



ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΤΜΗΜΑΤΟΣ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗΣ ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΚΗΣ

Η ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑ ΣΧΕΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΤΑΜΙΕΥΣΗΣ
ΚΑΙ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ ΣΤΗ ΓΕΡΜΑΝΙΑ: ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ
ΜΕΛΕΤΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ FELDSTEIN-HORIOKA

Διπλωματική Εργασία
της
Χατζηδημητρίου Κυριακής
ΑΜ: mai18061

ΘΕΣΣΑΛΟΝΙΚΗ, ΙΟΥΝΙΟΣ 2019

Η ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑ ΣΧΕΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΑΠΟΤΑΜΙΕΥΣΗΣ
ΚΑΙ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ ΣΤΗ ΓΕΡΜΑΝΙΑ: ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ
ΜΕΛΕΤΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ FELDSTEIN-HORIOKA

Χατζηδημητρίου Κυριακή

A.M.: mai18061

Πτυχίο Οργάνωσης και Διοίκησης Επιχειρήσεων, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας, 2013

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 24/06/2019

Δριτσάκης Νικόλαος

Στειακάκης Εμμανουήλ

Σταυρόπουλος Αντώνιος

.....

.....

.....

Χατζηδημητρίου Κυριακή

.....

Περίληψη

Ο σκοπός της παρούσας εργασίας είναι η εξέταση της ύπαρξης μακροχρόνιας και βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών εγχώριων επενδύσεων και εγχώριας αποταμίευσης για τη Γερμανία κατά τη χρονική περίοδο 1980-2017, εξετάζοντας παράλληλα την ισχύ του υποδείγματος των Feldstein – Horioka.

Ο πρώτος στόχος της μελέτης είναι να αξιολογήσει τις ιδιότητες των χρονικών σειρών χρησιμοποιώντας τα διάφορα τεστ μοναδιαίων ριζών ώστε τα αποτελέσματα που θα προκύψουν από τους περαιτέρω ελέγχους να είναι τα πλέον αξιόπιστα. Παρόλο που οι διαδικασίες δοκιμής για τη στασιμότητα των μεταβλητών είναι παρόμοιες, εννοιολογικά έχουν διαφορετικούς σκοπούς και έτσι στην συγκεκριμένη μελέτη εφαρμόζονται οι έλεγχοι των Dickey – Fuller (ADF), Phillips – Perron (PP) και γραφημάτων αυτοσυσχετίσεων. Ο δεύτερος στόχος είναι να καθοριστεί αν η αποταμίευση και οι επενδύσεις συνδέονται με σχέση συνολοκλήρωσης οπότε λαμβάνουν χώρα σχετικοί έλεγχοι σύμφωνα με τις μεθόδους των Engle – Granger, των Phillips – Quah και του Johansen. Στο τελευταίο στάδιο, διενεργούνται οι έλεγχοι του υποδείγματος διόρθωσης λαθών και αιτιότητας για τον εντοπισμό πιθανών βραχυχρόνιων σχέσεων ισορροπίας και σχέσεων αιτιότητας.

Βάση των αποτελεσμάτων προέκυψε πως η εγχώρια αποταμίευση και οι εγχώριες επενδύσεις είναι θετικά ασθενώς συσχετισμένες, γεγονός που υποδεικνύει ότι υφίσταται συσχέτιση. Βέβαια, δεν ισχύει το ίδιο και για το ‘puzzle Feldstein – Horioka’ καθώς ο συντελεστής αποταμίευσης που εκτιμήθηκε υποδεικνύει ότι υφίσταται υψηλή κινητικότητα κεφαλαίου στη συγκεκριμένη οικονομία.

Λέξεις κλειδιά: Εγχώρια Αποταμίευση, Εγχώριες Επενδύσεις, Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν, Feldstein - Horioka.

Abstract

The purpose of the present thesis is the examination of the existence of long-run and short-run relationship between the variables domestic investments and domestic saving in Germany during the period 1980-2017, while examining also the validity of the Feldstein-Horioka puzzle.

The first objective of the study is to evaluate the properties of time series through various unit root tests in order for the obtained results to be reliable for the employed tests. Although the test procedures for the stationarity are similar, they exhibit conceptually different purposes, so the Dickey – Fuller (ADF), Phillips – Perron (PP) and autocorrelation graphs are applied in the study. The second aim of the thesis is to determine whether exists a cointegration relationship between saving and investments, so related tests using Engle – Granger, Phillips – Qualiaris and Johansen methods are implemented. Finally, error correction and causality models are employed in order to identify possible short-run equilibrium and causality relationships.

Based on the results, the domestic saving and investments are weakly positive correlated, thus suggesting a correlation exists. On the other hand, that is not the case for the Feldstein-Horioka puzzle, as the estimated saving coefficient indicates that there is major capital mobility in the examined economy.

Keywords: Domestic savings, Domestic investments, Gross domestic product, Feldstein-Horioka

Ευχαριστίες

Πρωτίστως, θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά τον Επιβλέποντα Καθηγητή αυτής της προσπάθειας κ. Δριτσάκη Νικόλαο για την ευκαιρία που μου έδωσε, τις γνώσεις και τα εφόδια που μου προσέφερε κατά την διάρκεια των μαθημάτων, την υπομονή που επέδειξε καθώς και για τον χρόνο που αφιέρωσε για την ολοκλήρωση της παρούσας εργασίας.

Η εκπόνηση κάθε διπλωματικής εργασίας διευκολύνεται σημαντικά από τα σχόλια, τις συμβουλές και τις παρατηρήσεις πολλών ατόμων και παραγόντων που προσφέρονται να συμμετέχουν και να βοηθήσουν. Αυτό τον κανόνα ακολούθησε και η δική μου διπλωματική μελέτη και με ιδιαίτερη ευγνωμοσύνη ευχαριστώ όσους συνέβαλαν σε αυτή την προσπάθεια και ειδικότερα τον σύζυγο μου Πασχάλη.

Τέλος, θα ήθελα να ευχαριστήσω τους γονείς και τα αδέρφια μου που βρίσκονται στο πλευρό μου σε κάθε βήμα της ζωής μου ενθαρρύνοντας και στηρίζοντας την κάθε προσπάθεια και επιλογή.

Περιεχόμενα

1	Εισαγωγή	10
1.1	Αιτιολόγηση του ερευνητικού θέματος	10
1.2	Σκοπός και στόχοι της εργασίας.....	10
1.3	Διάρθρωση της εργασίας	11
2	Βιβλιογραφική Επισκόπηση – Θεωρητικό Υπόβαθρο	12
2.1	Εισαγωγή	12
2.2	Θεωρητικές προσεγγίσεις	13
2.3	Εμπειρικές προσεγγίσεις.....	14
2.4	Εξειδίκευση του υποδείγματος.....	19
3	Μεθοδολογία	21
3.1	Εισαγωγή	21
3.2	Στασιμότητα των Χρονικών Σειρών.....	21
3.3	Έλεγχοι Μοναδιαίας ρίζας	22
3.3.1	Επαυξημένος Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των Dickey και Fuller	22
3.3.2	Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των Phillips και Perron.....	23
3.4	Συνολοκλήρωση	24
3.4.1	Μεθοδολογία συνολοκλήρωσης των Engle – Granger	25
3.4.2	Μεθοδολογία συνολοκλήρωσης των Phillips – Qualiaris	26
3.4.3	Μέθοδος συστήματος εξισώσεων (Μέθοδος Johansen).....	26
3.5	Υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (Error Correction Model).....	29
3.6	Προβλέψεις	30
3.6.1	Αιτιότητα κατά Granger.....	30
3.6.2	Μέθοδος ανάλυσης διακύμανσης (Variance Decomposition Method)	32
4	Περιγραφή και παρουσίαση των μεταβλητών	34
4.1	Εισαγωγή	34
4.2	Γραφική απεικόνιση των δεδομένων.....	34
4.3	Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των δεδομένων	36
5	Εμπειρικά αποτελέσματα	38
5.1	Στασιμότητα των Χρονικών Σειρών.....	38
5.1.1	Γραφήματα αυτοσυσχετίσεων	38
5.1.2	Επαυξημένος έλεγχος των Dickey – Fuller (ADF)	39
5.1.3	Έλεγχος των Phillips – Perron (PP).....	40

5.2	Συνολοκλήρωση	41
5.2.1	Μεθοδολογία συνολοκλήρωσης των Engle – Granger	41
5.2.2	Μεθοδολογία συνολοκλήρωσης των Phillips και Qualiaris	41
5.2.3	Μεθοδολογία συνολοκλήρωσης ML του Johansen	42
5.3	Έλεγχοι VAR	42
5.3.1	Επιλογή τάξης VAR υποδείγματος	42
5.3.2	Εκτίμηση του υποδείγματος VAR.....	43
5.3.3	Σταθερότητα VAR υποδείγματος	44
5.3.4	Εκτίμηση τιμών των συντελεστών του VAR	45
5.3.5	Έλεγχος στασιμότητας των συντελεστών.....	46
5.4	Διαγνωστικοί έλεγχοι	47
5.4.1	Έλεγχος κανονικότητας καινοτομικών όρων.....	47
5.4.2	Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καινοτομικών όρων	48
5.4.3	Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας καινοτομικών όρων	51
5.5	Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών	52
5.6	Προβλέψεις	53
5.6.1	Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger	53
5.6.2	Ανάλυση της διακύμανσης των μεταβλητών του VAR	54
5.6.3	Εκτίμηση δυναμικών αποκρίσεων του VAR.....	56
6	Συμπεράσματα	58
7	Βιβλιογραφία.....	60
	ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α: Πίνακας δεδομένων	64
	ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β: Κορρολογράμματα των μεταβλητών.....	65
	ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ: Επαυξημένος έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας - Augmented Dickey -Fuller	70
	ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ: Έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας των Phillips και Perron.....	83
	ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε: Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης	95

Κατάλογος Πινάκων

Πίνακας 4. 1: Περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών του υπό εξέτασης υποδείγματος	37
Πίνακας 5. 1: Συγκεντρωτικός πίνακας των αποτελεσμάτων του επαυξημένου ελέγχου των Dickey και Fuller	39
Πίνακας 5. 2: Συγκεντρωτικός πίνακας των αποτελεσμάτων του ελέγχου των Phillips και Perron	40
Πίνακας 5. 3: Πίνακας κριτηρίων για τον προσδιορισμό της τάξης του VAR υποδείγματος	43
Πίνακας 5. 4: Εκτίμηση του VAR(1) υποδείγματος	44
Πίνακας 5. 5: Έλεγχος στασιμότητας υποδείγματος VAR(1)	45
Πίνακας 5. 6: Εκτίμηση των τιμών των συντελεστών του συστήματος VAR	46
Πίνακας 5. 7: Εκτίμηση στασιμότητας συντελεστών της πρώτης και δεύτερης εξίσωσης αντίστοιχα	47
Πίνακας 5. 8: Έλεγχος κανονικότητας στο σύνολο των καινοτομικών όρων στο υπόδειγμα VAR	48
Πίνακας 5. 9: Έλεγχος αυτοσυσχέτισης LM καινοτομικών όρων	50
Πίνακας 5. 10: Έλεγχος αυτοσυσχέτισης Portmanteau καινοτομικών όρων	50
Πίνακας 5. 11: Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας καινοτομικών όρων	51
Πίνακας 5. 12: Υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος	52
Πίνακας 5. 13: Έλεγχος προβλέψεων αιτιότητας κατά Granger	54
Πίνακας A 1: Πίνακας Δεδομένων	64
Πίνακας Γ 1: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών χωρίς σταθερά και τάση	70
Πίνακας Γ 2: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση	71
Πίνακας Γ 3: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και τάση	72
Πίνακας Γ 4: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών χωρίς σταθερά και τάση	73
Πίνακας Γ 5: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση	74
Πίνακας Γ 6: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και τάση	75
Πίνακας Γ 7: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στα επίπεδα των τιμών χωρίς σταθερά και τάση	76
Πίνακας Γ 8: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση	77
Πίνακας Γ 9: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και τάση	78
Πίνακας Γ 10: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών χωρίς σταθερά και τάση	79

Πίνακας Γ 11: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση.....	80
Πίνακας Γ 12: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και τάση.....	81
Πίνακας Γ 13: Εξέταση επίδραση της τάσης στη μεταβλητή INVGDP στα επίπεδα των τιμών, με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων	82
Πίνακας Γ 14: Εξέταση επίδραση της τάσης στη μεταβλητή INVGDP στις πρώτες διαφορές, με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων	82
Πίνακας Δ 1: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών χωρίς σταθερά και τάση	83
Πίνακας Δ 2: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση	84
Πίνακας Δ 3: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και τάση.....	85
Πίνακας Δ 4: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών χωρίς σταθερά και τάση	86
Πίνακας Δ 5: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση	87
Πίνακας Δ 6: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και τάση.....	88
Πίνακας Δ 7: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στα επίπεδα των τιμών χωρίς σταθερά και τάση	89
Πίνακας Δ 8: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση	90
Πίνακας Δ 9: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και τάση.....	91
Πίνακας Δ 10: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών χωρίς σταθερά και τάση	92
Πίνακας Δ 11: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση	93
Πίνακας Δ 12: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και τάση.....	94
Πίνακας Ε 1: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδος Engle – Granger με σταθερά.....	95
Πίνακας Ε 2: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδος Engle – Granger με σταθερά και τάση.....	96
Πίνακας Ε 3: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδος των Phillips και Qualiariis με σταθερά.....	97
Πίνακας Ε 4: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδος των Phillips και Qualiariis με σταθερά και τάση	98
Πίνακας Ε 5: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδος ML του Johansen	99
Πίνακας Ε 6: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδος ML του Johansen με σταθερά και χωρίς τάση σε CE – χωρίς σταθερά στο VAR.....	100

Κατάλογος Διαγραμμάτων

Διάγραμμα 4. 1: Διαχρονική μεταβολή του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος της Γερμανίας 1980-2017.....	35
Διάγραμμα 4. 2: Διαχρονική μεταβολή των εγχώριων επενδύσεων της Γερμανίας 1980-2017	35
Διάγραμμα 4. 3: Διαχρονική μεταβολή των εγχώριων αποταμιεύσεων της Γερμανίας 1980-2017	36
Διάγραμμα 5. 1: Κορελόγραμμα για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης των καινοτομικών όρων	49
Διάγραμμα 5. 2: Εξέλιξη της διάσπασης διακύμανσης των μεταβλητών του VAR	55
Διάγραμμα 5. 3: Εξέλιξη των δυναμικών αποκρίσεων της εγχώριας αποταμίευσης.....	57
Διάγραμμα 5. 4: Εξέλιξη των δυναμικών αποκρίσεων των εγχώριων επενδύσεων	57
Διάγραμμα Β 1: Κορελόγραμμα του ΑΕΠ της Γερμανίας στο επίπεδο της μεταβλητής	65
Διάγραμμα Β 2: Κορελόγραμμα του ΑΕΠ της Γερμανίας στις πρώτες διαφορές.....	65
Διάγραμμα Β 3: Κορελόγραμμα της εγχώριας αποταμίευσης της Γερμανίας στο επίπεδο της μεταβλητής	66
Διάγραμμα Β 4: Κορελόγραμμα της εγχώριας αποταμίευσης της Γερμανίας στις πρώτες διαφορές	66
Διάγραμμα Β 5: Κορελόγραμμα της εγχώριας επένδυσης της Γερμανίας στο επίπεδο της μεταβλητής	67
Διάγραμμα Β 6: Κορελόγραμμα της εγχώριας επένδυσης της Γερμανίας στις πρώτες διαφορές	67
Διάγραμμα Β 7: Κορελόγραμμα του λόγου εγχώριας επένδυσης προς ΑΕΠ της Γερμανίας στο επίπεδο της μεταβλητής.....	68
Διάγραμμα Β 8: Κορελόγραμμα του λόγου εγχώριας επένδυσης προς ΑΕΠ της Γερμανίας στις πρώτες διαφορές.....	68
Διάγραμμα Β 9: Κορελόγραμμα του λόγου εγχώριας αποταμίευσης προς ΑΕΠ της Γερμανίας στο επίπεδο της μεταβλητής.....	69
Διάγραμμα Β 10: Κορελόγραμμα του λόγου εγχώριας αποταμίευσης προς ΑΕΠ της Γερμανίας στις πρώτες διαφορές.....	69

Συντομογραφίες

Σύμβολο Περιγραφή συμβόλου

ADF	: Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller test)
AIC	: Κριτήριο Akaike
DF	: Έλεγχος Dickey-Fuller (Dickey-Fuller test)
DOLS	: Δυναμική μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares Method)
ECM	: Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών
GDP	: Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (ΑΕΠ) (Gross Domestic Product)
HQ	: Κριτήριο Hannan-Quin
INV	: Εγχώριες επενδύσεις (Investments)
INVGDP	: Λόγος εγχώριων επενδύσεων προς Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν
PP	: Έλεγχος Phillips-Perron (Phillips-Perron test)
Prob	: Πιθανότητα, μέτρο αποδοχής ή απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης κάθε ελέγχου (probability)
SAV	: Εγχώρια αποταμίευση (Savings)
SAVGDP	: Λόγος εγχώριας αποταμίευσης προς Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν
SCH	: Κριτήριο Schwartz
VEC	Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος
VECM	: Διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (Vector Autoregressive Error Correction Model)

1 Εισαγωγή

1.1 Αιτιολόγηση του ερευνητικού θέματος

Η βαθιά οικονομική ύφεση των τελευταίων χρόνων έχει επιφέρει στον παγκόσμιο χρηματοοικονομικό χάρτη σημαντικές αναταραχές. Πλέον, κάθε χώρα αναζητά μια συνταγή επιτυχίας, ικανή να την οδηγήσει σε ασφαλείς αποφάσεις ώστε να απομακρυνθεί από τον κυκλώνα της ύφεσης και να επανέλθει σε ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης.

Οι κλασικοί οικονομολόγοι υποστηρίζουν ότι οι επενδύσεις αποτελούν την πρωταρχική πηγή ανάπτυξης με την αποταμίευση να είναι η πρωταρχική πηγή της επένδυσης. Η επίτευξη ενός υψηλού επιπέδου επενδύσεων αδιαμφισβήτητα αποτελεί έναν από τους βασικότερους στόχους για κάθε χώρα που επιζητά την οικονομική ανάπτυξη, έναν από τους πιο σημαντικούς μακροοικονομικούς δείκτες.

Μέσα από τη μελέτη οικονομετρικών υποδειγμάτων μιας χώρας μπορούν να προκύψουν χρήσιμα συμπεράσματα τα οποία έπειτα από ορθή εκτίμηση και αξιολόγηση μπορούν να φανούν πολύτιμος οδηγός στην χάραξη επιτυχημένων οικονομικών πολιτικών με απώτερο στόχο την οικονομική ανάκαμψη.

1.2 Σκοπός και στόχοι της εργασίας

Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι ο προσδιορισμός της συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών εγχώριας αποταμίευσης και επένδυσης στην Γερμανία με τη χρήση ετήσιων δεδομένων χρονολογικών σειρών για την περίοδο 1980 έως 2017 και η διαπίστωση εγκυρότητας του γρίφου των Feldstein και Horioka στη συγκεκριμένη οικονομία.

Η παραπάνω έρευνα αποβλέπει στον εντοπισμό πιθανής μακροχρόνιας αλλά και βραχυχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των παραπάνω μεταβλητών μέσα από μία σειρά ελέγχων που θα πραγματοποιηθούν. Έπειτα από την ανάλυση των χρονοσειρών, τους ελέγχους στασιμότητας, συνολοκλήρωσης και ύπαρξης αιτιακής σχέσης η εργασία θα ολοκληρωθεί με την εξαγωγή των συμπερασμάτων ως προς την επίτευξη του οριζόμενου στόχου.

Συνοπτικά, οι στόχοι της παρούσας εργασίας είναι οι ακόλουθοι:

- Ο εντοπισμός πιθανής συσχέτιση μεταξύ των εγχώριων επενδύσεων και της εγχώριας αποταμίευσης για τη χώρα Γερμανία.
- Ο έλεγχος πιθανής μακροχρόνια και βραχυχρόνια σχέση ισορροπίας ανάμεσα στις μεταβλητές.
- Η εξέταση για την ύπαρξη αιτιακής σχέση μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών.
- Η διαπίστωση εγκυρότητας του γρίφου των Feldstein και Horioka στη συγκεκριμένη οικονομία.

1.3 Διάρθρωση της εργασίας

Βασική επιδίωξη της παρούσας μελέτης αποτελεί ο προσδιορισμός της πιθανής συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών αποταμίευσης και επένδυσης στην Γερμανία ο οποίος ολοκληρώνεται μέσα από μια σειρά ελέγχων που παρουσιάζονται αναλυτικά στα κεφάλαια που ακολουθούν.

Στην αρχή της εργασίας παρουσιάζεται η αιτιολόγηση του ερευνητικού θέματος και αναλύονται οι ερευνητικοί στόχοι. Στη συνέχεια πραγματοποιείται η βιβλιογραφική ανασκόπηση για την προς εξέταση συσχέτιση και η εξειδίκευση του υποδείγματος Feldstein – Horioka που ακολουθείται στα πλαίσια της παρούσας μελέτης. Στο τρίτο κεφάλαιο αναλύονται οι μεθοδολογίες και οι έλεγχοι που χρησιμοποιούνται για την οικονομετρική ανάλυση. Έπειτα λαμβάνει χώρα η παρουσίαση και η ανάλυση των δεδομένων, γίνεται περιγραφική ανάλυση, καθώς και διαγραμματική απεικόνιση των εξεταζόμενων μεταβλητών. Στο επόμενο κεφάλαιο παρουσιάζονται λεπτομερώς τα εμπειρικά αποτελέσματα της έρευνας, τα οποία περιέχουν τους ελέγχους στασιμότητας, συνολοκλήρωσης και αιτιότητας. Τέλος, αναλύονται ενδελεχώς τα συμπεράσματα που προκύπτουν μέσα από τους ελέγχους και τις αναλύσεις.

2 Βιβλιογραφική Επισκόπηση – Θεωρητικό Υπόβαθρο

2.1 Εισαγωγή

Η σχέση μεταξύ αποταμίευσης και επενδύσεων υπήρξε ένας από τους δημοφιλέστερους ερευνητικούς τομείς από τη δεκαετία του 1980, όταν ξεκίνησε η διαδικασία της παγκοσμιοποίησης και της οικονομικής απελευθέρωσης. Βασιζόμενοι στα υποδείγματα ανάπτυξης που υπάρχουν και του πλήθους των μελετών που διαρκώς δημοσιεύονται, παρατηρείται πως η αποταμίευση και οι επενδύσεις συνεχίζουν να διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στην προώθηση της οικονομικής ανάπτυξης.

Η οικονομική ανάπτυξη στις ανοιχτές οικονομίες ορίζεται από τη διαθεσιμότητα των εγχώριων αποταμιεύσεων και την πρόσβαση τους στις διεθνείς αγορές κεφαλαίου. Η συσχέτιση μεταξύ αποταμίευσης και επενδύσεων πιθανόν να εξαφανίζεται σε ανοιχτές οικονομίες καθώς οι αποταμιεύσεις μπορούν να μεταφερθούν οπουδήποτε και η επιστροφή τους να είναι τόσο υψηλή που να μπορούν να τοποθετηθούν σε επενδυτικές δραστηριότητες. Ως εκ τούτου, η παραπάνω συσχέτιση εξαρτάται σημαντικά από το άνοιγμα μιας οικονομίας στις διεθνείς κινήσεις κεφαλαίων (Dritsaki, 2015).

Από την άλλη πλευρά, η υψηλή εγχώρια κίνηση κεφαλαίων αυξάνει τη διαθεσιμότητα των εγχώριων αποταμιεύσεων, βελτιώνοντας την απόδοση των κεφαλαίων και την οικονομική ανάπτυξη στο εσωτερικό της χώρας. Η υψηλή εγχώρια κινητικότητα κεφαλαίων σε μια χώρα επηρεάζει επίσης το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών και την δημοσιονομική πολιτική μιας οικονομίας βάση των οποίων γίνεται και ο προσδιορισμός της φορολογίας επί των επενδύσεων. Συνεπώς, η διαχείριση της εγχώριας αποταμίευσης αποτελεί ουσιαστικό θέμα κάθε οικονομίας.

Οι Feldstein και Horioka σε έρευνα που διεξήγαγαν το έτος 1980 κατέληξαν σε ένα απροσδόκητο συμπέρασμα για τα δεδομένα ανοιχτών οικονομιών. Στη μελέτη τους, εκτίμησαν την παλινδρόμηση για τις εθνικές επενδύσεις σε σχέση με την εθνική αποταμίευση χρησιμοποιώντας τις σχετικές χρονολογικές σειρές. Εφαρμόζοντας σειρά ελέγχων, υπολόγισαν τον συντελεστή αποταμίευσης β και σύμφωνα με τους ισχυρισμούς τους, όταν $\beta = 1$ υποδηλώνει την οικονομική αυτόρκεια μίας οικονομίας και όταν $\beta = 0$ αντιπροσωπεύει την πλήρη κινητικότητα των κεφαλαίων. Οι Feldstein και Horioka υποστήριζαν ότι η εγχώρια αποταμίευση δεν χρειάζεται να σχετίζεται με

τις εγχώριες επενδύσεις κάτω από ιδανικές διεθνείς συνθήκες κινητικότητας των κεφαλαίων. Βασιζόμενοι σε αυτή την ιδέα ανέλυσαν στοιχεία από 16 βιομηχανικές χώρες του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1960-1974 και εντόπισαν την ύπαρξη υψηλής θετικής συσχέτισης μεταξύ εγχώριας αποταμίευσης και εγχώριων επενδύσεων για τις οικονομίες, παρά την συνθήκη της τέλει διεθνούς κινητικότητας κεφαλαίων. Η διαπίστωση αυτή προκάλεσε έκπληξη καθώς υπονοεί ότι η ανάπτυξη μιας χώρας είναι στενά συνδεδεμένη με την προσπάθεια της εγχώριας αποταμίευσης παραγκωνίζοντας τις ξένες επενδύσεις.

Έπειτα από την παραπάνω μελέτη, πολλοί είναι οι ερευνητές που διενεργούν μελέτες μεταξύ των σχετικών μεταβλητών σε οικονομίες διαφόρων χωρών για την απόδειξη συσχέτισης. Οι σημαντικότερες προσπάθειες παρατίθενται στην ενότητα που ακολουθεί.

2.2 Θεωρητικές προσεγγίσεις

Η σχέση αποταμίευσης και επενδύσεων έχει απασχολήσει διαχρονικά, αρκετά την οικονομική κοινότητα. Μια από τις πλέον γνωστότερες μελέτες για την εξεταζόμενη σχέση, είναι η πρωτοποριακή εργασία των Martin Feldstein και Charles Horioka η οποία αναφέρθηκε παραπάνω, όπου εντοπίστηκε ύπαρξη υψηλής θετικής συσχέτισης μεταξύ εγχώριας αποταμίευσης και επενδύσεων υπό τέλει διεθνούς κινητικότητας κεφαλαίων. Το αποτέλεσμα αυτό δεν ήταν το αναμενόμενο σε μια ανοικτή οικονομία καθώς δεν συνάδει με την θεωρία της τέλει κινητικότητας κεφαλαίου όπου δεν υπάρχει σχέση μεταξύ εγχώριας αποταμίευσης και επενδύσεων. Η αντίφαση που αποκαλύφθηκε έγινε γνωστή ως το παζλ των Feldstein-Horioka και αποτέλεσε εφαλτήριο πολλών θεωρητικών και εμπειρικών μελετών που έχουν προσπαθήσει να επιλύσουν αυτό το παράδοξο τις τελευταίες δεκαετίες.

Χρονολογικά, οι πρώτες αναφορές για την ύπαρξη της εξεταζόμενης σχέσης τοποθετούνται στη δεκαετία του 1930 όταν ο Harrod (1939) και ο Domar (1946) αναπτύσσουν τη θεωρία τους, υποστηρίζοντας πως ο ρυθμός αύξησης της παραγωγής σχετίζεται άμεσα με την αποταμίευση ή την επένδυση, δημιουργώντας το μοντέλο ανάπτυξης Harrod-Domar.

Μία επόμενη αναφορά στην παραπάνω σχέση εντοπίζεται το 1955 όταν ο Lewis (1955) μέσα από ένα θεωρητικό υπόδειγμα ανάπτυξης καθιερώνει τη σχέση

μεταξύ αποταμίευσης, επενδύσεων και της επίδρασης των δύο μεταβλητών στη συσσώρευση κεφαλαίου.

Ακολουθεί χρονολογικά το εξωγενές μοντέλο ανάπτυξης, Solow-Swan (1956) όπου αποτέλεσε προσπάθεια ερμηνείας της μακροπρόθεσμης οικονομικής ανάπτυξης, εξετάζοντας την παραγωγικότητα, τη συσσώρευση κεφαλαίου και την τεχνολογική πρόοδο. Σύμφωνα με τους Solow-Swan (1956), η μελέτη τους οδηγείται στο συμπέρασμα πως η αποταμίευση δεν επιφέρει αντίκτυπο στη μακροπρόθεσμη ανάπτυξη.

Την παραπάνω θεωρία έρχονται να αμφισβητήσουν οι Romer (1986) Lucas (1988) και Barro (1990) με τη θεωρία ενδογενούς ανάπτυξης όπου η συσσώρευση φυσικού κεφαλαίου υποστηρίζουν πως οδηγεί μακροπρόθεσμα στην οικονομική ανάπτυξη.

Μια ακόμη σχετική προσέγγιση είναι η μελέτη του Ασημακόπουλου (1983) στη οποία εξετάζει τη σχέση μεταξύ της καμπύλης αποδόσεων και επενδύσεων όπου συμπεραίνει ότι η αποταμίευση είναι ανεξάρτητη από την επένδυση, γεγονός που υποδηλώνει υψηλό βαθμό κινητικότητας κεφαλαίων.

2.3 Εμπειρικές προσεγγίσεις

Εκτός από τις θεωρητικές προσεγγίσεις που αναφέρονται παραπάνω, στην δημοσιευμένη βιβλιογραφία συναντάται πλήθος εμπειρικών ερευνών που σχετίζονται με την εξεταζόμενη σχέση.

Ο Feldstein (1983) συνεχίζει την εμπειρική μελέτη γύρω από την σχέση αποταμίευσης και επένδυσης που επισημάνθηκε το 1980. Η νέα μελέτη πραγματοποιείται για 17 χώρες του ΟΟΣΑ, για την χρονική περίοδο 1960-1979, χρησιμοποιώντας δεδομένα οικιακών, εταιρικών, κυβερνητικών, εθνικών αποταμιεύσεων και αποδεικνύει ότι η συσχέτιση μεταξύ αυτών και των εταιρικών επενδύσεων που χρησιμοποιούνται ως εξαρτημένη μεταβλητή παραμένει ισχυρή. Η έρευνα από τον Feldstein συνεχίζεται καθώς επανέρχεται με νέα επανεξέταση της σχέσης το 1991, που σε συνεργασία με τον Bachetta μελετούν ένα δείγμα 23 χωρών του ΟΟΣΑ, για την περίοδο 1960 -1986 και βρίσκουν ότι ο συσχετισμός μειώνεται μόνο οριακά (Feldstein, Bachetta, 1991).

Η μελέτη των Sachs, Cooper, Fischer (1981) εξετάζει τις διακυμάνσεις του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών για τις οικονομίες του ΟΟΣΑ και τις λιγότερο

αναπτυγμένες χώρες για τη χρονική περίοδο που έπεται του 1960 σε μια προσπάθεια διερεύνησης της σχέσης μεταξύ αποταμίευσης και επενδύσεων. Μέσα από τη συγκεκριμένη μελέτη εξάγεται το συμπέρασμα πως οι επενδύσεις παρουσιάζουν σημαντικότερη συσχέτιση με τις ροές του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών παρά με την αποταμίευση.

Οι Penati και Dooley (1984) επαναλαμβάνουν το πείραμα των Feldstein-Horioka ενώ παράλληλα διευρύνουν το δείγμα των χωρών και επιβεβαιώνουν τα αποτελέσματά που προϋπήρχαν. Παράλληλα στη μελέτη τους αποδοκιμάζουν την ανάλυση των Sachs, Cooper, Fischer (1981) υποστηρίζοντας πως τα αποτελέσματα τους πιθανόν παρουσίαζαν ευαισθησία στο επιλεγμένο χρονικό διάστημα είτε σε ορισμένες παρατηρήσεις.

Ο Frankel και οι συνεργάτες του (1986) διεξάγοντας την δική τους εκδοχή της μελέτης, χρησιμοποιούν ένα μείγμα 64 αναπτυγμένων και αναπτυσσόμενων χωρών και διαπιστώνουν πως στο σύνολο του δείγματος, εγχώρια αποταμίευση και επένδυση, παρουσιάζουν υψηλή συσχέτιση διατηρώντας μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, με μόνη εξαίρεση 2 περιπτώσεις αναπτυσσόμενων χωρών.

Ο Tesar (1991), σε ένα δείγμα 23 χωρών του ΟΟΣΑ παρατηρεί την ύπαρξη θετικής αλλά ασθενούς συσχέτισης μεταξύ των αποταμιεύσεων και του επιπέδου επενδύσεων τόσο σε βραχυπρόθεσμο όσο και σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα. Παρόλα αυτά, θεωρεί πως πλήθος διαφορετικών μοντέλων μπορούν να δημιουργήσουν την παραπάνω συσχέτιση ως αντίδραση σε εξωτερικές διαταραχές ακόμη και σε τέλειες χρηματοοικονομικές αγορές και καταλήγει αναφέροντας πως η θετική συσχέτιση δεν επηρεάζει απαραίτητα τη διεθνή κινητικότητα των κεφαλαίων.

Ο Blecker (1997) υποστήριξε πως σημαντικό συστατικό της συνολικής αποταμίευσης θα μπορούσε να αποτελεί ο εταιρικό τομέας με τα αποταμιευτικά αποθέματα του και να διαδραματίζει ουσιαστικό ρόλο στον προσδιορισμό της διεθνούς κινητικότητας των κεφαλαίων. Στη έρευνά του χρησιμοποιεί ετήσια δεδομένα 11 οικονομιών για την περίοδο 1980-1989 όπου διαπιστώνει ότι οι εταιρικοί συντελεστές είναι ουσιαστικά ασήμαντοι, ενώ αυτοί που διαδραματίζουν τον σημαντικότερο ρόλο είναι οι οικιακοί και δημόσιοι συντελεστές.

Ο Hussein (1998) σε μία εκδοχή της δικής του αναζήτησης για τη συσχέτιση μεταξύ αποταμιεύσεων και επενδύσεων, χρησιμοποιεί ένα δείγμα 23 οικονομιών του ΟΟΣΑ και δεδομένα για την χρονική περίοδο 1960-1993. Με την εφαρμογή της μεθόδου DOLS δείχνει ότι η κινητικότητα των κεφαλαίων είναι εξαιρετικά υψηλή

στην πλειοψηφία των χωρών και συγκεκριμένα στις 18 από τις 23 οικονομίες του εξεταζόμενου δείγματος.

Οι Obstfeld και Rogoff (2000) σε ένα δείγμα 24 χωρών του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1990-1997, υπολογίζουν τη σχέση αποταμίευσης επενδύσεων σημαντικά ασθενέστερη από αυτόν των Feldstein και Horioka, αλλά υψηλότερη από ό,τι θα αναμενόταν σε έναν κόσμο με ολοκληρωμένες κεφαλαιαγορές όπου οι παγκόσμιες αποταμιεύσεις θα αναμενόταν να προωθηθούν στους προορισμούς με τις υψηλότερες αποδόσεις.

Ο Coakley και η ομάδα του (2001), μέσω μιας παλινδρόμησης πάνελ που αποτελούνταν από τριμηνιαία στοιχεία για 12 χώρες του ΟΟΣΑ για τη χρονική περίοδο 1980-2000, κατέληξαν στο συμπέρασμα της ύπαρξης υψηλής συσχέτισης μεταξύ εγχώριων αποταμιεύσεων και επενδύσεων. Ωστόσο, στην επόμενη έρευνα τους (Coakley et al., 2004) έπειτα από την προσθήκη ορισμένων μεταβλητών στις ίδιες παλινδρομήσεις, όπως η παραγωγικότητα, οι δημογραφικές διαταραχές, η ετερογένεια των χωρών και άλλες ειδικές παράμετροι για κάθε χώρα, κατέληξαν στο αντίθετο αποτέλεσμα πως η κινητικότητα των κεφαλαίων είναι υψηλή μεταξύ αυτών των οικονομιών.

Οι Blanchard και Giavazzi (2002) ερευνούν τη σχέση μεταξύ εγχώριας αποταμίευσης και εγχώριων επενδύσεων για την ζώνη του ευρώ χρησιμοποιώντας δεδομένα από την περίοδο 1975-2001 και δείχνουν ότι όχι μόνο μειώθηκε η σχέση με την πάροδο του χρόνου αλλά ουσιαστικά εξαφανίστηκε. Στη μελέτη τους, θεωρούν ότι η παραπάνω μείωση αντικατοπτρίζει την υψηλότερη ολοκλήρωση εντός της νομισματικής ένωσης αλλά και την υιοθέτηση παρόμοιων εθνικών εισοδηματικών ισοζυγίων.

Οι Pelagidis και Mastrogiannis (2003) χρησιμοποιώντας ελληνικά στοιχεία για την περίοδο 1960-1997 πραγματοποίησαν έρευνα για τον εντοπισμό σχέσης μεταξύ εθνικών αποταμιεύσεων και εγχώριων επενδύσεων βασιζόμενοι στο μοντέλο διόρθωσης σφαλμάτων για να ελέγξουν το βαθμό κινητικότητας των κεφαλαίων. Τα αποτελέσματα τους δείχνουν ότι οι ελληνικές εγχώριες επενδύσεις και η εθνικές αποταμιεύσεις για την συγκεκριμένη χρονική περίοδο είναι σε μεγάλο βαθμό συνολοκληρωμένες και υπάρχει σημαντική μακροχρόνια σχέση.

Οι Sinha και Sinha (2004) με την χρήση του υποδείγματος διόρθωσης λαθών, διερευνούν την ύπαρξη βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των ανωτέρω εξεταζόμενων μεταβλητών χρησιμοποιώντας ένα δείγμα αποτελούμενο από 123

οικονομίες. Τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι το κεφάλαιο παρουσιάζει χαμηλή κινητικότητα στην πλειοψηφία των χωρών του δείγματος, ενώ το αντίθετο ισχύει για τις περισσότερες χώρες με χαμηλό κατά κεφαλήν εισόδημα.

Οι Helliwell (2004) και Feldstein (2005) μέσα από τις μελέτες τους απέδειξαν ότι μετά τα μέσα της δεκαετίας του '90 για τις μικρότερες χώρες του ΟΟΣΑ η σχέση μεταξύ εγχώριας αποταμίευσης και εγχώριων επενδύσεων έχει γίνει σημαντικά ασθενέστερη, κάτι που δεν ισχύει για τις μεγαλύτερες χώρες, όπου η συσχέτιση παραμένει σε υψηλά επίπεδα.

Στις μελέτες των Bahmani-Oskooee, Chakrabarti (2005) και Chakrabarti (2006) χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα 20 χωρών του ΟΟΣΑ και 106 χωρών που δεν ανήκαν στον ΟΟΣΑ κατά την περίοδο 1960-2000, για να εξεταστεί αν η ελεγχόμενη συσχέτιση επηρεάζεται από το άνοιγμα και το μέγεθος των οικονομιών. Τα δεδομένα διαχωρίστηκαν βάση το βαθμό ανοίγματος της οικονομίας των χωρών σε 26 με ανοικτή οικονομία, 42 που το άνοιγμα πραγματοποιήθηκε με την εξέλιξη της χώρας και 32 με κλειστή οικονομία. Επιπλέον πραγματοποιήθηκε και εισοδηματικός διαχωρισμός σε 47 με χαμηλό, 53 με μεσαίο και 26 με υψηλό εισόδημα χώρες. Η εμπειρική μελέτη οδήγησε στο συμπέρασμα πως η σχέση αποταμίευσης επενδύσεων είναι σημαντικά ισχυρότερη σε χώρες με υψηλό εισόδημα από ότι με χαμηλό και σε χώρες με κλειστή οικονομία παρά σε χώρες που το άνοιγμα πραγματοποιήθηκε με την εξέλιξη της χώρας.

Οι Timur Han Gur, Lutfi Eden και Ibrahim Ozkan (2011) χρησιμοποιώντας την μέθοδο συνολοκλήρωσης και ένα δείγμα 86 χωρών για το χρονικό διάστημα από το 1970 έως το 2008, πραγματοποίησαν την δική τους διερεύνηση της υπο μελέτη έρευνας. Σύμφωνα με τα αποτελέσματά τους, το μέγεθος μίας χώρας, τα παραγωγικά σοκ και το πραγματικό επιτόκιο δεν επηρεάζουν την σχέση αποταμίευσης και επενδύσεων. Επιπλέον, τα ευρήματά τους απέδειξαν ότι η σχέση αποταμίευσης – επενδύσεων δεν αποτελεί δείκτη της κινητικότητας κεφαλαίου μίας χώρας.

Οι Ghosh και Dutt (2011) διεξήγαγαν επίσης έρευνα σχετική με την εξεταζόμενη μελέτη της παρούσας εργασίας. Το δείγμα που εξέτασαν περιλάμβανε δεδομένα των χωρών ΗΠΑ, Ηνωμένο Βασίλειο, Γερμανία, Ιαπωνία και Γαλλία για την περίοδο 1960-2008. Σύμφωνα με τα αποτελέσματά που εξήχθησαν, στις τέσσερις πρώτες χώρες οι εγχώριες επενδύσεις χρηματοδοτούνταν από ξένες αποταμιεύσεις ή οι υπερβολικές εγχώριες αποταμιεύσεις επενδύονταν στο εξωτερικό, γεγονός που αντίκρουε την υπόθεση χαμηλών διεθνών ροών κεφαλαίων. Μόνο στην περίπτωση

της Γαλλίας εντοπίστηκε υψηλή συσχέτιση εγχώριων αποταμιεύσεων και επενδύσεων άρα ίσχυε η παραδοχή των Feldstein - Horioka.

Οι Petreska και Mojsoska-Blazevski (2013) αναζήτησαν τη σχέση εγχώριας αποταμίευσης – επενδύσεων για ομάδες χωρών της Νοτιοανατολικής Ευρώπης, της Κεντρικής και Ανατολικής Ευρώπης και της Κοινοπολιτεία Ανεξαρτήτων Κρατών για το χρονικό διάστημα 1991-2010. Διαπιστώθηκε η ύπαρξη σημαντικής, υψηλής συσχέτισης αποταμίευσης – επενδύσεων και στις τρεις περιπτώσεις των εξεταζόμενων δειγμάτων.

Ο Ketenci (2013) ερευνά την ύπαρξη της υπόθεσης των Feldstein – Horioka για τις EU15, NAFTA, G7 χώρες και για τις 26 χώρες του ΟΟΣΑ χρησιμοποιώντας ετήσια στοιχεία για το διάστημα 1970-2008. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα που προέκυψαν μόνο για τις χώρες της G7 εντοπίστηκε συσχέτιση εγχώριων αποταμιεύσεων και επενδύσεων που συνάδει με την θεωρία των Feldstein – Horioka ενώ για τις άλλες τρεις ομάδες χωρών, επιβεβαιώθηκε η εγκυρότητα της τέλει κινητικότητας κεφαλαίων.

Οι Holmes και Otero (2016) εξετάζουν ετήσια δεδομένα 25 χωρών του ΟΟΣΑ για την περίοδο 1970–2011, προτείνουν μια διαδικασία ελέγχου ανά ζεύγη και εξετάζουν τη σχέση μεταξύ εγχώριων επενδύσεων και ξένων αποταμιεύσεων αντί εγχωρίων. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα τους η κινητικότητα κεφαλαίων παρέμενε σχετικά περιορισμένη, αν και παρουσίαζε αύξηση για την τελευταία εικοσαετία του δείγματος. Επιπλέον, καθώς στο δείγμα περιλαμβάνονταν τόσο αναπτυγμένες όσο και αναπτυσσόμενες χώρες, από την έρευνα τους προέκυψε πως η κινητικότητα κεφαλαίων ήταν χαμηλότερη στις αναπτυσσόμενες από ότι στις αναπτυγμένες οικονομίες.

Οι Drakos, Kouretas, Stavroyiannis και Zarangas (2017) χρησιμοποιώντας στοιχεία για 14 χώρες μέλη της ΕΕ από το 1970 έως το 2013 και διεξάγοντας την υπό μελέτη έρευνα, κατέληξαν στην ύπαρξη στενής σχέσης μεταξύ εγχώριας αποταμίευσης και επενδύσεων μακροπρόθεσμα για το συγκεκριμένο δείγμα.

Ολοκληρώνοντας της βιβλιογραφική ανασκόπηση, η Dritsaki C. (2015) διεξήγαγε εμπειρική μελέτη στην οποία εξετάστηκε η συσχέτιση μεταξύ εγχώριων επενδύσεων, αποταμιεύσεων και οικονομικής ανάπτυξης για την Ελλάδα κατά τη χρονική περίοδο 1980-2012. Οι έλεγχοι που πραγματοποιήθηκαν οδήγησαν στο συμπέρασμα πως υπάρχει θετική, σημαντική συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών επένδυσης και αποταμίευσης μακροπρόθεσμα. Συνεπώς, η υπόθεση των Feldstein–

Horioka που παρουσιάζονταν, στην ελληνική ανοικτή οικονομία με παρουσία υψηλής κινητικότητας κεφαλαίων κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 1980 και 1990 δεν ισχύει. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας τόσο βραχυπρόθεσμα όσο και μακροπρόθεσμα παρατηρείται αιτιώδης σχέση με κατεύθυνση από την εγχώρια αποταμίευση προς την εγχώρια επένδυση. Η παραπάνω έρευνα αποτέλεσε το έναυσμα για την εμπειρική μελέτη που περατώνεται στην παρούσα διπλωματική εργασία.

2.4 Εξειδίκευση του υποδείγματος

Οι Feldstein και Horioka (1980) πρότειναν ένα μοντέλο βασισμένο στην κατάσταση ισορροπίας της αγοράς αγαθών σε μια προσπάθεια να εξηγήσουν το βαθμό κινητικότητας των κεφαλαίων. Στη μελέτη τους προσπάθησαν να εκτιμήσουν τη σύνδεση που δημιουργείται μεταξύ υψηλού επιπέδου εγχώριας αποταμίευσης και υψηλού βαθμού εγχώριας επένδυσης. Λαμβάνοντας υπόψη τη συνθήκη τέλειας κινητικότητας των κεφαλαίων η συσχέτιση μεταξύ αποταμίευσης και επενδύσεων θα έπρεπε να είναι σημαντικά ασθενής. Δηλαδή, η αυξημένη οικονομική ολοκλήρωση θα έπρεπε να μειώνει τη συσχέτιση μεταξύ ποσοστού εγχώριων επενδύσεων και ποσοστού εγχώριας αποταμίευσης. Οι Feldstein και Horioka (1980) χρησιμοποίησαν την ακόλουθη εξίσωση:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_t = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_t + v_t$$

Όπου:

- I είναι οι ακαθάριστες εγχώριες επενδύσεις,
- Y είναι το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν,
- S είναι η ακαθάριστη εγχώρια αποταμίευση,
- α είναι μία σταθερά,
- v είναι ο καινοτομικός όρος,
- t είναι ο χρόνος εκφρασμένος σε έτη και
- β είναι ο συντελεστής Feldstein – Horioka, που σύμφωνα με τη θεωρία τους αποτελεί το σύνδεσμο μεταξύ εγχώριας αποταμίευσης και εγχώριων επενδύσεων.

Στην προσπάθεια ελέγχου των διακυμάνσεων του επιχειρηματικού κύκλου στην εκτίμηση του β , οι μεταβλητές αποταμιεύσεις και επενδύσεις διαιρούνται με το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν.

Οι τιμές που λαμβάνει ο συντελεστής β κυμαίνονται μεταξύ 0 και 1. Αν στην παραπάνω εξίσωση ο συντελεστής $\beta = 1$ τότε συνεπάγεται πως δεν υπάρχει κινητικότητα κεφαλαίων, υπάρχει απόλυτη συσχέτιση μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών και συνεπώς επικρατεί απόλυτος οικονομικός αυταρκισμός στη συγκεκριμένη οικονομία δηλαδή δεν υπάρχουν ξένες επενδύσεις. Ενώ αν $\beta = 0$ υπάρχει τέλεια κινητικότητα κεφαλαίων όπου οι εγχώριες επενδύσεις χρηματοδοτούνται από ξένα κεφάλαια.

3 Μεθοδολογία

3.1 Εισαγωγή

Στην ενότητα που ακολουθεί αναλύεται το θεωρητικό υπόβαθρο των διαδικασιών που θα παρουσιαστούν στα επόμενα κεφάλαια της μελέτης. Αρχικά, γίνεται αναφορά στην στασιμότητα των χρονολογικών σειρών, τις προϋποθέσεις και τους ελέγχους που την χαρακτηρίζουν. Έπειτα παρουσιάζονται οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας που θα διεξαχθούν και ακολουθεί η παρουσίαση των σημαντικότερων μεθόδων συνολοκλήρωσης, που υποδεικνύουν την ύπαρξη ή όχι μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος. Στη συνέχεια, γίνεται αναφορά του θεωρητικού υπόβαθρου του υποδείγματος διόρθωσης λαθών το οποίο χρησιμοποιείται για τον εντοπισμό πιθανής βραχυχρόνιας σχέσης ισορροπίας. Τέλος, αναλύεται η θεωρητική βάση του ελέγχου αιτιότητας με τη χρήση του οποίου υποδεικνύεται ο τρόπος και το είδος επίδρασης μεταξύ των μεταβλητών.

3.2 Στασιμότητα των Χρονικών Σειρών

Βασικό μέλημα κάθε εμπειρικής έρευνας είναι ο έλεγχος της εγκυρότητας των υποθέσεων που γίνονται και η εκτίμηση της σχέσης των μεταβλητών μέσα από την οικονομική θεωρία. Βάση της στατιστικής ανάλυσης είναι τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται να παρουσιάζουν στασιμότητα και ως εκ τούτου κατά την έναρξη κάθε νέας μελέτης διεξάγεται ο σχετικός έλεγχος.

Στα πλαίσια των εμπειρικών ερευνών χρησιμοποιούνται σειρές χρονικών δεδομένων που αποτελούνται από σύνολα τιμών που λαμβάνουν οι υπό εξέταση μεταβλητές για κάποιο χρονικό διάστημα. Η συλλογή τυχαίων μεταβλητών, οι οποίες αντιπροσωπεύουν την εξέλιξη κάποιου συστήματος με τυχαίες τιμές κατά τη πάροδο του χρόνου ορίζεται ως στοχαστική διαδικασία. Το διάστημα χρόνου μεταξύ των τιμών του δείγματος ορίζεται από τον ερευνητή και της ανάγκες της διενεργούμενης έρευνας.

Προκειμένου να εκτιμηθεί ορθά το κάθε υποδείγματα οι χρονικές σειρές που χρησιμοποιούνται πρέπει να είναι στάσιμες, διαφορετικά υπάρχει σημαντική πιθανότητα οι παλινδρομήσεις που θα εξεταστούν να είναι κίβδηλες. Δηλαδή, τα

αποτελέσματα που προκύπτουν μπορεί να είναι φαινομενικά ορθά αλλά στην πραγματικότητα να διαφωνούν με την οικονομική θεωρία.

Μια χρονική σειρά ορίζεται ως (ασθενώς) στάσιμη όταν οι τιμές της ταλαντεύονται γύρω από το μέσο, που σημαίνει οι τιμές που αυτή παίρνει στα διάφορα χρονικά διαστήματα έχουν τον ίδιο μέσο, την ίδια διακύμανση και η τιμή της συνδιακύμανσης της μεταξύ δύο χρονικών περιόδων εξαρτάται μόνον από την υστέρηση μεταξύ των δύο χρονικών περιόδων, δηλαδή από την απόσταση ανάμεσα στα δύο αυτά χρονικά σημεία και όχι από την πραγματική χρονική περίοδο που υπολογίζει η συνδιακύμανση. (Δριτσάκης, 2006)

Συνεπώς μια χρονική σειρά X_t είναι στάσιμη όταν ισχύουν οι τρεις παρακάτω προϋποθέσεις:

1. Η αναμενόμενη τιμή είναι: $E(X_t) = \mu$
2. Η διακύμανση είναι: $Var(X_t) = \sigma^2$
3. Η συνδιακύμανση είναι: $Cov(X_t, X_{t+k}) = \mu, \forall X$ και $k \neq 0$

3.3 Έλεγχοι Μοναδιαίας ρίζας

3.3.1 Επαυξημένος Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των Dickey και Fuller

Στην μελέτη χρονολογικών σειρών, ο όρος μοναδιαία ρίζα αναφέρεται στην ισότητα κάποιας από τις λύσεις του παρακάτω πολυωνύμου με την μονάδα, δηλαδή την τοποθέτηση της πάνω στον μοναδιαίο κύκλο.

$$f(x) = 1 - \rho_1 x - \rho_2 x^2 - \rho_3 x^3 - \dots - \rho_n x^n = 0$$

Ο έλεγχος των Dickey-Fuller (1979 - DF) εξετάζει τη στασιμότητα, την ύπαρξη ή μη μοναδιαίας ρίζας, στο υπό εξέταση υπόδειγμα:

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + u_t$$

όπου:

$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ η πρώτη διαφορά της χρονοσειράς Y_t ,

β : ο συντελεστής προσδιορισμού,

u_t : ο διαταρακτικός όρος.

Οι υποθέσεις για τον έλεγχο είναι οι εξής:

- Μηδενική υπόθεση $H_0: \beta = 0$, η χρονοσειρά είναι μη στάσιμη (υπάρχει μοναδιαία ρίζα.)

- *Εναλλακτική υπόθεση $H_1: \beta < 0$, η χρονοσειρά είναι στάσιμη (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα.)*

Οι Dickey και Fuller (1981) προτείνουν τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey - Fuller –ADF ο οποίος διαφέρει από των DF ως προς το δεξιό μέλος της εξίσωσης όπου περιλαμβάνονται επιπλέον οι υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής οι οποίες διορθώνουν την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Στο συγκεκριμένο έλεγχο ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων πρέπει να είναι τέτοιος ώστε να μην υπάρχουν αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα. Για τον προσδιορισμό του κατάλληλου αριθμού χρονικών υστερήσεων μπορούν να χρησιμοποιηθούν τα κριτήρια των Akaike (AIC) , Schwartz (SCH), Hannan-Quinn (HQ) και η τροποποίηση των τριών κριτηρίων. Οι τρεις μορφές εξισώσεων του επαυξημένου D-F είναι:

- Χωρίς σταθερά και χωρίς τάση : $\Delta Y_t = \beta Y_{t-1}$
- Με σταθερά και χωρίς τάση: $\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1}$
- Με σταθερά και τάση: $\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + u_t$

Όπου $t = 1, 2, \dots, n$ και p ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων. Ως υποθέσεις ελέγχου ισχύουν οι παραπάνω του ελέγχου Dickey-Fuller (DF).

3.3.2 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των Phillips και Perron

Στον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας, οι Dickey και Fuller για να αντιμετωπίσουν το πρόβλημα αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα εφάρμοσαν την επαύξηση της εξίσωσης με επιπλέον όρους των διαφορών της εξαρτημένης μεταβλητής.

Οι Phillips και Perron (1988) πρότειναν μια διαφορετική προσέγγιση για την αντιμετώπιση της πιθανή μη τυχαιότητα των καταλοίπων τροποποιώντας τα στατιστικά κριτήρια της t κατανομής με τη βοήθεια μη παραμετρικών μεθόδων. Η ελεγχόμενη παλινδρόμηση των Phillips και Perron (1998) είναι το αυτοπαλίνδρομο σχήμα πρώτου βαθμού, AR (1), και μπορεί να περιλαμβάνει σταθερό όρο ή / και χρονική τάση με μορφές εξισώσεων:

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + v_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + v_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \delta_t + v_t$$

Η τροποποιημένη t – στατιστική του ελέγχου των Phillips και Perron (PP) είναι :

$$t_{PP} = t_{\beta} \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{(f_0 - \gamma_0) s_{\hat{\beta}}}{f_0^{1/2} s}$$

όπου, t_{β} και $s_{\hat{\beta}}$ είναι, αντίστοιχα, η t-στατιστική και το τυπικό σφάλμα του β στις παλινδρομήσεις των προαναφερθέντων τριών εξισώσεων, s είναι το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης, f_0 είναι ένας εκτιμητής του φάσματος των καταλοίπων σε μηδενική συχνότητα, γ_0 είναι ένας συνεπής εκτιμητής της διακύμανσης των καταλοίπων u_t και T είναι το μέγεθος του δείγματος. Ο έλεγχος PP απαιτεί την εξειδίκευση του υποδείγματος προσδιορίζοντας αν το υπόδειγμα θα περιλαμβάνει σταθερό όρο, χρονική τάση ή τίποτα από τα δύο και την επιλογή της μεθόδου εκτίμησης του f_0 . Η παραγόμενη ποσότητα t_{PP} -στατιστική ακολουθεί την ίδια ασυμπτωτική κατανομή με την t-στατιστική του ελέγχου των Dickey και Fuller, και επομένως μπορούν να χρησιμοποιηθούν οι ίδιες κριτικές τιμές ενώ ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων ορίζεται από τους Newey-West. Με τον έλεγχο των Phillips-Perron και τη διόρθωση της t-κατανομής λαμβάνονται υπόψη η αυτοσυσχέτιση και η ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων.

3.4 Συνολοκλήρωση

Σκοπός των περισσότερων οικονομετρικών μελετών είναι ο εντοπισμός συσχετίσεων μεταξύ των υπό εξέταση μεταβλητών. Βέβαια, η ύπαρξη τάσης στις χρονικές σειρές που χρησιμοποιούνται σε ένα υπόδειγμα, είτε είναι στοχαστική είτε είναι προσδιοριστική, αποτελεί ένα σημαντικό πρόβλημα αφού οδηγεί σε ψευδείς (κίβδηλες) παλινδρομήσεις και συνεπώς αποτελέσματα χωρίς καμία πραγματική συσχέτιση. Προκειμένου, να αποφευχθεί το πρόβλημα της φαινομενικής παλινδρόμησης, χρησιμοποιούνται οι πρώτες διαφορές και όχι τα επίπεδα των τιμών των μεταβλητών. Με την χρήση των πρώτων διαφορών των σειρών τα αποτελέσματα που εξάγονται αφορούν βραχυχρόνιες και όχι μακροχρόνιες καταστάσεις που θα εντοπίζονταν στα επίπεδα των χρονικών τιμών.

Η αδυναμία χρησιμοποίησης των πρώτων διαφορών και η ακαταλληλότητα των επιπέδων όταν οι χρονολογικές σειρές είναι ολοκληρωμένες μπορεί να παρακαμφθεί αν οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες (Χρήστου Γ., 2011). Για το σκοπό αυτό αναπτύχθηκε η μεθοδολογία συνολοκλήρωσης, όπου αν οι χρονικές σειρές ενός υποδείγματος είναι μη στάσιμες στα επίπεδα τους, μπορούν να

ολοκληρωθούν με βαθμό ολοκλήρωσης 1 όταν οι πρώτες διαφορές τους είναι στάσιμες. Οι παραπάνω μεταβλητές μπορούν να συνολοκληρωθούν αν υπάρχει ένας ή περισσότεροι γραμμικοί συνδυασμοί μεταξύ των μεταβλητών που να είναι στάσιμοι. Αν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται, τότε υπάρχει μια σταθερή μακροπρόθεσμη γραμμική σχέση μεταξύ τους. Η εξίσωση αυτή αναπαριστά την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που υπάρχει μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος (Δριτσάκης,2013).

Γενικά στην οικονομετρική θεωρία ισχύει πως εάν δύο ή περισσότερες μη στάσιμες μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες τάξεως d , τότε υπάρχει γραμμικός συνδυασμός τους ολοκληρωμένος τάξεως $(d-b)$ και υπάρχει συνολοκλήρωση τάξεως (d, b) όπου $0 \leq b \leq d$. Στην περίπτωση που υπάρχει ένας τέτοιος γραμμικός συνδυασμός, υφίσταται μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών, παρουσιάζουν μακροχρόνιες τάσεις, παρόλο που οι βραχυχρόνιες διακυμάνσεις τους μπορεί να μην σχετίζονται μεταξύ τους (Κάτος Α. 2004).

Στην βιβλιογραφία συναντώνται δύο βασικές κατηγορίες μεθόδων για την συνολοκλήρωση. Η πρώτη κατηγορία αναφέρεται στις μεθόδους της μιας εξίσωσης (Engle-Granger, Phillips-Qualiaris) όπου βασίζονται στην τροποποιημένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Η δεύτερη κατηγορία αναφέρεται σε σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι σειρές μπορούν να εμφανιστούν ως ενδογενείς και ως εξωγενείς μεταβλητές με χρονικές υστερήσεις. Η πιο διαδεδομένη μέθοδος σε αυτήν την κατηγορία είναι του Johansen (1988) η οποία εφαρμόζεται αρχικά στις μελέτες των Johansen (1988) και Johansen and Juselius (1990).

3.4.1 Μεθοδολογία συνολοκλήρωσης των Engle – Granger

Η μεθοδολογία των Engle και Granger (1987) στηρίζεται στον έλεγχο στασιμότητας των κατάλοιπων ο οποίος χρησιμοποιεί τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey – Fuller. Στη συγκεκριμένη μεθοδολογία αρχικά προσδιορίζεται η τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών και εφόσον είναι ίδια πραγματοποιείται ο έλεγχος μοναδιαία ρίζα στα κατάλοιπα. Αν οι διαταρακτικοί όροι είναι στάσιμοι μίας τάξης μικρότερη από των μεταβλητών τότε υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των εξεταζόμενων δεδομένων και επομένως υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Σύμφωνα με τη μέθοδο των Engle και Granger, αρχικά εκτιμάται η ακόλουθη

εξίσωση συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και αποθηκεύονται τα κατάλοιπα της.

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

Έπειτα εφαρμόζεται η μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών για τη στασιμότητα των καταλοίπων στην εξίσωση:

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

Οι υποθέσεις που ελέγχονται είναι οι:

$H_0: \delta_2 = 0$, δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα, δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών,

$H_1: \delta_2 < 0$, υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα, υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών.

Εάν οι χρονολογικές σειρές δεν είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης η συγκεκριμένη μέθοδος δεν μπορεί να εφαρμοστεί. Σε αυτήν την περίπτωση θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος ARDL (Auto-Regressive Distributed Lag) ως εναλλακτική για τον έλεγχο μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας.

3.4.2 Μεθοδολογία συνολοκλήρωσης των Phillips – Qualiariis

Η βάση της μεθοδολογίας που αναπτύχθηκε από τους Phillips και Qualiariis (1990) είναι παρόμοια με τη διαδικασία που ακολουθείται στη μέθοδο των Engle και Granger με μόνη διαφοροποίηση τον έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων που σε αυτήν την περίπτωση χρησιμοποιείται ο έλεγχος των Phillips και Perron αντί του επαυξημένο έλεγχο των Dickey – Fuller.

3.4.3 Μέθοδος συστήματος εξισώσεων (Μέθοδος Johansen)

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης της μεγίστης πιθανοφάνειας (ML) του Johansen (1988) αποτελεί μια βελτιωμένη έκδοση του Granger ελέγχου που στηρίζεται στη μεθοδολογία των υποδειγμάτων αυτοπαλίνδρομων διανυσμάτων VAR.

Ένα υπόδειγμα VAR είναι ένα μοντέλο παλινδρόμησης ενός συστήματος εξισώσεων στο οποίο υπάρχουν μόνο ενδογενείς μεταβλητές. Όλες οι ενδογενείς μεταβλητές ερμηνεύονται από χρονικές υστερήσεις των ίδιων καθώς και των υπόλοιπων ενδογενών μεταβλητών. Στο VAR υπόδειγμα εξετάζονται οι αλληλεπιδράσεις ανάμεσα σε μια ομάδα μεταβλητών και πιο συγκεκριμένα η σχέση

και η επίδραση που έχει κάθε μια των μεταβλητών που συμμετέχουν στο υπόδειγμα που κατά περίπτωση μελετάται.

Έστω το παρακάτω διάνυσμα X_t μη στάσιμων ολοκληρωμένων μεταβλητών πρώτης τάξης h που εκφράζεται από το αυτοπαλίνδρομο διάνυσμα p τάξης:

$$X_t = L_1 X_{t-1} + \dots + L_p X_{t-p} + M Y_t + u_t$$

Όπου:

L_1, \dots, L_p : οι μήτρες διαστάσεων $n \times h$ των παραμέτρων τάξης p ,

u_t : το διάνυσμα των καταλοίπων,

X_t : ένα $h \times 1$ διάνυσμα μεταβλητών ολοκληρωμένων τάξης 1, $I(1)$

$M Y_t$: ένα διάνυσμα μη στοχαστικών μεταβλητών.

Το παραπάνω υπόδειγμα μπορεί να εκφραστεί και σε όρους πρώτων διαφορών με διόρθωση λαθών, με τη μορφή υποδείγματος VEC (Vector Error Correction, VEC) ως:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} L_i \Delta X_{t-i} + M Y_t + u_t$$

Όπου: $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ και $N_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$, με $i=1, 2, \dots, p$.

Η μήτρα Π διαστάσεων $n \times h$ περιλαμβάνει την πληροφορία σχετικά με τις μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας και ονομάζεται μήτρα ισορροπίας. Ο βαθμός της μήτρας προσδιορίζει την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος X_t . Τρεις περιπτώσεις διακρίνονται σχετικά με βαθμό της μήτρας Π , στο εξής $r(\Pi)$:

- $r(\Pi) = 0$, μηδενικός πίνακας : Κάθε στοιχείο της Π είναι μηδέν. Οπότε το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VEC) γίνεται υπόδειγμα VAR στις πρώτες διαφορές ΔX_t όπου οι μεταβλητές του είναι ολοκληρωμένες μηδενικής τάξης $I(0)$, αφού οι μεταβλητές X_t είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης $I(1)$. Σε αυτή την περίπτωση οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.
- $r(\Pi) = n$, πλήρης βαθμός : Ισχύει όταν το διάνυσμα των μεταβλητών X_t είναι στάσιμο οπότε το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VEC) δεν έχει νόημα.
- $r(\Pi) < n$, μειωμένος βαθμός : Οι στήλες της μήτρας Π δεν είναι όλες γραμμικά ανεξάρτητες και επιτρέπει τη δυνατότητα σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος X_t . Στην περίπτωση που η μήτρα Π έχει βαθμό μικρότερο από την τάξη p που ταυτίζεται με τον αριθμό των ενδογενών μεταβλητών, τότε οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται και ο αριθμός που

υποδηλώνει το βαθμό δηλώνει και τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης.

Το πλήθος των σχέσεων συνολοκλήρωσης προσδιορίζεται από το βαθμό της μήτρας Π . Εάν n οι ενδογενείς μεταβλητές και κάθε μια είναι $I(1)$ τότε μπορούν να υπάρχουν το πολύ $n - 1$ γραμμικά ανεξάρτητες σχέσεις συνολοκλήρωσης. Στην περίπτωση του διμεταβλητού υποδείγματος είναι δυνατό να υπάρχει το πολύ μια ανεξάρτητη σχέση συνολοκλήρωσης.

Ο έλεγχος ML του Johansen εξετάζει τη σχέση συνολοκλήρωσης περισσότερων από δύο μεταβλητών και με τη χρήση της συγκεκριμένης μεθόδου είναι εφικτή η εκτίμηση όλων των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων. Στο συγκεκριμένο έλεγχο ισχύει πως εάν n μεταβλητές παρουσιάζουν μοναδιαία ρίζα, τότε υπάρχουν το πολύ $n - 1$ συνολοκληρωμένα διανύσματα. Η μεθοδολογία βασίζεται στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας (ML) και στην ιδέα της παλινδρόμησης ελαττωμένου βαθμού (reduced ranked regression).

Στις μελέτες Johansen (1988) και Johansen και Juselius (1990) προτάθηκαν δύο στατιστικά κριτήρια για τον έλεγχο των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων, την στατιστική του ίχνους και την στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής. Σε περιπτώσεις όπου τα αποτελέσματα των δύο κριτηρίων δεν καταλήγουν στο ίδιο αποτέλεσμα, ισχυρότερο θεωρείται το αποτέλεσμα της στατιστικής του ίχνους.

Σύμφωνα με την μέθοδο Johansen για την εκτίμηση των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων αρχικά εκτιμάται η τάξη του αυτοπαλινδρομου διανυσματικού υποδείγματος (VAR) χρησιμοποιώντας τα κριτήρια των Akaike (AIC), Schwartz (SCH), Hannan και Quinn (HQ), της μέγιστης λογαριθμικής πιθανοφάνειας (LR) και του τελικού σφάλματος πρόβλεψης (FPE). Έπειτα, εκτιμώντας τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τον υπολογισμό των στατιστικών του ίχνους και της μέγιστης ιδιοτιμής προσδιορίζεται ο βαθμός συνολοκλήρωσης του υποδείγματος. Τέλος, χρησιμοποιώντας το βαθμό συνολοκλήρωσης r (όπου $r < p$: αριθμός μεταβλητών) εκτιμώνται τα διανύσματα συνολοκλήρωσης με την μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας.

Σύμφωνα με την παραπάνω μεθοδολογία, οι δύο υποθέσεις που μπορεί να ισχύουν για την ύπαρξη των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης είναι να υπάρχουν το πολύ r διανύσματα, έναντι της εναλλακτικής ότι υπάρχουν $r+1$ διανύσματα.

3.5 Υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (Error Correction Model)

Με την εφαρμογή των ελέγχων συνολοκλήρωσης που παρουσιάστηκαν στην υποενότητα 3.4 εκτιμάται η ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών εφόσον αυτές είναι συνολοκληρωμένες. Οι Engel και Granger (1987) απέδειξαν ότι αν δύο μεταβλητές έστω X και Y είναι συνολοκληρωμένες, τότε η μεταξύ τους βραχυχρόνια σχέση ανισορροπίας μπορεί πάντοτε να διατυπωθεί ως ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (Χρήστου Γ., 2011). Το προηγούμενο αποτέλεσμα είναι γνωστό ως θεώρημα αντιπροσωπεύσεως του Granger. Σε περιπτώσεις που δεν υφίσταται μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών, το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών δεν αναπαριστά τη βραχυχρόνια συμπεριφορά.

Ο μηχανισμός διόρθωσης λαθών μιας εξίσωσης διατυπώνεται παρακάτω και έχει τη μορφή:

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

Όπου:

- $\text{lagged}(\Delta Y_t, \Delta X_t, \dots)$: οι πρώτες διαφορές των μεταβλητών ή διαφορετικά οι πρώτες υστερήσεις των μεταβλητών του υποδείγματος
- λ : ο βραχυπρόθεσμος συντελεστής προσαρμογής ή σφάλμα ανισορροπίας, που λαμβάνει τιμές $0 < \lambda < 1$
- u_{t-1} : τα εκτιμημένα κατάλοιπα της παλινδρόμησης συνολοκλήρωσης
- e_t : είναι λευκός θόρυβος.

Σε συστήματα εξισώσεων οι συναρτήσεις του υποδείγματος διόρθωσης λαθών λαμβάνουν αντίστοιχα τη μορφή:

$$\Delta Y_t = \text{lagged}(\Delta Y_t, \Delta X_t, \dots) + \lambda_1 * u_{t-1} + e_t, \text{ για } |\lambda_1| \neq 0,$$

$$\Delta X_t = \text{lagged}(\Delta Y_t, \Delta X_t, \dots) + \lambda_2 * u_{t-1} + e_t, \text{ για } |\lambda_2| \neq 0, \dots$$

Το σφάλμα ανισορροπίας χρησιμοποιείται για τη συνένωση βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας συμπεριφορά των μεταβλητών του υποδείγματος.

Σύμφωνα με τους Engle και Granger (1987), η εκτίμηση ενός υποδείγματος διόρθωσης λαθών μπορεί να γίνει σε δύο στάδια τα οποία έπονται του ελέγχου συνολοκλήρωσης. Στο αρχικό στάδιο πραγματοποιείται η εκτίμηση της συνάρτησης συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και υπολογίζονται τα κατάλοιπα. Έπειτα, τα πραγματικά λάθη ανισορροπίας που προκύπτουν

αντικαθίστανται με τα εκτιμημένα κατάλοιπα και γίνεται εκτίμηση της νέα εξίσωσης που παρουσιάστηκε παραπάνω με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Το δεύτερο στάδιο της ανωτέρω διαδικασίας οφείλεται στην δυναμικότητα του υποδείγματος διόρθωσης λαθών (Συριόπουλος & Φίλιππας, 2010). Επειδή η υστέρηση του σφάλματος ανισορροπίας u_{t-1} δεν είναι γνωστή και συνεπώς το υπόδειγμα δεν εκτιμάται άμεσα, προτείνεται η αντικατάσταση των διαταρακτικών όρων με την εκτίμηση του πρώτου σταδίου χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων του στατικού υποδείγματος της συνολοκληρωμένης εξίσωσης.

3.6 Προβλέψεις

Στα συστήματα εξισώσεων πολλών μεταβλητών, το ενδιαφέρον των ερευνητών επικεντρώνεται στην ύπαρξη επίδρασης μεταξύ των μεταβλητών καθώς και στην κατεύθυνση αυτής. Σύμφωνα με την υπάρχουσα βιβλιογραφία, η ύπαρξη υψηλής συσχέτισης μεταξύ μεταβλητών δεν αποτελεί σε καμία περίπτωση απόδειξη ότι υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των υπό μελέτη μεταβλητών.

Η παραπάνω δυσκολία ως προς τον καθορισμό της αληθινής αιτιακής σχέσης μεταξύ οικονομικών μεταβλητών οδήγησαν τον Granger (1969) στην ανάπτυξη της οικονομικής έννοιας της αιτιότητας γνωστής ως «αιτιότητα κατά Granger» (Granger Causality).

3.6.1 Αιτιότητα κατά Granger

Έστω δύο μεταβλητές, X και Y και έστω ότι εξετάζεται η αιτιακή σχέση μεταξύ αυτών που μπορεί να υπάρχει. Σύμφωνα με τη θεωρία του Granger, μία μεταβλητή X προκαλεί κατά Granger μία άλλη Y , αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από τις τιμές της μεταβλητής X βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της Y (Δημέλη,2013).

Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger γίνεται με την χρήση VAR υποδειγμάτων. Έστω ότι εξετάζονται οι παρακάτω χρονολογικές σειρές.

$$Y_t = \mu_0 + \alpha_i Y_{t-i} + \beta_i X_{t-i} + u_t$$

$$X_t = \lambda_0 + \gamma_i Y_{t-i} + \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Προϋποθέσεις των παραπάνω υποδειγμάτων είναι οι τρέχουσες τιμές της Y να είναι συνάρτηση των προηγούμενων τιμών της, καθώς και των προηγούμενων τιμών της X και οι καινοτομικοί όροι u_t και ε_t , να μην συσχετίζονται (αντίστοιχα και για την X). Από τα παραπάνω υποδείγματα προκύπτουν οι παρακάτω τέσσερεις περιπτώσεις.

- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} δεν είναι στατιστικά διαφορετικοί από το μηδέν (στατιστικά ασήμαντοι) τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας κατά Granger από την μεταβλητή X προς την Y .
- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} είναι στατιστικά ασήμαντοι, ενώ οι γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} είναι στατιστικά σημαντικοί, τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας κατά Granger από την μεταβλητή Y προς την X .
- Αν οι συντελεστές β_i και γ_i των μεταβλητών Y και X αντίστοιχα είναι στατιστικά σημαντικοί και στις δύο παλινδρομήσεις, τότε έχουμε αμφίδρομη σχέση αιτιότητας.
- Τέλος, αν οι συντελεστές των Y και X είναι στατιστικά διάφοροι του μηδενός και στις δύο παλινδρομήσεις, τότε υπάρχει ανεξαρτησία μεταξύ τους.

Για τον έλεγχο των παραπάνω περιπτώσεων εφαρμόζεται το κριτήριο της κατανομής F του Wald για την από κοινού σημαντικότητα των παραμέτρων των χρονικών υστερήσεων των μεταβλητών:

$$F = \frac{\left[\frac{SSR^R - SSR^U}{k} \right]}{\frac{SSR^U}{n - 2k - 1}}$$

Όπου:

- SSR^R είναι το άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης με περιορισμό (παλινδρόμηση μόνο των υστερήσεων της μεταβλητής X),
- SSR^U είναι το άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης της παλινδρόμησης χωρίς περιορισμό,
- k είναι ο αριθμός των περιορισμών,
- n είναι το μέγεθος του δείγματος.

Οι υποθέσεις αιτιότητας που διαμορφώνονται όσον αφορά τη μεταβλητή X :

- $H_0 : [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_i]=0$. Η μεταβλητή X δεν αιτιάζεται της Y .
- $H_1 : [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_i]\neq 0$. Η μεταβλητή X αιτιάζεται της Y .

Αντίστοιχα για την μεταβλητή Y οι υποθέσεις που ισχύουν είναι:

- $H_0 : [\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_i]=0$. Η μεταβλητή Y δεν αιτιάζεται της X .
- $H_1 : [\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_i]\neq 0$. Η μεταβλητή Y αιτιάζεται της X .

Αν η υπολογισμένη τιμή του F συγκρινόμενη με την κριτική τιμή της κατανομής F , είναι μεγαλύτερη σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha\%$, τότε η μηδενική υπόθεση H_0 απορρίπτεται και γίνεται αποδεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 . Δηλαδή, ισχύει ότι η μεταβλητή X αιτιάζεται της Y για την πρώτη συνάρτηση ή η μεταβλητή Y αιτιάζεται της X για τη δεύτερη συνάρτηση.

Στην περίπτωση που η υπολογισμένη τιμή F είναι μικρότερη της κριτικής τιμής της κατανομής F , ισχύει η μηδενική υπόθεση H_0 . Δηλαδή, η μεταβλητή X δεν αιτιάζεται της Y για την πρώτη συνάρτηση ή η μεταβλητή Y δεν αιτιάζεται της X για τη δεύτερη συνάρτηση.

Προκειμένου να διαπιστωθεί μονόδρομη σχέση αιτιότητας της X προς την Y , πρέπει να ελεγχθεί η υπόθεση για τις υστερήσεις της Y πάνω στη μεταβλητή X .

3.6.2 Μέθοδος ανάλυσης διακύμανσης (Variance Decomposition Method)

Η ανάλυση διακύμανσης αποτελεί ένα στατιστικό εργαλείο ανάλυσης που διαχωρίζει την συνολική διακύμανση σε δύο τμήματα, αυτό που οφείλεται σε συστημικούς παράγοντες και σε αυτό που οφείλεται σε τυχαίους παράγοντες. Το τμήμα που αφορά τους συστημικούς παράγοντες έχει στατιστική επιρροή στο δείγμα και αποτελεί αντικείμενο μελέτης, σε αντίθεση με τμήμα που οφείλεται σε τυχαίους παράγοντες που δεν χρήζει περαιτέρω ανάλυσης. Στις οικονομετρικές μελέτες χρησιμοποιείται για να προσδιοριστεί η επιρροή που έχουν οι ανεξάρτητες στις εξαρτημένες μεταβλητές.

Η εν λόγω μέθοδος βρίσκει εφαρμογή στη ανάλυση χρονικών σειρών, στα διανυσματικά αυτοπαλίνδρομα μοντέλα (VAR), προκειμένου να εξεταστεί η δύναμη της αιτιώδους σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Η ανάλυση της διακύμανσης υποδεικνύει την ποσότητα της πληροφορίας που κάθε μεταβλητή μεταφέρει στις άλλες μεταβλητές κατά τη διαδικασία της αυτοπαλινδρόμησης ενώ παράλληλα

καθορίζει το ποσοστό από την πρόβλεψη της διακύμανση σφάλματος κάθε μεταβλητής που μπορεί να εξηγηθεί από εξωγενείς διαταραχές σε άλλες μεταβλητές.

4 Περιγραφή και παρουσίαση των μεταβλητών

4.1 Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο που ακολουθεί πραγματοποιείται περιγραφή των δεδομένων, στατιστική ανάλυση και διαγραμματική απεικόνιση των εξεταζόμενων μεταβλητών που θα χρησιμοποιηθούν στην ανάλυση που παρουσιάζεται στη συνέχεια.

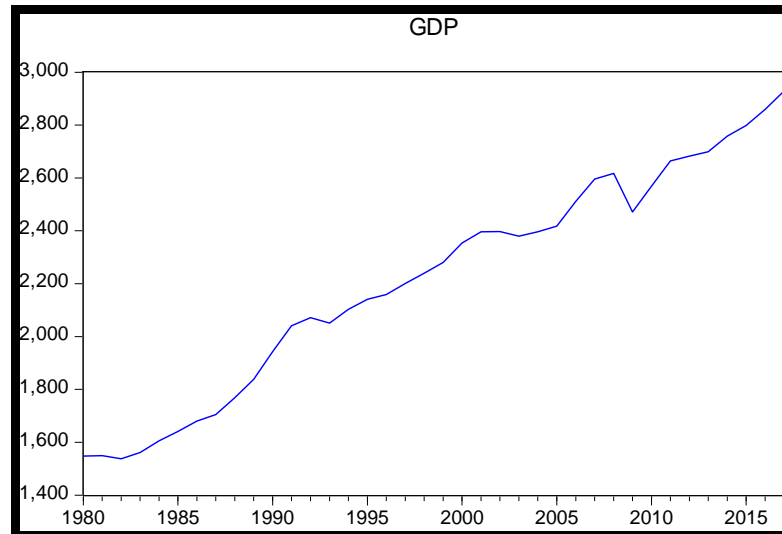
Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για την εκπόνηση της συγκεκριμένης μελέτης αντλήθηκαν από την Βάση Δεδομένων της Παγκόσμιας Τράπεζας και πιο συγκεκριμένα από τις διεθνείς χρηματοοικονομικές στατιστικές του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου. Οι μεταβλητές που επιλέχθηκαν αφορούν την εγχώρια αποταμίευση (Savings -SAV), τις εγχώριες επενδύσεις (Investments – INV) και το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (Gross Domestic Product – GDP) της Γερμανία για τη χρονική περίοδο 1980 – 2017. Τα δεδομένα των χρονοσειρών αναφέρονται σε δισεκατομμύρια ευρώ, είναι σε σταθερές τιμές και έχουν ως έτος βάσης το 2010. Στο Παράρτημα Α παρατίθεται ο πίνακας με τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν. Η οικονομετρική ανάλυση των δεδομένων πραγματοποιήθηκε με τη χρήση του λογισμικού Eviews9.

4.2 Γραφική απεικόνιση των δεδομένων

Από τα διαγράμματα που ακολουθούν παρατηρείται πως με την πάροδο των χρόνων οι υπό εξέταση μεταβλητές ακολούθησαν γενικά μια ανοδική πορεία παρόλες τις διακυμάνσεις τους.

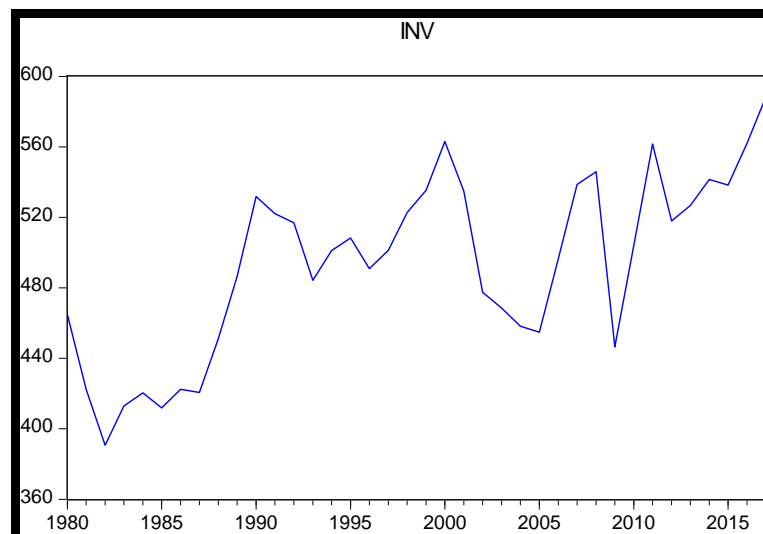
Το ΑΕΠ αποτελεί έναν από τους βασικούς δείκτες για την μέτρηση της οικονομικής ευημερίας μιας οικονομίας. Παρατηρώντας το Διάγραμμα 4.1, στην περίπτωση της Γερμανίας το ΑΕΠ ακολουθεί μια σταθερά ανοδική πορεία κατά το εξεταζόμενο διάστημα. Μόνη εξαίρεση αποτελεί η πτωτική πορεία που παρατηρείται τα έτη 2008 έως 2009 όπου η παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση επηρέασε και τη Γερμανία. Οι μειώσεις στο εισόδημα των νοικοκυριών, της απασχόλησης, της ζήτησης αγαθών, σε συνδυασμό με την πολιτική αστάθεια εντός της ζώνης του Ευρώ κλυδώνισαν παροδικά την οικονομική ανάπτυξη της Γερμανίας. Βέβαια, έπειτα από ορθούς χειρισμούς της κατάστασης, η χώρα επιστρέφει στην κανονικότητα τον αμέσως επόμενο χρόνο επανερχόμενη στην ανοδική πορεία του ΑΕΠ για το υπόλοιπο διάστημα μελέτης.

Διάγραμμα 4. 1: Διαχρονική μεταβολή του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος της Γερμανίας 1980-2017



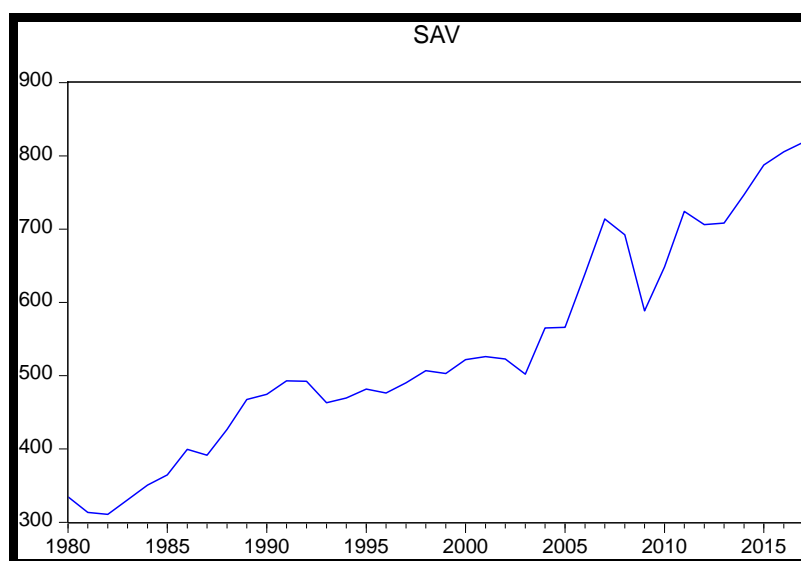
Ακολουθεί η διαγραμματική απεικόνιση των εγχώριων επενδύσεων της οικονομίας της Γερμανίας για την ίδια χρονική περίοδο. Από το διάγραμμα 4.2 γίνεται αντιληπτό πως δεν υπάρχει κάποια σταθερή πορεία στην περίπτωση των επενδύσεων. Υπάρχει μια γενική αυξητική τάση παρατηρώντας την διαχρονική εξέλιξη ως σύνολο, όμως εντοπίζονται πολλές επιμέρους αυξομειώσεις στο εξεταζόμενο χρονικό διάστημα. Οι εγχώριες επενδύσεις το διάστημα 1980 – 2000 παρουσιάζουν μια σημαντική ανοδική πορεία η οποία περιορίζεται τα έτη 2000 έως 2005. Ακολουθεί περίοδος αυξομειώσεων σε μια προσπάθεια εξυγίανσης της πτώσης των προηγούμενων χρόνων έως το έτος 2012 όπου επανέρχεται η κανονικότητα δηλαδή η αυξανόμενη πορεία που παρουσιάζονταν για τη συγκεκριμένη μεταβλητή στη χώρα.

Διάγραμμα 4. 2: Διαχρονική μεταβολή των εγχώριων επενδύσεων της Γερμανίας 1980-2017



Παρόμοια πορεία με του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος ακολουθεί η μεταβλητή εγχώριας αποταμίευσης της Γερμανίας για την εξεταζόμενη περίοδο. Πιο συγκεκριμένα, οι εγχώριες αποταμιεύσεις αυξάνονται την περίοδο 1980 έως 2007, ακολουθεί καθοδική πορεία κατά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης έως το έτος 2009 και έπειτα επανέρχεται σε ρυθμό αύξησης έως το έτος 2017 που ολοκληρώνεται το διάστημα μελέτης (Διάγραμμα 4.3).

Διάγραμμα 4. 3: Διαχρονική μεταβολή των εγχώριων αποταμιεύσεων της Γερμανίας 1980-2017



4.3 Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των δεδομένων

Στην ενότητα που ακολουθεί παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των μεταβλητών που χρησιμοποιούνται στη παρούσα εργασία. Στον πίνακα 4.1 παρατίθενται στοιχεία που αφορούν τη μέση τιμή (Mean), τη διάμεσο (Median), τη μέγιστη (Maximum) και ελάχιστη (Minimum) τιμή των δεδομένων. Επιπλέον, παρουσιάζονται στοιχεία για την τυπική απόκλιση των μέσων (Std. Dev.) η οποία εκφράζει την απόκλιση των δεδομένων από τη δειγματική μέση τιμή και την ασυμμετρία (Skewness) δηλαδή το δείκτη που σχετίζεται με τη συμμετρικότητα της κατανομή του δείγματος. Ενδιαφέρον επίσης παρουσιάζουν τα στοιχεία για το συντελεστή κύρτωσης (Kurtosis) ο οποίος αναφέρεται στην κυρτότητα της κατανομής των δεδομένων και τη συγκέντρωση των τιμών γύρω από τη μέση τιμή και τα στοιχεία για την τιμή Jarque – Bera (JB statistic) που σχετίζεται με την κανονικότητα της κατανομής.

Πίνακας 4. 1: Περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών του υπό εξέτασης υποδείγματος

	GDP	INV	SAV
Mean	2214.786	493.2771	534.8637
Median	2260.075	501.2548	502.6226
Maximum	2929.400	588.5750	818.9431
Minimum	1537.414	390.7338	310.8036
Std. Dev.	420.1071	50.58528	144.3103
Skewness	-0.191132	-0.279511	0.360186
Kurtosis	1.881547	2.115498	2.190431
Jarque-Bera	2.212016	1.733510	1.859371
Probability	0.330877	0.420313	0.394678
Sum	84161.86	18744.53	20324.82
Sum Sq. Dev.	6530128.	94678.23	770542.3
Observations	38	38	38

Στα δεδομένα που χρησιμοποιούνται για το ΑΕΠ της Γερμανίας υπολογίστηκε ο μέσος όπου είναι 2214,79 και η διάμεσος 2260,08. Η μέγιστη και η ελάχιστη τιμή του δείγματος είναι 2929,40 και 1537,41 αντίστοιχα. Ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι $-0,19 < 0$, επομένως η κατανομή χαρακτηρίζεται ως ελαφρώς αρνητικά ασύμμετρη. Ο συντελεστής κύρτωσης είναι $1,88 < 3$, άρα η κατανομή χαρακτηρίζεται ως πλατύκυρτη. Η κατανομή της μεταβλητής ακολουθεί την κανονική κατανομή αφού η πιθανότητα του στατιστικού JB (0,33) είναι μεγαλύτερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.

Για τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται για τις εγχώριες επενδύσεις υπολογίστηκε ο μέσος όπου είναι 493,28 και η διάμεσος 501,25. Η μέγιστη και η ελάχιστη τιμή του δείγματος είναι 588,58 και 390,73 αντίστοιχα. Ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι $-0,27 < 0$, επομένως η κατανομή χαρακτηρίζεται ως ελαφρώς αρνητικά ασύμμετρη. Ο συντελεστής κύρτωσης είναι $2,12 < 3$, άρα η κατανομή χαρακτηρίζεται ως πλατύκυρτη. Η κατανομή της μεταβλητής ακολουθεί την κανονική κατανομή αφού η πιθανότητα του στατιστικού JB (0,42) είναι μεγαλύτερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.

Όσον αφορά τα δεδομένα της εγχώριας αποταμίευσης που χρησιμοποιούνται, έχουν μέσο 534,86 και διάμεσο 502,62. Η μέγιστη και ελάχιστη παρατήρηση είναι 818,94 και 310,80 αντίστοιχα. Η κατανομή του δείγματος είναι ελαφρώς θετικά ασύμμετρη καθώς ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι $0,36 > 0$. Αντίστοιχα, ο συντελεστής της κύρτωσης είναι $2,19 < 3$ τοποθετώντας την κατανομή στην κατηγορία των πλατύκυρτων. Η πιθανότητα του στατιστικού των JB είναι 0,39, επομένως η κατανομή ακολουθεί την κανονική κατανομή.

5 Εμπειρικά αποτελέσματα

5.1 Στασιμότητα των Χρονικών Σειρών

Στην ενότητα που ακολουθεί τοποθετούνται τα αποτελέσματα των ελέγχων στασιμότητας των υπό εξέταση χρονολογικών σειρών. Αρχικά παρουσιάζονται τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τα γραφήματα αυτοσυσχετίσεων, γνωστά και ως κορελογράμματα (correlograms) και ακολουθούν οι έλεγχοι ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας των Dickey και Fuller (ADF) και των Phillips και Perron.

5.1.1 Γραφήματα αυτοσυσχετίσεων

Η δημιουργία των γραφημάτων αυτοσυσχετίσεων αποτελεί μια πρώτη προσέγγιση της ύπαρξης στασιμότητας στις χρονοσειρές του υποδείγματος. Τα αποτελέσματα αποτελούν ένδειξη στασιμότητας διότι θεωρούνται σε αρκετές περιπτώσεις αμφιλεγόμενα ως προς την αποτελεσματικότητα τους καθώς περιλαμβάνουν τάση και εποχικότητα των χρονοσειρών. Οι πίνακες των κορελογραμμάτων των μεταβλητών και των λόγων μεταβλητών που χρησιμοποιούνται έχουν τοποθετηθεί στο παράρτημα Β. Στην παρούσα υποενότητα παρουσιάζονται τα σημαντικότερα ευρήματα που προέκυψαν.

Προκειμένου να θεωρηθεί μια μεταβλητή στάσιμη, σύμφωνα με τα αποτελέσματα που προκύπτουν από ένα γράφημα αυτοσυσχέτισης, πρέπει να ικανοποιούνται οι παρακάτω προϋποθέσεις:

- Τα ιστογράμματα αυτοσυσχέτισης και μερικής συσχέτισης να βρίσκονται εντός των ορίων που προτείνονται.
- Οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης (AC) και μερικής αυτοσυσχέτισης (PAC) να λαμβάνουν τιμές κοντά στο μηδέν. Οι τιμές αξιοπιστίας (probability values) των συντελεστών αποτελούν δείκτη της στατιστικής σημαντικότητας τους.
- Η πιθανότητα του στατιστικού Q των Ljung και Box να είναι μεγαλύτερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.

Σύμφωνα με τα γραφήματα του Παραρτήματος Β, στα επίπεδα των μεταβλητών τα ιστογράμματα βρίσκονται στις περισσότερες περιπτώσεις εκτός των ορίων, με τις τιμές των συντελεστών αυτοσυσχέτισης να φθίνουν αργά προς το μηδέν. Επιπλέον οι τιμές αξιοπιστίας σε όλες τις περιπτώσεις είναι μηδέν, γεγονός

που επιβεβαιώνει πως οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί. Συνεπώς υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις πως οι μεταβλητές που εξετάζονται είναι μη στάσιμες στα επίπεδα τους.

Στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών του δείγματος, παρατηρείται πως το σύνολο των ιστογραμμάτων βρίσκεται εντός των προτεινόμενων ορίων με τις τιμές των συντελεστών αυτοσυσχέτισης να βρίσκονται κοντά στο μηδέν. Συνεπώς υπάρχουν ενδείξεις πως οι μεταβλητές που θα χρησιμοποιηθούν στην έρευνα είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους.

5.1.2 Επαυξημένος έλεγχος των Dickey – Fuller (ADF)

Ακολουθεί ο έλεγχος στασιμότητας για τις τρεις μορφές των εξισώσεων Dickey-Fuller. Στον πίνακα 5.1 παρουσιάζονται συγκεντρωτικά τα αποτελέσματα που προέκυψαν από τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey-Fuller για το υπόδειγμα που εξετάζεται. Αναλυτικά οι επιμέρους έλεγχοι έχουν τοποθετηθεί στο παράρτημα Γ.

Πίνακας 5. 1: Συγκεντρωτικός πίνακας των αποτελεσμάτων του επαυξημένου ελέγχου των Dickey και Fuller

Μετ/τές	Επίπεδα των μεταβλητών			Πρώτες διαφορές		
	Χωρίς σταθερά και τάση	Με σταθερά	Με σταθερά και τάση	Χωρίς σταθερά και τάση	Με σταθερά	Με σταθερά και τάση
SAVGDP	0.8423 (0)	-1.0665 (0)	-2.1397 (0)	-5.9256 (0)***	-5.7242 (1)***	-5.6376 (1)***
	[0.8885]	[0.7186]	[0.5076]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0003]
INVGDP	-1.7309 (0)*	-2.3960 (0)	-3.3481 (0)*	-5.9127 (0)***	-6.2622 (1)***	-6.1957 (1)**
	[0.0920]	[0.1497]	[0.0744]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0001]

Σημειώσεις:

1. ***, **, * για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.
2. Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις αντιπροσωπεύουν τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής που χρησιμοποιείται για τα σφάλματα του λεγόμενου λευκού θορύβου (διόρθωση της αυτοσυσχέτισης).
3. Ως κριτήριο για τον προσδιορισμό των χρονικών υστερήσεων κάθε εξίσωσης επιλέχθηκε το κριτήριο του Schwarz (SIC).
4. Οι αριθμοί εντός των αγκυλών αντιπροσωπεύουν τις τιμές αξιοπιστίας του κάθε ελέγχου (probability values).
5. Για την απόρριψη της υπόθεσης της μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιήθηκαν οι πίνακες του Mackinnon (1996).

Παρατηρώντας τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα, οι χρονικές σειρές στα επίπεδα των μεταβλητών και για επίπεδο σημαντικότητας 5% δεν είναι στάσιμες. Στην περίπτωση της μεταβλητής INVGDP παρατηρείται πιθανή στασιμότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 10% στα επίπεδα των τιμών, η οποία σύμφωνα με τα

αποτελέσματα του πίνακα Γ13 του παραρτήματος οφείλεται στην ύπαρξη τάσης, η οποία είναι στατιστικά σημαντική. Καθώς αυτή η ένδειξη παρουσιάζεται σε ασθενές επίπεδο σημαντικότητας δεν υπάρχει λόγος προβληματισμού.

Σύμφωνα τα αποτελέσματα του ελέγχου που προέκυψαν για τις πρώτες διαφορές των μεταβλητών υπάρχει ισχυρή στασιμότητα και μάλιστα σχεδόν στο σύνολο των περιπτώσεων σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Για την μεταβλητή INVGDP όπως φαίνεται στον πίνακα Γ14 του παραρτήματος, στην περίπτωση των πρώτων διαφορών η επίδραση της τάσης δεν είναι στατιστικά σημαντική.

5.1.3 Έλεγχος των Phillips – Perron (PP)

Στον πίνακα 5.2 παρουσιάζονται συγκεντρωτικά τα αποτελέσματα του ελέγχου στασιμότητας των Phillips – Perron για το υπόδειγμα που εξετάζεται. Αναλυτικά οι επιμέρους έλεγχοι έχουν τοποθετηθεί στο παράρτημα Δ.

Πίνακας 5. 2: Συγκεντρωτικός πίνακας των αποτελεσμάτων του ελέγχου των Phillips και Perron

Μετ/τές	Επίπεδα των μεταβλητών			Πρώτες διαφορές		
	Χωρίς σταθερά και τάση	Με σταθερά	Με σταθερά και τάση	Χωρίς σταθερά και τάση	Με σταθερά	Με σταθερά και τάση
SAVGDP	1.0366 (4)	-1.1012 (1)	-2.2384 (1)	-5.9256 (0)***	-6.1709 (3)***	-6.0387 (3)***
	[0.9182]	[0.7051]	[0.4554]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0001]
INVGDP	-2.1371 (5)**	-2.3867 (1)	-3.5026 (1)*	-6.0997 (3)***	-6.9199 (6)***	-7.0315 (7)***
	[0.0330]	[0.1523]	[0.0538]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0001]

Σημειώσεις:

1. ***, **, * για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.
2. Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις αναφέρονται στο εύρος ζώνης της αυτοσυσχέτισης για τις εξισώσεις του ελέγχου των Phillips-Perron (PP) βασισμένο στον εκτιμητή των Newey-West (1994) χρησιμοποιώντας τον πυρήνα του Bartlett (διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας και της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων).
3. Ως κριτήριο για τον προσδιορισμό των χρονικών υστερήσεων κάθε εξίσωσης επιλέχθηκε το κριτήριο του Schwarz (SIC).
4. Οι αριθμοί εντός των αγκυλών αντιπροσωπεύουν τις τιμές αξιοπιστίας του κάθε ελέγχου (probability values).
5. Για την απόρριψη της υπόθεσης της μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιήθηκαν οι πίνακες του MacKinnon (1996).

Παρατηρώντας τα αποτελέσματα του ελέγχου στασιμότητας των Phillips – Perron, οι υπό εξέταση χρονικές σειρές στα επίπεδα των μεταβλητών και για επίπεδο σημαντικότητας 5% δεν είναι στάσιμες. Στην περίπτωση της μεταβλητής INVGDP παρατηρείται πιθανή στασιμότητα στα επίπεδα των τιμών, η οποία όπως αναφέρθηκε

παραπάνω οφείλεται στην ύπαρξη στατιστικά σημαντική τάσης. Καθώς αυτή η ένδειξη οφείλεται στην ύπαρξη τάσης δεν υπάρχει λόγος προβληματισμού.

Στον έλεγχο των πρώτων διαφορών των μεταβλητών υπάρχει ισχυρή στασιμότητα στο σύνολο των περιπτώσεων σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Καθώς ικανοποιείται η συνθήκη της στασιμότητας στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών, η μελέτη συνεχίζεται με τον έλεγχο συνολοκλήρωσης.

Επομένως, τόσο οι εγχώρια αποταμίευση όσο και οι εγχώριες επενδύσεις της Γερμανίας για την περίοδο 1980-2017, έχουν μοναδιαία ρίζα στα επίπεδα τους και συνεπώς δεν είναι στάσιμες. Καθώς από τα αποτελέσματα των πινάκων προκύπτει η ύπαρξη στασιμότητας στις πρώτες διαφορές, πραγματοποιείται στη συνέχεια ο έλεγχος συνολοκλήρωσης για την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών.

5.2 Συνολοκλήρωση

5.2.1 Μεθοδολογία συνολοκλήρωσης των Engle – Granger

Οι έλεγχοι συνολοκλήρωσης με τη μεθοδολογία των Engle – Granger, που διενεργήθηκαν για τις μεταβλητές εγχώριες επενδύσεις και αποταμίευση της Γερμανίας έχουν τοποθετηθεί στο Παράρτημα Ε. Πραγματοποιήθηκε έλεγχος λαμβάνοντας υπόψη την ύπαρξη σταθεράς αλλά και την ύπαρξη σταθεράς και τάσης. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των πινάκων Ε.1 και Ε.2 που αφορούν τη συγκεκριμένη μεθοδολογία συμπεραίνεται πως δεν υφίσταται σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των λόγων αποταμιεύσης προς ΑΕΠ και επενδύσεων προς ΑΕΠ για την εξεταζόμενη χρονική περίοδο.

5.2.2 Μεθοδολογία συνολοκλήρωσης των Phillips και Qualiaris

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης με τη μεθοδολογία των Phillips - Qualiaris, που διενεργήθηκε στα πλαίσια της μελέτης για την Γερμανία παρατίθεται στο Παράρτημα Ε. Ο έλεγχος πραγματοποιήθηκε λαμβάνοντας υπόψη την ύπαρξη σταθεράς αλλά και την ύπαρξη σταθεράς και τάσης όπως και στην περίπτωση της μεθοδολογίας Engle - Granger. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των πινάκων Ε.3 και Ε.4 προκύπτει το συμπέρασμα πως με την εφαρμογή αυτής της μεθοδολογίας δεν υφίσταται σχέση

συνολοκλήρωσης μεταξύ των λόγων αποταμίευσης προς ΑΕΠ και επενδύσεων προς ΑΕΠ για την εξεταζόμενη χρονική περίοδο.

5.2.3 Μεθοδολογία συνολοκλήρωσης ML του Johansen

Ο έλεγχος με τη μεθοδολογία του Johansen, που διενεργήθηκε για τις εξεταζόμενες μεταβλητές έχει τοποθετηθεί στο Παράρτημα Ε. Αρχικά, πραγματοποιήθηκε έλεγχος λαμβάνοντας υπόψη όλες τις υποθέσεις που προτείνονται στη συγκεκριμένη μεθοδολογία. Σύμφωνα με το κριτήριο Akaike (AIC) και τα αποτελέσματα των πινάκων Ε5 και Ε6 υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης σε ασθενές επίπεδο σημαντικότητας μεταξύ των μεταβλητών από τον ελέγχου του ίχνους που θεωρείται ο ισχυρότερος μεταξύ των ελέγχων στην συγκεκριμένη μεθοδολογία. Συνεπώς, σύμφωνα με τη συγκεκριμένη μεθοδολογία εντοπίζεται ασθενής μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών και η έρευνα συνεχίζεται για τον εντοπισμό πιθανής βραχυχρόνιας σχέσης ισορροπίας με τη χρήση VAR υποδείγματος.

5.3 Έλεγχοι VAR

5.3.1 Επιλογή τάξης VAR υποδείγματος

Εφαρμόζοντας την μεθοδολογία του Johansen στην έρευνα που διεξάγεται, πραγματοποιήθηκε ο παρακάτω έλεγχος που αφορά την εξειδίκευση του αριθμού των υστερήσεων στο δεξί μέλος κάθε εξίσωσης, δηλαδή την εύρεση της άριστης τάξης του υποδείγματος VAR. Από τον πίνακα 5.3 προκύπτει πως η τάξη του υποδείγματος VAR είναι (1) όπως και ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων που χρησιμοποιούνται. Το σύνολο των κριτηρίων (LR, FPE, SC, AIC, HQ) υποδεικνύουν ως βέλτιστο αριθμό υστερήσεων το $h = 1$ και συνεπώς συνεχίζει η μελέτη με την εκτίμηση του VAR(1) υποδείγματος.

Πίνακας 5. 3: Πίνακας κριτηρίων για τον προσδιορισμό της τάξης του VAR υποδείγματος

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	165.5475	NA	2.99e-07	-9.345569	-9.256692	-9.314889
1	230.9148	119.5289*	8.99e-09*	-12.85227*	-12.58564*	-12.76023*
2	232.6893	3.041975	1.02e-08	-12.72510	-12.28072	-12.57170
3	235.1675	3.965156	1.12e-08	-12.63814	-12.01600	-12.42338

* 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

5.3.2 Εκτίμηση του υποδείγματος VAR

Στον πίνακα 5.4 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος με μια μόνο χρονική υστέρηση όπως προέκυψε από τον έλεγχο επιλογής άριστης τάξης. Οι στήλες του πίνακα περιέχουν τις εκτιμήσεις των παραμέτρων κάθε εξίσωσης του συστήματος. Η πρώτη στήλη περιέχει την εκτίμηση της εξίσωσης του ποσοστού επενδύσεων (INVGDP) και η δεύτερη της εξίσωσης του ποσοστού αποταμίευσης (SAVGDP). Στις παρενθέσεις του πίνακα περιέχονται τα τυπικά σφάλματα και στις αγκύλες οι τιμές του στατιστικού t-Student.

Στην πρώτη εξίσωση, η μόνη στατιστικά σημαντική παράμετρος είναι η επίδραση που ασκεί η υστέρηση των επενδύσεων (0.844) πάνω στις τρέχουσες επενδύσεις και συνεπάγεται σχετική θετική συσχέτιση. Στην εκτίμηση της δεύτερης εξίσωσης όλες οι επιδράσεις των παραμέτρων που ασκούνται πάνω στην μεταβλητή SAVGDP είναι στατιστικά σημαντικές. Εντοπίζεται θετική συσχέτιση από την επίδραση που ασκείται από τις υστερήσεις αποταμίευσης (0.778), επενδύσεων (-0.189) και σταθεράς (0.098) πάνω στην αποταμίευση της χώρας.

Τα κριτήρια στο κάτω μέρος του πίνακα δείχνουν υψηλό R-squared τόσο για την εγχώρια αποταμίευση όσο και για τις επενδύσεις, με καλή προσαρμοστικότητα

και στις δύο εξισώσεις και σύμφωνα με τις τιμές των F-statistic οι προκύπτουσες συσχετίσεις είναι στατιστικά σημαντικές.

Πίνακας 5. 4: Εκτίμηση του VAR(1) υποδείγματος

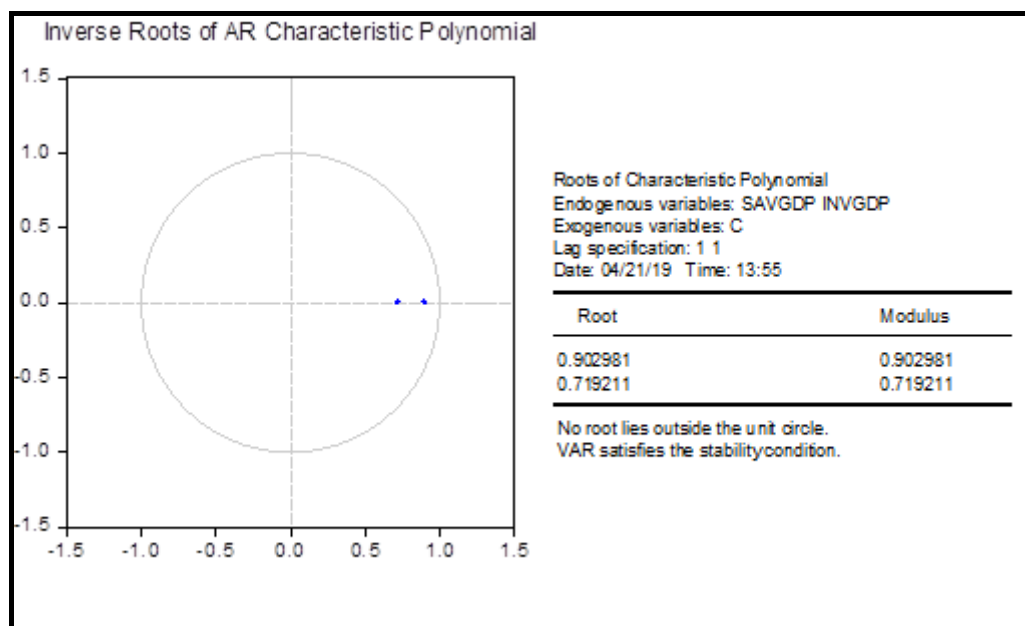
Vector Autoregression Estimates		
Date: 06/16/19 Time: 13:54		
Sample (adjusted): 1981 2017		
Included observations: 37 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	INVGDP	SAVGDP
INVGDP(-1)	0.844045 (0.06974) [12.1021]	-0.189406 (0.06361) [-2.97774]
SAVGDP(-1)	-0.038843 (0.09532) [-0.40749]	0.778147 (0.08694) [8.95084]
C	0.042147 (0.03379) [1.24732]	0.097612 (0.03082) [3.16749]
R-squared	0.859134	0.824143
Adj. R-squared	0.850848	0.813799
Sum sq. resids	0.004025	0.003348
S.E. equation	0.010880	0.009923
F-statistic	103.6821	79.66949
Log likelihood	116.3333	119.7409
Akaike AIC	-6.126123	-6.310318
Schwarz SC	-5.995508	-6.179703
Mean dependent	0.225679	0.239016
S.D. dependent	0.028173	0.022996
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.66E-09
Determinant resid covariance		6.47E-09
Log likelihood		243.8387
Akaike information criterion		-12.85615
Schwarz criterion		-12.59492

5.3.3 Σταθερότητα VAR υποδείγματος

Ένας απαραίτητος έλεγχος που ακολουθεί την εκτίμηση του VAR υποδείγματος είναι ο έλεγχος σταθερότητας του συστήματος. Για να θεωρείται ένα VAR σύστημα στάσιμο, οι ιδιοτιμές του πολυωνύμου πρέπει να βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου. Διαφορετικά υφίσταται ο κίνδυνος των κίβδηλων αποτελεσμάτων με τα αποτελέσματα που προκύπτουν να μην έχουν ουσιαστική ισχύ.

Στον πίνακα 5.5 παρουσιάζεται ο έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος VAR(1) που εκτιμάται για τη σχέση αποταμίευσης - επενδύσεων και απεικονίζονται οι μιγαδικές ρίζες του συστήματος των δύο μεταβλητών. Σύμφωνα με την γραφική απεικόνιση βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου και σύμφωνα με τον πίνακα τιμών έχουν μέτρο μικρότερο από την μονάδα συνεπώς το υπόδειγμα είναι στάσιμο και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για περαιτέρω ανάλυση και προβλέψεις.

Πίνακας 5. 5: Έλεγχος σταθερότητας υποδείγματος VAR(1)



5.3.4 Εκτίμηση τιμών των συντελεστών του VAR

Προκειμένου ένα υπόδειγμα να είναι αποδεκτό και να έχει την καλύτερη προβλεπτική ικανότητα θα πρέπει να διασφαλίζεται η στατιστική σημαντικότητα των παραμέτρων. Αυτό εξετάζεται με τους ελέγχους στατιστικής σημαντικότητας των παραμέτρων με το γνωστό στατιστικό κριτήριο t-student (Δημέλη, 2013).

Στον πίνακα 5.6 παρουσιάζεται η εκτίμηση των τιμών των συντελεστών του συστήματος VAR με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Οι συντελεστές C(1), C(2), C(3) αφορούν την εξίσωση της εγχώριας αποταμίευσης ενώ οι C(4), C(5), C(6) την εξίσωση των εγχώριων επενδύσεων.

Οι εκτιμήσεις των συντελεστών που σχετίζονται με την εξίσωση της αποταμίευσης είναι $C(1) = 0.778147$, $C(2) = -0.189406$, $C(3) = 0.097612$ και είναι στατιστικά σημαντικοί, αφού οι τιμές των t-Statistic είναι σε απόλυτες τιμές μεγαλύτερες από την κριτική τιμή των πινάκων της κατανομής t-student για το

πλήθος παρατηρήσεων που εξετάζεται. Επιπλέον οι τιμές Prob. των τριών παραμέτρων είναι μικρότερες του επιπέδου σημαντικότητας 1% που σημαίνει πως στο σύνολο τους είναι στατιστικά σημαντικοί.

Για τη εξίσωση των επενδύσεων, οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι $C(4) = -0.038843$, $C(5) = 0.844045$, $C(6) = 0.042147$ και όπως επιβεβαιώνεται από τον πίνακα 5.6, μόνο η παράμετρο $C(5)$ είναι στατιστικά σημαντική (t -Statistic = 12.1021, Prob. = 0.0000).

Πίνακας 5. 6: Εκτίμηση των τιμών των συντελεστών του συστήματος VAR

System: UNTITLED				
Estimation Method: Least Squares				
Date: 04/21/19 Time: 13:56				
Sample: 1981 2017				
Included observations: 37				
Total system (balanced) observations 74				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.778147	0.086936	8.950840	0.0000
C(2)	-0.189406	0.063607	-2.977741	0.0040
C(3)	0.097612	0.030817	3.167491	0.0023
C(4)	-0.038843	0.095322	-0.407493	0.6849
C(5)	0.844045	0.069744	12.10212	0.0000
C(6)	0.042147	0.033790	1.247317	0.2166
Determinant residual covariance		6.47E-09		
Equation: SAVGDP = C(1)*SAVGDP(-1) + C(2)*INVGDP(-1) + C(3)				
Observations: 37				
R-squared	0.824143	Mean dependent var	0.239016	
Adjusted R-squared	0.813799	S.D. dependent var	0.022996	
S.E. of regression	0.009923	Sum squared resid	0.003348	
Durbin-Watson stat	1.836982			
Equation: INVGDP = C(4)*SAVGDP(-1) + C(5)*INVGDP(-1) + C(6)				
Observations: 37				
R-squared	0.859134	Mean dependent var	0.225679	
Adjusted R-squared	0.850848	S.D. dependent var	0.028173	
S.E. of regression	0.010880	Sum squared resid	0.004025	
Durbin-Watson stat	1.717292			

5.3.5 Έλεγχος στασιμότητας των συντελεστών

Στην υποενοότητα που ακολουθεί, πραγματοποιείται ο έλεγχος στασιμότητας των συντελεστών κάθε εξίσωσης. Ο έλεγχος στασιμότητας των συντελεστών γίνεται με τη βοήθεια του ελέγχου του Wald και χρησιμοποιούνται οι κριτικές τιμές της κατανομής X^2 . Οι υποθέσεις που εξετάζονται είναι οι εξής:

H_0 : ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός,

H_1 : ο συντελεστής δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Από τους σχετικούς ελέγχους του πίνακα 5.7 παρατηρείται πως στις δύο εξισώσεις οι συντελεστές είναι στο σύνολο τους στατιστικά σημαντικοί καθώς λαμβάνουν τιμή Prob. ίση με μηδέν, μικρότερη του επίπεδου σημαντικότητας 5% , άρα ορθά συμμετέχουν στο σύστημα VAR.

Πίνακας 5. 7: Εκτίμηση στασιμότητας συντελεστών της πρώτης και δεύτερης εξίσωσης αντίστοιχα

Wald Test: System: %system				Wald Test: System: %system			
Test Statistic	Value	df	Probability	Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	21628.29	3	0.0000	Chi-square	16125.97	3	0.0000
Null Hypothesis: C(1)=C(2)=C(3)=0 Null Hypothesis Summary:				Null Hypothesis: C(4)=C(5)=C(6)=0 Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.	Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
C(1)		0.778147	0.088938	C(4)		-0.038843	0.095322
C(2)		-0.189408	0.063807	C(5)		0.844045	0.069744
C(3)		0.097612	0.030817	C(6)		0.042147	0.033790
Restrictions are linear in coefficients.				Restrictions are linear in coefficients.			

5.4 Διαγνωστικοί έλεγχοι

5.4.1 Έλεγχος κανονικότητας καινοτομικών όρων

Ο συγκεκριμένος έλεγχος εξετάζει την κανονικότητα της σειράς των καταλοίπων με τη μέθοδο ορθογωνιότητας. Πρόκειται για την πολυδιάστατη επέκταση του ελέγχου Jarque-Bera (1980) για την κανονικότητα των καταλοίπων όπου συγκρίνεται η 3η και 4η ροπή αυτών, με τις τιμές της κανονικής κατανομής εφαρμόζοντας παραγοντοποίηση των καταλοίπων που είναι ορθογώνια μεταξύ τους (Συριόπουλος, 2010). Για τον συγκεκριμένο έλεγχο χρησιμοποιείται το κριτήριο του Cholesky. Οι υποθέσεις που γίνονται είναι οι εξής:

H_0 : οι καινοτομικοί όροι του VAR υποδείγματος ακολουθούν την κανονική κατανομή,

H_1 : οι καινοτομικοί όροι του VAR υποδείγματος δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Πίνακας 5. 8: Έλεγχος κανονικότητας στο σύνολο των καινοτομικών όρων στο υπόδειγμα VAR

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Date: 04/21/19 Time: 14:08				
Sample: 1980 2017				
Included observations: 37				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.199925	0.246481	1	0.6196
2	-0.227756	0.319883	1	0.5717
Joint		0.566364	2	0.7534
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.110743	0.018907	1	0.8906
2	2.403505	0.548534	1	0.4589
Joint		0.567442	2	0.7530
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.265388	2	0.8757	
2	0.868417	2	0.6478	
Joint	1.133805	4	0.8889	

Σύμφωνα με το τελευταίο τμήμα του πίνακα των αποτελεσμάτων του ελέγχου των Jarque-Bera παρατηρείται πως η τιμή Prob. του κοινού ελέγχου είναι σημαντικά μεγαλύτερη του επιπέδου σημαντικότητας 1% συνεπώς οι καινοτομικοί όροι ακολουθούν την κανονική κατανομή.

5.4.2 Έλεγχος αυτοσυσχέτισης καινοτομικών όρων

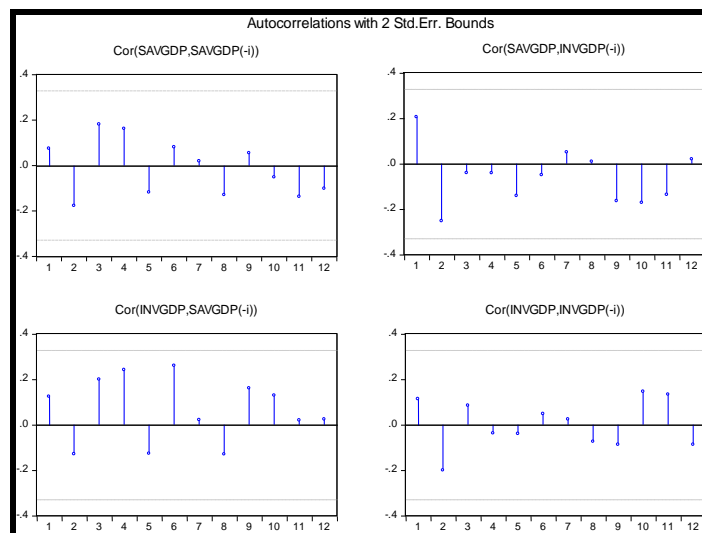
Βασικό χαρακτηριστικό μιας τυχαίας στοχαστικής διαδικασίας είναι η μηδενική αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών της. Για τον έλεγχο τυχαιότητας εξετάζεται η ύπαρξη γραμμικής συσχέτισης στα κατάλοιπα, με την εφαρμογή ελέγχων στατιστικής σημαντικότητας στους συντελεστές αυτοσυσχέτισης των καινοτομικών όρων. Προκειμένου ένα στάσιμο υπόδειγμα VAR να είναι σωστά καθορισμένο πρέπει τα κατάλοιπά του να είναι λευκοί θόρυβοι, δηλαδή να αποτελούν ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές που κατανέμονται από κοινού κανονικά με μηδενικό μέσο και σταθερή διακύμανση.

- Έλεγχος με χρήση γραφημάτων αυτοσυσχετίσεων (corellograms)

Το γράφημα αυτοσυσχετίσεων αναπαριστά το ζεύγος των εκτιμημένων καταλοίπων για συγκεκριμένο αριθμό υστερήσεων στο υπόδειγμα VAR. Η γραφική απεικόνιση των καταλοίπων μπορεί να δώσει χρήσιμες πληροφορίες για την ύπαρξη ακρότατων τιμών και διάφορες άλλες ανομοιογένειες, που μπορεί να εμφανίζονται διαχρονικά, όπως απότομες διακυμάνσεις ή διακοπές σε κάποια σημεία (Δημέλη, 2013).

Όπως προκύπτει από το διάγραμμα 5.4 δεν υπάρχει εποχικότητα και συσχέτιση στα κατάλοιπα των υπό εξέταση μεταβλητών. Οι συσχετίσεις όλων των υστερήσεων βρίσκονται εντός των διαγραμματισμένων ορίων που σημαίνει πως τα κατάλοιπα είναι ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές άρα επιβεβαιώνουν την συνθήκη του λευκού θορύβου.

Διάγραμμα 5. 1: Κορελόγραμμα για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης των καινοτομικών όρων



- Έλεγχος με εφαρμογή του LM ελέγχου αυτοσυσχετίσεων

Ο συγκεκριμένος έλεγχος υπολογίζει τη στατιστική LM και τη συσχέτιση της σειράς των καταλοίπων. Σύμφωνα με τα ευρήματα του πίνακα 5.1 η μηδενική υπόθεση, πως οι καινοτομικοί όροι του VAR υποδείγματος δεν αυτοσυσχετίζονται, γίνεται αποδεκτή. Οι τιμές Prob. των υστερήσεων είναι μεγαλύτερες του επιπέδου σημαντικότητας 1% υποδηλώνοντας ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

Πίνακας 5. 9: Έλεγχος αυτοσυσχέτισης LM καινοτομικών όρων

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.841304	0.5847
2	3.385653	0.4955

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 04/21/19 Time: 14:07
 Sample: 1980 2017
 Included observations: 37

Probs from chi-square with 4 df.

- Έλεγχος με εφαρμογή του Portmanteau ελέγχου αυτοσυσχετίσεων

Προκειμένου να γίνει ισχυρότερο το αποτέλεσμα του ελέγχου αυτοσυσχέτισης στους καινοτομικών όρων εφαρμόζεται το κριτήριο Portmanteau. Με τον έλεγχο Portmanteau υπολογίζεται η πολυμεταβλητή στατιστική Box – Pierce / Ljung – Box Q – statistics για τη συσχέτιση της σειράς των καταλοίπων και οι υποθέσεις που εξετάζονται είναι οι ακόλουθες:

H_0 : οι καινοτομικοί όροι του VAR υποδείγματος δεν αυτοσυσχετίζονται, δεν υπάρχει σειριακή συσχέτιση,

H_1 : υπάρχει αυτοσυσχέτιση στους καινοτομικούς όρους.

Από τον πίνακα 5.10 προκύπτει πως η μηδενική υπόθεση της μη συσχέτισης των καινοτομικών όρων του VAR υποδείγματος γίνεται αποδεκτή.

Πίνακας 5. 10: Έλεγχος αυτοσυσχέτισης Portmanteau καινοτομικών όρων

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.268860	NA*	2.331883	NA*	NA*
2	4.837078	0.3044	5.046857	0.2825	4
3	8.016070	0.4319	8.506349	0.3856	8

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
 df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Τα αποτελέσματα των παραπάνω διαγνωστικών ελέγχων θεωρούνται ικανοποιητικά καθιστώντας τα υπό εξέταση δεδομένα κατάλληλα να χρησιμοποιηθούν για τις προβλέψεις που ακολουθούν.

5.4.3 Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας καινοτομικών όρων

Το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας σε ένα υπόδειγμα υφίσταται όταν ο διαταρακτικός όρος δεν έχει σταθερή διακύμανση. Οι συνέπειες της ετεροσκεδαστικότητας παρουσιάζονται στους στατιστικούς ελέγχους του υποδείματος, κυρίως στις εκτιμήσεις της διακύμανσης των συντελεστών παλινδρόμησης οι οποίες παρουσιάζουν μεροληψία καθιστώντας το υπόδειγμα ακατάλληλο για προβλέψεις.

Ο έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας σε ένα υπόδειγμα μπορεί να γίνει με διάφορα κριτήρια και έχουν προταθεί διάφορες προσεγγίσεις. Στην ανάλυση που διενεργείται καταλληλότερος κρίνεται ο έλεγχος του White (1980), μια από τις πλέον αξιόπιστες προσεγγίσεις για την εξέταση της συγκεκριμένης υπόθεσης, ερευνώντας τις υποθέσεις:

H_0 : οι καινοτομικοί όροι δεν παρουσιάζουν ετεροσκεδαστικότητα (είναι ομοσκεδαστικοί),

H_1 : οι καινοτομικοί όροι παρουσιάζουν ετεροσκεδαστικότητα.

Στον πίνακα 5.11 δίνονται τα αποτελέσματα του ελέγχου για το μοντέλο που μελετάται στην παρούσα εργασία. Παρατηρείται πως η τιμή Prob. του κοινού ελέγχου είναι υψηλότερη του επιπέδου σημαντικότητας 1% άρα υπάρχει ομοσκεδαστικότητα στους καινοτομικούς όρους.

Πίνακας 5. 11: Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας καινοτομικών όρων

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Date: 04/21/19 Time: 14:09					
Sample: 1980 2017					
Included observations: 37					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
8.288047	12	0.7622			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(4,32)	Prob.	Chi-sq(4)	Prob.
res1*res1	0.089798	0.789259	0.5408	3.322529	0.5054
res2*res2	0.020180	0.164766	0.9547	0.746667	0.9455
res2*res1	0.042145	0.351994	0.8407	1.559361	0.8161

5.5 Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του ελέγχου συνολοκλήρωσης Johansen που παρουσιάστηκε σε προηγούμενη υποενότητα, υπάρχει μια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ εγχώριας αποταμίευσης και επενδύσεων. Με στόχο να βρεθεί η μακροχρόνια σχέση επίδρασης μεταξύ των μεταβλητών και το διάλυμα συνολοκλήρωσης πραγματοποιήθηκε έλεγχος του διανυσματικού αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος (Vector Autoregressive Error Correction Model- VECM), το οποίο παρουσιάζεται στον πίνακα 5.12 .

Πίνακας 5. 12: Υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος

Vector Error Correction Estimates		
Date: 06/20/19 Time: 09:50		
Sample (adjusted): 1982 2017		
Included observations: 36 after adjustments		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
INVGDP(-1)	1.000000	
SAVGDP(-1)	-0.061178 (0.15607) [-0.39198]	
@TREND(80)	0.002539 (0.00030) [8.39331]	
C	-0.261332	
Error Correction:	D(INVGDP)	D(SAVGDP)
CointEq1	-0.569734 (0.17273) [-3.29835]	-0.655499 (0.16628) [-3.94216]
D(INVGDP(-1))	0.312723 (0.21021) [1.48766]	0.409524 (0.20236) [2.02376]
D(SAVGDP(-1))	-0.071865 (0.19811) [-0.36276]	-0.263876 (0.19071) [-1.38368]
C	-0.000959 (0.00184) [-0.52191]	0.003805 (0.00177) [2.15030]
R-squared	0.266171	0.326991
Adj. R-squared	0.197374	0.263896
Sum sq. resids	0.002983	0.002764
S.E. equation	0.009655	0.009294
F-statistic	3.868959	5.182548
Log likelihood	118.0886	119.4594
Akaike AIC	-6.338254	-6.414410
Schwarz SC	-6.162307	-6.238464
Mean dependent	-0.001991	0.002146
S.D. dependent	0.010777	0.010833
Determinant resid covariance (dof adj.)	6.66E-09	
Determinant resid covariance	5.26E-09	
Log likelihood	240.9625	
Akaike information criterion	-12.77569	
Schwarz criterion	-12.29184	

Παρατηρώντας τα αποτελέσματα στο πρώτο τμήμα του πίνακα το οποίο αφορά το διάνυσμα συνολοκλήρωσης διαφαίνεται πως μια μεταβολή του λόγου εγχώριας αποταμίευσης προς ΑΕΠ κατά 1% θα επιφέρει μία ίδιας κατεύθυνσης μεταβολή στο ποσοστό εγχώριων επενδύσεων κατά 0,06%.

Το επόμενο τμήμα του πίνακα σχετίζεται με την μακροχρόνια και βραχυχρόνια σχέση επίδρασης μεταξύ των μεταβλητών. Από το δυναμικό υπόδειγμα συμπεραίνεται πως οι μεταβολές της μεταβλητής SAVGDP εξαρτώνται από τις μεταβολές της INVGDP και από το λάθος ανισορροπίας που παριστάνουν οι όροι διόρθωσης σφάλματος οι οποίοι είναι αρνητικοί και στατιστικά σημαντικοί. Σύμφωνα με τον πίνακα 5.12, για την εγχώρια αποταμίευση η ταχύτητα προσαρμογής στην ισορροπία είναι περίπου 65% κάθε χρονική περίοδο ($\lambda = -0.65$) ενώ για τις εγχώριες επενδύσεις περίπου 56% κάθε χρονική περίοδο ($\lambda = -0.56$).

Σε βραχυχρόνιο ορίζοντα δεν υφίσταται σχέση ισορροπίας μεταξύ των συγκεκριμένων μεταβλητών της Γερμανίας κατά το εξεταζόμενο διάστημα.

5.6 Προβλέψεις

5.6.1 Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger

Σε αυτή την ενότητα μελέτης παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger που διενεργήθηκε, προκειμένου να διαπιστωθεί η ύπαρξη κατεύθυνσης αιτιότητας από την εγχώρια αποταμίευση προς τις εγχώριες επενδύσεις της Γερμανίας είτε το αντίστροφο.

Στο πρώτο τμήμα του πίνακα 5.13 δίνονται τα αποτελέσματα ελέγχου αιτιότητας για την εξίσωση της εγχώριας αποταμίευσης, θεωρώντας ως μηδενική υπόθεση πως οι υστερήσεις των εγχώριων επενδύσεων είναι από κοινού μηδενικές. Στο δεύτερο μέρος του πίνακα δίνονται τα αποτελέσματα του ίδιου ελέγχου για την εξίσωση των εγχώριων επενδύσεων με μηδενική υπόθεση οι υστερήσεις της εγχώριας αποταμίευσης να είναι από κοινού μηδενικές.

Στην πρώτη περίπτωση των εγχώριων αποταμιεύσεων η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται (Prob.= 0.0029 < 0.05) και υπάρχει σχέση αιτιότητας από τις επενδύσεις προς την αποταμίευση. Στην δεύτερη εξίσωση των εγχώριων επενδύσεων δεν υφίσταται σχέση αιτιότητας (Prob.= 0.6836 > 0.05).

Επομένως, με βάση τα στοιχεία της Γερμανίας για το διάστημα 1980-2017, φαίνεται οι επενδύσεις να προκαλούν την αποταμίευση, ενώ δεν ισχύει η αντίστροφη σχέση.

Πίνακας 5. 13: Έλεγχος προβλέψεων αιτιότητας κατά Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 04/21/19 Time: 14:14			
Sample: 1980 2017			
Included observations: 37			
Dependent variable: SAVGDP			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
INVGDP	8.866943	1	0.0029
All	8.866943	1	0.0029
Dependent variable: INVGDP			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SAVGDP	0.166051	1	0.6836
All	0.166051	1	0.6836

5.6.2 Ανάλυση της διακύμανσης των μεταβλητών του VAR

Η διαγραμματική απεικόνιση 5.1 παρουσιάζει τα αποτελέσματα της ανάλυσης διακύμανσης των λαθών πρόβλεψης και αφορά το ποσοστό μεταβλητότητας κάθε ενδογενούς μεταβλητής που οφείλεται σε αιφνίδια διαταραχή στην εξίσωση της έναντι του ποσοστού που οφείλεται σε διαταραχή στην άλλη εξίσωση του συστήματος. Η ανάλυση πραγματοποιείται για διάστημα μίας έως δέκα περιόδους μετά το διάστημα εκτίμησης του εξεταζόμενου υποδείγματος. Στη γραφική ανάλυση απεικονίζεται η διακύμανση των λαθών πρόβλεψη παράλληλα με την αντίστοιχη πορεία των τυπικών σφαλμάτων της προσομοίωσης Monte Carlo για 100 επαναλήψεις (± 2 τυπικές αποκλίσεις).

Στην εξίσωση SAVGDP, η συμμετοχή στη μεταβλητότητα των λαθών πρόβλεψης της εγχώριας αποταμίευσης από μία διαταραχή των εγχώριων επενδύσεων είναι υψηλή, ενώ στην εξίσωση INVGDP, το αντίστοιχο ποσοστό από μια διαταραχή στις εγχώριες αποταμιεύσεις είναι αισθητά χαμηλότερο.

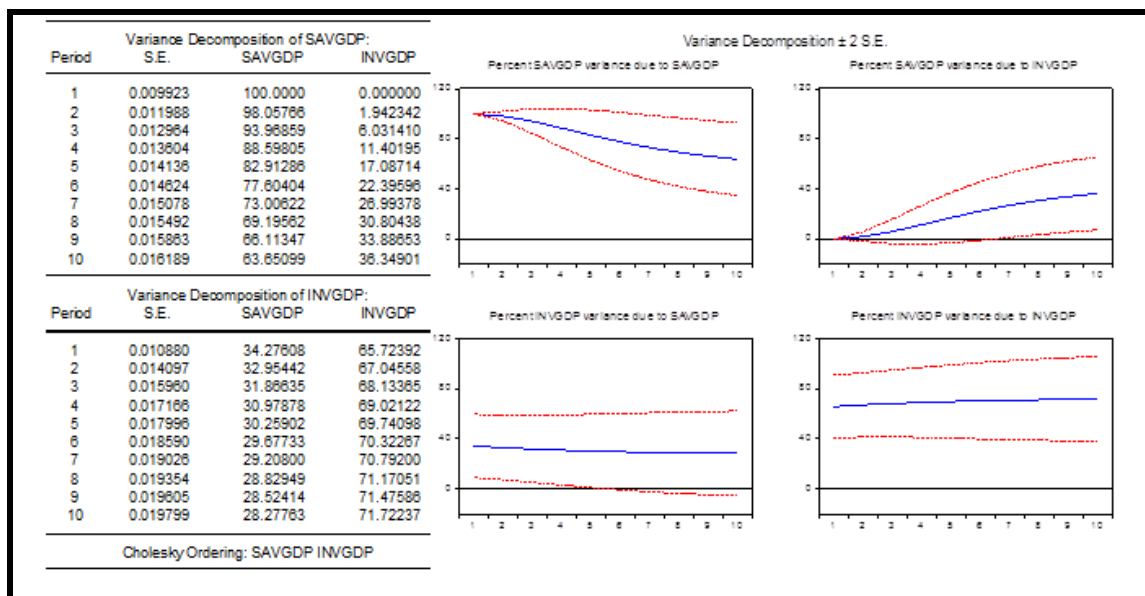
Από τα αποτελέσματα του πίνακα παρατηρείται ότι ένα πολύ σημαντικό ποσοστό της διακύμανσης της αποταμίευσης (98,06%) εξηγείται από τις καινοτομίες των αποταμιεύσεων βραχυπρόθεσμα (σε ορίζοντα 2 ετών). Αντίθετα στο ίδιο βραχυπρόθεσμο διάστημα, η διακύμανση των επενδύσεων που εξηγείται από καινοτομίες της αποταμίευσης είναι της τάξεως 1,94%. Σε μεγαλύτερο χρονικό ορίζοντα (10 χρόνων) το ποσοστό της διακύμανσης της αποταμίευσης μειώνεται σημαντικά στο 63,65% υποδηλώνοντας ότι άλλες μεταβλητές επηρεάζουν τη συγκεκριμένη διακύμανση.

Αντίθετα, το ποσοστό διακύμανσης μακροπρόθεσμα είναι σημαντικά αυξημένο στην περίπτωση των επενδύσεων (36.34%), γεγονός που υποδηλώνει ότι οι διακυμάνσεις στην επένδυση επηρεάζουν περίπου 186% τη διακύμανση του συνολικού ποσοστού διακύμανσης των αποταμιεύσεων.

Συνολικά, τα ευρήματα δείχνουν ότι οι εγχώριες αποταμιεύσεις και οι επενδύσεις είναι συνδεδεμένες μακροπρόθεσμα και ότι η αύξηση των επενδύσεων δημιουργεί υψηλότερη επίδραση στην αποταμίευση.

Ωστόσο, τα αποτελέσματα της ανάλυσης διακύμανσης υποδηλώνουν ότι σε ένα ορίζοντα 10 ετών, μόνο το 0,02% της διαφοράς των σφάλματων πρόβλεψης των επενδύσεων (INVGDP) θα μπορούσε να υπολογιστεί από τα σοκ στο ποσοστό της αποταμίευσης (SAVGDP).

Διάγραμμα 5. 2: Εξέλιξη της διάσπασης διακύμανσης των μεταβλητών του VAR



5.6.3 Εκτίμηση δυναμικών αποκρίσεων του VAR

Μια ακόμη διαδικασία στη μελέτη των συστημάτων VAR είναι η εξέταση του αντίκτυπου μίας αιφνίδιας διαταραχής στην πορεία των ενδογενών μεταβλητών σε μία εξίσωση του συστήματος.

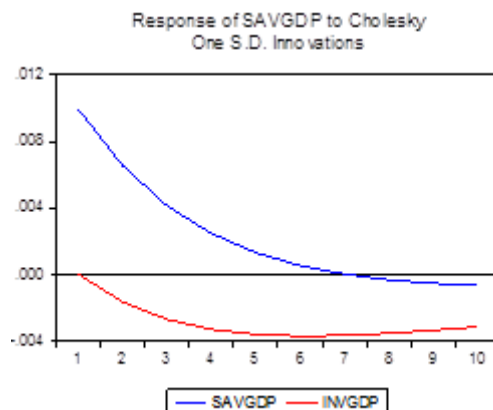
Τα υποδείγματα VAR βασίζονται στην υπόθεση ότι οι οικονομικές μεταβλητές αλληλοσυσχετίζονται και μεταβάλλονται από κοινού. Επειδή στερούνται θεωρητικής βάσης, δεν υπάρχει σαφής οικονομική ερμηνεία για τους συντελεστές. Συνεπώς το ενδιαφέρον μελέτης επικεντρώνεται στα υποδείγματα αιφνίδιων αντιδράσεων τα οποία προσδιορίζουν την επίδραση μιας τυχαίας ξαφνικής διαταραχής των μεταβλητών στις ενδογενείς μεταβλητές. Οι διαταραχές αυτές τείνουν να εμφανίζονται σε όρους τυπικών αποκλίσεων των καινοτομικών όρων.

Για την επίτευξη των παραπάνω, πραγματοποιείται έλεγχος στις εξισώσεις για δυναμικές αποκρίσεις που ωθούνται από απρόσμενες διαταραχές. Για τον υπολογισμό των δυναμικών αποκρίσεων το διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο σύστημα μετατρέπεται σε μορφή κινητών μέσων.

Στο διάγραμμα 5.2 παρουσιάζεται η εξέλιξη των δυναμικών αποκρίσεων της εγχώριας αποταμίευσης μετά από διαταραχή μιας τυπικής απόκλισης στην εξίσωση της εγχώριας αποταμίευσης και οι αποκρίσεις σε μία διαταραχή της εξίσωσης των εγχώριων επενδύσεων. Στο διάγραμμα 5.3 απεικονίζονται οι δυναμικές αποκρίσεις των εγχώριων επενδύσεων μετά από αντίστοιχες διαταραχές. Η ανάλυση πραγματοποιείται για διάστημα δέκα περιόδων μετά το διάστημα εκτίμησης του εξεταζόμενου υποδείγματος. Για την ορθογωνοποίηση των λαθών εφαρμόστηκε η ανάλυση κατά Cholesky.

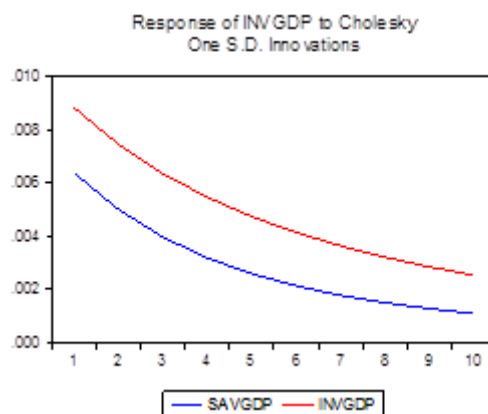
Μελετώντας το διάγραμμα των αποκρίσεων της εγχώριας αποταμίευσης, παρατηρείται ότι η διαταραχή στην συγκεκριμένη εξίσωση δίνει μία καθοδική ώθηση στην ίδια την μεταβλητή η οποία ακολουθεί αυτή την πορεία καθ' όλη την εξεταζόμενη περίοδο. Μια διαταραχή του ίδιου μεγέθους στην εξίσωση των εγχώριων επενδύσεων ωθεί την εγχώρια αποταμίευση σε ομαλότερη συγκριτικά μείωση κατά τις πρώτες 6 περιόδους και σταδιακή επάνοδο στο μακροχρόνιο επίπεδο της.

Διάγραμμα 5. 3: Εξέλιξη των δυναμικών αποκρίσεων της εγχώριας αποταμίευσης



Όσον αφορά τις αποκρίσεις των εγχώριων επενδύσεων παρατηρείται πως και σε αυτήν την περίπτωση η διαταραχή στην συγκεκριμένη εξίσωση δίνει μία καθοδική ώθηση στην ίδια την μεταβλητή η οποία ακολουθεί την καθοδική πορεία σε όλη την εξεταζόμενη περίοδο. Παρόμοια καθοδική πορεία ακολουθείται και έπειτα από διαταραχή του ίδιου μεγέθους στην εξίσωση της εγχώριας αποταμίευσης. Έτσι, μια αιφνίδια μείωση των επενδύσεων αναμένεται να επιφέρει πτωτικές και μακράς διάρκειας επιπτώσεις στις μελλοντικές μεταβολές της.

Διάγραμμα 5. 4: Εξέλιξη των δυναμικών αποκρίσεων των εγχώριων επενδύσεων



6 Συμπεράσματα

Βασικό κίνητρο αυτής της μελέτης αποτέλεσε το διαρκώς αυξανόμενο ενδιαφέρον των ερευνητών για τα μέσα που οδηγούν σε υψηλά επίπεδα οικονομικής ανάπτυξης. Η σύνδεση μεταξύ ανάπτυξης και επενδύσεων είναι ο βασικός στόχος όλων των κυβερνήσεων σε παγκόσμια κλίμακα. Η επίτευξη αυτού του στόχου βασίζεται σε δύο προϋποθέσεις. Αρχική προϋπόθεση, η εγχώρια αποταμίευση πρέπει να είναι η κύρια πηγή διαθέσιμων κεφαλαίων για εγχώριες επενδύσεις λόγω της περιορισμένης κινητικότητας των χρηματοδοτήσεων από το εξωτερικό. Ενώ ως δεύτερη προϋπόθεση πρέπει να υπάρχει στενή σχέση μεταξύ εγχώριας αποταμίευσης και επενδύσεων και μάλιστα με σχέση αιτιότητας μεταξύ αυτών των δύο μεταβλητών. Σε παγκόσμιο επίπεδο, οι εγχώριες και ξένες αποταμιεύσεις διαδραματίζουν ζωτικό ρόλο στη συσσώρευση κεφαλαίων μαζί με την εθνική ανάπτυξη.

Στην παρούσα εργασία, χρησιμοποιώντας ετήσια στοιχεία από το 1980 έως το 2017 για τις εγχώριες αποταμιεύσεις και επενδύσεις, πραγματοποιήθηκε μια προσπάθεια να διαπιστωθεί αν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών και εάν ισχύει ο γρίφος των Feldstein-Horioka για την οικονομία της Γερμανίας.

Για τη διαπίστωση στασιμότητας πραγματοποιήθηκαν έλεγχοι δύο μεθοδολογιών. Αρχικά, αναλύθηκε η στασιμότητα των δεδομένων με τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey-Fuller και έπειτα με τον έλεγχο των Phillips-Perron. Σύμφωνα με τα ευρήματα, οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους και στις δύο περιπτώσεις ελέγχων, γεγονός που οδήγησε την έρευνα στην αναζήτηση πιθανών σχέσεων ισορροπίας. Αρχικά, διερευνήθηκε η μακροχρόνια σχέση των μεταβλητών μέσω των ελέγχων συνολοκλήρωσης της μίας εξίσωσης των Engle-Granger και των Phillips-Quaharlis και έπειτα του συστήματος εξισώσεων του Johansen. Η συνολοκλήρωση της μίας εξίσωσης στη θεωρία των Feldstein – Horioka δεν επιβεβαιώθηκε. Παρόλα αυτά, επειδή με τη μεθοδολογία συστήματος εξισώσεων του Johansen και τη χρήση VAR υποδειγμάτων μπορεί να καταδεικνύονταν διαφορετική σχέση από την πρόταση συσχέτισης των δύο ερευνητών, η εμπειρική μελέτη συνεχίστηκε. Τα αποτελέσματα σε αυτή την περίπτωση κατέδειξαν μακροχρόνια ασθενή σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών για την εξεταζόμενη οικονομία.

Στην συνέχεια διενεργήθηκε έρευνα ύπαρξης βραχυχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών μέσω του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος που απέδειξε πως δεν υφίσταται βραχυχρόνια σχέση ισορροπίας για το εξεταζόμενο

διάστημα. Τέλος, διενεργήθηκε ο έλεγχος αιτιότητας σύμφωνα με την μεθοδολογία του Granger που εντόπισε μονόδρομη αιτιακή σχέση με κατεύθυνση από τις εγχώριες επενδύσεις προς την εγχώρια αποταμίευση στην οικονομία της Γερμανίας.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα που προέκυψαν, στην Γερμανία υπάρχει ασθενής θετική μακροχρόνια συσχέτιση μεταξύ της εγχώριας αποταμίευσης και των επενδύσεων βάσει της μεθοδολογία του Johansen, γεγονός που δείχνει ότι ισχύει η θεωρία συσχέτισης αλλά όχι και ο γρίφος των Feldstein – Horioka καθώς ο συντελεστής αποταμίευσης εκτιμήθηκε κοντά στο 0,06 υποδεικνύοντας ότι υφίσταται η συνθήκη της υψηλής κινητικότητα κεφαλαίου στη συγκεκριμένη οικονομία.

7 Βιβλιογραφία

Ξενόγλωσση Αρθρογραφία

Asimakopulos, A. (1983). Kalečki and Keynes on finance, investment and saving. *Cambridge Journal of Economics*, 7(3/4), 221-233.

Bahmani-Oskooee, M., & Chakrabarti, A. (2005). Openness, size, and the saving–investment relationship. *Economic Systems*, 29(3), 283-293.

Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98, S103-S125.

Blanchard, O., & Giavazzi, F. (2002). Current account deficits in the euro area: the end of the Feldstein-Horioka puzzle?. *Brookings papers on economic activity*, 2002(2), 147-209.

Blecker, R. (1997). Policy implications of the international savings investment correlation. In: Pollin, R. (Ed.), *The Macroeconomics of Savings, Finance and Investment*. Michigan University Press, Ann Arbor.

Chakrabarti, A. (2006). The saving–investment relationship revisited: New evidence from multivariate heterogeneous panel cointegration analyses. *Journal of Comparative Economics*, 34(2), 402-419.

Coakley, J., Fuertes, A. M., & Spagnolo, F. (2004). Is the Feldstein–Horioka puzzle history?. *The Manchester School*, 72(5), 569-590.

Coakley, J., Fuertes, A. M., & Spagnolo, F. (2001). The Feldstein-Horioka puzzle is not as bad as you think. *Birkbeck College, Department of Economics*.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimates for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

Domar, E. (1946). Capital expansion, rate of growth, and employment. *Econometrica*, 14(2), 137-147.

Drakos, A. A., Kouretas, G. P., Stavroyiannis, S., & Zarangas, L. (2017). Is the Feldstein-Horioka puzzle still with us? National saving-investment dynamics and international capital mobility: A panel data analysis across EU member countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 47, 76-88.

- Dritsaki, C. (2015). The long-run relationship between saving and investment in Greece. *International Journal of Economics and Finance*, 7(9), 178.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Feldstein, M. (2005). Monetary policy in a changing international environment: The role of global capital flows (No. w11856). National Bureau of Economic Research.
- Feldstein, M., & Bachetta, P. (1991). National savings and international investment. In D. Berheim, & J. Shoven (Eds.), *National saving and economic performance* (pp. 201-226). Chicago: University of Chicago Press.
- Feldstein, M., (1983). Domestic saving and international capital movements in the long-run and the short-run. *European Economic Review* 21, 129-151.
- Feldstein, M., & Horioka, C. (1980). Domestic saving and international capital flows. *Economic Journal*, 90,314-329.
- Frankel, J.A., Dooley, M., Mathieson, D. (1987). International capital mobility in developing countries vs industrial countries: What do saving investment correlations tell us?. NBER Working Paper, No. 2043.
- Granger, C. (1980), "Testing for causality: a personal viewpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 329-352.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Gur, T. H., Erden, L., & Ozkan, I. (2011). An empirical investigation on the determinants of the saving-investment interaction. *Panoeconomicus*, 58(3), 343-353.
- Harrod, R. F. (1939). An essay in dynamic theory. *The economic journal*, 49(193), 14-33.
- Helliwell, J. (2004). Demographic change and international factor mobility. In: *Global Demographic Change: Economic Impacts and Policy Changes*. Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City, MO, pp. 369_420.
- Holmes, M. J., & Otero, J. (2016). A pairwise-based approach to examining the Feldstein–Horioka condition of international capital mobility. *Empirical Economics*, 50(2), 279-297.
- Hussein, K. A. (1998). International capital mobility in OECD countries: The Feldstein–Horiokapuzzle'revisited. *Economics Letters*, 59(2), 237-242.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics letters*, 6(3), 255-259.

- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- Ketenci, N. (2013). The Feldstein–Horioka puzzle in groupings of OECD members: A panel approach. *Research in Economics*, 67(1), 76-87.
- Lewis, W. A. (1955). *The Theory of Economic Growth*. Homewood, Ill: Irwin.
- Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (2000). The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause?. *NBER macroeconomics annual*, 15, 339-390.
- Pelagidis, T., & Mastroiannis, T. (2003). The saving–investment correlation in Greece, 1960–1997: implications for capital mobility. *Journal of Policy Modeling*, 25(6-7), 609-616.
- Penati, A., & Dooley, M. (1984). Current account imbalances and capital formation in industrial countries, 1949-81. *Staff Papers*, 31(1), 1-24.
- Petreska, D., & Mojsoska-Blazevski, N. (2013). The Feldstein-Horioka Puzzle and transition economies. *Economic Annals*, Faculty of Economics, University of Belgrade, vol. 58(197), 23-46.
- Phillips, P. C., & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long run growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Sachs, J. D., Cooper, R. N., & Fischer, S. (1981). The current account and macroeconomic adjustment in the 1970s. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981(1), 201-282.
- Sinha, T., & Sinha, D. (2004). The mother of all puzzles would not go away. *Economics Letters*, 82(2), 259-267.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.

Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, 32(2), 334-361.

Tesar, L. L. (1991). Savings, investment and international capital flows. *Journal of International economics*, 31(1-2), 55-78.

White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *econometrica*, 48(4), 817-838.

Ελληνική Βιβλιογραφία

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

Κάτος Α.Β. (2004). Οικονομετρία, Θεωρία και Εφαρμογές, Ζυγός, Θεσσαλονίκη.

Συριόπουλος, Κ. & Φίλιππας, Δ.Θ. (2010). Οικονομετρικά Υποδείγματα και Εφαρμογές με το Eviews, Εκδόσεις ΑΝΙΚΟΥΛΑ.

Χρήστου, Γ. (2011). Εισαγωγή στην Οικονομετρία. Εκδόσεις Gutenberg, Α&Β τόμος.

Άλλες Πηγές

Δριτσάκης, Ν. (2012). “Υπολογιστικές Τεχνικής Εκτιμητικής”, Πανεπιστημιακές παραδόσεις, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας, Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής, Π.Μ.Σ: “Εφαρμοσμένη Πληροφορική- με κατεύθυνση Επιχειρηματική Πληροφορική”, Χειμερινό Εξάμηνο 2012-2013, Θεσσαλονίκη

Δριτσάκης, Ν. (2006, Δεκέμβριος 04). Πανεπιστημιακές παραδόσεις. Ανάκτηση 01 02, 2019, από [http://users.uom.gr/~drits/lessons/Lesson%205\(MSc%20Inf\).pdf](http://users.uom.gr/~drits/lessons/Lesson%205(MSc%20Inf).pdf)

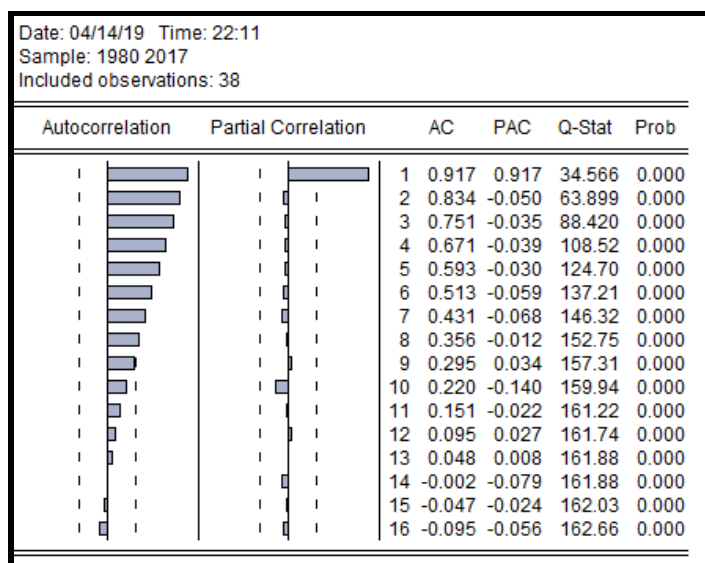
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α: Πίνακας δεδομένων

Πίνακας Α 1: Πίνακας Δεδομένων

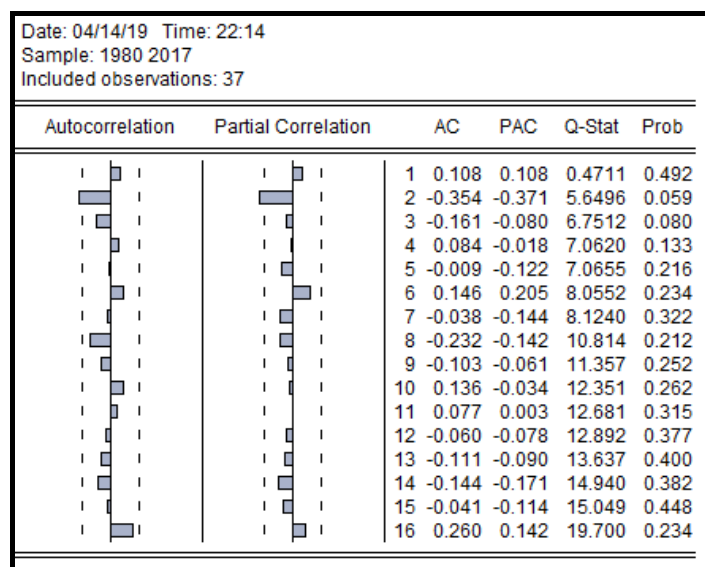
	GDP	INV	SAV
1980	1547,92	464,8249	334,6913
1981	1549,627	422,4128	313,505
1982	1537,414	390,7338	310,8036
1983	1561,315	412,9054	330,5148
1984	1605,44	420,4326	350,7726
1985	1640,635	411,9142	364,4999
1986	1680,295	422,359	399,3893
1987	1704,984	420,5684	391,6519
1988	1768,676	451,3131	426,7815
1989	1837,884	486,5614	467,6312
1990	1943,075	531,8002	474,7515
1991	2040,45	522,1103	492,9931
1992	2071,28	516,9501	492,3433
1993	2050,87	484,2514	462,9634
1994	2102,82	501,1651	469,6438
1995	2140,84	508,2568	481,6462
1996	2159,31	490,9191	476,3654
1997	2200,52	501,3445	490,1658
1998	2239,45	522,6876	506,8099
1999	2280,7	535,3715	503,0996
2000	2353,5	563,0278	521,8651
2001	2396,63	534,784	526,0843
2002	2397,25	477,5082	522,7204
2003	2379,95	468,5408	502,1457
2004	2396,56	458,2462	565,0609
2005	2417,47	454,847	565,9297
2006	2511,44	496,587	639,2619
2007	2596,01	538,6461	713,8768
2008	2617,11	545,9291	692,3565
2009	2471,59	446,5422	588,4361
2010	2568,92	504,1506	648,4211
2011	2664,49	561,6212	724,315
2012	2682,9	517,9875	706,2734
2013	2699,19	526,666	708,2135
2014	2757,94	541,5215	747,0432
2015	2798,82	538,353	787,476
2016	2859,18	562,1148	805,3738
2017	2929,4	588,575	818,9431

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β: Κορελόγραμμα των μεταβλητών

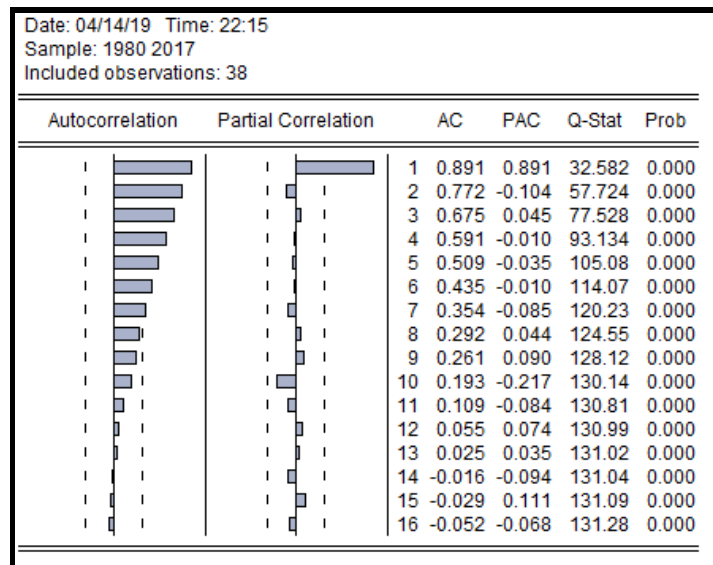
Διάγραμμα Β 1: Κορελόγραμμα του ΑΕΠ της Γερμανίας στο επίπεδο της μεταβλητής



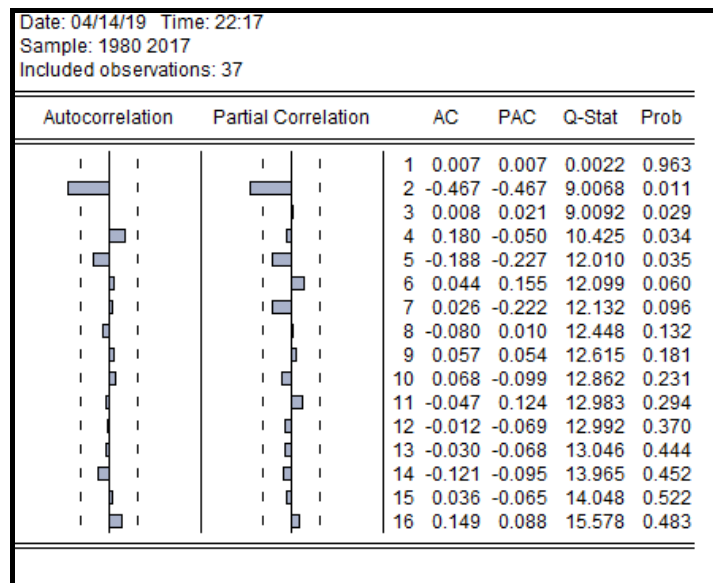
Διάγραμμα Β 2: Κορελόγραμμα του ΑΕΠ της Γερμανίας στις πρώτες διαφορές



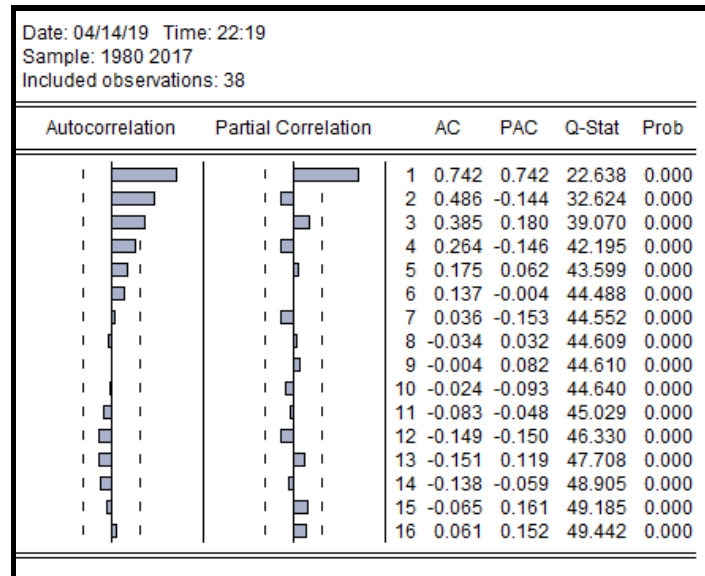
Διάγραμμα Β 3: Κορελόγραμμα της εγχώριας αποταμίευσης της Γερμανίας στο επίπεδο της μεταβλητής



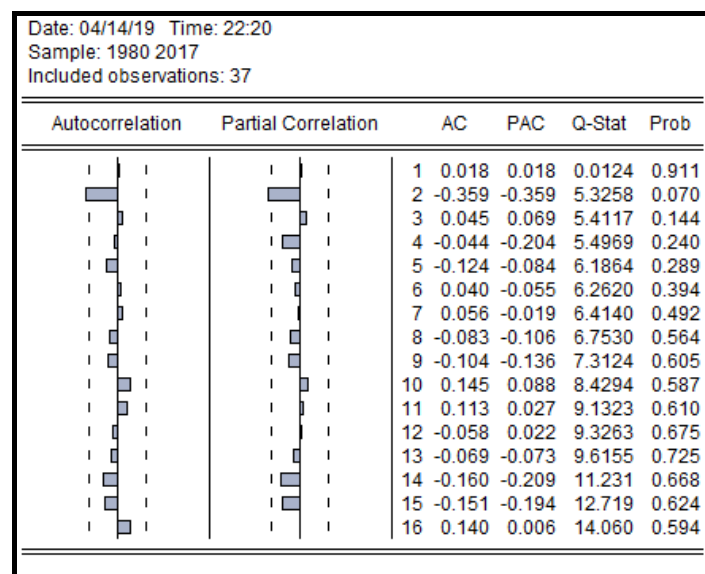
Διάγραμμα Β 4: Κορελόγραμμα της εγχώριας αποταμίευσης της Γερμανίας στις πρώτες διαφορές



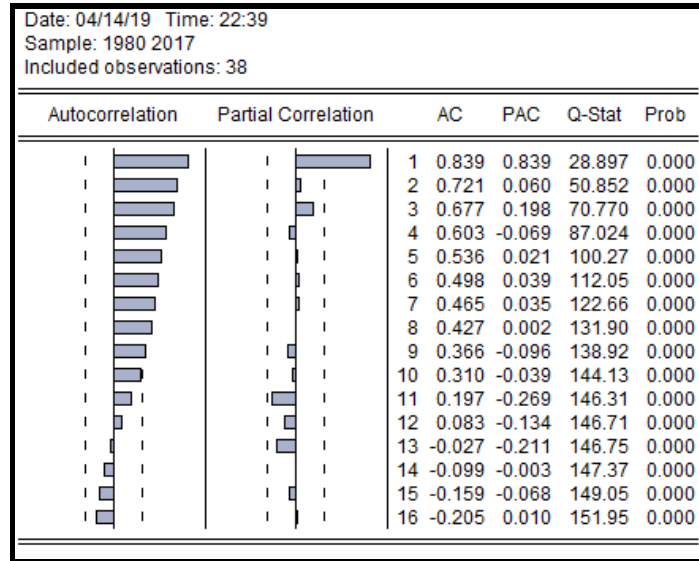
Διάγραμμα Β 5: Κορελόγραμμα της εγχώριας επένδυσης της Γερμανίας στο επίπεδο της μεταβλητής



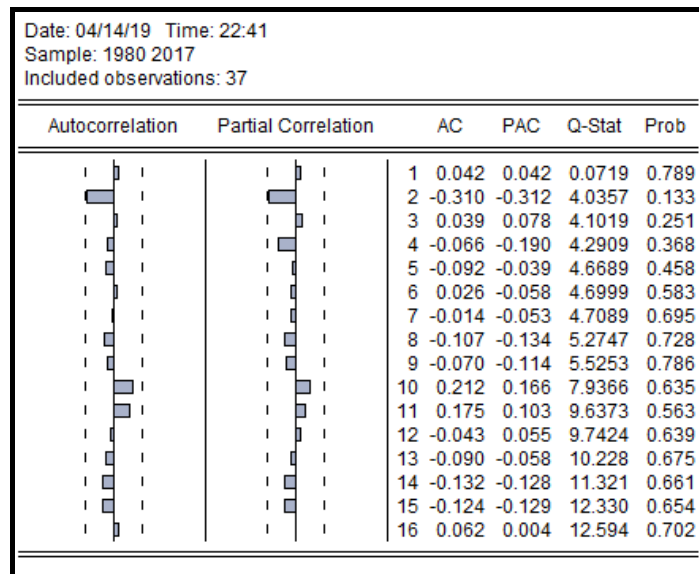
Διάγραμμα Β 6: Κορελόγραμμα της εγχώριας επένδυσης της Γερμανίας στις πρώτες διαφορές



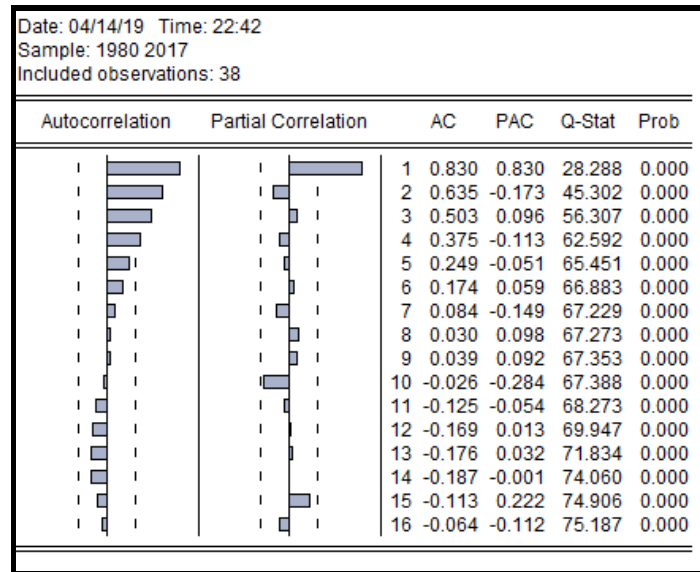
Διάγραμμα Β 7: Κορελόγραμμα του λόγου εγχώριας επένδυσης προς ΑΕΠ της Γερμανίας στο επίπεδο της μεταβλητής



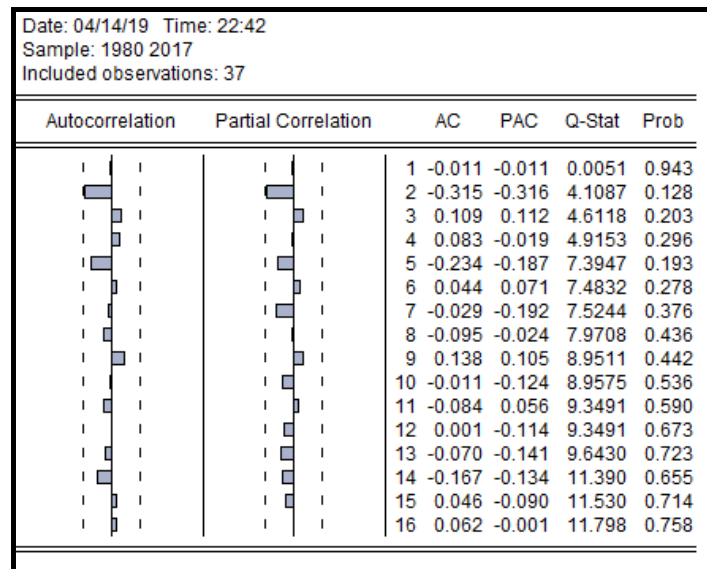
Διάγραμμα Β 8: Κορελόγραμμα του λόγου εγχώριας επένδυσης προς ΑΕΠ της Γερμανίας στις πρώτες διαφορές



Διάγραμμα Β 9: Κορελόγραμμα του λόγου εγχώριας αποταμίευσης προς ΑΕΠ της Γερμανίας στο επίπεδο της μεταβλητής



Διάγραμμα Β 10: Κορελόγραμμα του λόγου εγχώριας αποταμίευσης προς ΑΕΠ της Γερμανίας στις πρώτες διαφορές



ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ: Επαυξημένος έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας - Augmented Dickey -Fuller

Πίνακας Γ 1: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών χωρίς σταθερά και τάση

Null Hypothesis: SAVGDP has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.842277	0.8885
Test critical values:		
1% level	-2.628961	
5% level	-1.950117	
10% level	-1.611339	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SAVGDP)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 10:53
 Sample (adjusted): 1981 2017
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SAVGDP(-1)	0.006409	0.007609	0.842277	0.4052
R-squared	-0.005074	Mean dependent var		0.001712
Adjusted R-squared	-0.005074	S.D. dependent var		0.011003
S.E. of regression	0.011031	Akaike info criterion		-6.149644
Sum squared resid	0.004380	Schwarz criterion		-6.106106
Log likelihood	114.7684	Hannan-Quinn criter.		-6.134295
Durbin-Watson stat	1.966226			

Πίνακας Γ 2: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση

Null Hypothesis: SAVGDP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.066491	0.7186
Test critical values: 1% level	-3.621023	
5% level	-2.943427	
10% level	-2.610263	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SAVGDP)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 10:56
 Sample (adjusted): 1981 2017
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SAVGDP(-1)	-0.087773	0.082300	-1.066491	0.2935
C	0.022541	0.019614	1.149244	0.2582
R-squared	0.031474	Mean dependent var		0.001712
Adjusted R-squared	0.003802	S.D. dependent var		0.011003
S.E. of regression	0.010982	Akaike info criterion		-6.132631
Sum squared resid	0.004221	Schwarz criterion		-6.045555
Log likelihood	115.4537	Hannan-Quinn criter.		-6.101933
F-statistic	1.137402	Durbin-Watson stat		1.853391
Prob(F-statistic)	0.293504			

Πίνακας Γ 3: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και τάση

Null Hypothesis: SAVGDP has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.139741	0.5076
Test critical values: 1% level	-4.226815	
5% level	-3.536601	
10% level	-3.200320	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SAVGDP)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 10:58
 Sample (adjusted): 1981 2017
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SAVGDP(-1)	-0.245035	0.114516	-2.139741	0.0396
C	0.051343	0.024215	2.120296	0.0414
@TREND("1980")	0.000448	0.000235	1.905139	0.0652
R-squared	0.124893	Mean dependent var		0.001712
Adjusted R-squared	0.073417	S.D. dependent var		0.011003
S.E. of regression	0.010591	Akaike info criterion		-6.180007
Sum squared resid	0.003814	Schwarz criterion		-6.049392
Log likelihood	117.3301	Hannan-Quinn criter.		-6.133959
F-statistic	2.426205	Durbin-Watson stat		1.747222
Prob(F-statistic)	0.103523			

Πίνακας Γ 4: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών χωρίς σταθερά και τάση

Null Hypothesis: D(SAVGDP) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.925595	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.630762	
5% level	-1.950394	
10% level	-1.611202	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SAVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:02
 Sample (adjusted): 1982 2017
 Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SAVGDP(-1))	-0.979961	0.165378	-5.925595	0.0000
R-squared	0.500578	Mean dependent var		0.000327
Adjusted R-squared	0.500578	S.D. dependent var		0.015632
S.E. of regression	0.011047	Akaike info criterion		-6.145934
Sum squared resid	0.004271	Schwarz criterion		-6.101947
Log likelihood	111.6268	Hannan-Quinn criter.		-6.130582
Durbin-Watson stat	1.986508			

Πίνακας Γ 5: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση

Null Hypothesis: D(SAVGDP) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.724244	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SAVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:03
 Sample (adjusted): 1983 2017
 Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SAVGDP(-1))	-1.343746	0.234746	-5.724244	0.0000
D(SAVGDP(-1),2)	0.317697	0.162383	1.956466	0.0592
C	0.002862	0.001873	1.527937	0.1364
R-squared	0.562327	Mean dependent var		-5.63E-05
Adjusted R-squared	0.534973	S.D. dependent var		0.015687
S.E. of regression	0.010697	Akaike info criterion		-6.155808
Sum squared resid	0.003662	Schwarz criterion		-6.022493
Log likelihood	110.7266	Hannan-Quinn criter.		-6.109788
F-statistic	20.55698	Durbin-Watson stat		1.920144
Prob(F-statistic)	0.000002			

Πίνακας Γ 6: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και τάση

Null Hypothesis: D(SAVGDP) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.637570	0.0003
Test critical values: 1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SAVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:04
 Sample (adjusted): 1983 2017
 Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SAVGDP(-1))	-1.351057	0.239652	-5.637570	0.0000
D(SAVGDP(-1),2)	0.323092	0.165914	1.947342	0.0606
C	0.001858	0.004079	0.455470	0.6519
@TREND("1980")	5.09E-05	0.000183	0.278069	0.7828
R-squared	0.563416	Mean dependent var		-5.63E-05
Adjusted R-squared	0.521166	S.D. dependent var		0.015687
S.E. of regression	0.010855	Akaike info criterion		-6.101157
Sum squared resid	0.003653	Schwarz criterion		-5.923403
Log likelihood	110.7702	Hannan-Quinn criter.		-6.039796
F-statistic	13.33527	Durbin-Watson stat		1.920140
Prob(F-statistic)	0.000009			

Πίνακας Γ 7: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στα επίπεδα των τιμών χωρίς σταθερά και τάση

Null Hypothesis: INVGDP has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.730886	0.0790
Test critical values: 1% level	-2.628961	
5% level	-1.950117	
10% level	-1.611339	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:21
 Sample (adjusted): 1981 2017
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INVGDP(-1)	-0.013954	0.008062	-1.730886	0.0920
R-squared	0.024498	Mean dependent var		-0.002686
Adjusted R-squared	0.024498	S.D. dependent var		0.011436
S.E. of regression	0.011295	Akaike info criterion		-6.102273
Sum squared resid	0.004593	Schwarz criterion		-6.058734
Log likelihood	113.8920	Hannan-Quinn criter.		-6.086923
Durbin-Watson stat	1.789051			

Πίνακας Γ 8: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση

Null Hypothesis: INVGDP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.396062	0.1497
Test critical values: 1% level	-3.621023	
5% level	-2.943427	
10% level	-2.610263	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:22
 Sample (adjusted): 1981 2017
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INVGDP(-1)	-0.141235	0.058945	-2.396062	0.0221
C	0.029568	0.013576	2.177856	0.0362
R-squared	0.140917	Mean dependent var		-0.002686
Adjusted R-squared	0.116372	S.D. dependent var		0.011436
S.E. of regression	0.010750	Akaike info criterion		-6.175306
Sum squared resid	0.004045	Schwarz criterion		-6.088229
Log likelihood	116.2432	Hannan-Quinn criter.		-6.144607
F-statistic	5.741111	Durbin-Watson stat		1.769609
Prob(F-statistic)	0.022052			

Πίνακας Γ 9: Επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και τάση

Null Hypothesis: INVGDP has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.348133	0.0744
Test critical values: 1% level	-4.226815	
5% level	-3.536601	
10% level	-3.200320	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:23
 Sample (adjusted): 1981 2017
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INVGDP(-1)	-0.457576	0.136666	-3.348133	0.0020
C	0.120237	0.038036	3.161116	0.0033
@TREND("1980")	-0.000970	0.000384	-2.527365	0.0163
R-squared	0.276787	Mean dependent var		-0.002686
Adjusted R-squared	0.234245	S.D. dependent var		0.011436
S.E. of regression	0.010007	Akaike info criterion		-6.293413
Sum squared resid	0.003405	Schwarz criterion		-6.162798
Log likelihood	119.4281	Hannan-Quinn criter.		-6.247365
F-statistic	6.506209	Durbin-Watson stat		1.534330
Prob(F-statistic)	0.004051			

Πίνακας Γ 10: Επανξιημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών χωρίς σταθερά και τάση

Null Hypothesis: D(INVGDP) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.912741	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.630762	
5% level	-1.950394	
10% level	-1.611202	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:30
 Sample (adjusted): 1982 2017
 Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INVGDP(-1))	-0.917135	0.155112	-5.912741	0.0000
R-squared	0.498004	Mean dependent var		0.000889
Adjusted R-squared	0.498004	S.D. dependent var		0.015412
S.E. of regression	0.010920	Akaike info criterion		-6.169064
Sum squared resid	0.004174	Schwarz criterion		-6.125077
Log likelihood	112.0432	Hannan-Quinn criter.		-6.153711
Durbin-Watson stat	2.095983			

Πίνακας Γ 11: Επανξιημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση

Null Hypothesis: D(INVGDP) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.262238	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:31
 Sample (adjusted): 1983 2017
 Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INVGDP(-1))	-1.353383	0.216118	-6.262238	0.0000
D(INVGDP(-1),2)	0.312042	0.150360	2.075298	0.0461
C	-0.002573	0.001815	-1.417249	0.1661
R-squared	0.596300	Mean dependent var		0.000650
Adjusted R-squared	0.571069	S.D. dependent var		0.015570
S.E. of regression	0.010197	Akaike info criterion		-6.251647
Sum squared resid	0.003327	Schwarz criterion		-6.118331
Log likelihood	112.4038	Hannan-Quinn criter.		-6.205626
F-statistic	23.63341	Durbin-Watson stat		1.913389
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας Γ 12: Επανξιημένος έλεγχος Dickey - Fuller για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και τάση

Null Hypothesis: D(INVGDP) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

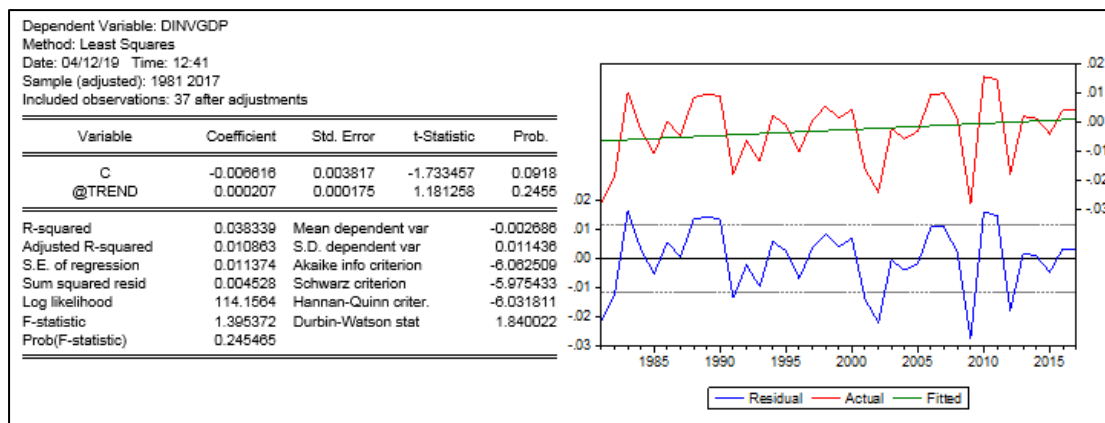
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.195684	0.0001
Test critical values: 1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

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

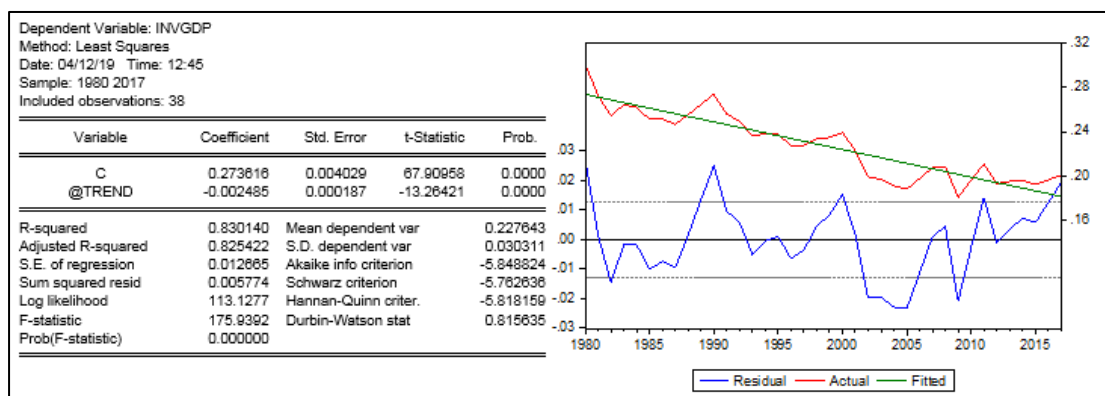
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:31
 Sample (adjusted): 1983 2017
 Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INVGDP(-1))	-1.371662	0.221390	-6.195684	0.0000
D(INVGDP(-1),2)	0.324050	0.153820	2.106689	0.0433
C	-0.004455	0.004041	-1.102625	0.2787
@TREND("1980")	9.16E-05	0.000175	0.523004	0.6047
R-squared	0.599831	Mean dependent var		0.000650
Adjusted R-squared	0.561105	S.D. dependent var		0.015570
S.E. of regression	0.010315	Akaike info criterion		-6.203289
Sum squared resid	0.003298	Schwarz criterion		-6.025535
Log likelihood	112.5576	Hannan-Quinn criter.		-6.141928
F-statistic	15.48910	Durbin-Watson stat		1.917379
Prob(F-statistic)	0.000002			

Πίνακας Γ 13: Εξέταση επίδραση της τάσης στη μεταβλητή INVGDP στα επίπεδα των τιμών, με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων



Πίνακας Γ 14: Εξέταση επίδραση της τάσης στη μεταβλητή INVGDP στις πρώτες διαφορές, με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων



ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ: Έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας των Phillips και Perron

Πίνακας Δ 1: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών χωρίς σταθερά και τάση

Null Hypothesis: SAVGDP has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.036648	0.9182
Test critical values:		
1% level	-2.628961	
5% level	-1.950117	
10% level	-1.611339	

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

Residual variance (no correction)	0.000118
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	8.55E-05

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(SAVGDP)

Method: Least Squares

Date: 04/11/19 Time: 11:36

Sample (adjusted): 1981 2017

Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SAVGDP(-1)	0.006409	0.007609	0.842277	0.4052
R-squared	-0.005074	Mean dependent var		0.001712
Adjusted R-squared	-0.005074	S.D. dependent var		0.011003
S.E. of regression	0.011031	Akaike info criterion		-6.149644
Sum squared resid	0.004380	Schwarz criterion		-6.106106
Log likelihood	114.7684	Hannan-Quinn criter.		-6.134295
Durbin-Watson stat	1.966226			

Πίνακας Δ 2: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση

Null Hypothesis: SAVGDP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.101226	0.7051
Test critical values:		
1% level	-3.621023	
5% level	-2.943427	
10% level	-2.610263	

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

Residual variance (no correction)	0.000114
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000118

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(SAVGDP)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:36
 Sample (adjusted): 1981 2017
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SAVGDP(-1)	-0.087773	0.082300	-1.066491	0.2935
C	0.022541	0.019614	1.149244	0.2582
R-squared	0.031474	Mean dependent var		0.001712
Adjusted R-squared	0.003802	S.D. dependent var		0.011003
S.E. of regression	0.010982	Akaike info criterion		-6.132631
Sum squared resid	0.004221	Schwarz criterion		-6.045555
Log likelihood	115.4537	Hannan-Quinn criter.		-6.101933
F-statistic	1.137402	Durbin-Watson stat		1.853391
Prob(F-statistic)	0.293504			

Πίνακας Δ 3: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και τάση

Null Hypothesis: SAVGDP has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.238433	0.4554
Test critical values:		
1% level	-4.226815	
5% level	-3.536601	
10% level	-3.200320	

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

Residual variance (no correction)	0.000103
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000114

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(SAVGDP)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:37
 Sample (adjusted): 1981 2017
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SAVGDP(-1)	-0.245035	0.114516	-2.139741	0.0396
C	0.051343	0.024215	2.120296	0.0414
@TREND("1980")	0.000448	0.000235	1.905139	0.0652
R-squared	0.124893	Mean dependent var		0.001712
Adjusted R-squared	0.073417	S.D. dependent var		0.011003
S.E. of regression	0.010591	Akaike info criterion		-6.180007
Sum squared resid	0.003814	Schwarz criterion		-6.049392
Log likelihood	117.3301	Hannan-Quinn criter.		-6.133959
F-statistic	2.426205	Durbin-Watson stat		1.747222
Prob(F-statistic)	0.103523			

Πίνακας Δ 4: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών χωρίς σταθερά και τάση

Null Hypothesis: D(SAVGDP) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.925595	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.630762	
5% level	-1.950394	
10% level	-1.611202	

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

Residual variance (no correction)	0.000119
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000119

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(SAVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:38
 Sample (adjusted): 1982 2017
 Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SAVGDP(-1))	-0.979961	0.165378	-5.925595	0.0000
R-squared	0.500578	Mean dependent var		0.000327
Adjusted R-squared	0.500578	S.D. dependent var		0.015632
S.E. of regression	0.011047	Akaike info criterion		-6.145934
Sum squared resid	0.004271	Schwarz criterion		-6.101947
Log likelihood	111.6268	Hannan-Quinn criter.		-6.130582
Durbin-Watson stat	1.986508			

Πίνακας Δ 5: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση

Null Hypothesis: D(SAVGDP) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.170904	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Residual variance (no correction)	0.000114
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	8.44E-05

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(SAVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:38
 Sample (adjusted): 1982 2017
 Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SAVGDP(-1))	-1.011755	0.166767	-6.066874	0.0000
C	0.002167	0.001857	1.167279	0.2512
R-squared	0.519821	Mean dependent var		0.000327
Adjusted R-squared	0.505698	S.D. dependent var		0.015632
S.E. of regression	0.010990	Akaike info criterion		-6.129671
Sum squared resid	0.004107	Schwarz criterion		-6.041698
Log likelihood	112.3341	Hannan-Quinn criter.		-6.098966
F-statistic	36.80696	Durbin-Watson stat		2.021321
Prob(F-statistic)	0.000001			

Πίνακας Δ 6: Έλεγχος Phillips - Perron για SAVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και τάση

Null Hypothesis: D(SAVGDP) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.038714	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Residual variance (no correction)	0.000114
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	8.43E-05

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(SAVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:39
 Sample (adjusted): 1982 2017
 Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SAVGDP(-1))	-1.013719	0.170183	-5.956644	0.0000
C	0.001785	0.003954	0.451373	0.6547
@TREND("1980")	1.98E-05	0.000180	0.110016	0.9131
R-squared	0.519997	Mean dependent var		0.000327
Adjusted R-squared	0.490906	S.D. dependent var		0.015632
S.E. of regression	0.011153	Akaike info criterion		-6.074482
Sum squared resid	0.004105	Schwarz criterion		-5.942522
Log likelihood	112.3407	Hannan-Quinn criter.		-6.028425
F-statistic	17.87480	Durbin-Watson stat		2.019453
Prob(F-statistic)	0.000006			

Πίνακας Δ 7: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στα επίπεδα των τιμών χωρίς σταθερά και τάση

Null Hypothesis: INVGDP has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.137093	0.0330
Test critical values:		
1% level	-2.628961	
5% level	-1.950117	
10% level	-1.611339	

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

Residual variance (no correction)	0.000124
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7.62E-05

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:40
 Sample (adjusted): 1981 2017
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INVGDP(-1)	-0.013954	0.008062	-1.730886	0.0920
R-squared	0.024498	Mean dependent var		-0.002686
Adjusted R-squared	0.024498	S.D. dependent var		0.011436
S.E. of regression	0.011295	Akaike info criterion		-6.102273
Sum squared resid	0.004593	Schwarz criterion		-6.058734
Log likelihood	113.8920	Hannan-Quinn criter.		-6.086923
Durbin-Watson stat	1.789051			

Πίνακας Δ 8: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση

Null Hypothesis: INVGDP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.386668	0.1523
Test critical values:		
1% level	-3.621023	
5% level	-2.943427	
10% level	-2.610263	

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

Residual variance (no correction)	0.000109
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000119

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:41
 Sample (adjusted): 1981 2017
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INVGDP(-1)	-0.141235	0.058945	-2.396062	0.0221
C	0.029568	0.013576	2.177856	0.0362
R-squared	0.140917	Mean dependent var		-0.002686
Adjusted R-squared	0.116372	S.D. dependent var		0.011436
S.E. of regression	0.010750	Akaike info criterion		-6.175306
Sum squared resid	0.004045	Schwarz criterion		-6.088229
Log likelihood	116.2432	Hannan-Quinn criter.		-6.144607
F-statistic	5.741111	Durbin-Watson stat		1.769609
Prob(F-statistic)	0.022052			

Πίνακας Δ 9: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στα επίπεδα των τιμών με σταθερά και τάση

Null Hypothesis: INVGDP has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.502632	0.0538
Test critical values:		
1% level	-4.226815	
5% level	-3.536601	
10% level	-3.200320	

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

Residual variance (no correction)	9.20E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000111

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:42
 Sample (adjusted): 1981 2017
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INVGDP(-1)	-0.457576	0.136666	-3.348133	0.0020
C	0.120237	0.038036	3.161116	0.0033
@TREND("1980")	-0.000970	0.000384	-2.527365	0.0163
R-squared	0.276787	Mean dependent var		-0.002686
Adjusted R-squared	0.234245	S.D. dependent var		0.011436
S.E. of regression	0.010007	Akaike info criterion		-6.293413
Sum squared resid	0.003405	Schwarz criterion		-6.162798
Log likelihood	119.4281	Hannan-Quinn criter.		-6.247365
F-statistic	6.506209	Durbin-Watson stat		1.534330
Prob(F-statistic)	0.004051			

Πίνακας Δ 10: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών χωρίς σταθερά και τάση

Null Hypothesis: D(INVGDP) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.099690	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.630762	
5% level	-1.950394	
10% level	-1.611202	

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

Residual variance (no correction)	0.000116
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7.91E-05

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:43
 Sample (adjusted): 1982 2017
 Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INVGDP(-1))	-0.917135	0.155112	-5.912741	0.0000
R-squared	0.498004	Mean dependent var		0.000889
Adjusted R-squared	0.498004	S.D. dependent var		0.015412
S.E. of regression	0.010920	Akaike info criterion		-6.169064
Sum squared resid	0.004174	Schwarz criterion		-6.125077
Log likelihood	112.0432	Hannan-Quinn criter.		-6.153711
Durbin-Watson stat	2.095983			

Πίνακας Δ 11: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και χωρίς τάση

Null Hypothesis: D(INVGDP) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.919880	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Residual variance (no correction)	0.000113
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.17E-05

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:44
 Sample (adjusted): 1982 2017
 Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INVGDP(-1))	-0.956142	0.160040	-5.974407	0.0000
C	-0.001865	0.001878	-0.992914	0.3278
R-squared	0.512150	Mean dependent var		0.000889
Adjusted R-squared	0.497801	S.D. dependent var		0.015412
S.E. of regression	0.010922	Akaike info criterion		-6.142092
Sum squared resid	0.004056	Schwarz criterion		-6.054119
Log likelihood	112.5577	Hannan-Quinn criter.		-6.111387
F-statistic	35.69354	Durbin-Watson stat		2.096249
Prob(F-statistic)	0.000001			

Πίνακας Δ 12: Έλεγχος Phillips - Perron για INVGDP στις πρώτες διαφορές των τιμών με σταθερά και τάση

Null Hypothesis: D(INVGDP) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.031456	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Residual variance (no correction)	0.000112
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3.63E-05

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INVGDP,2)
 Method: Least Squares
 Date: 04/11/19 Time: 11:45
 Sample (adjusted): 1982 2017
 Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INVGDP(-1))	-0.972117	0.164212	-5.919886	0.0000
C	-0.003863	0.004059	-0.951743	0.3481
@TREND("1980")	0.000100	0.000180	0.557002	0.5813
R-squared	0.516694	Mean dependent var		0.000889
Adjusted R-squared	0.487402	S.D. dependent var		0.015412
S.E. of regression	0.011035	Akaike info criterion		-6.095894
Sum squared resid	0.004018	Schwarz criterion		-5.963934
Log likelihood	112.7261	Hannan-Quinn criter.		-6.049837
F-statistic	17.63984	Durbin-Watson stat		2.091764
Prob(F-statistic)	0.000006			

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε: Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης

Πίνακας Ε 1: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο Engle – Granger με σταθερά

Date: 04/21/19 Time: 08:42

Series: INVGDP SAVGDP

Sample: 1980 2017

Included observations: 38

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=9)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
INVGDP	-2.885981	0.1641	-10.69109	0.2700
SAVGDP	-2.104934	0.4821	-9.195053	0.3646

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	INVGDP	SAVGDP
Rho - 1	-0.288948	-0.248515
Rho S.E.	0.100121	0.118063
Residual variance	0.000244	0.000182
Long-run residual variance	0.000244	0.000182
Number of lags	0	0
Number of observations	37	37
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

Πίνακας Ε 2: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο Engle – Granger με σταθερά και τάση

Date: 04/21/19 Time: 08:40

Series: INVGDP SAVGDP

Sample: 1980 2017

Included observations: 38

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C @TREND

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=8)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
INVGDP	-3.452568	0.1534	-16.40457	0.2059
SAVGDP	-2.206846	0.6946	-8.449451	0.7204

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	INVGDP	SAVGDP
Rho - 1	-0.443367	-0.228364
Rho S.E.	0.128417	0.103480
Residual variance	6.58E-05	6.77E-05
Long-run residual variance	6.58E-05	6.77E-05
Number of lags	0	0
Number of observations	37	37
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

Πίνακας Ε 3: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο των Phillips και Qualiaris με σταθερά

Date: 04/21/19 Time: 08:44

Series: INVGDP SAVGDP

Sample: 1980 2017

Included observations: 38

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)

No d.f. adjustment for variances

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
INVGDP	-2.960566	0.1443	-11.30332	0.2370
SAVGDP	-2.192033	0.4390	-9.697461	0.3306

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	INVGDP	SAVGDP
Rho - 1	-0.288948	-0.248515
Bias corrected Rho - 1 (Rho* - 1)	-0.305495	-0.262094
Rho* S.E.	0.103188	0.119566
Residual variance	0.000237	0.000177
Long-run residual variance	0.000259	0.000187
Long-run residual autocovariance	1.09E-05	4.80E-06
Bandwidth	NA	NA
Number of observations	37	37
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

Πίνακας Ε 4: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο των Phillips και Qualiaris με σταθερά και τάση

Date: 04/21/19 Time: 08:45

Series: INVGDP SAVGDP

Sample: 1980 2017

Included observations: 38

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C @TREND

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=8)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
INVGDP	-3.452568	0.1534	-16.40457	0.2059
SAVGDP	-2.206846	0.6946	-8.449451	0.7204

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	INVGDP	SAVGDP
Rho - 1	-0.443367	-0.228364
Rho S.E.	0.128417	0.103480
Residual variance	6.58E-05	6.77E-05
Long-run residual variance	6.58E-05	6.77E-05
Number of lags	0	0
Number of observations	37	37
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

Πίνακας Ε 5: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο ML του Johansen

Date: 04/21/19 Time: 13:12
 Sample: 1980 2017
 Included observations: 36
 Series: INVGDP SAVGDP
 Lags interval: 1 to 1

Selected (0.1 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	1	0	1	2
Max-Eig	0	1	0	0	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	229.6543	229.6543	232.6186	232.6186	232.8298
1	233.0986	236.7126	237.9539	240.9625	241.1207
2	233.3062	238.8796	238.8796	244.2969	244.2969

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-12.53635	-12.53635	-12.58992	-12.58992	-12.49055
1	-12.50548	-12.65070	-12.66411	-12.77569*	-12.72893
2	-12.29479	-12.49331	-12.49331	-12.68316	-12.68316

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-12.36040*	-12.36040*	-12.32600	-12.32600	-12.13865
1	-12.15358	-12.25482	-12.22424	-12.29184	-12.20109
2	-11.76695	-11.87750	-11.87750	-11.97938	-11.97938

Πίνακας Ε 6: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο ML του Johansen με σταθερά και χωρίς τάση σε CE – χωρίς σταθερά στο VAR

Date: 04/21/19 Time: 08:52
 Sample (adjusted): 1982 2017
 Included observations: 36 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
 Series: INVGDP SAVGDP
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.1 Critical Value	Prob.**
None *	0.370952	23.35653	23.34234	0.0996
At most 1	0.169100	6.668832	10.66637	0.3803

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.1 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.1 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.1 Critical Value	Prob.**
None	0.370952	16.68769	17.23410	0.1182
At most 1	0.169100	6.668832	10.66637	0.3803

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.1 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.1 level

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

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

INVGDP	SAVGDP	@TREND(81)
107.3438	-6.567081	0.272589
-48.44275	81.66103	-0.214878

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(INVGDP)	-0.005308	0.002436
D(SAVGDP)	-0.006107	-0.001514

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 240.9625

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

INVGDP	SAVGDP	@TREND(81)
1.000000	-0.061178	0.002539
	(0.15607)	(0.00030)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(INVGDP)	-0.569734
	(0.17273)
D(SAVGDP)	-0.655499
	(0.16628)