



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΤΜΗΜΑΤΟΣ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗΣ ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΚΗΣ

Ο ΡΟΛΟΣ ΤΗΣ ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑΣ ΑΝΕΡΓΙΑΣ ΣΤΟΝ ΚΑΘΟΡΙΣΜΟ ΤΩΝ
ΜΙΣΘΩΝ ΚΑΙ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ

Διπλωματική Εργασία

του

Μπαχούρου Αντωνίου

A.M. :mai17047

Θεσσαλονίκη, Ιούνιος 2018

**Ο ΡΟΛΟΣ ΤΗΣ ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑΣ ΑΝΕΡΓΙΑΣ ΣΤΟΝ ΚΑΘΟΡΙΣΜΟ
ΤΩΝ ΜΙΣΘΩΝ ΚΑΙ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ**

Μπαχούρος Αντώνιος

Πτυχίο Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Πατρών, 2014

Διπλωματική Εργασία

**υποβαλλόμενη για τη μερική εκπλήρωση των απαιτήσεων του
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟΥ ΤΙΤΛΟΥ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ
ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΚΗ**

Επιβλέπων Καθηγητής : Δριτσάκης Νικόλαος

Εγκρίθηκε από την τριμελή εξεταστική επιτροπή την

Ν. Δριτσάκης

Ε. Στειακάκης

Α. Σταυρόπουλος

.....

.....

.....

Μπαχούρος Αντώνιος

.....

Περίληψη

Στην εργασία αυτή εξετάζουμε τη σχέση μεταξύ της μακροχρόνιας ανεργίας (LTU), του πληθωρισμού (INF) και του μέσου μισθού (AVW) για το Βέλγιο την περίοδο από το 1990 έως το 2016. Για την ανάλυση της σχέσης αυτής χρησιμοποιούμε τους ελέγχους της στασιμότητας των Dickey-Fuller, και Phillips-Perron, ενώ για τους ελέγχους της συνολοκλήρωσης τους ελέγχους των Engle-Granger, και Phillips-Quah και τον έλεγχο του Johansen. Ακόμα, για την ανάλυση της αιτιότητας χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος του Granger. Τα αποτελέσματα της εργασίας έδειξαν ότι υπάρχει τόσο μακροχρόνια όσο και βραχυχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών που εξετάζουμε. Τέλος, ο έλεγχος αιτιότητας του Granger έδειξε ότι υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση ανάμεσα στις μεταβλητές με κατεύθυνση από τον πληθωρισμό στην μακροχρόνια ανεργία, καθώς επίσης από τον μέσο μισθό προς την μακροχρόνια ανεργία.

Λέξεις Κλειδιά: Μακροχρόνια Ανεργία, Πληθωρισμός, Μέσος Μισθός
Στασιμότητα, Συνολοκλήρωση, Αιτιότητα

Abstract

This thesis investigates the relationship between the variables of long-term unemployment, inflation and average wages of Belgium from 1990 to 2016. We examine for stationary using Dickey-Fuller , Phillips-Perron tests and for cointegration using the tests of Engle-Granger, Phillips-Ouliaris and Johansen. Also, we check for causality using Granger's causality test. The results imply short and long-term relationship among the variables. Finally, Granger's causality test implies that there is a one-way causal relationship from inflation towards long-term unemployment and a one-way causal relationship from average wages towards long-term unemployment.

Keywords: inflation, long-term unemployment, average wages, stationary, cointegration, causality

Ευχαριστίες

Με την περάτωση της παρούσας διπλωματικής εργασίας, θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά τον καθηγητή κ. Δριτσάκη Νικόλαο, για τις πολύτιμες συμβουλές και υποδείξεις του, κατά την εκπόνηση της εργασίας μου, καθώς επίσης και για τις γνώσεις που αποκόμισα από αυτόν κατά τη διάρκεια του κύκλου σπουδών μου. Τέλος, δεν θα μπορούσα να παραλείψω να ευχαριστήσω την οικογένεια μου, για την διαρκή οικονομική και ψυχολογική συμπαράσταση και για όλα όσα μου έχουν προσφέρει όλα αυτά τα χρόνια της ζωής μου. Η συνεισφορά τους, αποτελεί τον οδηγό μου για την εκπλήρωση των στόχων μου.

Περιεχόμενα

Περιεχόμενα	vi
1. Εισαγωγή.....	1
1.1. Αιτιολόγηση ερευνητικού θέματος	1
1.2. Σκοπός	1
1.3. Διάρθρωση της εργασίας.....	1
2. Οικονομική Ιστορία Βελγίου.....	3
2.1. Εισαγωγή	3
2.2. Οικονομία Βελγίου.....	3
3. Βιβλιογραφική Ανασκόπηση	5
3.1. Εισαγωγή	5
3.2. Οικονομική Θεωρία.....	6
3.3. Εμπειρικές Αναλύσεις	7
4. Μεθοδολογία.....	10
4.1. Εισαγωγή	10
4.2. Στασιμότητα	10
4.3. Συνολοκλήρωση	16
4.4. Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών	19
4.5. Αιτιότητα	21
5. Περιγραφή και παρουσίαση των μεταβλητών.....	25
5.1. Εισαγωγή	25
5.2. Περιγραφικά Στατιστικά	29
6. Εμπειρικά Αποτελέσματα.....	31
6.1. Εισαγωγή	31
6.2. Στασιμότητα	31
6.3. Συνολοκλήρωση	35
6.3.1. Έλεγχος Engle-Granger	35
6.3.2. Έλεγχος Phillips-Ouliaris.....	37
6.3.3. Συνολοκλήρωση του Johansen	38
6.4. Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών	42
6.5. Αιτιότητα	45

7. Συμπεράσματα.....	53
Βιβλιογραφία.....	54
Παράρτημα Α.....	59
Παράρτημα Β.....	60
Παράρτημα Β1	60
Παράρτημα Β2	78

Κατάλογος Εικόνων

Εικόνα 3.1 Καμπύλη Phillips	5
-----------------------------------	---

Κατάλογος Διαγραμμάτων

Διάγραμμα 5.1: Πορεία της LTU του Βελγίου στα επίπεδά της.....	25
Διάγραμμα 5.2: Πορεία του INF του Βελγίου στα επίπεδά της.....	26
Διάγραμμα 5.3: Πορεία του AVW του Βελγίου στα επίπεδά του	27
Διάγραμμα 5.4: Πορεία της LTU του Βελγίου στις πρώτες διαφορές.....	28
Διάγραμμα 5.5: Πορεία του INF του Βελγίου στις πρώτες διαφορές.....	28
Διάγραμμα 5.6: Πορεία του AVW του Βελγίου στις πρώτες διαφορές.....	29
Διάγραμμα 6.1: Αιτιότητα μεταξύ μισθών και μακροχρόνιας ανεργίας.....	52
Διάγραμμα 6.2: Αιτιότητα μεταξύ πληθωρισμού και μακροχρόνιας ανεργίας.....	52

Κατάλογος Πινάκων

Πίνακας 5.1: Περιγραφικά Στατιστικά.....	29
Πίνακας 6.1 Κορρελόγραμμα της LTU του Βελγίου.....	31
Πίνακας 6.2: Κορρελόγραμμα του INF του Βελγίου.....	32
Πίνακας 6.3: Κορρελόγραμμα του AVW του Βελγίου.....	33
Πίνακας 6.4: Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας Dickey-Fuller.....	34
Πίνακας 6.5: Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας Phillips-Perron.....	34
Πίνακας 6.6: Αποτελέσματα ελέγχου Engle-Granger.....	36
Πίνακας 6.7: Αποτελέσματα ελέγχου Phillips-Ouliaris.....	37
Πίνακας 6.8 : Έλεγχος χρον. υστερήσεων για τη τάξη του VAR υποδείγματος.....	38
Πίνακας 6.9: Αποτέλεσμα εκτίμησης VAR(1) υποδείγματος.....	39
Πίνακας 6.10: Αντίστροφες ρίζες του υποδείγματος VAR(1).....	40
Πίνακας 6.11: Έλεγχος συνολοκλήρωσης του Johansen.....	40
Πίνακας 6.12: Αποτελέσματα μηχανισμού διόρθωσης λαθών.....	43
Πίνακας 6.13: Αντίστροφες ρίζες μηχανισμού διόρθωσης λαθών.....	44
Πίνακας 6.14: Αποτελέσματα αιφνίδιων αντιδράσεων των μεταβλητών.....	45
Πίνακας 6.15: Ποσοτικά αποτελέσματα αιφνίδιων αντιδράσεων.....	47
Πίνακας 6.16: Αποτέλεσμα ανάλυσης της διακύμανσης.....	49
Πίνακας 6.17: Αποτέλεσμα ποσοτικής ανάλυσης της διακύμανσης.....	50
Πίνακας 6.18: Αποτελέσματα ελέγχου αιτιότητας κατά Granger.....	51
Πίνακας A.1 Μέσος μισθός, Πληθωρισμός, Μακροχρόνια Ανεργία 1990 - 2016.....	59
Πίνακας B1.1 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW χωρίς σταθερά και τάση.....	60
Πίνακας B1.2 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW με σταθερά και χωρίς τάση.....	61
Πίνακας B1.3 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW με σταθερά και με τάση.....	62
Πίνακας B1.4 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF χωρίς σταθερά και τάση.....	63
Πίνακας B1.5 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF με σταθερά και χωρίς τάση.....	64

Πίνακας B1.6	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF με σταθερά και με τάση	65
Πίνακας B1.7	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU χωρίς σταθερά και χωρίς τάση	66
Πίνακας B1.8	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU με σταθερά και χωρίς τάση	67
Πίνακας B1.9	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU με σταθερά και με τάση	68
Πίνακας B1.10	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές	69
Πίνακας B1.11	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές	70
Πίνακας B1.12	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές	71
Πίνακας B1.13	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές	72
Πίνακας B1.14	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές	73
Πίνακας B1.15	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές	74
Πίνακας B1.16	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές	75
Πίνακας B1.17	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές	76
Πίνακας B1.18	Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές	77
Πίνακας B2.1	Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU χωρίς σταθερά και χωρίς τάση	78
Πίνακας B2.2	Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU με σταθερά και χωρίς τάση	79
Πίνακας B2.3	Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU με σταθερά και με τάση .	80

Πίνακας B2.4 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF χωρίς σταθερά και χωρίς τάση	81
Πίνακας B2.5 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF με σταθερά και χωρίς τάση	82
Πίνακας B2.6 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF με σταθερά και με τάση ..	83
Πίνακας B2.7 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW χωρίς σταθερά και χωρίς τάση	84
Πίνακας B2.8 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW με σταθερά και χωρίς τάση	85
Πίνακας B2.9 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW με σταθερά και με τάση	86
Πίνακας B2.10 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές.....	87
Πίνακας B2.11 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές	88
Πίνακας B2.12 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές	89
Πίνακας B2.13 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές.....	90
Πίνακας B2.14 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές	91
Πίνακας B2.15 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές.....	92
Πίνακας B2.16 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές.....	93
Πίνακας B2.17 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές	94
Πίνακας B2.18 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές	95

Συντομογραφίες

ACF : Autocorrelation Function

ADF : Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller

AVW : Μέσος Μισθός

DF : Dickey-Fuller

ECM : Error Correction Model

INF : Πληθωρισμός

LTU : Μακροχρόνια Ανεργία

OECD : ΟΟΣΑ(Οργανισμός Οικονομικής Συνεργασίας και Ανάπτυξης)

PACF : Partial Autocorrelation Function

PP : Phillips - Perron

VAR : Vector Autoregressive

VECM : Vector Error Correction Model

1. Εισαγωγή

1.1. Αιτιολόγηση ερευνητικού θέματος

Ο σημαντικός ρόλος που διαδραματίζει η μακροχρόνια ανεργία στον καθορισμό των τιμών και των μισθών είναι αντικείμενο έρευνας από οικονομολόγους εδώ και πολλές δεκαετίες. Τα τελευταία χρόνια όμως, και ύστερα από την οικονομική κρίση του 2008, στις οικονομίες πολλών χωρών παγκοσμίως, παρατηρήθηκε το φαινόμενο της διατήρησης υψηλού ποσοστού της μακροχρόνιας ανεργίας. Η εργασία θα προσπαθήσει να διαπιστώσει πως συμπεριφέρεται η μεταβλητή της μακροχρόνιας ανεργίας σε μια οργανωμένη οικονομία της ΕΕ, την οικονομία του Βελγίου.

1.2. Σκοπός

Ο σκοπός της εργασίας είναι να εξακριβώσει πως συμπεριφέρονται οι μεταβλητές της μακροχρόνιας ανεργίας, του πληθωρισμού και του μέσου μισθού για τη χώρα του Βελγίου τα τελευταία χρόνια. Ακόμα, στόχος της εργασίας είναι να εξετάσει αν οι μεταβλητές παρουσιάζουν μακροχρόνια ή βραχυχρόνια σχέση ισορροπίας, ή κάποια αιτιακή σχέση μεταξύ τους. Όλα αυτά, αποτελούν πολύτιμες πληροφορίες για την ερμηνεία και ανάλυση πολλών οικονομικών μεταβολών τόσο παρελθοντικών, όσο και μελλοντικών.

1.3. Διάρθρωση της εργασίας

Η εργασία περιλαμβάνει 7 κεφάλαια.

Στο **πρώτο κεφάλαιο**, παρουσιάζονται ονομαστικά οι μεταβλητές της εργασίας μας, ο σκοπός και στόχος του ερευνητικού θέματος και η διάρθρωση της εργασίας.

Στο **δεύτερο κεφάλαιο**, παρουσιάζονται πληροφορίες για την ΕΕ και την οικονομία του Βελγίου

Στο **τρίτο κεφάλαιο**, παρουσιάζονται η βιβλιογραφική ανασκόπηση, το θεωρητικό υπόβαθρο καθώς και οι εμπειρικές αναλύσεις που έχουν γίνει σχετικές με το ερευνητικό μας θέμα.

Στο **τέταρτο κεφάλαιο**, αναλύεται η μεθοδολογία που θα χρησιμοποιήσουμε στην διεξαγωγή των διαγνωστικών ελέγχων στις μεταβλητές μας.

Στο **πέμπτο κεφάλαιο**, θα γίνει η περιγραφική ανάλυση των μεταβλητών της εργασίας μας και η διαγραμματική απεικόνισή τους.

Στο **έκτο κεφάλαιο**, πραγματοποιούνται όλοι οι διαγνωστικοί έλεγχοι και συλλέγουμε τα αποτελέσματα της έρευνάς μας.

Τέλος στο **έβδομο κεφάλαιο** παρουσιάζονται, τα αποτελέσματα τόσο των ελέγχων, όσο και της εργασίας μας.

2. Οικονομική Ιστορία Βελγίου

2.1. Εισαγωγή

Η Ευρωπαϊκή Ένωση είναι μια οικονομική και πολιτική ένωση 28 χωρών της Ευρώπης που στην πρώτη μορφή της ιδρύθηκε με πρωταρχικό στόχο την οικονομική συνεργασία. Το 1958 η Γερμανία, το Βέλγιο, η Γαλλία, το Λουξεμβούργο, η Ιταλία και οι Κάτω Χώρες ίδρυσαν την Ευρωπαϊκή Οικονομική Κοινότητα (ΕΟΚ) με γνώμονα ότι οι εμπορικές και οικονομικές συναλλαγές αποτελούν τροχοπέδη στη δημιουργία εντάσεων και συγκρούσεων μεταξύ των χωρών. Με την πάροδο των χρόνων η συνεργασία μεταξύ των χωρών ξέφυγε από το πλαίσιο της οικονομικής δραστηριότητας και επεκτάθηκε και στους τομείς της πολιτικής, της υγείας, της δικαιοσύνης, της μετανάστευσης, της ασφάλειας καθώς επίσης και στον τομέα του κλίματος και του περιβάλλοντος. Η πολυσύνθετη αυτή συνεργασία μεταξύ των χωρών οδήγησε στην μετονομασία της Ένωσης το 1993, από Ευρωπαϊκή Οικονομική Κοινότητα (ΕΟΚ) σε Ευρωπαϊκή Ένωση (ΕΕ) που με τη προσθήκη άλλων 22 χωρών δημιούργησε την Ένωση στην τωρινή της μορφή. Τέλος πρέπει να αναφέρουμε πως η Ευρωπαϊκή Ένωση αποτελεί μια τεράστια ενιαία αγορά που αναπτύσσεται ραγδαία και είναι η μεγαλύτερη εμπορική δύναμη του πλανήτη (europa,2018).

2.2. Οικονομία Βελγίου

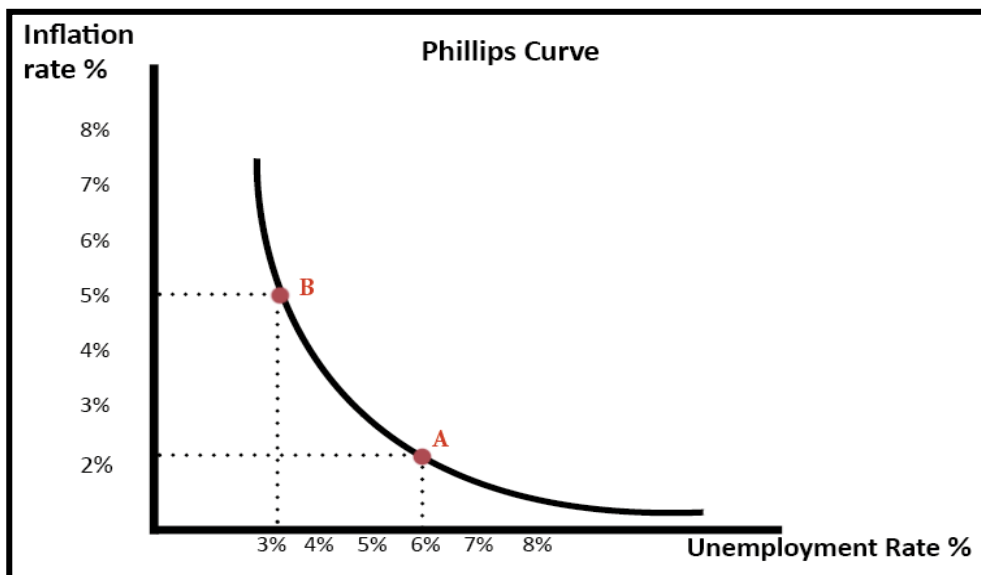
Το Βέλγιο είναι μια χώρα της Δυτικής Ευρώπης που συνορεύει με τα κράτη της Ολλανδίας, της Γαλλίας, της Γερμανίας και του Λουξεμβούργου. Αποτελεί ιδρυτικό μέλος τόσο της Ευρωπαϊκής Ένωσης, όσο και του ΟΟΣΑ. Το Βέλγιο έχει έντονη παγκοσμιοποιημένη οικονομία που είναι η έκτη μεγαλύτερη στην Ευρωζώνη, εικοστή τέταρτη στο κόσμο και κατέχει τον δέκατο έβδομο παγκόσμιο εθνικό πλούτο. Η οικονομία της χώρας δραστηριοποιείται κυρίως στον τριτογενή τομέα παραγωγής, αφού το 73% του

εργαζομένων απασχολείται στον τομέα των υπηρεσιών , ωστόσο διαθέτει εργοστάσια και μονάδες παραγωγής στους κλάδους της αυτοκινητοβιομηχανίας (Toyota Motor Europe), μεταλλουργίας (Umicore), χημικών προϊόντων (Solway), επιστημονικού εξοπλισμού και οργάνων (Velleman), καθώς επίσης και στον τομέα της μεταποίησης τροφίμων (Anheuser-Busch InBev, Delhaize Group) και επεξεργασίας διαμαντιών. Η μεγάλη έλλειψη εγχώριων πρώτων υλών έχει οδηγήσει το Βέλγιο στις πρώτες θέσεις στην εισαγωγή πρώτων υλών. Οι εμπορικές συναλλαγές του Βελγίου γίνονται κατά 80% με τα υπόλοιπα κράτη της ΕΕ με κύριους εμπορικούς συνεργάτες τη Γερμανία, τη Γαλλία και την Ολλανδία. Η κυβερνητική πολιτική του Βελγίου ενθαρρύνει τις ξένες επενδύσεις με απώτερο σκοπό την δημιουργία νέων θέσεων εργασίας ,με την τωρινή απασχόληση στις ξένες επιχειρήσεις να είναι 11% στο σύνολο του εργαζομένων της χώρας. Ιστορικά οι ξένες επενδύσεις βοήθησαν σημαντικά την οικονομική ανάπτυξη της χώρας από το 1960 και έπειτα, με τις Ηνωμένες Πολιτείες (USA) να διαδραματίζουν σπουδαίο ρόλο στην ανάπτυξη του κλάδου της ελαφράς βιομηχανίας, των χημικών προϊόντων και των παραγώγων του πετρελαίου. Ωστόσο οι πετρελαϊκές κρίσεις το 1973 και το 1979 επηρέασαν την οικονομία του Βελγίου που οδηγήθηκε σε ύφεση. Τα επόμενα χρόνια το Βέλγιο αντιμετώπισε παρατεταμένη ύφεση που συνοδεύτηκε από υψηλό ποσοστό ανεργίας, γεγονός το οποίο οδήγησε το 1982 σε υποτίμηση (8.5%) του εθνικού νομίσματος του Βελγίου (Βελγικό Φράγκο) με στόχο την ενίσχυση της ανταγωνιστικότητας των εξαγωγικών επιχειρήσεων. Αυτή η δημοσιονομική πολιτική οδήγησε σε οικονομική ανάπτυξη που έφτασε σε μέγιστο ρυθμό (4%) το 1989. Σήμερα το Βέλγιο παρουσιάζει ένα από τα μεγαλύτερα Κατά Κεφαλήν Εισοδήματα παγκοσμίως (46,301\$) αλλά ταυτόχρονα το δημόσιο χρέος παραμένει υψηλό. Όσον αναφορά τη μακροχρόνια ανεργία του Βελγίου, κυμαίνεται στο 52,04% (2016) και ο πληθωρισμός του Βελγίου στο 2,00% (2016) (Wikipedia,2018).

3. Βιβλιογραφική Ανασκόπηση

3.1. Εισαγωγή

Η ανεργία, ο πληθωρισμός και το επίπεδο των μισθών μια χώρας εκτός από οικονομικά μεγέθη αποτελούν και κοινωνικά φαινόμενα και η μελέτη τους παρουσιάζει, τόσο οικονομικό και επιστημονικό ενδιαφέρον, όσο και έντονο κοινωνικοπολιτικό. Είναι μεγέθη που επηρεάζουν άμεσα το βιοτικό επίπεδο των κατοίκων ενός κράτους και βρίσκονται πάντα στο οικονομικό και πολιτικό προσκήνιο. Για τους παραπάνω λόγους, οι υπεύθυνοι για την χάραξη κυβερνητικής πολιτικής, αναζητούν τρόπους εκμετάλλευσης των σχέσεων που παρουσιάζουν η ανεργία, ο πληθωρισμός και το επίπεδο των μισθών, με στόχο την έγκαιρη μελλοντική πρόβλεψη των τιμών τους και την διαμόρφωση μακροοικονομικής πολιτικής ανάλογα με τις εκάστοτε ανάγκες τους. Η πιο γνωστή καμπύλη που περιγράφει αυτές τις σχέσεις είναι η καμπύλη Phillips. Η καμπύλη Phillips δείχνει τη βραχυχρόνια αντίστροφη σχέση που υπάρχει μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού, αν και αρχικά περιέγραφε τη σχέση μεταξύ της ανεργίας και των ονομαστικών μισθών(Phillips,1958) .



Εικόνα 3.1 Καμπύλη Phillips

3.2. Οικονομική Θεωρία

Τα τελευταία χρόνια ένα από τα πιο ενδιαφέροντα οικονομικά μεγέθη είναι η παρουσία και η διατήρηση της μακροχρόνιας ανεργίας. Ως μακροχρόνια ανεργία ορίζουμε το ποσοστό των ανέργων, που είναι άνεργοι 12 μήνες ή περισσότερο, στο σύνολο των ανέργων. Οικονομολόγοι και οικονομέτρες ερευνούν τον ρόλο που έχει η μακροχρόνια ανεργία στον καθορισμό των τιμών και των μισθών, καθώς η βραχυχρόνια αντίστροφη σχέση της ανεργίας και του πληθωρισμού χρησιμοποιείται για την χάραξη κυβερνητικής πολιτικής (Gordon, 1997) και για την πρόβλεψη του πληθωρισμού (Boone et al, 2002). Για να κατανοήσουμε πόσο σημαντικό ρόλο παίζει η μακροχρόνια ανεργία στο σύγχρονο οικονομικό προσκήνιο, χρειάζεται απλώς να αναφέρουμε ότι, όταν αυτή βρίσκεται σε υψηλά επίπεδα, η ανεργία δεν αποτελεί αξιόπιστο οικονομικό δείκτη και η αντίστροφη σχέση ανεργίας και πληθωρισμού δεν παρουσιάζει τα αναμενόμενα αποτελέσματα (OECD, 2002).

Μελετώντας τη σχέση της μεταβλητής της μακροχρόνιας ανεργίας με τους μισθούς, οι Blanchard και Diamond (1994) διατύπωσαν πως, η μακροχρόνια ανεργία έχει μικρή επίδραση στον καθορισμό των μισθών, καθώς το επίπεδο των μισθών επηρεάζεται πιο πολύ από τους ήδη εργαζόμενους και από τους πρόσφατα άνεργους, παρά από τους μακροχρόνια άνεργους. Επίσης οι επιχειρήσεις όταν έχουν να διαλέξουν εργαζομένους, προτιμούν εκείνους που βρίσκονται λιγότερο χρονικό διάστημα άνεργοι, σκεπτόμενοι ότι είναι πιο παραγωγικοί και κοστίζουν λιγότερο (Akerlof και Yellen, 1986). Σε αυτό το συμπέρασμα κατέληξαν και οι Lockwood (1991) και Acemoglu (1995), υποστηρίζοντας ότι οι επιχειρήσεις χρησιμοποιούν τη χρονική διάρκεια ανεργίας των αιτούντων για εργασία για να τους κατατάξουν ως καταλληλότερους.

Η αρθρογραφία σχετικά με την μακροχρόνια ανεργία και τους μισθούς δηλώνει μια αρνητική σχέση ανάμεσα στις δύο μεταβλητές. Οι Nichols, Mitchell και Linder (2013) παρατήρησαν ότι η μακροχρόνια ανεργία οδηγεί σε χαμηλότερους μισθούς και σε χαμηλότερο εισόδημα στο σύνολο της ζωής των εργαζομένων. Στο συμπέρασμα αυτό για χαμηλότερους μισθούς κατέληξαν και οι Schmieder, Wachter και Bender (2014) βρίσκοντας πως η αύξηση στη χρονική διάρκεια της ανεργίας οδηγεί τους εργοδότες στην προσφορά μειωμένων μισθών.

Αντίθετα με τα παραπάνω, η Yellen (1996) διατύπωσε πως, η αύξηση των μακροχρόνια ανέργων δημιουργεί ένα κλίμα επαγγελματικής αβεβαιότητας και

ανασφάλειας στους ήδη εργαζόμενους και στους πρόσφατα ανέργους, με αποτέλεσμα αυτοί να χαμηλώνουν τις μισθολογικές τους απαιτήσεις και να αποδέχονται μισθούς που αρχικά δεν είχαν σκοπό να αποδεχθούν. Επίσης, αντίθετοι με την κοινά αποδεκτή οικονομική θεωρία είναι και οι Eriksson και Rooth (2014), υποστηρίζοντας ότι οι εργοδότες δεν κατατάσσουν τους υποψήφιους για εργασία ανάλογα με την χρονική περίοδο που παραμένουν άνεργοι και ότι κύριο κριτήριο επιλογής, είναι η εργασιακή εμπειρία και καταλληλόλητα τους για την προσφερόμενη θέση, γεγονός το οποίο εξανεμίζει κάθε αρνητική συνέπεια της μακροχρόνιας ανεργίας.

Συνοψίζοντας, στις προηγούμενες δεκαετίες η μεταβλητή της μακροχρόνιας ανεργίας δεν είχε την απαραίτητη προσοχή από οικονομολόγους, ερευνητές και πολιτικούς και αποτελούσε ένα μικρό ποσοστό της συνολικής ανεργίας. Γεγονός το οποίο οδήγησε, στο να έχει σχεδόν ταυτιστεί η μεταβλητή της βραχυχρόνιας ανεργίας με την συνολική ανεργία. Αποτέλεσμα αυτής της σύγχυσης, ήταν η μη κατανόηση των ιδιαιτεροτήτων που παρουσιάζει η μακροχρόνια ανεργία. Με την παγκόσμια οικονομική ύφεση του 2008 όμως, η μεταβλητή της μακροχρόνιας ανεργίας αυξήθηκε σημαντικά και είχε τεράστιο αρνητικό αντίκτυπο στις οικονομίες, που δεν μπορούσαν να αντιδράσουν στον βαθμό που επιθυμούσαν. Σήμερα, 10 χρόνια αργότερα από την οικονομική ύφεση του 2008 και η μακροχρόνια ανεργία παραμένει αρκετά υψηλή σε αρκετές χώρες, όπως οι χώρες του Ευρωπαϊκού Νότου, που ακόμα δεν έχουν ανακάμψει.

3.3. Εμπειρικές Αναλύσεις

Τα αποτελέσματα των εμπειρικών ερευνών διαφέρουν μεταξύ τους. Μια πιθανή εξήγηση είναι η χρήση μη κατάλληλων δεδομένων ή η εφαρμογή μηχανισμών που δεν ανταποκρίνονται στην οικονομική πραγματικότητα.

Ο Nickell (1987) χρησιμοποιώντας δεδομένα για το Ηνωμένο Βασίλειο, έκανε ελέγχους σε θεωρίες για τις μεταβλητές της ανεργίας και του πληθωρισμού, τόσο στη μακροχρόνια, όσο και στη βραχυχρόνια περίοδο. Τα αποτελέσματα των ελέγχων έδειξαν ότι, η μακροχρόνια ανεργία έχει μικρή επίδραση στη διαμόρφωση των μισθών και ότι οι μακροχρόνια άνεργοι παρουσιάζονται λιγότερο ελκυστικοί στα μάτια των εργοδοτών.

Οι Blackaby και Hunt (1992), χρησιμοποιώντας δεδομένα για το Ηνωμένο Βασίλειο βρήκαν, αντίθετα με την γενική πεποίθηση της εποχής, ότι η μακροχρόνια

ανεργία και οι μισθοί έχουν θετική σχέση μεταξύ τους και αυτή η σχέση μπορεί να χρησιμοποιηθεί μακροχρόνια στην δημοσιονομική πολιτική μιας χώρας.

Ο Manning (1994), χρησιμοποιώντας και αυτός δεδομένα για το Ηνωμένο Βασίλειο, έφτασε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει ξεκάθαρα αρνητική σχέση μεταξύ των μεταβλητών της βραχυχρόνιας ανεργίας και των μισθών, αλλά βρήκε ελάχιστες αποδείξεις ότι η μακροχρόνια ανεργία επηρεάζει τη διαμόρφωση των μισθών, σχεδόν μηδαμινές.

Ο Winter-Ember (1996) κάνοντας έρευνα για τη χώρα της Αυστρίας κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η μακροχρόνια ανεργία αυξάνεται καθώς αυξάνεται και η συνολική ανεργία και δεν βρήκε απόδειξη της αρνητικής σχέσης μεταξύ ανεργίας και των μισθών, αλλά στο συμπέρασμα ότι μακροχρόνια ανεργία και μισθοί συνδέονται θετικά.

Ο Pekkarinen (2001) ερευνώντας τη καμπύλη μισθών για τη χώρα της Φινλανδίας, συγκεκριμένα για τον κλάδο της βιομηχανίας μετάλλου από το 1991 μέχρι το 1995, βρήκε ότι η μακροχρόνια ανεργία έχει θετική επίδραση στη διαμόρφωση των μισθών.

Ο Llaudes (2005) κάνοντας έρευνα για 19 χώρες του ΟΟΣΑ (OECD), κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η διάρκεια της ανεργίας παίζει ρόλο στη διαμόρφωση των μισθών, αλλά η μακροχρόνια ανεργία έχει μικρότερη επιρροή από την βραχυχρόνια ανεργία στον καθορισμό των μισθών. Ακόμα παρατήρησε πως η μακροχρόνια ανεργία επιδρά διαφορετικά σε κάθε χώρα στη διαμόρφωση των μισθών και αυτό μπορεί να οφείλεται στην κοινωνική πολιτική και στα εργασιακά σωματεία κάθε χώρας.

Οι Karanassou και Sala (2009) εξετάζοντας την αντίστροφη σχέση του πληθωρισμού και της ανεργίας στις Ηνωμένες Πολιτείες, κατέληξαν στο συμπέρασμα πως τα δύο αυτά οικονομικά μεγέθη συνδέονται όχι μόνο βραχυπρόθεσμα, αλλά και μακροπρόθεσμα.

Ο Galí (2011) πραγματοποιώντας έρευνα για την οικονομία των Ηνωμένων Πολιτειών οδηγήθηκε στο συμπέρασμα πως υπάρχει αντίστροφη σχέση μεταξύ των μισθών και της ανεργίας, αποτέλεσμα παρόμοιο με αυτό που προτείνει η καμπύλη Phillips.

Οι Umaru και Zubairu (2012) πραγματοποίησαν μελέτη για τη χώρα της Νιγηρίας για την χρονική περίοδο από το 1977 έως το 2009. Τα αποτελέσματα της ερευνάς τους έδειξαν πως στη βραχυχρόνια περίοδο παρουσιάζεται η αντίστροφη σχέση μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας, ενώ στη μακροχρόνια περίοδο όχι.

Ο Nub (2013) στην ερευνά του για τη Γερμανία από το 1970 έως το 2012 συμπέρανε, πως η αντίστροφη σχέση μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας δεν λειτουργεί

στην βραχυχρόνια περίοδο, ενώ μακροχρόνια λειτουργεί. Ακόμα ο συγγραφέας τονίζει ότι, μακροπρόθεσμα ο μηχανισμός αυτός της καμπύλης Phillips, μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τη χάραξη δημοσιονομικής πολιτικής για την επίτευξη των οικονομικών στόχων της χώρας.

Οι Fitzgerald και Nicolini (2014) χρησιμοποιώντας εξαμηνιαία δεδομένα από 27 πόλεις των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής για τη χρονική περίοδο από το 1976 έως το 2010, κατέληξαν στο συμπέρασμα, πως η μεταβολή στο ποσοστό της ανεργίας οδηγεί σε μια αντίθετη μεταβολή στο ποσοστό του πληθωρισμού.

Οι Gregg ,Machin και Salgado (2014) εξετάζοντας ετήσια δεδομένα για το Ηνωμένο Βασίλειο από το 1988 έως το 2012, ανέφεραν πως η στατιστική ανάλυση έδειξε ότι, η ανεργία παίζει σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση του επιπέδου των μισθών.

Τέλος, οι Kumar και Orrenius (2015) στην ερευνά τους για την καμπύλη Phillips χρησιμοποίησαν ετήσια δεδομένα από το 1982 έως το 2013 για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής. Τα αποτελέσματα της ερευνάς τους έδειξαν ότι η μακροχρόνια ανεργία δεν επηρεάζει τον μέσο μισθό.

4. Μεθοδολογία

4.1. Εισαγωγή

Η προτεραιότητα του κάθε ερευνητή είναι η ανάπτυξη, αλλά και η κατασκευή των οικονομετρικών υποδειγμάτων. Η ανάπτυξη τέτοιων υποδειγμάτων υπήρξε ραγδαία τα τελευταία χρόνια. Η μεθοδολογία που συνήθως ακολουθείται είναι, αρχικά, η εξέταση της στασιμότητας και της συνολοκλήρωσης για την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας ανάμεσα στις μεταβλητές που μελετούμε. Επίσης, εξετάζεται το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών για να ερευνηθεί η ύπαρξη ή όχι βραχυχρόνιας σχέσης ισορροπίας ανάμεσα στις μεταβλητές αυτές και τέλος, η αιτιότητα για να καθοριστεί τόσο ο τρόπος, όσο και η κατεύθυνση που η μια μεταβλητή επηρεάζει την άλλη.

4.2. Στασιμότητα

Το σημαντικότερο βήμα πριν ξεκινήσουμε την κατασκευή του υποδείγματός μας είναι ο έλεγχος για τη στασιμότητα των χρονολογικών σειρών που θα χρησιμοποιηθούν. Η χρήση μη στάσιμων χρονολογικών σειρών οδηγεί σε ένα σύνολο αποτελεσμάτων που αποδυναμώνουν την ισχύ του υποδείγματος και πολλές φορές οδηγούν σε αποτελέσματα τα οποία δεν είναι ασφαλή και κατά συνέπεια δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν περαιτέρω. Επομένως, για να εφαρμοστεί η παλινδρόμηση ελάχιστων τετραγώνων θα πρέπει να ελεγχθεί αν οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες στα επίπεδά τους, και αν δεν είναι, να καθοριστεί ύστερα το επίπεδο στο οποίο αυτές γίνονται στάσιμες.

Η στασιμότητα ορίζεται σε μια τυχαία διαδικασία (ε_t) όταν ισχύει:

Μέσος: $E_{\varepsilon_t} = 0$,

Διακύμανση: $V = \sigma^2$, και

Συνδιακύμανση: $Cov_{(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k})} = 0$, για όλα τα t και για κάθε $k \neq 0$.

Η διαδικασία αυτή ορίζεται και ως λευκός θόρυβος (white noise).

Μια χρονική σειρά θεωρείται στάσιμη όταν οι τιμές που αυτή παίρνει στα διάφορα χρονικά διαστήματα έχουν το ίδιο μέσο, την ίδια διακύμανση και η τιμή της συνδιακύμανσης της μεταξύ των δυο χρονικών περιόδων εξαρτάται μόνον από την υστέρηση μεταξύ των δύο χρονικών περιόδων και όχι από την πραγματική χρονική περίοδο που υπολογίζεται η συνδιακύμανση. Με τον όρο υστέρηση μεταξύ των δύο χρονικών περιόδων εννοείται η απόσταση ανάμεσα στα δύο αυτά χρονικά σημεία. Επομένως, μια χρονική σειρά καλείται στάσιμη όταν η τιμή της ταλαντεύεται γύρω από το μέσο.

Αν μία τουλάχιστον από τις παραπάνω σχέσεις δεν ισχύει, τότε η χρονική σειρά Y_t χαρακτηρίζεται μη στάσιμη. Δηλαδή σε μία μη στάσιμη χρονική σειρά τόσο ο μέσος, όσο και η διακύμανση είναι συνάρτηση του χρόνου. Στην πράξη είναι πολύ δύσκολο να βρούμε στάσιμες χρονικές σειρές ιδιαίτερα δε στην οικονομική επιστήμη. Μια χρονική σειρά δεν είναι στάσιμη όταν παρουσιάζει τάση (ανοδική ή καθοδική), όταν μεταβάλλεται η μεταβλητότητά της σε συνάρτηση με τον χρόνο ή όταν παρουσιάζει εποχικότητα.

Έλεγχοι της στασιμότητας

Τους ελέγχους της στασιμότητας μπορούμε να τους χωρίσουμε σε δύο κατηγορίες. Στην πρώτη κατηγορία αναφέρονται οι έλεγχοι των γραφικών παραστάσεων, καθώς και των συναρτήσεων αυτοσυσχέτισης, ενώ στη δεύτερη κατηγορία αναφέρονται όλοι οι έλεγχοι των μοναδιαίων ριζών.

Έλεγχος των γραφικών παραστάσεων

Για να διαπιστώσουμε αν μια χρονική σειρά παρουσιάζει στασιμότητα εξετάζουμε τη γραφική παράσταση της κάθε μεταβλητής. Η γραφική παράσταση είναι, συνήθως, το πρώτο βήμα για την ανάλυση οποιασδήποτε χρονικής σειράς. Αν διαπιστώσουμε την εμφάνιση κάποιας από τις συνιστώσες, δηλαδή τάση, εποχική μεταβολή, κυκλική διακύμανση ή ακανόνιστη μεταβολή, τότε λέμε ότι η χρονική σειρά δεν παρουσιάζει στασιμότητα.

Έλεγχος συντελεστών αυτοσυσχέτισης

Με τη χρήση του κορρελογράμματος για κάθε μεταβλητή, εξετάζουμε τους συντελεστές αυτοσυσχέτισης (ACF) και μερικής αυτοσυσχέτισης (PACF). Το κριτήριο για να συμπεράνουμε αν μια χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη, είναι όταν παρουσιάζει σειριακή αυτοσυσχέτιση. Δηλαδή εάν ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης ξεκινάει από μεγάλες θετικές τιμές και φθίνει αργά - αργά και το prob. του Q-stat είναι κάτω από 5%.

Οι έλεγχοι των διαγραμματικών απεικονίσεων και των συντελεστών αυτοσυσχέτισης δεν είναι πολύ αξιόπιστοι. Για αυτό χρησιμοποιούνται οι έλεγχοι των μοναδιαίων ριζών.

Έλεγχος μοναδιαίων ριζών

Με τον όρο μοναδιαία ρίζα στις χρονολογικές σειρές εννοούμε ότι κάποια ρίζα του πολυωνύμου:

$$f(x) = 1 - \rho_1 * x_1 - \rho_2 * x_2 - \rho_3 * x_3 - \dots - \rho_n * x_n = 0$$

ισούται με την μονάδα, βρίσκεται δηλαδή πάνω στο μοναδιαίο κύκλο. Όταν ισχύει αυτό, κάθε εξωγενής μεταβολή πάνω σε μια ενδογενή μακροοικονομική μεταβλητή μπορεί να έχει μόνιμη επίδραση σ' αυτή. Αυτό το αποτέλεσμα μπορούμε να το λάβουμε από ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα πρώτης τάξης (first order autoregressive model) AR(1) με συντελεστή αυτοσυσχέτισης κοντά στη μονάδα και το λευκό θόρυβο u_t να παίζει το ρόλο της τυχαίας μεταβλητής.

$$Y_t = \rho * Y_{t-1} + u_t$$

Όπου u_t η διαδικασία λευκού θορύβου (white noise) με μέσο 0 και διακύμανση σταθερή. Σ' αυτό το αυτοπαλίνδρομο σχήμα έχει αποδειχθεί ότι ο εκτιμητής ρ είναι ανακριβής και μη αντιπροσωπευτικός. Στην περίπτωση όμως όπου $\rho < 1$ ο εκτιμητής είναι συνεπής. Στην περίπτωση που ο εκτιμητής ρ ισούται με μονάδα ($\rho = 1$) υπάρχει μοναδιαία ρίζα (unit root) και το υπόδειγμα δεν είναι στάσιμο. Τότε η παραπάνω συνάρτηση γράφεται:

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

Η συνάρτηση αυτή λέγεται τυχαίος περίπατος (random walk) και η χρονική σειρά χαρακτηρίζεται ως μη στάσιμη. Στην περίπτωση που ο εκτιμητής ρ είναι μικρότερος της μονάδας το υπόδειγμα είναι στάσιμο. Άρα ισχύουν οι δύο παρακάτω υποθέσεις:

- $H_0: \rho = 1$ η διαδικασία Y_t δεν είναι στάσιμη (υπάρχει μοναδιαία ρίζα)
- $H_1: \rho < 1$ η διαδικασία Y_t είναι στάσιμη (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα)

Στη περίπτωση που ισχύει η H_0 , δηλαδή υπάρχει μοναδιαία ρίζα τότε δεν υπάρχει στασιμότητα. Όταν ικανοποιείται η H_1 η χρονοσειρά μας είναι στάσιμη.

Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας

Οι κυριότεροι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας είναι η μεθοδολογία των Dickey – Fuller (DF) (1979,1981) και Phillips – Perron (1988). Στην παρούσα έρευνα θα χρησιμοποιηθεί ο επαυξημένος έλεγχος των Dickey – Fuller (ADF) και ο έλεγχος των Phillips – Perron (PP).

Η μεθοδολογία των Dickey – Fuller

Ο έλεγχος των Dickey – Fuller εξετάζει τη συνθήκη κατά την οποία μια διαδικασία έχει μοναδιαία ρίζα και κατά πόσο οι πρώτες διαφορές οδηγούν στην απομάκρυνση της ρίζας αυτής. Σε περίπτωση που το πρόβλημα της στασιμότητας δεν διορθώνεται στο επίπεδο των μεταβλητών, παίρνουμε τις πρώτες διαφορές τους. Ο όρος ε_t χαρακτηρίζεται ως διαταρακτικός και υποθέτουμε πως είναι μια ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία. Στην περίπτωση που αυτό δεν ισχύει, λόγω πιθανών συσχετίσεων στη χρονική σειρά, χρησιμοποιείται ο επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller (ADF), ο οποίος είναι μια τροποποιημένη μορφή των εξισώσεων D – F. Οι γενικές εξισώσεις που χρησιμοποιούνται στον έλεγχο ADF είναι:

Υπόδειγμα χωρίς σταθερό όρο και χωρίς τάση

$$\Delta X_t = \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2.1)$$

Υπόδειγμα με σταθερό όρο και χωρίς τάση

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2.2)$$

Υπόδειγμα με σταθερό όρο και με τάση

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2.3)$$

Όπου:

X_t : Μεταβλητή στα επίπεδα της στο χρόνο t

ΔX_{t-1} : εκφράζει τις πρώτες διαφορές με k χρονικές υστερήσεις

i : είναι 1,2,...,p ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων.

$\delta_0, \delta_1, \delta_2$: συντελεστής προς εκτίμηση

ε_t : διαταρακτικός όρος

Οι υποθέσεις που έχουμε για τα τρία παραπάνω υποδείγματα είναι οι ίδιες με αυτές για τα υποδείγματα των Dickey – Fuller:

- H_0 : $\delta_2 = 0$, άρα υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η χρονική σειρά δεν είναι στάσιμη
- H_1 : $\delta_2 < 0$, άρα δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η χρονική σειρά είναι στάσιμη (δεν ισχύει η H_0).

Ο έλεγχος των υποθέσεων θα γίνει με βάση τις κριτικές τιμές του πίνακα Mackinnon (1996) των Dickey – Fuller. Στην έρευνά μας θα ακολουθήσουμε τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey – Fuller-ADF (1981), ο οποίος αφαιρεί την αυτοσυσχέτιση των κατάλοιπων από τις χρονολογικές σειρές. Τα κατάλοιπα συνεχίζουν και έχουν τις ιδιότητες του λευκού θορύβου.

Ο έλεγχος αυτός είναι ίδιος με τον απλό έλεγχο των Dickey – Fuller (DF), με τη μόνη διαφορά να είναι στην εξίσωση της παλινδρόμησης, η οποία έχει επαυξηθεί με τις υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής.

Η μεθοδολογία των Phillips – Perron

Είδαμε στον έλεγχο των Dickey – Fuller ότι για το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων προτείνουν την επαύξηση της εξίσωσης με επιπλέον όρους των διαφορών

της εξαρτημένης μεταβλητής. Οι Phillips – Perron (1988) πρότειναν έναν άλλο τρόπο για την αντιμετώπιση του προβλήματος της αυτοσυσχέτισης με τη διόρθωση του στατιστικού t του συντελεστή δ_2 της μεταβλητής X_{t-1} της εξίσωσης:

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 X_{t-1} + e_t \quad (4.2.4)$$

Η μεθοδολογία των Phillips – Perron αντιμετωπίζει μια πιθανή μη τυχαιότητα των καταλοίπων τροποποιώντας την t κατανομή με την βοήθεια μη παραμετρικών μεθόδων. Η τροποποίηση αυτή στην κατανομή t λαμβάνει υπόψη της τόσο την αυτοσυσχέτιση, όσο και την ετεροσκεδαστικότητα. Οι Phillips – Perron στην μεθοδολογία τους έλυσαν το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης διορθώνοντας το στατιστικό t του συντελεστή δ_2 της μεταβλητής X_{t-i} της εξίσωσης με σταθερά και τάση των Dickey-Fuller. Το στατιστικό των Phillips – Perron (PP) ακολουθεί την ίδια ασυμπτωτική κατανομή με το στατιστικό των Dickey – Fuller, άρα και σε αυτό τον έλεγχο θα ισχύουν οι ίδιες κρίσιμες τιμές με αυτές που ισχύουν στους ελέγχους των Dickey – Fuller. Οι έλεγχοι ADF και PP είναι σχεδόν ισοδύναμοι αλλά μπορούν να διαφέρουν ασυμπτωτικά σε πεπερασμένα δείγματα και αυτό εξαιτίας της διαφορετικότητας επίλυσης της αυτοσυσχέτισης.

Οι διαφορές των Dickey – Fuller και Phillips – Perron

Οι διαφορές που παρατηρούνται ανάμεσα στους δύο ελέγχους των Dickey – Fuller και Phillips – Perron είναι οι ακόλουθες:

- Με τον έλεγχο των Phillips - Perron δεν έχουμε τις γνωστές υποθέσεις για τον διαταρακτικό όρο, όπως είναι οι υποθέσεις αυτοσυσχέτισης κανονικότητας, ομοιοσκεδαστικότητας.
- Ο έλεγχος των Dickey - Fuller χρησιμοποιεί μόνο αυτοπαλίνδρομα σχήματα, ενώ ο έλεγχος των Philips - Perron εκτός από τα αυτοπαλίνδρομα σχήματα μπορεί να ελέγξει μορφές αυτοσυσχέτισης του κινητού μέσου και του μικρού σχήματος.
- Οι Dickey - Fuller αναφέρονται σε αριθμό όρων της διαφοράς της εξαρτημένης μεταβλητής. Αντίθετα, οι Philips - Perron μιλούν για τον ορισμό υστερήσεων p της διόρθωσης των Newey - West (1994), που αναφέρεται στον αριθμό των περιόδων αυτοσυσχέτισης.

4.3. Συνολοκλήρωση

Στην προηγούμενη ενότητα σημειώθηκε το ενδιαφέρον των ερευνητών ως προς τον προσδιορισμό της τάξης ολοκλήρωσης ενός γραμμικού συνδυασμού δύο ή περισσότερων χρονικών σειρών. Αξιόλογο είναι, όμως, να αναφερθεί και το ενδιαφέρον τους στις μακροχρόνιες σχέσεις ανάμεσα στις μεταβλητές. Με άλλα λόγια, οι ερευνητές επικεντρώνονται ως προς τις μακροχρόνιες σχέσεις στα επίπεδα των χρονικών σειρών, και όχι στις διαφορές τους, όπου οι χρονικές σειρές αναφέρονται σε βραχυχρόνιες καταστάσεις για το φαινόμενο που ερευνούν. Πάνω στην ιδέα αυτή της ολοκλήρωσης βασίζεται η έννοια των συνολοκληρωμένων διαδικασιών. Επομένως, αν οι μεταβλητές είναι μη στάσιμες στα επίπεδα τους, μπορούν να ολοκληρωθούν με βαθμό ολοκλήρωσης 1 όταν οι πρώτες διαφορές του είναι στάσιμες. Οι μεταβλητές αυτές μπορούν επίσης να συνολοκληρωθούν αν υπάρχει ένας ή περισσότεροι γραμμικοί συνδυασμοί μεταξύ των μεταβλητών που είναι στάσιμοι. Αν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται, τότε υπάρχει μια σταθερή μακροπρόθεσμη γραμμική σχέση μεταξύ τους.

Οι υποθέσεις της συνολοκλήρωσης ορίζονται ως εξής:

- **H₀** : Δεν υπάρχει συνολοκληρωμένη σχέση μεταξύ των μεταβλητών.
- **H₁** : Υπάρχει συνολοκληρωμένη σχέση μεταξύ των μεταβλητών.

Ο γραμμικός αυτός συνδυασμός των χρονικών σειρών ονομάζεται εξίσωση συνολοκλήρωσης. Η εξίσωση αυτή παριστάνει την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που υπάρχει μεταξύ των χρονικών αυτών σειρών. Οι οικονομικές μεταβλητές μπορεί να έχουν μια ανεξάρτητη πορεία μεταξύ τους σε βραχυχρόνιο επίπεδο (να είναι μη στάσιμες) μπορεί όμως να υπάρχουν και κοινές μακροχρόνιες πορείες (αν είναι συνολοκληρωμένες) που αυτές πρέπει να τις λαμβάνουμε υπόψη μας μέσω της εξειδίκευσης της διόρθωσης σφάλματος.

Υπάρχουν δύο βασικές κατηγορίες μεθόδων για τη συνολοκλήρωση, οι οποίες αναλύονται στη συνέχεια.

Η πρώτη κατηγορία αναφέρεται στη μεθοδολογία της μιας εξίσωσης (Engle - Granger, Phillips - Ouliaris). Η μέθοδος εκτίμησης αυτής της κατηγορίας βασίζεται στην τροποποιημένη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων (FMOLS).

Η δεύτερη κατηγορία αναφέρεται στην μεθοδολογία του Johansen και στηρίζεται σε ένα σύστημα εξισώσεων (VAR), όπου όλες οι μεταβλητές μπορούν να εμφανιστούν ως

ενδογενείς και ως εξωγενείς οι ίδιες μεταβλητές με χρονικές υστερήσεις και στην μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας

- **Η μέθοδος των Engle – Granger**

Η μέθοδος των Engle - Granger (1987) η οποία ονομάζεται και μέθοδος συνολοκλήρωσης βάσει των καταλοίπων στηρίζεται στον έλεγχο της στασιμότητας των κατάλοιπων. Ο έλεγχος στη συγκεκριμένη μέθοδο πραγματοποιείται σε δυο στάδια:

Βήμα 1: Ελέγχουμε αν η τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών είναι ίδια ή όχι. Στην πρώτη περίπτωση που είναι συνεχίζουμε την διαδικασία συνολοκλήρωσης, αλλιώς λέμε ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών που εξετάζουμε. Αν οι δύο μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες, της ίδιας τάξης εκτιμούμε με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων την εξίσωση (εξίσωση συνολοκλήρωσης) για τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και αποθηκεύουμε τα κατάλοιπα από την παρακάτω εξίσωση:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$$

Βήμα 2: Εφαρμόζουμε τη μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών για τη στασιμότητα των καταλοίπων (σφάλματα ισορροπίας) στην παρακάτω εξίσωση:

$$\Delta \hat{u}_t = \delta_2 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3.1)$$

Η παραπάνω εξίσωση δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο διότι τα κατάλοιπα που προκύπτουν από τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων είναι γύρω από το μηδέν. Οι μεταβλητές που εξετάζουμε θεωρούνται συνολοκληρωμένες, υπάρχει δηλαδή, μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, όταν τα κατάλοιπα είναι στάσιμα σε μια τάξη μικρότερη από αυτή που είναι μεταβλητές. Αξίζει να αναφερθεί, ότι ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των καταλοίπων γίνεται με τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey – Fuller. Τέλος, να σημειωθεί ότι για τον έλεγχο της στασιμότητας των καταλοίπων οι Engle – Granger παρουσίασαν έναν πίνακα με κρίσιμες τιμές για τον έλεγχο αυτό διαφορετικό από αυτό με τα στατιστικά των ελέγχων Dickey – Fuller.

- **Η μέθοδος των Phillips – Ouliaris**

Η μέθοδος αυτή των Phillips – Ouliaris ακολουθεί τα ίδια βήματα με την προηγούμενη μέθοδο των Engle – Granger. Διαφέρουν, όμως, στο δεύτερο βήμα όπου χρησιμοποιεί τον έλεγχο των Phillips – Perron στον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας των καταλοίπων, σε αντίθεση με την μέθοδο των Engle – Granger που χρησιμοποιεί τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey – Fuller.

- **Η μεθοδολογία συνολοκλήρωσης του Johansen**

Η μεθοδολογία συνολοκλήρωσης του Johansen (1991) σχετίζεται με το μοντέλο διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων, γνωστό ως υπόδειγμα VAR. Το σύστημα εξισώσεων VAR είναι ένα σύστημα όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και καθεμία απ' αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Μια χαρακτηριστική ιδιότητα VAR υποδείγματος είναι ότι όλες οι ενδογενείς του μεταβλητές εκφράζονται μόνον ως προς τις ενδογενείς με χρονική υστέρηση μεταβλητές του. Σε ένα υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων, όταν η τιμή της μεγαλύτερης υστέρησης των μεταβλητών του ισούται με ένα, τότε είναι υπόδειγμα πρώτης τάξης και σημειώνεται με VAR(1). Αντίστοιχα, συμβαίνει και όταν η μεγαλύτερη υστέρηση των μεταβλητών του ισούται με k χρονικές υστερήσεις, δηλαδή είναι k τάξης και σημειώνεται ως VAR(k).

Το πρώτο βήμα αυτής της μεθόδου είναι να βρεθεί η τάξη του υποδείγματος VAR. Σε πολλές περιπτώσεις, η τάξη ή αλλιώς ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων είναι άγνωστος, οπότε πρέπει να προσδιοριστεί. Στις περιπτώσεις που η τάξη του VAR υποδείγματος είναι μεγάλη προκύπτει σοβαρό πρόβλημα στην ανάλυση του υποδείγματος αυτού. Ο προσδιορισμός της τάξης του VAR υποδείγματος γίνεται με τους ελέγχους της μέγιστης πιθανοφάνειας (LR), καθώς και με τα κριτήρια των Akaike (AIC), Schwartz (SC) και Hannan & Quinn (HQ). Αφού εκτιμηθεί το υπόδειγμα VAR χρησιμοποιούνται οι εκτιμημένοι συντελεστές για να εντοπιστεί ο ακριβής αριθμός των ανεξάρτητων συνολοκληρωμένων διανυσμάτων. Με βάση το εκτιμημένο υπόδειγμα υπολογίζεται:

- η τιμή της στατιστικής του ίχνους και
- η τιμή της στατιστικής της μέγιστης ιδιοτιμής

Με βάση τις τιμές των στατιστικών αυτών και την κατανομή X^2 γίνεται έλεγχος για την αποδοχή ή την απόρριψη των παρακάτω υποθέσεων. Η διαδικασία των υποθέσεων της συνολοκλήρωσης γίνεται χρησιμοποιώντας τη διαδικασία προσέγγισης της μέγιστης πιθανοφάνειας του Johansen (1988), Johansen & Juselius (1990,1992).

Οι δύο υποθέσεις είναι:

- **H₀**: Υπάρχουν h διανύσματα συνολοκλήρωσης (όπου $h = 0$)
- **H₁**: Υπάρχουν $h+1$ διανύσματα συνολοκλήρωσης (όπου $h \geq 1$)

Το επόμενο βήμα στη τεχνική του Johansen είναι η εύρεση του αριθμού των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης r . Ελέγχεται η μηδενική υπόθεση $r = 0$ έναντι της εναλλακτικής $r \geq 1$. Στην περίπτωση που η μηδενική υπόθεση γίνει αποδεκτή τότε δεν υπάρχει συνολοκλήρωση, οπότε οι εξεταζόμενες δεν εμφανίζουν κοινή μακροχρόνια πορεία. Από την άλλη αν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση, ο έλεγχος συνεχίζεται με την εξέταση της υπόθεσης $r=1$ έναντι της $r \geq 2$ και ούτω καθεξής, μέχρι να ικανοποιηθεί η υπόθεση H_0 , και να βρεθεί ο ακριβής αριθμός των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων. Ο έλεγχος σημαντικότητας βασίζεται στον έλεγχο του ίχνους, $\lambda_{\text{trace LR}}$. Όταν το λ_{trace} άσκησης είναι μεγαλύτερο από το λ_{trace} πίνακα, τότε αποδεχόμαστε την ανάλογη εναλλακτική υπόθεση.

Στην παρούσα έρευνα έπειτα από την διαμόρφωση του υποδείγματος VAR, ακολουθεί η επιλογή της τάξης του, χρησιμοποιώντας ένα κοινό δείγμα των μεταβλητών στα αρχικά τους επίπεδα για κατάλληλες συγκρίσεις. Βρίσκοντας τη σωστή τάξη θα εξεταστούν τα στατιστικά του ίχνους και της μέγιστης ιδιοτιμής της μεθοδολογίας Johansen. Μέσω της ανάλυσης αυτών των στατιστικών θα προκύψουν συμπεράσματα για τις σχέσεις συνολοκλήρωσης που υφίστανται ανάμεσα στις μεταβλητές.

4.4. Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών

Όπως αναφέραμε στην προηγούμενη ενότητα, εάν οι χρονολογικές σειρές είναι συνολοκληρωμένες, τότε υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ τους. Βραχυχρόνια όμως αυτές οι μεταβλητές είναι δυνατόν να βρίσκονται σε ανισορροπία. Η δυναμική της βραχυχρόνιας αυτής σχέσης ανισορροπίας μπορεί να διατυπωθεί ως ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (ECM), το οποίο συνδέει τη βραχυχρόνια με την μακροχρόνια συμπεριφορά των δύο μεταβλητών. Το σφάλμα ισορροπίας (ανισορροπίας) μπορεί να

χρησιμοποιηθεί για να συνενώσει τη βραχυχρόνια με τη μακροχρόνια περίοδο. Σκοπός μας είναι η εκτίμηση της ταχύτητας με την οποία μια χρονολογική σειρά επιστρέφει σε ισορροπία μετά από μια αλλαγή σε άλλες σειρές. Άρα η συνάρτηση που προκύπτει για να συνδέσει τη βραχυχρόνια και τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών δίνεται από την εξίσωση:

$$\Delta Y_t = \text{lagged}(\Delta Y_t, \Delta X_t, \dots) + \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4.1)$$

Όπου:

u_{t-1} : Είναι το σφάλμα ισορροπίας και αναφέρεται στην προσαρμογή ως προς τη μακροχρόνια ισορροπία.

λ : Είναι ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής και παίρνει αρνητικές τιμές, και συγκεκριμένα μέσα στο διάστημα $-1 < \lambda < 0$.

ε_t : Είναι ο λευκός θόρυβος.

$\text{lagged}(\Delta Y_t, \Delta X_t)$: Είναι οι υστερήσεις στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών Y_t και X_t οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, ενώ το σφάλμα ισορροπίας u_t είναι ολοκληρωμένο μηδενικής τάξης. Άρα η παραπάνω συνάρτηση μπορεί να εκτιμηθεί με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων.

Για τον μηχανισμό διόρθωσης λαθών συστήματος εξισώσεων θα εφαρμοστεί η μεθοδολογία των συστημάτων VAR που εφαρμόστηκε και στην μεθοδολογία του Johansen.

Για να εκτιμηθεί ένα δυναμικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) θα πρέπει να συμπεριλάβουμε και το διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Η εξειδίκευση του υποδείγματος διόρθωσης λαθών αναγκάζει τη μακροπρόθεσμη συμπεριφορά των ενδογενών μεταβλητών να συγκλίνει προς τη σχέση συνολοκλήρωσης, ενώ παράλληλα διευθετεί τη βραχυχρόνια δυναμική. Η δυναμική εξειδίκευση του υποδείγματος προτείνει τη διαγραφή των μη στατιστικά σημαντικών μεταβλητών μέχρι να επιτευχθεί μία παλινδρόμηση με όλους τους συντελεστές στατιστικά σημαντικούς

Η εκτίμηση ενός υποδείγματος διόρθωσης λαθών μπορεί να γίνει σε δύο στάδια σύμφωνα με τους Engle and Granger (1987), αφού βέβαια προηγουμένως έχει γίνει ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης. Οι Engle – Granger επομένως προτείνουν μία διαδικασία που περιλαμβάνει δύο στάδια:

Στο πρώτο στάδιο εκτιμάται η συνάρτηση συνολοκλήρωσης $Y_t = a_0 + a_1X_t + u_t$ με OLS και υπολογίζουμε τα κατάλοιπα .

Στο δεύτερο στάδιο τα αληθινά λάθη ανισορροπίας αντικαθίστανται με τα εκτιμημένα κατάλοιπα, οπότε γίνεται η εκτίμηση της εξίσωσης

$\Delta Y_t = lagged(\Delta Y_t, \Delta X_t, \dots) + \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t$ με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Το υπόδειγμα αυτό είναι δυναμικό σε αντίθεση με την παλινδρόμηση της συνολοκλήρωσης που έχουμε στατικό υπόδειγμα. Για τον λόγο αυτό οι Engle and Granger πρότειναν το δεύτερο στάδιο εκτίμησης του υποδείγματος. Επειδή η υστέρηση του σφάλματος ισορροπίας u_{t-1} δεν είναι γνωστή το υπόδειγμα δεν μπορεί να εκτιμηθεί άμεσα. Για το λόγο αυτό προτείνεται η αντικατάσταση του u_t από την εκτίμηση του πρώτου σταδίου χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων του στατικού υποδείγματος της συνολοκληρωμένης εξίσωσης.

Για το αριθμό των χρονικών υστερήσεων στις μεταβλητές με τις πρώτες διαφορές που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα χρησιμοποιούνται τα κριτήρια των Akaike (AIC) and Schwarz (SC), καθώς και όλοι οι στατιστικοί και διαγνωστικοί έλεγχοι για την καταλληλότητα του παραπάνω υποδείγματος.

Εδώ θα πρέπει να αναφέρουμε το πρόβλημα της κανονικοποίησης που υπάρχει μεταξύ των μεταβλητών, το οποίο μαζί με το πρόβλημα της μη μοναδικότητας των σχέσεων συνολοκλήρωσης αποτελούν τα βασικά μειονεκτήματα της μεθοδολογίας των Engle and Granger όταν εξετάζουμε δύο μεταβλητές.

4.5. Αιτιότητα

Η επιστήμη της οικονομίας συναντά μερικές δυσκολίες στην εξειδίκευση ενός υποδείγματος. Μια από αυτές είναι η προσπάθεια να καθορίσει μια σχέση εκ των προτέρων που θα προσδιορίζει κατά πόσο μία μεταβλητή αιτιάζει μία άλλη ή αιτιάζεται από αυτή ή και είναι ανεξάρτητη από τις άλλες. Πιο αναλυτικά, σε ένα υπόδειγμα οι μεταβλητές μπορεί να έχουν αμφίδρομη σχέση, δηλαδή και η X να επηρεάζει την Y αλλά και το αντίστροφο. Επίσης, μπορούν να έχουν μονόδρομη σχέση δηλαδή η X να αιτιάται την Y ή η Y να αιτιάται την X . Για την αντιμετώπιση αυτού αποφασίζουμε από την αρχή

ότι είναι υπαρκτή μια συγκεκριμένη σχέση αιτίου και αποτελέσματος με στόχο την εφαρμογή των κλασικών οικονομετρικών μεθόδων εκτίμησης ενός υποδείγματος.

Σύμφωνα με την οικονομική θεωρία, έχοντας δύο μεταβλητές X και Y η πρώτη προσδιορίζει τη συμπεριφορά της δεύτερης, το ερώτημα είναι αν μια τέτοια σχέση είναι όντως υπαρκτή. Χρησιμοποιώντας τα δεδομένα που έχουμε για να απαντήσουμε αυτό το ερώτημα ακολουθούμε δυο βήματα. Αρχικά παλινδρομούμε την μεταβλητή Y πάνω στη X και έπειτα ελέγχουμε τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή X . Είναι σημαντικό, βέβαια, να τονιστεί ότι δεν αποδεικνύεται η ύπαρξη σχέσης αιτιότητας μεταξύ δυο μεταβλητών λόγω ύπαρξης υψηλής συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών που μελετάμε. Τα προβλήματα με τις φαινομενικές (νόθες) συσχετίσεις παρουσιάζονται πολύ συχνά ακόμη και σε δυναμικά υποδείγματα.

Στην παρούσα έρευνα για να ελεγχθεί αν υπάρχει αιτιακή σχέση μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος θα χρησιμοποιηθούν τρεις μέθοδοι.

- 1) η μελέτη των αιφνίδιων αντιδράσεων
- 2) η μέθοδος ανάλυσης διακύμανσης
- 3) η μεθοδολογία της αιτιότητας κατά Granger (1969)

Τα υποδείγματα αιφνίδιων αντιδράσεων προσδιορίζουν την επίδραση μιας τυχαίας ξαφνικής διαταραχής των μεταβλητών στις ενδογενείς μεταβλητές. Το ενδιαφέρον της μελέτης επικεντρώνεται κυρίως σε αυτά τα υποδείγματα, παρ' όλο που υπάρχουν και τα υποδείγματα VAR. Αυτό προκύπτει από το γεγονός ότι στα υποδείγματα VAR δεν υπάρχει σαφή οικονομική ερμηνεία για τους συντελεστές και έτσι στερούνται θεωρητικής βάσης. Γενικά τα υποδείγματα VAR στηρίζονται στην υπόθεση ότι οι οικονομικές μεταβλητές αλληλοσυσχετίζονται και μεταβάλλονται από κοινού.

Λόγω της δομής του δυναμικού υποδείγματος VAR, ένα σοκ σε μια μεταβλητή δεν επηρεάζει μόνο αυτή την μεταβλητή αλλά και τις άλλες ενδογενείς μεταβλητές. Σε ένα αυτοπαλίνδρομο σύστημα η ανάλυση των αιφνίδιων αντιδράσεων αποσκοπεί στην μελέτη της απόκρισης (response) μιας ενδογενούς μεταβλητής που προκαλείται από μια διαταραχή στο σφάλμα. Με την επιλογή αυτή ελέγχουμε την ώθηση της επίδρασης αυτής σε ένα χρονικό σοκ (ή καινοτομικό σοκ) στις τρέχουσες και τις μελλοντικές τιμές των ενδογενών μεταβλητών. Αν τα κατάλοιπα μείνουν ασυσχέτιστα τότε η ερμηνεία της ώθησης αυτής είναι απλή, για το σοκ αυτό. Τα καινοτομικά σοκ όμως συνήθως συσχετίζονται κι αυτό λειτουργεί ως ντόμινο για τις υπόλοιπες ενδογενείς μεταβλητές. Αυτό φαίνεται γιατί το καινοτομικό σοκ πλέον θα εμφανίζεται ως κοινό συστατικό που δε

θα συνδέεται με καμία μεταβλητή. Σε οποιαδήποτε περίπτωση, η ερμηνεία των συναρτήσεων απόκρισης πρέπει να γίνεται με προσοχή κι αυτό διότι δεν αναμένουμε τα καινοτομικά σοκ.

Επόμενη μέθοδος είναι η μέθοδος ανάλυσης διακύμανσης η οποία χρησιμοποιείται για να ερμηνευτεί το σύστημα VAR που έχει σχηματιστεί και να αξιολογηθεί ο τρόπος αντανάκλασης των διαφόρων διαταραχών μέσα σε αυτό. Τα αποτελέσματα που αναμένονται να προκύψουν μέσω αυτής της μεθόδου είναι:

- η μετάδοση των εξωτερικών διαταραχών σε κάθε οικονομική μεταβλητή του συστήματος VAR
- η ποσότητα πληροφορίας που κάθε μεταβλητή παρέχει στις άλλες μεταβλητές στο σύστημα VAR
- το ποσοστό της διακύμανση πρόβλεψης σφάλματος κάθε μεταβλητής που μπορεί να εξηγηθεί από εξωγενείς διαταραχές στις άλλες μεταβλητές

Οι δυσκολίες του καθορισμού μίας σχέσης αιτιότητας μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών οδήγησαν τον Granger (1969) στην ανάπτυξη της οικονομικής έννοιας της αιτιότητας γνωστής ως «αιτιότητα κατά Granger» (Granger Causality). Γενικά, θα λέμε ότι μία μεταβλητή X αιτιάται κατά Granger μία άλλη Y , αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από τις τιμές της μεταβλητής αυτής βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της Y . Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger είναι στην ουσία μια στατιστική υπόθεση για τον προσδιορισμό του εάν μια χρονολογική σειρά είναι χρήσιμη στην πρόβλεψη μιας άλλης. Ο Granger υποστήριξε ότι η αιτιότητα στην οικονομία θα μπορούσε να ελεγχθεί μετρώντας την ικανότητα πρόβλεψης των μελλοντικών τιμών μιας χρονοσειράς χρησιμοποιώντας προηγούμενες τιμές μιας άλλης χρονοσειράς, ενώ το σύνηθες ήταν οι παλινδρομήσεις να αντικατοπτρίζουν "απλούς" συσχετισμούς.

Μια χρονοσειρά X λέγεται ότι αιτιάται κατά Granger την Y εάν μπορεί να αποδειχθεί, συνήθως μέσω μιας σειράς t -δοκιμών και F -δοκιμών στις τιμές του X με χρονικές υστερήσεις, ότι η πρόβλεψη της Y για μία περίοδο στο μέλλον, που προέκυψε με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση έχει μικρότερο μέσο σφάλμα τετραγώνου από την πρόβλεψη του Y που γίνεται με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση πλην εκείνης που αφορά τη μεταβλητή X .

Η μελέτη των αιφνίδιων αντιδράσεων και η μέθοδος ανάλυσης διακύμανσης, σκοπεύουν στην ανεύρεση της συμπεριφοράς κάθε μεταβλητής σε καινοτομικά σοκ από

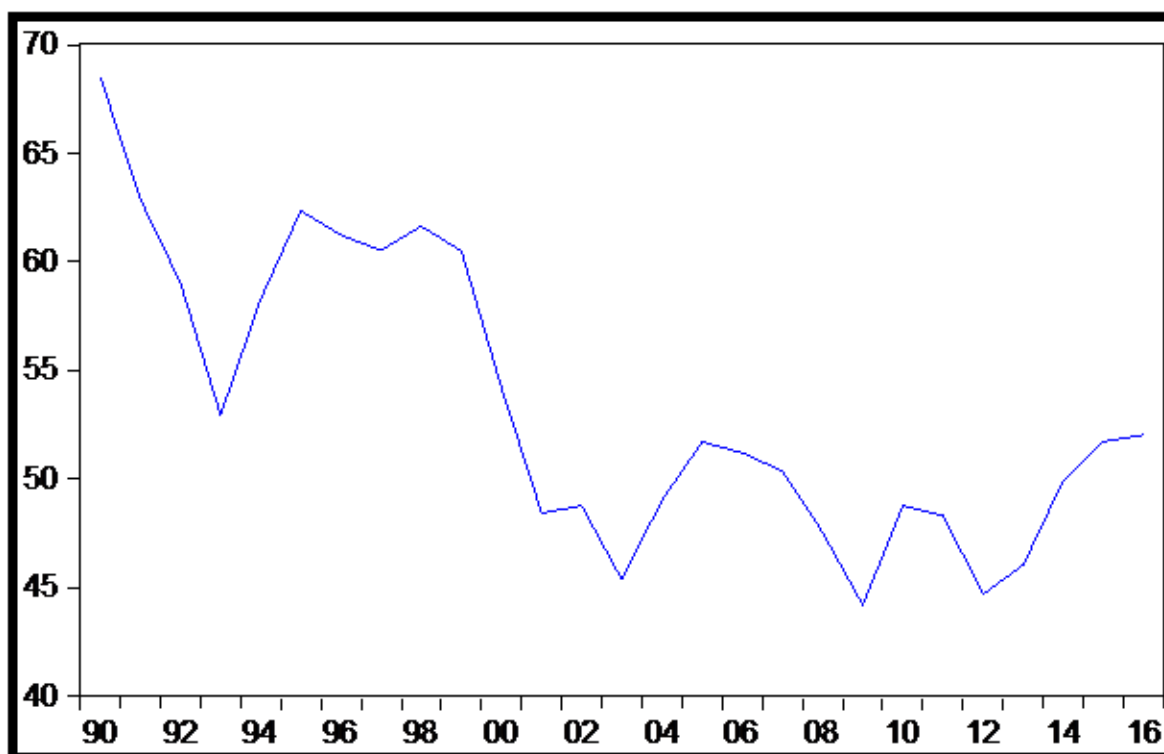
άλλες μεταβλητές ή και από την ίδια. Επίσης, η μεθοδολογία της αιτιότητας κατά Granger, χρησιμοποιείται για να βρεθεί τυχόν αιτιακή σχέση ανάμεσα στις μεταβλητές αλλά και η κατεύθυνση αυτής της σχέσης.

5. Περιγραφή και παρουσίαση των μεταβλητών

5.1. Εισαγωγή

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούμε στην ερευνά μας προέρχονται από τον Οργανισμό Οικονομικής Συνεργασίας και Ανάπτυξης (ΟΟΣΑ) <http://www.oecd.org/> και αναφέρονται στη περίοδο από το 1990 έως το 2016 για τη χώρα του Βελγίου και είναι ετήσια. Παρακάτω παρουσιάζεται η πορεία των μεταβλητών τόσο στα επίπεδά τους (διαγράμματα 5.1, 5.2 ,5.3), όσο και στις πρώτες διαφορές (διαγράμματα 5.4, 5.5 ,5.6) για τη χρονική περίοδο που αναφέραμε.

Διάγραμμα 5.1: Πορεία της LTU του Βελγίου στα επίπεδά της

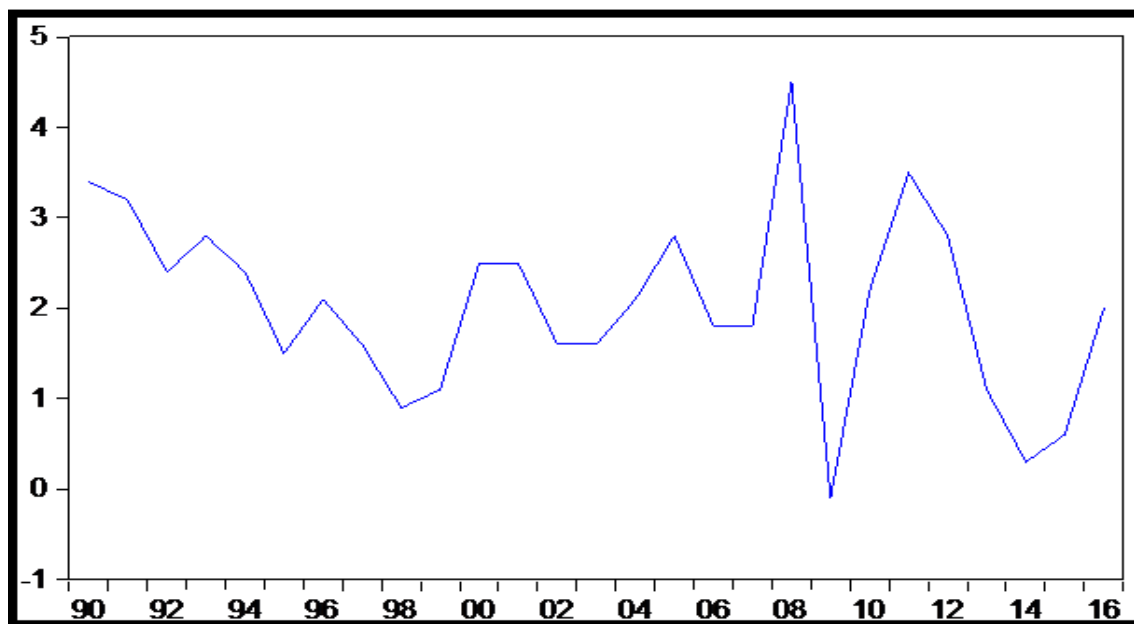


Στο διάγραμμα 5.1 παρουσιάζεται η πορεία της μακροχρόνιας ανεργίας (LTU) σε ποσοστό επί τοις εκατό για το Βέλγιο για τη χρονική περίοδο από το 1990 μέχρι το 2016. Από το παραπάνω διάγραμμα παρατηρούμε ότι η μακροχρόνια ανεργία παρουσιάζει πτωτική πορεία μέχρι το 1993 που ίσως εξηγείται από δημοσιονομική πολιτική της χώρας από την προηγούμενη ήδη δεκαετία με την υποτίμηση του εθνικού νομίσματος(Βέλγικου

Φράγκου) κατά 8,5% που οδήγησε σε αξιοσημείωτη οικονομική ανάπτυξη. Από το 1993 μέχρι το 1995 παρατηρείται μια ανοδική τάση που πιθανώς εξηγείται από την μεγαλύτερη οικονομική ύφεση που αντιμετώπισε το Βέλγιο από το δεύτερο Παγκόσμιο Πόλεμο και μετά λόγω της σύνδεσης του εθνικού νομίσματος με το Γερμανικό Μάρκο. Από το 1995 μέχρι το 1999 η μακροχρόνια ανεργία παραμένει σε σταθερά επίπεδά και από το 1999 μέχρι το 2003 παρουσιάζει πτωτική πορεία, γεγονός που ίσως εξηγείται από την είσοδο στην ευρωζώνη το 1999. Τέλος, από το 2003 έως το 2016 παρατηρούνται αυξητικές και πτωτικές διακυμάνσεις που σε κάποιο βαθμό εξηγούνται από την παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση του 2008 και τις τεράστιες επιπτώσεις της τα μετέπειτα χρόνια (Wikipedia,2018).

Από το διάγραμμα 5.1 παρατηρούμε ότι η μακροχρόνια ανεργία παρουσιάζει πτωτική πορεία ,που σημαίνει πως η μεταβλητή μας δεν είναι στάσιμη.

Διάγραμμα 5.2: Πορεία του INF του Βελγίου στα επίπεδά της

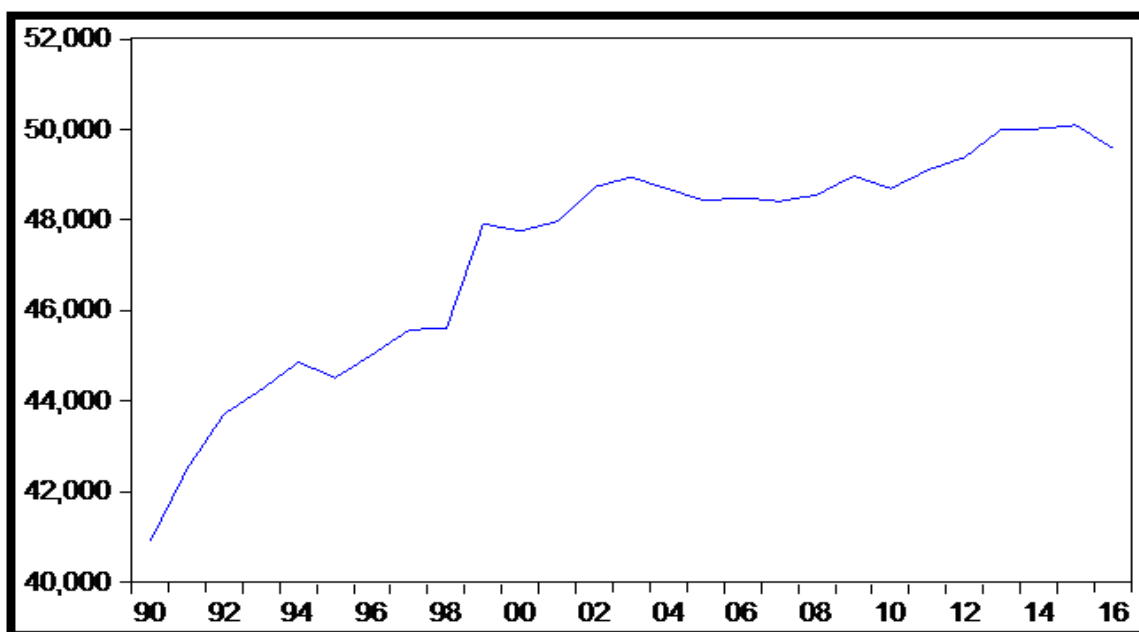


Στο διάγραμμα 5.2 παρουσιάζεται η πορεία του πληθωρισμού (INF) σε ποσοστό επί τοις εκατό για το Βέλγιο για τη χρονική περίοδο από το 1990 μέχρι το 2016. Από το παραπάνω διάγραμμα παρατηρούμε ότι ο πληθωρισμός έχει πτωτική πορεία μέχρι το 1998. Τα επόμενα τρία χρόνια μέχρι το 2001, παρατηρούμε μια ανοδική τάση, γεγονός το οποίο συνδέεται με την ένταξη της χώρας στην ευρωζώνη και την υιοθέτηση του νέου νομίσματος. Από το 2001 μέχρι το 2016 παρατηρούμε ανοδικές και καθοδικές τάσεις στη

πορεία του πληθωρισμού με τη διετία 2008 μέχρι 2010 να έχει και τη μεγαλύτερη διακύμανση λόγω της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης του 2008. Σε αυτό το σημείο πρέπει να τονίσουμε ότι, σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση τις τιμές του πληθωρισμού για τη χώρα του Βελγίου για όλες τις χρονικές περιόδους, διαδραμάτισαν οι τιμές της ενέργειας και η κυβερνητική πολιτική που επηρέασε ή και καθόρισε κάποιες υπηρεσίες και αγαθά, όπως π.χ. η εκπαίδευση (Jonckheere και Zimmer,2017).

Από το διάγραμμα 5.2 η μεταβλητή του πληθωρισμού φαίνεται να είναι στάσιμη. Στο επόμενο κεφάλαιο θα την εξετάσουμε με πιο αξιόπιστες μεθόδους για να διαπιστώσουμε αν ισχύει.

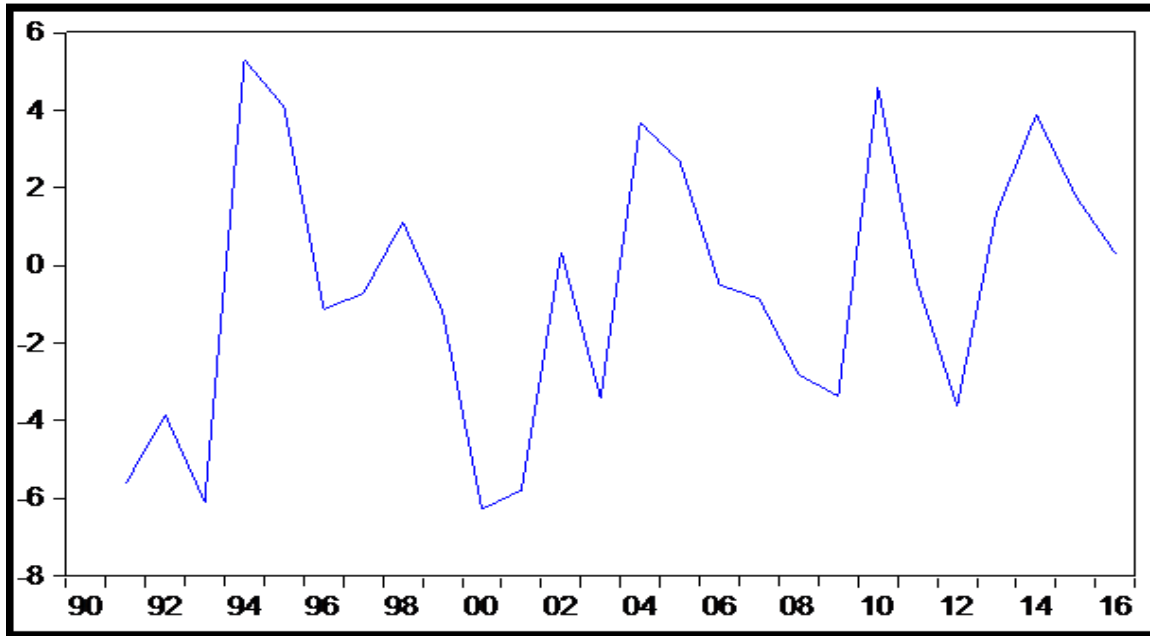
Διάγραμμα 5.3: Πορεία του AVW του Βελγίου στα επίπεδά του



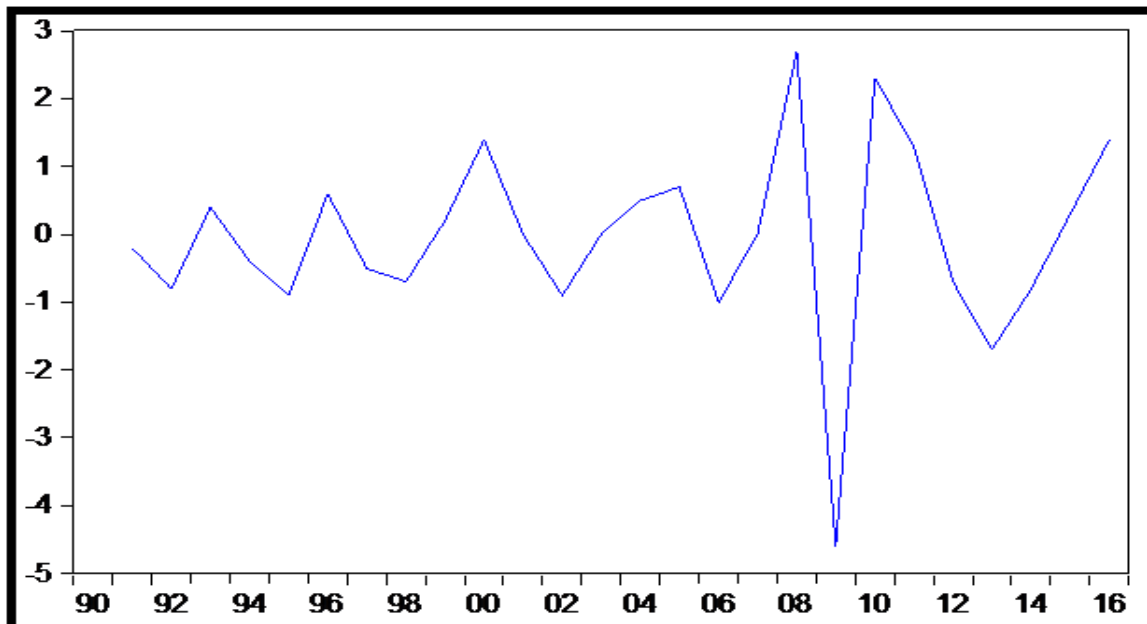
Στο διάγραμμα 5.3 παρουσιάζεται η πορεία του μέσου ετήσιου μισθού (AVW), σε δολάρια Ηνωμένων Πολιτειών (U.S dollars), για το Βέλγιο για τη χρονική περίοδο από το 1990 μέχρι το 2016. Από το 1990 μέχρι το 1998 παρατηρούμε μια ανοδική τάση, που τον επόμενο χρόνο γίνεται πιο έντονη, προφανώς από την είσοδο της χώρας στην ευρωζώνη. Από το 2000 και έπειτα παρατηρείται μια μικρή ανοδική τάση μέχρι το 2016. Τέλος, ο λόγος που δεν παρατηρούνται έντονες καθοδικές τάσεις στον μέσο ετήσιο μισθό πιθανώς να έχει να κάνει με το γεγονός ότι το Βέλγιο σαν χώρα της Δυτικής Ευρώπης διαθέτει εργατικές ενώσεις και σωματεία που προασπίζουν τα εργατικά δικαιώματα και τα μισθολογικά κεκτημένα του εργατικού δυναμικού της χώρας (Llaudes,2005).

Από το διάγραμμα 5.3 παρατηρούμε ότι ο μέσος μισθός παρουσιάζει αυξητική τάση ,που σημαίνει πως η μεταβλητή μας δεν είναι στάσιμη

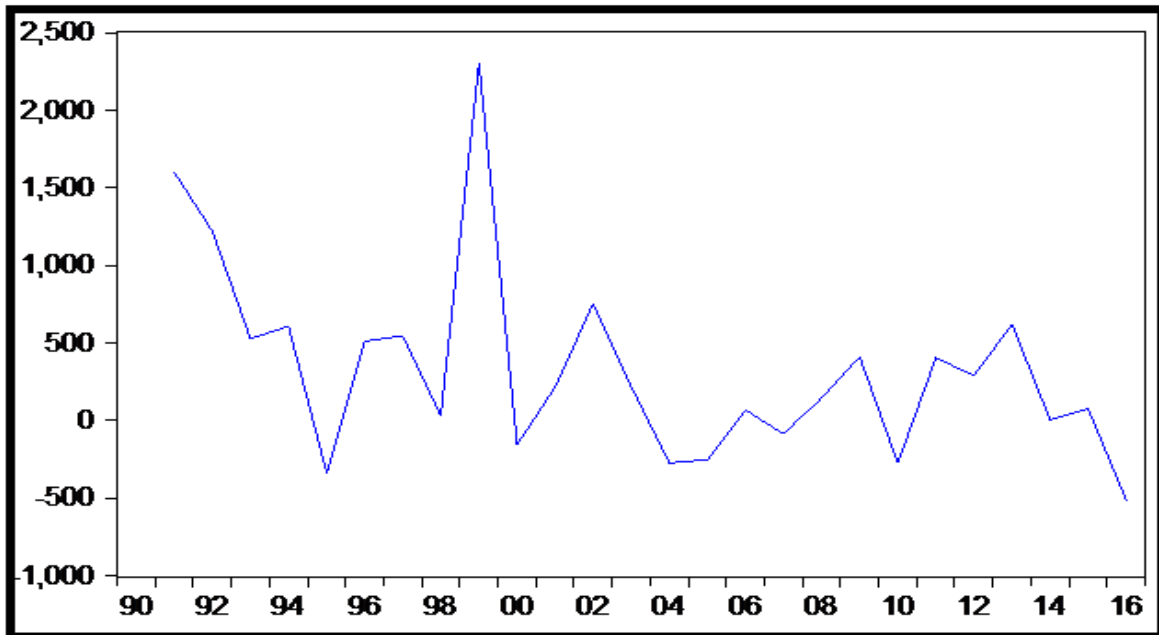
Διάγραμμα 5.4: Πορεία της LTU του Βελγίου στις πρώτες διαφορές



Διάγραμμα 5.5: Πορεία του INF του Βελγίου στις πρώτες διαφορές



Διάγραμμα 5.6: Πορεία του AVW του Βελγίου στις πρώτες διαφορές



Από τα διαγράμματα 5.4, 5.5 και 5.6 παρατηρούμε ότι και οι τρεις μεταβλητές μας εξισορροπούνται με μεγάλη διακύμανση, με την μεταβλητή της μακροχρόνιας ανεργίας να έχει την πιο έντονη διακύμανση.

5.2. Περιγραφικά Στατιστικά

Πίνακας 5.1: Περιγραφικά Στατιστικά

	LTU	INF	AVW
Mean	53.34704	2.037037	47289.22
Median	51.71000	2.100000	48431.00
Maximum	68.53000	4.500000	50098.00
Minimum	44.19000	-0.100000	40901.00
Std. Dev.	6.641865	1.029618	2513.281
Skewness	0.548358	0.082304	-0.950776
Kurtosis	2.198232	3.036539	2.844726
Jarque-Bera	2.076318	0.031985	4.095016
Probability	0.354106	0.984135	0.129056
Sum	1440.370	55.00000	1276809.
Sum Sq. Dev.	1146.974	27.56296	1.64E+08
Observations	27	27	27

Στον πίνακα 5.1 παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά για τις μεταβλητές της μακροχρόνιας ανεργίας, του πληθωρισμού και του μέσου μισθού του Βελγίου.

Για την μακροχρόνια ανεργία (LTU) παρατηρούμε, πως ο αριθμητικός μέσος είναι 53,34704 και ότι είναι ελαφρώς ασύμμετρη δεξιά γιατί η ένδειξη του skewness είναι θετικός αριθμός(0,548358). Επίσης είναι πλατύκυρτη γιατί η ένδειξη του kurtosis είναι μικρότερη από το 3(2,198232) και ακολουθεί την κανονική κατανομή, γιατί η τιμή της πιθανότητας των Jarque-Bera είναι μεγαλύτερη από 0,05(0,354106).

Για τον πληθωρισμό (INF) βλέπουμε πως ο αριθμητικός μέσος ισούται με 2,037037. Η μεταβλητή είναι ελαφρώς ασύμμετρη δεξιά γιατί η ένδειξη του skewness είναι θετικός αριθμός(0,082304) και οριακά λεπτόκυρτη γιατί η ένδειξη του kurtosis είναι οριακά μεγαλύτερη του 3(3,036539). Τέλος, η μεταβλητή του πληθωρισμού ακολουθεί την κανονική κατανομή διότι η τιμή της πιθανότητας των Jarque-Bera είναι μεγαλύτερη από 0,05(0,984135).

Για τον μέσο μισθό (AVW) παρατηρούμε, πως ο αριθμητικός μέσος είναι 47289,22 και ότι η μεταβλητή μας είναι ασύμμετρη αριστερά γιατί η ένδειξη του skewness είναι αρνητικός αριθμός(-0,950776). Είναι ακόμα ελαφρώς πλατύκυρτη γιατί η ένδειξη του kurtosis είναι μικρότερη από το 3(2,844726) και ακολουθεί την κανονική κατανομή, γιατί η τιμή της πιθανότητας των Jarque-Bera είναι μεγαλύτερη από 0,05(0,129056).

6. Εμπειρικά Αποτελέσματα

6.1. Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο αυτό, θα διεξάγουμε οικονομετρικούς ελέγχους στις μεταβλητές μας, ερευνώντας τις έννοιες της στασιμότητας, της συνολοκλήρωσης, του υποδείγματος διόρθωσης λαθών, της αιτιότητας καθώς επίσης θα προβούμε και σε προβλέψεις μέσω του VAR υποδείγματος.

6.2. Στασιμότητα

Για τον έλεγχο της στασιμότητας χρησιμοποιούνται δυο μέθοδοι. Η πρώτη είναι πραγματοποιώντας στατιστικούς ελέγχους για τον συντελεστή αυτοσυσχέτισης (Q-statistic) και μελετώντας τα αντίστοιχα κορρελογράμματα και η δεύτερη πραγματοποιώντας επανυξημένο έλεγχο για μοναδιαία ρίζα των Dickey-Fuller και των Phillips-Perron.

Παρακάτω παρουσιάζονται οι πίνακες με τα κορρελογράμματα, τους συντελεστές αυτοσυσχέτισης, μερικής αυτοσυσχέτισης και τα Q-stat με τις αντίστοιχες πιθανότητες για τις μεταβλητές μας.

Πίνακας 6.1 Κορρελόγραμμα της LTU του Βελγίου

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Sta...	Prob	
				10.762	0.762	17.496	2.879	
				20.538	-0.10	26.564	1.704	
				30.406	0.077	31.952	5.354	
				40.383	0.169	36.959	1.835	
				50.317	-0.09	40.553	1.154	
				60.238	-0.01	42.672	1.354	
				70.198	0.067	44.216	1.940	
				80.167	-0.04	45.370	3.130	
				90.060	-0.19	45.527	7.368	
				1...	-0.09	-0.16	45.920	1.482
				1...	-0.22	-0.14	48.354	1.234
				1...	-0.28	-0.09	52.689	4.677

Από τον πίνακα 6.1 παρατηρούμε ότι τα ιστογράμματα των συντελεστών αυτοσυσχέτισης φθίνουν αργά προς το μηδέν. Οπότε η μεταβλητή της μακροχρόνιας ανεργίας δεν είναι στάσιμη. Ακόμα το probability του Q-statistic είναι μεγαλύτερο από 0,05 σε όλες τις τάξεις αυτοσυσχέτισης, οπότε η μεταβλητή δεν παρουσιάζει σειριακή αυτοσυσχέτιση.

Πίνακας 6.2: Κορρελόγραμμα του INF του Βελγίου

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Sta...	Prob	
				1	0.078	0.078	0.1838	0.668
				2	-0.15...	-0.15...	0.9060	0.636
				3	0.056	0.084	1.0072	0.800
				4	0.021	-0.01...	1.0223	0.906
				5	-0.06...	-0.04...	1.1685	0.948
				6	-0.09...	-0.09...	1.5161	0.958
				7	-0.08...	-0.09...	1.8283	0.969
				8	-0.08...	-0.09...	2.1527	0.976
				9	-0.21...	-0.23...	4.1492	0.901
				1...	-0.02...	-0.02...	4.1867	0.939
				1...	0.134	0.066	5.0604	0.928
				1...	0.014	-0.00...	5.0702	0.956

Από τον πίνακα 6.2 παρατηρούμε ότι τα ιστογράμματα των συντελεστών αυτοσυσχέτισης δεν φθίνουν αργά προς το μηδέν και βρίσκονται μέσα στα όρια των διακεκομμένων γραμμών. Οπότε η μεταβλητή της μακροχρόνιας ανεργίας είναι στάσιμη. Ακόμα το probability του Q-statistic είναι μεγαλύτερο από 0,05 σε όλες τις τάξεις αυτοσυσχέτισης, οπότε η μεταβλητή δεν παρουσιάζει σειριακή αυτοσυσχέτιση.

Πίνακας 6.3: Κορρελόγραμμα του AVW του Βελγίου

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Sta...	Prob	
	█		█	1	0.821	0.821	20.301	0.000
	█			2	0.679	0.016	34.755	0.000
	█			3	0.566	0.013	45.211	0.000
	█			4	0.452	-0.05...	52.178	0.000
	█			5	0.370	0.025	57.046	0.000
	█		█	6	0.262	-0.12...	59.599	0.000
	█		█	7	0.166	-0.04...	60.675	0.000
	█		█	8	0.071	-0.08...	60.882	0.000
	█		█	9	-0.03...	-0.11...	60.940	0.000
	█		█	1...	-0.05...	0.147	61.095	0.000
	█		█	1...	-0.10...	-0.08...	61.615	0.000
	█		█	1...	-0.14...	-0.03...	62.727	0.000

Από τον πίνακα 6.3 παρατηρούμε ότι τα ιστογράμματα των συντελεστών αυτοσυσχέτισης φθίνουν αργά προς το μηδέν. Οπότε η μεταβλητή της μακροχρόνιας ανεργίας δεν είναι στάσιμη. Ακόμα το probability του Q-statistic είναι μικρότερο από 0,05 σε όλες τις τάξεις αυτοσυσχέτισης, οπότε η μεταβλητή παρουσιάζει σειριακή αυτοσυσχέτιση.

Από τους παραπάνω πίνακες διαπιστώσαμε πως η μεταβλητή του πληθωρισμού είναι στάσιμη ,ενώ οι υπόλοιπες μεταβλητές μας όχι. Οπότε θα συνεχίσουμε την ερευνά μας για να διαπιστώσουμε αν οι μεταβλητές μας είναι στάσιμες ελέγχους με τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey-Fuller και τον έλεγχο των Phillips-Perron.

Πίνακας 6.4: Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας Dickey-Fuller

Μετ/τές	Augmented Dickey-Fuller					
	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
	χωρίς	C	C, T	χωρίς	C	C, T
LTU	-1,22(0) [0,1982]	-2,53(0) [0,1203]	-2,13(0) [0,5083]	-4,14(0) *** [0,0002]	-4,07(0) *** [0,0044]	-4,07(0) *** [0,0191]
INF	-1,20(2) [0,2045]	-4,70(0) *** [0,0009]	-4,77(0) *** [0,0039]	-6,47(1) *** [0,0000]	-6,39(1) *** [0,0000]	-4,76 *** [0,0049]
AVW	2,52(0) [0,9959]	-3,60(0) ** [0,0129]	-2,64(0) [0,2684]	-4,30(0) *** [0,0001]	-4,88(0) *** [0,0006]	-5,58(0) *** [0,0007]

Σημειώσεις :

1. *,**,*** για επίπεδα σημαντικότητας 0-1% (ισχυρή), 1-5% (μέτρια) και 5-10% (χαλαρή) αντίστοιχα.
2. Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις αντιπροσωπεύουν τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής που χρησιμοποιείται για τα σφάλματα του λευκού θορύβου (διόρθωση της αυτοσυσχέτισης).
3. Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων για την εξίσωση ADF επιλέχθηκε χρησιμοποιώντας το κριτήριο του Schwarz
4. Για την απόρριψη της υπόθεσης της μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιούμε τους πίνακες του Mackinnon(1996).

Πίνακας 6.5: Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας Phillips-Perron

Μετ/τές	Phillips-Perron					
	Επίπεδα			Πρώτες Διαφορές		
	χωρίς	C	C, T	χωρίς	C	C, T
LTU	-1,14 [1] (0,2242)	-2,53 [0] (0,1203)	-2,13 [0] (0,5083)	-4,35 [8] *** (0,0001)	-4,37 [8] *** (0,0022)	-4,44 [7] *** (0,0087)
INF	-1,89 [13] * (0,0577)	-4,73 [4] *** (0,0009)	-4,78 [4] *** (0,0039)	-13,39 [14] *** (0,0000)	-13,25 [13] *** (0,0000)	-13,05 [13] *** (0,0000)
AVW	2,46 [1] (0,9953)	-3,60 [0] ** (0,0129)	-2,64 [0] (0,2684)	-4,32 [1] *** (0,0001)	-4,88 [0] *** (0,0006)	-5,62 [1] *** (0,0006)

Σημειώσεις:

1. *,**,*** για επίπεδα σημαντικότητας 0-1% (ισχυρή), 1-5% (μέτρια) και 5-10% (χαλαρή) αντίστοιχα.
2. Οι αριθμοί μέσα στις αγκύλες αναφέρονται στο εύρος ζώνης της αυτοσυσχέτισης βασισμένο στον εκτιμητή των New-West (1994) χρησιμοποιώντας το στατικό του Barlett
3. Για την απόρριψη της υπόθεσης της μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιούμε τους πίνακες του Mackinnon(1996).

Από τους παραπάνω πίνακες 6.4 και 6.5 παρατηρούμε πως οι μεταβλητές μας δεν είναι στάσιμες στα επίπεδά τους αλλά γίνονται στις πρώτες διαφορές. Οπότε μπορούμε να προχωρήσουμε στον έλεγχο συνολοκλήρωσης.

6.3. Συνολοκλήρωση

Αφού αποδείξαμε προηγουμένως ότι οι μεταβλητές μας είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές, θα προχωρήσουμε σε ελέγχους συνολοκλήρωσης. Σκοπός των ελέγχων συνολοκλήρωσης είναι η απόδειξη ύπαρξης μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας, δηλαδή ότι υπάρχει ένας στάσιμος γραμμικός συνδυασμός που δεν παρουσιάζει στοχαστική τάση. Αποτελείται από 2 μεθόδους, η πρώτη μέθοδος περιλαμβάνει τους ελέγχους μιας εξίσωσης (Engle-Granger και Phillips-Ouliaris) και η δεύτερη τους ελέγχους στα συστήματα εξισώσεων που στηρίζονται στα VAR υποδείγματα (Johansen).

6.3.1. Έλεγχος Engle-Granger

Η μέθοδος των Engle-Granger (1987) η οποία ονομάζεται και μέθοδος συνολοκλήρωσης βάσει των καταλοίπων στηρίζεται στον έλεγχο της στασιμότητας των κατάλοιπων και έχει δύο στάδια. Στο πρώτο στάδιο βρίσκουμε την τάξη ολοκλήρωσης όλων των σειρών χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών. Αν η τάξη των σειρών σε όλες τις χρονολογικές σειρές είναι ίδια συνεχίζουμε στη διαδικασία της συνολοκλήρωσης. Αν η τάξη των σειρών δεν είναι ίδια τότε λέμε ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση. Στο δεύτερο στάδιο εξετάζουμε την μοναδιαία ρίζα των καταλοίπων \hat{u}_t με ADF από την κάτωθι εξίσωση :

$$\Delta \hat{u}_t = \delta_2 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \beta_i \Delta \hat{u}_{t-1} + e_t$$

Ο έλεγχος της μοναδιαίας ρίζας στα εκτιμημένα κατάλοιπα \hat{u}_t αντιστοιχεί στον έλεγχο σημαντικότητας της παραμέτρου δ_2 που εξετάζει τον έλεγχο συνολοκλήρωσης όπως παρατίθεται παρακάτω :

$H_0 : \delta_2 = 0$ ή $H_0 : \rho=1$ (Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση)

$H_0 : \delta_2 < 0$ ή $H_0 : \rho < 1$ (Υπάρχει συνολοκλήρωση)

Πίνακας 6.6: Αποτελέσματα ελέγχου Engle-Granger

Cointegration Test - Engle-Granger				
Date: 05/27/18 Time: 13:23				
Equation: UNTITLED				
Specification: INF AVW LTU C				
Cointegrating equation deterministics: C				
Null hypothesis: Series are not cointegrated				
Automatic lag specification (lag=1 based on Schwarz Info Criterion, maxlag=5)				
	Value	Prob.*		
Engle-Granger tau-statistic	-5.502501	0.0030		
Engle-Granger z-statistic	-65.12615	0.0000		
*MacKinnon (1996) p-values.				
<u>Intermediate Results:</u>				
Rho - 1	-1.624915			
Rho S.E.	0.295305			
Residual variance	0.750391			
Long-run residual variance	1.928665			
Number of lags	1			
Number of observations	25			
Number of stochastic trends**	3			
**Number of stochastic trends in asymptotic distribution.				
Engle-Granger Test Equation:				
Dependent Variable: D(RESID)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/18 Time: 13:23				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-1.624915	0.295305	-5.502501	0.0000
D(RESID(-1))	0.376243	0.193982	1.939582	0.0648
R-squared	0.648143	Mean dependent var		0.011655
Adjusted R-squared	0.632845	S.D. dependent var		1.429615
S.E. of regression	0.866251	Akaike info criterion		2.627334
Sum squared resid	17.25899	Schwarz criterion		2.724844
Log likelihood	-30.84168	Hannan-Quinn criter.		2.654379
Durbin-Watson stat	2.073649			

Από τον παραπάνω πίνακα 6.6 παρατηρούμε ότι τόσο η κατανομή t, όσο και η κατανομή z μας υποδεικνύουν ότι υπάρχει ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα, άρα και μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

6.3.2. Έλεγχος Phillips-Ouliaris

Ο έλεγχος των Phillips-Ouliaris (1990) στηρίζεται και αυτός στον έλεγχο της στασιμότητας των κατάλοιπων όπως ο έλεγχος των Engle-Granger με τη μόνη διαφορά ότι χρησιμοποιούν τον έλεγχο των Phillips-Perron για τη στασιμότητα των καταλοίπων

Πίνακας 6.7: Αποτελέσματα ελέγχου Phillips-Ouliaris

Cointegration Test - Phillips-Ouliaris				
Date: 05/27/18 Time: 13:11				
Equation: UNTITLED				
Specification: INF AVW LTU C				
Cointegrating equation deterministics: C				
Null hypothesis: Series are not cointegrated				
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 3.0000)				
No d.f. adjustment for variances				
	Value	Prob.*		
Phillips-Ouliaris tau-statistic	-6.422377	0.0004		
Phillips-Ouliaris z-statistic	-26.24063	0.0053		
*MacKinnon (1996) p-values.				
Intermediate Results:				
Rho - 1	-1.176132			
Bias corrected Rho - 1 (Rho* - 1)	-1.009255			
Rho* S.E.	0.157147			
Residual variance	0.780900			
Long-run residual variance	0.513815			
Long-run residual autocovariance	-0.133543			
Number of observations	26			
Number of stochastic trends**	3			
**Number of stochastic trends in asymptotic distribution.				
Phillips-Ouliaris Test Equation:				
Dependent Variable: D(RESID)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/18 Time: 13:11				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-1.176132	0.197568	-5.953055	0.0000
R-squared	0.586354	Mean dependent var	0.004539	
Adjusted R-squared	0.586354	S.D. dependent var	1.401200	
S.E. of regression	0.901186	Akaike info criterion	2.667492	
Sum squared resid	20.30341	Schwarz criterion	2.715881	
Log likelihood	-33.67740	Hannan-Quinn criter.	2.681426	
Durbin-Watson stat	2.128348			

Από τον παραπάνω πίνακα 6.7 παρατηρούμε ότι τόσο η κατανομή t, όσο και η κατανομή z μας υποδεικνύουν ότι υπάρχει ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα, άρα και μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

6.3.3. Συνολοκλήρωση του Johansen

Η συνολοκλήρωση του Johansen χρησιμοποιεί τη θεωρία για τα συστήματα εξισώσεων που γνωρίζουμε σαν VAR υποδείγματα. Πριν κατασκευάσουμε το VAR υπόδειγμά μας όμως, πρέπει να βρούμε τη τάξη αυτού.

Πίνακας 6.8 : Έλεγχος χρον. υστερήσεων για τη τάξη του VAR υποδείγματος

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-325.1417	NA	50517450	26.25133	26.39760	26.29190
1	-279.7335	76.28569*	2767263.*	23.33868*	23.92374*	23.50095*
2	-271.8306	11.38012	3137424.	23.42645	24.45031	23.71043

* 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

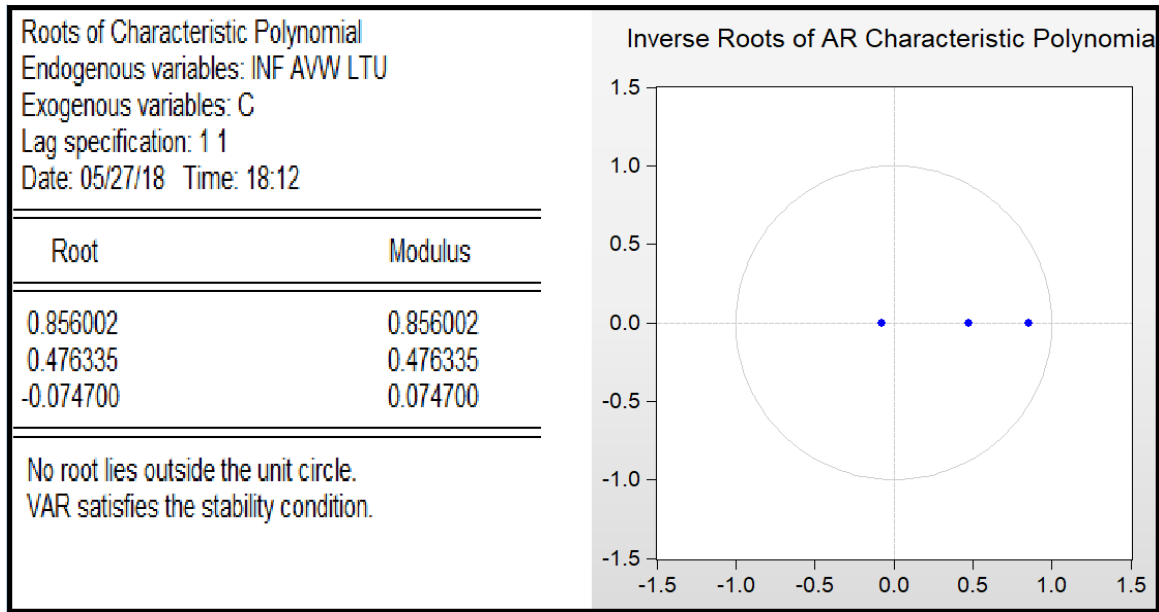
Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.8 βλέπουμε πως όλα τα κριτήρια μας υποδεικνύουν μια χρονική υστέρηση για το VAR υπόδειγμά μας, οπότε είναι πρώτη τάξης VAR(1). Ακολουθεί η εκτίμηση του VAR υποδείγματος.

Πίνακας 6.9: Αποτέλεσμα εκτίμησης VAR(1) υποδείγματος

Vector Autoregression Estimates			
Date: 05/27/18 Time: 13:47			
Sample (adjusted): 1991 2016			
Included observations: 26 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	INF	AVW	LTU
INF(-1)	-0.022684 (0.23051) [-0.09841]	81.95001 (116.711) [0.70216]	-1.807528 (0.58810) [-3.07349]
AVW(-1)	-0.000138 (0.00019) [-0.74533]	0.888492 (0.09370) [9.48191]	-0.001269 (0.00047) [-2.68770]
LTU(-1)	-0.019477 (0.06502) [-0.29958]	10.26432 (32.9190) [0.31181]	0.391828 (0.16588) [2.36215]
C	9.581528 (12.1260) [0.79016]	4882.189 (6139.71) [0.79518]	95.42547 (30.9377) [3.08444]
R-squared	0.053820	0.948971	0.826044
Adj. R-squared	-0.075204	0.942013	0.802322
Sum sq. resids	24.25422	6217940.	157.8802
S.E. equation	1.049983	531.6330	2.678876
F-statistic	0.417133	136.3770	34.82283
Log likelihood	-35.98883	-197.8955	-60.34102
Akaike AIC	3.076064	15.53042	4.949310
Schwarz SC	3.269617	15.72398	5.142863
Mean dependent	1.984615	47534.92	52.76308
S.D. dependent	1.012598	2207.733	6.025231
Determinant resid covariance (dof adj.)		1632991.	
Determinant resid covariance		989308.9	
Log likelihood		-290.1391	
Akaike information criterion		23.24147	
Schwarz criterion		23.82213	

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.9 παρατηρούμε ότι η πρώτη εξίσωση του υποδείγματος VAR(1) δεν παρουσιάζει καλή προσαρμοστικότητα, διότι ο συντελεστής R τετράγωνο(0,053820) δεν είναι αρκετά υψηλός. Οι υπόλοιπες εξισώσεις όμως, παρουσιάζουν πολύ καλή προσαρμοστικότητα αφού οι συντελεστές του R τετράγωνο είναι αρκετά υψηλοί, (0,948971) και (0,826044) αντίστοιχα. Στη συνέχεια, στον πίνακα 6.10 ακολουθεί έλεγχος για να διαπιστώσουμε αν το υπόδειγμα VAR είναι σταθερό και στάσιμο.

Πίνακας 6.10: Αντίστροφες ρίζες του υποδείγματος VAR(1)



Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6.10 παρατηρούμε ότι οι αντίστροφες ρίζες βρίσκονται μέσα στον μοναδιαίο κύκλο, είναι δηλαδή μικρότερες της μονάδας. Άρα το VAR υπόδειγμα είναι σταθερό και στάσιμο. Οπότε, μπορούμε να συνεχίσουμε με τη συνολοκλήρωση του Johansen.

Πίνακας 6.11: Έλεγχος συνολοκλήρωσης του Johansen

Date: 05/27/18 Time: 18:28
 Sample (adjusted): 1992 2016
 Included observations: 25 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: INF AVW LTU
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.650838	42.18668	29.79707	0.0012
At most 1 *	0.305778	15.88116	15.49471	0.0437
At most 2 *	0.236837	6.757076	3.841466	0.0093

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.650838	26.30552	21.13162	0.0085
At most 1	0.305778	9.124086	14.26460	0.2760
At most 2 *	0.236837	6.757076	3.841466	0.0093

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

INF	AVW	LTU
1.991248	0.000928	0.308966
0.157017	-0.000306	-0.265544
-0.261588	0.000727	0.151083

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(INF)	-0.723364	-0.275925	0.348288
D(AVW)	28.11479	-212.5880	-189.7807
D(LTU)	-1.041966	1.143446	-0.617229

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -279.7712

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

INF	AVW	LTU
1.000000	0.000466 (7.6E-05)	0.155162 (0.02832)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(INF)	-1.440397 (0.45449)
D(AVW)	55.98354 (243.998)
D(LTU)	-2.074814 (1.13229)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -275.2092

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

INF	AVW	LTU
1.000000	0.000000	-0.201519 (0.07833)
0.000000	1.000000	765.1160 (166.041)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(INF)	-1.483722 (0.43892)	-0.000587 (0.00021)
D(AVW)	22.60371 (225.587)	0.091088 (0.11038)
D(LTU)	-1.895274 (1.01451)	-0.001317 (0.00050)

Από τον παραπάνω πίνακα 6.11 παρατηρούμε ότι οι πιθανότητες του στατιστικού του ίχνους(Trace) και της μέγιστης ιδιοτιμής (Maximum Eigenvalue) είναι μικρότερες από 5%, οπότε υπάρχει ένα συνολοκληρωμένο διάλυσμα, άρα και μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ανάμεσα στις μεταβλητές μας. Τέλος, αφού υπάρχει μακροχρόνια ισορροπία μπορούμε να συνεχίσουμε στον έλεγχο ύπαρξης βραχυχρόνιας ισορροπίας μέσω του Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών.

6.4. Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών

Το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών γράφεται ως εξής :

$$\Delta LTU_t = \text{lagged}(\Delta LTU_{t-1}, \Delta INF_{t-1}, \Delta AVW_{t-1}) + \lambda_1 * u_{t-1} + e_{1t} \quad (6.4.1)$$

για $|\lambda_1| \neq 0$

$$\Delta INF_t = \text{lagged}(\Delta INF_{t-1}, \Delta LTU_{t-1}, \Delta AVW_{t-1}) + \lambda_2 * u_{t-1} + e_{2t} \quad (6.4.2)$$

για $|\lambda_2| \neq 0$

$$\Delta AVW_t = \text{lagged}(\Delta AVW_{t-1}, \Delta INF_{t-1}, \Delta LTU_{t-1}) + \lambda_3 * u_{t-1} + e_{3t} \quad (6.4.3)$$

για $|\lambda_3| \neq 0$

όπου :

u_{t-1} : Σφάλμα παλινδρόμησης συνολοκλήρωσης.

$\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$: Συντελεστής ή λάθος ανισορροπίας.

e_{1t}, e_{2t}, e_{3t} : Λευκός θόρυβος.

Παρακάτω παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της μεθόδου διόρθωσης λαθών

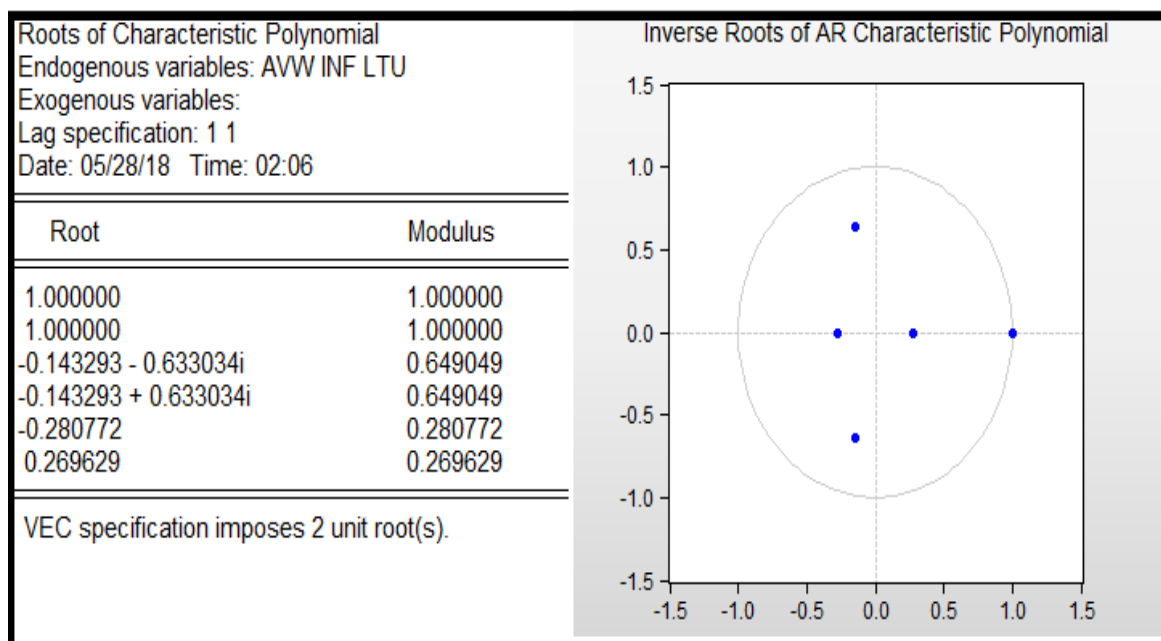
Πίνακας 6.12: Αποτελέσματα μηχανισμού διόρθωσης λαθών

Vector Error Correction Estimates			
Date: 05/27/18 Time: 23:56			
Sample (adjusted): 1992 2016			
Included observations: 25 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
AVW(-1)	1.000000		
INF(-1)	2145.099 (268.198) [7.99819]		
LTU(-1)	332.8372 (32.9704) [10.0950]		
C	-69279.86		
Error Correction:	D(AVW)	D(INF)	D(LTU)
CointEq1	0.026098 (0.11375) [0.22944]	-0.000671 (0.00021) [-3.16928]	-0.000967 (0.00053) [-1.83240]
D(AVW(-1))	-0.048006 (0.22727) [-0.21123]	0.000285 (0.00042) [0.67270]	-0.001627 (0.00105) [-1.54262]
D(INF(-1))	8.015346 (166.373) [0.04818]	0.406862 (0.30990) [1.31289]	0.082570 (0.77207) [0.10695]
D(LTU(-1))	-43.05115 (37.6800) [-1.14255]	0.071048 (0.07019) [1.01229]	0.079646 (0.17486) [0.45549]
C	273.0679 (143.783) [1.89917]	-0.059447 (0.26782) [-0.22197]	0.226883 (0.66724) [0.34003]
R-squared	0.075882	0.466927	0.415977
Adj. R-squared	-0.108941	0.360313	0.299173
Sum sq. resids	7507426.	26.04721	161.6728
S.E. equation	612.6755	1.141210	2.843175
F-statistic	0.410565	4.379584	3.561308
Log likelihood	-193.1301	-35.98640	-58.80720
Akaike AIC	15.85040	3.278912	5.104576
Schwarz SC	16.09418	3.522687	5.348351
Mean dependent	283.4400	-0.048000	-0.434400
S.D. dependent	581.8034	1.426861	3.396237
Determinant resid covariance (dof adj.)	2058519.		
Determinant resid covariance	1053962.		
Log likelihood	-279.7712		
Akaike information criterion	23.82170		
Schwarz criterion	24.69929		

Από τον πίνακα 6.12 βλέπουμε ότι το σφάλμα ανισορροπίας ($\lambda_1=0,26098$) στην πρώτη εξίσωση δεν είναι στατιστικά σημαντικό, ενώ στις υπόλοιπες 2 εξισώσεις ($\lambda_2 = -0,000671$ και $\lambda_3=-0,000967$) είναι στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5% και 10% αντίστοιχα. Επίσης το σύνολο των μεταβλητών με χρονική υστέρηση είναι στατιστικά σημαντικό, άρα υπάρχει βραχυχρόνια και μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Στη συνέχεια θα εξετάσουμε για στασιμότητα το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών. Αυτό θα το διαπιστώσουμε με τον έλεγχο των αντίστροφων ριζών του υποδείγματος, οι οποίες θα πρέπει να βρίσκονται μέσα στον μοναδιαίο κύκλο όπως παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 6.13: Αντίστροφες ρίζες μηχανισμού διόρθωσης λαθών



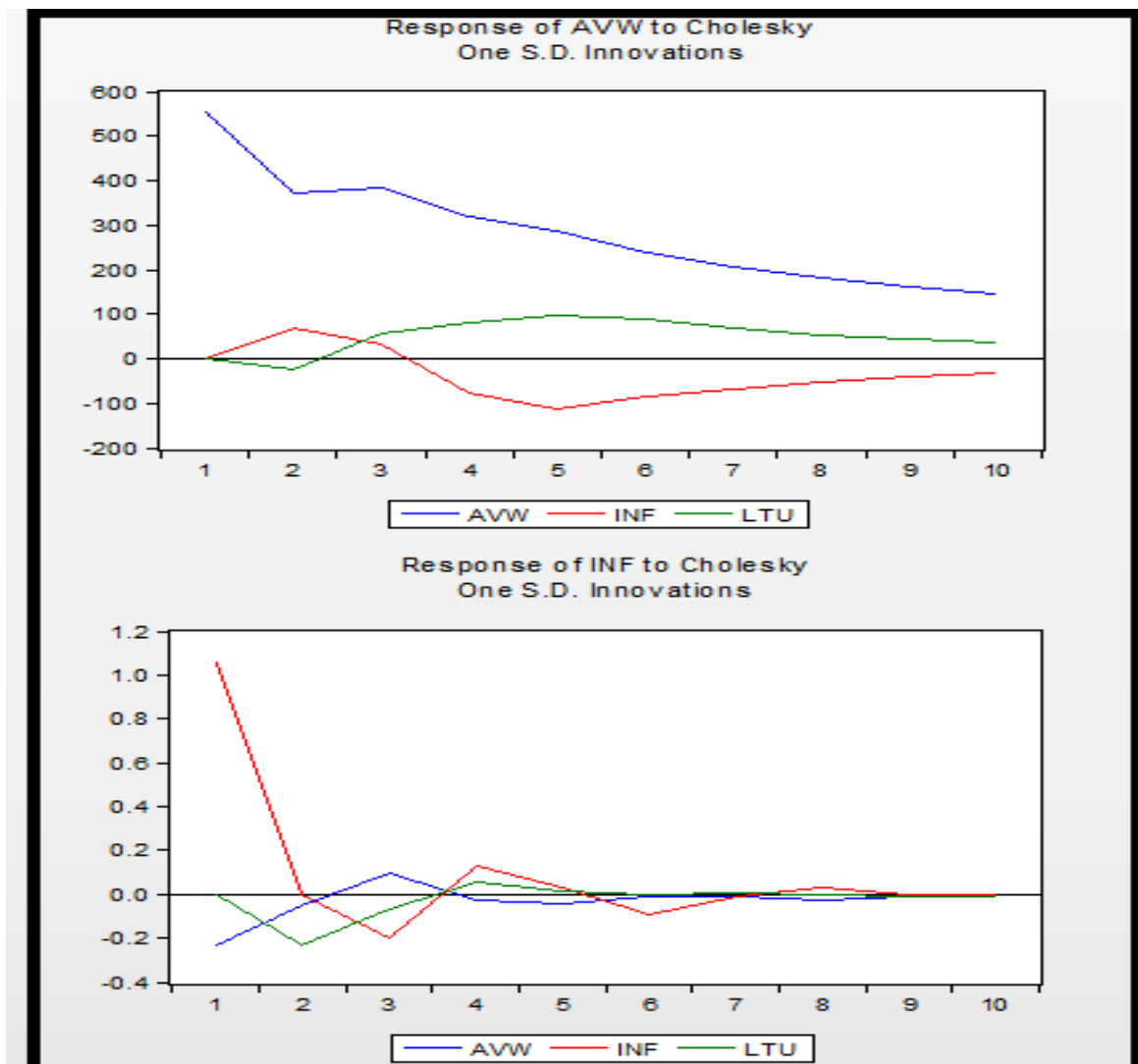
Από τον παραπάνω πίνακα 6.13 παρατηρούμε ότι υπάρχουν 2 αντίστροφες ρίζες στον μοναδιαίο κύκλο, οπότε το υπόδειγμά μας δεν είναι στάσιμο.

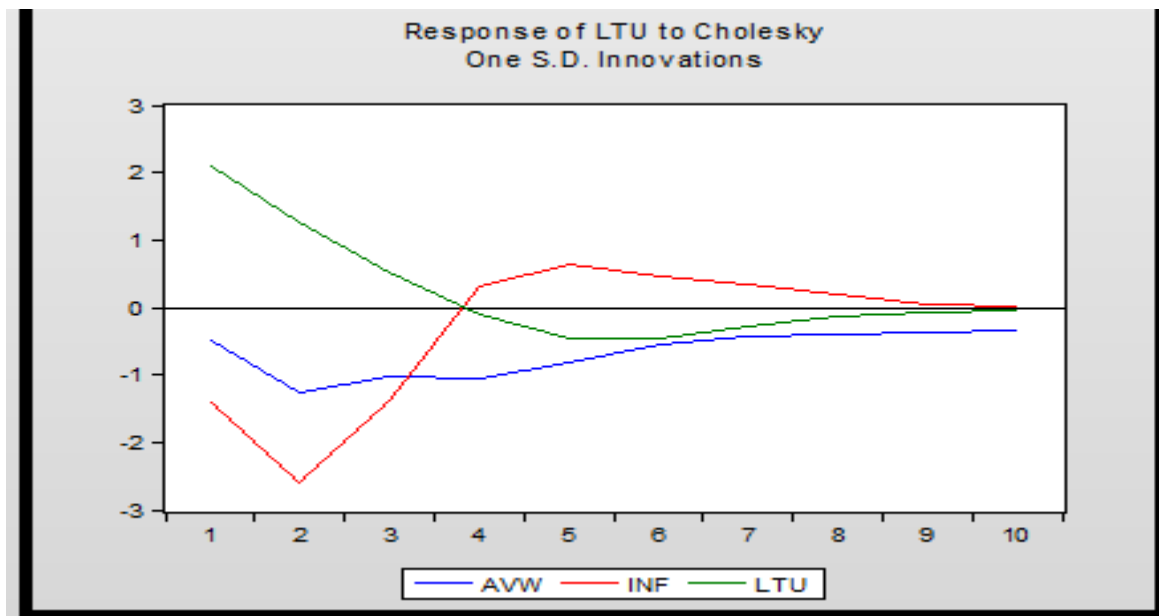
Ακολουθεί εξέταση της αιτιότητας, για να βρούμε την αιτιακή σχέση και κατεύθυνση ανάμεσα στις μεταβλητές μας.

6.5. Αιτιότητα

Για την αιτιότητα, στην αρχή θα προκαλέσουμε καινοτομικά σοκ στις μεταβλητές μας για να μελετήσουμε τις αιφνίδιες αντιδράσεις τους. Μετέπειτα, θα πραγματοποιήσουμε ανάλυση της διακύμανσης των μεταβλητών του VAR υποδείγματος για να δούμε πως αυτές επηρεάζονται από τις εξωτερικές διαταραχές. Τέλος, θα εφαρμόσουμε τον έλεγχο της αιτιότητας κατά Granger για να βρούμε την αιτιακή σχέση και κατεύθυνση ανάμεσα στις μεταβλητές μας.

Πίνακας 6.14: Αποτελέσματα αιφνίδιων αντιδράσεων των μεταβλητών





Από τον πίνακα 6.14 παρατηρούμε ότι, μία μεταβολή στη μεταβλητή AVW, θα έχει αρχικά στην ίδια την μεταβλητή έντονη αρνητική αντίδραση για δυο περιόδους, μια περίοδο με πολύ μικρή αύξηση και από τη τρίτη περίοδο και έπειτα μια φθίνουσα πορεία με αργό ρυθμό. Στη μεταβλητή INF, λόγω της μεταβολής στη μεταβλητή AVW, αρχικά παρατηρείται μια αύξηση για μια χρονική περίοδο, μετά ακολουθεί μια πτωτική πορεία μέχρι την πέμπτη περίοδο και τέλος, από την πέμπτη περίοδο και έπειτα μια ανοδική πορεία με αργό ρυθμό. Επίσης στη μεταβλητή LTU, λόγω της μεταβολής στη μεταβλητή AVW, αρχικά παρατηρείται μια πτωτική πορεία για μια χρονική περίοδο, έπειτα μια ανοδική πορεία με αργό ρυθμό μέχρι την πέμπτη περίοδο και τέλος μια φθίνουσα πορεία με αργό ρυθμό.

Μια μεταβολή στη μεταβλητή INF, θα έχει αρχικά στην ίδια την μεταβλητή, έντονη αρνητική αντίδραση για δυο περιόδους που θα συνεχιστεί με μια ακόμη περίοδο πτωτικής πορείας με μικρότερο ρυθμό όμως. Έπειτα ακολουθεί μια περίοδος ανοδικής πορείας, δυο περίοδοι πτωτικής πορείας, άλλες δυο περίοδοι ανοδικής πορείας με αργό ρυθμό που σταδιακά οδηγεί σε μηδενική αντίδραση. Στη μεταβλητή AVW, λόγω της μεταβολής στη μεταβλητή INF, παρατηρούμε μια ανοδική πορεία μέχρι την τρίτη περίοδο και έπειτα μια εναλλαγή από πτωτική και ανοδική πορεία με πάρα πολύ αργό ρυθμό που οδηγεί σε μηδενική αντίδραση από την όγδοη περίοδο και μετά. Επίσης στη μεταβλητή LTU, λόγω της μεταβολής στη μεταβλητή INF, αρχικά παρατηρείται μια πτωτική πορεία μέχρι τη δεύτερη περίοδο, έπειτα μια ανοδική πορεία μέχρι την τέταρτη περίοδο και τέλος, μια πτωτική πορεία με αργό ρυθμό που οδηγεί σε μηδενική αντίδραση.

Τέλος, μια μεταβολή στη μεταβλητή LTU, θα έχει αρχικά στην ίδια την μεταβλητή, έντονη αρνητική αντίδραση μέχρι την πέμπτη περίοδο, που θα συνεχιστεί με μια ανοδική πορεία με φθίνον ρυθμό όμως, μέχρι το τέλος. Στη μεταβλητή AVW, λόγω της μεταβολής στη μεταβλητή LTU, παρατηρούμε μια πτωτική πορεία μέχρι τη δεύτερη περίοδο και έπειτα μια ανοδική πορεία μέχρι το τέλος με φθίνον ρυθμό. Στη μεταβλητή INF, παρατηρούμε έντονη πτωτική πορεία μέχρι τη δεύτερη περίοδο, έντονη ανοδική πορεία μέχρι την πέμπτη περίοδο και έπειτα μια ανοδική πορεία μέχρι το τέλος, με φθίνον ρυθμό.

Στη συνέχεια παρατίθεται ο πίνακας που δείχνει τις αιφνίδιες αντιδράσεις ποσοτικά.

Πίνακας 6.15: Ποσοτικά αποτελέσματα αιφνίδιων αντιδράσεων

Response of AVW:			
Period	AVW	INF	LTU
1	551.6222	0.000000	0.000000
2	370.5038	67.53093	-23.51762
3	385.5442	32.33352	58.22247
4	318.8433	-77.69022	78.81127
5	286.0244	-111.1298	97.10821
6	236.8001	-85.28429	89.88103
7	205.4784	-66.93344	70.33659
8	182.4676	-53.87770	53.41089
9	162.2382	-39.07862	44.14364
10	143.4524	-31.66133	38.24087

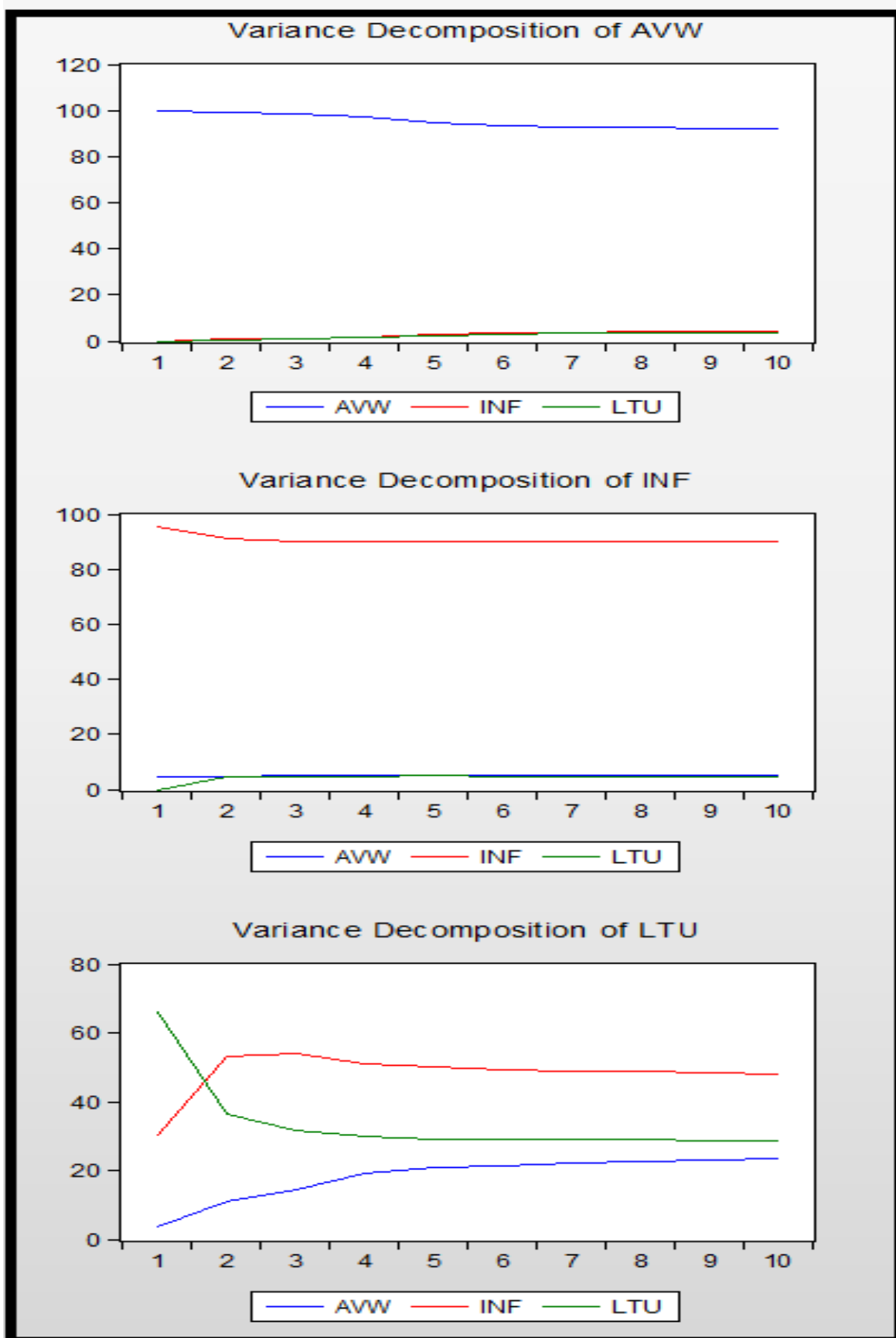
Response of INF:			
Period	AVW	INF	LTU
1	-0.228432	1.058615	0.000000
2	-0.051926	-0.000297	-0.234419
3	0.099864	-0.195851	-0.070432
4	-0.023111	0.132223	0.055966
5	-0.045945	0.027220	0.016517
6	-0.006911	-0.092493	-0.005567
7	-0.012922	-0.008165	0.008804
8	-0.024771	0.031672	0.000119
9	-0.013971	0.001033	-0.011165
10	-0.007577	-0.001018	-0.006913

Response of LTU:			
Period	AVW	INF	LTU
1	-0.478743	-1.421411	2.094556
2	-1.252996	-2.597621	1.265843
3	-1.030692	-1.370777	0.530189
4	-1.067882	0.298917	-0.108410
5	-0.802282	0.634355	-0.475095
6	-0.545467	0.448299	-0.467890
7	-0.440351	0.348817	-0.275511
8	-0.410060	0.193838	-0.140503
9	-0.370586	0.039639	-0.079981
10	-0.339293	0.015926	-0.056414

Cholesky Ordering: AVW INF LTU

Παρακάτω θα παρουσιάσουμε τους πίνακες με την ανάλυση της διακύμανσης τόσο διαγραμματικά όσο και ποσοτικά.

Πίνακας 6.16: Αποτέλεσμα ανάλυσης της διακύμανσης



Πίνακας 6.17: Αποτέλεσμα ποσοτικής ανάλυσης της διακύμανσης

Variance Decomposition of AVW:				
Period	S.E.	AVW	INF	LTU
1	551.6222	100.0000	0.000000	0.000000
2	668.3365	98.85520	1.020975	0.123822
3	774.4374	98.40788	0.934698	0.657426
4	844.7848	96.94592	1.631257	1.422825
5	904.0195	94.66802	2.935631	2.396345
6	942.6969	93.36906	3.518137	3.112800
7	969.7042	92.73072	3.801338	3.467945
8	989.6344	92.43289	3.946163	3.620949
9	1004.576	92.31190	3.980974	3.707131
10	1015.981	92.24474	3.989217	3.766045

Variance Decomposition of INF:				
Period	S.E.	AVW	INF	LTU
1	1.082980	4.449116	95.55088	0.000000
2	1.109277	4.459800	91.07432	4.465875
3	1.133043	5.051499	90.28160	4.666901
4	1.142338	5.010562	90.15815	4.831292
5	1.143705	5.159972	89.99942	4.840607
6	1.147473	5.129765	90.05901	4.811221
7	1.147608	5.141231	90.04280	4.815969
8	1.148313	5.181460	90.00847	4.810066
9	1.148452	5.194999	89.98665	4.818346
10	1.148499	5.198933	89.97949	4.821581

Variance Decomposition of LTU:				
Period	S.E.	AVW	INF	LTU
1	2.576193	3.453416	30.44266	66.10393
2	4.069000	10.86682	52.95749	36.17569
3	4.447383	14.46731	53.82961	31.70308
4	4.584833	19.03787	51.07551	29.88662
5	4.721491	20.83909	49.96679	29.19411
6	4.796864	21.48242	49.28229	29.23529
7	4.837498	21.95166	48.97777	29.07057
8	4.860746	22.45387	48.66942	28.87671
9	4.875670	22.89433	48.37855	28.72712
10	4.887813	23.26258	48.13954	28.59788

Από τους πίνακες 6.16 και 6.17 βλέπουμε ότι σε κάθε μεταβλητή, το μεγαλύτερο ποσοστό της μεταβλητότητας εξηγείται από τη διαταραχή της ίδιας της μεταβλητής, διαταραχή η οποία δεν φαίνεται να επηρεάζει ιδιαίτερα τις υπόλοιπες μεταβλητές.

Πίνακας 6.18: Αποτελέσματα ελέγχου αιτιότητας κατά Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests				
Date: 05/28/18 Time: 07:44				
Sample: 1990 2016				
Included observations: 25				
Dependent variable: AVW				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
INF	0.146818	2	0.9292	
LTU	1.556145	2	0.4593	
All	1.778060	4	0.7765	
Dependent variable: INF				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
AVW	1.615165	2	0.4459	
LTU	1.400010	2	0.4966	
All	1.979143	4	0.7396	
Dependent variable: LTU				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
AVW	9.609944	2	0.0082	
INF	7.852668	2	0.0197	
All	15.21840	4	0.0043	

Από τον παραπάνω πίνακα 6.18 παρατηρούμε ότι υπάρχει ισχυρή μονόδρομη αιτιακή σχέση μεταξύ των μεταβλητών LTU και AVW με κατεύθυνση από την AVW προς την LTU. Επίσης υπάρχει και μονόδρομη αιτιακή σχέση μεταξύ των μεταβλητών LTU και INF με κατεύθυνση από την INF προς την LTU.

Διάγραμμα 6.1: Αιτιότητα μεταξύ μισθών και μακροχρόνιας ανεργίας



Διάγραμμα 6.2: Αιτιότητα μεταξύ πληθωρισμού και μακροχρόνιας ανεργίας



7. Συμπεράσματα

Ο σκοπός της παρούσας εργασίας είναι να εξετάσει την σχέση μεταξύ των μεταβλητών της μακροχρόνιας ανεργίας (LTU), του πληθωρισμού (INF) και του μέσου μισθού (AVW) για τη χώρα του Βελγίου για την περίοδο από το 1990 έως το 2016. Τα αποτελέσματα των ελέγχων συνολοκλήρωσης, έδειξαν ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ανάμεσα στις μεταβλητές μας, ενώ μέσω του υποδείγματος διόρθωσης λαθών αποδείξαμε ότι υπάρχει και βραχυχρόνια σχέση ισορροπίας. Ο έλεγχος της αιτιότητας μας έδειξε ότι υπάρχουν δύο μονόδρομες αιτιακές σχέσεις ανάμεσα στις μεταβλητές μας με κατεύθυνση από τον πληθωρισμό προς την μακροχρόνια ανεργία και από τον μέσο μισθό προς την μακροχρόνια ανεργία. Τα αποτελέσματα της εργασίας μας, βρίσκονται πολύ κοντά στη πραγματικότητα. Συμφωνούν με αρκετούς ερευνητές που αναφέρουν ότι τα οικονομικά μεγέθη του πληθωρισμού, των μισθών και της μακροχρόνιας ανεργίας συνδέονται μεταξύ τους και αλληλοεπιδρούν.

Βιβλιογραφία

Αρθρογραφία

Acemoglu, Daron. (1995). "Public Policy in a Model of Long-Term Unemployment," *Economica*.

Akerlof, George, and Janet L. Yellen. (1986). *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, Cambridge University Press.

Aminu, U. & A.Z. Anono.(2012). "An empirical Analysis of The Relationship between Unemployment and Inflation in Nigeria from 1977-2009." *Business Journal, Economics and Review*.

Blackaby, David H., and Lester C. Hunt. (1992). "The "Wage Curve" and Long-Term Unemployment: A Cautionary Note," *Manchester School of Economics and Social Studies*.

Blanchard, Olivier, and Peter A. Diamond. (1994). "Ranking, Unemployment Duration, and Wages," *Review of Economic Studies*.

Boone, Laurence, Michel Juillard, Doug Laxton, and Papa N'Diaye. (2002). "How Well Do Alternative Time-Varying Models of the NAIRU Help Forecast Unemployment and Inflation in OECD Countries?" *Computing in Economics and Finance*.

Dickey, D. A., and W. A. Fuller. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical*.

Dickey, David & A Fuller, Wayne. (1981). *The Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With a Unit Root*. *Econometrica*.

Engle R.F., Granger C.W.J. (1987). Cointegration and error correction mechanism: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*.

Eriksson, Stefan, and Dan-Olof Rooth. (2014). "Do Employers Use Unemployment as a Sorting Criterion When Hiring? Evidence from a Field Experiment." *American Economic Review*.

Fitzgerald, T., Nicolini, J.P. (2013). "Is There a Stable Relationship Between Unemployment and Future Inflation?" Evidence from US Cities. Working Paper. Federal Reserve Bank of Minneapolis. Forthcoming.

Gordon, Robert J. (1997). "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy," *Journal of Economic Perspectives*.

Granger, C.W.J. (1969). "Investigating relations by Econometric Methods and Cross- spectral methods", *Econometrica*.

Gregg, P., Fernandez Salgado, M. and Machin, S. (2014). "Real Wages and Unemployment in the Big Squeeze." *The Economic journal*.

Johansen, Soren. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier.

Jonckheere, J. and Zimmer, H. (2017). Services inflation: The Belgian exception, *Economic Review*.

Jordi, Gali. (2011). "The Return Of The Wage Phillips Curve," *Journal of the European Economic Association*, European Economic Association.

Karanassou, M. & Sala, H. (2009). "The US Inflation-Unemployment Tradeoff." Department of Economics, Queen Mary, University of London.

Kumar, Anil and Pia Orrenius. (2015). A Closer Look at the Phillips Curve Using State Level Data, Dallas Fed, Working Paper No. 1409.

Llaudes, R. (2005). "The Phillips Curve and Long-Term Unemployment", European Central Bank Working Paper Series, No. 441.

Lockwood, Ben. (1991). "Information Externalities in the Labor Market and the Duration of Unemployment," *Review of Economic Studies*.

MacKinnon, J. G., Haug, A. A. and Michelis, L. (1999), Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *J. Appl. Econ.*, 14: 563-577.

Manning, Neil. (1994). "Are Higher Long-Term Unemployment Rates Associated with Lower Earnings?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.

Newey, W. & West, K.(1994). "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation." *Review of Economic Studies*.

Nichols, Austin, Josh Mitchell, and Stephan Lindner. (2013). "Consequences of Long Term Unemployment." Urban Institute, Washington, DC.

Nickell, Stephen J. (1987). "Why is Wage Inflation in Britain so High?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.

Nub, P.(2013). "An empirical analysis of the Phillips Curve - A time series exploration of Germany", workpaper, Linnaeus University.

OECD. (2002). "The Ins and Outs of Long-Term Unemployment," *OECD Employment Outlook*.

Pekkarinen, Tuomas. (2001). "Wage Curve: Evidence from the Finnish Metal Industry Panel Data," *Finnish Economic Papers*.

Phillips A. W. (1958). "The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957," *Economica*.

Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris. (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica*.

Phillips, P.C.B. and P. Perron. (1988). "Testing for Unit Roots in Time Series Regression," *Biometrika*.

Schmieder, Johannes F. & Wachter, Till von & Bender, Stefan. (2014). "The Causal Effect of Unemployment Duration on Wages: Evidence from Unemployment Insurance Extensions," IZA Discussion Papers 8700, Institute for the Study of Labor (IZA).

Winter-Ebmer, Rudolf. (1996). "Wage Curve, Unemployment Duration and Compensation Differentials," *Labour Economics*.

Yellen, Janet. (1996). "Meeting of the Federal Open Market Committee." Board of Governors of the Federal Reserve System.

Ελληνικά βιβλία

Δημέλη, Σ. (2013). Σύγχρονες μέθοδοι ανάλυσης χρονολογικών σειρών. εκδόσεις ΟΠΑ.

Ηλεκτρονικές πηγές

Wikipedia.(2018)

Διαθέσιμο : https://en.wikipedia.org/wiki/Economy_of_Belgium

[accessed 16/05/2018]

Europa.eu(2018)

Διαθέσιμο : https://europa.eu/european-union/about-eu/eu-in-brief_el

[accessed 16/05/2018]

Άλλες πηγές

Δριτσάκης(2017), Υπολογιστικές Τεχνικές Εκτιμητικής, Πανεπιστημιακές Παραδόσεις,
Πανεπιστήμιο Μακεδονίας, Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής

Παράρτημα Α

Πίνακας Α.1 Μέσος μισθός, Πληθωρισμός, Μακροχρόνια Ανεργία 1990 - 2016

	AVW	INF	LTU
1990	40901	3.4	68.53
1991	42501	3.2	62.9
1992	43722	2.4	59.05
1993	44251	2.8	52.96
1994	44860	2.4	58.27
1995	44521	1.5	62.37
1996	45033	2.1	61.25
1997	45580	1.6	60.53
1998	45613	0.9	61.66
1999	47917	1.1	60.5
2000	47763	2.5	54.22
2001	47979	2.5	48.43
2002	48734	1.6	48.77
2003	48955	1.6	45.35
2004	48682	2.1	49.03
2005	48431	2.8	51.71
2006	48499	1.8	51.21
2007	48414	1.8	50.36
2008	48562	4.5	47.55
2009	48974	-0.1	44.19
2010	48699	2.2	48.77
2011	49104	3.5	48.31
2012	49395	2.8	44.69
2013	50014	1.1	46.05
2014	50020	0.3	49.94
2015	50098	0.6	51.73
2016	49587	2	52.04

Παράρτημα Β

Παράρτημα Β1

ΕΛΕΓΧΟΙ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ DICKEY-FULLER ΣΤΑ ΕΠΙΠΕΔΑ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ ΚΑΙ ΣΤΙΣ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

ΕΠΙΠΕΔΑ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Πίνακας Β1.1 Επασυζημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW χωρίς σταθερά και τάση

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on AVW				
Null Hypothesis: AVW has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			2.521673	0.9959
Test critical values:			1% level	-2.656915
			5% level	-1.954414
			10% level	-1.609329
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:49				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AVW(-1)	0.006657	0.002640	2.521673	0.0184
R-squared	-0.033510	Mean dependent var		334.0769
Adjusted R-squared	-0.033510	S.D. dependent var		625.7970
S.E. of regression	636.1959	Akaike info criterion		15.78659
Sum squared resid	10118632	Schwarz criterion		15.83498
Log likelihood	-204.2257	Hannan-Quinn criter.		15.80053
Durbin-Watson stat	1.663522			

Πίνακας Β1.2 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW με σταθερά και χωρίς τάση

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on AVW				
Null Hypothesis: AVW has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.599596	0.0129
Test critical values:				
	1% level		-3.711457	
	5% level		-2.981038	
	10% level		-2.629906	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:55				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AVW(-1)	-0.147046	0.040851	-3.599596	0.0014
C	7274.783	1930.830	3.767696	0.0009
R-squared	0.350598	Mean dependent var		334.0769
Adjusted R-squared	0.323540	S.D. dependent var		625.7970
S.E. of regression	514.7005	Akaike info criterion		15.39885
Sum squared resid	6357999.	Schwarz criterion		15.49563
Log likelihood	-198.1851	Hannan-Quinn criter.		15.42672
F-statistic	12.95709	Durbin-Watson stat		2.230227
Prob(F-statistic)	0.001439			

Πίνακας Β1.3 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW με σταθερά και με τάση

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on AVW				
Null Hypothesis: AVW has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.637006	0.2684
Test critical values:				
	1% level		-4.356068	
	5% level		-3.595026	
	10% level		-3.233456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:56				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AVW(-1)	-0.270772	0.102682	-2.637006	0.0147
C	12516.57	4431.256	2.824609	0.0096
@TREND("1990")	44.31020	33.82982	1.309797	0.2032
R-squared	0.395675	Mean dependent var		334.0769
Adjusted R-squared	0.343125	S.D. dependent var		625.7970
S.E. of regression	507.1949	Akaike info criterion		15.40383
Sum squared resid	5916674.	Schwarz criterion		15.54900
Log likelihood	-197.2499	Hannan-Quinn criter.		15.44564
F-statistic	7.529491	Durbin-Watson stat		2.110400
Prob(F-statistic)	0.003052			

Πίνακας Β1.4 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF χωρίς σταθερά και τάση

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INF				
Null Hypothesis: INF has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.198437	0.2045
Test critical values:				
	1% level		-2.664853	
	5% level		-1.955681	
	10% level		-1.608793	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INF)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:37				
Sample (adjusted): 1993 2016				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.138316	0.115413	-1.198437	0.2441
D(INF(-1))	-0.538983	0.196993	-2.736048	0.0124
D(INF(-2))	-0.460043	0.190697	-2.412426	0.0251
R-squared	0.388441	Mean dependent var		-0.016667
Adjusted R-squared	0.330197	S.D. dependent var		1.448738
S.E. of regression	1.185669	Akaike info criterion		3.294959
Sum squared resid	29.52201	Schwarz criterion		3.442216
Log likelihood	-36.53951	Hannan-Quinn criter.		3.334026
Durbin-Watson stat	2.230346			

Πίνακας Β1.5 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF με σταθερά και χωρίς τάση

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INF				
Null Hypothesis: INF has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.698059	0.0009
Test critical values:	1% level		-3.711457	
	5% level		-2.981038	
	10% level		-2.629906	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INF)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:40				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.921797	0.196208	-4.698059	0.0001
C	1.825202	0.448085	4.073342	0.0004
R-squared	0.479074	Mean dependent var		-0.053846
Adjusted R-squared	0.457368	S.D. dependent var		1.398351
S.E. of regression	1.030075	Akaike info criterion		2.970943
Sum squared resid	25.46529	Schwarz criterion		3.067720
Log likelihood	-36.62226	Hannan-Quinn criter.		2.998811
F-statistic	22.07176	Durbin-Watson stat		2.048108
Prob(F-statistic)	0.000089			

Πίνακας Β1.6 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF με σταθερά και με τάση

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INF				
Null Hypothesis: INF has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.770105	0.0039
Test critical values:			1% level	-4.356068
			5% level	-3.595026
			10% level	-3.233456
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INF)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:42				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.980516	0.205554	-4.770105	0.0001
C	2.314576	0.674965	3.429180	0.0023
@TREND("1990")	-0.027384	0.028218	-0.970420	0.3419
R-squared	0.499563	Mean dependent var		-0.053846
Adjusted R-squared	0.456047	S.D. dependent var		1.398351
S.E. of regression	1.031328	Akaike info criterion		3.007738
Sum squared resid	24.46365	Schwarz criterion		3.152903
Log likelihood	-36.10059	Hannan-Quinn criter.		3.049540
F-statistic	11.47994	Durbin-Watson stat		2.028660
Prob(F-statistic)	0.000349			

Πίνακας Β1.7 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU χωρίς σταθερά και χωρίς τάση

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LTU				
Null Hypothesis: LTU has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.219595	0.1982
Test critical values:	1% level		-2.656915	
	5% level		-1.954414	
	10% level		-1.609329	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:16				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTU(-1)	-0.015286	0.012534	-1.219595	0.2340
R-squared	0.023554	Mean dependent var		-0.634231
Adjusted R-squared	0.023554	S.D. dependent var		3.480128
S.E. of regression	3.438898	Akaike info criterion		5.345882
Sum squared resid	295.6505	Schwarz criterion		5.394270
Log likelihood	-68.49646	Hannan-Quinn criter.		5.359816
Durbin-Watson stat	1.516984			

Πίνακας Β1.8 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU με σταθερά και χωρίς τάση

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LTU				
Null Hypothesis: LTU has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.529997	0.1203
Test critical values:	1% level		-3.711457	
	5% level		-2.981038	
	10% level		-2.629906	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:21				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTU(-1)	-0.235940	0.093257	-2.529997	0.0184
C	11.96433	5.017988	2.384288	0.0254
R-squared	0.210549	Mean dependent var		-0.634231
Adjusted R-squared	0.177656	S.D. dependent var		3.480128
S.E. of regression	3.155892	Akaike info criterion		5.210223
Sum squared resid	239.0316	Schwarz criterion		5.306999
Log likelihood	-65.73289	Hannan-Quinn criter.		5.238091
F-statistic	6.400887	Durbin-Watson stat		1.498933
Prob(F-statistic)	0.018382			

Πίνακας Β1.9 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU με σταθερά και με τάση

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LTU				
Null Hypothesis: LTU has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.125935	0.5083
Test critical values:				
	1% level		-4.356068	
	5% level		-3.595026	
	10% level		-3.233456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:24				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTU(-1)	-0.332210	0.156265	-2.125935	0.0445
C	18.54497	9.918535	1.869729	0.0743
@TREND("1990")	-0.106675	0.138279	-0.771449	0.4483
R-squared	0.230461	Mean dependent var		-0.634231
Adjusted R-squared	0.163545	S.D. dependent var		3.480128
S.E. of regression	3.182852	Akaike info criterion		5.261599
Sum squared resid	233.0026	Schwarz criterion		5.406764
Log likelihood	-65.40079	Hannan-Quinn criter.		5.303402
F-statistic	3.444020	Durbin-Watson stat		1.411366
Prob(F-statistic)	0.049164			

ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

Πίνακας Β1.10 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(AVW)				
Null Hypothesis: D(AVW) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.296709	0.0001
Test critical values:				
	1% level		-2.660720	
	5% level		-1.955020	
	10% level		-1.609070	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 08:00				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AVW(-1))	-0.764382	0.177899	-4.296709	0.0002
R-squared	0.428689	Mean dependent var		-84.44000
Adjusted R-squared	0.428689	S.D. dependent var		829.8408
S.E. of regression	627.2363	Akaike info criterion		15.75970
Sum squared resid	9442208.	Schwarz criterion		15.80846
Log likelihood	-195.9963	Hannan-Quinn criter.		15.77322
Durbin-Watson stat	2.310613			

Πίνακας Β1.11 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(AVW)				
Null Hypothesis: D(AVW) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.884411	0.0006
Test critical values: 1% level			-3.724070	
5% level			-2.986225	
10% level			-2.632604	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:59				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AVW(-1))	-0.964386	0.197442	-4.884411	0.0001
C	270.3384	139.2277	1.941700	0.0645
R-squared	0.509150	Mean dependent var		-84.44000
Adjusted R-squared	0.487808	S.D. dependent var		829.8408
S.E. of regression	593.8968	Akaike info criterion		15.68791
Sum squared resid	8112408.	Schwarz criterion		15.78542
Log likelihood	-194.0988	Hannan-Quinn criter.		15.71495
F-statistic	23.85747	Durbin-Watson stat		2.125103
Prob(F-statistic)	0.000062			

Πίνακας Β1.12 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή AVW με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(AVW)				
Null Hypothesis: D(AVW) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.577880	0.0007
Test critical values:				
	1% level		-4.374307	
	5% level		-3.603202	
	10% level		-3.238054	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:58				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AVW(-1))	-1.132154	0.202972	-5.577880	0.0000
C	812.4707	297.7315	2.728871	0.0123
@TREND("1990")	-34.31527	16.93312	-2.026518	0.0550
R-squared	0.586364	Mean dependent var		-84.44000
Adjusted R-squared	0.548761	S.D. dependent var		829.8408
S.E. of regression	557.4402	Akaike info criterion		15.59675
Sum squared resid	6836271.	Schwarz criterion		15.74302
Log likelihood	-191.9594	Hannan-Quinn criter.		15.63732
F-statistic	15.59342	Durbin-Watson stat		2.092494
Prob(F-statistic)	0.000061			

Πίνακας Β1.13 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(INF)				
Null Hypothesis: D(INF) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.473016	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-2.664853	
	5% level		-1.955681	
	10% level		-1.608793	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INF,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:43				
Sample (adjusted): 1993 2016				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INF(-1))	-2.083932	0.321941	-6.473016	0.0000
D(INF(-1),2)	0.481526	0.191726	2.511533	0.0199
R-squared	0.762953	Mean dependent var		0.091667
Adjusted R-squared	0.752178	S.D. dependent var		2.405233
S.E. of regression	1.197367	Akaike info criterion		3.277781
Sum squared resid	31.54110	Schwarz criterion		3.375953
Log likelihood	-37.33338	Hannan-Quinn criter.		3.303826
Durbin-Watson stat	2.237146			

Πίνακας Β1.14 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(INF)				
Null Hypothesis: D(INF) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.389562	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-3.737853	
	5% level		-2.991878	
	10% level		-2.635542	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INF,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:45				
Sample (adjusted): 1993 2016				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INF(-1))	-2.114375	0.330911	-6.389562	0.0000
D(INF(-1),2)	0.497311	0.196483	2.531061	0.0194
C	-0.147751	0.251231	-0.588110	0.5627
R-squared	0.766794	Mean dependent var		0.091667
Adjusted R-squared	0.744584	S.D. dependent var		2.405233
S.E. of regression	1.215574	Akaike info criterion		3.344779
Sum squared resid	31.03003	Schwarz criterion		3.492036
Log likelihood	-37.13735	Hannan-Quinn criter.		3.383846
F-statistic	34.52452	Durbin-Watson stat		2.256578
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας Β1.15 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή INF με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(INF)				
Null Hypothesis: D(INF) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.756748	0.0049
Test critical values: 1% level			-4.416345	
5% level			-3.622033	
10% level			-3.248592	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(INF,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:47				
Sample (adjusted): 1994 2016				
Included observations: 23 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INF(-1))	-2.815571	0.591911	-4.756748	0.0002
D(INF(-1),2)	1.037186	0.423632	2.448317	0.0248
D(INF(-2),2)	0.333108	0.229894	1.448961	0.1645
C	-0.206063	0.641156	-0.321394	0.7516
@TREND("1990")	-0.000781	0.039203	-0.019934	0.9843
R-squared	0.789156	Mean dependent var		0.043478
Adjusted R-squared	0.742302	S.D. dependent var		2.447415
S.E. of regression	1.242406	Akaike info criterion		3.461637
Sum squared resid	27.78431	Schwarz criterion		3.708484
Log likelihood	-34.80883	Hannan-Quinn criter.		3.523718
F-statistic	16.84278	Durbin-Watson stat		2.093273
Prob(F-statistic)	0.000007			

Πίνακας Β1.16 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LTU)				
Null Hypothesis: D(LTU) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.072644	0.0044
Test critical values:			1% level	-3.724070
			5% level	-2.986225
			10% level	-2.632604
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:32				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTU(-1))	-0.794244	0.195019	-4.072644	0.0005
C	-0.296132	0.690208	-0.429047	0.6719
R-squared	0.418993	Mean dependent var		0.237600
Adjusted R-squared	0.393732	S.D. dependent var		4.351553
S.E. of regression	3.388260	Akaike info criterion		5.355128
Sum squared resid	264.0470	Schwarz criterion		5.452639
Log likelihood	-64.93911	Hannan-Quinn criter.		5.382174
F-statistic	16.58643	Durbin-Watson stat		1.966389
Prob(F-statistic)	0.000470			

Πίνακας Β1.17 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LTU)				
Null Hypothesis: D(LTU) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.136043	0.0002
Test critical values:			1% level	-2.660720
			5% level	-1.955020
			10% level	-1.609070
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:31				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTU(-1))	-0.778357	0.188189	-4.136043	0.0004
R-squared	0.414343	Mean dependent var		0.237600
Adjusted R-squared	0.414343	S.D. dependent var		4.351553
S.E. of regression	3.330167	Akaike info criterion		5.283100
Sum squared resid	266.1603	Schwarz criterion		5.331855
Log likelihood	-65.03875	Hannan-Quinn criter.		5.296623
Durbin-Watson stat	1.976074			

Πίνακας Β1.18 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller στη μεταβλητή LTU με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LTU)				
Null Hypothesis: D(LTU) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.073962	0.0191
Test critical values:	1% level		-4.374307	
	5% level		-3.603202	
	10% level		-3.238054	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 07:34				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTU(-1))	-0.836032	0.205214	-4.073962	0.0005
C	-1.333048	1.584630	-0.841236	0.4093
@TREND("1990")	0.072060	0.098886	0.728716	0.4739
R-squared	0.432686	Mean dependent var		0.237600
Adjusted R-squared	0.381112	S.D. dependent var		4.351553
S.E. of regression	3.423341	Akaike info criterion		5.411278
Sum squared resid	257.8238	Schwarz criterion		5.557543
Log likelihood	-64.64097	Hannan-Quinn criter.		5.451845
F-statistic	8.389626	Durbin-Watson stat		1.948240
Prob(F-statistic)	0.001959			

Παράρτημα Β2

Πίνακας Β2.1 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU χωρίς σταθερά και χωρίς τάση

Phillips-Perron Unit Root Test on LTU				
Null Hypothesis: LTU has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-1.141204	0.2242
Test critical values:	1% level		-2.656915	
	5% level		-1.954414	
	10% level		-1.609329	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				11.37117
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				13.69028
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 10:59				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTU(-1)	-0.015286	0.012534	-1.219595	0.2340
R-squared	0.023554	Mean dependent var		-0.634231
Adjusted R-squared	0.023554	S.D. dependent var		3.480128
S.E. of regression	3.438898	Akaike info criterion		5.345882
Sum squared resid	295.6505	Schwarz criterion		5.394270
Log likelihood	-68.49646	Hannan-Quinn criter.		5.359816
Durbin-Watson stat	1.516984			

Πίνακας Β2.2 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU με σταθερά και χωρίς τάση

Phillips-Perron Unit Root Test on LTU				
Null Hypothesis: LTU has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.529997	0.1203
Test critical values:	1% level		-3.711457	
	5% level		-2.981038	
	10% level		-2.629906	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				9.193524
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				9.193524
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:01				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTU(-1)	-0.235940	0.093257	-2.529997	0.0184
C	11.96433	5.017988	2.384288	0.0254
R-squared	0.210549	Mean dependent var		-0.634231
Adjusted R-squared	0.177656	S.D. dependent var		3.480128
S.E. of regression	3.155892	Akaike info criterion		5.210223
Sum squared resid	239.0316	Schwarz criterion		5.306999
Log likelihood	-65.73289	Hannan-Quinn criter.		5.238091
F-statistic	6.400887	Durbin-Watson stat		1.498933
Prob(F-statistic)	0.018382			

Πίνακας Β2.3 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU με σταθερά και με τάση

Phillips-Perron Unit Root Test on LTU				
Null Hypothesis: LTU has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.125935	0.5083
Test critical values:	1% level		-4.356068	
	5% level		-3.595026	
	10% level		-3.233456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				8.961639
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				8.961639
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:03				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTU(-1)	-0.332210	0.156265	-2.125935	0.0445
C	18.54497	9.918535	1.869729	0.0743
@TREND("1990")	-0.106675	0.138279	-0.771449	0.4483
R-squared	0.230461	Mean dependent var		-0.634231
Adjusted R-squared	0.163545	S.D. dependent var		3.480128
S.E. of regression	3.182852	Akaike info criterion		5.261599
Sum squared resid	233.0026	Schwarz criterion		5.406764
Log likelihood	-65.40079	Hannan-Quinn criter.		5.303402
F-statistic	3.444020	Durbin-Watson stat		1.411366
Prob(F-statistic)	0.049164			

Πίνακας Β2.4 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF χωρίς σταθερά και χωρίς τάση

Phillips-Perron Unit Root Test on INF				
Null Hypothesis: INF has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-1.885828	0.0577
Test critical values:	1% level		-2.656915	
	5% level		-1.954414	
	10% level		-1.609329	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				1.656554
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				1.776279
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(INF)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:12				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.208407	0.112717	-1.848940	0.0763
R-squared	0.118937	Mean dependent var		-0.053846
Adjusted R-squared	0.118937	S.D. dependent var		1.398351
S.E. of regression	1.312561	Akaike info criterion		3.419540
Sum squared resid	43.07042	Schwarz criterion		3.467928
Log likelihood	-43.45402	Hannan-Quinn criter.		3.433474
Durbin-Watson stat	2.512494			

Πίνακας Β2.5 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF με σταθερά και χωρίς τάση

Phillips-Perron Unit Root Test on INF				
Null Hypothesis: INF has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-4.729229	0.0009
Test critical values:	1% level		-3.711457	
	5% level		-2.981038	
	10% level		-2.629906	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.979434
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.702295
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(INF)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:29				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.921797	0.196208	-4.698059	0.0001
C	1.825202	0.448085	4.073342	0.0004
R-squared	0.479074	Mean dependent var		-0.053846
Adjusted R-squared	0.457368	S.D. dependent var		1.398351
S.E. of regression	1.030075	Akaike info criterion		2.970943
Sum squared resid	25.46529	Schwarz criterion		3.067720
Log likelihood	-36.62226	Hannan-Quinn criter.		2.998811
F-statistic	22.07176	Durbin-Watson stat		2.048108
Prob(F-statistic)	0.000089			

Πίνακας Β2.6 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF με σταθερά και με τάση

Phillips-Perron Unit Root Test on INF				
Null Hypothesis: INF has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-4.779981	0.0039
Test critical values:	1% level		-4.356068	
	5% level		-3.595026	
	10% level		-3.233456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.940909
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.714344
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(INF)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:30				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.980516	0.205554	-4.770105	0.0001
C	2.314576	0.674965	3.429180	0.0023
@TREND("1990")	-0.027384	0.028218	-0.970420	0.3419
R-squared	0.499563	Mean dependent var		-0.053846
Adjusted R-squared	0.456047	S.D. dependent var		1.398351
S.E. of regression	1.031328	Akaike info criterion		3.007738
Sum squared resid	24.46365	Schwarz criterion		3.152903
Log likelihood	-36.10059	Hannan-Quinn criter.		3.049540
F-statistic	11.47994	Durbin-Watson stat		2.028660
Prob(F-statistic)	0.000349			

Πίνακας Β2.7 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW χωρίς σταθερά και χωρίς τάση

Phillips-Perron Unit Root Test on AVW				
Null Hypothesis: AVW has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			2.464223	0.9953
Test critical values:	1% level		-2.656915	
	5% level		-1.954414	
	10% level		-1.609329	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				389178.1
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				407036.9
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:38				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AVW(-1)	0.006657	0.002640	2.521673	0.0184
R-squared	-0.033510	Mean dependent var		334.0769
Adjusted R-squared	-0.033510	S.D. dependent var		625.7970
S.E. of regression	636.1959	Akaike info criterion		15.78659
Sum squared resid	10118632	Schwarz criterion		15.83498
Log likelihood	-204.2257	Hannan-Quinn criter.		15.80053
Durbin-Watson stat	1.663522			

Πίνακας Β2.8 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW με σταθερά και χωρίς τάση

Phillips-Perron Unit Root Test on AVW				
Null Hypothesis: AVW has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-3.599596	0.0129
Test critical values:	1% level		-3.711457	
	5% level		-2.981038	
	10% level		-2.629906	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				244538.4
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				244538.4
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:41				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AVW(-1)	-0.147046	0.040851	-3.599596	0.0014
C	7274.783	1930.830	3.767696	0.0009
R-squared	0.350598	Mean dependent var		334.0769
Adjusted R-squared	0.323540	S.D. dependent var		625.7970
S.E. of regression	514.7005	Akaike info criterion		15.39885
Sum squared resid	6357999.	Schwarz criterion		15.49563
Log likelihood	-198.1851	Hannan-Quinn criter.		15.42672
F-statistic	12.95709	Durbin-Watson stat		2.230227
Prob(F-statistic)	0.001439			

Πίνακας Β2.9 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW με σταθερά και με τάση

Phillips-Perron Unit Root Test on AVW				
Null Hypothesis: AVW has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-2.637006	0.2684
Test critical values:	1% level		-4.356068	
	5% level		-3.595026	
	10% level		-3.233456	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				227564.4
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				227564.4
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:43				
Sample (adjusted): 1991 2016				
Included observations: 26 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AVW(-1)	-0.270772	0.102682	-2.637006	0.0147
C	12516.57	4431.256	2.824609	0.0096
@TREND("1990")	44.31020	33.82982	1.309797	0.2032
R-squared	0.395675	Mean dependent var		334.0769
Adjusted R-squared	0.343125	S.D. dependent var		625.7970
S.E. of regression	507.1949	Akaike info criterion		15.40383
Sum squared resid	5916674.	Schwarz criterion		15.54900
Log likelihood	-197.2499	Hannan-Quinn criter.		15.44564
F-statistic	7.529491	Durbin-Watson stat		2.110400
Prob(F-statistic)	0.003052			

ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

Πίνακας Β2.10 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Phillips-Perron Unit Root Test on D(AVW)				
Null Hypothesis: D(AVW) has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-4.318793	0.0001
Test critical values:	1% level		-2.660720	
	5% level		-1.955020	
	10% level		-1.609070	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				377688.3
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				299179.0
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:44				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AVW(-1))	-0.764382	0.177899	-4.296709	0.0002
R-squared	0.428689	Mean dependent var	-84.44000	
Adjusted R-squared	0.428689	S.D. dependent var	829.8408	
S.E. of regression	627.2363	Akaike info criterion	15.75970	
Sum squared resid	9442208.	Schwarz criterion	15.80846	
Log likelihood	-195.9963	Hannan-Quinn criter.	15.77322	
Durbin-Watson stat	2.310613			

Πίνακας Β2.11 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Phillips-Perron Unit Root Test on D(AVW)				
Null Hypothesis: D(AVW) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-4.884411	0.0006
Test critical values:				
	1% level		-3.724070	
	5% level		-2.986225	
	10% level		-2.632604	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				324496.3
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				324496.3
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:45				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AVW(-1))	-0.964386	0.197442	-4.884411	0.0001
C	270.3384	139.2277	1.941700	0.0645
R-squared	0.509150	Mean dependent var		-84.44000
Adjusted R-squared	0.487808	S.D. dependent var		829.8408
S.E. of regression	593.8968	Akaike info criterion		15.68791
Sum squared resid	8112408.	Schwarz criterion		15.78542
Log likelihood	-194.0988	Hannan-Quinn criter.		15.71495
F-statistic	23.85747	Durbin-Watson stat		2.125103
Prob(F-statistic)	0.000062			

Πίνακας Β2.12 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή AVW με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές

Phillips-Perron Unit Root Test on D(AVW)				
Null Hypothesis: D(AVW) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-5.624989	0.0006
Test critical values:	1% level		-4.374307	
	5% level		-3.603202	
	10% level		-3.238054	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				273450.8
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				247776.7
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(AVW,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:46				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(AVW(-1))	-1.132154	0.202972	-5.577880	0.0000
C	812.4707	297.7315	2.728871	0.0123
@TREND("1990")	-34.31527	16.93312	-2.026518	0.0550
R-squared	0.586364	Mean dependent var		-84.44000
Adjusted R-squared	0.548761	S.D. dependent var		829.8408
S.E. of regression	557.4402	Akaike info criterion		15.59675
Sum squared resid	6836271.	Schwarz criterion		15.74302
Log likelihood	-191.9594	Hannan-Quinn criter.		15.63732
F-statistic	15.59342	Durbin-Watson stat		2.092494
Prob(F-statistic)	0.000061			

Πίνακας B2.13 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Phillips-Perron Unit Root Test on D(INF)				
Null Hypothesis: D(INF) has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-13.38946	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.660720	
	5% level		-1.955020	
	10% level		-1.609070	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				1.654398
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.263678
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(INF,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:32				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INF(-1))	-1.401064	0.191485	-7.316822	0.0000
R-squared	0.690229	Mean dependent var		0.064000
Adjusted R-squared	0.690229	S.D. dependent var		2.358651
S.E. of regression	1.312757	Akaike info criterion		3.421314
Sum squared resid	41.35995	Schwarz criterion		3.470069
Log likelihood	-41.76643	Hannan-Quinn criter.		3.434837
Durbin-Watson stat	2.296725			

Πίνακας Β2.14 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Phillips-Perron Unit Root Test on D(INF)				
Null Hypothesis: D(INF) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-13.25111	0.0000
Test critical values: 1% level			-3.724070	
5% level			-2.986225	
10% level			-2.632604	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				1.645706
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.253501
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(INF,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:33				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INF(-1))	-1.406637	0.195743	-7.186127	0.0000
C	-0.093543	0.268390	-0.348535	0.7306
R-squared	0.691856	Mean dependent var		0.064000
Adjusted R-squared	0.678458	S.D. dependent var		2.358651
S.E. of regression	1.337464	Akaike info criterion		3.496046
Sum squared resid	41.14265	Schwarz criterion		3.593557
Log likelihood	-41.70058	Hannan-Quinn criter.		3.523092
F-statistic	51.64043	Durbin-Watson stat		2.303225
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας Β2.15 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή INF με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές

Phillips-Perron Unit Root Test on D(INF)				
Null Hypothesis: D(INF) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-13.04885	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.374307	
	5% level		-3.603202	
	10% level		-3.238054	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				1.638224
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.245591
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(INF,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:34				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INF(-1))	-1.406380	0.199689	-7.042857	0.0000
C	-0.261446	0.596279	-0.438463	0.6653
@TREND("1990")	0.011995	0.037842	0.316976	0.7543
R-squared	0.693257	Mean dependent var		0.064000
Adjusted R-squared	0.665371	S.D. dependent var		2.358651
S.E. of regression	1.364411	Akaike info criterion		3.571490
Sum squared resid	40.95560	Schwarz criterion		3.717755
Log likelihood	-41.64362	Hannan-Quinn criter.		3.612058
F-statistic	24.86063	Durbin-Watson stat		2.312677
Prob(F-statistic)	0.000002			

Πίνακας Β2.16 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU χωρίς σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Phillips-Perron Unit Root Test on D(LTU)				
Null Hypothesis: D(LTU) has a unit root				
Exogenous: None				
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-4.354458	0.0001
Test critical values:				
	1% level		-2.660720	
	5% level		-1.955020	
	10% level		-1.609070	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				10.64641
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				4.250560
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:04				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTU(-1))	-0.778357	0.188189	-4.136043	0.0004
R-squared	0.414343	Mean dependent var		0.237600
Adjusted R-squared	0.414343	S.D. dependent var		4.351553
S.E. of regression	3.330167	Akaike info criterion		5.283100
Sum squared resid	266.1603	Schwarz criterion		5.331855
Log likelihood	-65.03875	Hannan-Quinn criter.		5.296623
Durbin-Watson stat	1.976074			

Πίνακας Β2.17 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU με σταθερά και χωρίς τάση στις πρώτες διαφορές

Phillips-Perron Unit Root Test on D(LTU)				
Null Hypothesis: D(LTU) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-4.369587	0.0022
Test critical values:				
	1% level		-3.724070	
	5% level		-2.986225	
	10% level		-2.632604	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				10.56188
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				3.456120
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:08				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTU(-1))	-0.794244	0.195019	-4.072644	0.0005
C	-0.296132	0.690208	-0.429047	0.6719
R-squared	0.418993	Mean dependent var		0.237600
Adjusted R-squared	0.393732	S.D. dependent var		4.351553
S.E. of regression	3.388260	Akaike info criterion		5.355128
Sum squared resid	264.0470	Schwarz criterion		5.452639
Log likelihood	-64.93911	Hannan-Quinn criter.		5.382174
F-statistic	16.58643	Durbin-Watson stat		1.966389
Prob(F-statistic)	0.000470			

Πίνακας Β2.18 Έλεγχος Phillips-Perron στη μεταβλητή LTU με σταθερά και με τάση στις πρώτες διαφορές

Phillips-Perron Unit Root Test on D(LTU)				
Null Hypothesis: D(LTU) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-4.436085	0.0087
Test critical values:				
	1% level		-4.374307	
	5% level		-3.603202	
	10% level		-3.238054	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				10.31295
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				2.853435
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LTU,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/26/18 Time: 11:09				
Sample (adjusted): 1992 2016				
Included observations: 25 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTU(-1))	-0.836032	0.205214	-4.073962	0.0005
C	-1.333048	1.584630	-0.841236	0.4093
@TREND("1990")	0.072060	0.098886	0.728716	0.4739
R-squared	0.432686	Mean dependent var		0.237600
Adjusted R-squared	0.381112	S.D. dependent var		4.351553
S.E. of regression	3.423341	Akaike info criterion		5.411278
Sum squared resid	257.8238	Schwarz criterion		5.557543
Log likelihood	-64.64097	Hannan-Quinn criter.		5.451845
F-statistic	8.389626	Durbin-Watson stat		1.948240
Prob(F-statistic)	0.001959			