλη μεταβολή είναι εφικτή ώστε να επηρεάσει τις τιμές τους.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

Μεθοδολογία της έρευνας

3.1 Εισαγωγή

Για την παρουσίαση των μεταβλητών που θα χρησιμοποιηθούν με σκοπό να διερευνηθεί η σχέση αιτιότητας μεταξύ τους, είναι αναγκαία η περιγραφή της μεθοδολογίας που θα χρησιμοποιηθεί προκειμένου να διαπιστωθεί εάν τελικά υπάρχει κάποια αιτιώδης σχέση μεταξύ του χρέους μιας χώρας και των τιμών του γενικού χρηματιστηριακού δείκτη. Μεγάλο ενδιαφέρον παρουσιάζονται σε στατιστικά και οικονομικά μοντέλα τα οποία είναι βασισμένα πάνω σε οικονομικά δεδομένα. Οι έρευνες γύρω από αυτές τις τοποθετήσεις και τις εφαρμογές αποκτούν ενδιαφέρον ολοένα και περισσότερο. Η οικονομετρία είναι κλάδος της οικονομικής επιστήμης και αποτελεί τον βασικό πυλώνα αυτής καθώς η επιδίωξή της είναι η εκτίμηση και η ποσοτικοποίηση διαφόρων οικονομικών θεωριών, η επέκτασή τους και ο σχηματισμός προβλέψεων σημαντικών οικονομικών παραγόντων. Η ανάπτυξη σύγχρονων και οικονομετρικών μεθόδων που έχουν αναπτυχθεί συγκροτούν βασικά εργαλεία και εφαρμόζονται σε διάφορους τομείς όπως τον χρηματοοικονομικό κλάδο, τον επιχειρηματικό κ.ά.. Κάποια απ' αυτά, αποτελούν τα αυτοπαλίνδρομα μοντέλα, η διεύρυνση σχέσεων αιτιότητας, η συνολοκλήρωση και ο έλεγχος ύπαρξης μοναδιαία ρίζας.

Ωστόσο, σήμερα έχουν δημιουργηθεί σύγχρονες μεθοδολογίες της ανάλυσης χρονοσειρών. Σ' αυτές τις μεθοδολογίες ανήκει η αιτιότητα κατά Granger (1988), η εφαρμογή αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων (*Vector Autoregressive models*), το Υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (*Vector Error Correction Model*) και η συνολοκλήρωση (*Cointegration*) όπως διατυπώθηκε απ' τους Engle and Granger (1987). Οι παραπάνω μεθοδολογίες συμβάλλουν στην εξέταση πιθανής βραχυχρόνιας ή μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των χρονοσειρών.

Στο κεφάλαιο αυτό γίνει μια περιγραφή της διαδικασίας ελέγχου ύπαρξης αιτιώδους σχέσης ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές αλλά και η πιθανή σχέση συνολοκλήρωσης τους. Αρχικά θα γίνει μια σύντομη περιγραφή σχετικά με την έννοια της χρονοσειράς αλλά και της στασιμότητας ενώ στη συνέχεια θα γίνει παρουσίαση του θεωρητικού πλαισίου διερεύνησης αιτιωδών σχέσεων (*Granger Causality*), όπως αναπτύχθηκε από τον Granger το 1969. Η έννοια και η μεθοδολογία της συνολοκλήρωσης που διατυπώθηκε από τους Engle και Granger το 1987

θα αποτελέσουν σημαντική συνιστώσα στην ανάλυσή. Το κεφάλαιο ολοκληρώνεται με το Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών.

3.2 Έννοια της χρονοσειράς

Με τον όρο χρονοσειρά (*time series*) εννοούμε ένα σύνολο δεδομένων που συλλέγονται σε ίσα διαστήματα του χρόνου. Ανάλογα με τη συχνότητα μέτρησης μιας χρονοσειράς αυτή μπορεί να χαρακτηριστεί ως συνεχής εάν η μέτρηση γίνεται σε συνεχή χρονικά διαστήματα (π.χ. η θερμοκρασία) και ως διακριτή εάν η μέτρηση γίνεται ανά συγκεκριμένα τακτά χρονικά διαστήματα. Δεδομένα χρονοσειρών συναντώνται σε πολλές επιστήμες, όπως οικονομικές, κοινωνικές, περιβαλλοντικές, ιατρική κ.α.. Παραδείγματα χρονοσειρών αποτελούν πολύ συχνά, μακροοικονομικά δεδομένα, όπως οι τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη Χρηματιστηρίου, δείκτης τιμών καταναλωτή, ο πληθωρισμός, η ανεργία, η βροχόπτωση, οι ημερήσιες / εβδομαδιαίες / ετήσιες τιμές μετοχών, συναλλαγματικές ισοτιμίες κ.α.

Πρωταρχικό χαρακτηριστικό κάθε χρονοσειράς είναι η συσχέτιση μεταξύ των διαδοχικών τιμών της (Δημελή 2013). Η μελέτη του επίπεδου αλλά και η προέλευση της αλληλεξάρτησης αυτής αποτελεί το αντικείμενο μελέτης των χρονοσειρών. Η ανάλυση χρονοσειρών είναι μια πολύ σημαντική τεχνική, διότι μέσω αυτής γίνεται η καλύτερη αφομοίωση και κατανόηση των μεταβλητών που εξετάζονται μέσω των δεδομένων τους καθώς και η δημιουργία προβλέψεων οι οποίες δίνουν αξιόπιστες πληροφορίες για τη μελλοντική εξέλιξη των υπό μελέτη χρονοσειρών. Η δημιουργία προβλέψεων είναι ο βασικός σκοπός της μελέτης των χρονοσειρών. Ένας διαχωρισμός που μπορεί να γίνει στις προβλέψεις είναι αυτός των ποιοτικών και ποσοτικών προβλέψεων. Οι ποιοτικές προβλέψεις γίνονται με βάση την προσωπική άποψη ή την «ανθρώπινη λογική» των εμπειρών εκτιμητών λαμβάνοντας αποφάσεις χωρίς την χρήση μαθηματικών εξισώσεων, ενώ οι ποσοτικές προβλέψεις στηρίζονται σε κάποιο μαθηματικό ή στατιστικό υπόδειγμα. Οι προβλέψεις των χρονοσειρών πραγματοποιούνται με τη δεύτερη μεθοδολογία προβλέψεων. Βέβαια, είναι αναγκαίο να τονιστεί ότι οι χρονοσειρές δεν χρησιμοποιούνται αποκλειστικά και μόνο για την εκτίμηση μελλοντικών τιμών, αλλά είναι ένα πολύ χρήσιμο εργαλείο για την ανάλυση και καλύτερη κατανόηση ενός φαινομένου. Με την σωστή ανάλυση, η ιστορία είναι αυτή που μπορεί να βοηθήσει για την καλύτερη εκτίμηση του μέλλοντος. Στόχος επομένως των χρονοσειρών είναι, η ένωση όλων των γεγονότων που έχουν συλλεχτεί στον χρόνο ώστε να δημιουργηθεί ένα διάγραμμα σε συνάρτηση με τον χρόνο, η μελέτη του οποίου θα δώσει μία γενική εικόνα για την εξέλιξη των γεγονότων. Το σημαντικότερο κομμάτι στην ανάλυση χρονοσειρών είναι η πρόβλεψη, κατά την οποία θα πρέπει να ακολουθεί μια διαδικασία που θα εξασφαλίσει ότι θα παραχθούν όσο το δυνατόν πιο ακριβείς προβλέψεις, αξιοποιώντας όλη τη διαθέσιμη

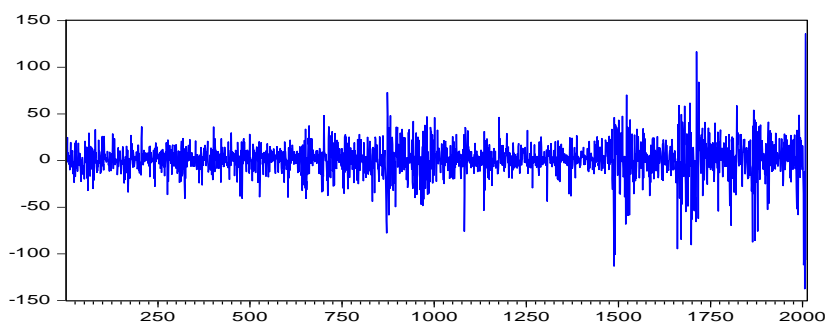
πληροφορία στο μέγιστο βαθμό. Συμπερασματικά, γίνεται κατανοητό από τα παραπάνω, ότι στόχος της ανάλυσης χρονοσειρών είναι η περιγραφή μίας χρονοσειράς, η εξήγησή της, ο σχεδιασμός, ο έλεγχος και τέλος η κατανόηση της διαδικασίας.

3.3 Στασιμότητα

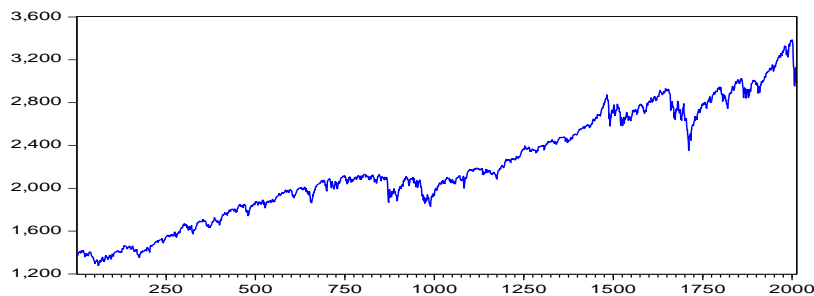
Για να θεωρηθεί η μελέτη μιας χρονοσειράς αξιόπιστη, θα πρέπει να ικανοποιεί ορισμένες προϋποθέσεις. Η τιμή της χρονοσειράς θα πρέπει να κινείται γύρω από τον μέσο όρο της, συγκεκριμένα η μέση τιμή της, η διακύμανση και η συνδιακύμανση της να παραμένουν σταθερές στον χρόνο. Όταν οι παραπάνω προϋποθέσεις ικανοποιούνται τότε η χρονοσειρά καλείται στάσιμη. Η στασιμότητα είναι αναγκαία προϋπόθεση για την εξέταση μίας χρονοσειράς. Έστω για μια χρονοσειρά Y_t οι συνθήκες που την χαρακτηρίζουν ως στάσιμη παρουσιάζονται ως εξής:

- Μέσος όρος: $E(Y_t) = \mu$ δηλαδή η αναμενόμενη τιμή είναι σταθερή και ανεξάρτητη από το χρόνο t .
- Διακύμανση: $Var(Y_t) = E[Y_t - E(Y_t)]^2 = \sigma^2$ δηλαδή η διακύμανση είναι σταθερή και ανεξάρτητη από το χρόνο t .
- Συνδιακύμανση: $\gamma_k = Cov(Y_t, Y_{t+k}) = E[Y_t - E(Y_t)][Y_{t+k} - E(Y_{t+k})]$ δηλαδή η συνδιακύμανση εξαρτάται από τη χρονική απόσταση των παρατηρήσεων k .

Όταν οι παραπάνω τρεις συνθήκες παραβιαστούν, τότε η χρονολογική σειρά χαρακτηρίζεται ως μη – στάσιμη. Σε μια μη – στάσιμη χρονοσειρά οι τιμές του μέσου όρου, της διακύμανσης και της συνδιακύμανσης είναι σε συνάρτηση με το χρόνο.



Διάγραμμα 3.1
Στάσιμη χρονοσειρά



Διάγραμμα 3.2
Μη στάσιμη χρονοσειρά

Η πιο απλή μορφή μιας χρονοσειράς είναι ο λευκός θόρυβος. Μια σειρά θα λέμε ότι είναι λευκός θόρυβος όταν έχει σταθερό μέσο μηδέν, σταθερή διακύμανση και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στις τιμές της. Πιο συγκεκριμένα:

- $E(\varepsilon_t) = 0$ για όλα τα t .
- $\gamma_0 = E(\varepsilon_t)^2 = \sigma_\varepsilon^2$ για όλα τα t .
- $\gamma_k = E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) = 0$ για όλα τα t και $k \neq 0$.

Σύμφωνα με τις παραπάνω προϋποθέσεις, η διαδικασία του λευκού θορύβου είναι εξ ολοκλήρου μια στάσιμη διαδικασία. Γίνεται φανερό ότι οι τιμές της χρονοσειράς δεν επηρεάζονται από τις προηγούμενες τιμές της και επιπλέον δεν προκαλούν καμία επιρροή στις μελλοντικές.

Σε ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης όταν οι μεταβλητές που εξετάζονται είναι μη – στάσιμες, προκύπτει το πρόβλημα της πλασματικής ή φαινομενικής παλινδρόμησης, δηλαδή η παρουσία υψηλής συσχέτισης σε δύο χρονοσειρές ενώ στην πραγματικότητα δεν ισχύει (Granger and Newbold 1974). Συνήθως το πρόβλημα οφείλεται στην ύπαρξη της τάσης των δεδομένων (*trend*) που κάνουν την χρονοσειρά σε μη – στάσιμη. Η πλειοψηφία των οικονομικών μεταβλητών έχει αποδειχθεί στην πράξη πως είναι μη – στάσιμες καθώς παρουσιάζουν τάση και μεταβάλλονται σε συνάρτηση με το χρόνο. Επομένως, ο έλεγχος στασιμότητας είναι απαραίτητος ώστε η ανάλυση να οδηγήσει σε ασφαλή συμπεράσματα.

Οι περισσότερες χρονοσειρές που συναντώνται καθημερινά, περιλαμβάνουν τάση, εποχικότητα και κυκλικότητα με αποτέλεσμα να χαρακτηρίζονται ως μη – στάσιμες. Οι μη – στάσιμες χρονοσειρές είναι πολύ δύσκολο να αναλυθούν, αλλά μπορούν να μελετηθούν ευκολότερα μετατρέποντας τις σε στάσιμες με τις ενδεδειγμένες τεχνικές. Για να γίνει μια

χρονολογική σειρά στάσιμη, αρκεί να παρθούν διαδοχικά οι πρώτες διαφορές στα στοιχεία της σειράς. Στη περίπτωση που γίνεται στάσιμη στις πρώτες διαφορές η χρονοσειρά λέγεται πρώτης τάξης, συμβολίζεται με $I(1)$ και διαβάζεται ως «ολοκληρώσιμη πρώτου βαθμού». Αν στις πρώτες διαφορές η χρονοσειρά δεν γίνει στάσιμη τότε παίρνονται οι δεύτερες διαφορές όπου αν τότε γίνει στάσιμη λέγεται δεύτερας τάξης, συμβολίζεται με $I(2)$ και διαβάζεται ως «ολοκληρώσιμη δεύτερου βαθμού» και ούτω καθεξής.

Όταν μια μεταβλητή είναι στάσιμη στο επίπεδο της συμβολίζεται ως $I(0)$. Όσοι είναι ο αριθμός των διαφορών που απαιτούνται για να μετατραπεί μια χρονοσειρά σε στάσιμη τόσο θα είναι και ο βαθμός ολοκλήρωσής της. Η διαδικασία επαναλαμβάνεται μέχρις ότου η χρονοσειρά να γίνει στάσιμη. Ένα κλασσικό παράδειγμα μη – στάσιμης χρονοσειράς είναι η τυχαία διαδρομή. Έστω η χρονοσειρά:

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

όπου ε_t είναι λευκός θόρυβος.

Σύμφωνα με την Δημελή (2013), αν $\alpha_1 = 1$ τότε ισχύει $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ το οποίο ονομάζεται τυχαία διαδρομή ή τυχαίος περίπατος. Μια χρονοσειρά όπως έχει ήδη αναφερθεί, όταν ακολουθεί τυχαία διαδρομή δεν είναι ποτέ στάσιμη. Για τη μετατροπή της σε στάσιμη θα χρησιμοποιηθούν οι πρώτες διαφορές της ως εξής:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t \quad (3.2)$$

Επομένως η σειρά γίνεται στάσιμη με μηδενικό μέσο $\sim E(\varepsilon_t) = 0$. Αν στο υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου περιλαμβάνεται και σταθερός όρος τότε έχουμε υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου με σταθερά (περιπλάνηση). Η παρουσία της σταθεράς στο υπόδειγμα, προκαλεί μια μετατόπιση και εκφράζει την τάση της χρονοσειράς. Η μορφή ενός τέτοιου υποδείγματος είναι η εξής:

$$Y_t = \beta + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

όπου β είναι η σταθερά του υποδείγματος.

Παίρνοντας τις πρώτες διαφορές για να μετατρέψουμε την σειρά σε στάσιμη καταλήγουμε στην εξίσωση:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \beta + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Στην καθημερινότητα υπάρχουν αρκετά παραδείγματα χρονοσειρών που περιγράφονται από τυχαίες διαδρομές. Ένα από αυτά είναι οι τιμές των μετοχών για τις οποίες ισχύει ότι η τιμή της μετοχής είναι ίση με την τιμή της μετοχής της προηγούμενης ημέρας συν ένα τυχαίο σφάλμα.

Αρκετοί είναι οι έλεγχοι για τους οποίους μπορεί να διεξαχθεί το συμπέρασμα για το εάν μία χρονοσειρά είναι στάσιμη. Κάποιοι από αυτούς είναι διαγραμματικοί και άλλοι κάνουν χρήση των ελέγχων υποθέσεων. Όπως έχει ήδη αναφερθεί, η γραφική παράσταση μιας χρονοσειράς μπορεί να δώσει μια πρώτη εικόνα όσον αφορά την συμπεριφορά της και τη στασιμότητά της εξαιτίας της τάσης που μπορεί να εμφανίζει. Επομένως, η γραφική απεικόνιση είναι ένα πρώτο βήμα για τον έλεγχο της στασιμότητας. Το διάγραμμα αυτοσυσχέτισης είναι επίσης ένας άλλος τρόπος ώστε να αντληθεί χρήσιμη πληροφορία σχετικά με την χρονοσειρά. Πιο αναλυτικά, σε μια στάσιμη χρονοσειρά, ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης θα κυμαίνεται γύρω από το μηδέν, ενώ αντίθετα σε μία μη – στάσιμη χρονοσειρά ο συντελεστής θα παρουσιάζει υψηλές τιμές.

3.4 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Απαραίτητο στοιχείο της ανάλυσης μιας χρονοσειράς, όπως αναφέρθηκε παραπάνω είναι η στασιμότητά της. Σχετικά με τους ελέγχους που γίνονται για τον έλεγχο της στασιμότητας σε μια χρονοσειρά ο πιο διαδεδομένος είναι ο έλεγχος της μοναδιαίας ρίζας. Ένας από αυτούς είναι το *Dickey – Fuller test* (Dickey και Fuller 1979, 1981). Έστω ότι μια χρονοσειρά περιγράφεται από ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα AR(1) (*Autoregressive model*). Βάσει αυτού του ελέγχου ισχύει η εξής σχέση (Nielsen 2005):

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

Αν $\alpha = 1$ τότε η σειρά είναι ένας τυχαίος περίπατος και η χρονοσειρά είναι μη – στάσιμη. Για να ελεγχθεί η προηγούμενη υπόθεση προτείνεται ο έλεγχος Dickey – Fuller (1979, 1981).

Επομένως, ισχύουν οι εξής υποθέσεις:

- $H_0: \alpha = 1$, τότε η διαδικασία είναι μη – στάσιμη (υπάρχει μοναδιαία ρίζα)
- $H_1: |\alpha| < 1$, τότε η διαδικασία είναι στάσιμη (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα)

Στην περίπτωση που ισχύει η H_0 δηλαδή έχουμε μοναδιαία ρίζα τότε έχουμε τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου όπως έχει ήδη αναφερθεί, δηλαδή έχουμε μία μη – στάσιμη διαδικασία. Αντίθετα αν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση H_0 , τότε δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα κι η σειρά είναι στάσιμη και συνεπώς κατάλληλη να την χρησιμοποιήσουμε.

Όταν η χρονοσειρά ακολουθεί ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα μεγαλύτερο της πρώτης τάξης, τότε τα υποδείγματα $AR(p)$ δεν ενδείκνυνται για τον έλεγχο DF καθώς θα έχουν αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα όπως θα παρατηρηθεί και στην συνέχεια αφού στον απλό έλεγχο Dickey – Fuller (1979, 1981) πραγματοποιείται η υπόθεση ότι το σφάλμα ε_t είναι λευκός θόρυβος. Γενικά ο απλός έλεγχος Dickey – Fuller (1979, 1981) για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, πραγματοποιείται μόνο για τα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα πρώτης τάξεως, $AR(1)$, ενώ για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας των χρονοσειρών που ακολουθούν αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα p τάξης ($AR(p)$), χρησιμοποιείται ο επαυξημένος έλεγχος Dickey – Fuller. Ο επαυξημένος (*augmented*) έλεγχος Dickey-Fuller (ADF), είναι ο καταλληλότερος έλεγχος για αυτά τα υποδείγματα, διότι στο πρώτο μέλος περιλαμβάνει επιπλέον τις υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής οι οποίες αποκαθιστούν την εν λόγω αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Έστω ένα $AR(p)$ υπόδειγμα της μορφής (Δημελή 2013):

$$Y_t = \delta + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_{p-1} Y_{t-2} + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

και προσαρμόζεται σ αυτό ένα $AR(1)$: $Y_t = \delta + \alpha_1 Y_{t-1} + u_t$, τότε οι παραληφθείσες συναρτήσεις της Y_t ενσωματώνονται στα κατάλοιπα u_t :

$$u_t = \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

με αποτέλεσμα να αυτοσυσχετίζονται άρα παύουν να είναι λευκός θόρυβος. Για να αντιμετωπιστεί ο παραπάνω προβληματισμός γίνεται χρήση ενός υποδείγματος μεγαλύτερου βαθμού $AR(3)$:

$$Y_t = \delta + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_3 Y_{t-3} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

Αν στην σχέση (3.8) προστεθεί και αφαιρεθεί πρώτα ο όρος $\alpha_3 Y_{t-2}$ και στην συνέχεια ο όρος $(\alpha_2 + \alpha_3) Y_{t-1}$, τότε λαμβάνεται η μορφή (3.10):

$$\Delta Y_t = \delta + (\alpha_1 - 1) Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_3 Y_{t-3} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

όπου $\beta = (\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3) - 1$, $\delta_1 = -(\alpha_2 + \alpha_3)$, $\delta_2 = -\alpha_3$ και $\Delta_{t-j} = Y_{t-j} - Y_{t-1-j}$ με $j = 1, 2$.

Η εξίσωση (3.10) είναι ίδια με την εξίσωση παλινδρόμησης των DF με την διαφορά ότι εκτός από την υστέρηση Y_{t-1} περιλαμβάνει και τις δύο υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής ΔY_t οι οποίες αποκαθιστούν – διορθώνουν την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Έτσι συμπεραίνεται ότι αν για παράδειγμα το υπόδειγμα είναι ένα AR(3), τότε η εξίσωση παλινδρόμησης πρέπει να αυξηθεί κατά δύο όρους ΔY_{t-1} και ΔY_{t-2} . Για το λόγο αυτόν ονομάζεται επαυξημένη.

Η γενική μορφή της εξίσωσης παλινδρόμησης στην περίπτωση ενός AR(p) είναι η εξής:

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma_t + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Έτσι ο επαυξημένος έλεγχος DF πραγματοποιείται με βάση τη σχέση (3.11) κατά την οποία ελέγχεται μέσω της παραμέτρου β . Δηλαδή:

- $H_0: \beta = 0$
- $H_1: \beta < 0$

Ο έλεγχος πραγματοποιείται με τα κριτήρια του ελέγχου Dickey – Fuller (1979, 1981). Για να είναι έγκυροι οι έλεγχοι θα πρέπει ο αριθμός των υστερήσεων να είναι τέτοιος ώστε να μην υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα. Για την επιλογή των αριθμών των υστερήσεων χρησιμοποιείται το κριτήριο AIC (Agiakloglou και Newbold 1991).

3.5 Αιτιότητα κατά Granger

Σε ένα υπόδειγμα, βασικό προβληματισμό αποτελεί ο τρόπος με τον οποίο μία μεταβλητή επιδρά σε μια άλλη, όταν συνυπάρχουν σε κάποια εξίσωση παλινδρόμησης. Η δυσκολία αυτή αφορά την εύρεση της αιτιώδους σχέσης μεταξύ των δύο μεταβλητών και συγκεκριμένα κατά πόσο μία μεταβλητή επηρεάζει ή επηρεάζεται από μία άλλη ή είναι ανεξάρτητη. Η σχέση μεταξύ αιτίου και αποτελέσματος στα οικονομετρικά μοντέλα θεωρείται δεδομένη εκ των προτέρων προκειμένου να εφαρμόσουμε τις οικονομετρικές μεθόδους εκτίμησης των μοντέλων αυτών.

Έστω δύο μεταβλητές X , Y και βάσει της θεωρίας η μεταβλητή X προσδιορίζει τη συμπεριφορά της Y . Δημιουργείται το ερώτημα εάν πράγματι υπάρχει και είναι αποδεκτή μια τέτοια σχέση. Προκειμένου να δοθεί απάντηση στο παραπάνω ερώτημα, πρέπει να εφαρμοστεί μοντέλο παλινδρόμησης της μεταβλητής Y πάνω στην X και να ελεγχθεί ο συντελεστής του X αν είναι στατιστικά σημαντικός ή όχι. Η ύπαρξη συσχέτισης όμως μεταξύ της Y και της X δε δηλώνει απαραίτητα ότι υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των δύο μεταβλητών. Το φαινόμενο των νόθων συσχετίσεων εμφανίζεται συχνά σε πολλά οικονομικά υποδείγματα όπως αναφέρθηκε σε προηγούμενη ενότητα. Για παράδειγμα, εάν δύο μη – στάσιμες μεταβλητές παραχθούν από δύο τυχαίες ανεξάρτητες σειρές αναμένεται ότι θα έχουν χαμηλό R^2 στην παλινδρόμηση και μη σημαντικά t – statistics. Αν οι δύο μεταβλητές παρουσιάζουν τάση με την ίδια κατεύθυνση τότε το R^2 της παλινδρόμησης είναι υψηλό και δίνει ψευδή εντύπωση για τη σχέση των μεταβλητών. Αν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, τα στατιστικά μέτρα μπορεί να φαίνονται σημαντικά, όμως δεν είναι έγκυρα.

Όσον αφορά τον προσδιορισμό μιας σχέσης αιτιότητας μεταξύ δύο μεταβλητών, ο Granger (1969) διατύπωσε μια θεωρία γνωστή ως «αιτιότητα κατά Granger» (*Granger Causality*). Για να διαπιστωθεί αν μία μεταβλητή X προηγείται μίας άλλης μεταβλητής Y , με την έννοια ότι η X έχει προβλεπτική ικανότητα για την Y , ο έλεγχος αιτιότητας συμβάλλει στην εξαγωγή συμπερασμάτων. Ως προβλεπτική ικανότητα θεωρείται το ποσοστό της μεταβλητότητας της εξαρτημένης μεταβλητής που εξηγείται από την ύπαρξη των ανεξάρτητων μεταβλητών στο μοντέλο. Ο ορισμός της κατά Granger αιτιότητας αναφέρει: *Έστω Y εξαρτημένη μεταβλητή και X ανεξάρτητη μεταβλητή. Η X αιτιάζει κατά Granger την Y , αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από τις τιμές της μεταβλητής αυτής βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της Y .* Έτσι, σύμφωνα με τον ορισμό κατά Granger, μία μεταβλητή X αιτιάζει την μεταβλητή Y αν η πρόβλεψη \hat{Y} για μια περίοδο στο μέλλον η οποία προέκυψε από όλη την προηγούμενη πληροφόρηση έχει μικρότερο μέσο τετραγωνικό σφάλμα (*MSE – Minimum Squared Error*), από την πρόβλεψη της \hat{Y} που έγινε από όλη την προηγούμενη πληροφόρηση, εκτός εκείνης της πληροφόρησης που αφορά την μεταβλητή X . Με απλά λόγια, η X_t δεν προκαλεί την Y_t , αν :

$$MSE(\hat{Y}|\bar{U}) < MSE(\hat{Y}|\bar{U} - \bar{X}) \quad (3.12)$$

όπου, \bar{U} όλη η προηγούμενη πληροφόρηση και \bar{X} όλη η προηγούμενη πληροφόρηση της μεταβλητής X (Χρήστου 2007).

Ο παραπάνω ορισμός βασίζεται στο γεγονός ότι το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν. Πιο αναλυτικά αν ένα γεγονός A συμβεί πριν το γεγονός B , τότε γνωρίζουμε ότι το γεγονός B δεν μπορεί να προκαλέσει το γεγονός A . Επίσης, το γεγονός ότι

το A προηγείται του B δεν έπεται ότι το A προκαλεί το B. Ο έλεγχος Granger στηρίζεται στα υποδείγματα VAR. Σύμφωνα με τον Granger, έστω δύο χρονοσειρές Y_t, X_t , με τα αντίστοιχα VAR(p) υποδείγματα :

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (3.13)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

όπου p είναι το μήκος των υστερήσεων.

Σχετικά με το πρώτο υπόδειγμα, γίνεται η εικασία ότι η τιμές της Y είναι συνάρτηση των προηγούμενων τιμών της καθώς επίσης και των προηγούμενων τιμών της X, ενώ στο δεύτερο υπόδειγμα υποθέτουμε παρόμοια συμπεριφορά για την X. Γίνεται η υπόθεση δηλαδή ότι οι τρέχουσες τιμές της X σχετίζονται με τις προηγούμενες τιμές της καθώς και με τις προηγούμενες τιμές της Y. Επίσης υποθέτουμε ότι οι διαταρακτικοί όροι ε_t και u_t δεν συσχετίζονται και ικανοποιούν όλες τις αναγκαίες προϋποθέσεις της παλινδρόμησης. Με βάση τα παραπάνω υποδείγματα η σχέση αιτίου και αιτιατού, διατυπώνεται ως εξής:

1. Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} του υποδείματος (3.13) είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} του υποδείματος (3.14) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, τότε στην περίπτωση αυτή υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από την X προς την Y ($X \rightarrow Y$).
2. Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} του υποδείματος (3.13) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} του υποδείματος (3.14) είναι στατιστικά σημαντικοί, τότε στην περίπτωση αυτή υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από την Y προς την X ($Y \rightarrow X$).
3. Στην περίπτωση που οι συντελεστές της Y αλλά και οι συντελεστές της X είναι στατιστικά σημαντικοί και στις δύο παλινδρομήσεις, τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και προς τις δύο κατευθύνσεις ($Y \leftrightarrow X$).
4. Ούτε οι συντελεστές των Y ούτε οι συντελεστές των X είναι σημαντικοί και στις δύο παλινδρομήσεις. Η περίπτωση αυτή υποδηλώνεται ανεξαρτησία μεταξύ των δύο μεταβλητών (Συριόπουλος & Φίλιππας, 2010).

Όσον αφορά τον έλεγχο υποθέσεων αιτιότητας:

H_0 : η μεταβλητή X, δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάται) της Y.

H_1 : η μεταβλητή X, προκαλεί κατά Granger (αιτιάται) της Y.

H_0 : η μεταβλητή Y , δεν προκαλεί κατά Granger, (δεν αιτιάζεται) της X .

H_1 : η μεταβλητή Y , προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της X .

Ο έλεγχος των παραπάνω υποθέσεων γίνεται με βάση το κριτήριο της κατανομής F (με m και $(n - k)$ βαθμούς ελευθερίας). Το κριτήριο κατανομής δίνεται από τον τύπο:

$$F = \frac{\frac{SSR_R - SSR_U}{k}}{\frac{SSR_U}{n - 2k - 1}} \quad (3.15)$$

Όπου,

- SSR_R είναι το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν με την παλινδρόμηση της X μόνο πάνω στις υστερήσεις της.
- SSR_U , το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων.
- k , ο αριθμός των περιορισμών και n το μέγεθος του δείγματος.

Ο έλεγχος των υποθέσεων που αφορά τη σημαντικότητα ή όχι των συνόλων των συντελεστών αναφέρεται και ως έλεγχος του Wald. Ο έλεγχος του Wald μπορεί να γίνει για μερικούς μόνο συντελεστές ταυτόχρονα ή για όλους τους συντελεστές ταυτόχρονα.

Επομένως αφού υπολογιστεί η F^* συγκρίνεται η τιμή της με την κριτική τιμή των πινάκων της F κατανομής:

- Αν η τιμή της κατανομής F^* είναι μεγαλύτερη της κατανομής F των πινάκων, για ορισμένο επίπεδο σημαντικότητας, τότε απορρίπτουμε την H_0 , δηλαδή η μεταβλητή Y αιτιάζεται κατά Granger της X , ή η μεταβλητή X αιτιάζεται κατά Granger της Y .
- Εάν η τιμή της κατανομής F^* είναι μικρότερη της κατανομής F των πινάκων, τότε δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, που σημαίνει ότι η μεταβλητή Y δεν αιτιάζεται κατά Granger της X , ή η μεταβλητή X δεν αιτιάζεται κατά Granger της Y .

3.6 Συνολοκλήρωση

Πολύ συχνό φαινόμενο κατά την εφαρμογή οικονομετρικών υποδειγμάτων έχει διαπιστωθεί πως αποτελεί το πρόβλημα της φαινομενικής συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών χωρίς στην πραγματικότητα αυτές να έχουν κάποια σχέση μεταξύ τους. Οι περισσότερες χρονοσειρές

σύμφωνα με τους Nelson και Plosser (1982) δεν είναι στάσιμες. Επομένως ο έλεγχος στασιμότητας είναι απαραίτητος για την αποφυγή αυτού του προβλήματος.

Έστω οι δύο χρονοσειρές X_t και Y_t . Έστω επίσης ότι οι χρονοσειρές είναι μη – στάσιμες και στις πρώτες διαφορές μετατρέπονται σε στάσιμες, γεγονός που φανερώνει πως ένα τέτοιο αποτέλεσμα θα είναι σε θέση να δώσει έγκυρα αποτελέσματα. Ωστόσο, η λήψη διαφορών έχει το μειονέκτημα ότι μπορεί να δώσει πληροφορία μόνο για την βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των χρονοσειρών Y_t και X_t . Αυτό σημαίνει πως χάνεται πληροφόρηση της μακροχρόνιας σύνδεσης μεταξύ των δύο μεταβλητών, πράγμα που δεν μπορεί να οδηγήσει σε κάποιο έγκυρο συμπέρασμα για την μακροχρόνια σχέση τους. Συνεπώς, η διαδικασία των πρώτων διαφορών ερμηνεύει μόνο τις βραχυχρόνιες σχέσεις καθιστώντας τα υποδείγματα ακατάλληλα για την μελέτη μακροχρόνιων σχέσεων.

Όταν υπάρχει αιτιολογική σχέση ανάμεσα σε δύο μεταβλητές, αυτές σε μακροχρόνιο ορίζοντα δεν θα αποκλίνουν παρόλο που και οι δύο έχουν τάση, δηλαδή είναι μη – στάσιμες. Έχουν επομένως μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ τους χωρίς να ισχύει το ίδιο και βραχυπρόθεσμα. Σχέση ισορροπίας σημαίνει μια σταθερή σχέση ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές στη μακροχρόνια περίοδο. Αν οι X_t και Y_t βρίσκονται σε «μακροχρόνια ισορροπία» τότε θα ισχύει:

$$0 = Y_t - \beta_1 X_t \quad (3.16)$$

Όμως στην πραγματικότητα αυτό δεν μπορεί να ισχύει συνεχώς εφόσον η ισορροπία υπάρχει μακροχρόνια και επίκειται ότι:

$$e_t = Y_t - \beta_1 X_t \quad (3.17)$$

Η συγκεκριμένη απόκλιση e_t είναι γνωστή ως «σφάλμα ισορροπίας» και δείχνει την ανισορροπία που υπάρχει σε βραχυχρόνιο επίπεδο. Για να έχει ουσία η μακροχρόνια ισορροπία θα πρέπει τα σφάλματα στο πέρασμα του χρόνου να σχηματίζουν μια στάσιμη χρονοσειρά δηλαδή αν δύο μεταβλητές X και Y είναι $I(1)$, τότε υπάρχει γραμμικός συνδυασμός τους που είναι $I(0)$. Τότε, οι μεταβλητές X και Y είναι συνολοκληρωμένες σειρές. Αυτές οι χρονοσειρές θα ονομάζονται συνολοκληρωμένες (*cointegrated*).

Η έννοια της συνολοκλήρωσης αναπτύχθηκε από τους Engle και Granger (1987), όπου σύμφωνα με την εργασία τους εάν δύο ή περισσότερες μη – στάσιμες μεταβλητές είναι του ίδιου βαθμού ολοκληρωσιμότητας d , είναι συνολοκληρωμένες ή συνολοκληρώνονται αν υπάρχει γραμμικός συνδυασμός ή διάνυσμα γραμμικών τους συνδυασμών, το οποίο να είναι βαθμού ολοκλήρωσης b μικρότερου του βαθμού ολοκλήρωσης d των μεταβλητών αυτών. Έτσι η σχέση (3.17) γράφεται ως :

$$e_t = [1 - \beta_1] \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} \quad (3.18)$$

με το διάνυσμα $[1, -\beta_1]$ να είναι το διάνυσμα της συνολοκλήρωσης.

Επομένως μπορεί να ειπωθεί ότι η συνολοκλήρωση μεταξύ δύο χρονοσειρών είναι ένας τρόπος να εξεταστεί η ύπαρξη σχέσεως μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ τους. Η σχέση που συνδέει αυτές τις έννοιες μπορεί να εξηγηθεί με χρονοσειρές δύο ή περισσότερων μεταβλητών, από τις οποίες η κάθε μία κινείται στο χρόνο με αρκετά διαφορετικό τρόπο σε σχέση με την άλλη, και από την άλλη πλευρά, αν οι χρονοσειρές δύο ή περισσότερων οικονομικών μεταβλητών κινούνται με τέτοιο τρόπο ώστε να μην αποκλίνουν πολύ η μία από την άλλη.

3.7 Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Η έννοια της συνολοκλήρωσης θα δώσει το έναυσμα για τον έλεγχο ύπαρξης συνολοκλήρωσης μεταξύ μεταβλητών. Για να έχει βάση ο έλεγχος θα πρέπει το σύνολο των υπό μελέτη χρονοσειρών να είναι μη – στάσιμες στα αρχικά επίπεδα και στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους. Στην περίπτωση που υπάρχουν δύο μεταβλητές, αν και οι δύο είναι $I(1)$, τότε είναι συνολοκληρωμένες, ενώ στην περίπτωση που η μία είναι στάσιμη $I(0)$ και η άλλη $I(1)$ τότε δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ τους και οι τιμές των δύο αυτών μεταβλητών μακροχρόνια θα αποκλίνουν. Όταν δύο χρονοσειρές έχουν τις ίδιες ιδιότητες δεν αποτελεί αναγκαία συνθήκη η συνολοκλήρωση μεταξύ τους καθώς σύμφωνα με το θεώρημα του Granger (1987), ακόμα και αν οι χρονοσειρές έχουν διαφορετικό βαθμό ολοκλήρωσης ένας γραμμικός συνδυασμός αυτών των σειρών μπορεί να αποτελεί μια συνολοκληρωμένη παλινδρόμηση.

Αφού διαπιστωθεί πως δύο ή περισσότερες εξεταζόμενες μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης, τότε εκτελείται ο έλεγχος για τη συνολοκλήρωση. Η υπόθεση που ελέγχεται είναι η μηδενική της μη συνολοκλήρωσης έναντι της εναλλακτικής που είναι η ύπαρξη συνολοκλήρωσης.

H_0 : Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών

H_1 : Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών

Αναφορικά με τον έλεγχο συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο ή και περισσότερων χρονοσειρών, υπάρχουν δύο βασικές μέθοδοι. Πρόκειται για τη μέθοδο της μιας εξίσωσης και τη μέθοδο του συστήματος εξισώσεων. Η μέθοδος της μιας εξίσωσης εφαρμόζει το αντιπροσωπευτικό υπόδειγμα των Engle και Granger (1987), όπου με τη χρήση μιας εξίσωσης διαπιστώνεται η συνολοκλήρωση μεταξύ δύο ή περισσότερων χρονοσειρών. Η δεύτερη μέθοδος, είναι η μέθοδος του Johansen(1988, 1991, 1995), η οποία βασίζεται στην χρήση των υποδειγμάτων

VAR, σύμφωνα με τα οποία μπορεί να προσδιοριστεί ο μέγιστος αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης που μπορούν να έχουν οι μεταβλητές του υποδείγματος που εξετάζονται.

Η μέθοδος Engle και Granger (1987) είναι η μέθοδος συνολοκλήρωσης των μεταβλητών βάσει των καταλοίπων, ακριβώς γιατί βασίζεται στον έλεγχο της στασιμότητας των καταλοίπων και στη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, ενώ η μέθοδος του Johansen (1988, 1991, 1995) στηρίζεται στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας όπως έχει ήδη αναφερθεί και προσδιορίζει το μέγιστο αριθμό σχέσεων των μεταβλητών που συνολοκληρώνονται. Πριν αναλυθούν όμως οι παραπάνω μεθοδολογίες είναι απαραίτητο να αναφερθεί και να αναλυθεί το Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών.

Μέθοδος της μιας εξίσωσης

Οι Engle και Granger (1987) προτείνουν μία διαδικασία που περιλαμβάνει δύο στάδια. Έστω ότι πρέπει να διαπιστωθεί αν οι δύο χρονοσειρές Y_t , X_t , συνολοκληρώνονται. Θα πρέπει αρχικά να προσδιοριστεί η τάξη ολοκλήρωσης κάθε μίας χρονοσειράς ξεχωριστά. Ο έλεγχος αυτός γίνεται σύμφωνα με τον έλεγχο Dickey – Fuller (1979, 1981). Τα πιθανά συμπεράσματα θα είναι τα εξής:

- Η τάξη ολοκλήρωσης των δύο χρονοσειρών θα είναι ίδια. Τότε ενδεχομένως οι σειρές να συνολοκληρώνονται.
- Η τάξη ολοκλήρωσης των δύο χρονοσειρών θα είναι διαφορετική οπότε οι δύο χρονοσειρές δε συνολοκληρώνονται, και επομένως δεν υπάρχει μακροχρόνια ισορροπία μεταξύ τους.
- Οι δύο χρονοσειρές να είναι στάσιμες οπότε τερματίζει η διαδικασία του ελέγχου συνολοκλήρωσης.

Έστω το κάτωθι υπόδειγμα,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

η εξίσωση παλινδρόμησης συνολοκλήρωσης αποτελώντας την εξίσωση της μακροχρόνιας ισορροπίας. Από την εκτίμηση της εξίσωσης (3.19), λαμβάνονται οι εκτιμήσεις των καταλοίπων

$$\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_t \quad (3.20)$$

τα οποία αποθηκεύονται. Για να ισχύει όμως η υπόθεση της συνολοκλήρωσης θα πρέπει τα εκτιμώμενα κατάλοιπα να είναι στάσιμα δηλαδή $\hat{\varepsilon}_t \sim I(0)$. Η συγκεκριμένη διαπίστωση γίνεται

με τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας των εκτιμώμενων καταλοίπων της εξίσωσης χρησιμοποιώντας τον επαυξημένο έλεγχο ADF. Σημειώνεται ότι, στην εξίσωση δεν περιλαμβάνεται σταθερός όρος διότι τα κατάλοιπα $\hat{\epsilon}_t$ έχουν προκύψει με τη μέθοδο OLS (*Ordinary Least Squares*), συνεπώς ως κατάλοιπα παλινδρόμησης έχουν μέσο μηδέν. Αν τα κατάλοιπα $\hat{\epsilon}_t$ αυτοσυσχετίζονται, προτείνεται ο επαυξημένος έλεγχος (ADF) όπου:

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \beta \hat{\epsilon}_{t-1} + \text{υστερήσεις}(\Delta \hat{\epsilon}_t) + u_t \quad (3.21)$$

ο έλεγχος της μοναδιαίας ρίζας, είναι ίδιος με τον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας της παραμέτρου β . Πιο συγκεκριμένα:

$H_0: \beta = 0$, δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών (μη – στασιμότητα).

$H_1: |\beta| < 1$, υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών (στασιμότητα).

Στην περίπτωση που απορριφθεί η H_0 σημαίνει ότι οι εκτιμήσεις των σφαλμάτων $\hat{\epsilon}_t \sim I(0)$, επομένως οι χρονοσειρές Y_t, X_t , συνολοκληρώνονται και συνεπώς υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ τους.

Μέθοδος με σύστημα εξισώσεων

Η προσέγγιση Engle και Granger (1987) όταν υπάρχουν περισσότερες από δύο μεταβλητές αδυνατεί να προσδιορίσει τον ακριβή αριθμό διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Ένα τέτοιο υπόδειγμα με περισσότερες μεταβλητές είναι δυνατόν να περιέχει περισσότερες από μία σχέσεις συνολοκλήρωσης. Η μέθοδος του Johansen (1988, 1991) βασίζεται στην εκτίμηση συστημάτων συνολοκλήρωσης μέσω της μέγιστης πιθανοφάνειας και αναφέρεται σε ένα σύστημα εξισώσεων που εκτιμά τον ακριβή αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης που είναι δυνατόν να εμφανίσουν οι μεταβλητές ενός υποδείγματος. Η μέθοδος αυτή βασίζεται στη δημιουργία ενός VAR (*Vector Autoregressive Model*) υποδείγματος, δηλαδή ενός υποδείγματος σύμφωνα με το οποίο κάθε μεταβλητή παλινδρομείται με τις υπόλοιπες με ένα συγκεκριμένο αριθμό χρονικών υστερήσεων. Γι' αυτό για την εκτίμηση ενός υποδείγματος VAR είναι απαραίτητος ο προσδιορισμός του αριθμού των χρονικών υστερήσεων του. Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων του VAR καθορίζει και την τάξη του. Για παράδειγμα, ένα υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων είναι πρώτης τάξης όταν η μέγιστη υστέρηση που εμφανίζουν οι μεταβλητές του είναι 1 και τότε προκύπτει ένα VAR(1). Ένα διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα τάξης p , VAR(p), έχει την μορφή:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + \epsilon_t \quad (3.22)$$

όπου ε_t το διάνυσμα των καταλοίπων και $t = 1, \dots, T$. Έστω ότι ένα VAR (2) παίρνει την παρακάτω μορφή:

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.23)$$

Με την χρήση των πρώτων διαφορών ισχύει:

$$Y_t - Y_{t-1} = \delta + (I - A_1) Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.24)$$

Προσθαφαιρώντας τον όρο $A_2 Y_{t-2}$,

$$\Delta Y_t = \delta + (I - A_1 - A_2) Y_{t-1} - A_2 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (3.25)$$

η οποία πιο συνοπτικά παίρνει τη μορφή,

$$\Delta Y_t = \delta + \Pi Y_{t-1} - \Gamma_1 (\Delta Y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3.26)$$

όπου $\Pi = - (I - A_1 - A_2)$ και $\Gamma_1 = -A_2$.

Η γενική μορφή ενός VAR(p - 1) υποδείγματος στις πρώτες διαφορές είναι ως εξής:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-p} + B X_t + u_t \quad (3.27)$$

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

Το υπόδειγμα της σχέσης (3.27) αποτελεί μια διαφορετική κατηγορία υποδειγμάτων τα οποία καλούνται ως υποδείγματα διόρθωσης λαθών VECM για τα οποία θα γίνει αναφορά στην συνέχεια του κεφαλαίου. Η μήτρα $\Pi_{k,k}$ διάστασης $k \times k$ είναι η μήτρα των παραμέτρων που πολλαπλασιάζει το διάνυσμα της μεταβλητής Y_{t-1} . Ο βαθμός της μήτρας Π δείχνει αν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών του. Αν το Π είναι μηδενικού βαθμού δεν υπάρχει στάσιμος γραμμικός συνδυασμός οπότε οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται. Η δεύτερη περίπτωση συμβαίνει όταν το διάνυσμα των μεταβλητών Y_t είναι στάσιμο και η τρίτη περίπτωση όταν ο βαθμός του Π είναι μειωμένος. Πιο αναλυτικά ισχύουν οι επόμενες τρεις περιπτώσεις:

➤ **Μηδενικός βαθμός: $r(\Pi) = 0$**

Για να συμβεί το παραπάνω θα πρέπει κάθε στοιχείο της μήτρας Π να είναι μηδενικό, επομένως το VEC γίνεται ένα VAR στις πρώτες διαφορές όπου οι μεταβλητές του είναι στάσιμες $I(0)$ καθώς οι μεταβλητές Y_t είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης $I(1)$. Στην περίπτωση αυτή οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.

➤ **Πλήρης βαθμός: $r(\Pi) = k$**

Αυτό σημαίνει ότι ο πίνακας Π έχει τη μέγιστη τάξη που μπορεί να πάρει, δηλαδή υπάρχουν k γραμμικά ανεξάρτητα διανύσματα, επομένως οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες μηδενικού βαθμού δηλαδή στάσιμες ($Y_t \sim I(0)$). Οπότε δεν τίθεται θέμα συνολοκλήρωσης.

➤ **Μειωμένος βαθμός: $r(\Pi) < k$**

Σε αυτήν την περίπτωση, εάν ο βαθμός της μήτρας Π είναι $r < k$, αυτό σημαίνει ότι οι στήλες της δεν είναι όλες γραμμικά ανεξάρτητες πράγμα που επιτρέπει τη δυνατότητα σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος Y_t . Ο αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης προσδιορίζεται από τον βαθμό της μήτρας Π . Έτσι αν έχουμε k ενδογενείς μεταβλητές και κάθε μία είναι ολοκληρωμένη πρώτης τάξης $I(1)$ τότε μπορούμε να έχουμε το πολύ $k - 1$ σχέσεις συνολοκλήρωσης. Στην περίπτωση αυτή το VECM είναι το ιδανικό.

Σύμφωνα με τα παραπάνω, οι μεταβλητές θα συνολοκληρώνονται στην περίπτωση που $0 < r(\Pi) \leq k - 1$. Η σχέση αυτή αποτελεί τον πυρήνα του ελέγχου συνολοκλήρωσης του Johansen(1988, 1991).

Αν ισχύει $0 < r(\Pi) \leq k - 1$, η μήτρα Π μπορεί να παραγοντοποιηθεί ως το γινόμενο δύο άλλων μητρών α και β μικρότερης τάξης αλλά ίδιου βαθμού k :

$$\Pi = \alpha \times \beta' \quad (3.28)$$

$$(k \times k) = (k \times r)(r \times k)$$

Αντικαθιστώντας την παραπάνω σχέση στην εξίσωση (3.27) ισχύει ότι:

$$\Delta Y_t = \alpha \times \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-p} + B X_t + u_t \quad (3.29)$$

Στην παραπάνω σχέση ο πίνακας β περιέχει τα διανύσματα συνολοκλήρωσης, δηλαδή κάθε στήλη αποτελεί ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Η πίνακας α ενσωματώνει στοιχεία που αποκαλούνται συντελεστές ταχύτητας προσαρμογής και δείχνουν πως μεταβάλλονται βραχυχρόνια οι μεταβλητές.

3.8 Υπόδειγμα διόρθωσης λαθών

Βάσει της διαπίστωσης ότι τα κατάλοιπα που προέκυψαν από την παλινδρόμηση είναι στάσιμα ακολουθεί το βήμα για την εκτίμηση της συνάρτησης μεταξύ των συνολοκληρωμένων μεταβλητών χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών. Η εκτίμηση του Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών μπορεί να γίνει όταν η μηδενική υπόθεση μη συνολοκλήρωσης των μεταβλητών απορριφθεί. Στην περίπτωση που οι δύο μεταβλητές δεν είναι συνολοκληρωμένες, γίνεται χρήση του Διανυσματικού Αυτοπαλίνδρομο Υποδείγματος (VAR) . Αν δύο μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες τότε η μεταξύ τους βραχυχρόνια σχέση ανισορροπίας μπορεί πάντοτε να διατυπωθεί ως ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (Engle – Granger, 1987). Στο υπόδειγμα αυτό συμπεριλαμβάνονται οι διαφορές των μεταβλητών και προστίθεται μια επιπλέον ανεξάρτητη μεταβλητή η οποία είναι η χρονοσειρά των καταλοίπων με μία χρονική υστέρηση. Υποθέτοντας ότι οι μεταβλητές X_t και Y_t είναι συνολοκληρωμένες $I(1)$, τότε το Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών (VEC) έχει την εξής μορφή:

$$\Delta Y_t = -\gamma_1(\varepsilon_{t-1}) + \text{υστερήσεις}(\Delta Y_t, \Delta X_t) + u_{1t} \quad (3.30)$$

$$\Delta X_t = -\gamma_2(\varepsilon_{t-1}) + \text{υστερήσεις}(\Delta Y_t, \Delta X_t) + u_{2t} \quad (3.31)$$

όπου ε_{t-1} είναι τα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης. Παρατηρείται ότι δεν γίνεται καμία διαφοροποίηση μεταξύ εξαρτημένης και ανεξάρτητης μεταβλητής στις εξισώσεις. Θεωρείται ότι και οι δύο μεταβλητές αλληλοσυσχετίζονται χωρίς να υπάρχει εκ των προτέρων κάποια υπόθεση αιτιότητας από τη μία στην άλλη. Το πλεονέκτημα και των δύο εξισώσεων είναι ότι περιέχουν τόσο τις βραχυχρόνιες όσο και τις μακροχρόνιες σχέσεις. Με λίγα λόγια οι παραπάνω σχέσεις δείχνουν τις βραχυχρόνιες προσαρμογές των μεταβλητών X_t και Y_t ώστε να διορθώνονται τυχόν αποκλίσεις από την μακροχρόνια ισορροπία.

3.9 Ανακεφαλαίωση

Από την αναλυτική περιγραφή που έγινε σχετικά με την ανάλυση χρονοσειρών, διαπιστώνεται ότι πολλές φορές η εξήγηση οικονομικών υποδειγμάτων μπορεί να οδηγήσει σε λανθασμένα συμπεράσματα. Όταν σε μια εφαρμογή συμμετέχουν μη – στάσιμες χρονοσειρές αλλά και μεταβλητές που μεταξύ τους δεν υπάρχουν σχέσεις αιτιότητας γίνονται οι αιτίες των λανθασμένων συμπερασμάτων. Στο παρόν κεφάλαιο έγινε αρχικά μια παρουσίαση της έννοιας μίας χρονοσειράς καθώς επίσης τονίστηκε το πόσο σημαντική θεωρείται η στασιμότητα της. Έπειτα, αναπτύχθηκε μια αναλυτική παρουσίαση των μεθόδων που χρησιμοποιούνται για την

διερεύνηση της σχέσης αιτιότητας ανάμεσα σε μεταβλητές. Γίνεται αναφορά στη συμμετοχή μη – στάσιμων μεταβλητών στα υποδείγματα αλλά ταυτόχρονα και μεταβλητών που δεν έχουν σχέσεις αιτιότητας μεταξύ τους παρερμηνεύοντας τα αποτελέσματα δείχνοντας κάποια συσχέτιση μεταξύ αυτών. Η φαινομενική αυτή συσχέτιση οδήγησε τον Granger (1969) να αναπτύξει την θεωρία της αιτιότητας. Στη συνέχεια, αναπτύσσεται λεπτομερώς η θεωρία της συνολοκλήρωσης η οποία αναφέρεται στη σταθερή σχέση μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών στη μακροχρόνια περίοδο καθώς αναλύεται και η εκτίμηση του Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών το οποίο βοηθά στην εξομάλυνση των βραχυχρόνιων ανισορροπιών. Τέλος, αναλύονται οι έλεγχοι συνολοκλήρωσης εστιάζοντας στις δύο επικρατέστερες μεθόδους αυτών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

Εμπειρική ανάλυση

4.1 Εισαγωγή

Υπάρχουν αρκετές εμπειρικές μελέτες οι οποίες διερευνούν τον εντοπισμό της σχέσης μεταξύ της οικονομίας μίας χώρας και του χρηματιστηρίου. Πρωτεύον στόχος μιας τέτοιας μελέτης είναι να εξεταστεί αν το χρέος μιας χώρας επηρεάζει ή επηρεάζεται από τη χρηματιστηριακή αγορά και τι εκδηλώνει η σχέση αυτή σε βραχυχρόνιο και μακροχρόνιο επίπεδο οικονομιών της Ευρωζώνης. Στο παρόν κεφάλαιο θα εφαρμοστούν οι τεχνικές που παρουσιάστηκαν και αναλύθηκαν στα πλαίσια του προηγούμενου κεφαλαίου με σκοπό να διερευνηθεί η ύπαρξη σχέσης αιτιότητας κατά Granger μεταξύ του λόγου χρέος / ΑΕΠ μίας χώρας της Ευρωζώνης με τον αντίστοιχο γενικό χρηματιστηριακό δείκτη.

Αρχικά γίνεται η παρουσίαση των δεδομένων που θα συμβάλλουν στην εμπειρική ανάλυση καθώς και η επεξεργασία τους με την βοήθεια του προγράμματος E-views⁹. Η ανάλυση θα περιλαμβάνει τον έλεγχο στασιμότητας αλλά και την εξασφάλισή της για καθεμία χρονοσειρά ξεχωριστά στην περίπτωση αυτή που δεν υπάρχει. Στη συνέχεια, αφού πρώτα γίνει ο προσδιορισμός του κατάλληλου αριθμού υστερήσεων του υποδείγματος VAR, εφαρμόζεται ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger μεταξύ του χρέους/ΑΕΠ και των χρηματιστηριακών δεικτών. Το κεφάλαιο θα ολοκληρωθεί με την εφαρμογή του ελέγχου συνολοκλήρωσης και με την εφαρμογή του υποδείγματος διόρθωσης λαθών (ECM) αν τελικά αποδειχθεί μέσω του ελέγχου συνολοκλήρωσης ότι σειρές συνδέονται με κάποια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

4.2 Παρουσίαση δεδομένων

Στην εμπειρική ανάλυση θα συμπεριληφθούν οχτώ χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης ομαδοποιημένες σε δύο κατηγορίες, και θα διερευνηθεί η ύπαρξη σχέση αιτιότητας μεταξύ του χρέους μια χώρας με τον γενικό χρηματιστηριακό δείκτη της αντίστοιχης οικονομίας. Στην ομάδα **A** κατατάσσονται οι χώρες πυρήνας της Ευρωζώνης που έμειναν ανεπηρέαστες στο πέρασμα της κρίσης ενώ στην ομάδα **B** ανήκουν οι χώρες οι οποίες επηρεάστηκαν απ' αυτή.

Πίνακας 4.1 Κατηγοριοποίηση χωρών ανάλογα με την επιρροή της κρίσης

ΟΜΑΔΑ Α	ΟΜΑΔΑ Β
ΑΥΣΤΡΙΑ	ΕΛΛΑΔΑ
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	ΙΤΑΛΙΑ
ΒΕΛΓΙΟ	ΙΣΠΑΝΙΑ
ΓΑΛΛΙΑ	ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Για τις παραπάνω Ευρωπαϊκές χώρες χρησιμοποιήθηκαν οι εξής μεταβλητές:

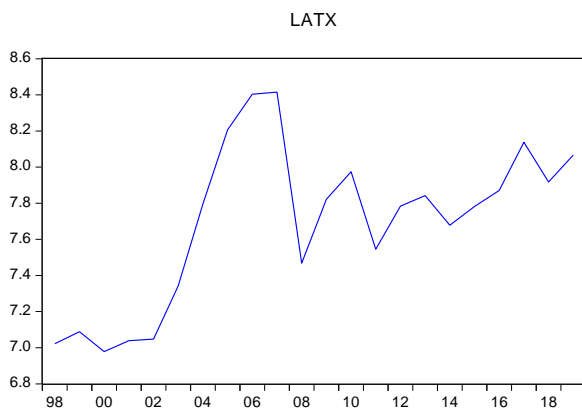
- δείκτης χρέος / ΑΕΠ (Χρέος της κάθε οικονομίας ως ποσοστό του ΑΕΠ)
- γενικός χρηματιστηριακός δείκτης (τρέχουσες ετήσιες τιμές για την κάθε οικονομία)

Τα δεδομένα του χρέους αντλήθηκαν από την πηγή δεδομένων «World Bank», ενώ οι χρηματιστηριακοί δείκτες από την ιστοσελίδα του «Yahoo Finance». Τα δεδομένα αποτελούν ένα σύνολο 22 ετήσιων παρατηρήσεων και καλύπτουν την περίοδο 1/1/1998 έως και 31/12/2019. Στον Πίνακα 4.1 αναγράφονται αναλυτικά οι γενικοί δείκτες των Ευρωπαϊκών χρηματιστηρίων που θα χρησιμοποιηθούν στην ανάλυση.

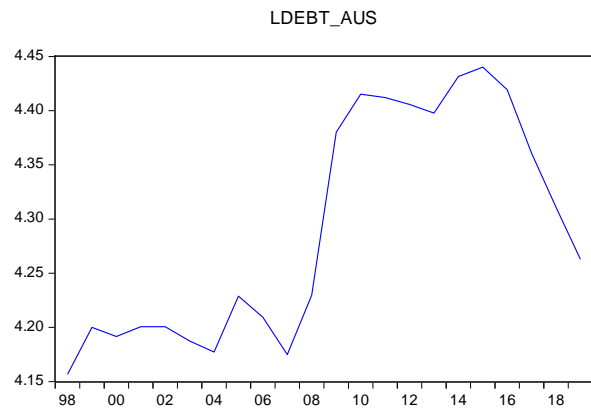
Πίνακας 4.2 Ευρωπαϊκοί Χρηματιστηριακοί Δείκτες για τις υπο μελέτη οικονομίες

ΧΩΡΑ	ΣΥΜΒΟΛΟ
ΑΥΣΤΡΙΑ	ATX
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	AEX
ΒΕΛΓΙΟ	BEL 20
ΓΑΛΛΙΑ	CAC 40
ΕΛΛΑΔΑ	FTSE ATHENS
ΙΤΑΛΙΑ	FTSE MIB
ΙΣΠΑΝΙΑ	IBEX 35
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	PSI 20

Όσον αφορά την επεξεργασία των δεδομένων της ανάλυσης, συνίσταται η χρήση του λογαριθμικού μετασχηματισμού. Παράγοντες όπως ο πληθωρισμός, η κατάσταση της οικονομίας και οι γενικότερες διακυμάνσεις στις αγορές καθορίζουν την τιμή ενός δείκτη με αποτέλεσμα να δημιουργούν τάσεις και διακυμάνσεις σε αυτόν. Κατά συνέπεια, όλες οι χρονοσειρές της ανάλυσης θα μετασχηματιστούν στις αντίστοιχες λογαριθμικές τιμές με στόχο να απαλειφθεί η τάση. Στην περίπτωση που γίνει αντιληπτή η εμφάνιση τάσης στις υπό μελέτη χρονοσειρές, θα μετασχηματιστούν στις αντίστοιχες λογαριθμικές διαφορές ώστε να εξασφαλιστεί η στασιμότητα της κάθε σειράς. Γίνεται σαφές ότι με αυτό τον τρόπο εξετάζονται οι ρυθμοί μεταβολής της κάθε χρονοσειράς. Στην περίπτωση των χρηματιστηριακών δεικτών, η λογαριθμική διαφορά στις διαδοχικές τιμές τους θα αποτελεί τη λογαριθμική ετήσια απόδοση των δεικτών. Είναι χρήσιμο να αναφερθεί πως ο μετασχηματισμός των χρηματιστηριακών δεικτών σε λογαριθμικές αποδόσεις είναι ο πιο διαδεδομένος τρόπος να απεικονίσει κάποιος την πορεία μίας χρηματιστηριακής αγοράς



(α) Εξέλιξη απόδοσης δείκτη LATX



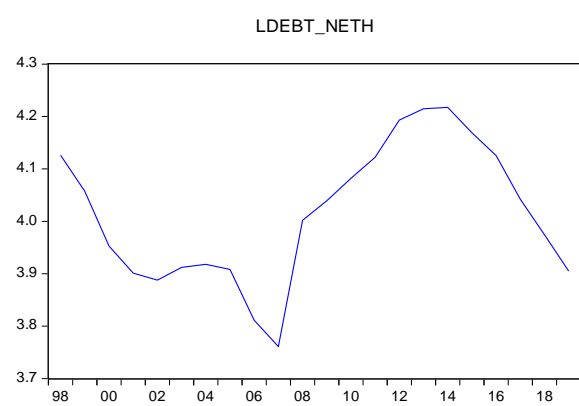
(β) Εξέλιξη Χρέος / ΑΕΠ

Διάγραμμα 4.1

Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Αυστρία



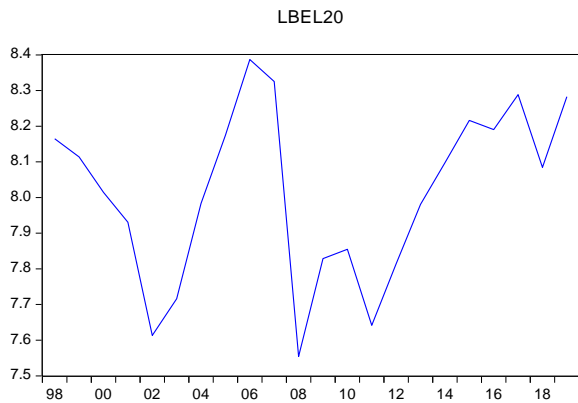
(α) Εξέλιξη απόδοσης δείκτη LAEX



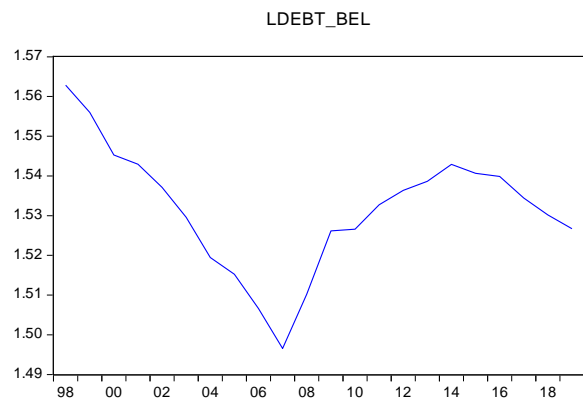
(β) Εξέλιξη Χρέος / ΑΕΠ

Διάγραμμα 4.2

Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ολλανδία



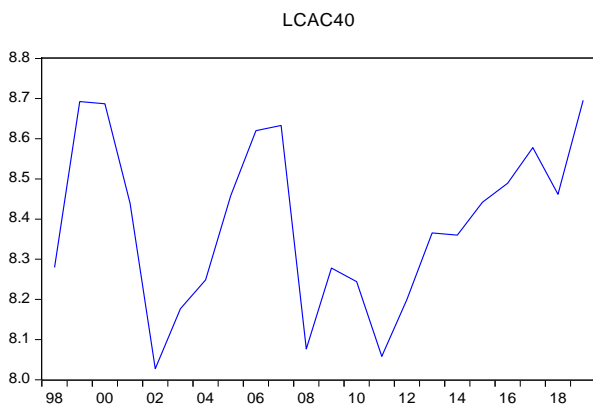
(α) Εξέλιξη απόδοσης δείκτη LBEL20



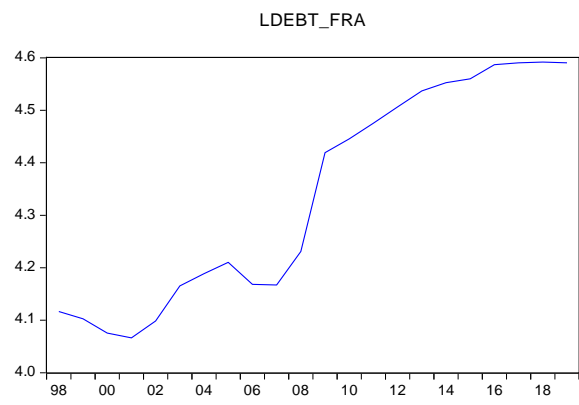
(β) Εξέλιξη Χρέος / ΑΕΠ

Διάγραμμα 4.3

Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Βέλγιο



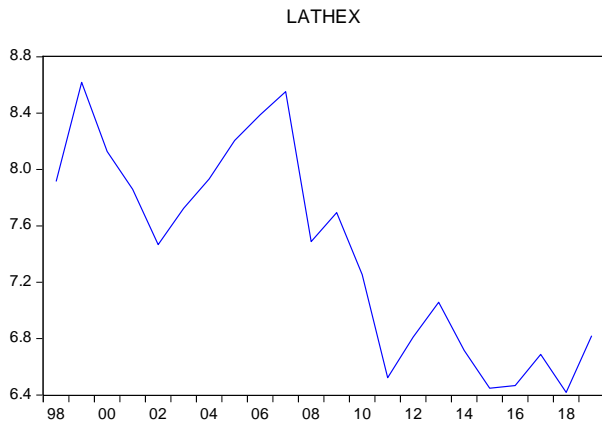
(α) Εξέλιξη απόδοσης δείκτη LCAC40



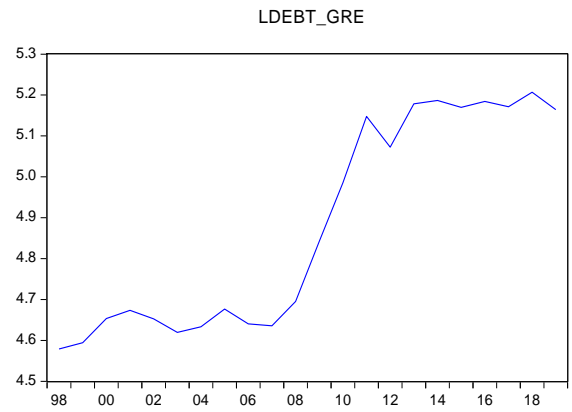
(β) Εξέλιξη Χρέος / ΑΕΠ

Διάγραμμα 4.4

Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Γαλλία

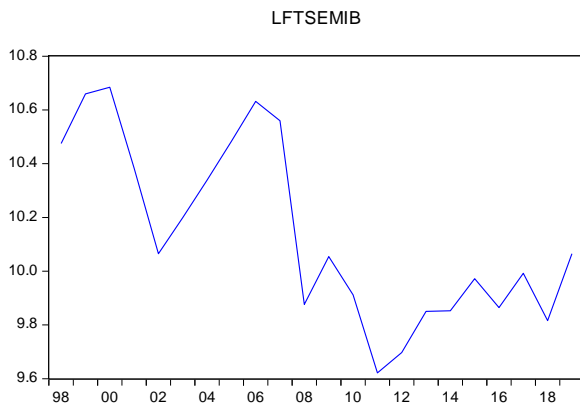


(α) Εξέλιξη απόδοσης δείκτη LFTSE/ATHENS

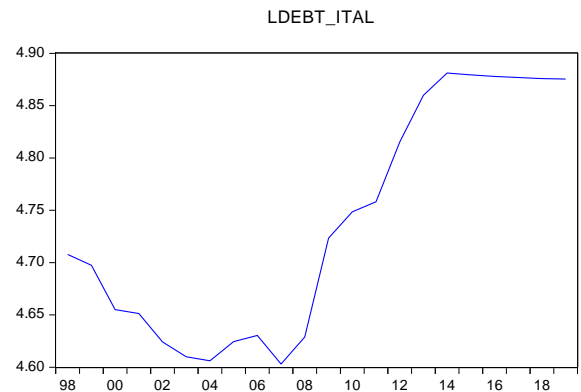


(β) Εξέλιξη Χρέος / ΑΕΠ

Διάγραμμα 4.5
Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ελλάδα

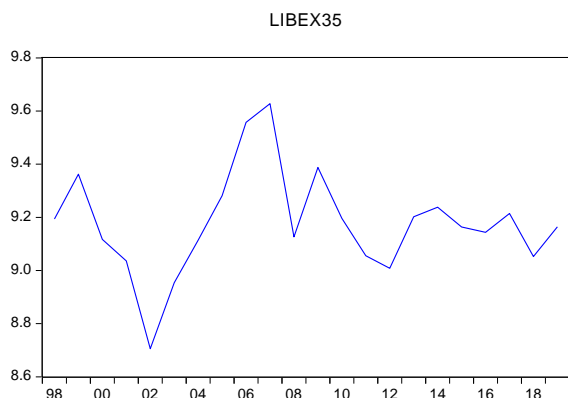


(α) Εξέλιξη απόδοσης δείκτη LFTSEMIB

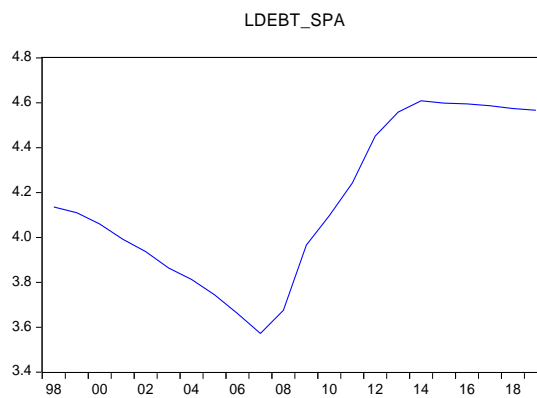


(β) Εξέλιξη Χρέος / ΑΕΠ

Διάγραμμα 4.6
Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ιταλία



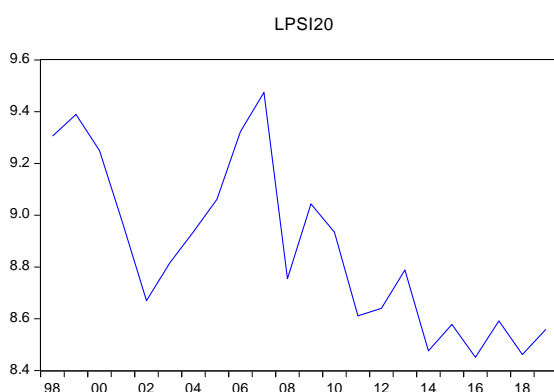
(α) Εξέλιξη απόδοσης δείκτη LIBEX35



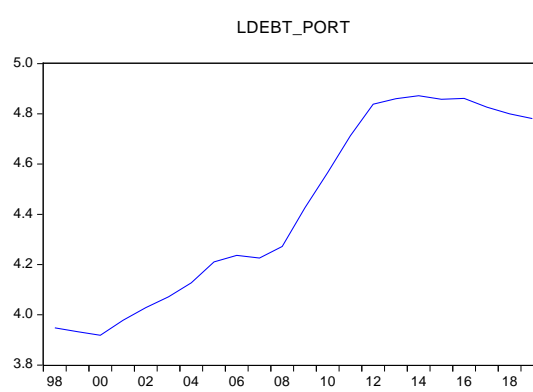
(β) Εξέλιξη Χρέος / ΑΕΠ

Διάγραμμα 4.7

Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Ισπανία



(α) Εξέλιξη απόδοσης δείκτη LPSI20



(β) Εξέλιξη Χρέος/ΑΕΠ

Διάγραμμα 4.8

Εξέλιξη των υπό μελέτη μεταβλητών για την Πορτογαλία

Στα διαγράμματα 4.1 έως 4.8 καταγράφεται η συμπεριφορά των υπό μελέτη μεταβλητών για κάθε Ευρωπαϊκή χώρα. Για το μεγαλύτερο μέρος των χωρών και οι δύο εξεταζόμενες μεταβλητές παρουσιάζουν έντονη μεταβλητότητα. Όσον αφορά τα διαγράμματα των χρηματιστηριακών δεκτών παρατηρείται ότι οι χώρες που ανήκουν στην ομάδα Α έμειναν αλώβητες στο ξέσπασμα

της κρίσης του 2008. Αυτό φαίνεται στο ότι οι τέσσερις χώρες μετά την κρίση παρουσιάζουν μια αυξητική τάση στις τιμές των δεικτών

Για τις οικονομίες που ανήκουν στην ομάδα Β παρατηρείται ότι η χρηματοπιστωτική κρίση προκάλεσε σοβαρές επιπτώσεις στην οικονομία τους. Όπως φαίνεται και από τα διαγράμματα τους από το έτος 2008 και μετά οι τιμές των γενικών δεικτών παρουσιάζουν κατακόρυφη πτώση με εξαίρεση την Ισπανία της οποίας τα επίπεδα των τιμών μειώθηκαν λιγότερο σε σχέση με τις υπόλοιπες χώρες της ίδιας ομάδας. Η καθοδική πορεία των δεικτών οφείλεται στο αρνητικό κλίμα που δημιουργήθηκε με την οικονομική κρίση του 2007 η οποία φαίνεται πως επηρέασε τις τιμές των μετοχών των εταιρειών εμποδίζοντας το αγοραστικό κοινό να επενδύσει.

Παράλληλα για τις γραφικές παραστάσεις που αποτυπώνουν την εξέλιξη της τιμής Χρέους προς ΑΕΠ της ομάδας Α, ενώ φαίνεται μια αύξηση του χρέους μετά το πέρας της κρίσης, φαίνεται ότι από το έτος 2014 τα ποσοστά του χρέους μειώνονται σημαντικά. Εξαίρεση αποτελεί η Γαλλία στην οποία φαίνεται ότι οι τιμές των ποσοστών του λόγου Χρέος / ΑΕΠ αυξάνονται μέχρι και σήμερα. Για την ομάδα Β και τα διαγράμματα που απεικονίζουν το Χρέος / ΑΕΠ εξάγεται το αναμενόμενο συμπέρασμα ότι η κρίση από το 2008 και μετά φαίνεται να ισοπέδωσε την οικονομία τους, με αποτέλεσμα οι τιμές του Χρέους προς ΑΕΠ να έχουν μια συνεχή ανοδική πορεία.

4.3 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Στην ενότητα αυτή γίνεται ο έλεγχος ύπαρξης στασιμότητας των υπό μελέτη χρονοσειρών, με σκοπό να αποφευχθεί το φαινόμενο της πλασματικής παλίνδρομης και την απαλοιφή της πιθανής τάσης όπως έχει αναφερθεί και αναλυθεί σε προηγούμενο κεφάλαιο. Ο έλεγχος της μοναδιαίας ρίζας των Dickey – Fuller (1979, 1981) αποτελεί μια μέθοδο ελέγχου ύπαρξης στασιμότητας της χρονοσειράς. Για να ελεγχθεί η ύπαρξη ρίζας χρησιμοποιείται ο επαυξημένος έλεγχος των Dickey – Fuller και στην περίπτωση που είναι υπαρκτή, επαναλαμβάνεται η διαδικασία στις πρώτες διαφορές μέχρις ότου η χρονοσειρά να γίνει στάσιμη. Επίσης θα γίνει έλεγχος ως προς τη σημαντικότητα της πιθανής ύπαρξης τάσης ή σταθεράς. Οι στατιστικοί έλεγχοι που χρησιμοποιούνται για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, σταθερού όρου και τάσης είναι οι ακόλουθοι:

❖ Έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας

H_0 : η χρονοσειρά έχει μοναδιαία ρίζα

H_1 : η χρονοσειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα

❖ Έλεγχος ύπαρξης σταθερού όρου

H_0 : η χρονοσειρά δεν έχει σταθερό όρο

H_1 : η χρονοσειρά έχει σταθερό όρο

❖ Έλεγχος ύπαρξης τάσης

H_0 : η χρονοσειρά δεν έχει τάση

H_1 : η χρονοσειρά έχει τάση

Όσον αφορά τον αριθμό χρονικών υστερήσεων που συμμετέχουν στην μελέτη, έχει παρατηρηθεί ότι ο έλεγχος ADF παρουσιάζει προβλήματα όταν ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων είναι μεγάλος και ταυτόχρονα η ύπαρξη πολλών χρονικών υστερήσεων μειώνει την δύναμη του ελέγχου να απορρίψει την μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας (Agiakloglou και Newbold, 1991). Έτσι για τον προσδιορισμό του αριθμού των χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιείται το κριτήριο AIC. Σύμφωνα με τους Dickey & Said (1984) ο αριθμός των υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής για παρόμοια υποδείγματα δεν μπορεί να ξεπερνάει το $T^{1/3}$ όπου T το πλήθος των παρατηρήσεων. Στην συγκεκριμένη περίπτωση το σύνολο των παρατηρήσεων είναι 22 επομένως ο μέγιστος αριθμός χρονικών υστερήσεων είναι 3 καθώς $T^{1/3} = (22)^{1/3} = 2,8020$. Το επίπεδο σημαντικότητας για όλους τους ελέγχους είναι η τιμή 5%. Στην αρχή εξετάζεται το υπόδειγμα που περιλαμβάνει τη σταθερά και την τάση και πραγματοποιώντας έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας επιλέγεται τελικά το υπόδειγμα με τις σημαντικές μεταβλητές. Στον Πίνακα 4.2 δίνονται τα αποτελέσματα των παραπάνω στατιστικών ελέγχων, αναλυτικά βρίσκονται στο Παράρτημα Α, για τις υπό μελέτη χρονοσειρές στα επίπεδα (*levels*) των τιμών τους:

Πίνακας 4.3

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των χρηματιστηριακών δεικτών (Level)

Χώρα	Σταθερός Όρος	Τάση	t-statistic	p-value	MaxLag	Αποτέλεσμα ελέγχου
Αυστρία	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-1.919635	0.3175	3	Μη απόρριψη H_0 Μη στάσιμη
Ολλανδία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	0.023187	0.6790	3	Μη απόρριψη H_0 Μη στάσιμη
Βέλγιο	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2.401419	0.1532	3	Μη απόρριψη H_0 Μη στάσιμη
Γαλλία	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2.531306	0.1227	3	Μη απόρριψη H_0 Μη στάσιμη
Ελλάδα	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-1.279981	0.6188	3	Μη απόρριψη H_0 Μη στάσιμη
Ιταλία	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-1.769824	0.3840	3	Μη απόρριψη H_0 Μη στάσιμη
Ισπανία	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2.644994	0.1002	3	Μη απόρριψη H_0 Μη στάσιμη
Πορτογαλία	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-1.977640	0.2935	3	Μη απόρριψη H_0 Μη στάσιμη

Πίνακας 4.4

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των χρηματιστηριακών δεικτών στις πρώτες διαφορές (1st Difference)

Χώρα	Σταθερός Όρος	Τάση	t-statistic	p-value	MaxLag	Αποτέλεσμα ελέγχου
Αυστρία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-4.655728	0.0001	3	Απόρριψη H ₀ Στάσιμη
Ολλανδία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-4.915755	0.0000	3	Απόρριψη H ₀ Στάσιμη
Βέλγιο	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-4.644500	0.0001	3	Απόρριψη H ₀ Στάσιμη
Γαλλία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-4.906261	0.0000	3	Απόρριψη H ₀ Στάσιμη
Ελλάδα	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-5.252888	0.0000	3	Απόρριψη H ₀ Στάσιμη
Ιταλία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-4.558184	0.0001	3	Απόρριψη H ₀ Στάσιμη
Ισπανία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-5.329045	0.0000	3	Απόρριψη H ₀ Στάσιμη
Πορτογαλία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-5.499882	0.0000	3	Απόρριψη H ₀ Στάσιμη

Πίνακας 4.5

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για το Χρέος/ΑΕΠ στα επίπεδα των τιμών των μεταβλητών (Level)

Χώρα	Σταθερά	Τάση	t-statistic	p-value	MaxLag	Αποτέλεσμα ελέγχου
Αυστρία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	0.384773	0.7850	3	Μη απόρριψη H ₀ Μη στάσιμη
Ολλανδία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-0.671213	0.4141	3	Μη απόρριψη H ₀ Μη στάσιμη
Βέλγιο	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2.997812	0.0542	3	Μη απόρριψη H ₀ Μη στάσιμη
Γαλλία	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2.664861	0.2591	3	Μη απόρριψη H ₀ Μη στάσιμη
Ελλάδα	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2.368866	0.3818	3	Μη απόρριψη H ₀ Μη στάσιμη
Ιταλία	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-2.978862	0.1640	3	Μη απόρριψη H ₀ Μη στάσιμη
Ισπανία	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά σημαντική	-3.165688	0.1221	3	Μη απόρριψη H ₀ Μη στάσιμη
Πορτογαλία	Στατιστικά σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-1.786999	0.3756	3	Μη απόρριψη H ₀ Μη στάσιμη

Πίνακας 4.6

Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για το χρέους/ΑΕΠ στις πρώτες διαφορές (1st Difference)

Χώρα	Σταθερά	Τάση	t-statistic	p-value	MaxLag	Αποτέλεσμα ελέγχου
Αυστρία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2.976304	0.0051	3	Απόρριψη H_0 Στάσιμη
Ολλανδία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-3.048762	0.0042	3	Απόρριψη H_0 Στάσιμη
Βέλγιο	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-4.283691	0.0002	3	Απόρριψη H_0 Στάσιμη
Γαλλία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2.684008	0.0100	3	Απόρριψη H_0 Στάσιμη
Ελλάδα	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-6.151165	0.0000	3	Απόρριψη H_0 Στάσιμη
Ιταλία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-3.681980	0.0009	3	Απόρριψη H_0 Στάσιμη
Ισπανία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-3.748244	0.0008	3	Απόρριψη H_0 Στάσιμη
Πορτογαλία	Στατιστικά μη σημαντική	Στατιστικά μη σημαντική	-2.969391	0.0051	3	Απόρριψη H_0 Στάσιμη

Όπως προκύπτει από τον Πίνακα 4.3 όλες οι χρονοσειρές είναι μη – στάσιμες αφού έχουν $p - value > 0.05$. Επομένως θα γίνουν οι έλεγχοι σε πρώτες διαφορές των λογαριθμικών τιμών των μεταβλητών ώστε οι χρονοσειρές να γίνουν στάσιμες. Στον πίνακα 4.4, προκύπτουν τα αποτελέσματα που αφορούν τη στασιμότητα των μεταβλητών κρατώντας ή αφαιρώντας τη σταθερά ή/και την τάση ανάλογα με τη στατιστική σημαντικότητά τους. Επομένως, ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας έπειτα από την εφαρμογή των πρώτων διαφορών δείχνει ότι οι χρονοσειρές είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους εφόσον οι τιμές των $p - value$ είναι μικρότερες από 0.05. Η ίδια διαδικασία ακολουθείται και για τις μεταβλητές που αφορούν το χρέος / ΑΕΠ όπου και σε αυτή την περίπτωση το επίπεδο σημαντικότητας που έχει επιλεγεί για την απόρριψη ή μη του ελέγχου είναι η τιμή 0.05. Στον Πίνακα 4.5 όλες οι χρονοσειρές που αφορούν το χρέος είναι μη – στάσιμες αφού έχουν $p - value$ μεγαλύτερο από 0.05 όπου και σε αυτήν την περίπτωση θα γίνουν οι ίδιοι έλεγχοι σε πρώτες διαφορές των λογαριθμικών τιμών των μεταβλητών ώστε οι χρονοσειρές να μετατραπούν σε στάσιμες. Στον Πίνακα 4.6 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της μεταβλητής του χρέους / ΑΕΠ για την κάθε χώρα στις πρώτες διαφορές όπου φαίνεται οι χρονοσειρές να είναι στάσιμες. Τέλος, γίνεται φανερό πως πλέον όλες χρονοσειρές έχουν μετατραπεί σε στάσιμες με τις τιμές των $p - value$ να είναι μικρότερες από το 0.05, απορρίπτοντας έτσι τη μηδενική υπόθεση περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Επομένως, από τα παραπάνω αποτελέσματα όλες οι χρονοσειρές έχουν μετατραπεί σε στάσιμες στις πρώτες διαφορές $I(1)$.

4.4 Διερεύνηση αιτιότητας κατά Granger

Έχει γίνει σαφές σε προηγούμενο κεφάλαιο πως η υψηλή συσχέτιση μεταξύ δύο μεταβλητών δεν αποτελεί απόδειξη σχέσης αιτιότητας μεταξύ τους. Προτού όμως διεξαχθεί ο έλεγχος ύπαρξης αιτιότητας είναι απαραίτητος ο προσδιορισμός του κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων που θα χρησιμοποιηθεί για κάθε υπόδειγμα δεδομένου ότι η αιτιότητα κατά Granger προϋποθέτει την εφαρμογή VAR υποδείγματος στα δεδομένα. Τα VAR υποδείγματα στην περίπτωση μας είναι διμεταβλητά (δύο μεταβλητές και ένα υπόδειγμα για την κάθε οικονομία) και το κάθε υπόδειγμα ελέγχει τη βραχυχρόνια σχέση που έχει το χρέος με την αντίστοιχη απόδοση του γενικού δείκτη της εκάστοτε οικονομίας.

Το VAR υπόδειγμα είναι ένα σύστημα εξισώσεων στο οποίο περιλαμβάνονται ενδογενείς μεταβλητές και καθεμία από αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Σημαντική προϋπόθεση στα VAR υποδείγματα είναι η στασιμότητα των μεταβλητών με την ίδια τάξη βαθμού συνολοκλήρωσης. Επομένως θα γίνει η χρήση των χρονοσειρών που μετατράπηκαν σε στάσιμες έπειτα από την χρήση πρώτων διαφορών των λογαριθμικών τιμών τους. Για τον προσδιορισμό του άριστου βαθμού χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούνται τα συνήθη κριτήρια (LogL, LR, FPE, AIC, SC, HQ).

Απαραίτητη προϋπόθεση για την επιλογή του βέλτιστου αριθμού υστερήσεων είναι να μην υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, να υπάρχει ομοσκεδαστικότητα και κανονικότητα. Στην περίπτωση που παραβιαστούν οι υποθέσεις των καταλοίπων, εξετάζεται ο επόμενος αριθμός υστερήσεων. Εφαρμόζουμε ένα VAR μοντέλο ανάμεσα στις λογαριθμικές αποδόσεις των δεικτών για κάθε οικονομία με τα αντίστοιχα δεδομένα χρέος / ΑΕΠ. Στον Πίνακα 4.7, Παράρτημα Β παρουσιάζονται οι βέλτιστοι αριθμοί των υστερήσεων για κάθε διμεταβλητό VAR:

Πίνακας 4.7

Χρονικές υστερήσεις των διανυσματικών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων

ΧΩΡΑ	ΧΡΟΝΙΚΕΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ
ΑΥΣΤΡΙΑ	1
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	2
ΒΕΛΓΙΟ	1
ΓΑΛΛΙΑ	1
ΕΛΛΑΔΑ	3
ΙΤΑΛΙΑ	1
ΙΣΠΑΝΙΑ	1
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	1

Στην συνέχεια θα γίνει ο έλεγχος ύπαρξης αιτιότητας κατά Granger ο οποίος αφορά τη βραχυπρόθεσμη αιτιότητα μεταξύ των μεταβλητών. Όσον αφορά τις υποθέσεις του ελέγχου που εξετάζονται, με Y_t συμβολίζεται η χρονοσειρά που απεικονίζει τις λογαριθμικές τιμές του χρέους προς ΑΕΠ και με X_t τη χρονοσειρά που απεικονίζει τις λογαριθμικές αποδόσεις των δεικτών:

$H_0 : \eta \quad Y_t \quad \text{δεν αιτιάζει την } X_t$

$H_0 : \eta \quad X_t \quad \text{δεν αιτιάζει την } Y_t$

Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger γίνεται με τη χρήση της στατιστικής F όπου εάν η τιμή της κριτικής τιμής της κατανομής F είναι μικρότερη από την τιμή της στατιστικής F ή η αντίστοιχη πιθανότητα p – value είναι μικρότερη από το επίπεδο σημαντικότητας, τότε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται. Στο παράρτημα Γ παρατίθενται αναλυτικότερα οι έλεγχοι κατά Granger και στον Πίνακα 4.8 παρουσιάζονται τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα:

Πίνακας 4.8

Αποτελέσματα Granger Causality για κάθε δείκτη χρέος / ΑΕΠ με τον χρηματιστηριακό δείκτη για κάθε οικονομία

Δείκτης Χρέος/ΑΕΠ	Lags	Μηδενική Υποθεση	F-Statistic	p-value	Αποτέλεσμα Ελέγχου
DEBT_LAUS	1	H D1_LATX δεν αιτιάζει την D1_LDEBT_AUS	6.73759	0.0108	Απορρίπτω την H₀
		H D1_LDEBT_AUS δεν αιτιάζει την D1_LATX	0.60384	0.4478	Δεν απορρίπτω την H ₀
DEBT_LNETH	2	H D1_LAEX δεν αιτιάζει την D1_LDEBT_NETH	0.09231	0.9124	Δεν απορρίπτω την H ₀
		H D1_LDEBT_NETH δεν αιτιάζει την D1_LAEX	2.28112	0.1388	Δεν απορρίπτω την H ₀
DEBT_LBEL	1	H D1_LBEL20 δεν αιτιάζει την D1_LDEBT_BEL	0.05411	0.8188	Δεν απορρίπτω την H ₀
		H D1_LDEBT_BEL δεν αιτιάζει την D1_LBEL20	1.16683	0.2951	Δεν απορρίπτω την H ₀
DEBT_LFRA	1	H D1_LCAC40 δεν αιτιάζει την D1_LDEBT_FRA	27.9194	0.0000	Απορρίπτω την H₀
		H D1_LDEBT_FRA δεν αιτιάζει την D1_LCAC40	0.93767	0.3465	Δεν απορρίπτω την H ₀
DEBT_LGR	3	H D1_LFTSE_ATHENS δεν αιτιάζει την D1_LDEBT_GR	0.35405	0.7872	Δεν απορρίπτω την H ₀
		H D1_LDEBT_GR δεν αιτιάζει την D1_LFTSE_ATHENS	3.13793	0.0693	Δεν απορρίπτω την H ₀
DEBT_LITA	1	H D1_FTSEMIB δεν αιτιάζει την D1_LDEBT_ITA	3.71642	0.0708	Δεν απορρίπτω την H ₀
		H D1_LDEBT_ITA δεν αιτιάζει την D1_FTSEMIB	0.01986	0.8896	Δεν απορρίπτω την H ₀
DEBT_LSPA	1	H D1_LIBEX35 δεν αιτιάζει την D1_LDEBT_SPA	0.72447	0.4065	Δεν απορρίπτω την H ₀
		H D1_LDEBT_SPA δεν αιτιάζει την D1_LIBEX35	0.93552	0.3470	Δεν απορρίπτω την H ₀
DEBT_LPORT	1	H D1_LPSI20 δεν αιτιάζει την D1_LDEBT_PORT	0.41476	0.5273	Δεν απορρίπτω την H ₀
		H D1_LDEBT_PORT δεν αιτιάζει την D1_LPSI20	4.47416	0.0478	Απορρίπτω την H₀

Στον Πίνακα 4.8, παρατηρείται πως η μεταβολή των τιμών του χρηματιστηριακού δείκτη της Αυστρίας επηρεάζει τη μεταβολή των τιμών του χρέους / ΑΕΠ με μονόδρομη κατεύθυνση (**D1_LATX**→**LDEBT_AUS**). Το ίδιο συμβαίνει και για τη χώρα της Γαλλίας καθώς φαίνεται ότι ο χρηματιστηριακός δείκτης αιτιάζει το χρέος / ΑΕΠ με μονόδρομη κατεύθυνση και σε αυτήν την περίπτωση (**D1_LCAC40**→**DEBT_LFRA**). Για τη χώρα της Πορτογαλίας παρατηρείται ότι η μεταβολή των τιμών του χρέους / ΑΕΠ επηρεάζει τη μεταβολή των τιμών του χρηματιστηριακού δείκτη με μονόδρομη κατεύθυνση (**DEBT_LPORT** → **D1_LPSI20**). Για τις οικονομίες της Ολλανδίας, του Βελγίου, της Ελλάδας και της Ιταλίας δεν προκύπτει κάποια

σχέση αιτιότητας κατά Granger μεταξύ του χρέους προς ΑΕΠ και των χρηματιστηριακών δεικτών.

4.5 Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης πραγματοποιείται μόνο στην περίπτωση κατά την οποία οι μεταβλητές έχουν τον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης. Η τάξη συνολοκλήρωσης μπορεί να είναι το πολύ $p - 1$ όπου p το πλήθος των μεταβλητών. Είναι χρήσιμο να αναφερθεί ότι στην περίπτωση των διμεταβλητών υποδειγμάτων, εάν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται τότε το διάνυσμα της συνολοκλήρωσης είναι μοναδικό. Στη συγκεκριμένη περίπτωση, για την εξέταση της συνολοκλήρωσης στις υπό μελέτη μεταβλητές, έχει γίνει χρήση της μεθόδου της μιας εξίσωσης (Engle – Granger) καθώς υπάρχει μόνο ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Σε αυτή την κατηγορία της μιας εξίσωσης ο έλεγχος των Engle – Granger (1987) είναι ο πιο διαδεδομένος έλεγχος. Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου περί μη – στασιμότητας των καταλοίπων έχει ως επακόλουθο την απουσία σχέσεως συνολοκλήρωσης. Να σημειωθεί ότι για κάθε διμεταβλητό υπόδειγμα, ως εξαρτημένη μεταβλητή αναφέρεται το χρέος και ως ερμηνευτική ο χρηματιστηριακός δείκτης. Ο έλεγχος που εξετάζεται είναι:

H_0 : Τα κατάλοιπα δεν είναι στάσιμα, δεν υπάρχει συνολοκλήρωση
μεταξύ των δύο μεταβλητών

H_1 : Τα κατάλοιπα είναι στάσιμα, υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ
των δύο μεταβλητών

Το Eviews χρησιμοποιεί για τον έλεγχο των Engle – Granger (1987) τις κριτικές τιμές Mackinnon (1991) (Παράρτημα Δ).

Πίνακας 4.9

Αποτελέσματα ελέγχου συνολοκλήρωσης Engle – Granger των ανά δύο υπό μελέτη χρονοσειρών

<i>Χώρα</i>	<i>Μεταβλητές στο υπόδειγμα</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>p-value</i>	<i>Αποτέλεσμα ελέγχου για τα κατάλοιπα</i>
<i>ΑΥΣΤΡΙΑ</i>	L_DEBT_AUS-LATX	-1.790774	0.0703	Δεν απορρίπτω την H_0
<i>ΟΛΛΑΝΔΙΑ</i>	L_DEBT_NETH-LAEX	-2.034921	0.0427	Απορρίπτω την H_0
<i>ΒΕΛΓΙΟ</i>	L_DEBT_BEL-LBEL20	-2.867560	0.0068	Απορρίπτω την H_0
<i>ΓΑΛΛΙΑ</i>	L_DEBT_FRA-LCAC40	-1.036095	0.2599	Δεν απορρίπτω την H_0
<i>ΕΛΛΑΔΑ</i>	L_DEBT_GRE-LATHEX	-3.780584	0.0007	Απορρίπτω την H_0
<i>ΙΤΑΛΙΑ</i>	L_DEBT_ITAL-LIBEX35	-1.482613	0.1258	Δεν απορρίπτω την H_0
<i>ΙΣΠΑΝΙΑ</i>	L_DEBT_SPA-LFSTEMIB	-0.526823	0.4763	Δεν απορρίπτω την H_0
<i>ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ</i>	L_DEBT_PORT-LPSI20	-2.164751	0.0322	Απορρίπτω την H_0

Στον Πίνακα 4.9, δίνονται συγκεντρωτικά τα αποτελέσματα ελέγχου συνολοκλήρωσης για κάθε διμεταβλητό υπόδειγμα. Συγκεκριμένα βάσει αυτών παρατηρείται ότι μόνο οι χρονοσειρές για τις χώρες της Ολλανδίας, του Βελγίου, της Ελλάδας και της Πορτογαλίας συνολοκληρώνονται καθώς οι αντίστοιχες τιμές των p – value των ελέγχων είναι μικρότερες από το επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επομένως παρατηρείται ότι οι τέσσερις αυτές οικονομίες μακροχρόνια θα ισορροπούν.

4.6 Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών

Σύμφωνα με την προηγούμενη παράγραφο 4.3, όταν δύο μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες συνεπάγεται ότι υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ αυτών. Μπορεί όμως αυτές οι δύο μεταβλητές μακροχρόνια να ισορροπούν αλλά βραχυχρόνια να υπάρχει μια σχέση ανισορροπίας μεταξύ τους. Αυτή η βραχυχρόνια σχέση μπορεί να αποτυπωθεί με ένα υπόδειγμα το οποίο ονομάζεται υπόδειγμα διόρθωσης λαθών. Το σφάλμα ισορροπίας θα συνενώσει τη βραχυχρόνια με τη μακροχρόνια περίοδο. Για να υπάρξει σύγκλιση θα πρέπει ο συντελεστής προσαρμογής να είναι αρνητικός και μικρότερος από την μονάδα κατ' απόλυτη τιμή ($0 < \phi < 1$) και στατιστικά σημαντικός. Στη συγκεκριμένη περίπτωση οι εξισώσεις των VECM υποδειγμάτων είναι οι εξής:

$$\Delta DEBT_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta DEBT_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta IND_{t-i} + \varphi_{DEBT} Z_{t-1} + \mu_{1t} \quad (4.1)$$

$$\Delta IND_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k b_i \Delta IND_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_i \Delta DEBT_{t-i} + \varphi_{IND} Z_{t-1} + \mu_{2t} \quad (4.2)$$

Στο σημείο αυτό θα εξεταστούν για τις συνολοκληρωμένες χρονοσειρές (Ολλανδία, Βέλγιο, Ελλάδα, Πορτογαλία) τα υποδείγματα διόρθωσης λαθών με στόχο τη διόρθωση της τιμής των ενδογενών μεταβλητών για το σφάλμα βραχυχρόνιας ανισορροπίας. Τα αποτελέσματα παρατίθενται στο Παράρτημα Δ:

Πίνακας 4.10
Εκτίμηση συντελεστών διόρθωσης λαθών

Χώρα	Coefficient		t-statistic	
	<u>D(LDEBT_NETH)</u>	<u>D(LAEX)</u>	<u>D(LDEBT_NETH)</u>	<u>D(LAEX)</u>
Ολλανδία	0.001838	0.021418	[0.29671]	[1.24232]
Βέλγιο	<u>D(LDEBT_BEL)</u> -0.051282	<u>D(LBEL20)</u> 4.072995	<u>D(LDEBT_BEL)</u> [-1.18935]	<u>D(LBEL20)</u> [2.56330]
Ελλάδα	<u>D(LDEBT_GRE)</u> 0.139937	<u>D(LATHEX)</u> -3.579458	<u>D(LDEBT_GRE)</u> [0.52073]	<u>D(LATHEX)</u> [-3.13813]
Πορτογαλία	<u>D(LDEBT_POR)</u> 0.042299	<u>D(PSI20)</u> -0.338077	<u>D(LDEBT_PORT)</u> [1.92110]	<u>D(PSI20)</u> [-2.68491]

Από τον Πίνακα 4.10 παρατηρείται ότι, για την περίπτωση της Ολλανδίας, δεν μπορεί να ισχυριστεί κανείς ότι υπάρχει μακροχρόνια αιτιότητα μεταξύ των μεταβλητών του χρέους $D(LDEBT_NETH)$ και του δείκτη $D(LAEX)$ καθώς ο συντελεστής προσαρμογής είναι θετικός και στατιστικά μη σημαντικός και για τις δύο μεταβλητές. Για την οικονομία του Βελγίου, ο συντελεστής προσαρμογής όταν εξαρτημένη μεταβλητή είναι ο $D(LDEBT_BEL)$ είναι αρνητικός και στατιστικά μη σημαντικός ($|-1.18935| < 1,96$), ενώ ο συντελεστής προσαρμογής όταν εξαρτημένη μεταβλητή είναι ο $D(LBEL20)$ είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός ($|2.56330| > 1,96$). Επομένως και σ' αυτή την περίπτωση δεν μπορεί να εξαχθεί το συμπέρασμα ότι υπάρχει μακροχρόνια αιτιότητα μεταξύ των μεταβλητών. Για την οικονομία της Ελλάδας, ο συντελεστής προσαρμογής όταν εξαρτημένη μεταβλητή είναι ο $D(LDEBT_GRE)$ είναι θετικός και στατιστικά μη σημαντικός ($|-0.52073| < 1,96$), ενώ ο συντελεστής προσαρμογής όταν εξαρτημένη μεταβλητή είναι ο $D(LATHEX)$ είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός ($|3.13813| > 1,96$). Παρόλο που ο συντελεστής είναι αρνητικός, δεν ικανοποιεί τη σχέση ($0 < \phi < 1$). Επομένως διαπιστώνεται ότι ούτε για την οικονομία της Ελλάδας μπορεί να διαπιστωθεί μακροχρόνια αιτιότητα μεταξύ των μεταβλητών. Για την οικονομία της Πορτογαλίας, ο συντελεστής προσαρμογής όταν εξαρτημένη μεταβλητή είναι το $D(LDEBT_POR)$ είναι θετικός και στατιστικά μη σημαντικός ($|1.92110| < 1,96$), ενώ ο συντελεστής προσαρμογής όταν εξαρτημένη μεταβλητή είναι το $D(PSI20)$ είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός ($|-2.68491| > 1,96$). Στην περίπτωση που εξαρτημένη μεταβλητή είναι ο χρηματιστηριακός δείκτης, ο συντελεστής ικανοποιεί όλες τις προϋποθέσεις οι οποίες μπορούν να οδηγήσουν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει μακροχρόνια αιτιότητα από το Χρέος προς τον Δείκτη για την οικονομία της Πορτογαλίας (μονόδρομη αιτιότητα).

4.7 Συμπεράσματα

Για τη διερεύνηση της σχέσης μεταξύ των τιμών χρέους και χρηματιστηριακών δεικτών των οικονομιών που αντιστάθηκαν αλλά και επηρεάστηκαν από την οικονομική κρίση, χρησιμοποιήθηκαν και εφαρμόστηκαν τα διμεταβλητά υποδείγματα VAR ώστε να μπορεί να εφαρμοστεί ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger (*Granger Causality*). Ο πρωταρχικός σκοπός της ανάλυσης ήταν ο εντοπισμός των αιτιωδών σχέσεων, συγκεκριμένα η κατεύθυνση της αιτιότητας ενώ στη συνέχεια ο έλεγχος για την ύπαρξη ή μη συνολοκλήρωσής τους.

Η μελέτη πραγματοποιήθηκε σε οκτώ ευρωπαϊκές οικονομίες συγκεκριμένα στις Αυστρία, Ολλανδία, Βέλγιο, Γαλλία (ΟΜΑΔΑ Α), και στις Ελλάδα, Ιταλία, Ισπανία και Πορτογαλία (ΟΜΑΔΑ Β). Για καθεμία από αυτές χρησιμοποιήθηκαν οι τιμές του λόγου Χρέους προς ΑΕΠ

και οι τιμές των γενικών χρηματιστηριακών δεικτών σε ετήσια δεδομένα. Οι γενικοί δείκτες που χρησιμοποιήθηκαν ήταν με την αντίστοιχη σειρά οι εξής: ATX, AEX, BEL20, CAC40, FTSEATHENS, FTSEMIB, IBEX35, PSI20. Έπειτα από τον κατάλληλο μετασχηματισμό των δεδομένων με σκοπό τα υποδείγματα να ακολουθούν τη στασιμότητα, εντοπίστηκε ο βέλτιστος αριθμός υστερήσεων και έγινε έλεγχος για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης. Όσον αφορά την ανάλυση VAR και τη βραχυχρόνια αιτιότητα ανάμεσα στις μεταβλητές, ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger έκανε εμφανή την ύπαρξη μονόδρομης σχέσης αιτιότητας για τις χώρες Αυστρία, Γαλλία και Πορτογαλία. Συγκεκριμένα για τις Αυστρία και Γαλλία, η εξέλιξη της τιμής του γενικού χρηματιστηριακού δείκτη αποτελεί σπουδαίο παράγοντα στη διαμόρφωση των τιμών χρέους. Είναι χρήσιμο να αναφερθεί ότι η παραπάνω ένδειξη βραχυχρόνιας αιτιότητας αφορά δυο οικονομίες οι οποίες αντιστάθηκαν στις επιπτώσεις της οικονομικής κρίσης. Στα υποδείγματα των χωρών Βέλγιο, Ολλανδία, Ελλάδα, Ιταλία και Ισπανία ο έλεγχος δεν επέδειξε κάποια σχέση αιτιότητας. Σχετικά με τον έλεγχο βραχυχρόνιας αιτιότητας, παρατηρείται ότι για τη χώρα της Πορτογαλίας ο λόγος Χρέος/ΑΕΠ επηρεάζει βραχυχρόνια τις τιμές του χρηματιστηριακού δείκτη. Σύμφωνα με τον έλεγχο συνολοκλήρωσης, σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας παρουσιάστηκε για τις οικονομίες της Ολλανδίας, του Βελγίου, της Ελλάδας και της Πορτογαλίας. Η εφαρμογή του υποδείγματος διόρθωσης λαθών επέδειξε ότι υπάρχει μονόδρομη μακροχρόνια αιτιότητα για την Πορτογαλία με κατεύθυνση από τον λόγο Χρέος/ΑΕΠ προς τον γενικό χρηματιστηριακό της δείκτη.

Η εργασία αυτή αποτελεί τροφή για περαιτέρω σκέψη. Από τα συμπεράσματα γίνεται αντιληπτό ότι η αιτιατή σύνδεση μεταξύ του λόγου Χρέος/ΑΕΠ και των γενικών χρηματιστηριακών αποδόσεων υπάρχει κυρίως σε βραχυχρόνιο επίπεδο και όχι σε μακροχρόνιο, με μονόδρομη κατεύθυνση αιτιότητας από τον Γ. Δείκτη προς το Χρέος. Συγκεκριμένα συμπεραίνεται ότι η μονόδρομη αυτή σχέση αιτιότητας παρατηρείται σε δύο ισχυρές οικονομίες την Αυστρία και την Γαλλία. Η Αυστρία, αποτελεί χώρα με ιστορικά μακρά παράδοση στο χρηματιστήριο καθώς είναι μέρος της κουλτούρας και της νοοτροπίας της με συχνό φαινόμενο αυτό των πολιτών της να προορίζουν ένα ποσό από τις αποταμιεύσεις τους προς επένδυση στην αγορά μετοχών. Έτσι διεξάγεται το συμπέρασμα ότι η χρηματιστηριακή αγορά αποτελεί σημαντικό κομμάτι της οικονομίας της. Επομένως, η οικονομία της Αυστρίας με τονισμένο τον τριτογενή τομέα παραγωγής αντιδρά στις μεταβολές του χρηματιστηρίου. Η Γαλλία αποτελεί εξίσου μια οικονομικά ισχυρή χώρα της Ευρώπης με αυξημένη βιομηχανική δραστηριότητα τόσο σε ευρωπαϊκό όσο και σε διεθνές επίπεδο. Έτσι είναι αναμενόμενο το χρηματιστήριο να παίζει σημαντικό ρόλο στην διαμόρφωση της οικονομίας της. Όσον αφορά την Πορτογαλία, είναι μια χώρα η οποία κατατάσσεται στις οικονομικά ασθενέστερες οικονομίες ανάμεσα στις χώρες που εξετάστηκαν, με αποτέλεσμα να έχει δημιουργήσει κλίμα αποστροφής στο ρίσκο επένδυσης στην χρηματιστηριακή αγορά.

Παράρτημα Α

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ΥΠΑΡΞΗΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ ΣΤΑ ΕΠΙΠΕΔΑ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

❖ ΑΥΣΤΡΙΑ

Null Hypothesis: LATX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.090098	0.5214
Test critical values:	1% level		-4.467895	
	5% level		-3.644963	
	10% level		-3.261452	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LATX)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:06				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LATX(-1)	-0.379934	0.181778	-2.090098	0.0511
C	2.829984	1.314694	2.152580	0.0452
@TREND("1998")	0.012320	0.013222	0.931784	0.3638
R-squared	0.200982	Mean dependent var		0.049764
Adjusted R-squared	0.112203	S.D. dependent var		0.311885
S.E. of regression	0.293867	Akaike info criterion		0.520186
Sum squared resid	1.554443	Schwarz criterion		0.669404
Log likelihood	-2.461956	Hannan-Quinn criter.		0.552570
F-statistic	2.263831	Durbin-Watson stat		1.876691
Prob(F-statistic)	0.132742			

Null Hypothesis: LATX has a unit root
Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.919635	0.3175
Test critical values:	1% level		-3.788030	
	5% level		-3.012363	
	10% level		-2.646119	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LATX)				
Method: Least Squares				
Date: 02/27/20 Time: 19:24				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LATX(-1)	-0.278529	0.145095	-1.919635	0.0700
C	2.187283	1.115335	1.961099	0.0647
R-squared	0.162442	Mean dependent var		0.049764
Adjusted R-squared	0.118360	S.D. dependent var		0.311885
S.E. of regression	0.292846	Akaike info criterion		0.472056
Sum squared resid	1.629421	Schwarz criterion		0.571534
Log likelihood	-2.956583	Hannan-Quinn criter.		0.493645
F-statistic	3.684998	Durbin-Watson stat		1.977055
Prob(F-statistic)	0.070048			

❖ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Null Hypothesis: LAEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.963780	0.5864
Test critical values:	1% level		-4.467895	
	5% level		-3.644963	
	10% level		-3.261452	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LAEX)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:08				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LAEX(-1)	-0.391666	0.199445	-1.963780	0.0652
C	2.318730	1.227096	1.889608	0.0750
@TREND("1998")	0.005118	0.008262	0.619415	0.5434

R-squared	0.211532	Mean dependent var	0.005524
Adjusted R-squared	0.123924	S.D. dependent var	0.241002
S.E. of regression	0.225575	Akaike info criterion	-0.008763
Sum squared resid	0.915915	Schwarz criterion	0.140454
Log likelihood	3.092014	Hannan-Quinn criter.	0.023621
F-statistic	2.414535	Durbin-Watson stat	1.843402
Prob(F-statistic)	0.117777		

Null Hypothesis: LAEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.023187	0.6790
Test critical values:	1% level		-2.679735	
	5% level		-1.958088	
	10% level		-1.607830	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LAEX)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:09				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LAEX(-1)	0.000201	0.008688	0.023187	0.9817
R-squared	-0.000525	Mean dependent var	0.005524	
Adjusted R-squared	-0.000525	S.D. dependent var	0.241002	
S.E. of regression	0.241065	Akaike info criterion	0.038948	
Sum squared resid	1.162247	Schwarz criterion	0.088687	
Log likelihood	0.591045	Hannan-Quinn criter.	0.049743	
Durbin-Watson stat	2.146386			

❖ **BEAFIO**

Null Hypothesis: LBEL20 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.572587	0.2944
Test critical values:	1% level		-4.467895	
	5% level		-3.644963	
	10% level		-3.261452	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LBEL20)
 Method: Least Squares
 Date: 02/16/20 Time: 17:10
 Sample (adjusted): 1999 2019
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBEL20(-1)	-0.523564	0.203517	-2.572587	0.0192
C	4.092735	1.617585	2.530151	0.0210
@TREND("1998")	0.009163	0.007887	1.161727	0.2605
R-squared	0.286352	Mean dependent var		0.005633
Adjusted R-squared	0.207058	S.D. dependent var		0.242888
S.E. of regression	0.216286	Akaike info criterion		-0.092871
Sum squared resid	0.842030	Schwarz criterion		0.056346
Log likelihood	3.975146	Hannan-Quinn criter.		-0.060487
F-statistic	3.611268	Durbin-Watson stat		1.806464
Prob(F-statistic)	0.048012			

Null Hypothesis: LBEL20 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.401419	0.1532
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LBEL20)
 Method: Least Squares
 Date: 02/27/20 Time: 20:20
 Sample (adjusted): 1999 2019
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBEL20(-1)	-0.487401	0.202964	-2.401419	0.0267
C	3.904265	1.624169	2.403854	0.0266
R-squared	0.232844	Mean dependent var		0.005633
Adjusted R-squared	0.192468	S.D. dependent var		0.242888
S.E. of regression	0.218266	Akaike info criterion		-0.115809
Sum squared resid	0.905164	Schwarz criterion		-0.016330
Log likelihood	3.215991	Hannan-Quinn criter.		-0.094219
F-statistic	5.766814	Durbin-Watson stat		1.735127
Prob(F-statistic)	0.026726			

❖ ΓΑΑΑΙΑ

Null Hypothesis: LCAC40 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.467584	0.3386
Test critical values:	1% level		-4.467895	
	5% level		-3.644963	
	10% level		-3.261452	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LCAC40)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:11				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCAC40(-1)	-0.551433	0.223471	-2.467584	0.0239
C	4.607485	1.874292	2.458254	0.0243
@TREND("1998")	0.002639	0.007355	0.358804	0.7239
R-squared	0.257500	Mean dependent var		0.019821
Adjusted R-squared	0.175000	S.D. dependent var		0.224686
S.E. of regression	0.204081	Akaike info criterion		-0.209033
Sum squared resid	0.749685	Schwarz criterion		-0.059816
Log likelihood	5.194851	Hannan-Quinn criter.		-0.176649
F-statistic	3.121214	Durbin-Watson stat		1.451875
Prob(F-statistic)	0.068591			

Null Hypothesis: LCAC40 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.531306	0.1227
Test critical values:	1% level		-3.788030	
	5% level		-3.012363	
	10% level		-2.646119	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LCAC40)				
Method: Least Squares				
Date: 02/27/20 Time: 20:00				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

LCAC40(-1)	-0.552502	0.218267	-2.531306	0.0203
C	4.645465	1.827892	2.541433	0.0199
R-squared	0.252190	Mean dependent var		0.019821
Adjusted R-squared	0.212831	S.D. dependent var		0.224686
S.E. of regression	0.199347	Akaike info criterion		-0.297145
Sum squared resid	0.755047	Schwarz criterion		-0.197666
Log likelihood	5.120020	Hannan-Quinn criter.		-0.275555
F-statistic	6.407509	Durbin-Watson stat		1.439463
Prob(F-statistic)	0.020349			

❖ EΛΛΛΛΛ

Null Hypothesis: LATHEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.704387	0.2445
Test critical values:	1% level		-4.467895	
	5% level		-3.644963	
	10% level		-3.261452	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LATHEX)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:12				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LATHEX(-1)	-0.562064	0.207834	-2.704387	0.0145
C	4.758693	1.781484	2.671196	0.0156
@TREND("1998")	-0.056895	0.024681	-2.305209	0.0333
R-squared	0.289221	Mean dependent var		-0.052099
Adjusted R-squared	0.210246	S.D. dependent var		0.428454
S.E. of regression	0.380759	Akaike info criterion		1.038265
Sum squared resid	2.609597	Schwarz criterion		1.187482
Log likelihood	-7.901781	Hannan-Quinn criter.		1.070649
F-statistic	3.662165	Durbin-Watson stat		1.638222
Prob(F-statistic)	0.046303			

Null Hypothesis: LATHEX has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.279981	0.6188
Test critical values:	1% level		-3.788030	
	5% level		-3.012363	

	10% level		-2.646119		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LATHEX)					
Method: Least Squares					
Date: 02/27/20 Time: 20:09					
Sample (adjusted): 1999 2019					
Included observations: 21 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	LATHEX(-1)	-0.163830	0.127994	-1.279981	0.2160
	C	1.167731	0.957440	1.219638	0.2375
R-squared	0.079384	Mean dependent var		-0.052099	
Adjusted R-squared	0.030930	S.D. dependent var		0.428454	
S.E. of regression	0.421776	Akaike info criterion		1.201709	
Sum squared resid	3.380007	Schwarz criterion		1.301187	
Log likelihood	-10.61794	Hannan-Quinn criter.		1.223298	
F-statistic	1.638350	Durbin-Watson stat		1.933544	
Prob(F-statistic)	0.215960				

❖ ITAIIA

Null Hypothesis: LFTSEMIB has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.227695	0.4515	
Test critical values:	1% level		-4.467895		
	5% level		-3.644963		
	10% level		-3.261452		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LFTSEMIB)					
Method: Least Squares					
Date: 02/16/20 Time: 17:14					
Sample (adjusted): 1999 2019					
Included observations: 21 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	LFTSEMIB(-1)	-0.486074	0.218196	-2.227695	0.0389
	C	5.092403	2.315284	2.199472	0.0412
	@TREND("1998")	-0.016545	0.011959	-1.383502	0.1834
R-squared	0.224039	Mean dependent var		-0.019532	
Adjusted R-squared	0.137821	S.D. dependent var		0.231504	
S.E. of regression	0.214959	Akaike info criterion		-0.105171	
Sum squared resid	0.831736	Schwarz criterion		0.044046	
Log likelihood	4.104299	Hannan-Quinn criter.		-0.072787	
F-statistic	2.598524	Durbin-Watson stat		1.650306	
Prob(F-statistic)	0.101990				

Null Hypothesis: LFTSEMIB has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.769824	0.3840
Test critical values:	1% level		-3.788030	
	5% level		-3.012363	
	10% level		-2.646119	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LFTSEMIB)				
Method: Least Squares				
Date: 02/27/20 Time: 20:12				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LFTSEMIB(-1)	-0.256096	0.144701	-1.769824	0.0928
C	2.577882	1.468396	1.755576	0.0953
R-squared	0.141525	Mean dependent var		-0.019532
Adjusted R-squared	0.096342	S.D. dependent var		0.231504
S.E. of regression	0.220069	Akaike info criterion		-0.099354
Sum squared resid	0.920181	Schwarz criterion		0.000124
Log likelihood	3.043220	Hannan-Quinn criter.		-0.077765
F-statistic	3.132278	Durbin-Watson stat		1.844552
Prob(F-statistic)	0.092803			

❖ ΙΣΠΑΝΙΑ

Null Hypothesis: LIBEX35 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.576283	0.2929
Test critical values:	1% level		-4.467895	
	5% level		-3.644963	
	10% level		-3.261452	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LIBEX35)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:16				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

LIBEX35(-1)	-0.538684	0.209093	-2.576283	0.0190
C	4.936391	1.918729	2.572740	0.0192
@TREND("1998")	0.000564	0.006765	0.083341	0.9345
R-squared	0.269400	Mean dependent var		-0.001412
Adjusted R-squared	0.188222	S.D. dependent var		0.208262
S.E. of regression	0.187641	Akaike info criterion		-0.377004
Sum squared resid	0.633768	Schwarz criterion		-0.227786
Log likelihood	6.958542	Hannan-Quinn criter.		-0.344620
F-statistic	3.318643	Durbin-Watson stat		1.846538
Prob(F-statistic)	0.059308			

Null Hypothesis: LIBEX35 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.644994	0.1002
Test critical values:	1% level		-3.788030	
	5% level		-3.012363	
	10% level		-2.646119	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LIBEX35)				
Method: Least Squares				
Date: 02/27/20 Time: 20:12				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIBEX35(-1)	-0.538170	0.203467	-2.644994	0.0160
C	4.937872	1.867834	2.643636	0.0160
R-squared	0.269118	Mean dependent var		-0.001412
Adjusted R-squared	0.230651	S.D. dependent var		0.208262
S.E. of regression	0.182672	Akaike info criterion		-0.471856
Sum squared resid	0.634012	Schwarz criterion		-0.372378
Log likelihood	6.954491	Hannan-Quinn criter.		-0.450267
F-statistic	6.995993	Durbin-Watson stat		1.846482
Prob(F-statistic)	0.015971			

❖ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Null Hypothesis: PSI20 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.898860	0.1823
Test critical values:	1% level		-4.467895	
	5% level		-3.644963	
	10% level		-3.261452	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PSI20)
 Method: Least Squares
 Date: 02/16/20 Time: 17:18
 Sample (adjusted): 1999 2019
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PSI20(-1)	-0.639816	0.220713	-2.898860	0.0096
C	5.899069	2.056556	2.868421	0.0102
@TREND("1998")	-0.022880	0.011521	-1.985880	0.0625
R-squared	0.319747	Mean dependent var		-0.035544
Adjusted R-squared	0.244163	S.D. dependent var		0.247110
S.E. of regression	0.214835	Akaike info criterion		-0.106328
Sum squared resid	0.830774	Schwarz criterion		0.042889
Log likelihood	4.116444	Hannan-Quinn criter.		-0.073944
F-statistic	4.230363	Durbin-Watson stat		1.916814
Prob(F-statistic)	0.031192			

Null Hypothesis: PSI20 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.977640	0.2935
Test critical values:		
1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PSI20)
 Method: Least Squares
 Date: 02/27/20 Time: 20:13
 Sample (adjusted): 1999 2019
 Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PSI20(-1)	-0.315221	0.159393	-1.977640	0.0627
C	2.764293	1.416643	1.951298	0.0659
R-squared	0.170706	Mean dependent var		-0.035544
Adjusted R-squared	0.127059	S.D. dependent var		0.247110
S.E. of regression	0.230879	Akaike info criterion		-0.003457
Sum squared resid	1.012793	Schwarz criterion		0.096021
Log likelihood	2.036298	Hannan-Quinn criter.		0.018132
F-statistic	3.911058	Durbin-Watson stat		2.182583
Prob(F-statistic)	0.062659			

**ΈΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΤΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ ΣΤΙΣ
ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ (1ST DIFFERENCE)**

❖ **ΑΥΣΤΡΙΑ**

Null Hypothesis: D1_LATX has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.558428	0.0089	
Test critical values:	1% level		-4.498307		
	5% level		-3.658446		
	10% level		-3.268973		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(D1_LATX)					
Method: Least Squares					
Date: 02/16/20 Time: 17:35					
Sample (adjusted): 2000 2019					
Included observations: 20 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D1_LATX(-1)	-1.106173	0.242665	-4.558428	0.0003
	C	0.114792	0.169670	0.676560	0.5078
	@TREND("1998")	-0.005314	0.013090	-0.405924	0.6899
R-squared	0.550254	Mean dependent var		0.004125	
Adjusted R-squared	0.497343	S.D. dependent var		0.472703	
S.E. of regression	0.335139	Akaike info criterion		0.788937	
Sum squared resid	1.909405	Schwarz criterion		0.938296	
Log likelihood	-4.889366	Hannan-Quinn criter.		0.818093	
F-statistic	10.39956	Durbin-Watson stat		2.012799	
Prob(F-statistic)	0.001123				

Null Hypothesis: D1_LATX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.655728	0.0001
Test critical values:	1% level		-2.685718	
	5% level		-1.959071	
	10% level		-1.607456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LATX)				
Method: Least Squares				

Date: 02/16/20 Time: 17:35
Sample (adjusted): 2000 2019
Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LATX(-1)	-1.070265	0.229881	-4.655728	0.0002
R-squared	0.532854	Mean dependent var		0.004125
Adjusted R-squared	0.532854	S.D. dependent var		0.472703
S.E. of regression	0.323083	Akaike info criterion		0.626895
Sum squared resid	1.983276	Schwarz criterion		0.676681
Log likelihood	-5.268946	Hannan-Quinn criter.		0.636613
Durbin-Watson stat	1.994970			

❖ OAAAANAIA

Null Hypothesis: D1_LAEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.094650	0.0031
Test critical values:	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LAEX)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:36				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LAEX(-1)	-1.167729	0.229207	-5.094650	0.0001
C	-0.163465	0.120677	-1.354558	0.1933
@TREND("1998")	0.013687	0.009389	1.457765	0.1631
R-squared	0.608977	Mean dependent var		-0.000319
Adjusted R-squared	0.562974	S.D. dependent var		0.362312
S.E. of regression	0.239517	Akaike info criterion		0.117096
Sum squared resid	0.975262	Schwarz criterion		0.266455
Log likelihood	1.829044	Hannan-Quinn criter.		0.146252
F-statistic	13.23783	Durbin-Watson stat		2.159383
Prob(F-statistic)	0.000342			

Null Hypothesis: D1_LAEX has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.915755	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.685718	

	5% level	-1.959071		
	10% level	-1.607456		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LAEX)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:37				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LAEX(-1)	-1.118403	0.227514	-4.915755	0.0001
R-squared	0.559825	Mean dependent var		-0.000319
Adjusted R-squared	0.559825	S.D. dependent var		0.362312
S.E. of regression	0.240378	Akaike info criterion		0.035501
Sum squared resid	1.097853	Schwarz criterion		0.085288
Log likelihood	0.644986	Hannan-Quinn criter.		0.045220
Durbin-Watson stat	1.991050			

❖ BEAIO

Null Hypothesis: D1_LBEL20 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.487200	0.0102
Test critical values:				
	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LBEL20)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:38				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LBEL20(-1)	-1.093741	0.243747	-4.487200	0.0003
C	-0.066639	0.129847	-0.513211	0.6144
@TREND("1998")	0.006497	0.010096	0.643552	0.5285
R-squared	0.542776	Mean dependent var		0.012465
Adjusted R-squared	0.488985	S.D. dependent var		0.362518
S.E. of regression	0.259147	Akaike info criterion		0.274638
Sum squared resid	1.141672	Schwarz criterion		0.423998
Log likelihood	0.253616	Hannan-Quinn criter.		0.303795
F-statistic	10.09046	Durbin-Watson stat		2.026879
Prob(F-statistic)	0.001292			

Null Hypothesis: LBEL20 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.401419	0.1532
Test critical values:	1% level		-3.788030	
	5% level		-3.012363	
	10% level		-2.646119	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LBEL20)				
Method: Least Squares				
Date: 02/27/20 Time: 19:41				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBEL20(-1)	-0.487401	0.202964	-2.401419	0.0267
C	3.904265	1.624169	2.403854	0.0266
R-squared	0.232844	Mean dependent var		0.005633
Adjusted R-squared	0.192468	S.D. dependent var		0.242888
S.E. of regression	0.218266	Akaike info criterion		-0.115809
Sum squared resid	0.905164	Schwarz criterion		-0.016330
Log likelihood	3.215991	Hannan-Quinn criter.		-0.094219
F-statistic	5.766814	Durbin-Watson stat		1.735127
Prob(F-statistic)	0.026726			

❖ ΓΑΛΛΙΑ

Null Hypothesis: D1_LCAC40 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.811707	0.0054
Test critical values:	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LCAC40)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:40				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

D1_LCAC40(-1)	-1.053845	0.219017	-4.811707	0.0002
C	-0.109060	0.107158	-1.017748	0.3231
@TREND("1998")	0.009540	0.008328	1.145591	0.2678
R-squared	0.590148	Mean dependent var		-0.008945
Adjusted R-squared	0.541930	S.D. dependent var		0.317311
S.E. of regression	0.214759	Akaike info criterion		-0.101119
Sum squared resid	0.784065	Schwarz criterion		0.048241
Log likelihood	4.011188	Hannan-Quinn criter.		-0.071962
F-statistic	12.23917	Durbin-Watson stat		2.134574
Prob(F-statistic)	0.000510			

Null Hypothesis: D1_LCAC40 has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.906261	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.685718	
	5% level		-1.959071	
	10% level		-1.607456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LCAC40)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:41				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LCAC40(-1)	-1.054025	0.214833	-4.906261	0.0001
R-squared	0.558503	Mean dependent var		-0.008945
Adjusted R-squared	0.558503	S.D. dependent var		0.317311
S.E. of regression	0.210838	Akaike info criterion		-0.226745
Sum squared resid	0.844602	Schwarz criterion		-0.176958
Log likelihood	3.267446	Hannan-Quinn criter.		-0.217026
Durbin-Watson stat	1.984062			

❖ EΛΛΛΛΛ

Null Hypothesis: D1_LATHEX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.190484	0.0026
Test critical values:	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(D1_LATHEX)
 Method: Least Squares
 Date: 02/16/20 Time: 17:42
 Sample (adjusted): 2000 2019
 Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LATHEX(-1)	-1.163871	0.224232	-5.190484	0.0001
C	-0.204038	0.206456	-0.988289	0.3369
@TREND("1998")	0.008859	0.016163	0.548095	0.5908
R-squared	0.625219	Mean dependent var		-0.015108
Adjusted R-squared	0.581128	S.D. dependent var		0.639172
S.E. of regression	0.413675	Akaike info criterion		1.210007
Sum squared resid	2.909152	Schwarz criterion		1.359366
Log likelihood	-9.100066	Hannan-Quinn criter.		1.239163
F-statistic	14.17994	Durbin-Watson stat		1.871657
Prob(F-statistic)	0.000238			

Null Hypothesis: D1_LATHEX has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.252888	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.685718	
5% level	-1.959071	
10% level	-1.607456	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(D1_LATHEX)
 Method: Least Squares
 Date: 02/16/20 Time: 17:52
 Sample (adjusted): 2000 2019
 Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LATHEX(-1)	-1.135567	0.216180	-5.252888	0.0000
R-squared	0.591972	Mean dependent var		-0.015108
Adjusted R-squared	0.591972	S.D. dependent var		0.639172
S.E. of regression	0.408284	Akaike info criterion		1.095001
Sum squared resid	3.167227	Schwarz criterion		1.144788
Log likelihood	-9.950013	Hannan-Quinn criter.		1.104720
Durbin-Watson stat	1.762078			

❖ ITAIIA

Null Hypothesis: D1_LFTSEMIB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

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

Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.479610	0.0104		
Test critical values:	1% level	-4.498307		
	5% level	-3.658446		
	10% level	-3.268973		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LFTSEMIB)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:53				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LFTSEMIB(-1)	-1.079708	0.241027	-4.479610	0.0003
C	-0.119452	0.120290	-0.993033	0.3346
@TREND("1998")	0.007573	0.009329	0.811811	0.4281
R-squared	0.549154	Mean dependent var		0.003227
Adjusted R-squared	0.496114	S.D. dependent var		0.338888
S.E. of regression	0.240560	Akaike info criterion		0.125784
Sum squared resid	0.983772	Schwarz criterion		0.275144
Log likelihood	1.742160	Hannan-Quinn criter.		0.154941
F-statistic	10.35346	Durbin-Watson stat		2.056698
Prob(F-statistic)	0.001146			

Null Hypothesis: D1_LFTSEMIB has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.558184	0.0001
Test critical values:	1% level		-2.685718	
	5% level		-1.959071	
	10% level		-1.607456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LFTSEMIB)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:54				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LFTSEMIB(-1)	-1.058243	0.232163	-4.558184	0.0002
R-squared	0.522292	Mean dependent var		0.003227
Adjusted R-squared	0.522292	S.D. dependent var		0.338888
S.E. of regression	0.234227	Akaike info criterion		-0.016341
Sum squared resid	1.042388	Schwarz criterion		0.033445
Log likelihood	1.163412	Hannan-Quinn criter.		-0.006622
Durbin-Watson stat	1.974408			

❖ ΣΠΙΛΙΑΝΙΑ

Null Hypothesis: D1_LIBEX35 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.046082	0.0034
Test critical values:	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LIBEX35)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:54				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LIBEX35(-1)	-1.187529	0.235337	-5.046082	0.0001
C	-0.039005	0.108412	-0.359790	0.7234
@TREND("1998")	0.002415	0.008434	0.286373	0.7781
R-squared	0.602286	Mean dependent var		-0.002837
Adjusted R-squared	0.555496	S.D. dependent var		0.325823
S.E. of regression	0.217230	Akaike info criterion		-0.078241
Sum squared resid	0.802209	Schwarz criterion		0.071119
Log likelihood	3.782408	Hannan-Quinn criter.		-0.049084
F-statistic	12.87215	Durbin-Watson stat		1.874069
Prob(F-statistic)	0.000395			

Null Hypothesis: D1_LIBEX35 has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.329045	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.685718	
	5% level		-1.959071	
	10% level		-1.607456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LIBEX35)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 17:54				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LIBEX35(-1)	-1.188920	0.223102	-5.329045	0.0000

R-squared	0.599113	Mean dependent var	-0.002837
Adjusted R-squared	0.599113	S.D. dependent var	0.325823
S.E. of regression	0.206297	Akaike info criterion	-0.270294
Sum squared resid	0.808609	Schwarz criterion	-0.220508
Log likelihood	3.702944	Hannan-Quinn criter.	-0.260576
Durbin-Watson stat	1.858361		

❖ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Null Hypothesis: D1_LPSI20 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.429100	0.0016
Test critical values:				
	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LPSI20)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:02				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LPSI20(-1)	-1.265393	0.233076	-5.429100	0.0000
C	-0.099221	0.127909	-0.775713	0.4486
@TREND("1998")	0.004045	0.009912	0.408056	0.6883
R-squared	0.635477	Mean dependent var		0.000666
Adjusted R-squared	0.592592	S.D. dependent var		0.400476
S.E. of regression	0.255618	Akaike info criterion		0.247217
Sum squared resid	1.110790	Schwarz criterion		0.396576
Log likelihood	0.527834	Hannan-Quinn criter.		0.276373
F-statistic	14.81816	Durbin-Watson stat		2.092209
Prob(F-statistic)	0.000188			

Null Hypothesis: D1_LPSI20 has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.499882	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-2.685718	
	5% level		-1.959071	
	10% level		-1.607456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LPSI20)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:03				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LPSI20(-1)	-1.229379	0.223528	-5.499882	0.0000
R-squared	0.614202	Mean dependent var		0.000666
Adjusted R-squared	0.614202	S.D. dependent var		0.400476
S.E. of regression	0.248746	Akaike info criterion		0.103942
Sum squared resid	1.175622	Schwarz criterion		0.153728
Log likelihood	-0.039418	Hannan-Quinn criter.		0.113661
Durbin-Watson stat	2.034355			

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ΥΠΑΡΞΗΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΓΙΑ ΤΟ ΧΡΕΟΣ ΣΤΑ ΕΠΙΠΕΔΑ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

❖ ΑΥΣΤΡΙΑ

Null Hypothesis: LDEBT_AUS 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		-1.599642	0.7564	
Test critical values:	1% level	-4.498307		
	5% level	-3.658446		
	10% level	-3.268973		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDEBT_AUS)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:10				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_AUS(-1)	-0.298021	0.186305	-1.599642	0.1292
D(LDEBT_AUS(-1))	0.588668	0.259214	2.270972	0.0373
C	1.241665	0.766296	1.620348	0.1247
@TREND("1998")	0.003308	0.003394	0.974660	0.3442
R-squared	0.302515	Mean dependent var		0.003142
Adjusted R-squared	0.171737	S.D. dependent var		0.046642
S.E. of regression	0.042449	Akaike info criterion		-3.304184
Sum squared resid	0.028830	Schwarz criterion		-3.105037
Log likelihood	37.04184	Hannan-Quinn criter.		-3.265308
F-statistic	2.313188	Durbin-Watson stat		1.678786
Prob(F-statistic)	0.114836			

Null Hypothesis: LDEBT_AUS has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.384773	0.7850
Test critical values:	1% level		-2.692358	
	5% level		-1.960171	
	10% level		-1.607051	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values. Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDEBT_AUS) Method: Least Squares Date: 02/16/20 Time: 18:13 Sample (adjusted): 2001 2019				
Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_AUS(-1)	0.000918	0.002385	0.384773	0.7055
D(LDEBT_AUS(-1))	0.554154	0.235848	2.349618	0.0320
D(LDEBT_AUS(-2))	-0.348186	0.242994	-1.432896	0.1711
R-squared	0.269985	Mean dependent var		0.003756
Adjusted R-squared	0.178733	S.D. dependent var		0.047837
S.E. of regression	0.043352	Akaike info criterion		-3.294990
Sum squared resid	0.030070	Schwarz criterion		-3.145868
Log likelihood	34.30241	Hannan-Quinn criter.		-3.269753
Durbin-Watson stat	1.769657			

❖ OAAAANAIA

Null Hypothesis: LDEBT_NETH 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			-1.819880	0.6568
Test critical values:	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDEBT_NETH) Method: Least Squares Date: 02/16/20 Time: 18:13 Sample (adjusted): 2000 2019				

Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_NETH(-1)	-0.288167	0.158344	-1.819880	0.0875
D(LDEBT_NETH(-1))	0.453929	0.222523	2.039921	0.0582
C	1.124265	0.613859	1.831473	0.0857
@TREND("1998")	0.002472	0.003460	0.714292	0.4853
R-squared	0.272063	Mean dependent var		-0.007612
Adjusted R-squared	0.135574	S.D. dependent var		0.077499
S.E. of regression	0.072054	Akaike info criterion		-2.245946
Sum squared resid	0.083068	Schwarz criterion		-2.046800
Log likelihood	26.45946	Hannan-Quinn criter.		-2.207071
F-statistic	1.993304	Durbin-Watson stat		2.050939
Prob(F-statistic)	0.155628			

Null Hypothesis: LDEBT_NETH has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.671213	0.4141
Test critical values:	1% level		-2.679735	
	5% level		-1.958088	
	10% level		-1.607830	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDEBT_NETH)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:14				
Sample (adjusted): 1999 2019				
Included observations: 21 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_NETH(-1)	-0.002790	0.004156	-0.671213	0.5098
R-squared	0.002691	Mean dependent var		-0.010527
Adjusted R-squared	0.002691	S.D. dependent var		0.076708
S.E. of regression	0.076605	Akaike info criterion		-2.253856
Sum squared resid	0.117367	Schwarz criterion		-2.204117
Log likelihood	24.66549	Hannan-Quinn criter.		-2.243061
Durbin-Watson stat	1.287621			

❖ **BEAFIO**

Null Hypothesis: LDEBT_BEL 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			-2.929150	0.1770

Test critical values:	1% level		-4.571559	
	5% level		-3.690814	
	10% level		-3.286909	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values. Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDEBT_BEL) Method: Least Squares Date: 02/16/20 Time: 18:14 Sample (adjusted): 2002 2019 Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_BEL(-1)	-0.340534	0.116257	-2.929150	0.0126
D(LDEBT_BEL(-1))	0.556684	0.212298	2.622180	0.0223
D(LDEBT_BEL(-2))	-0.107593	0.231260	-0.465244	0.6501
D(LDEBT_BEL(-3))	0.402246	0.227646	1.766985	0.1026
C	0.518703	0.177260	2.926232	0.0127
@TREND("1998")	0.000130	0.000317	0.410025	0.6890
R-squared	0.585192	Mean dependent var		-0.000902
Adjusted R-squared	0.412355	S.D. dependent var		0.007489
S.E. of regression	0.005741	Akaike info criterion		-7.221070
Sum squared resid	0.000396	Schwarz criterion		-6.924280
Log likelihood	70.98963	Hannan-Quinn criter.		-7.180147
F-statistic	3.385808	Durbin-Watson stat		2.166212
Prob(F-statistic)	0.038735			

Null Hypothesis: LDEBT_BEL has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.997812	0.0542
Test critical values:	1% level		-3.857386	
	5% level		-3.040391	
	10% level		-2.660551	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values. Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LDEBT_BEL) Method: Least Squares Date: 02/27/20 Time: 20:46 Sample (adjusted): 2002 2019 Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_BEL(-1)	-0.333864	0.111369	-2.997812	0.0103
D(LDEBT_BEL(-1))	0.566049	0.204201	2.772023	0.0159
D(LDEBT_BEL(-2))	-0.097297	0.222416	-0.437456	0.6690

D(LDEBT_BEL(-3))	0.437324	0.204098	2.142716	0.0516
C	0.510199	0.170316	2.995592	0.0103
R-squared	0.579380	Mean dependent var		-0.000902
Adjusted R-squared	0.449959	S.D. dependent var		0.007489
S.E. of regression	0.005555	Akaike info criterion		-7.318269
Sum squared resid	0.000401	Schwarz criterion		-7.070943
Log likelihood	70.86442	Hannan-Quinn criter.		-7.284166
F-statistic	4.476697	Durbin-Watson stat		2.166123
Prob(F-statistic)	0.017117			

❖ ΓΑΛΛΙΑ

Null Hypothesis: LDEBT_FRA 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			-2.664861	0.2591
Test critical values:	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDEBT_FRA)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:16				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_FRA(-1)	-0.462109	0.173408	-2.664861	0.0169
D(LDEBT_FRA(-1))	0.476682	0.208059	2.291096	0.0359
C	1.847607	0.685681	2.694558	0.0159
@TREND("1998")	0.014749	0.005878	2.509431	0.0232
R-squared	0.371290	Mean dependent var		0.024395
Adjusted R-squared	0.253407	S.D. dependent var		0.046601
S.E. of regression	0.040266	Akaike info criterion		-3.409776
Sum squared resid	0.025941	Schwarz criterion		-3.210629
Log likelihood	38.09776	Hannan-Quinn criter.		-3.370900
F-statistic	3.149647	Durbin-Watson stat		1.985976
Prob(F-statistic)	0.054005			

❖ ΕΛΛΑΔΑ

Null Hypothesis: LDEBT_GRE has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.368866	0.3818		
Test critical values:	1% level	-4.532598		
	5% level	-3.673616		
	10% level	-3.277364		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDEBT_GRE)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:18				
Sample (adjusted): 2001 2019				
Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_GRE(-1)	-0.409996	0.173077	-2.368866	0.0328
D(LDEBT_GRE(-1))	0.301882	0.237651	1.270276	0.2247
D(LDEBT_GRE(-2))	0.390150	0.248561	1.569635	0.1388
C	1.817624	0.759617	2.392817	0.0313
@TREND("1998")	0.016229	0.007466	2.173682	0.0474
R-squared	0.325730	Mean dependent var		0.026887
Adjusted R-squared	0.133081	S.D. dependent var		0.068502
S.E. of regression	0.063781	Akaike info criterion		-2.445797
Sum squared resid	0.056952	Schwarz criterion		-2.197261
Log likelihood	28.23508	Hannan-Quinn criter.		-2.403735
F-statistic	1.690797	Durbin-Watson stat		2.124583
Prob(F-statistic)	0.207839			

❖ ITAIIA

Null Hypothesis: LDEBT_ITAL 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			-2.978862	0.1640
Test critical values:	1% level		-4.571559	
	5% level		-3.690814	
	10% level		-3.286909	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDEBT_ITAL)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:21				
Sample (adjusted): 2002 2019				
Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_ITAL(-1)	-0.363116	0.121898	-2.978862	0.0115
D(LDEBT_ITAL(-1))	0.599603	0.196530	3.050949	0.0101
D(LDEBT_ITAL(-2))	-0.284281	0.200375	-1.418746	0.1814

D(LDEBT_ITAL(-3))	0.496015	0.196095	2.529467	0.0264
C	1.642716	0.547826	2.998611	0.0111
@TREND("1998")	0.006462	0.002629	2.457656	0.0302
R-squared	0.631804	Mean dependent var		0.012445
Adjusted R-squared	0.478389	S.D. dependent var		0.030017
S.E. of regression	0.021679	Akaike info criterion		-4.563723
Sum squared resid	0.005640	Schwarz criterion		-4.266932
Log likelihood	47.07351	Hannan-Quinn criter.		-4.522800
F-statistic	4.118270	Durbin-Watson stat		2.227115
Prob(F-statistic)	0.020719			

❖ ΙΣΠΑΝΙΑ

Null Hypothesis: LDEBT_SPA 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			-3.165688	0.1221
Test critical values:	1% level		-4.571559	
	5% level		-3.690814	
	10% level		-3.286909	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDEBT_SPA)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:25				
Sample (adjusted): 2002 2019				
Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_SPA(-1)	-0.275536	0.087038	-3.165688	0.0081
D(LDEBT_SPA(-1))	0.744659	0.214224	3.476068	0.0046
D(LDEBT_SPA(-2))	-0.258016	0.272279	-0.947617	0.3620
D(LDEBT_SPA(-3))	0.455507	0.232912	1.955706	0.0742
C	0.981314	0.308012	3.185961	0.0078
@TREND("1998")	0.013238	0.005535	2.391809	0.0340
R-squared	0.751716	Mean dependent var		0.031914
Adjusted R-squared	0.648265	S.D. dependent var		0.109472
S.E. of regression	0.064925	Akaike info criterion		-2.369971
Sum squared resid	0.050583	Schwarz criterion		-2.073181
Log likelihood	27.32974	Hannan-Quinn criter.		-2.329048
F-statistic	7.266362	Durbin-Watson stat		2.024655
Prob(F-statistic)	0.002400			

❖ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Null Hypothesis: LDEBT_PORT 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			-2.145624	0.4916
Test critical values:	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDEBT_PORT)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:32				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_PORT(-1)	-0.209673	0.097721	-2.145624	0.0476
D(LDEBT_PORT(-1))	0.831239	0.164520	5.052511	0.0001
C	0.815009	0.362938	2.245589	0.0392
@TREND("1998")	0.010529	0.006092	1.728223	0.1032
R-squared	0.645479	Mean dependent var		0.042404
Adjusted R-squared	0.579006	S.D. dependent var		0.060213
S.E. of regression	0.039068	Akaike info criterion		-3.470151
Sum squared resid	0.024421	Schwarz criterion		-3.271005
Log likelihood	38.70151	Hannan-Quinn criter.		-3.431276
F-statistic	9.710432	Durbin-Watson stat		1.948029
Prob(F-statistic)	0.000689			

Null Hypothesis: LDEBT_PORT has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.786999	0.3756
Test critical values:	1% level		-3.808546	
	5% level		-3.020686	
	10% level		-2.650413	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LDEBT_PORT)				
Method: Least Squares				
Date: 02/27/20 Time: 20:35				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEBT_PORT(-1)	-0.046156	0.025829	-1.786999	0.0918

D(LDEBT_PORT(-1))	0.711926	0.157819	4.511032	0.0003
C	0.216609	0.114963	1.884159	0.0768
R-squared	0.579300	Mean dependent var		0.042404
Adjusted R-squared	0.529805	S.D. dependent var		0.060213
S.E. of regression	0.041288	Akaike info criterion		-3.398998
Sum squared resid	0.028980	Schwarz criterion		-3.249638
Log likelihood	36.98998	Hannan-Quinn criter.		-3.369842
F-statistic	11.70440	Durbin-Watson stat		1.761072
Prob(F-statistic)	0.000636			

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ΥΠΑΡΕΞΗΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΤΟΥ ΧΡΕΟΥΣ/ΑΕΠ ΣΤΙΣ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ (1ST DIFFERENCE)

❖ ΑΥΣΤΡΙΑ

Null Hypothesis: D1_LDEBT_AUS 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			-3.159947	0.1217
Test critical values:				
	1% level		-4.532598	
	5% level		-3.673616	
	10% level		-3.277364	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_AUS)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:48				
Sample (adjusted): 2001 2019				
Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_AUS(-1)	-0.862418	0.272922	-3.159947	0.0065
D(D1_LDEBT_AUS(-1))	0.374088	0.239285	1.563356	0.1388
C	0.031977	0.024443	1.308225	0.2105
@TREND("1998")	-0.002266	0.001822	-1.243708	0.2327
R-squared	0.411776	Mean dependent var		-0.002072
Adjusted R-squared	0.294131	S.D. dependent var		0.050699
S.E. of regression	0.042595	Akaike info criterion		-3.289502
Sum squared resid	0.027215	Schwarz criterion		-3.090673
Log likelihood	35.25027	Hannan-Quinn criter.		-3.255852
F-statistic	3.500164	Durbin-Watson stat		1.848993
Prob(F-statistic)	0.041936			

Null Hypothesis: D1_LDEBT_AUS has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.976304	0.0051	
Test critical values:	1% level		-2.692358		
	5% level		-1.960171		
	10% level		-1.607051		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_AUS)					
Method: Least Squares					
Date: 02/16/20 Time: 18:48					
Sample (adjusted): 2001 2019					
Included observations: 19 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D1_LDEBT_AUS(-1)	-0.769976	0.258702	-2.976304	0.0085
	D(D1_LDEBT_AUS(-1))	0.328305	0.231412	1.418706	0.1741
R-squared	0.344044	Mean dependent var		-0.002072	
Adjusted R-squared	0.305459	S.D. dependent var		0.050699	
S.E. of regression	0.042252	Akaike info criterion		-3.391043	
Sum squared resid	0.030349	Schwarz criterion		-3.291628	
Log likelihood	34.21491	Hannan-Quinn criter.		-3.374218	
Durbin-Watson stat	1.766912				

❖ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Null Hypothesis: D1_LDEBT_NETH has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.882310	0.1880	
Test critical values:	1% level		-4.498307		
	5% level		-3.658446		
	10% level		-3.268973		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_NETH)					
Method: Least Squares					
Date: 02/16/20 Time: 18:51					
Sample (adjusted): 2000 2019					
Included observations: 20 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

D1_LDEBT_NETH(-1)	-0.657308	0.228049	-2.882310	0.0103
C	0.009057	0.038546	0.234962	0.8170
@TREND("1998")	-0.001224	0.002986	-0.409840	0.6870
R-squared	0.338396	Mean dependent var		-3.97E-05
Adjusted R-squared	0.260560	S.D. dependent var		0.089309
S.E. of regression	0.076797	Akaike info criterion		-2.157810
Sum squared resid	0.100263	Schwarz criterion		-2.008450
Log likelihood	24.57810	Hannan-Quinn criter.		-2.128654
F-statistic	4.347565	Durbin-Watson stat		2.012382
Prob(F-statistic)	0.029860			

Null Hypothesis: D1_LDEBT_NETH has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.048762	0.0042
Test critical values:	1% level		-2.685718	
	5% level		-1.959071	
	10% level		-1.607456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_NETH)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:50				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_NETH(-1)	-0.657482	0.215655	-3.048762	0.0066
R-squared	0.328502	Mean dependent var		-3.97E-05
Adjusted R-squared	0.328502	S.D. dependent var		0.089309
S.E. of regression	0.073184	Akaike info criterion		-2.342966
Sum squared resid	0.101763	Schwarz criterion		-2.293180
Log likelihood	24.42966	Hannan-Quinn criter.		-2.333247
Durbin-Watson stat	1.981283			

❖ BEAFIO

Null Hypothesis: D1_LDEBT_BEL has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.745773	0.0061

Test critical values:	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_BEL)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:53				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_BEL(-1)	-1.135356	0.239235	-4.745773	0.0002
C	-0.024477	0.016906	-1.447846	0.1659
@TREND("1998")	0.001053	0.001274	0.826627	0.4199
R-squared	0.570072	Mean dependent var		0.000169
Adjusted R-squared	0.519493	S.D. dependent var		0.046902
S.E. of regression	0.032512	Akaike info criterion		-3.876953
Sum squared resid	0.017969	Schwarz criterion		-3.727594
Log likelihood	41.76953	Hannan-Quinn criter.		-3.847797
F-statistic	11.27077	Durbin-Watson stat		2.026491
Prob(F-statistic)	0.000765			

Null Hypothesis: D1_LDEBT_BEL has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.283691	0.0002
Test critical values:	1% level		-2.685718	
	5% level		-1.959071	
	10% level		-1.607456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_BEL)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:53				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_BEL(-1)	-0.981782	0.229191	-4.283691	0.0004
R-squared	0.491292	Mean dependent var		0.000169
Adjusted R-squared	0.491292	S.D. dependent var		0.046902
S.E. of regression	0.033452	Akaike info criterion		-3.908696
Sum squared resid	0.021262	Schwarz criterion		-3.858909
Log likelihood	40.08696	Hannan-Quinn criter.		-3.898977
Durbin-Watson stat	2.004580			

❖ ΓΑΑΑΙΑ

Null Hypothesis: D1_LDEBT_FRA has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.029423	0.1490
Test critical values:	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_FRA)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:54				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_FRA(-1)	-0.697537	0.230254	-3.029423	0.0076
C	0.021161	0.023628	0.895600	0.3830
@TREND("1998")	-0.000344	0.001831	-0.187696	0.8533
R-squared	0.357321	Mean dependent var		0.000634
Adjusted R-squared	0.281712	S.D. dependent var		0.055384
S.E. of regression	0.046939	Akaike info criterion		-3.142468
Sum squared resid	0.037455	Schwarz criterion		-2.993108
Log likelihood	34.42468	Hannan-Quinn criter.		-3.113311
F-statistic	4.725893	Durbin-Watson stat		1.895566
Prob(F-statistic)	0.023332			

Null Hypothesis: D1_LDEBT_FRA has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.684008	0.0100
Test critical values:	1% level		-2.685718	
	5% level		-1.959071	
	10% level		-1.607456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_FRA)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:55				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_FRA(-1)	-0.548016	0.204178	-2.684008	0.0147

R-squared	0.274817	Mean dependent var	0.000634
Adjusted R-squared	0.274817	S.D. dependent var	0.055384
S.E. of regression	0.047163	Akaike info criterion	-3.221688
Sum squared resid	0.042263	Schwarz criterion	-3.171902
Log likelihood	33.21688	Hannan-Quinn criter.	-3.211970
Durbin-Watson stat	1.923185		

❖ ΕΛΛΑΔΑ

Null Hypothesis: D1_LDEBT_GR has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.203853	0.0198
Test critical values:	1% level		-4.571559	
	5% level		-3.690814	
	10% level		-3.286909	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_GR)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 19:40				
Sample (adjusted): 2002 2019				
Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_GR(-1)	-2.892680	0.688102	-4.203853	0.0010
D(D1_LDEBT_GR(-1))	1.081562	0.513882	2.104688	0.0553
D(D1_LDEBT_GR(-2))	0.507478	0.267731	1.895475	0.0805
C	0.126307	0.125131	1.009393	0.3312
@TREND("1998")	0.002633	0.008927	0.294939	0.7727
R-squared	0.804187	Mean dependent var	0.024899	
Adjusted R-squared	0.743936	S.D. dependent var	0.387993	
S.E. of regression	0.196335	Akaike info criterion	-0.187855	
Sum squared resid	0.501117	Schwarz criterion	0.059470	
Log likelihood	6.690697	Hannan-Quinn criter.	-0.153752	
F-statistic	13.34743	Durbin-Watson stat	1.821266	
Prob(F-statistic)	0.000155			

Null Hypothesis: D1_LDEBT_GR has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.151165	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.685718	
	5% level		-1.959071	
	10% level		-1.607456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(D1_LDEBT_GR)
 Method: Least Squares
 Date: 02/16/20 Time: 19:40
 Sample (adjusted): 2000 2019
 Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_GR(-1)	-1.433273	0.233008	-6.151165	0.0000
R-squared	0.664430	Mean dependent var		0.022151
Adjusted R-squared	0.664430	S.D. dependent var		0.367349
S.E. of regression	0.212799	Akaike info criterion		-0.208229
Sum squared resid	0.860386	Schwarz criterion		-0.158443
Log likelihood	3.082293	Hannan-Quinn criter.		-0.198510
Durbin-Watson stat	1.781357			

❖ ITAIIA

Null Hypothesis: D1_LDEBT_ITAL has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.839925	0.0357
Test critical values:		
1% level	-4.498307	
5% level	-3.658446	
10% level	-3.268973	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(D1_LDEBT_ITAL)
 Method: Least Squares
 Date: 02/16/20 Time: 18:58
 Sample (adjusted): 2000 2019
 Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_ITAL(-1)	-0.933174	0.243019	-3.839925	0.0013
C	-0.031930	0.027778	-1.149483	0.2663
@TREND("1998")	0.002684	0.002174	1.234289	0.2339
R-squared	0.464543	Mean dependent var		0.000495
Adjusted R-squared	0.401548	S.D. dependent var		0.068261
S.E. of regression	0.052807	Akaike info criterion		-2.906881
Sum squared resid	0.047405	Schwarz criterion		-2.757521
Log likelihood	32.06881	Hannan-Quinn criter.		-2.877725
F-statistic	7.374302	Durbin-Watson stat		1.984477
Prob(F-statistic)	0.004945			

Null Hypothesis: D1_LDEBT_ITAL has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.681980	0.0009
Test critical values:	1% level		-2.685718	
	5% level		-1.959071	
	10% level		-1.607456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_ITAL)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 18:59				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_ITAL(-1)	-0.831791	0.225909	-3.681980	0.0016
R-squared	0.416375	Mean dependent var		0.000495
Adjusted R-squared	0.416375	S.D. dependent var		0.068261
S.E. of regression	0.052148	Akaike info criterion		-3.020743
Sum squared resid	0.051669	Schwarz criterion		-2.970956
Log likelihood	31.20743	Hannan-Quinn criter.		-3.011024
Durbin-Watson stat	2.046511			

❖ ΙΣΠΑΝΙΑ

Null Hypothesis: D1_LDEBT_SPA has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.623860	0.0533
Test critical values:	1% level		-4.498307	
	5% level		-3.658446	
	10% level		-3.268973	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_SPA)				
Method: Least Squares				
Date: 02/16/20 Time: 19:02				
Sample (adjusted): 2000 2019				
Included observations: 20 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_SPA(-1)	-0.875528	0.241601	-3.623860	0.0021
C	-0.067762	0.124505	-0.544254	0.5933
@TREND("1998")	0.003930	0.009634	0.407931	0.6884
R-squared	0.435956	Mean dependent var		-0.002541

Adjusted R-squared	0.369598	S.D. dependent var	0.310019
S.E. of regression	0.246149	Akaike info criterion	0.171718
Sum squared resid	1.030015	Schwarz criterion	0.321078
Log likelihood	1.282817	Hannan-Quinn criter.	0.200875
F-statistic	6.569751	Durbin-Watson stat	2.006312
Prob(F-statistic)	0.007694		

Null Hypothesis: D1_LDEBT_SPA has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.748244	0.0008	
Test critical values:	1% level		-2.685718		
	5% level		-1.959071		
	10% level		-1.607456		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_SPA)					
Method: Least Squares					
Date: 02/16/20 Time: 19:03					
Sample (adjusted): 2000 2019					
Included observations: 20 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D1_LDEBT_SPA(-1)	-0.852622	0.227472	-3.748244	0.0014
R-squared	0.425061	Mean dependent var	-0.002541		
Adjusted R-squared	0.425061	S.D. dependent var	0.310019		
S.E. of regression	0.235071	Akaike info criterion	-0.009150		
Sum squared resid	1.049911	Schwarz criterion	0.040637		
Log likelihood	1.091501	Hannan-Quinn criter.	0.000569		
Durbin-Watson stat	2.015797				

❖ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Null Hypothesis: D1_LDEBT_PORT 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			-3.581905	0.0624
Test critical values:	1% level		-4.616209	
	5% level		-3.710482	
	10% level		-3.297799	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 17				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_PORT)				

Method: Least Squares
Date: 02/16/20 Time: 19:06
Sample (adjusted): 2003 2019
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_PORT(-1)	-2.565504	0.716240	-3.581905	0.0043
D(D1_LDEBT_PORT(-1))	1.352197	0.572860	2.360432	0.0378
D(D1_LDEBT_PORT(-2))	0.788452	0.453042	1.740348	0.1097
D(D1_LDEBT_PORT(-3))	0.879478	0.482305	1.823488	0.0955
C	0.041425	0.067417	0.614462	0.5514
@TREND("1998")	0.009175	0.005674	1.617037	0.1342
R-squared	0.661212	Mean dependent var		-0.004076
Adjusted R-squared	0.507218	S.D. dependent var		0.135995
S.E. of regression	0.095466	Akaike info criterion		-1.589521
Sum squared resid	0.100252	Schwarz criterion		-1.295446
Log likelihood	19.51093	Hannan-Quinn criter.		-1.560289
F-statistic	4.293746	Durbin-Watson stat		2.144554
Prob(F-statistic)	0.020642			

Null Hypothesis: D1_LDEBT_PORT has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.969391	0.0051
Test critical values:		
1% level	-2.685718	
5% level	-1.959071	
10% level	-1.607456	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(D1_LDEBT_PORT)
Method: Least Squares
Date: 02/16/20 Time: 19:07
Sample (adjusted): 2000 2019
Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1_LDEBT_PORT(-1)	-0.634205	0.213581	-2.969391	0.0079
R-squared	0.316970	Mean dependent var		-0.000184
Adjusted R-squared	0.316970	S.D. dependent var		0.126031
S.E. of regression	0.104159	Akaike info criterion		-1.637093
Sum squared resid	0.206132	Schwarz criterion		-1.587306
Log likelihood	17.37093	Hannan-Quinn criter.		-1.627374
Durbin-Watson stat	2.006666			

Παράρτημα Β

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ ΣΤΑ ΔΙΑΝΥΣΜΑΤΙΚΑ ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ

❖ ΑΥΣΤΡΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D1_LDEBT_AUS D1_LATX

Exogenous variables: C

Date: 02/16/20 Time: 19:12

Sample: 1998 2019

Included observations: 18

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	23.79899	NA	0.000304	-2.422110	-2.323180*	-2.408469
1	29.50321	9.507036*	0.000253*	-2.611468*	-2.314677	-2.570544*
2	31.84845	3.387574	0.000312	-2.427606	-1.932955	-2.359400
3	32.09680	0.303538	0.000500	-2.010756	-1.318245	-1.915268

* 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 Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 02/16/20 Time: 19:15

Sample: 1998 2019

Included observations: 19

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.471690	0.704557	1	0.4013
2	-0.676701	1.450093	1	0.2285
Joint		2.154650	2	0.3405

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.589457	0.133432	1	0.7149
2	4.828019	2.645477	1	0.1038
Joint		2.778909	2	0.2492

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
-----------	-------------	----	-------

1	0.837989	2	0.6577
2	4.095570	2	0.1290
<hr/>			
Joint	4.933559	4	0.2942

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 02/16/20 Time: 19:15

Sample: 1998 2019

Included observations: 19

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
22.36305	24	0.5576

Individual components:

Dependent	R-squared	F(8,10)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.479422	1.151175	0.4091	9.109009	0.3332
res2*res2	0.109869	0.154288	0.9929	2.087513	0.9782
res2*res1	0.251162	0.419253	0.8846	4.772083	0.7816

❖ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D1_LDEBT_NETH D1_LAEX

Exogenous variables: C

Date: 02/16/20 Time: 19:24

Sample: 1998 2019

Included observations: 18

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	24.78928	NA	0.000273	-2.532142	-2.433212	-2.518501
1	31.88892	11.83274*	0.000194*	-2.876546*	-2.579756*	-2.835623*
2	33.78874	2.744187	0.000251	-2.643193	-2.148542	-2.574988
3	35.16035	1.676409	0.000356	-2.351150	-1.658638	-2.255662

* 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 Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 02/16/20 Time: 19:25
 Sample: 1998 2019
 Included observations: 19

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	2.172616	14.94749	1	0.0001
2	-0.586308	1.088565	1	0.2968
Joint		16.03606	2	0.0003

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	8.649331	25.26600	1	0.0000
2	3.385138	0.117429	1	0.7318
Joint		25.38343	2	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	40.21349	2	0.0000
2	1.205994	2	0.5472
Joint	41.41948	4	0.0000

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 02/16/20 Time: 19:25
 Sample: 1998 2019
 Included observations: 19

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
25.23693	24	0.3930

Individual components:

Dependent	R-squared	F(8,10)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.493685	1.218818	0.3772	9.380011	0.3113
res2*res2	0.761538	3.991924	0.0223	14.46922	0.0703
res2*res1	0.541073	1.473743	0.2777	10.28038	0.2459

❖ **BEΛGIO**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D1_LDEBT_BEL D1_LBEL20

Exogenous variables: C

Date: 02/16/20 Time: 19:27

Sample: 1998 2019

Included observations: 18

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	41.30402	NA*	4.35e-05*	-4.367113*	-4.268183*	-4.353472*
1	42.21301	1.514995	6.17e-05	-4.023668	-3.726878	-3.982745
2	43.50187	1.861683	8.54e-05	-3.722430	-3.227779	-3.654224
3	48.93196	6.636770	7.71e-05	-3.881328	-3.188817	-3.785840

* 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 Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 02/16/20 Time: 19:27

Sample: 1998 2019

Included observations: 19

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-2.885171	26.36000	1	0.0000
2	-0.391778	0.486052	1	0.4857
Joint		26.84605	2	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	11.29356	54.45331	1	0.0000
2	2.325315	0.360366	1	0.5483
Joint		54.81367	2	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	80.81331	2	0.0000
2	0.846419	2	0.6549
Joint	81.65972	4	0.0000

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 02/16/20 Time: 19:27

Sample: 1998 2019

Included observations: 19

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.

17.80053	24	0.8126			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(8,10)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.275198	0.474609	0.8484	5.228759	0.7329
res2*res2	0.332235	0.621915	0.7436	6.312458	0.6123
res2*res1	0.304278	0.546693	0.7981	5.781273	0.6717

❖ ΓΑΛΛΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D1_LDEBT_FRA D1_LCAC40						
Exogenous variables: C						
Date: 02/16/20 Time: 19:30						
Sample: 1998 2019						
Included observations: 18						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	32.81188	NA	0.000112	-3.423543	-3.324612	-3.409901
1	42.84337	16.71915*	5.75e-05*	-4.093708*	-3.796917*	-4.052785*
2	43.41369	0.823799	8.62e-05	-3.712633	-3.217982	-3.644427
3	46.07975	3.258510	0.000106	-3.564416	-2.871905	-3.468928
* 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 Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Date: 02/16/20 Time: 19:31				
Sample: 1998 2019				
Included observations: 19				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.420446	0.559787	1	0.4543
2	-0.922442	2.694514	1	0.1007
Joint		3.254301	2	0.1965
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.044428	0.722885	1	0.3952
2	2.733784	0.056106	1	0.8128
Joint		0.778991	2	0.6774

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.282672	2	0.5266
2	2.750620	2	0.2528
Joint	4.033292	4	0.4015

❖ EΛΛΛΛΛ

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-4.666067	NA	0.007192	0.740674	0.839604	0.754315
1	-1.127780	5.897145	0.007616	0.791976	1.088766	0.832899
2	3.759286	7.059096	0.007067	0.693413	1.188064	0.761618
3	20.31417	20.23375*	0.001853*	-0.701575*	-0.009063*	-0.606087*

* 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

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.154074	0.075173	1	0.7839
2	-0.753421	1.797539	1	0.1800
Joint		1.872712	2	0.3921

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.977712	0.000393	1	0.9842
2	3.701305	0.389364	1	0.5326
Joint		0.389757	2	0.8229

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.075566	2	0.9629
2	2.186903	2	0.3351

Joint	2.262469	4	0.6876
-------	----------	---	--------

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 02/16/20 Time: 19:43
Sample: 1998 2019
Included observations: 19

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
24.25038	24	0.4474			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(8,10)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.462715	1.076514	0.4474	8.791592	0.3602
res2*res2	0.554396	1.555182	0.2520	10.53353	0.2296
res2*res1	0.402882	0.843388	0.5874	7.654755	0.4679

❖ ITAIA

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: D1_LDEBT_ITAL D1_LFTSEMIB
Exogenous variables: C
Date: 02/16/20 Time: 19:46
Sample: 1998 2019
Included observations: 18

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	28.17072	NA*	0.000187*	-2.907858*	-2.808927*	-2.894216*
1	30.14703	3.293851	0.000236	-2.683003	-2.386213	-2.642080
2	31.77967	2.358262	0.000314	-2.419964	-1.925313	-2.351758
3	38.92698	8.735602	0.000234	-2.769665	-2.077153	-2.674177

* 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 Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 02/16/20 Time: 19:46
Sample: 1998 2019
Included observations: 19

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
-----------	----------	--------	----	-------

1	-2.261873	16.20089	1	0.0001
2	-1.022058	3.307905	1	0.0689
Joint		19.50879	2	0.0001
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	8.167047	21.13621	1	0.0000
2	3.525822	0.218887	1	0.6399
Joint		21.35510	2	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	37.33710	2	0.0000	
2	3.526792	2	0.1715	
Joint		40.86389	4	0.0000

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 02/16/20 Time: 19:46

Sample: 1998 2019

Included observations: 19

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
20.32224	24	0.6783			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(8,10)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.193307	0.299537	0.9497	3.672836	0.8854
res2*res2	0.320197	0.588767	0.7677	6.083739	0.6379
res2*res1	0.432205	0.951498	0.5187	8.211893	0.4131

❖ ΞΠΙΑΝΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D1_LDEBT_SPA D1_LIBEX35

Exogenous variables: C

Date: 02/16/20 Time: 19:48

Sample: 1998 2019

Included observations: 18

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	3.570670	NA*	0.002880*	-0.174519*	-0.075589*	-0.160878*
1	5.391176	3.034177	0.003691	0.067647	0.364438	0.108571

2	8.645777	4.701091	0.004106	0.150469	0.645120	0.218675
3	12.58046	4.809058	0.004376	0.157726	0.850238	0.253214

* 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 Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 02/16/20 Time: 19:48
 Sample: 1998 2019
 Included observations: 19

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.718626	9.353307	1	0.0022
2	-0.278596	0.245782	1	0.6201
Joint		9.599090	2	0.0082

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	6.041802	7.324941	1	0.0068
2	2.514497	0.186607	1	0.6658
Joint		7.511547	2	0.0234

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	16.67825	2	0.0002
2	0.432389	2	0.8056
Joint	17.11064	4	0.0018

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 02/16/20 Time: 19:48
 Sample: 1998 2019
 Included observations: 19

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
14.74945	24	0.9279

Individual components:

Dependent	R-squared	F(8,10)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.216392	0.345185	0.9274	4.111441	0.8469
res2*res2	0.234632	0.383202	0.9064	4.458014	0.8136

res2*res1	0.205871	0.324052	0.9382	3.911549	0.8650
-----------	----------	----------	--------	----------	--------

❖ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D1_LDEBT_PORT PSI20						
Exogenous variables: C						
Date: 02/16/20 Time: 19:49						
Sample: 1998 2019						
Included observations: 18						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	14.55229	NA*	0.000850	-1.394699	-1.295769*	-1.381058
1	19.00059	7.413839	0.000814*	-1.444510*	-1.147720	-1.403587*
2	20.63279	2.357617	0.001084	-1.181421	-0.686770	-1.113215
3	21.42669	0.970327	0.001638	-0.825188	-0.132677	-0.729700
* 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 Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Date: 02/16/20 Time: 19:49				
Sample: 1998 2019				
Included observations: 19				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	1.199153	4.553562	1	0.0329
2	0.055018	0.009585	1	0.9220
Joint		4.563147	2	0.1021
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.482505	1.739942	1	0.1871
2	2.084561	0.663439	1	0.4153
Joint		2.403381	2	0.3007
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	6.293504	2	0.0430	
2	0.673024	2	0.7143	
Joint	6.966528	4	0.1377	

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 02/16/20 Time: 19:49
 Sample: 1998 2019
 Included observations: 19

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
30.17860	24	0.1789			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(8,10)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.464083	1.082449	0.4442	8.817571	0.3579
res2*res2	0.553131	1.547239	0.2544	10.50949	0.2311
res2*res1	0.642778	2.249229	0.1146	12.21279	0.1420

Παράρτημα Γ

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΈΛΕΓΧΩΝ GRANGER CAUSALITY

❖ ΑΥΣΤΡΙΑ

Pairwise Granger Causality Tests Date: 02/16/20 Time: 20:04 Sample: 1998 2019 Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D1_LATX does not Granger Cause D1_LDEBT_AUS	20	6.73759	0.0108
D1_LDEBT_AUS does not Granger Cause D1_LATX		0.60384	0.4478

❖ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Pairwise Granger Causality Tests Date: 02/16/20 Time: 20:07 Sample: 1998 2019 Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D1_LAEX does not Granger Cause D1_LDEBT_NETH	19	0.09231	0.9124
D1_LDEBT_NETH does not Granger Cause D1_LAEX		2.28112	0.1388

❖ ΒΕΛΓΙΟ

Pairwise Granger Causality Tests Date: 02/16/20 Time: 20:09 Sample: 1998 2019 Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D1_LBEL20 does not Granger Cause D1_LDEBT_BEL	20	0.05411	0.8188
D1_LDEBT_BEL does not Granger Cause D1_LBEL20		1.16683	0.2951

❖ ΓΑΛΛΙΑ

Pairwise Granger Causality Tests Date: 02/16/20 Time: 20:10 Sample: 1998 2019 Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.

D1_LCAC40 does not Granger Cause D1_LDEBT_FRA	20	27.9194	6.E-05
D1_LDEBT_FRA does not Granger Cause D1_LCAC40		0.93767	0.3465

❖ ΕΛΛΑΔΑ

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 02/16/20 Time: 20:14			
Sample: 1998 2019			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D1_LATHEX does not Granger Cause D1_LDEBT_GR	18	0.35405	0.7872
D1_LDEBT_GR does not Granger Cause D1_LATHEX		3.13793	0.0693

❖ ΙΤΑΛΙΑ

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 02/16/20 Time: 20:16			
Sample: 1998 2019			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D1_LFTSEMIB does not Granger Cause D1_LDEBT_ITAL	20	3.71642	0.0708
D1_LDEBT_ITAL does not Granger Cause D1_LFTSEMIB		0.01986	0.8896

❖ ΙΣΠΑΝΙΑ

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 02/16/20 Time: 20:17			
Sample: 1998 2019			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D1_LIBEX35 does not Granger Cause D1_LDEBT_SPA	20	0.72447	0.4065
D1_LDEBT_SPA does not Granger Cause D1_LIBEX35		0.93552	0.3470

❖ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 02/16/20 Time: 20:18			
Sample: 1998 2019			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D1_LPSI20 does not Granger Cause D1_LDEBT_PORT	20	2.36873	0.1422
D1_LDEBT_PORT does not Granger Cause D1_LPSI20		0.87621	0.3623

Παράρτημα Δ

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΈΛΕΓΧΩΝ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

❖ ΑΥΣΤΡΙΑ

Null Hypothesis: RESID_AUS has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.790774	0.0703
Test critical values:	1% level	-2.685718
	5% level	-1.959071
	10% level	-1.607456
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

❖ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Date: 02/16/20 Time: 21:05				
Series: LDEBT_NETH LAEX				
Sample: 1998 2019				
Included observations: 22				
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.*
LDEBT_NETH	-2.034921	0.5229	-9.538465	0.2941
LAEX	-2.173469	0.4557	-8.225247	0.3993
*MacKinnon (1996) p-values.				

❖ ΒΕΛΓΙΟ

Null Hypothesis: RESID_BEL has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.867560	0.0068
Test critical values:	1% level	-2.699769
	5% level	-1.961409
	10% level	-1.606610
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

❖ ΓΑΑΑΙΑ

Null Hypothesis: RESID_FRA has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.036095	0.2599
Test critical values:	1% level	-2.685718
	5% level	-1.959071
	10% level	-1.607456
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

❖ ΕΑΑΑΑΑ

Null Hypothesis: RESID_GR has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.780584	0.0007
Test critical values:	1% level	-2.679735
	5% level	-1.958088
	10% level	-1.607830
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

❖ ΙΤΑΑΙΑ

Null Hypothesis: RESID_ITAL has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.482613	0.1258
Test critical values:	1% level	-2.679735
	5% level	-1.958088
	10% level	-1.607830
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

❖ **ΙΣΠΑΝΙΑ**

Null Hypothesis: RESID_SPA has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.526823	0.4763
Test critical values:	1% level	-2.679735
	5% level	-1.958088
	10% level	-1.607830
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

❖ **ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ**

Null Hypothesis: RESID_PORT has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=3)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.164751	0.0322
Test critical values:	1% level	-2.679735
	5% level	-1.958088
	10% level	-1.607830
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Παράρτημα Ε

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΩΝ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΛΑΘΩΝ

❖ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Vector Error Correction Estimates		
Date: 02/20/20 Time: 22:39		
Sample (adjusted): 2001 2019		
Included observations: 19 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LDEBT_NETH(-1)	1.000000	
LAEX(-1)	-35.92893 (11.8696) [-3.02697]	
C	212.0302	
Error Correction:	D(LDEBT_NETH)	D(LAEX)
CointEq1	0.001838 (0.00619) [0.29671]	0.021418 (0.01724) [1.24232]
D(LDEBT_NETH(-1))	0.210184 (0.58689) [0.35813]	-0.816963 (1.63355) [-0.50011]
D(LDEBT_NETH(-2))	-0.218732 (0.52772) [-0.41449]	0.779733 (1.46885) [0.53085]
D(LAEX(-1))	0.037581 (0.16250) [0.23127]	-0.034029 (0.45230) [-0.07523]
D(LAEX(-2))	-0.032477 (0.10047) [-0.32324]	0.221336 (0.27966) [0.79145]
C	-0.001926 (0.01966) [-0.09793]	-0.003623 (0.05473) [-0.06620]
R-squared	0.109521	0.352219
Adj. R-squared	-0.232970	0.103072
Sum sq. resids	0.092869	0.719481
S.E. equation	0.084521	0.235254
F-statistic	0.319778	1.413699
Log likelihood	23.58972	4.139983
Akaike AIC	-1.851549	0.195791
Schwarz SC	-1.553305	0.494035
Mean dependent	-0.002528	-0.002799

S.D. dependent	0.076118	0.248404
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.88E-05	
Determinant resid covariance	4.63E-05	
Log likelihood	40.89927	
Akaike information criterion	-2.831502	
Schwarz criterion	-2.135600	

❖ **BEAIO**

Vector Error Correction Estimates		
Date: 02/20/20 Time: 20:53		
Sample (adjusted): 2001 2019		
Included observations: 19 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LDEBT_BEL(-1)	1.000000	
LBEL20(-1)	-0.175044 (0.07873) [-2.22321]	
C	-0.131469	
Error Correction:	D(LDEBT_BE L)	D(LBEL20)
CointEq1	-0.051282 (0.04312) [-1.18935]	4.072995 (1.58896) [2.56330]
D(LDEBT_BEL(-1))	0.366377 (0.27787) [1.31854]	15.91999 (10.2399) [1.55470]
D(LDEBT_BEL(-2))	0.302068 (0.27277) [1.10739]	-16.64088 (10.0522) [-1.65544]
D(LBEL20(-1))	-0.018250 (0.00861) [-2.11984]	0.566241 (0.31727) [1.78473]
D(LBEL20(-2))	0.003875 (0.00757) [0.51172]	0.310142 (0.27907) [1.11133]
C	-8.05E-05 (0.00144) [-0.05578]	0.009739 (0.05321) [0.18303]
R-squared	0.493827	0.435881
Adj. R-squared	0.299146	0.218913
Sum sq. resids	0.000484	0.656813
S.E. equation	0.006099	0.224776
F-statistic	2.536588	2.008960
Log likelihood	73.53699	5.005723
Akaike AIC	-7.109157	0.104661
Schwarz SC	-6.810913	0.402905
Mean dependent	-0.000977	0.014129

S.D. dependent	0.007286	0.254331
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.36E-06	
Determinant resid covariance	6.36E-07	
Log likelihood	81.62531	
Akaike information criterion	-7.118454	
Schwarz criterion	-6.422551	

❖ EΛΛΛΛΛ

Vector Error Correction Estimates		
Date: 02/20/20 Time: 21:08		
Sample (adjusted): 2001 2019		
Included observations: 19 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LDEBT_GRE(-1)	1.000000	
LATHEX(-1)	0.396281 (0.03169) [12.5058]	
C	-7.812427	
Error Correction:	D(LDEBT_GRE)	D(LATHEX)
CointEq1	0.139937 (0.26873) [0.52073]	-3.579458 (1.14064) [-3.13813]
D(LDEBT_GRE(-1))	0.078050 (0.35602) [0.21923]	0.486361 (1.51113) [0.32185]
D(LDEBT_GRE(-2))	0.086349 (0.33121) [0.26070]	0.710202 (1.40585) [0.50518]
D(LATHEX(-1))	-0.019852 (0.08066) [-0.24612]	0.501465 (0.34238) [1.46466]
D(LATHEX(-2))	-0.033543 (0.06151) [-0.54531]	0.333107 (0.26109) [1.27585]
C	0.017213 (0.02096) [0.82113]	-0.027055 (0.08898) [-0.30406]
R-squared	0.086219	0.520863
Adj. R-squared	-0.265235	0.336580
Sum sq. resids	0.077182	1.390504
S.E. equation	0.077052	0.327050
F-statistic	0.245322	2.826426
Log likelihood	25.34746	-2.119493
Akaike AIC	-2.036575	0.854683
Schwarz SC	-1.738331	1.152927
Mean dependent	0.026887	-0.068816

S.D. dependent	0.068502	0.401532
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.000526	
Determinant resid covariance	0.000246	
Log likelihood	25.01423	
Akaike information criterion	-1.159392	
Schwarz criterion	-0.463490	

❖ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

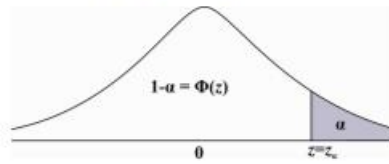
Vector Error Correction Estimates		
Date: 02/20/20 Time: 22:41		
Sample (adjusted): 2001 2019		
Included observations: 19 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LDEBT_PORT(-1)	1.000000	
PSI20(-1)	2.612302 (0.59033) [4.42519]	
C	-27.53224	
Error Correction:	D(LDEBT_PO RT)	D(PSI20)
CointEq1	0.042299 (0.02202) [1.92110]	-0.338077 (0.12592) [-2.68491]
D(LDEBT_PORT(-1))	0.768316 (0.27191) [2.82566]	1.987429 (1.55498) [1.27811]
D(LDEBT_PORT(-2))	-0.218964 (0.25133) [-0.87123]	-0.939778 (1.43728) [-0.65386]
D(PSI20(-1))	-0.111034 (0.05629) [-1.97239]	0.298922 (0.32193) [0.92852]
D(PSI20(-2))	-0.020793 (0.05147) [-0.40397]	0.282403 (0.29436) [0.95939]
C	0.014265 (0.01250) [1.14163]	-0.058389 (0.07146) [-0.81712]
R-squared	0.680715	0.428379
Adj. R-squared	0.557912	0.208525
Sum sq. resids	0.020908	0.683787
S.E. equation	0.040104	0.229345
F-statistic	5.543182	1.948467
Log likelihood	37.75471	4.623370
Akaike AIC	-3.342601	0.144908
Schwarz SC	-3.044357	0.443152
Mean dependent	0.045396	-0.036359
S.D. dependent	0.060316	0.257792

Determinant resid covariance (dof adj.)	7.98E-05
Determinant resid covariance	3.74E-05
Log likelihood	42.93327
Akaike information criterion	-3.045607
Schwarz criterion	-2.349705

Παράρτημα Ζ

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Τιμές των πιθανοτήτων $\Phi(z) = P(Z \leq z) = P(Z < z)$
της τυπικής κανονικής κατανομής $N(0, 1)$ για $z \geq 0$. Για $z < 0$ ισχύει
 $\Phi(z) = 1 - \Phi(-z)$.



z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.50000	0.50399	0.50798	0.51197	0.51595	0.51994	0.52392	0.52790	0.53188	0.53586
0.1	0.53983	0.54380	0.54776	0.55172	0.55567	0.55962	0.56356	0.56749	0.57142	0.57535
0.2	0.57926	0.58317	0.58706	0.59095	0.59483	0.59871	0.60257	0.60642	0.61026	0.61409
0.3	0.61791	0.62172	0.62552	0.62930	0.63307	0.63683	0.64058	0.64431	0.64803	0.65173
0.4	0.65542	0.65910	0.66276	0.66640	0.67003	0.67364	0.67724	0.68082	0.68439	0.68793
0.5	0.69146	0.69497	0.69847	0.70194	0.70540	0.70884	0.71226	0.71566	0.71904	0.72240
0.6	0.72575	0.72907	0.73237	0.73565	0.73891	0.74215	0.74537	0.74857	0.75175	0.75490
0.7	0.75804	0.76115	0.76424	0.76730	0.77035	0.77337	0.77637	0.77935	0.78230	0.78524
0.8	0.78814	0.79103	0.79389	0.79673	0.79955	0.80234	0.80511	0.80785	0.81057	0.81327
0.9	0.81594	0.81859	0.82121	0.82381	0.82639	0.82894	0.83147	0.83398	0.83646	0.83891
1.0	0.84134	0.84375	0.84614	0.84850	0.85083	0.85314	0.85543	0.85769	0.85993	0.86214
1.1	0.86433	0.86650	0.86864	0.87076	0.87286	0.87493	0.87698	0.87900	0.88100	0.88298
1.2	0.88493	0.88686	0.88877	0.89065	0.89251	0.89435	0.89617	0.89796	0.89973	0.90147
1.3	0.90320	0.90490	0.90658	0.90824	0.90988	0.91149	0.91309	0.91466	0.91621	0.91774
1.4	0.91924	0.92073	0.92220	0.92364	0.92507	0.92647	0.92786	0.92922	0.93056	0.93189
1.5	0.93319	0.93448	0.93574	0.93699	0.93822	0.93943	0.94062	0.94179	0.94295	0.94408
1.6	0.94520	0.94630	0.94738	0.94845	0.94950	0.95053	0.95154	0.95254	0.95352	0.95449
1.7	0.95543	0.95637	0.95728	0.95818	0.95907	0.95994	0.96080	0.96164	0.96246	0.96327
1.8	0.96407	0.96485	0.96562	0.96638	0.96712	0.96784	0.96856	0.96926	0.96995	0.97062
1.9	0.97128	0.97193	0.97257	0.97320	0.97381	0.97441	0.97500	0.97558	0.97615	0.97670
2.0	0.97725	0.97778	0.97831	0.97882	0.97932	0.97982	0.98030	0.98077	0.98124	0.98169
2.1	0.98214	0.98257	0.98300	0.98341	0.98382	0.98422	0.98461	0.98500	0.98537	0.98574
2.2	0.98610	0.98645	0.98679	0.98713	0.98745	0.98778	0.98809	0.98840	0.98870	0.98899
2.3	0.98928	0.98956	0.98983	0.99010	0.99036	0.99061	0.99086	0.99111	0.99134	0.99158
2.4	0.99180	0.99202	0.99224	0.99245	0.99266	0.99286	0.99305	0.99324	0.99343	0.99361
2.5	0.99379	0.99396	0.99413	0.99430	0.99446	0.99461	0.99477	0.99492	0.99506	0.99520
2.6	0.99534	0.99547	0.99560	0.99573	0.99585	0.99598	0.99609	0.99621	0.99632	0.99643
2.7	0.99653	0.99664	0.99674	0.99683	0.99693	0.99702	0.99711	0.99720	0.99728	0.99736
2.8	0.99744	0.99752	0.99760	0.99767	0.99774	0.99781	0.99788	0.99795	0.99801	0.99807
2.9	0.99813	0.99819	0.99825	0.99831	0.99836	0.99841	0.99846	0.99851	0.99856	0.99861
3.0	0.99865	0.99869	0.99874	0.99878	0.99882	0.99886	0.99889	0.99893	0.99897	0.99900

α	0.0005	0.001	0.005	0.01	0.025	0.05	0.10
z_α	3.29	3.09	2.576	2.326	1.960	1.645	1.282

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ελληνική

- Απέργης, Ν. (2017). *Μακροοικονομική – Θεωρία και ανάλυση*, Πεδίο
- Βαβούρας, Σ. Ι. (1993). *Δημόσιο Χρέος: Θεωρεία και ελληνική εμπειρία*, Παπαζήση, Αθήνα
- Βούλγαρη Παπαγεωργίου, Ε., (2002). *Χρηματιστήριο αξιών και χρηματιστήριο παραγώγων*, Σύγχρονη εκδοτική.
- Γκλεζάκος, Μ., (2008). *Πανεπιστημιακές σημειώσεις Ανάλυση επενδύσεων*, Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής επιστήμης, Πανεπιστήμιο Πειραιώς.
- Δημελή, Σ., (2013). *Σύγχρονες μέθοδοι ανάλυσης χρονολογικών σειρών*, Εκδόσεις ΟΠΑ.
- Καραβίτης, Ν., Η., (2008). *Δημόσιο χρέος και έλλειμμα*, Εκδόσεις Διόνικος.
- Χρήστου, Γ., Κ., (2007). *Εισαγωγή στην οικονομετρία τόμος Β΄, «Αιτιότητα κατά Granger και αυτοπαλίνδρομα διανύσματα VAR»*, Γ. Δαρδάνος και Κ. Δαρδάνος ΟΕ / Gutenberg.
- Συριόπουλος, Κ., Φίλιπας, Δ., (2010). *Οικονομετρικά υποδείγματα και εφαρμογές με το E-views*, Εκδόσεις Ανικούλα.

Ξένα

- Agiakloglou, C. and Newbold, P. (1991) *Empirical Evidence on Dickey – Fuller - Type Tests. Journal of Time Series Analysis*. Vol. 13. pp. 471-483
- Barro, R. J. (1974). *Are government bonds net wealth*, *Journal of political economy*, 82:6, 1095 – 1117.
- Brennan, H. G., Buchanan, J.M. (1987). *The logic of the Ricardian equivalence theorem*, Buchanan, J.M, Rowley, J. M., Tollison, R. D., *Deficits*, Blackwell, New York.
- Buchanan, J. M. (1976). *Barro on the Ricardian equivalence theorem*, *Journal of political economy*, 84:2, 337 – 342.
- Buchanan, J. M. (1958). *Public principles of public debt*, Irwin, Homewood, 111.
- Dickey, D., A., Fuller, W., A., (1979). *Distribution of the estimates for autoregressive time series with unit root*, *Journal of American statistical association*, 74, 427 – 431.
- Dickey, D., A., Fuller, W., A., (1981). *Likelihood Ratio Statistics for autoregressive time – series with a unit root*, *Econometrica*, 49, 1057 – 1072.

- Dickey, D., A., Said, E.S., (1984). *Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order*, *Biometrika*, 71, 599 – 607.
- Engle, R., F., Granger, C., W., J., (1987). *Co – Integration and error Correction: Representation, estimation, and testing*, *Econometrica*, 55:2, 251 – 276.
- Granger, C., W., J., (1969). *Investing causal relations by econometric models and cross – spectral methods*, *Econometrica*, 37:3, 424 – 438.
- Granger, C., W., J., Newbold, P., (1986). *Forecasting economic time series 2nd Edition*, Academic press, 5:1, 137 – 138.
- Granger, C., W., J., Newbold, P., (1974). *Spurious regressions in econometrics*, *Journal of econometrics*, 111 – 120.
- Johansen, S., (1988). *Statistical analysis of cointegration vectors*, *Journal of economic dynamics and control*, 12, 231 – 254.
- Johansen, S., (1991). *Estimation and hypothesis testing of cointegration vector in gaussian vector autoregressive models*, *Econometrica*, 59, 1551 – 1580.
- Johansen, S., (1995). *Likelihood inference in cointegrated vectors autoregressive models*, Oxford university press.
- Lianos, T. P., Cavounides J. (2010). *Immigrant remittances, stability of employment and relative deprivation*, *Wiley*, 48:5, 118 – 141.
- MacKinnon, J., G., (1981). *Critical values for co – integration tests in R.F. Engle and C.W.J. Granger (eds), Long – run economic relations*, Oxford: Oxford university press.
- Modigliani, F. (1961). *Long – run implications of alternative fiscal policies and the burden of the national debt*, *The economic journal*, 71, 730 – 755.
- Nielsen, B., (2005). *Strong consistency results for least squares estimators in general vector autoregressions with deterministic terms*, *Cambridge University press*, 21: 3, 534 – 561.
- Nelson, C., R., Plosser, C., I., (1982). *Trends and random walks in macroeconomic time series – Some evidence and implications*, *Journal of monetary economics*, 10, 139 – 162.
- Ricardo, D. (1951). *The principles of political economy and taxation, Works and correspondence*, Cambridge University press, Cambridge, 244 – 246.
- Schanep, J., (2012). *Dow theory for the 21st century (technical indicators for improving your investment results) II signals described*, *Jack Schanep*, 10:1002 / 97.
- Smith, A. (1937). *The wealth of nations*, The modern library, New York, 859 – 900.
- Wolski, C., (2016). *Five factors or events that affect the stock market index*, wordpress.com.

