



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΤΜΗΜΑΤΟΣ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗΣ ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΚΗΣ

**«ΚΑΜΠΥΛΗ PHILLIPS: ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ
ΕΡΕΥΝΑ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΑΠΩΝΙΑ»**

Διπλωματική Εργασία

Της

Μπατσογιάννη Αικατερίνης

A.M: mai19049

Θεσσαλονίκη, Φεβρουάριος 2020

**«ΚΑΜΠΥΛΗ PHILLIPS: ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ
ΕΡΕΥΝΑ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΑΠΩΝΙΑ»**

Μπατσουγιάννη Αικατερίνη
Πτυχίο Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο
Μακεδονίας, 2018

Επιβλέπων Καθηγητής: Δριτσάκης Νικόλαος

Διπλωματική Εργασία

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

Εγκρίθηκε από την τριμελή εξεταστική επιτροπή

N. Δριτσάκης

A. Σταυρόπουλος

E. Στειακάκης

.....

.....

.....

Μπατσουγιάννη Αικατερίνη

.....

Περίληψη

Στην παρούσα εργασία εξετάζεται η σχέση ανάμεσα στην ανεργία και τον πληθωρισμό, χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα από την ιαπωνική οικονομία για την χρονική περίοδο 1960 έως 2018. Επιπλέον είναι γνωστό ότι ο πληθωρισμός και η ανεργία αναφέρονται ως «δίδυμα κακά» στην μακροοικονομική θεωρία, καθώς αποτελούν τα σημαντικότερα προβλήματα των σύγχρονων οικονομιών που πρέπει να αντιμετωπίσουν οι κυβερνήσεις. Πιο συγκεκριμένα εξετάζεται η ύπαρξη ή όχι της καμπύλης Phillips. Ο Phillips A.W. (1958) ήταν ο πρώτος οικονομολόγος που υποστήριξε ότι υπάρχει μία σταθερή και αντίστροφη μακροχρόνια σχέση μεταξύ του ποσοστού ανεργίας και του επιπέδου των μισθών. Στη πορεία όμως υπήρξαν οικονομολόγοι όπως οι Friedman M. και Phelps E.S. (1968) που αμφισβήτησαν την ύπαρξη μακροχρόνιας σταθερής αρνητικής σχέσης μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού. Η εργασία αποτελείται σε δύο μέρη. Το πρώτο μέρος παρουσιάζει τη διαχρονική πορεία της ιαπωνικής οικονομίας, πληροφορίες για τις έννοιες του πληθωρισμού, της ανεργίας και της καμπύλης Phillips, η οποία αποτελεί το κύριο θέμα της εργασίας, και η ανασκόπηση της εμπειρικής βιβλιογραφίας. Στο δεύτερο μέρος παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα και τα συμπεράσματα που διεξάχθηκαν για τον προσδιορισμό της σχέσης της ανεργίας και του πληθωρισμού. Το πρόγραμμα EVIEWS 7 χρησιμοποιήθηκε για την ανάλυση των δεδομένων. Η οικονομία της Ιαπωνίας είναι η πέμπτη μεγαλύτερη οικονομία στον κόσμο μετά την Κίνα, την Ευρωπαϊκή Ένωση, τις Ηνωμένες Πολιτείες και την Ινδία, αλλά πάσχει από αργή ανάπτυξη και αποπληθωρισμό από τη δεκαετία του 1990. Είναι γνωστή για το υψηλό δημόσιο χρέος που έχει φτάσει το ύψος 237,1% του ΑΕΠ που αποτελεί το υψηλότερο στον κόσμο και για την πολιτική που χρησιμοποίησε για την ανάκαμψη της οικονομίας, η οποία έμεινε γνωστή ως «Abenomics». Τα αποτελέσματα της εργασίας έδειξαν αρχικά ότι η εξειδίκευση του υποδείγματος δεν είναι ορθή. Στη συνέχεια χρησιμοποιώντας τον επαυξημένο έλεγχο *Dickey – Fuller* και *Phillips – Perron* διαπιστώθηκε ότι οι μεταβλητές *UNRATE* και *INRATE* είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές. Επίσης χρησιμοποιώντας τους ελέγχους *Engle – Granger* και *Phillips – Ouliaris* επιβεβαιώνεται η συνολοκλήρωση των μεταβλητών, δηλαδή η ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης. Επιπρόσθετα χρησιμοποιώντας τον έλεγχο *Johansen – Juselius* στο υπόδειγμα *VAR* που δημιουργήθηκε διαπιστώνεται ότι υπάρχει ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα, με αποτέλεσμα να είναι εφικτή η διερεύνηση της ύπαρξης βραχυχρόνιας σχέσης. Σύμφωνα με το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (*VECM*) επιβεβαιώνεται η ύπαρξη βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Τέλος υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση από την ανεργία προς τον πληθωρισμό σύμφωνα με την αιτιότητα κατά *Granger*.

Λέξεις κλειδιά: ανεργία, πληθωρισμός, καμπύλη Phillips, ετεροσκεδαστικότητα, αυτοσυσχέτιση, στασιμότητα, συνολοκλήρωση, υπόδειγμα διόρθωσης λαθών, αιτιότητα.

Abstract

This paper examines the relationship between inflation and unemployment, using monthly data from the economy of Japan during 1960 to 2018. As is known, inflation and unemployment are reported as "bad twins" in macroeconomic theory, as the most important problems of modern economies, that governments have to deal with. More specifically is examined the existence of the Phillips curve. Phillips A.W. (1958) was the first economist, who argued that there is a stable and inverse long-run relationship between the level of wages and the rate of unemployment. However, there were economists such as Friedman and Phelps who questioned the long-run negative relationship between inflation and unemployment. This work is divided into two parts. The first part presents the timeless course of the Japanese economy, the deepening of the concepts of unemployment, inflation and the Phillips curve, which is the main topic of the work, and a review of empirical literature. The second part presents the empirical results and conclusions that have been drawn to determine the relationship between inflation and unemployment. EViews 7 was used to be analyzed the data. Japan's economy is the fifth largest economy in the world after China, European Union, United States and India, but has suffered from slow growth and deflation since the 1990s. Also, the public debt is 237.1% of GDP which is the highest in the world. The government is not funding it through taxes, because it will slow growth even further. Instead, the Bank of Japan buys public debt. In addition, in order to recover the economy from the recession of the last 20 years, it used a policy known as "Abenomics", which included a package of monetary, fiscal and structural measures aimed at reversing the country's chronic low inflation rate, imposing different types of taxes to balance the public debt and tackling the problem with the country's aging population. The results of this work initially indicated that the specification of the model was incorrect. Then using the Augmented Dickey – Fuller and Phillips – Perron, it was found that the variables UNRATE and INRATE are stagnant in the first differences. Also, about the existence of integration, using the test Engle – Granger and Phillips – Ouliaris, the existence of a long-term equilibrium relationship is confirmed. In addition using the Johansen – Juselius test using the created model VAR, that it is found that exists one VAR model, so it is possible to examine the existence of a short-term relationship. The error correction model (VECM) confirms that exists a short-run relationship. Finally, it was found a one-way causal relationship between inflation and unemployment according to the Granger causality.

Keywords: unemployment, inflation, Phillips curve, heteroskedasticity, autocorrelation, stagnation, integration, error correction model, causality.

Ευχαριστίες

Η παρούσα διπλωματική εργασία εκπονήθηκε στα πλαίσια του Μεταπτυχιακού Προγράμματος Σπουδών «Εφαρμοσμένη Πληροφορική» του Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής του Πανεπιστημίου Μακεδονίας. Θα ήθελα να ευχαριστήσω τον επιβλέποντα καθηγητή κ. Δριτσάκη Νικόλαο, Καθηγητή του Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής του Πανεπιστημίου Μακεδονίας, για τις γνώσεις που αποκόμισα κατά τη διάρκεια του κύκλου σπουδών, καθώς επίσης και για την άριστη συνεργασία και καθοδήγηση για την εκπόνηση της παρούσας διπλωματικής εργασίας. Τέλος ευχαριστώ την οικογένεια μου για την διαρκή στήριξη τους.

Περιεχόμενα

Κεφάλαιο 1^ο: Εισαγωγήσελ. 11	σελ. 11
1.1. Αιτιολόγηση του ερευνητικού θέματος.....σελ. 11	σελ. 11
1.2. Σκοπός και στόχοι της εργασίας.....σελ.11	σελ.11
1.3. Διάρθρωση της εργασίας.....σελ. 11	σελ. 11
Κεφάλαιο 2^ο: Οικονομία της Ιαπωνίαςσελ. 13	σελ. 13
Κεφάλαιο 3^ο: Θεμελίωση της Καμπύλης Phillipsσελ. 18	σελ. 18
3.1. Ανεργίασελ. 18	σελ. 18
3.1.1. Ορισμός της ανεργίας.....σελ. 18	σελ. 18
3.1.2. Είδη ανεργίας.....σελ. 19	σελ. 19
3.1.3. Σύνδεση της ανεργίας με το ΑΕΠ.....σελ. 21	σελ. 21
3.1.4. Φυσικό ποσοστό ανεργίας.....σελ. 22	σελ. 22
3.2. Πληθωρισμόςσελ. 22	σελ. 22
3.2.1. Ορισμός του πληθωρισμό.....σελ. 22	σελ. 22
3.2.2. Είδη πληθωρισμού.....σελ. 23	σελ. 23
3.2.3. Μέτρα αντιπληθωριστικής πολιτικής.....σελ. 26	σελ. 26
3.2.4. Νομισματική προσέγγιση του πληθωρισμού.....σελ. 27	σελ. 27
3.2.5. Το φαινόμενο του στασιμοπληθωρισμού.....σελ. 27	σελ. 27
3.3. Καμπύλη Phillipsσελ. 28	σελ. 28
Κεφάλαιο 4^ο: Ανασκόπηση Εμπειρικής Βιβλιογραφίαςσελ. 34	σελ. 34
Κεφάλαιο 5^ο: Παρουσίαση Δεδομένωνσελ. 42	σελ. 42
5.1. Διαγραμματική ανάλυσησελ. 42	σελ. 42
5.2. Περιγραφικά στατιστικά στοιχείασελ. 45	σελ. 45
5.3. Συσχέτιση των μεταβλητώνσελ. 48	σελ. 48
Κεφάλαιο 6^ο: Εξειδίκευση Υποδείγματοςσελ. 49	σελ. 49
6.1. Δημιουργία υποδείγματοςσελ. 49	σελ. 49
6.2. Εκτίμηση υποδείγματοςσελ. 50	σελ. 50
6.3. Έλεγχος υποδείγματοςσελ. 50	σελ. 50
6.3.1. Οικονομικοί έλεγχοισελ. 50	σελ. 50
6.3.2. Στατιστικοί έλεγχοισελ. 51	σελ. 51
6.3.2.1. Έλεγχος σημαντικότητας των συντελεστών.....σελ. 51	σελ. 51
6.3.2.2. Έλεγχος του συντελεστή προσδιορισμού.....σελ. 51	σελ. 51
6.3.2.3. Έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας του υποδείγματος.....σελ.52	σελ.52
6.3.3. Διαγνωστικοί έλεγχοισελ. 53	σελ. 53
6.3.3.1. Έλεγχος κανονικότητας του διαταρακτικού όρου.....σελ. 53	σελ. 53
6.3.3.2. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης.....σελ. 54	σελ. 54
6.3.3.2.1. Γραφικός έλεγχος.....σελ. 55	σελ. 55
6.3.3.2.2. Έλεγχος Durbin-Watson.....σελ. 56	σελ. 56
6.3.3.2.3. Έλεγχος Breusch-Godfrey.....σελ. 56	σελ. 56
6.3.3.3. Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας.....σελ.58	σελ.58

6.3.3.3.1. Γραφικός έλεγχος.....σελ.	58
6.3.3.3.2. Έλεγχος White.....σελ.	59
6.3.4. Έλεγχος σφάλματος εξειδίκευσης.....σελ.	59
6.3.4.1. Έλεγχος Ramsey-Reset.....σελ.	60
6.3.5. Έλεγχος υποδειγμάτων ARCH.....σελ.	61
6.3.6. Έλεγχος σταθερότητας των συντελεστών της παλινδρόμησης.....σελ.	62
6.3.6.1. Έλεγχος Chow.....σελ.	63
6.3.6.2. Έλεγχος COSUM.....σελ.	64
6.3.6.3. Έλεγχος COSUMQ.....σελ.	65
Κεφάλαιο 7^ο: Μεθοδολογία.....σελ.	67
7.1. Η έννοια της στασιμότητας.....σελ.	67
7.2. Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας.....σελ.	67
7.2.1. Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller.....σελ.	68
7.2.2. Έλεγχος Phillips-Perron.....σελ.	68
7.3. Η έννοια της συνολοκλήρωσης.....σελ.	73
7.3.1. Μέθοδος συνολοκλήρωσης της μιας εξίσωσης.....σελ.	69
7.3.1.1. Έλεγχος Engle-Granger.....σελ.	70
7.3.1.2. Έλεγχος Phillips-Ouliaris.....σελ.	71
7.3.2. Μέθοδος συνολοκλήρωσης ενός συστήματος εξισώσεων.....σελ.	72
7.3.2.1. Έλεγχος Johansen-Juselius.....σελ.	72
7.4.Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών.....σελ.	73
7.5. Η έννοιας της αιτιότητας κατά Granger.....σελ.	73
7.5.1. Έλεγχος Granger.....σελ.	75
7.6. Προβλέψεις και αιφνίδιες αντιδράσεις.....σελ.	75
Κεφάλαιο 8^ο: Εμπειρικά Αποτελέσματα.....σελ.	76
8.1. Στασιμότητα.....σελ.	76
8.1.1. Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller.....σελ.	76
8.1.2. Έλεγχος Phillips-Perron.....σελ.	78
8.2. Συνολοκλήρωση.....σελ.	79
8.2.1. Έλεγχος Engle-Granger.....σελ.	80
8.2.2. Έλεγχος Phillips-Ouliaris.....σελ.	80
8.2.3. Έλεγχος Johansen-Juselius.....σελ.	81
8.3. Υπόδειγμα διόρθωσης Λαθών.....σελ.	84
8.4. Αιτιότητα κατά Granger.....σελ.	84
8.5. Προβλέψεις και αιφνίδιες αντιδράσεις.....σελ.	85
Κεφάλαιο 9^ο: Συμπεράσματα.....σελ.	86
Βιβλιογραφία.....σελ.	88
Παράρτημα Α - Δεδομένα.....σελ.	93
Παράρτημα Β - Παρουσίαση Δεδομένων.....σελ.	100
Παράρτημα Γ - Εξειδίκευση Υποδείγματος.....σελ.	106
Παράρτημα Δ - Εμπειρικά Αποτελέσματα.....σελ.	114

Κατάλογος Πινάκων

Πίνακας 4.1. Πίνακας Ανασκόπησης Εμπειρικής Βιβλιογραφίας.....σελ.	42
Πίνακας 5.1. Περιγραφικά στατιστικά του πληθωρισμού.....σελ.	47
Πίνακας 5.2. Περιγραφικά στατιστικά της ανεργίας.....σελ.	47
Πίνακας 5.3. Συσχέτιση της ανεργίας και του πληθωρισμού.....σελ.	48
Πίνακας 8.1. Αποτελέσματα ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας με τον έλεγχο Augmented Dickey-Fuller.....σελ.	77
Πίνακας 8.2. Αποτελέσματα ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας με τον έλεγχο Phillips-Perron.....σελ.	78
Πίνακας 8.3. Αποτελέσμα συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο Engle-Granger.....σελ.	80
Πίνακας 8.4. Αποτέλεσμα συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο Phillips-Ouliaris.....σελ.	80
Πίνακας 8.5. Αποτελέσματα στασιμότητας καταλοίπων.....σελ.	82
Πίνακας 8.6. Αποτελέσματα συνολοκλήρωσης με τον έλεγχο του Johansen (χωρίς σταθερά και τάση).....σελ.	83
Πίνακας 8.7. Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger στις πρώτες διαφορές....σελ.	84
Πίνακας 8.8 Αιτιακή σχέση ανεργίας και πληθωρισμού.....σελ.	85
Πίνακας 1. Περιγραφικά στατιστικά του πληθωρισμού.....σελ.	100
Πίνακας 2. Περιγραφικά στατιστικά της ανεργίας.σελ.	100
Πίνακας 3. Αποτελέσματα της συνάρτησης του πληθωρισμού.σελ.	101
Πίνακας 4. Αποτελέσματα κανονικότητας των καταλοίπων.σελ.	101
Πίνακας 5. Αποτελέσματα του ελέγχου των Breusch-Godfrey για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης α' τάξης στα κατάλοιπα.σελ.	102
Πίνακας 6. Αποτελέσματα του ελέγχου των Breusch-Godfrey για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης β' τάξης στα κατάλοιπα.σελ.	103
Πίνακας 7. Αποτελέσματα του ελέγχου των Breusch-Godfrey για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης γ' τάξης στα κατάλοιπα.σελ.	104
Πίνακας 8. Αποτελέσματα για την ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων με τον έλεγχο του White.σελ.	105
Πίνακας 9. Αποτελέσματα για την εξειδίκευση του υποδείγματος με τον έλεγχο RESET.σελ.	106
Πίνακας 10. Αποτελέσματα ύπαρξης υποδείγματος ARCH (1).σελ.	107
Πίνακας 11. Αποτελέσματα ύπαρξης υποδείγματος ARCH (2).σελ.	107

Πίνακας 12. Αποτελέσματα σταθερότητας συντελεστών με τον έλεγχο του Chow.σελ.	107
Πίνακας 13. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα επίπεδα με τον έλεγχο ADF (με σταθερά).σελ.	109
Πίνακας 14. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας Έλεγχος ADF για τον πληθωρισμό στα επίπεδα με τον έλεγχο ADF (με σταθερά και τάση).σελ.	110
Πίνακας 15. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο ADF (χωρίς σταθερά και τάση).σελ.	111
Πίνακας 16. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο ADF (με σταθερά).σελ.	112
Πίνακας 17. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο ADF (με σταθερά και τάση).σελ.	113
Πίνακας 18. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στα επίπεδα με τον έλεγχο ADF (χωρίς σταθερά και τάση).σελ.	114
Πίνακας 19. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στα επίπεδα με τον έλεγχο ADF (με σταθερά).σελ.	115
Πίνακας 20. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στα επίπεδα με τον έλεγχο ADF (με σταθερά και τάση).σελ.	116
Πίνακας 21. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο ADF (χωρίς σταθερά και τάση).σελ.	117
Πίνακας 22. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο ADF (με σταθερά).σελ.	118
Πίνακας 23. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες διαφορές για την ανεργία με τον έλεγχο ADF (με σταθερά και τάση).σελ.	119
Πίνακας 24. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα επίπεδα για τον πληθωρισμό με τον έλεγχο PP (χωρίς σταθερά και τάση).σελ.	120
Πίνακας 25. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα επίπεδα για τον πληθωρισμό με τον έλεγχο PP (με σταθερά).σελ.	121
Πίνακας 26. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα επίπεδα με τον έλεγχο PP (με σταθερά και τάση).σελ.	122
Πίνακας 27. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο PP (χωρίς σταθερά και τάση).σελ.	123
Πίνακας 28. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα επίπεδα με τον έλεγχο PP (με σταθερά).σελ.	124
Πίνακας 29. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα με τον έλεγχο PP (με σταθερά και τάση).σελ.	125

Πίνακας 30. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στα επίπεδα με τον έλεγχο PP (χωρίς σταθερά και τάση).....σελ.	126
Πίνακας 31. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία για την ανεργία με τον έλεγχο PP (με σταθερά).....σελ.	127
Πίνακας 32. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στα επίπεδα με τον έλεγχο PP (με σταθερά και τάση).....σελ.	128
Πίνακας 33. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες με τον έλεγχο PP (χωρίς σταθερά και τάση).....σελ.	129
Πίνακας 34. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο PP (με σταθερά).....σελ.	130
Πίνακας 35. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο PP (με σταθερά και τάση).σελ.	131
Πίνακας 36. Αποτελέσματα στασιμότητας με τη μέθοδο ADF για τα κατάλοιπα.σελ.	132
Πίνακας 37. Αποτελέσματα στασιμότητας με τη μέθοδο PP για τα κατάλοιπα.σελ.	133
Πίνακας 38. Αποτελέσματα τάξης VAR υποδείγματος.σελ.	133
Πίνακας 39. Αποτελέσματα VAR υποδείγματος πρώτης τάξης.σελ.	134
Πίνακας 40. Αποτελέσματα αντίστροφων ριζών VAR(8) υποδείγματος.σελ.	135
Πίνακας 41. Αποτελέσματα συγκεντρωτικού πίνακα συνολοκλήρωσης με την μέθοδο του Johansen.σελ.	136
Πίνακας 42. Αποτελέσματα συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο Johansen με το κριτήριο του Akaike και του Schwarz (χωρίς σταθερά και τάση).σελ.	137
Πίνακας 43. Αποτελέσματα υποδείγματος διόρθωσης λαθών (VECM).....σελ.	138
Πίνακας 44. Αποτελέσματα στασιμότητας υποδείγματος διόρθωσης λαθών (VECM).....σελ.	139
Πίνακας 45. Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger στις πρώτες διαφορές.....σελ.	139

Κατάλογος Διαγραμμάτων

Διάγραμμα 2.1. Δημόσιο Χρέος της Ιαπωνίας (% ΑΕΠ).....σελ.	17
Διάγραμμα 2.2. ΑΕΠ Ιαπωνίας (Billions of U.S. dollars).....σελ.	17
Διάγραμμα 5.1. Διαχρονική πορεία του πληθωρισμού.....σελ.	44
Διάγραμμα 5.2. Διαχρονική πορεία της ανεργίας.....σελ.	45
Διάγραμμα 5.3. Συσχέτιση της ανεργίας και του πληθωρισμού.....σελ.	48
Διάγραμμα 6.1. Αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.....σελ.	55
Διάγραμμα 6.2. Ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων.....σελ.	68
Διάγραμμα 6.3. Αποτελέσματα σταθερότητας των συντελεστών με τον έλεγχο COSUM.....σελ.	65
Διάγραμμα 6.4. Αποτελέσματα σταθερότητας των συντελεστών με τον έλεγχο COSUMQ.....σελ.	66
Διάγραμμα 8.1. Συναρτήσεις δυναμικής απόκρισης της ανεργίας.....σελ.	90
Διάγραμμα 8.2. Συναρτήσεις δυναμικής απόκρισης του πληθωρισμού.....σελ.	90

Πίνακας Συμβολισμών

AEΠ	ακαθάριστο εγχώριο προϊόν
FRED	Federal Reserve Bank of St. Louis
AIC	κριτήριο Akaike
BIC	κριτήριο Schwartz
HQC	κριτήριο Hannan-Quinn
FPE	τελικό σφάλμα πρόβλεψης Akaike
LR	λόγος πιθανοφανειών Neyman Pearson
OLS	μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων
SSR	ερμηνευμένο άθροισμα τετραγώνων της παλινδρόμησης
SSE	άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroskedasticit
ADF	Επαυξημένος <i>Dickey – Fuller</i>
PP	<i>Phillips – Perron</i>
VECM	Error Correction Model
VAR	Vector Autoregressive Model
UNRATE	ανεργία
INRATE	πληθωρισμός
u	ποσοστό ανεργίας
U	άνεργοι
E	εργαζόμενοι
L	εργατικό δυναμικό
u_n	φυσικό ποσοστό ανεργίας
Y	απασχόληση
Y^p	πλήρης απασχόληση
π	πληθωρισμός
L	εργατικό δυναμικό
P	επίπεδο τιμών
ΔP	μεταβολή επιπέδου τιμών
π^e	αναμενόμενος πληθωρισμός
ω	συντελεστής προσαρμογής
ρ	σοκ προσφοράς
S	συντελεστής ασυμμετρίας
K	συντελεστής κύρτωσης
r	συντελεστής συσχέτισης

Κεφάλαιο 1^ο: Εισαγωγή

1.1. Αιτιολόγηση του ερευνητικού θέματος

Ο πληθωρισμός και η ανεργία αναφέρονται ως «δίδυμα κακά» στην μακροοικονομική θεωρία, καθώς αποτελούν τα σημαντικότερα προβλήματα των σύγχρονων οικονομιών που πρέπει να αντιμετωπίσουν οι κυβερνήσεις. Γι' αυτό το λόγο έχει προσελκύσει τα τελευταία χρόνια έντονα το ενδιαφέρον των οικονομολόγων σε σχέση με παρελθόν. Ο Phillips A.W. (1958) ήταν ο πρώτος οικονομολόγος που υποστήριξε ότι υπάρχει μία σταθερή και αντίστροφη σχέση μεταξύ του ποσοστού ανεργίας και του επιπέδου των μισθών. Στη πορεία όμως υπήρξαν οικονομολόγοι όπως οι Friedman M. και Phelps E.S. (1968), οι οποίοι άσκησαν κριτική στη θεωρία του Phillips A.W. περί ύπαρξης μακροχρόνιας σταθερής αρνητικής σχέσης μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού. Επιπλέον τα τελευταία χρόνια παρατηρήθηκε το φαινόμενο της ταυτόχρονης αύξησης των τιμών και της ανεργίας. Επομένως το συγκεκριμένο θέμα κρίθηκε ενδιαφέρον από οικονομική σκοπιά, καθώς αποτελεί μείζονος σημασίας η διερεύνηση της σχέσης των δύο αυτών μεγεθών από κάθε ερευνητή ή ιθύνοντα χάραξης οικονομικής πολιτικής, καθώς έχει άμεσο αντίκτυπο στην οικονομία της κάθε χώρας, η οποία έχει ως στόχο την οικονομική ανάπτυξη. Επιπλέον επιλέχθηκε η χώρα της Ιαπωνίας να μελετηθεί καθώς ενώ είναι η πέμπτη μεγαλύτερη οικονομία στον κόσμο μετά την Κίνα, την Ευρωπαϊκή Ένωση, τις Ηνωμένες Πολιτείες και την Ινδία, πάσχει από αργή ανάπτυξη, αποπληθωρισμό από τη δεκαετία του 1990 και διατηρεί μέχρι και σήμερα ένα δημόσιο χρέος που έχει φτάσει το ύψος 237,1% του ΑΕΠ μέχρι το 2018 που αποτελεί και το υψηλότερο στον κόσμο με διαφορά.

1.2. Σκοπός και στόχοι της εργασίας

Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι η εμπειρική διερεύνηση της σχέσης της ανεργίας και του πληθωρισμού. Πιο συγκεκριμένα κύριος στόχος της έρευνας είναι η διαπίστωση της ύπαρξης ή όχι της καμπύλης Phillips, η οποία σύμφωνα με την οικονομική επιστήμη, προσδιορίζει την αρνητική σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας. Γι' αυτό το σκοπό παρουσιάζεται η διαχρονική πορεία των χρονοσειρών του πληθωρισμού και της ανεργίας, εξετάζεται η συσχέτιση των δύο μεγεθών μεταξύ τους και η ορθότητα του υποδείγματος εξειδίκευσης και τέλος θα ελεγχθεί η ύπαρξη μακροπρόθεσμης και βραχυπρόθεσμης σχέσης ισορροπίας, καθώς επίσης η σχέση αιτιότητας μεταξύ των δύο μεταβλητών.

1.3. Διάρθρωση της εργασίας

Η παρούσα εργασία περιλαμβάνει εννιά κεφάλαια. Το **πρώτο κεφάλαιο** περιλαμβάνει την εισαγωγή αιτιολόγησης του θέματος, τους σκοπούς και τους στόχους για τους οποίους πραγματοποιήθηκε η μελέτη και τέλος τη διάρθρωση της εργασίας. Στο **δεύτερο κεφάλαιο** γίνεται μία εκτενής επισκόπηση και παρουσίαση της οικονομίας της Ιαπωνίας και των βασικών οικονομικών μεγεθών. Στο **τρίτο κεφάλαιο** αναλύονται οι

έννοιες της ανεργίας, του πληθωρισμού και της καμπύλης Phillips και παρουσιάζονται ορισμένες χρήσιμες πληροφορίες για την καλύτερη κατανόηση αυτών. Στο **τέταρτο κεφάλαιο** παρουσιάζεται η βιβλιογραφική ανασκόπηση του θέματος στηριζόμενες σε προηγούμενες εμπειρικές μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί. Στο **πέμπτο κεφάλαιο** παρουσιάζονται τα δεδομένα των χρονοσειρών του πληθωρισμού και της ανεργίας, η διαγραμματική και περιγραφική ανάλυση των μεταβλητών και η συσχέτιση που υπάρχει μεταξύ τους. Στο **έκτο κεφάλαιο** παρουσιάζεται αναλυτικά η διαδικασία εξειδίκευσης του υποδείγματος που χρησιμοποιήθηκε, δηλαδή η δημιουργία, η εκτίμηση και ο έλεγχος του υποδείγματος. Στο **έβδομο κεφάλαιο** παρουσιάζεται η μεθοδολογία της έρευνας. Στο **όγδοο κεφάλαιο** παραθέτονται τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης. Το **ένατο κεφάλαιο** παρουσιάζει τα τελικά συμπεράσματα της έρευνας και προτάσεις για επιπλέον μελέτες.

Κεφάλαιο 2^ο: Οικονομία της Ιαπωνίας

Η οικονομία της Ιαπωνίας είναι η πέμπτη μεγαλύτερη οικονομία στον κόσμο μετά την Κίνα, την Ευρωπαϊκή Ένωση, τις Ηνωμένες Πολιτείες και την Ινδία, αλλά πάσχει από αργή ανάπτυξη και αποπληθωρισμό από τη δεκαετία του 1990. Πιο συγκεκριμένα παρήγαγε 5,6 τρισεκατομμύρια δολάρια το 2018, αλλά ο ρυθμός ανάπτυξης ήταν μόνο 1,1%. Η οικονομία της Ιαπωνίας είναι βασισμένη στον καπιταλισμό. Μετά τον Δεύτερο Παγκόσμιο Πόλεμο, οι Η.Π.Α διαδραμάτισαν τον κύριο πολιτικοοικονομικό ρόλο στην Ιαπωνία. Πιο συγκεκριμένα οι Η.Π.Α προσεταιρίστηκαν την Ιαπωνία, καθώς θεώρησαν πως ο φτωχός και δυσανεστήμενος ιαπωνικός λαός θα στρεφόταν εύκολα στον κομμουνισμό, με αποτέλεσμα την επέκταση της Σοβιετικής επιρροής στην περιοχή. Έτσι συνέβαλλαν στη θεμελίωση της φιλελεύθερης ιαπωνικής οικονομίας, η οποία αποτελούσε την δεύτερη μεγαλύτερη οικονομία του κόσμου μέχρι και το 2011, όπου την ξεπέρασε η Κίνα. Αξίζει να σημειωθεί ότι η κυβέρνηση της συνεργάζεται στενά με τη βιομηχανία και με την Κεντρική Τράπεζα. Επιπλέον εξαιτίας του υποτιμημένου γιεν έναντι του δολαρίου των Η.Π.Α είναι ο κορυφαίος κατασκευαστής και εξαγωγέας αυτοκινήτων, μηχανημάτων και εξοπλισμού, προϊόντων χάλυβα και ηλεκτρονικών. Καθώς η αγορά στρέφεται προς τα ηλεκτρικά οχήματα για την καταπολέμηση της κλιματικής αλλαγής, η οικονομία της Ιαπωνίας θα πληγεί, καθώς τα ηλεκτρικά οχήματα χρησιμοποιούν κατά 1/3 λιγότερα εξαρτήματα από τα οχήματα που κινούνται με αέριο. Για να αντιμετωπίσει την ενδεχόμενη ύφεση της οικονομία, η κυβέρνηση της Ιαπωνίας θέλει οι κατασκευαστές να σταματήσουν να κατασκευάζουν συμβατικά αυτοκίνητα μέχρι το 2050. Ήδη η Κίνα, η μεγαλύτερη αγορά αυτοκινήτων στον κόσμο, έχει θέσει ως στόχο το 1 στα 5 οχήματα να κινούνται με μπαταρίες μέχρι το 2025.

Η οικονομία της Ιαπωνίας μπορεί εύκολα να χωριστεί σε 3 περιόδους. Κάθε περίοδος διαφέρει αρκετά από την άλλη εξαιτίας των οικονομικών χαρακτηριστικών και του εξελισσόμενου διεθνούς οικονομικού περιβάλλοντος της κάθε περιόδου. Κατά την ανοικοδομητική περίοδο, η κυβέρνηση υιοθέτησε μία πολιτική επικεντρωμένη στην οικονομική ανάπτυξη, έχει θέσει ως επίτευξη οι επιχειρήσεις και τα νοικοκυριά να φτάσουν το οικονομικό επίπεδο των αντίστοιχων αμερικανικών και ευρωπαϊκών βιομηχανοποιημένων οικονομιών. Η κυβέρνηση με συντονισμένες πολιτικές κατάφερε να κατευθύνει τα κεφάλαια στις σημαντικές βιομηχανίες, ενώ σε μικροοικονομικό επίπεδο δόθηκε έμφαση στην δημιουργία σχέσεων μακράς διάρκειας μεταξύ οικονομικών παραγόντων. Έτσι, δημιουργήθηκε ένα σταθερό σύστημα εργασίας, ένα αξιόπιστο κεντρικό τραπεζικό σύστημα και γεφυρώθηκε η οικονομία της Ιαπωνίας με τις υπόλοιπες βιομηχανοποιημένες οικονομίες της Δύσης. Η δεύτερη περίοδος χαρακτηρίστηκε από ταχεία ανάπτυξη καθώς ο ρυθμός ανάπτυξης ήταν ραγδαίος. Η περίοδος αυτή είναι γνωστή ως «Το Ιαπωνικό Οικονομικό Θαύμα». Η μέση ετήσια ανάπτυξη για περίπου 20 έτη ήταν περίπου 10%. Αυτό το ποσοστό ήταν εξαιρετικά υψηλό, συγκριτικά ακόμα και με άλλες ταχύτατα αναπτυσσόμενες χώρες παγκοσμίως. Επιπλέον εκείνη την περίοδο οι Η.Π.Α επένδυσαν στις «βαριές» βιομηχανίες,

αυξήθηκαν οι αποταμιεύσεις των ιδιωτών, με αποτέλεσμα την αύξηση των επενδύσεων σύμφωνα με την οικονομική θεωρία, όπως και έγινε, απουσίαζαν τάσεις πληθωρισμού και αυξήθηκαν οι εξαγωγές. Οι επενδύσεις είχαν ως αποτέλεσμα τη συνεχόμενη τεχνολογική καινοτομία και ανάπτυξη, και οι εξαγωγές την υψηλή διεθνή ανταγωνιστικότητα των ιαπωνικών εξαγωγών. Επομένως η Ιαπωνία κατάφερε να γίνει πολύ γρήγορα η δεύτερη μεγαλύτερη οικονομία του κόσμου μετά τις Η.Π.Α κατά την διάρκεια της δεκαετίας του 1960.

Παρ' όλα αυτά την δεκαετία του 1970, το σκηνικό της οικονομικής κατάστασης της Ιαπωνίας αλλάζει, καθώς ήρθε αντιμετώπιση με μία σειρά από προβλήματα. Αρχικά παρουσιάστηκε ανατίμηση του Γεν έναντι του Δολαρίου, κάτι που έκανε πιο ακριβές τις εξαγωγές προς τις ΗΠΑ. Επιπλέον οι τιμές του πετρελαίου αυξήθηκαν εξαιτίας της μεγάλης Πετρελαϊκής Κρίσης, με αποτέλεσμα την αύξηση του πληθωρισμού και την συρρίκνωση της οικονομικής μεγέθυνσης. Πιο συγκεκριμένα ο ρυθμός ανάπτυξης έπεσε στο 4.7% την περίοδο 1970-1975 και στο 4.9% κατά την διάρκεια του 1975-1980.

Στη πορεία μεταξύ των ετών 1986 και 1991 ξέσπασε η φούσκα των περιουσιακών στοιχείων. Η περίοδος αυτή χαρακτηρίστηκε από ταχεία άνοδο των τιμών των ακινήτων και αδυναμία της προσφοράς να καλύψει τα επίπεδα της υφιστάμενης ζήτησης. Οι τιμές των ακινήτων αυξήθηκαν κατά 87% και η Τράπεζα της Ιαπωνίας ανταπέδωσε και μείωσε το επιτόκιο από 6% σε 0,5% μέχρι το 1995, με αποτέλεσμα την ανεξέλεγκτη προσφορά χρήματος στην αγορά από τις ιαπωνικές τράπεζες προς τους ιδιώτες. Στις αρχές του 1992, αυτή η φούσκα κατέρρευσε. Παρ' όλα αυτά δεν ανάκαμψε η οικονομία επειδή οι άνθρωποι είχαν δανειστεί ήδη πάρα πολύ για την αγορά ακινήτων κατά τη διάρκεια της φούσκας και δεν δανείστηκαν για να αγοράσουν περισσότερα αλλά επωφελήθηκαν από τα χαμηλά επιτόκια για την αναχρηματοδότηση του παλαιού τους χρέους. Καθώς αυτή η πολιτική δεν είχε αποτέλεσμα η κυβέρνηση προσπάθησε να εφαρμόσει δημοσιονομική πολιτική για την κατασκευή αυτοκινητόδρομων και άλλων υποδομών, τα οποία όμως δημιούργησαν υψηλό δημόσιο χρέος ως προς το ΑΕΠ. Η Ιαπωνία δεν έχει καταφέρει ουσιαστικά να ξεπεράσει μέχρι και σήμερα τη κρίση αυτή. Ο χειρισμός αυτής της κρίσης, που κοντεύει τα τριάντα χρόνια, φαίνεται να είναι παράδειγμα προς αποφυγήν για τις ανεπτυγμένες χώρες. Όλο και περισσότεροι οικονομολόγοι εμφανίζονται σήμερα πεπεισμένοι ότι οι ΗΠΑ και η Ε.Ε. κατευθύνονται προς μια παρατεταμένη περίοδο χαμηλής ανάπτυξης και διαρκούς διαρθρωτικής οικονομικής στασιμότητας. Αποτέλεσμα της κατάστασης αυτής ήταν η βαλτωμένη οικονομία σε χαμηλή ανάπτυξη, σχετικά χαμηλό πληθωρισμό και εξαιρετικά υψηλό χρέος.

Την φούσκα ακινήτων ακολούθησε μία μακρά περίοδος που στην βιβλιογραφία περιγράφεται ως «Η Χαμένη Δεκαετία της Ιαπωνίας». Η Ιαπωνία χρειάστηκε σχεδόν 12 χρόνια για να επαναφέρει το ΑΕΠ της στα επίπεδα που βρισκόταν το 1990. Προς αντιμετώπιση της κατάστασης αυτής και της χαμηλής οικονομικής ανάπτυξης, η Ιαπωνία ακολούθησε μία ανορθόδοξη πολιτική, η οποία είχε μεικτά αποτελέσματα. Επιπλέον διατηρεί μέχρι και σήμερα ένα δημόσιο χρέος που έχει φτάσει το ύψος

237,1% του ΑΕΠ, όπως φαίνεται και από το διάγραμμα και αποτελεί και το υψηλότερο στον κόσμο, με διαφορά. Αξίζει να σημειωθεί πάντως πως το ιαπωνικό χρέος αποτελεί μία «ειδική» περίπτωση καθώς η Ιαπωνία ποτέ δεν έπεσε στην παγίδα εξάρτησης από ξένους πιστωτές, αλλά το δημόσιο χρέος της ανήκει στην εσωτερική της αγορά από την Τράπεζα της Ιαπωνίας (αποτέλεσμα αυτού είναι τα δάνεια να είναι σχεδόν άτοκα). Για να στηρίξει την οικονομία της η Ιαπωνία βασίζεται στην ρευστότητα της Κεντρικής της Τράπεζας. Το δημόσιο χρέος που δημιουργήθηκε, η κυβέρνηση δεν το χρηματοδοτεί μέσω φόρων, διότι θα επιβραδύνει την ανάπτυξη ακόμη περισσότερο. Αντ' αυτού, η Τράπεζα της Ιαπωνίας αγοράζει το δημόσιο χρέος.

Από το 2007 η οικονομία της Ιαπωνίας άρχισε να βελτιώνεται. Πιο συγκεκριμένα ο ρυθμός ανάπτυξης ήταν υψηλότερος κατά 2,1% το 2007 και 3,2% το πρώτο τρίμηνο του 2008. Αυτό οδήγησε πολλούς να πιστέψουν ότι είχε τελικά να βελτιώνεται από την πτώση των 20 ετών.

Όμως η οικονομική κρίση του 2008 προκάλεσε κατάρρευση της ιαπωνικής οικονομίας καθώς μειώθηκαν οι εξαγωγές των καταναλωτικών ηλεκτρονικών συσκευών και των πωλήσεων αυτοκινήτων, όπου ήταν η κινητήρια δύναμη για την οικονομική αναζωπύρωση της χώρας από το 2002 έως το 2008, καθώς αποτελούσε το 16% της οικονομίας της Ιαπωνίας.

Το 2010 η Ιαπωνία φαίνεται να εξέρχεται από τη μεγάλη ύφεση, καθώς το ΑΕΠ αυξήθηκε κατά 3%, ο ταχύτερος ρυθμός ανάπτυξης που σημειώθηκε τα τελευταία 20 χρόνια.

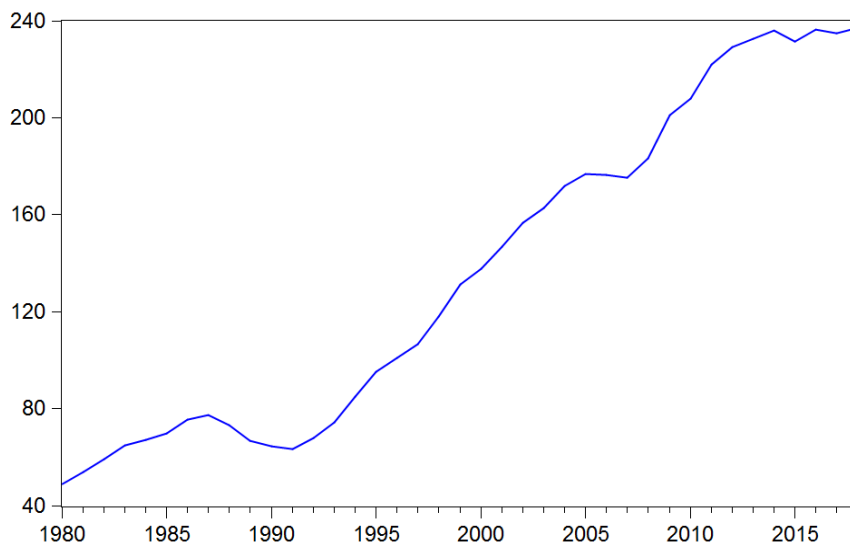
Το 2011 η Ιαπωνία υπέστη σεισμό, όπου δημιουργήθηκε ένα τσουνάμι που κατέστρεψε το πυρηνικό εργοστάσιο της Φουκουσίμα, με αποτέλεσμα να χάσει μεγάλο μέρος της παραγωγής ηλεκτρικής ενέργειας και να κλείσουν σχεδόν όλοι οι πυρηνικοί σταθμοί ηλεκτροπαραγωγής μετά τον σεισμό. Αυτό είχε ως αποτέλεσμα η οικονομία να μειωθεί κατά 0,5% το 2011 και οι δημόσιες δαπάνες στον κατασκευαστικό κλάδο εξαιτίας της κρίσης. Η Ιαπωνία έχει θέσει ως σχέδιο για την ενέργεια, να χρησιμοποιεί 22% πυρηνική ενέργεια, 24% ανανεώσιμη ενέργεια και 26% άνθρακα μέχρι το 2030.

Στις 26 Δεκεμβρίου 2012, ο Shinzo Abe έγινε πρωθυπουργός της Ιαπωνίας για δεύτερη φορά. Η πρώτη θητεία του ήταν τη χρονική περίοδο 2006-2007. Κέρδισε το 2012 υποσχόμενος οικονομική μεταρρύθμιση για να ανακάμψει η χώρα από την ύφεση των τελευταίων 20 ετών. Για να το επιτύχει αυτό χρησιμοποίησε μία πολιτική, η οποία έμεινε γνωστή ως «Abenomics», η οποία περιελάμβανε ένα πακέτο νομισματικών, δημοσιονομικών και διαρθρωτικών μέτρων, που στόχευαν στην αντιστροφή του χρόνιου χαμηλού πληθωρισμού της χώρας, στην επιβολή διαφόρων ειδών φόρων προς εξισορρόπηση του δημοσιονομικού χρέους και στην αντιμετώπιση του προβλήματος με τον γηράσκοντα πληθυσμό της χώρας. Πιο συγκεκριμένα ο Abe ανέθεσε στην Τράπεζα της Ιαπωνίας να ακολουθήσει επεκτατική νομισματική πολιτική μέσω ποσοτικής χαλάρωσης, ώστε να μειωθεί την αξία του γιεν έναντι του δολαρίου. Το φτηνότερο γιεν θα αύξανε τις εξαγωγές, καθώς οι τιμές τους μειώνονται σε όρους δολαρίων, καθιστώντας τους έτσι πιο ανταγωνιστικές. Ωστόσο, οι ιαπωνικές επιχειρήσεις δεν αύξησαν τις εξαγωγές όπως αναμενόταν. Αντίθετα η υποτίμηση

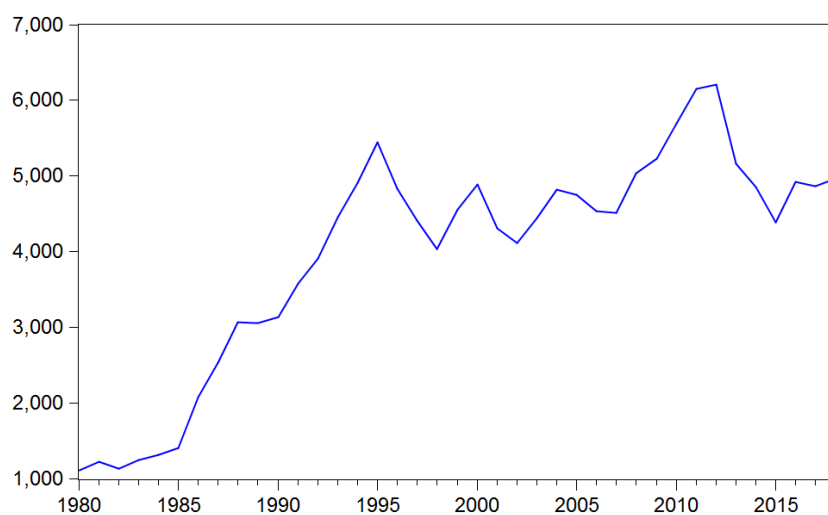
έβλαψε τις ιαπωνικές επιχειρήσεις που βασίζονταν στις εισαγωγές, καθώς το κόστος παραγωγής αυξήθηκε. Επιπλέον η αγοραστική δύναμη των καταναλωτών μειώθηκε καθώς θα έπρεπε να πληρώσουν περισσότερα για τις εισαγωγές. Επιπλέον μέχρι το 2019, το γιεν ενισχύθηκε έναντι του δολαρίου. Ένα δολάριο θα μπορούσε να αγοράσει μόνο 110,5 γιεν Ιαπωνίας. Δεύτερον ο Abe ξεκίνησε μια επεκτατική δημοσιονομική πολιτική. Αύξησε τις δημόσιες δαπάνες υποδομής και υποσχέθηκε να αντισταθμίσει την άνοδο του δείκτη χρέους προς το ΑΕΠ της Ιαπωνίας, μέσω της φορολογίας επιβάλλοντας φόρο κατανάλωσης 10% το 2014, ο οποίος απέτυχε όταν η οικονομία επέστρεψε στην ύφεση. Τρίτον, ο Abe υποσχέθηκε διαρθρωτικές μεταρρυθμίσεις. Υποσχέθηκε να εκσυγχρονίσει τη γεωργική βιομηχανία της Ιαπωνίας. Πιο συγκεκριμένα η Κεντρική Ένωση Αγροτικών Συνεταιρισμών, που ονομάζεται επίσης JA-Zenchu, συμφώνησε να μειώσει την εξουσία της απέναντι στους αγρότες. Επομένως η πολιτική «Abenomics» του Shinzo Abe απέτυχε να διορθώσει τις χαμηλές τιμές, τις ακριβές εισαγωγές και το υψηλό δείκτη χρέους προς το ΑΕΠ.

Επίσης η Ιαπωνία υπέγραψε τεράστιες εμπορικές συμφωνίες όπως το TPP και μια διμερή εμπορική συμφωνία με την Ε.Ε, η οποία τέθηκε σε εφαρμογή το 2019. Αυτές οι συμφωνίες δεν περιλαμβάνουν τις Η.Π.Α. Ως εκ τούτου, σύντομα ενδέχεται να δημιουργήσουν σοβαρό ανταγωνισμό στους τομείς της γεωργίας και της βιομηχανίας με τις Η.Π.Α. Οι συμφωνίες αυτές αποτελούν μία προσπάθεια επέκτασης του παγκόσμιου μεριδίου αγοράς της Ιαπωνίας για την κάλυψη του δημοσίου χρέους της.

Τέλος η Τράπεζα της Ιαπωνίας ήταν ο μεγαλύτερος ξένος κάτοχος χρέους των Η.Π.Α. έως ότου την αντικατέστησε η Κίνα το 2008. Η Ιαπωνία έγινε ξανά ο μεγαλύτερος κάτοχος χρέους των Η.Π.Α. το 2015 και πάλι το 2017. Τόσο η Ιαπωνία όσο και η Κίνα το κάνουν για να ελέγξουν την αξία των νομισμάτων τους συγκριτικά με το δολάριο, με στόχο να διατηρούν τις εξαγωγές τους ανταγωνιστικές τιμές. Επιπλέον για να ωθήσει τις εξαγωγές και να κερδίσει περισσότερα, η Ιαπωνία έχει ως πολιτική να διατηρεί το γιεν υποτιμημένο σε σχέση με το δολάριο των Η.Π.Α. και για να τονώσει την εσωτερική οικονομία διατηρεί χαμηλά επιτόκια.



Διάγραμμα 2.1. Δημόσιο Χρέος της Ιαπωνίας (% ΑΕΠ).



Διάγραμμα 2.2. ΑΕΠ Ιαπωνίας (Billions of U.S. dollars).

Κεφάλαιο 3^ο: Θεμελίωση της Καμπύλης Phillips

3.1. Ανεργία

3.1.1. Ορισμός της ανεργίας

Σύμφωνα με τη μακροοικονομία, ο όρος «απασχόληση» αφορά τα άτομα και όχι τους άλλους συντελεστές παραγωγής (Πουρναράκης, 1991). Πιο συγκεκριμένα αποτελεί εργασία έναντι χρηματικής αμοιβής. Κατ' επέκταση ο όρος «πλήρης απασχόληση» σε μια οικονομία, με την ευρύτερη έννοια αναφέρεται στη χρησιμοποίηση όλων των παραγωγικών συντελεστών της οικονομίας, ενώ με τη στενότερη έννοια του όρου «πλήρης απασχόληση», σπουδαιότερη είναι η απασχόληση του ανθρώπινου δυναμικού, διότι στόχος της μακροοικονομίας είναι η χρησιμοποίηση όλων των υπόλοιπων συντελεστών παραγωγής με στόχο την καλύτερη εφικτή απασχόληση των ατόμων (Πουρναράκης, 1991). Επιπλέον σύμφωνα με τον Πουρναράκη (1991) «*ως εργατικό δυναμικό μιας χώρας ορίζεται το σύνολο των ατόμων που ήδη απασχολούνται και των ατόμων που ζητούν ενεργά να απασχοληθούν*» και με τους Λιανός και Ψειρίδου (2015) «*οι άνεργοι, ως υποσύνολο του εργατικού δυναμικού, είναι το σύνολο των ατόμων χωρίς εργασία, που ενώ επιθυμούν να εργαστούν με τον τρέχοντα μισθό, είναι ικανοί και ψάχνουν για εργασία, δεν βρίσκουν απασχόληση*». Επίσης αξίζει να αναφερθεί ότι η διάκριση μεταξύ ενός ακούσια ή εκούσια άνεργου και κατά πόσο ενεργά αναζητεί απασχόληση είναι μια δύσκολη διαδικασία, καθώς δεν υπάρχει αντικειμενικό κριτήριο (Πουρναράκης, 1991). Επομένως πλήρης απασχόληση υφίσταται στην οικονομία όταν όλα τα άτομα, τα οποία επιθυμούν και είναι σε θέση να εργαστούν, εξασφαλίζουν εργασία με το μισθό που επικρατεί. Σ' αυτήν την περίπτωση η αγορά εργασίας βρίσκεται σε ισορροπία, δηλαδή η προσφορά εργασίας ισούται με τη ζήτηση εργασίας. Σύμφωνα με τη μακροοικονομική θεωρία, η έλλειψη ανεργίας σημαίνει καλύτερη αξιοποίηση του διαθέσιμου εργατικού δυναμικού της οικονομίας, ώστε να επιτευχθεί ένα υψηλότερο επίπεδο ανάπτυξης. Πολλές φορές όμως παρατηρείται ανισορροπία στην οικονομία. Πιο συγκεκριμένα δημιουργείται πλεόνασμα εργασίας, διότι η προσφορά υπερβαίνει τη ζήτηση εργασίας, έχοντας ως συνέπεια να υφίσταται το φαινόμενο της ανεργίας. Σύμφωνα με όσα έχουν αναφερθεί πιο πάνω, η ανεργία δεν δηλώνει απουσία εργασίας, αλλά απουσία αμειβόμενης εργασίας. Ενώ τα περισσότερα άτομα ενδιαφέρονται για το πλήθος των ανέργων, οι οικονομολόγοι μελετούν το ποσοστό της ανεργίας¹ που υπάρχει στην οικονομία, το οποίο ορίζεται σύμφωνα με την παρακάτω σχέση:

¹ Το ποσοστό ανεργίας για μία οικονομία είναι ο μέσος όρος όλων των ατόμων που ανήκουν στο εργατικό δυναμικό σε όλους τους τομείς απασχόλησης της οικονομίας. Επιπλέον περιλαμβάνονται τόσο τα άτομα που είναι παροδικά άνεργα, όσο και αυτά που είναι άνεργα για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα (Πουρναράκης, 1991).

$$u = \frac{U}{E+U} \times 100 = \frac{U}{L} \times 100 \quad (3.1)$$

3.1.2. Είδη ανεργίας

Η μελέτη της ανεργίας κρίνεται αναγκαία, διότι συνεπάγεται σημαντικό ατομικό, κοινωνικό και οικονομικό κόστος. Η ανεργία δεν θα αποτελούσε αντικείμενο μελέτης και προβληματισμού για τους οικονομολόγους και τις κυβερνήσεις αν είχε βρεθεί ο τρόπος οριστικής αντιμετώπισης της και η επίτευξη πλήρους απασχόλησης χωρίς την παρέμβαση της οικονομικής πολιτικής. Γι' αυτό το λόγο είναι σημαντική αρχικά η διάκριση των βασικών ειδών ανεργίας σε μια οικονομία. Η πιο συνηθισμένη ταξινόμηση των διαφόρων μορφών ανεργίας ανάλογα με τις αιτίες που την δημιουργούν, την κατατάσσει στη διαρθρωτική ανεργία, την ανεργία τριβής, την κυκλική ανεργία και την εποχιακή ανεργία.

1. Διαρθρωτική ανεργία: Η διαρθρωτική ανεργία προκαλείται εξαιτίας των διαρθρωτικών αλλαγών της οικονομίας. Με την ευρύτερη έννοια δηλώνει ότι η πλευρά της ζήτησης εργασίας δεν καλύπτεται από την πλευρά της προσφοράς εργασίας (Γκίνη, 1998). Η διαρθρωτική ανεργία οφείλει την εμφάνιση της στη αναντιστοιχία ανάμεσα στα προσόντα των ανέργων και στις απαιτήσεις των επιχειρήσεων για δεξιότητες, δηλαδή υπάρχει αδυναμία από τους άνεργους να καλύψουν τις διαθέσιμες κενές θέσεις απασχόλησης εξαιτίας της δυσαναλογίας προσόντων και απαιτήσεων (Λιανός και Ψειρίδου, 2015). Με άλλα λόγια δημιουργείται ένα κενό μεταξύ της προσφοράς και της ζήτησης, ως απόρροια της δυναμικής οικονομίας. Ο όρος «δυναμική οικονομία» φανερώνει μία οικονομία, η οποία προσαρμόζεται στις αλλαγές που δημιουργούνται εξαιτίας της διαθεσιμότητας των συντελεστών παραγωγής ή της εισαγωγής νέων τεχνολογικών καινοτομιών (Πουρναράκης, 1991). Επιπλέον εμφανίζεται συχνά σε συγκεκριμένους κλάδους της οικονομίας και σε συγκεκριμένα επαγγέλματα. Όταν η ζήτηση προϊόντων ενός κλάδου μειώνεται, κυρίως επειδή εμφανίσθηκαν στην αγορά άλλα πιο σύγχρονα υποκατάστατα τους, τότε η παραγωγή του κλάδου αυτού αρχίζει να συρρικνώνεται με αποτέλεσμα τη μείωση της απασχόλησης. Με τη μείωση της παραγωγικής διαδικασίας των συγκεκριμένων προϊόντων προκύπτει ένα πλήθος ατόμων που διακόπτουν την εργασία σε κλάδους με μειωμένη παραγωγής και ψάχνουν εργασία σε νέους και ανοδικούς κλάδους (Abel, Bernanke and Croushore, 2010).

Επιπλέον παρατηρείται ταυτόχρονη μείωση της ζήτησης εργασίας και αύξηση της προσφοράς νέων θέσεων απασχόλησης, τουλάχιστον βραχυχρόνια, η οποία οφείλεται κυρίως στην εισαγωγή νέων τεχνολογιών στην παραγωγική διαδικασία. Παρ' όλα αυτά υπάρχει χρονική υστέρηση για την κάλυψη των νέων διαθέσιμων θέσεων εργασίας καθώς απαιτείται η απόκτηση των κατάλληλων γνώσεων και δεξιοτήτων. Επομένως η ανεργία αυτή οφείλεται στην έλλειψη ικανοποιητικού βαθμού κινητικότητας των ατόμων από τον έναν τύπο απασχόλησης στον άλλον (Πουρναράκης, 1991). Θεωρείται η πιο σημαντική μορφή ανεργίας διότι παρουσιάζει κυρίως μακροχρόνια χαρακτηριστικά και αποτελεί κατά κάποιον τρόπο το τίμημα που πληρώνει η οικονομία

για να καταφέρει να προσαρμοστεί στις νέες συνθήκες που προκύπτουν από τις τεχνολογικές μεταβολές (Πουρναράκης, 1991).

2. Ανεργία τριβής: Η ανεργία τριβής δημιουργείται εξαιτίας της αμειώτης κίνησης των ατόμων μεταξύ περιοχών και θέσεων εργασίας, καθώς όταν το άτομο επιθυμεί να αλλάξει θέση απασχόλησης, το διάστημα αναζήτησης άλλης θέσης απασχόλησης παραμένει άνεργο. Πιο συγκεκριμένα οφείλεται στην εκούσια διακοπή εργασίας από τον εργαζόμενο, με σκοπό να βρει μία καλύτερη εργασία (Πουρναράκης, 1991). Επιπλέον παρατηρείται ότι η σχέση μεταξύ του αριθμού των ανέργων και του χρόνου ανεύρεσης νέας θέσης απασχόλησης κατά τη διάρκεια του οικονομικού κύκλου είναι αντίστροφη. Αναλυτικότερα η ανεργία τριβής αυξάνεται την περίοδο της οικονομικής ανάπτυξης και μειώνεται την περίοδο της συρρίκνωσης. Από την άλλη πλευρά ο χρόνος εύρεσης νέας απασχόλησης έχει εντελώς αντίθετη συμπεριφορά, καθώς μειώνεται κατά την οικονομική άνθιση και αυξάνεται σε περιόδους οικονομικής ύφεσης. Επιπλέον η ανεργία τριβής είναι αποτέλεσμα της δυναμικής οικονομίας, διότι ενώ δημιουργούνται νέες θέσεις εργασίας ή χάνονται, οι εργαζόμενοι εισέρχονται ή εξέρχονται από το εργατικό δυναμικό, μέχρι να υπάρξει ταύτιση των προσόντων τους με τις απαιτήσεις των κενών θέσεων εργασίας (Abel, Bernanke and Croushore, 2010). Επομένως υπάρχει έντονη κινητικότητα τόσο από την πλευρά των εργαζομένων όσο και από την πλευρά των επιχειρήσεων, γιατί οι επιχειρήσεις ψάχνουν το κατάλληλο άτομο για την κάλυψη των κενών θέσεων εργασίας και τα άτομα ψάχνουν την κατάλληλη θέση απασχόλησης με βάση τα προσόντα και τις προσδοκίες τους (Abel, Bernanke and Croushore, 2010). Παρ' όλα αυτά εξαιτίας της έλλειψης πληροφόρησης των ανέργων για τις διαθέσιμες κενές θέσεις εργασίας και των επιχειρήσεων για τους υπάρχοντες ανέργους, ευνοείται η αύξηση της ανεργίας τριβής, καθώς οι μεν επιχειρήσεις δεν γνωρίζουν για τους υπάρχοντες ανέργους και οι δε άνεργοι δεν γνωρίζουν για τις κενές θέσεις εργασίας (Πουρναράκης, 1991). Τέλος η διάρκεια της ανεργίας τριβής χαρακτηρίζεται ως βραχυχρόνια.

3. Κυκλική ανεργία²: Η κυκλική ανεργία ή κεϋνσιανή ανεργία ή ανεργία ανεπαρκούς ζήτησης οφείλεται στη μειωμένη ζήτηση προϊόντων και υπηρεσιών εξαιτίας της πτώσης της οικονομικής δραστηριότητας. Όταν η οικονομία εισέρχεται στη φάση της ύφεσης και δεν υπάρχει οικονομική ανάπτυξη, τότε παρουσιάζει συμπτώματα μείωσης της συνολικής ζήτησης εξαιτίας της μείωσης του εισοδήματος, του περιορισμού της παραγωγής και συνακόλουθα μείωση της απασχόλησης καθώς η οικονομία αδυνατεί να απορροφήσει το μεγαλύτερο ποσοστό του εργατικού δυναμικού. Συνεπάγεται από τα παραπάνω ότι η σχέση που διέπει την ανεργία αυτή σε σχέση με τον οικονομικό κύκλο μια χώρας είναι αρνητική (Γκίνη, 1998). Επομένως παρουσιάζεται κυρίως σε περιόδους οικονομικής ύφεσης, καθώς αυξάνεται όταν η οικονομική δραστηριότητα μειώνεται και επιβραδύνεται όταν η οικονομική δραστηριότητα μιας χώρας αυξάνεται (Λιανός και Ψειρίδου, 2015). Το φαινόμενο αυτό έχει μεσοπρόθεσμη διάρκεια όσο

² Η κεϋνσιανή ανεργία οφείλει το όνομά της στον J. M. Keynes, ο οποίος ήταν ο πρώτος που διατύπωσε την άποψη ότι υπάρχει κυκλική ανεργία μακροχρόνιας διάρκειας (Λιανός και Ψειρίδου, 2015).

δηλαδή χρειάζεται η οικονομία για να περάσει από την κρίση στην ανάκαμψη (Γκίνη, 1998).

4. Εποχιακή ανεργία: Η εποχιακή ανεργία παρατηρείται συγκεκριμένες εποχές του χρόνου και σε ορισμένους κλάδους της οικονομίας. Αναλυτικότερα οφείλεται στην πτώση ή διακοπή ορισμένων παραγωγικών δραστηριοτήτων σαν αποτέλεσμα των αλλαγών των καιρικών συνθηκών ή της ζήτησης των προϊόντων και υπηρεσιών. Από τις μεταβολές του καιρού πλήττονται κυρίως ο αγροτικός και οικοδομικός τομέας ενώ από την πτώση της ζήτησης ορισμένων προϊόντων και υπηρεσιών πλήττονται κυρίως τουριστικά επαγγέλματα (Γκίνη, 1998). Η διάρκεια της εποχιακής ανεργίας γενικά είναι βραχυχρόνια και επαναλαμβανόμενη αλλά είναι δύσκολο να αντιμετωπισθεί, επειδή οι παράγοντες που προκαλούν τις εποχιακές διακυμάνσεις της ζήτησης εργασίας είναι δύσκολο να ελεγχθούν, αν όχι αδύνατο. Παρ' όλα αυτά διατηρείται σε χαμηλά επίπεδα, καθώς τα άτομα έχουν πλήρη επίγνωση της φύσης του παραγωγικού κύκλου και έχουν φροντίσει για την απασχόληση τους το υπόλοιπο το διάστημα της υφεσιακής περιόδου (Λιανός και Ψειρίδου, 2015; Γκίνη, 1998).

Από την παραπάνω ανάλυση προκύπτει το συμπέρασμα ότι υπάρχει σύνδεση μεταξύ των τριών βασικών ειδών ανεργίας, της κυκλικής ανεργίας με την ανεργία τριβής και τη διαρθρωτική ανεργία. Όταν μειώνεται η κυκλική ανεργία, μειώνεται και η ανεργία τριβής, καθώς οι άνεργοι έχουν μεγαλύτερο πεδίο επιλογής. Επίσης η μείωση της κυκλικής ανεργίας αυξάνει την συνολική ζήτηση προϊόντος και το επίπεδο παραγωγής, με αποτέλεσμα να δημιουργούνται περισσότερες θέσεις απασχόλησης για τους ανειδίκευτους εργάτες και κατ' επέκταση να μειώνεται η διαρθρωτική ανεργία. Αντίθετα αν η αύξηση της ζήτησης προϊόντος οφείλεται στην αύξηση της τεχνολογίας, τότε η διαρθρωτική ανεργία θα αυξηθεί (Πουρναράκης, 1991).

3.1.3. Σύνδεση της ανεργίας με το ΑΕΠ

Από την παραπάνω ανάλυση διαπιστώνεται ότι οι απασχολούμενοι συμβάλλουν στην παραγωγή αγαθών και υπηρεσιών ενώ οι άνεργοι όχι, επομένως το ποσοστό ανεργίας συνδέεται με το πραγματικό ΑΕΠ. Πιο συγκεκριμένα υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ του πραγματικού ΑΕΠ και του ποσοστού ανεργίας, γιατί η αύξηση του ποσοστού ανεργίας σχετίζεται με τη μείωση του πραγματικού ΑΕΠ. Η αρνητική σχέση ανάμεσα στο πραγματικό ΑΕΠ και στην ανεργία προσδιορίζεται από τον νόμο του Okun³, ενός εμπειρικού κανόνα, ο οποίος διατυπώθηκε από τον οικονομολόγο Arthur Melvin Okun, ο οποίος πρώτος μελέτησε αυτή τη σχέση (Mankiw, 2002; Abel, Bernanke and Croushore, 2010). Πιο συγκεκριμένα ο νόμος του Okun περιγράφει την αρνητική σχέση μεταξύ της κυκλικής ανεργίας, δηλαδή της απόκλισης της ανεργίας από το φυσικό της

³ Okun, A.M. (1962), "Potential GNP: Its Measurement and Significance", *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section of the American Statistical Association*, pp. 98-103.

ποσοστό και του παραγωγικού κενού, δηλαδή της απόκλισης του πραγματικού από το δυνητικό προϊόν (Mishkin, 2015). Η σχέση αυτή εκφράζεται με την εξής μορφή:

$$u - u_n = -0,5 \times (Y - Y^P) \quad (3.2)$$

3.1.4 Φυσικό ποσοστό ανεργίας

Ένα ποσοστό ανεργίας τριβής υφίσταται χωρίς να επηρεάζεται από τις μεταβολές της κυκλικής ανεργίας, διότι σε μια δεδομένη στιγμή υπάρχει ένας αριθμός ατόμων που συνειδητά επιλέγει να μην εργάζεται, γιατί βρίσκεται σε ένα μεταβατικό στάδιο αναζήτησης και αλλαγής απασχόλησης με αυτή που του ταιριάζει. Το ίδιο συμβαίνει και με την διαθρωτική ανεργία αλλά σε μικρότερο βαθμό. Αυτό το ελάχιστο ποσοστό ανεργίας χαρακτηρίζεται ως αναγκαίο κακό και παρατηρείται σ' όλες τις οικονομίες. Το ελάχιστο ποσοστό ανεργίας ονομάζεται φυσικό ποσοστό ανεργίας (Natural Rate of Unemployment) ή NAIRU και θεωρείται ότι είναι ανεξάρτητο από την φάση του οικονομικού κύκλου, δηλαδή από το αν η οικονομία βρίσκεται σε ανάπτυξη ή συρρίκνωση. Επιπλέον οι οικονομολόγοι ενδιαφέρονται για το φυσικό ποσοστό ανεργίας, γιατί είναι το ποσοστό ανεργίας που επικρατεί στην οικονομία σε επίπεδο πλήρους απασχόλησης (Πουρναράκης, 1991; Abel, Bernanke and Croushore, 2010). Επομένως η πλήρης απασχόληση δεν συνεπάγεται ότι επικρατεί μηδενική ανεργία απαραίτητα αλλά ένα ποσοστό ανεργίας που θα επικρατήσει σε κανονικές συνθήκες, το οποίο ονομάζεται «φυσικό ποσοστό ανεργίας» (Πουρναράκης, 1991). Παρ' όλο που δεν υπάρχει ένα συγκεκριμένο ποσοστό αποδεκτό από όλους, ως ανεκτό όριο θεωρείται το ποσοστό 5% – 6% στο οποίο επικρατεί πλήρης απασχόληση, αλλά διαφέρει ανάλογα με την εποχή και τη χώρα (Λιανός και Ψειρίδου, 2015).

3.2. Πληθωρισμός

3.2.1. Ορισμός του πληθωρισμού

Ένα από τα αξιοσημείωτα οικονομικά προβλήματα που πρέπει να αντιμετωπίσουν οι περισσότερες οικονομίες είναι το φαινόμενο του πληθωρισμού, διότι επηρεάζει τις διεθνείς οικονομικές σχέσεις και συναλλαγές. Ορίζεται ως η συνεχόμενη τάση αύξησης του επιπέδου τιμών των υπηρεσιών και αγαθών σε μία οικονομία κατά τη διάρκεια συγκεκριμένης χρονικής περιόδου, περίπου 3 – 4 χρόνια, πάνω από κάποιο σχετικό ύψος (Λιανός και Ψειρίδου, 2015). Επομένως ο πληθωρισμός χαρακτηρίζεται ως ένα μέσο-μακροπρόθεσμο φαινόμενο που εκφράζεται ως αυξητική τάση του γενικού επιπέδου των τιμών.

Επιπρόσθετα η ποσοτική θεωρία του χρήματος υποστηρίζει ότι η διαθέσιμη ποσότητα χρήματος είναι υπεύθυνη για την αύξηση του γενικού επιπέδου τιμών και ότι η αυξητική τάση της διαθέσιμης ποσότητας χρήματος είναι την κύρια πηγή δημιουργίας του πληθωρισμού, με αποτέλεσμα ο πληθωρισμός να αποτελεί την συνεχόμενη πτώση

της αξίας του χρήματος (Λιανός και Ψειρίδου, 2015). Αναλυτικότερα το χρήμα αποκτά αξία όταν αγοράζονται αγαθά και προϊόντα. Αυτό προσδιορίζει ότι όταν η τιμή συγκεκριμένων αγαθών ή υπηρεσιών αυξηθεί, τότε η ποσότητα αυτών που θα αγοραζόταν με το συγκεκριμένο διαθέσιμο χρηματικό ποσό, δηλαδή η αγοραστική δύναμη του χρήματος, θα μειωθεί. Επομένως η αξία του χρήματος μεταβάλλεται κάθε φορά που σημειώνεται αύξηση ή μείωση στις τιμές των προϊόντων και υπηρεσιών για την αγορά των οποίων χρησιμοποιείται. Γι' αυτό το λόγο πολλοί οικονομολόγοι, όπως σύμφωνα με τον Milton Friedman⁴ (1968) «ο πληθωρισμός αποτελεί πάντοτε και παντού ένα νομισματικό φαινόμενο» (Κυρίκος, 2015).

Δεν υπάρχει μόνο ένας σωστός τρόπος μέτρησης του ρυθμού αύξησης των τιμών, καθώς οι τιμές των αγαθών που αγοράζονται από ένα άτομο μπορεί να αυξάνονται γρηγορότερα ή όχι από τις τιμές των αγαθών που αγοράζει ένα άλλο άτομο. Το φαινόμενο του πληθωρισμού παρατηρείται στην περίπτωση όπου η αμείωτη αύξηση του γενικού επιπέδου των τιμών παρατηρείται πάνω από κάποιο ανεκτό όριο, συνήθως 2 – 3%. Για τον υπολογισμό του πληθωρισμού χρησιμοποιούνται διάφοροι δείκτες ως στατιστική βάση αναφοράς για να προσδιοριστεί η σταθερότητα των τιμών, οι οποίοι είναι ο έμμεσος αποπληθωριστής του ακαθάριστου εθνικού εισοδήματος, ο δείκτης τιμών καταναλωτή και ο δείκτης τιμών χονδρικής πώλησης που σε κάποιες χώρες ονομάζεται και δείκτης βιομηχανικών τιμών παραγωγού (Γκίνη, 1998).

Σε μια οικονομία όταν υπολογίζεται ο πληθωρισμός, στην ουσία υπολογίζεται η ποσοστιαία μεταβολή του γενικού επιπέδου των τιμών για κάποια συγκεκριμένα αγαθά ή υπηρεσίες. Πιο συγκεκριμένα ορίζεται ως P_t την τιμή που επικρατεί την χρονική στιγμή t και με P_{t-1} η τιμή που επικρατεί την προηγούμενη χρονική στιγμή $t-1$ για $t = 1, 2, \dots, T$. Επομένως ο πληθωρισμός, ο οποίος συμβολίζεται με π ορίζεται ως ο λόγος της ποσοστιαίας μεταβολής της τιμής προς το ποσό της τιμής που επικρατεί τη χρονική περίοδο $t-1$ (Κυρίκος, 2015). Ο τύπος του πληθωρισμού είναι ο εξής:

$$\pi = \frac{\Delta P}{P_{t-1}} \times 100 = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \times 100 \quad (3.3)$$

Οι οικονομολόγοι και οι υπεύθυνοι χάραξης πολιτικής οικονομίας αφιερώνουν αρκετό χρόνο για την εύρεση και την εφαρμογή των κατάλληλων πολιτικών αντιμετώπισης του πληθωρισμού που εκδηλώνεται στην οικονομία, γι' αυτό το λόγο είναι σημαντική η μελέτη του φαινομένου αυτού στη παρούσα εργασία.

3.2.2. Είδη πληθωρισμού

Στη διεθνή βιβλιογραφία υπάρχει μια πληθώρα θεωριών που προσπαθούν να προσεγγίσουν το πρόβλημα του πληθωρισμού, έχοντας ως αποτέλεσμα να επικρατεί σχετική σύγχυση (Γκίνη, 1998). Ο πληθωρισμός εκδηλώνεται με διάφορες μορφές,

⁴ Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58(1), pp. 1-17.

ανάλογα με τις φάσεις του οικονομικού κύκλου, τις αιτίες που τον προκαλούν και το ρυθμό έντασης του.

Η ταξινόμηση του πληθωρισμού με βάση τις φάσεις του οικονομικού κύκλου είναι η πιο εύκολη και απλή. Πιο συγκεκριμένα ο πληθωρισμός χωρίζεται στον πληθωρισμό κατά την περίοδο της οικονομικής αύξησης και κατά την περίοδο της οικονομικής ύφεσης.

Ο πιο σημαντικός διαχωρισμός είναι με βάση το απόλυτο ύψος του ποσοστού πληθωρισμού. Σύμφωνα με αυτήν την διάκριση ο πληθωρισμός χαρακτηρίζεται ως έρπων ή συρόμενος, τρέχων και καλπάζων πληθωρισμός ή υπερπληθωρισμός. Η διάκριση αυτή κατατάσσει τον πληθωρισμό λίγο αυθαίρετα βέβαια, ανάλογα με το ρυθμό έντασης της αύξησης του πληθωρισμού, σε ελαφράς, μεσαίας και βαριάς μορφής, καθώς η ποσοτική τους οριοθέτηση δεν είναι δυνατή. Πιο συγκεκριμένα σ' αυτήν την περίπτωση ο προσδιορισμός της φύσης του πληθωρισμού είναι αυθαίρετη, διότι βασίζεται κυρίως στις εμπειρίες της κάθε χώρας με το φαινόμενο του πληθωρισμού (Γκίνη, 1998).

1. Έρπων ή συρόμενος πληθωρισμός: Ο έρπων ή συρόμενος πληθωρισμός χαρακτηρίζεται από μικρή ένταση, διότι εκδηλώνεται με μία ήπια αύξηση του γενικού επιπέδου τιμών. Επιπλέον το γενικό επίπεδο τιμών αυξάνεται με υψηλότερους ρυθμούς από τους συνηθισμένους χωρίς αναγκαία να απαιτεί η εφαρμογή σταθεροποιητικής πολιτικής (Πουρναράκης, 1991).

2. Τρέχων πληθωρισμός: Η μορφή αυτή προσδιορίζει την αύξηση του γενικού επιπέδου τιμών με ρυθμούς υψηλότερους από τους συνηθισμένους και καθιστά αναγκαία την εφαρμογή σταθεροποιητικής πολιτικής. Επίσης η αύξηση του επιπέδου τιμών είναι μεγαλύτερη συγκριτικά με τον έρποντα πληθωρισμό (Πουρναράκης, 1991; Γκίνη, 1998).

3. Καλπάζων πληθωρισμός ή υπερπληθωρισμός: Ο καλπάζων πληθωρισμός ή υπερπληθωρισμός προσδιορίζει την αύξηση του γενικού επιπέδου τιμών με ραγδαία υψηλό ρυθμό. Απόρροια της μορφής αυτής είναι η συνεχόμενη και μεγάλη πτώση της αξίας του χρήματος, με συνέπεια η οικονομία να βρίσκεται εκτός ελέγχου και να καταρρέει. Πιο συγκεκριμένα η αγοραστική δύναμη του χρήματος μειώνεται σε τέτοιο βαθμό ώστε να απαιτούνται περισσότερες μονάδες χρήματος για την αγορά σχετικά φθηνών προϊόντων (Πουρναράκης, 1991).

Η πιο δύσκολη διάκριση του πληθωρισμού είναι με βάση τις αιτίες που τον δημιουργούν. Με βάση αυτό το κριτήριο, ο πληθωρισμός χωρίζεται σε δύο κατηγορίες, τον πληθωρισμό ζήτησης (demand pull) και τον πληθωρισμό κόστους (cost push). Η διάκριση αυτή του πληθωρισμού είναι η πιο σημαντική, καθώς αναφέρεται στα αίτια που προκάλεσαν την αρχική αύξηση του επιπέδου των τιμών και είναι το είδος που απασχολεί τους οικονομολόγους και ερευνητές (Πουρναράκης, 1991).

1. Πληθωρισμός ζήτησης: Ο πληθωρισμός ζήτησης παρουσιάζεται σε περιόδους έντονης οικονομικής δραστηριότητας και προκαλείται διότι η αύξηση της συνολικής ζήτησης υπερβαίνει το άριστο επίπεδο προϊόντος της οικονομίας που μπορεί να παραχθεί όταν η οικονομία βρίσκεται σε κατάσταση πλήρους απασχόλησης των συντελεστών παραγωγής και της τεχνολογίας με αποτέλεσμα να αυξάνεται η τιμή των αγαθών και των υπηρεσιών. Επομένως η συνολική ζήτηση προϊόντος υπερβαίνει τη συνολική προσφορά, έχοντας ως αποτέλεσμα το γενικό επίπεδο τιμών να αυξάνεται. Αυτό συμβαίνει γιατί η πλευρά της προσφοράς αδυνατεί να προσαρμοστεί αμέσως στην αυξημένη ζήτηση με αποτέλεσμα την αύξηση των τιμών μέχρι το σημείο όπου η συνολική ζήτηση εξισώνεται με την προσφορά σε χρηματικούς όρους. Αν το φαινόμενο αυτό είναι συνεχές τότε δημιουργείται ο πληθωρισμός ζήτησης. Σύμφωνα με το κεϋνσιανό υπόδειγμα τα νοικοκυριά, το κράτος και οι επιχειρήσεις αναπτύσσουν για διάφορους λόγους μια υπερβάλλουσα ζήτηση, η οποία δεν είναι δυνατό να ικανοποιηθεί με τους διαθέσιμους παραγωγικούς πόρους με σταθερό επίπεδο τιμών (Γκίνη, 1998). Πιο συγκεκριμένα αυτή η υπερβάλλουσα ζήτηση μπορεί να προέρχεται από την επιθυμία των νοικοκυριών για αύξηση της ιδιωτικής κατανάλωσης, των επιχειρήσεων για αύξηση των επενδύσεων και του κράτους για αύξηση των δημοσίων δαπανών, όπου το κράτος για να καταφέρει να χρηματοδοτήσει αυτές τις επιθυμίες αναγκάζεται να αυξήσει το δημόσιο χρέος με αποτέλεσμα να διογκωθούν τα δημοσιονομικά ελλείμματα. Στις περισσότερες περιπτώσεις η αύξηση της συνολικής ζήτησης προέρχεται από τον κρατικό τομέα. Ο πληθωρισμός ζήτησης έχει ως προϋπόθεση ότι η οικονομία βρίσκεται σε πλήρης απασχόληση και οποιαδήποτε πίεση στην παραγωγή προκαλεί αύξηση τιμών. Επιπλέον όταν η πηγή δημιουργίας βρίσκεται στους εξωτερικούς παράγοντες, στα νοικοκυριά, επιχειρήσεις και κράτος τότε ο πληθωρισμός ονομάζεται «εγχώριος» (Γκίνη, 1998). Αντίθετα, όταν η υπερβάλλουσα ζήτηση δημιουργείται εξαιτίας της αυξημένης ζήτησης εγχώριων αγαθών από το εξωτερικό, τότε ο πληθωρισμός ονομάζεται «εισαγόμενος» (Γκίνη, 1998). Πιο συγκεκριμένα η αύξηση των εξαγωγών αυξάνει το επίπεδο των εισοδημάτων μιας οικονομίας με αποτέλεσμα μετέπειτα τα νοικοκυριά και οι επιχειρήσεις να αυξάνουν τη ζήτηση για προϊόντα ή υπηρεσίες και επενδύσεις αντίστοιχα (Γκίνη, 1998). Επομένως απαραίτητη προϋπόθεση για τη συντήρηση του πληθωρισμού ζήτησης των νοικοκυριών και των επιχειρήσεων είναι η διαρκής επεκτατική νομισματική πολιτική από την πλευρά της Κεντρικής Τράπεζας, καθώς η προσφορά του χρήματος θα πρέπει να εναρμονίζεται πλήρως με τις απαιτήσεις της αυξημένης ζήτησης αγαθών.

2. Πληθωρισμός κόστους: Η αύξηση του επιπέδου των τιμών δεν προκαλείται μόνο εξαιτίας της ζήτησης αλλά και εξαιτίας της προσφοράς (Γκίνη, 1998). Ο πληθωρισμός κόστους εμφανίζεται συνήθως σε περιόδους μειωμένης παραγωγικής δραστηριότητας και δημιουργείται κυρίως εξαιτίας των ατελειών του μηχανισμού της αγοράς. Επίσης αντίθετα με αυτά που ισχύουν για τον πληθωρισμό ζήτησης στη περίπτωση του πληθωρισμού κόστους υπάρχουν συγκεκριμένες κοινωνικές ομάδες, οι οποίες ευθύνονται για την αύξηση του επιπέδου των τιμών (Γκίνη, 1998). Ειδικότερα ο πληθωρισμός κόστους προκαλείται είτε εξαιτίας της αύξησης της τιμής των προϊόντων που παράγονται, είτε από τις επιχειρήσεις, είτε από τους εργαζόμενους, είτε από το

κράτος, είτε από τις τιμές των εισαγομένων προϊόντων ή πρώτων υλών. Σε κατάσταση πλήρους απασχόλησης στην οικονομία, οι κύριοι μέτοχοι που ευθύνονται για την δημιουργία του πληθωρισμού κόστους είναι οι εργατικές ενώσεις και οι εργοδότες, καθώς η κάθε ομάδα προσπαθεί να βελτιώσει την κατάσταση της, αυξάνοντας το ονομαστικό της εισόδημα (Γκίνη, 1998). Όσον αφορά τις επιχειρήσεις ισχύει ότι έχουν τη δυνατότητα, τις αυξήσεις του κόστους των προϊόντων τους να τις μετακυλούν στις τιμές ή ακόμη να επιβαρύνουν τις τιμές με υψηλότερα ποσοστά κέρδους. Από την άλλη πλευρά οι εργατικές ενώσεις εκπροσωπούν το σύνολο των εργαζομένων για τις διαπραγματεύσεις των συλλογικών συμβάσεων και διαθέτουν ισχυρή διαπραγματευτική δύναμη. Επιπλέον κατά τη διαδικασία διεκδίκησης υψηλότερων αποδοχών προβάλλουν ως επιχείρημα την αύξηση της παραγωγικότητας της εργασίας τους και κατ' επέκταση την αύξηση της συμμετοχής τους στη δημιουργία επιπρόσθετου εθνικού προϊόντος στην οικονομία (Γκίνη, 1998). Σε κατάσταση πλήρους απασχόλησης της οικονομίας οι εργατικές ενώσεις επιτυγχάνουν να αποσπάσουν τους υψηλότερους μισθούς, καθώς οι επιχειρήσεις επιθυμούν να διατηρήσουν το επίπεδο απασχόλησης της παραγωγής τους. Όμως όταν η αύξηση των μισθών υπερβαίνει τη μέση παραγωγικότητα της εργασίας, τότε μειώνεται κατά ένα τμήμα το μερίδιο των επιχειρήσεων στο εθνικό εισόδημα. Είναι φυσικό οι επιχειρηματίες να δυσκολεύονται να το δεχτούν και εκμεταλλεύονται τις ατέλειες της αγοράς για να μετακυλίσουν τις αυξήσεις των μισθών των εργαζομένων πάνω στις τιμές των τελικών παραγόμενων προϊόντων τους ώστε να μην μειωθούν τα κέρδη τους. Οι εργαζόμενοι όταν αντιληφθούν τη μείωση της αγοραστικής τους δύναμης, απαιτούν νέες αυξήσεις. Η κατάσταση αυτή είναι γνωστή στην οικονομική θεωρία ως σπειροειδής εξέλιξη των μισθών και των τιμών (Γκίνη, 1998). Επιπλέον η αύξηση του γενικού επιπέδου τιμών μπορεί να προκληθεί εξαιτίας της αύξησης των βασικών πρώτων υλών και της τιμής του πετρελαίου (Mishkin, 2015).

3.2.3. Μέτρα αντιπληθωριστικής πολιτικής

Όπως φαίνεται από την παραπάνω ανάλυση, το φαινόμενο του πληθωρισμού αποτελεί ένα πολύ σημαντικό διαταρακτικό παράγοντα της οικονομίας κάθε χώρας. Γι' αυτό το λόγο για την καταπολέμηση του κρίνεται αναγκαία η κρατική παρέμβαση. Επιπλέον δεν υπάρχει μόνο μια αποδεκτή αντιπληθωριστική πολιτική, αλλά διάφορες μέθοδοι ανάλογα με το αν εκδηλώνεται στην οικονομία πληθωρισμός κόστους ή ζήτησης. Στην περίπτωση εκδήλωσης πληθωρισμού ζήτησης, η αύξηση του επιπέδου των τιμών οφείλεται στο γεγονός ότι η υπερβάλλουσα συνολική ζήτηση προϊόντος υπερβαίνει το επίπεδο πλήρους απασχόλησης, με αποτέλεσμα να αποτελεί επιτακτική ανάγκη ο περιορισμός της συνολικής ζήτησης, μέσω των μεθόδων αντιμετώπισης της δημοσιονομικής και της νομισματικής πολιτικής (Λιανός και Μπένος, 2013). Η δημοσιονομική πολιτική επικεντρώνεται στο περιορισμό της υπερβάλλουσας ζήτησης, για παράδειγμα μέσω της επιβολής φόρων. Παρ' όλα αυτά το πιο σημαντικό εργαλείο για τον έλεγχο και περιορισμό του πληθωρισμού και κατ' επέκταση της εξασφάλισης ισορροπίας ανάμεσα στη συνολική ζήτηση και προσφορά σε συνθήκες πλήρους

απασχόλησης είναι η νομισματική πολιτική. Πιο συγκεκριμένα ο περιορισμός του πληθωρισμού επιτυγχάνεται μέσω της εφαρμογής συσταλτικής νομισματικής πολιτικής, δηλαδή μέσω της αύξησης των επιτοκίων. Από την άλλη πλευρά, αν η αύξηση των τιμών δεν είναι αποτέλεσμα υπερβάλλουσας ζήτησης, αλλά οφείλεται σε άλλους παράγοντες, τότε η εφαρμογή μεθόδων μείωσης της συνολικής ζήτησης δεν θα έχουν το επιθυμητό αποτέλεσμα. Σε αυτές τις περιπτώσεις απαιτείται διαφοροποίηση των οικονομικών μέτρων που θα εφαρμοστούν για την καταπολέμηση του (Κυρίκος, 2015).

3.2.4. Νομισματική προσέγγιση του πληθωρισμού

Εκτός από την ερμηνεία του πληθωρισμού με βάση την ανάλυση της αύξησης των τιμών χρησιμοποιώντας πραγματικά μεγέθη, υπάρχει και η άποψη της ποσοτικής θεωρίας του χρήματος, η οποία έχει ήδη αναφερθεί, ότι «ο πληθωρισμός είναι ένα νομισματικό φαινόμενο». Πιο συγκεκριμένα ορισμένοι οικονομολόγοι, οι οποίοι υποστηρίζουν την άποψη ότι η αυξημένη προσφορά χρήματος είναι υπεύθυνη για την δημιουργία του πληθωρισμού. Επιπλέον η νομισματική προσέγγιση στηρίζεται κυρίως στην ύπαρξη της υπερβάλλουσας ζήτησης. Μέσα από μια πληθώρα εμπειρικών μελετών διαπιστώθηκε ότι σε όλες τις περιπτώσεις που προκλήθηκαν συνεχόμενες αυξήσεις τιμών είχαν προηγηθεί σημαντικές επεκτάσεις στην προσφερόμενη ποσότητα χρήματος. Έτσι κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η υπέρμετρη αύξηση της συνολικής προσφοράς χρήματος αποτελεί την κύρια αιτία για την ανάπτυξη της πληθωριστικής διαδικασίας (Γκίνη, 1998). Γι' αυτό το λόγο τονίζεται έντονα ο ρόλος που κατέχει το ίδιο το χρήμα στη διαδικασία μείωσης του ποσοστού πληθωρισμού καθώς υποστηρίζεται ότι υπάρχει μια αιτιώδης σχέση ανάμεσα στην ποσότητα χρήματος και στο γενικό επίπεδο των τιμών.

3.2.5. Το φαινόμενο του στασιμοπληθωρισμού

Αξίζει να αναφερθεί μία ιδιαίτερη περίπτωση πληθωρισμού, το φαινόμενο του στασιμοπληθωρισμού. Πιο συγκεκριμένα αποτελεί την ταυτόχρονη αύξηση του πληθωρισμού και της ανεργίας σε μια οικονομία, θέτοντας σε δίλημμα την εκάστοτε κυβέρνηση για τη πολιτική που πρέπει να εφαρμόσει (Γκίνη, 1998). Ένας τρόπος αντιμετώπισης του φαινομένου του στασιμοπληθωρισμού θα μπορούσε να ήταν η εφαρμογή επεκτατικής νομισματικής ή δημοσιονομικής πολιτικής από τους υπεύθυνους οικονομικής πολιτικής, η οποία θα αύξανε τη συνολική ζήτηση και κατά συνέπεια την παραγωγικότητα, μειώνοντας τελικά την ανεργία. Όμως η μετατόπιση της καμπύλης της συνολικής ζήτησης προς τα πάνω και δεξιά θα επιδεινώνει περαιτέρω το πληθωρισμό. Η υιοθέτηση αντίθετης πολιτικής, δηλαδή μιας συσταλτικής νομισματικής ή δημοσιονομικής πολιτικής, θα προκαλούσε αντίθετα αποτελέσματα. Η καμπύλη συνολικής ζήτησης θα μετατοπιζόταν προς τα αριστερά προκαλώντας μείωση του πληθωρισμού αλλά θα αυξανόταν σε αυτήν την περίπτωση περεταίρω η ανεργία.

Η πρώτη εμφάνιση του φαινομένου του στασιμοπληθωρισμού έγινε τη δεκαετία του 1970 σε πολλές χώρες και αποτέλεσε την αφορμή για την αμφισβήτηση από τον οικονομολόγο Milton Friedman της σταθερής μακροχρόνιας αρνητικής σχέσης ανάμεσα στην ανεργία και στον πληθωρισμό και της χρησιμοποίησης αυτής από τους κρατικούς φορείς ως εργαλείο ισορροπίας της ανεργίας και του πληθωρισμού. Η αρνητική μακροχρόνια σχέση μεταξύ της ανεργίας του πληθωρισμού αναπτύχθηκε από τον Phillips και είναι γνωστή ως καμπύλη Phillips, η οποία αποτελεί το κύριο θέμα της παρούσας εργασίας και αναλύεται εκτενώς στην επόμενη ενότητα.

3.3. Καμπύλη Phillips

Κατά το τέλος της δεκαετίας του 1950, ο Αυστραλιανός οικονομολόγος Alban W. Phillips (1914-1975) σε άρθρο του το 1958 παρουσίασε την γνωστή στη μακροοικονομική θεωρία «Καμπύλη Phillips»⁵. Η καμπύλη Phillips αναφέρεται αρχικά στην αντίστροφη σχέση μεταξύ της ποσοστιαίας αύξησης των μισθών και της ανεργίας, μια σχέση που έμελλε να αποτελέσει ένα ιδιαίτερα σημαντικό συστατικό της μακροοικονομικής ανάλυσης. Ο Phillips ανακάλυψε την ομώνυμη καμπύλη μελετώντας τη σχέση μεταξύ του ρυθμού αύξησης του χρηματικού μισθού και της ανεργίας στη Μεγάλη Βρετανία την χρονική περίοδο 1861 έως 1957. Κεντρική του ιδέα ήταν «να διαπιστώσει αν οι στατιστικές ενδείξεις υποστηρίζουν την υπόθεση ότι ο ρυθμός μεταβολής των ονομαστικών μισθών μπορεί να εξηγηθεί από το επίπεδο της ανεργίας και το ρυθμό μεταβολής της ανεργίας» (Phillips, 1958). Τα αποτελέσματα της εμπειρικής έρευνας του Phillips αποκάλυψαν μια οιονεί γραμμική σχέση ανάμεσα στις δύο μεταβλητές (Τσουλφίδης, 2011). Η σχέση στην οποία κατέληξε ο Phillips ήταν καθαρά στατιστική και όχι θεωρητική⁶. Πιο συγκεκριμένα η στατιστική σχέση του Phillips δεν επέτρεπε διατυπώσεις όπως ότι ο ρυθμός μεταβολής του ονομαστικού μισθού είναι η αιτία της αύξησης της ανεργίας ή αντίστροφα ότι η πτώση της ανεργίας οδηγεί σε αυξήσεις μισθών. Παρ' όλα αυτά οι οικονομολόγοι δεν έλαβαν υπόψη τους αυτή την αδυναμία και δεν άργησαν να την υιοθετήσουν ως μια καθαρά εμπειρική σχέση ανάμεσα στο ρυθμό μεταβολής των ονομαστικών μισθών και στην ανεργία, μετατρέποντας την σε κύρια για την επιχειρηματολογία τους θεωρητική σχέση ανάμεσα στις δύο μεταβλητές (Τσουλφίδης, 2011).

Στη συνέχεια οι οικονομολόγοι Samuelson και Solow⁷ (1960), στηριζόμενοι στο έργο του Phillips μετέθεσαν ελαφρά το κέντρο βάρους και μελέτησαν τη σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας, δηλαδή χρησιμοποίησαν τον ρυθμό αύξησης του γενικού επιπέδου των τιμών αντί του ρυθμού αύξησης των μισθών (Abel, Bernanke and Croushore, 2010). Αυτό είχε ως αποτέλεσμα να επικρατήσει η άποψη ότι υπάρχει

⁵ Phillips A.W. (1958), “The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957”, *Economica*, 25(100), pp. 283-299.

⁶ Είναι γνωστό ότι οι στατιστικές σχέσεις δεν αποδεικνύουν αναγκαστικά αιτιότητα και άρα είναι παρακινδυνευμένο να εξάγουμε θεωρητικές σχέσεις από αυτές (Τσουλφίδης, 2011).

⁷ Samuelson, P.A. and Solow, R.M. (1960), “Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy”, *American Economic Review*, 50(2), pp. 177-194.

μία μακροχρόνια και σταθερή αρνητική σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας. Η σχέση αυτή αποτέλεσε σημαντικό εργαλείο για τους ιθύνοντες χάραξης πολιτικής, διότι θα μπορούσαν να εκμεταλλευτούν την καμπύλη Phillips για να αντισταθμίσουν την ανεργία με τον πληθωρισμό, επιλέγοντας μέσα από μια πληθώρα συνδυασμών πληθωρισμού και ανεργίας. Η άποψη αυτή υιοθετήθηκε από την πλειοψηφία των οικονομολόγων την περίοδο της δεκαετίας του 1960 και γενικότερα ως μία κατεξοχήν ερμηνεία της σχέσης ανάμεσα στον πληθωρισμό και την ανεργία (Τσουλφίδης, 2011). Επιπλέον με βάση την σταθερή σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας διαπιστώνεται ότι είναι αδύνατη σε μία οικονομία η ταυτόχρονη επίτευξη σταθερότητας των τιμών και της μείωσης της ανεργίας. Γι' αυτό το λόγο η καμπύλη Phillips θεωρήθηκε αναπόσπαστο συστατικό του κεϋνσιανισμού της νεοκλασικής σύνθεσης (Τσουλφίδης, 2011).

Παρ' ότι η καμπύλη Phillips φαινόταν να περιγράφει ικανοποιητικά τη σχέση ανεργίας και πληθωρισμού μέχρι το 1965, τα στατιστικά στοιχεία του ΗΒ και των ΗΠΑ όμως στα τέλη της δεκαετίας του 1960 και έπειτα φανέρωσαν ότι ο πληθωρισμός και η ανεργία έχουν ίδια κατεύθυνση, δηλαδή παρατηρήθηκε υψηλότερος πληθωρισμός και υψηλότερη ανεργία. Αυτό το γεγονός δηλώνει ότι η καμπύλη Phillips απέκτησε θετική κλίση και άρα η σχέση ανάμεσα στον πληθωρισμό και στην ανεργία έπαψε να είναι ανταγωνιστική (Τσουλφίδης, 2011). Το φαινόμενο της ταυτόχρονης ύπαρξης αυξημένου πληθωρισμού και αυξημένης ανεργίας έμεινε γνωστό στην οικονομική επιστήμη ως «στασιμοπληθωρισμός» και συνέβαλλε στην αποσύνθεση της κεντρικής ιδέας της αντίστροφης σχέσης μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού όπως απεικονίζεται στην καμπύλη Phillips, η οποία συνδέθηκε με τα κεϋνσιανά οικονομικά της νεοκλασικής σύνθεσης (Τσουλφίδης, 2011). Πιο συγκεκριμένα ο στασιμοπληθωρισμός ουσιαστικά παρουσιάστηκε πριν την πρώτη πετρελαϊκή κρίση του 1973-1974 και μετά το φαινόμενο αυτό επεκτάθηκε και έγινε ακόμη πιο έντονος (Τσουλφίδης, 2011). Επομένως το κύριο πρόβλημα που εντοπίστηκε εκείνη την περίοδο ήταν η αποτυχία εφαρμογής της καμπύλης Phillips και η ύπαρξη ταυτόχρονης αύξησης της ανεργίας και του πληθωρισμού.

Αυτό το φαινόμενο προκάλεσε ρωγμές στο κεϋνσιανό θεωρητικό οικοδόμημα, αναδεικνύοντας τον μονεταρισμό ως μια εναλλακτική σχολή οικονομικής σκέψης (Τσουλφίδης, 2011). Κεντρική ιδέα αυτής της οικονομικής σκέψης είναι η ποσοτική θεωρία του χρήματος και υποστήριζαν ότι ο πληθωρισμός είναι «νομισματικό φαινόμενο». Οι βραβευμένοι με Νόμπελ οικονομολόγοι Milton Friedman⁸ (1968) του Πανεπιστημίου του Σικάγου και ο Edmund Phelps⁹ (1968) του Πανεπιστημίου Columbia αμφισβήτησαν τη λογική της καμπύλης Phillips, υποστηρίζοντας θεωρητικά ότι δεν υφίσταται μια σταθερή μακροχρόνια αρνητική σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας. (Abel, Bernanke and Croushore, 2010). Από την ανώτερο αμφισβήτηση προκύπτει ότι η ανεργία και ο πληθωρισμός είτε δεν σχετίζονται μεταξύ

⁸ Βλ. Friedman, M. (1968).

⁹ Phelps, E.S. (1968), "Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, 76 (S4), pp. 678-678.

τους είτε αν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ τους, είναι πιο περίπλοκη απ' ότι αρχικά υπέθεταν οι κεϋνσιανοί οικονομολόγοι (Τσουλφίδης, 2011). Το ερώτημα που θέτουν οι Μονεταριστές είναι εάν όντως η καμπύλη Phillips μπορεί να προσδιορίσει μία σταθερή σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας. Το κύριο στοιχείο που έλλειπε από την καμπύλη Phillips ήταν οι πληθωριστικές προσδοκίες. Γι' αυτό το λόγο η απάντηση των Μονεταριστών βασίζεται στην διάκριση μεταξύ μακροχρόνιας και βραχυχρόνιας καμπύλης Phillips (Τσουλφίδης, 2011).

Αναλυτικότερα όταν οι πληθωριστικές προσδοκίες είναι στατικές τότε δεν υφίσταται διάκριση μεταξύ βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας ισορροπίας. Σύμφωνα με τον Friedman (1968) στην περίπτωση αυτή, το επίπεδο τιμών αυξάνεται με έναν ρυθμό, ο οποίος είναι γνωστός και προβλέψιμος σε όλα τα άτομα, έχοντας ως αποτέλεσμα οι εργαζόμενοι να το λαμβάνουν υπόψη τους στη σύναψη συμβολαίων στις συλλογικές διαπραγματεύσεις τους για τις αυξήσεις του μισθού τους (Τσουλφίδης, 2011). Επομένως στην οικονομία όταν τα άτομα προβλέπουν σωστά μια αύξηση της συνολικής ζήτησης, τότε ο μη αναμενόμενος πληθωρισμός ($\pi - \pi^e$) είναι μηδενικός και η κυκλική ανεργία ($U - U_n$) είναι μηδενική, καθώς ο παρατηρούμενος πληθωρισμός π ισούται με τον αναμενόμενο πληθωρισμό π^e , δηλαδή $\pi = \pi^e$ και η παρατηρούμενη ανεργία U ισούται με το φυσικό ποσοστό ανεργίας U_n , δηλαδή $U = U_n$ ¹⁰.

Αντίθετα όταν οι πληθωριστικές προσδοκίες των ατόμων μεταβάλλονται, οι Friedman και Phelps δεν δέχονται τη σταθερότητα της καμπύλης Phillips. Οι Friedman και Phelps (1968) υποστήριζαν καθαρά θεωρητικά ότι δεν υπάρχει μια σταθερή αρνητική σχέση μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού και ότι η βραχυχρόνια καμπύλη Phillips είναι μία ασταθής καμπύλη, η οποία μετατοπίζεται παραμετρικά προς τα πάνω ή προς τα κάτω όταν μεταβάλλονται οι πληθωριστικές προσδοκίες (Παλαιολόγος, 1985). Πιο συγκεκριμένα υποστήριζαν ότι υπάρχει αρνητική σχέση ανάμεσα στο μη αναμενόμενο πληθωρισμό ($\pi - \pi^e$), δηλαδή τη διαφορά του παρατηρούμενου πληθωρισμού π από τον αναμενόμενο πληθωρισμό π^e , και την κυκλική ανεργία ($U - U_n$), δηλαδή τη διαφορά του παρατηρούμενου ποσοστού ανεργίας U από το φυσικό ποσοστό ανεργίας U_n . Επομένως η επιλογή ενός σημείου της καμπύλης Phillips αντιστοιχεί σ' ένα συγκεκριμένο ρυθμό πληθωρισμού. Μετά από την περίοδο προσαρμογής δημιουργείται ένας νέος προβλεπόμενος ρυθμός πληθωρισμού, ο οποίος ωθεί την καμπύλη Phillips προς τα πάνω (Παλαιολόγος, 1985).

Επιπλέον σύμφωνα με τους Μονεταριστές το χρήμα δεν είναι ουδέτερο στη βραχυχρόνια περίοδο, που σημαίνει ότι οι μεταβολές της προσφοράς χρήματος επηρεάζουν τις πραγματικές μεταβλητές βραχυχρόνια, ακόμα και όταν οι μεταβολές αυτές είναι απόλυτα αντιληπτές από τα οικονομούντα άτομα. Αναλυτικότερα εάν οι οικονομικές αρχές επιδιώξουν τη μείωση της ανεργίας μέσω επεκτατικής πολιτικής (αύξηση δημοσίων δαπανών ή αύξηση της προσφοράς χρήματος), η συνολική ζήτηση

¹⁰ Αξίζει να αναφερθεί ότι ο πλήρης προβλεπόμενος ρυθμός πληθωρισμού δεν επηρεάζει τις πραγματικές μεταβλητές, δεν έχει δηλαδή πραγματικά αποτελέσματα (Τσουλφίδης, 2011).

προϊόντος θα αυξηθεί με αποτέλεσμα την αύξηση του πραγματικού προϊόντος και των τιμών, ενώ η ανεργία θα μειωθεί¹¹. Επομένως εξαιτίας της απρόσμενης αύξησης της συνολικής ζήτησης, η οικονομία θα αντιμετωπίσει μια περίοδο θετικού μη αναμενόμενου πληθωρισμού και αρνητικής κυκλικής ανεργίας.

Τότε οι επιχειρήσεις βλέπουν τα έσοδα τους να αυξάνονται και οι εργαζόμενοι σύμφωνα με τους Μονεταριστές υποφέρουν από αυταπάτη χρήματος και δεν αντιλαμβάνονται ότι η αύξηση των τιμών προκάλεσε μείωση στον πραγματικό τους μισθό. Επομένως οι επιχειρήσεις αυξάνουν την απασχόληση απολαμβάνοντας υψηλότερες αποδοχές και οι εργαζόμενοι δέχονται να αυξήσουν την προσφορά εργασίας αν και ο πραγματικός τους μισθός έχει μειωθεί (Τσουλφίδης, 2011).

Όμως μόνο βραχυχρόνια παρατηρείται η κατάσταση αυτή, διότι μετά από μία περίοδο προσαρμογής, αν οι εργαζόμενοι δεν αργήσουν να αντιληφθούν τη μείωση του πραγματικού μισθού τους, αρχίσουν να προσαρμόζουν τις προβλέψεις τους και να απαιτούν μισθολογικές αυξήσεις, καθώς επιθυμούν να αναπληρώσουν την απώλεια αγοραστικής δύναμης που υπέστησαν. Η διαδικασία αυτή έχει ως αποτέλεσμα η απασχόληση να μειώνεται και η οικονομία να κατευθύνεται ξανά στο φυσικό επίπεδο ανεργίας, παρ' όλο που ο πληθωρισμός στο μεταξύ έχει αυξηθεί (Τσουλφίδης, 2011).

Βέβαια η προσαρμογή της οικονομίας απαιτεί ορισμένο χρόνο, καθώς δεν γίνεται άμεσα από την μία στιγμή στην άλλη. Γι' αυτό το λόγο οι Μονεταριστές υποστηρίζουν ότι η ανισορροπία στην οικονομία είναι ένα παροδικό φαινόμενο, το οποίο οφείλεται στις προσαρμοζόμενες προβλέψεις (adaptive expectations) και όχι όπως υποστήριζαν οι Κεϋνσιανοί οικονομολόγοι, στην ακαμψία των τιμών. Επομένως οι εργαζόμενοι είναι δυνατόν να «εξαπατηθούν» από τους ιθύνοντες χάραξης οικονομικής πολιτικής μόνο κατά το προσωρινό αυτό στάδιο της προσαρμογής (Παλαιολόγος, 1985).

Αντίστοιχα μια αιφνιδιαστική επιβράδυνση της αύξησης της συνολικής ζήτησης προκαλεί αρνητικό μη αναμενόμενο πληθωρισμό, δηλαδή ο παρατηρούμενος πληθωρισμός είναι μικρότερος από τον αναμενόμενο πληθωρισμό. Οι επιχειρηματίες βλέπουν τα έσοδά τους να μειώνονται και ταυτόχρονα ο πραγματικός μισθός αυξάνεται, με αποτέλεσμα να προχωρούν σε μείωση της απασχόλησης. Από την πλευρά τους οι εργαζόμενοι αποδέχονται χωρίς να αντιδρούν γι' αυτή την κατάσταση, διότι βρίσκονται υπό αυταπάτη χρήματος, καθώς βλέπουν τους ονομαστικούς τους μισθούς να μειώνονται και δεν δέχονται περαιτέρω μείωση του ονομαστικού μισθού τους. Αποτέλεσμα της κατάστασης αυτής είναι να αυξάνεται η ανεργία και η κυκλική ανεργία να γίνεται θετική καθώς η παρατηρούμενη ανεργία είναι μεγαλύτερη από το φυσικό ποσοστό ανεργίας. Με το πέρασμα του χρόνου οι εργαζόμενοι αντιλαμβάνονται ότι οι πραγματικοί μισθοί τους αυξήθηκαν και γι' αυτό το λόγο αποδέχονται μειώσεις ονομαστικών μισθών, ώστε να επανέλθουν στο φυσικό επίπεδο

¹¹ Η ανεργία θα μειωθεί εξαιτίας του νόμου του Okun, ο οποίος έχει αναφερθεί στο προηγούμενο κεφάλαιο και ορίζει ότι: $u - u_n = -0,5 \times (Y - Y^P)$.

ανεργίας με τη μόνη διαφορά αυτή τη φορά ότι το επίπεδο τιμών είναι χαμηλότερο (Τσουλφίδης, 2011).

Μακροχρόνια οι προβλεπόμενες τιμές των εργαζομένων θα ταυτίζονται με το πραγματικό επίπεδο τιμών ($p = p^*$) και η οικονομία θα βρίσκεται στο επίπεδο του φυσικού ποσοστού ανεργίας, το οποίο είναι σημείο μακροχρόνιας ισορροπίας. Επομένως η οικονομία επιστρέφει στο αρχικό επίπεδο προϊόντος πλήρους απασχόλησης (Παλαιολόγος, 1985). Επομένως διαπιστώνεται ότι υπάρχει αντίστροφη σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας βραχυχρόνια, αλλά δεν επιβεβαιώνεται η σχέση αυτή μακροχρόνια. Επιπλέον διαγραμματικά η μακροχρόνια σχέση μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού απεικονίζεται ως μία κατακόρυφη ευθεία και ονομάζεται μακροχρόνια καμπύλη Phillips (Τσουλφίδης, 2011).

Από την αντίθετη πλευρά η συνηθισμένη βραχυχρόνια καμπύλη Phillips απεικονίζεται τέτοιοι με τρόπο, όπου φαίνεται η βραχυχρόνια ι αντίστροφη σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας (Τσουλφίδης, 2011).

Η σχέση ανάμεσα στον μη αναμενόμενο (προσδοκώμενο) πληθωρισμό ($\pi - \pi^e$) και την κυκλική ανεργία ($u - u_n$) που υποδηλώνεται από την παραπάνω ανάλυση εκφράζεται ως εξής:

$$\pi - \pi^e = -\omega(u - u_n) \quad (3.4)$$

Το αριστερό σκέλος της εξίσωσης αντιπροσωπεύει το μη αναμενόμενο ποσοστό πληθωρισμού και το δεξί σκέλος το μέγεθος της κυκλικής ανεργίας ενώ το ω είναι ένας θετικός συντελεστής αντίδρασης που αντιπροσωπεύει την ταχύτητα της διαδικασίας προσαρμογής.

Η παραπάνω εξίσωση (3.1) διατυπώνει μαθηματικά την ιδέα ότι ο μη προσδοκώμενος πληθωρισμός ($\pi - \pi^e$) θα είναι θετικός όταν η κυκλική ανεργία ($U - U_n$) θα είναι αρνητική, δηλαδή η παρατηρούμενη ανεργία U θα είναι μικρότερη από το φυσικό ποσοστό ανεργίας U_n . Αντίθετα ο μη αναμενόμενος πληθωρισμός ($\pi - \pi^e$) θα είναι αρνητικός όταν η κυκλική ανεργία ($U - U_n$) είναι θετική, δηλαδή η παρατηρούμενη ανεργία U είναι μεγαλύτερη από το φυσικό ποσοστό ανεργίας U_n και θα ισούται με μηδέν όταν η κυκλική ανεργία ($U - U_n$) είναι μηδενική, δηλαδή η παρατηρούμενη ανεργία U ισούται με το φυσικό ποσοστό ανεργίας U_n (Abel, Bernanke and Croushore, 2010).

Αν και στα δύο μέρη της εξίσωσης προσθέσουμε το π^e τότε έχουμε:

$$\pi = \pi^e - \omega(u - u_n) \quad (3.5)$$

Η παραπάνω εξίσωση (3.2) περιγράφει την αλληλεπίδραση της βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας καμπύλης Phillips, η οποία έχει διατυπωθεί από τον Friedman (1968) μέσω της έννοιας της διευρυμένης ως προς τις προσδοκίες καμπύλη Phillips (Τσουλφίδης, 2011). Σύμφωνα με την διευρυμένη ως προς τις προσδοκίες καμπύλη Phillips ο παρατηρούμενος πληθωρισμός π είναι μεγαλύτερος από τον αναμενόμενο

πληθωρισμό π^e , αν η παρατηρούμενη ανεργία U είναι μικρότερη από το φυσικό ποσοστό ανεργίας U_n . Αντίθετα ο παρατηρούμενος πληθωρισμός π είναι χαμηλότερος από τον αναμενόμενο πληθωρισμό π^e , όταν η ανεργία U είναι μεγαλύτερη από το φυσικό της ποσοστό U_n (Abel, Bernanke and Croushore, 2010).

Όπως έχουμε ήδη αναφέρει με αφορμή την απότομη αύξηση των πετρελαϊκών τιμών το 1973 και το 1979, οι οικονομολόγοι τροποποίησαν περαιτέρω τη βραχυχρόνια καμπύλη Phillips προσθέτοντας διαταραχές των τιμών (ρ), οι οποίες αφορούν τις μετατοπίσεις του πληθωρισμού που είναι ανεξάρτητες από την στενότητα της αγοράς εργασίας ή του αναμενόμενου πληθωρισμού. Παραδείγματα διαταραχών τιμών είναι η αύξηση στις τιμές των εισαγωγών και οι διαταραχές κόστους στις οποίες οι εργαζόμενοι πιέζουν για υψηλότερους μισθούς πάνω από τα κέρδη παραγωγικότητας. Η τροποποιημένη καμπύλη Phillips εξαρτάται από τον αναμενόμενο πληθωρισμό π^e , την κυκλική ανεργία ($U - U_n$) και από τις διαταραχές τιμών (σοκ προσφοράς) ρ . Η νέα καμπύλη Phillips ονομάζεται *σύγχρονη καμπύλη Phillips* η οποία έχει την εξής μορφή:

$$\pi = \pi^e - \omega(u - u_n) + \rho \quad (3.6)$$

Εάν τώρα υποθέσουμε ότι το αναμενόμενο ποσοστό πληθωρισμού π^e προσεγγίζεται από το ποσοστό πληθωρισμού της προηγούμενης περιόδου π_{-1} , η αυξημένη με προσδοκίες καμπύλη Phillips γράφεται ως εξής:

$$\pi = \pi_{-1} - \omega(u - u_n) + \rho \quad (3.7)$$

Αυτή η μορφή καμπύλης Phillips δηλώνει ότι τα άτομα διαμορφώνουν τις προσδοκίες τους για αύξηση των τιμών με κριτήριο παρελθοντικά στοιχεία (Mishkin, 2015). Έτσι ο αναμενόμενος πληθωρισμός π^e ισούται με τον πληθωρισμό της προηγούμενης περιόδου π_{-1} . Και αυτή η εξίσωση υποδηλώνει ότι αν η παρατηρούμενη ανεργία είναι μεγαλύτερη από το φυσικό ποσοστό ανεργίας, τότε η μεταβολή στο ποσοστό του πληθωρισμού θα είναι αρνητική ενώ το αντίθετο ισχύει στην περίπτωση που η πραγματική ανεργία υπολείπεται του φυσικού ποσοστού της (Τσουλφίδης, 2011).

Κεφάλαιο 4^ο: Ανασκόπηση Εμπειρικής Βιβλιογραφίας

Σ' αυτό το κεφάλαιο παρουσιάζονται τα αποτελέσματα προηγούμενων εμπειρικών μελετών, οι οποίες πραγματοποιήθηκαν από ερευνητές και οικονομολόγους. Στη τρέχουσα βιβλιογραφία υπάρχει πληθώρα δημοσιευμένων εργασιών, οι οποίες διερευνούν τις σχέσεις αιτιότητας και την συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών του πληθωρισμού και της ανεργίας. Όπως είναι φυσικό, παρατηρείται ότι τα αποτελέσματα των ερευνών διαφέρουν μεταξύ τους.

Η μελέτη των Wulandar et al. (2019) αποσκοπούσε στην εξέταση της σχέσης μεταξύ πληθωρισμού και ποσοστού ανεργίας στην Ινδονησία κατά την περίοδο 1987 έως 2018. Σύμφωνα με τον έλεγχο *ADF* οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες στα ίδια επίπεδα, η ανεργία είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές και ο πληθωρισμός στάσιμος στα επίπεδα. Στη συνέχεια για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης χρησιμοποίησαν τον έλεγχο *Johansen – Juselius*, ο οποίος έδειξε ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Για την ύπαρξη βραχυχρόνιας σχέσης χρησιμοποίησαν τη μέθοδο *VECM*, όπου η εξαρτημένη μεταβλητή είναι ο πληθωρισμός και η ανεξάρτητη μεταβλητή είναι η ανεργία. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα υπάρχει μακροχρόνια και βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Επιπλέον με βάση την αιτιότητα κατά *Granger* ο πληθωρισμός προκαλεί την ανεργία. Τέλος η ανεργία δεν επηρεάζει τον πληθωρισμό ούτε μακροχρόνια ούτε βραχυχρόνια.

Οι Kairo, Solomon και Bitrus (2019) εξέτασαν τη σχέση του πληθωρισμού και της ανεργίας από το 1980 έως το 2018 στη Νιγηρία. Κύριος στόχος της μελέτης τους ήταν εξεταστεί η ύπαρξη και η δυνατότητα εφαρμογής της καμπύλης Philips σε τρεις διαφορετικές εποχές οικονομικών θεωριών, στον Κεϋνσιανισμό (1980-1988), στον Μονεταρισμό (1989-2018) και στον συνδυασμό των δύο εποχών (1980-2018). Αρχικά εφαρμόζοντας τον έλεγχο Jarque-Bera διαπιστώθηκε ότι τα δεδομένα κατανέμονται κανονικά και είναι κατάλληλα για την ανάλυση τους. Για τον έλεγχο στασιμότητας των μεταβλητών χρησιμοποιήθηκαν οι έλεγχοι των Zivot, Andrews και KPSS. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα την περίοδο του Κεϋνσιανισμού η ανεργία ήταν στάσιμη στα επίπεδα ενώ ο πληθωρισμός ήταν στάσιμος στις πρώτες διαφορές. Στην περίοδο του Μονεταρισμού τόσο η ανεργία όσο και ο πληθωρισμός ήταν στάσιμοι στις πρώτες διαφορές ενώ στην συνδυαστική περίοδο η ανεργία ήταν στάσιμη στις πρώτες διαφορές ενώ ο πληθωρισμός στα επίπεδα. Στη συνέχεια σύμφωνα με τη μέθοδο *ARDL* κατά την περίοδο του Κεϋνσιανισμού διαπιστώθηκε ότι υπάρχει μακροχρόνια αρνητική σχέση μεταξύ των μεταβλητών, η οποία δεν είναι σημαντική, ενώ βραχυχρόνια υπάρχει θετική σχέση, η οποία είναι σημαντική. Με την μέθοδο *OLS* κατά την περίοδο του Μονεταρισμού διαπιστώνεται ότι υπάρχει μόνο βραχυχρόνια αρνητική σχέση μεταξύ των μεγεθών, όχι όμως ιδιαίτερα σημαντική. Σύμφωνα με τη μέθοδο *ARDL* κατά την περίοδο συνδυασμού των δύο περιόδων αποδεικνύεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια αρνητική σχέση μεταξύ των μεγεθών, η οποία δεν είναι βέβαια σημαντική. Επομένως

καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι για τις τρεις εποχές, η θεωρία της καμπύλης Phillips δεν ισχύει στην οικονομία της Νιγηρίας.

Σκοπός της μελέτης των Stamatiou και Dritsaki (2019) ήταν η διερεύνηση της σχέσης μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας στην οικονομία της Πολωνίας κατά την περίοδο 1992-2017. Οι μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν σε αυτή τη μελέτη είναι ο πληθωρισμός και η ανεργία, των οποίων τα δεδομένα συλλέχθηκαν από τις οικονομικές βάσεις δεδομένων του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου (ΔΝΤ) και της Ετήσιας Μακροοικονομικής Βάσης Δεδομένων (AMECO). Σύμφωνα με την μέθοδο ARDL απέδειξαν ότι υπάρχει μακροπρόθεσμη σχέση μεταξύ του ποσοστού ανεργίας και του ποσοστού πληθωρισμού για την Πολωνία. Επιπλέον με βάση τη μέθοδο αιτιότητας των Toda και Yamamoto (1995) διαπιστώθηκε ότι υπάρχει μια μονή κατευθυντική σχέση μεταξύ του ποσοστού ανεργίας και του πληθωρισμού, με κατεύθυνση από την ανεργία στον πληθωρισμό. Πιο συγκεκριμένα μια μείωση κατά 1% στην ανεργία θα προκαλέσει αύξηση κατά 0,30% του πληθωρισμού. Επίσης διαπιστώθηκε και η ύπαρξη βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών καθώς μια μείωση του πληθωρισμού έχει θετική επίδραση στο ποσοστό ανεργίας.

Ο Atuhere (2019) πραγματοποίησε έρευνα για την σχέση του πληθωρισμού και της ανεργίας στην Ουγκάντα για την περίοδο 1991-2018 μέσω της καμπύλης Phillips. Για την εκτίμηση της συνάρτησης της αρχικής καμπύλης Phillips και της επαυξημένης καμπύλης Phillips χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος OLS. Στη πρώτη περίπτωση ο συντελεστής είναι στατιστικά σημαντικός και δηλώνει ότι η αύξηση της ανεργίας κατά 1% οδηγεί σε μείωση του πληθωρισμού κατά 0,37%, ενώ στη δεύτερη περίπτωση όχι. Επιπλέον μία πρώτη ένδειξη ότι δεν ισχύει η καμπύλη Phillips είναι ότι δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών. Όσο αφορά την στασιμότητα, σύμφωνα με τον έλεγχο ADF και οι δύο μεταβλητές είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές οπότε εξετάστηκε η συνολοκλήρωση με τη μέθοδο Johansen-Juselius. Με βάση τα ευρήματα δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Παρ' όλα αυτά εξετάστηκε και η ύπαρξη βραχυχρόνιας σχέσης ισορροπίας με τη μέθοδο VECM, η οποία φανέρωσε ότι δεν υπάρχει ούτε βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Τα αποτελέσματα αυτά επιβεβαιώθηκαν και με τη μέθοδο της αιτιότητας κατά Granger. Επομένως δεν ισχύει η καμπύλη Phillips για την οικονομία της Ουγκάντα.

Οι Okara και Mutuku (2019) μελέτησαν την επίδραση της ανεργίας, περιορισμένης προσφοράς χρήματος, μεγάλης προσφοράς χρήματος και του ΑΕΠ στον πληθωρισμό στην Κένυα. Αρχικά διαπιστώθηκε ότι οι μεταβλητές ήταν κατάλληλες για ανάλυση σύμφωνα με τους ελέγχους σταθερότητας και τους διαγνωστικούς ελέγχους. Επιπλέον έλεγξαν την στασιμότητα των δεδομένων με τις μεθόδους Augmented Dickey-Fuller και Phillips-Perron, όπου εντοπίστηκε ότι τα δεδομένα δεν είναι στάσιμα στα επίπεδα αλλά στις πρώτες διαφορές. Στη συνέχεια με τη μέθοδο Johansen-Juselius διαπιστώθηκε η ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης. Για τον εντοπισμό της βραχυχρόνιας σχέσης χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος VECM. Επομένως τα ευρήματα αποδεικνύουν ότι η οικονομία της Κένυας συμμορφώνεται με την κεννσιανή Phillips καμπύλη που δίνει τη βραχυπρόθεσμη σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας.

Οι Sahnoun και Abdennadher (2019) διερεύνησαν τη σχέση μεταξύ της ανεργίας, του ρυθμού ανάπτυξης και του πληθωρισμού στη Βόρεια Αφρική μεταξύ των ετών 1965 και 2016. Πιο συγκεκριμένα ελέγχθηκε η στασιμότητα, η συνολοκλήρωση και η αιτιότητα κατά Granger. Αρχικά σύμφωνα με τους ελέγχους ADF και PP διαπιστώθηκε ότι οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές. Σύμφωνα με τον έλεγχο Johansen-Juselius υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών, οπότε εξετάστηκε και η ύπαρξη βραχυχρόνιας σχέσης με τη μέθοδο VECM και η αιτιότητα κατά Granger. Βραχυχρόνια διαπιστώθηκε ότι υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση από τον πληθωρισμό προς την οικονομική ανάπτυξη, ενώ μακροπρόθεσμα υπάρχει αμοιβαία αιτιακή σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της οικονομικής ανάπτυξης. Επιπλέον υπάρχει μια μονοκατευθυντική σχέση από την οικονομική ανάπτυξη προς την ανεργία τόσο βραχυπρόθεσμα όσο και μακροπρόθεσμα. Τέλος υπάρχει επίσης μονόδρομη σχέση από τον πληθωρισμό στην ανεργία τόσο βραχυπρόθεσμα όσο και μακροπρόθεσμα.

Οι Thabani και Chiro (2019) μελέτησαν τη σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της οικονομικής ανάπτυξης χρησιμοποιώντας δεδομένα χρονολογικών σειρών από το 1960 έως το 2017 για την Ζιμπάμπουε. Αρχικά ο έλεγχος ADF έδειξε ότι οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές. Στη συνέχεια επιβεβαιώνεται ότι υπάρχει μακροχρόνια αρνητική σχέση μεταξύ των μεταβλητών, καθώς διαπιστώθηκε ότι μία αύξηση του πληθωρισμού κατά 1% θα μειώσει την οικονομική ανάπτυξη κατά 0,4%. Επιπλέον σύμφωνα με τη μέθοδο ECM επιβεβαιώνεται και η ύπαρξη βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών, καθώς σύμφωνα με τα αποτελέσματα μία αύξηση του πληθωρισμού κατά 1% βραχυπρόθεσμα μειώνει την οικονομική ανάπτυξη κατά 0,22%. Επομένως υπάρχει αρνητική μακροχρόνια και βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της οικονομικής ανάπτυξης.

Οι Selvanayagama και Mustafa (2019) μελέτησαν το αντίκτυπο της ανεργίας και του επιτοκίου στον πληθωρισμό στη Σρι Λάνκα χρησιμοποιώντας δεδομένα για την περίοδο 1953-2015. Επιπλέον στη ανάλυση χρησιμοποίησαν και άλλες μεταβλητές όπως η προσφορά χρήματος (M2) και οι δημόσιες δαπάνες. Αρχικά σύμφωνα με τους διαγνωστικούς ελέγχους, τον έλεγχο Ramsey Reset, Jarque-Bera το μοντέλο που χρησιμοποίησαν έχει καλή προσαρμοστικότητα και δεν έχει το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης, της ετεροσκεδαστικότητας. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα στασιμότητας με τον έλεγχο ADF δεν είναι όλες οι μεταβλητές στάσιμες στα ίδια επίπεδα. Γι' αυτό για τον έλεγχο μακροχρόνιας σχέσης χρησιμοποίησαν την μέθοδο ARDL. Η μελέτη αποκαλύπτει ότι η ανεργία έχει αρνητικό αντίκτυπο στον πληθωρισμό βραχυπρόθεσμα και μακροπρόθεσμα στη Σρι Λάνκα, το οποίο είναι στατιστικά σημαντικό. Το επιτόκιο έχει επίσης αρνητικό αντίκτυπο στο πληθωρισμό βραχυχρόνια αλλά θετικό αντίκτυπο μακροπρόθεσμα. Η προσφορά χρήματος σχετίζεται αρνητικά με τον πληθωρισμό βραχυχρόνια ενώ σχετίζεται θετικά με τον πληθωρισμό μακροχρόνια. Τέλος οι δημόσιες δαπάνες σχετίζονται θετικά με τον πληθωρισμό μακροχρόνια και βραχυχρόνια.

Οι Hafnati και Syahnur (2018) μελέτησαν την σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας στην Ινδονησία, χρησιμοποιώντας την προσέγγιση της καμπύλης Phillips. Για την ερευνά τους χρησιμοποίησαν ετήσια δεδομένα διάρκειας 25 ετών, από το 1991 έως το 2016. Η πηγή των δεδομένων τους ήταν η Παγκόσμια Τράπεζα. Το μοντέλο

ανάλυσης που χρησιμοποιήθηκε για τον καθορισμό των μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων σχέσεων μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας στην Ινδονησία, ήταν η μέθοδος VECM. Τα ευρήματα αποκάλυψαν ότι η θεωρία της καμπύλης Phillips ίσχυε στην Ινδονησία από το 1991 έως το 2016. Πιο συγκεκριμένα τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger έδειξαν ότι οι συντελεστές της ανεργίας και του πληθωρισμού ήταν αρνητικοί και στατιστικά σημαντικοί, με αποτέλεσμα να υπάρχει μακροχρόνια αμφίδρομη αρνητική σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας στην Ινδονησία. Επιπλέον διαπιστώθηκε βραχυχρόνια σχέση της ανεργίας και του πληθωρισμού.

Οι Shaari et al. (2018) εξέτασαν την ύπαρξη της καμπύλης Phillips σε χώρες υψηλού εισοδήματος για την περίοδο 1990-2014 χρησιμοποιώντας την ανάλυση δεδομένων πάνελ. Ο έλεγχος στασιμότητας με τις μεθόδους LLC, IPS, ADF και PP έδειξαν ότι οι μεταβλητές της ανεργίας και του πληθωρισμού είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές. Στη συνέχεια σύμφωνα με τη μέθοδο FMOLS αποδεικνύεται ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ των μεταβλητών μακροχρόνια. Με την μέθοδο VECM επιβεβαιώνεται ότι υπάρχει αρνητική μακροχρόνια και βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Επομένως όλα τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν την ύπαρξη της καμπύλης Phillips τόσο βραχυπρόθεσμα όσο και μακροπρόθεσμα.

Ο Abugamea (2018) εξέτασε τη σχέση μεταξύ ανεργίας και μεταβλητών του ΑΕΠ, του πληθωρισμού, του εργατικού δυναμικού, του εξωτερικού εμπορίου και των περιορισμών στην μετακίνηση του εργατικού δυναμικού στην Παλαιστίνη κατά τη διάρκεια της περιόδου 1994-2017. Εφαρμόζοντας τη μέθοδο OLS προέκυψε ότι το ΑΕΠ επηρεάζει αρνητικά την ανεργία. Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με την οικονομική θεωρία. Επίσης ο πληθωρισμός, το εργατικό δυναμικό και οι περιορισμοί μετακίνησης του εργατικού δυναμικού επηρεάζουν σημαντικά την ανεργία θετικά. Η θετική σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας δεν συμφωνεί με την θεωρία. Επιπλέον χρησιμοποιώντας τους ελέγχους CUSUM και CUSUMQ έδειξε ότι το μοντέλο είναι δομικά σταθερό σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Επομένως δεν ισχύει η καμπύλη Phillips για την οικονομία της Παλαιστίνης.

Οι Khanssa, Nasser και Mourad (2018) εξέτασαν τη σχέση μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού στο Λίβανο την περίοδο 1993-1994, έχοντας ως σημείο αναφοράς την καμπύλη Phillips. Η συνολοκλήρωση, η αιτιότητα κατά Granger και η μέθοδος VECM χρησιμοποιήθηκαν για να ελέγξουν τόσο τη μακροχρόνια όσο και βραχυχρόνια σχέση. Η έρευνα τους αποκάλυψε ότι υπάρχει μια σταθερή μακροπρόθεσμη αιτιακή σχέση μεταξύ ανεργίας και πληθωρισμού καθ' όλη τη διάρκεια της μελέτης στο Λίβανο, ενώ βραχυχρόνια δεν ισχύει η καμπύλη Phillips. Πιο συγκεκριμένα με τη μέθοδο VECM διαπιστώθηκε ότι η σχέση αυτή είναι μονόδρομη από την ανεργία προς τον πληθωρισμό. Σε άλλο επίπεδο, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι δεν υπάρχει αιτιότητα Granger μεταξύ αυτών των δύο σειρών. Επομένως καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχουν επαρκή αποδεικτικά στοιχεία που να δείχνουν ότι η σχέση καμπύλης Phillips ισχύει για την οικονομία του Λιβάνου.

Οι Victor, Farkas και Jeelson (2018) εξέτασαν την σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας στην οικονομία της Ουγγαρίας χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία από τον Ιανουάριο του 1999 έως τον Οκτώβριο του 2017. Τα αποτελέσματα του ελέγχου

ADF δείχνουν ότι οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις δεύτερες διαφορές. Στη συνέχεια με βάση τους ελέγχους Engle-Granger και Johansen-Juselius οι μεταβλητές της ανεργίας και του πληθωρισμού είναι συνολοκληρωμένες και υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού στην Ουγγαρία. Επίσης σύμφωνα με τη μέθοδο VECM αποδεικνύεται η βραχυχρόνια σχέση μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού στην Ουγγαρία, η οποία είναι πολύ ισχυρή. Τέλος διαπιστώθηκε ότι δεν υπάρχει το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης και της ετεροσκεδαστικότητας.

Οι Idenyi et al. (2017) μελέτησαν τη σχέση μεταξύ ανεργίας και πληθωρισμού στη Νιγηρία από το 1980-2015. Αρχικά σύμφωνα με τους ελέγχους ADF και PP οι μεταβλητές της ανεργίας, του πληθωρισμού, προσφορά χρήματος και συνολικές δημόσιες δαπάνες δεν είναι στάσιμες στα επίπεδα αλλά στις πρώτες διαφορές. Στη συνέχεια με τη μέθοδο του Johansen-Juselius αποδείχθηκε ότι υπάρχει ένα τουλάχιστον συνολοκληρωμένο διάνυσμα, που υποδεικνύει ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας. Επιπλέον με τη μέθοδο VECM επαληθεύεται ότι υπάρχει και βραχυχρόνια σχέση ισορροπίας. Τέλος σύμφωνα με την στατιστική F και τον έλεγχο Durbin-Watson δεν υπάρχει το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης.

Ο Sualihu (2017) εξέτασε τη ύπαρξη της καμπύλης Phillips στη Γκανά. Αρχικά σύμφωνα με τον έλεγχο ADF παρατηρήθηκε ότι οι μεταβλητές του πληθωρισμού, της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι στάσιμες στα επίπεδα, ενώ οι μεταβλητές της ανεργίας και του επιτοκίου είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές. Επειδή οι μεταβλητές δεν είναι όλες στάσιμες στο ίδιο επίπεδο, για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης χρησιμοποίησε τον έλεγχο ARDL. Σύμφωνα με τα ευρήματα υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού, η οποία δεν είναι σημαντική. Επιπλέον ούτε ο πληθωρισμός αιτιάζεται κατά Granger την ανεργία, αλλά ούτε η ανεργία αιτιάζεται κατά Granger τον πληθωρισμό. Τέλος το υπόδειγμα δεν αντιμετωπίζει τα προβλήματα της μη κανονικότητας, της ετεροσκεδαστικότητας και της αυτοσυσχέτισης. Επομένως δεν επιβεβαιώνεται η ύπαρξη της καμπύλης Phillips στη Γκανά ούτε βραχυχρόνια ούτε μακροχρόνια.

Οι Mohseni και Jouzaryan (2016) εξέτασαν το ρόλο του πληθωρισμού και της ανεργίας στην οικονομική ανάπτυξη της οικονομίας του Ιράν, χρησιμοποιώντας δεδομένα για την χρονική περίοδο 1996 έως 2012. Σύμφωνα με τον έλεγχο ADF η μεταβλητή της οικονομικής ανάπτυξης δεν ήταν στατιστικά σημαντική ενώ οι άλλες μεταβλητές ήταν στατιστικά σημαντικές, και μάλιστα μηδενικού βαθμού, $I(0)$. Γι' αυτό το λόγο χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος ARDL για την διερεύνηση μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ του πληθωρισμού, της ανεργίας και της οικονομικής ανάπτυξης στο Ιράν, σύμφωνα με την οποία επιβεβαιώνεται η ύπαρξη μακροχρόνιας αρνητικής σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι μια η αύξηση του πληθωρισμού κατά 1% μείωσε το ακαθάριστο εθνικό προϊόν μέχρι το 0,764% μακροπρόθεσμα. Επιπλέον η αύξηση της ανεργίας κατά 1% μείωσε το ακαθάριστο εθνικό προϊόν στο 2,582%. Επιπλέον χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος ECM, η οποία επιβεβαιώνει την ύπαρξη βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Τέλος οι συντελεστές είναι σταθεροί σύμφωνα με τους ελέγχους CUSUM και CUSUMSQ.

Οι Furuoaka και Munir (2014) μελέτησαν την ύπαρξη της καμπύλης Phillips στην Μαλαισία. Χρησιμοποιήθηκαν ετήσια δεδομένα για τον πληθωρισμό και την ανεργία για την περίοδο 1975-2004, τα οποία εκδόθηκαν από την Εθνική Οικονομική και Αναπτυξιακή Αρχή των Φιλιππίνων, το Τμήμα Στατιστική της Μαλαισίας και την Ασιατική Τράπεζα Ανάπτυξης.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα τους οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες στα επίπεδα τους αλλά στις πρώτες διαφορές. Παρ' όλα αυτά σύμφωνα με τον έλεγχο του Johansen-Juselius επιβεβαίωσαν τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Επιπλέον με βάση τα ευρήματα της μεθόδου VECM αποδεικνύεται η βραχυχρόνια σχέση των μεταβλητών, καθώς σύμφωνα με τον έλεγχο του Wald το ποσοστό ανεργίας φαίνεται να είχε σημαντικό αντίκτυπο στον πληθωρισμό βραχυπρόθεσμα.

Οι Dritsaki και Dritsakis (2013) διερεύνησαν την υπόθεση ύπαρξης της καμπύλης Phillips στην Ελλάδα. Χρησιμοποιήθηκαν ετήσια δεδομένα για την χρονική περίοδο 1980-2010 που εκδόθηκαν από το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο, για να εξεταστεί η σχέση μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας στην Ελλάδα. Στην μελέτη του για την εξέταση της μακροχρόνιας σχέσης για την περίπτωση της Ελλάδας χρησιμοποίησαν τον έλεγχο συνολοκλήρωσης του Johansen (1988) και τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχει μακροχρόνια και αιτιώδης σχέση μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας. Επιπλέον σύμφωνα με τον έλεγχο του Johansen (1988) και χρησιμοποιώντας την διαδικασία της μέγιστης πιθανοφάνειας επιβεβαιώνεται ότι υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών. Αντίθετα σύμφωνα με τον έλεγχο του Wald δεν επιβεβαιώνεται η βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας καθώς η ανεργία δεν προκαλεί αιτιότητα κατά Granger στον πληθωρισμό βραχυπρόθεσμα.

Οι Arlt και Arltova (2013) εξέτασαν την ύπαρξη μακροχρόνιας και βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας στην Τσέχικη Δημοκρατία. Για την ανάλυση τους χρησιμοποίησαν ετήσια δεδομένα από την Τσέχικη Στατιστική Υπηρεσία και από το Υπουργείο Εργασίας και Κοινωνικών Υποθέσεων, για την περίοδο 1995-2012. Σύμφωνα με τον έλεγχο συνολοκλήρωσης Engle-Granger προσδιόρισαν ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της ανεργίας για την χρονική περίοδο 1995-2012. Πιο συγκεκριμένα διαπιστώθηκε ότι υπάρχει ισχυρότερη επίδραση της ανεργίας στο ποσοστό του πληθωρισμού, καθώς η αύξηση της ανεργίας κατά 1% προκαλεί μείωση του πληθωρισμού κατά μέσο όρο 1,57% ενώ η αύξηση του πληθωρισμού κατά 1% προκαλεί μείωση του ποσοστού της ανεργίας κατά μέσο όρο 0,5%.

Οι Karahan, Colak και Bolukbasi (2012) μελέτησαν τη σχέση μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού στην οικονομία της Τουρκίας. Χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα για την χρονική περίοδο 2006-2011, τα οποία εκδόθηκαν από την Τούρκικη Στατιστική Αρχή. Τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης τους αποκαλύπτουν ότι η ανεργία επηρεάζει αρνητικά τον πληθωρισμό βραχυπρόθεσμα, αλλά δεν υπάρχει καμιά αιτιώδης συνάφεια μεταξύ τους μακροπρόθεσμα. Σύμφωνα με την μέθοδο συνολοκλήρωσης ARDL ο συντελεστής της ανεργίας δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Ως εκ τούτου, το ποσοστό ανεργίας δεν επηρεάζει το ρυθμό πληθωρισμού σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα. Στη συνέχεια με βάση τη μέθοδο VECM αποδεικνύεται ότι ο συντελεστής της ανεργίας είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός. Επομένως υπάρχει μόνο βραχυχρόνια σχέση μεταξύ της ανεργίας και του πληθωρισμού και όχι μακροχρόνια.

Ο Nuss (2012) πραγματοποίησε μελέτη για την ύπαρξη της καμπύλης Phillips στην Γερμανία. Χρησιμοποίησε ετήσια δεδομένα για τον πληθωρισμό και την ανεργία για την χρονική περίοδο 1970-2012, τα οποία εκδόθηκαν από τις βάσεις δεδομένων OECD και AMECO αντίστοιχα. Η έρευνα υπογραμμίζει ότι δεν υπάρχει βραχυπρόθεσμη αρνητική σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και του πληθωρισμού ανεργίας αλλά θετική σύμφωνα τα αποτελέσματα της μεθόδου VECM. Από την άλλη πλευρά σύμφωνα με τα αποτελέσματα του ελέγχου Engle-Granger αποδεικνύεται πως υπάρχει μακροχρόνια αρνητική σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών.

Οι Shahbaz, M. et al. (2011) διερεύνησαν την ύπαρξη της καμπύλης Phillips και την σταθερότητα της στη Βόρεια Κύπρο. Χρησιμοποίησαν ετήσια δεδομένα για τον πληθωρισμό και την ανεργία για την χρονική περίοδο 1978-2007 που εκδόθηκαν από τους κοινωνικούς και οικονομικούς δείκτες της Τούρκικης Δημοκρατίας της Βόρειας Κύπρου. Η ύπαρξη της καμπύλης Phillips επιβεβαιώνεται τόσο μακροπρόθεσμα όσο και βραχυπρόθεσμα. Πιο συγκεκριμένα σύμφωνα με την μέθοδο OLS ο συντελεστής της ανεργίας είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Επομένως μια αύξηση της ανεργίας κατά 1% οδηγεί σε αναμενόμενη μείωση του πληθωρισμού κατά 0,75%. Επιπλέον σύμφωνα με τη μέθοδο VECM ο συντελεστής της ανεργίας είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επομένως μια αύξηση της ανεργίας κατά 1% οδηγεί βραχυχρόνια ε αναμενόμενη μείωση του πληθωρισμού περίπου κατά 0,38%.

Συγγραφείς	Έτος	Χώρα	Μέθοδος	Αποτελέσματα
Wulandar, D. et al.	2019	Ινδονησία	ADF, Johansen-Juselius, VECM, Granger Causality	Ο πληθωρισμός προκαλεί την ανεργία βραχυχρόνια και μακροχρόνια ενώ η ανεργία δεν επηρεάζει τον πληθωρισμό ούτε μακροχρόνια ούτε βραχυχρόνια
Stamatiou, P and Dritsaki, C.	2019	Πολωνία	ARDL, Toda και Yamamoto	Η ύπαρξη της καμπύλης Phillips επιβεβαιώνεται μακροπρόθεσμα και βραχυπρόθεσμα.
Atuhere, D.	2019	Ουγκάντα	OLS, ADF, Johansen-Juselius, VECM, Granger Causality	Η καμπύλη Phillips δεν επιβεβαιώνεται ούτε μακροχρόνια ούτε και βραχυχρόνια.
Okara, V.M. και Mutuku, C.M.	2019	Κένυα	ADF, PP, Johansen-Juselius, VECM	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια.
Sahnoun, M. and Abdennadher, C.	2019	Βόρεια Αφρική	ADF, PP, Johansen-Juselius, VECM	Υπάρχει μονόδρομη σχέση από τον πληθωρισμό στην ανεργία τόσο βραχυπρόθεσμα όσο και μακροπρόθεσμα.
Thabani, N. and Chipo, M.	2019	Ζιμπάμπουε	ADF, VECM	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια.
Selvanayagama, S. and Mustafa, A.M.M.	2019	Σρι Λάνκα	Ramsey Reset, Jarque-Bera, ADF, ARDL	Η ανεργία έχει αρνητικό αντίκτυπο στον πληθωρισμό βραχυπρόθεσμα και μακροπρόθεσμα
Hafnati, N. and Syahnur, S.	2018	Ινδονησία	VECM, Granger Causality	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια
Shaari, M.S. et al.	2018	Πάνελ δεδομένων	LLC, IPS, ADF, PP FMOLS, VECM	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια.
Abugamea, G.	2018	Παλαιστίνη	OLS, CUSUM, CUSUMQ	Η καμπύλη Phillips δεν επιβεβαιώνεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια.
Khanssa, M., Nasser, W. and Mourad, A.	2018	Λίβανο	Granger Causality, VECM	Υπάρχει μια σταθερή μακροπρόθεσμη αιτιακή σχέση μεταξύ ανεργίας και

				πληθωρισμού, ενώ βραχυχρόνια δεν ισχύει η καμπύλη Phillips
Victor, V., Farkas, M.F., and Jeelson, F.	2018	Ουγγαρία	ADF, Engle-Granger, Johansen-Juselius, VECM	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια.
Idenyi, O.S. et al.	2017	Νιγηρία	ADF, PP, Johansen-Juselius, VECM, F-statistic, Durbin-Watson test	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια.
Sualihu, B.M.	2017	Γκανά	ADF, ARDL, Granger Causality	Η καμπύλη Phillips δεν επιβεβαιώνεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια.
Mohseni, M. and Jouzaryan, F.	2016	Ιράν	ADF, ARDL, VECM, CUSUM, CUSUMSQ	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια.
Furuoka, F. and Munir, Q.	2014	Μαλαισία	Johansen-Juselius, VECM	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια.
Dritsaki C. and Dritsakis N.	2013	Ελλάδα	Granger Causality, Johansen-Juselius, VECM	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μακροχρόνια αλλά όχι βραχυχρόνια.
Arlt, J. and Arltova, M.	2013	Τσέχικη Δημοκρατία	Engle-Granger	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μακροχρόνια και βραχυχρόνια.
Karahan, O., Colak, O. and Bolukbasi, O.F.	2012	Τουρκία	ARDL, VECM	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μόνο βραχυχρόνια όχι μακροχρόνια.
Nuss, P.	2013	Γερμανία	VECM, Engle-Granger	Η καμπύλη Phillips επιβεβαιώνεται μακροχρόνια αλλά όχι βραχυχρόνια.
Shahbaz, M. et al.	2012	Βόρεια Κύπρος	OLS, VECM	Η ύπαρξη της καμπύλης Phillips επιβεβαιώνεται μακροπρόθεσμα και βραχυπρόθεσμα.

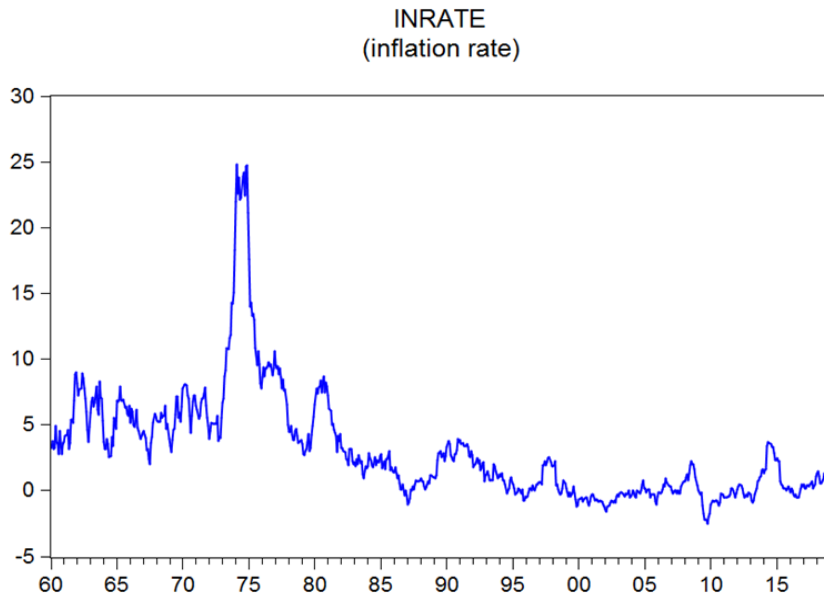
Πίνακας 4.1. Πίνακας Ανασκόπησης Εμπειρικής Βιβλιογραφίας.

Κεφάλαιο 5^ο: Παρουσίαση Δεδομένων

Στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα των μεταβλητών της ανεργίας και του πληθωρισμού της ιαπωνικής οικονομίας, για την χρονική περίοδο 1960-2018. Η ανεργία εκφράζεται ως ποσοστό του συνολικού αριθμού ανέργων προς το συνολικό εργατικό δυναμικό της χώρας. Ο πληθωρισμός εκφράζεται ως η ποσοστιαία μεταβολή του γενικού επιπέδου των τιμών. Τα δεδομένα εκδόθηκαν από την επίσημη ιστοσελίδα Federal Reserve Economic Data, (FRED) (<https://fred.stlouisfed.org/searchresults/?st=unemployment%20japan>) και το Worldwide Inflation Data, (Inflation.eu) (<https://www.inflation.eu/inflation-rates/japan/inflation-japan.aspx>). Σ' αυτό το κεφάλαιο θα εξεταστεί η πορεία της κάθε μεταβλητής μέσω της διαγραμματικής ανάλυσης, η κατανομή τους μέσω των βασικών περιγραφικών στοιχείων και τέλος η συσχέτιση που υπάρχει μεταξύ τους.

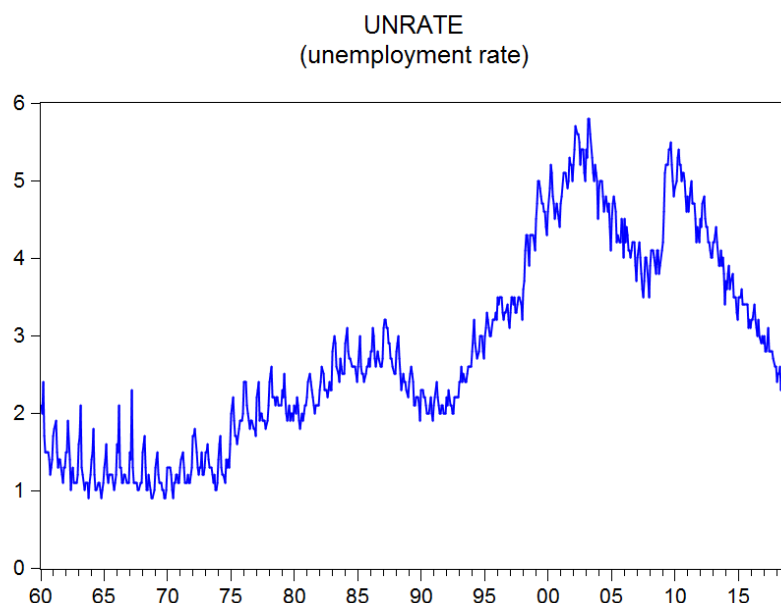
5.1. Διαγραμματική ανάλυση

1. Πληθωρισμός: Η Ιαπωνία γνώρισε μεγάλες διακυμάνσεις στο ποσοστό πληθωρισμού όπως παρατηρείται από το διάγραμμα 5.1. Από το 1960 έως 1972 παρατηρείται ότι ο πληθωρισμός παρά τις αυξομειώσεις της περιόδου εκείνης, διατηρείται σε σταθερά επίπεδα χωρίς κάποια ιδιαίτερη μεταβολή, παίρνοντας τιμές από 3% έως 6%. Από τον επόμενο χρόνο και μέχρι το έτος 1974 ο πληθωρισμός σημειώνει ραγδαία αύξηση, καθώς έφτασε σχεδόν το ποσοστό 24%. Για τον επόμενο ένα χρόνο ο πληθωρισμός διατηρείται σε ιδιαίτερα υψηλά επίπεδα, παρά τις μικρές μεταβολές που πραγματοποιούνται. Σημαντική αλλαγή σημειώνεται από το 1976, διότι αρχίζει σταδιακά να μειώνεται, επιστρέφοντας μέχρι το έτος 1979 στο αρχικό επίπεδο περίπου 3%. Το επόμενο έτος αυξάνεται περίπου μέχρι το ύψος 8%. Στη συνέχεια από το 1981 παρατηρείται ότι αρχίζει να μειώνεται και να λαμβάνει για πρώτη φορά τιμές μικρότερες του 3%. Τέλος αξίζει να σημειωθεί ότι τα έτη 1995, 1999-2005, 2009-2012 και 2016 έλαβε τιμές μικρότερες του μηδέν. Η χαμηλότερη τιμή που έλαβε ήταν το έτος 2009 και ισούταν με το ποσοστό $-1,35\%$.



Διάγραμμα 5.1. Διαχρονική πορεία του πληθωρισμού.

2. Ανεργία: Το ποσοστό ανεργίας στην Ιαπωνία, εμφάνισε μεγάλη μεταβλητότητα κατά την περίοδο 1960-2018, όπως φαίνεται και στο διάγραμμα 5.2. Αρχικά για την δεκαπενταετία 1960 έως 1975 διατηρήθηκε σε ιδιαίτερα χαμηλά επίπεδα, καθώς κυμάνθηκε μεταξύ 1% με 2% του ανθρώπινου δυναμικού της χώρας. Από το έτος 1976 έως τον Μάιο του 1987 παρατηρείται μία αύξηση του ποσοστού ανεργίας λαμβάνοντας το ποσοστό 3,1%, το μεγαλύτερο ποσοστό μέχρι τότε. Στη συνέχεια παρατηρείται μια μικρή πτώση του ποσοστού της ανεργίας της τάξης 1% μέχρι τον Ιούλιο του 1992, με αποτέλεσμα να διαμορφωθεί στη τιμή 2,1%. Τα επόμενα χρόνια, μέχρι τον Απρίλιο του 2003, σημειώθηκε ραγδαία αύξηση της ανεργίας, η μεγαλύτερη μέχρι στιγμής στα χρονικά, καθώς το ποσοστό της ανεργίας έφτασε στο ύψος 5,5% του συνολικού εργατικού δυναμικού. Αντίθετα από κει και πέρα το ποσοστό ανεργίας μειώθηκε μέχρι τον Αύγουστο του 2007 φτάνοντας την τιμή 3,7% και έπειτα ακολούθησε ξανά ανοδική πορεία μέχρι τον Ιούλιο του 2009, όπου έφτασε ξανά στο ύψος 5,5% του συνολικού ιαπωνικού ανθρώπινου δυναμικού. Τέλος μέχρι το έτος που μελετάμε, το 2018, το ποσοστό ανεργίας εμφάνισε συνεχής καθοδική πορεία, καθώς μειώθηκε σχεδόν έως το ποσοστό 3%, με αποτέλεσμα το Δεκέμβριο του 2018 να αντιστοιχεί στο ποσοστό 2,4%.



Διάγραμμα 5.2. Διαχρονική πορεία της ανεργίας.

5.2. Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία

Στη συνέχεια θα εξεταστεί η μορφή και η κεντρική θέση της κατανομής των μεταβλητών του πληθωρισμού και της ανεργίας χρησιμοποιώντας πληροφορίες των περιγραφικών στατιστικών τους.

Ο συντελεστής ασυμμετρίας¹² (coefficient of skewness) είναι ο λόγος της τρίτης ροπής από τον αριθμητικό μέσο προς την τυπική απόκλιση. Υπάρχουν δύο είδη ασυμμετρίας. Όταν ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι θετικός, η κατανομή παρουσιάζει θετική ασυμμετρία (ασύμμετρη δεξιά), σύμφωνα με την οποία οι περισσότερες παρατηρήσεις, η διάμεσος και η μέση τιμή βρίσκονται δεξιά της κορυφής. Όταν ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι αρνητικός, η κατανομή παρουσιάζει αρνητική ασυμμετρία (ασύμμετρη αριστερά), σύμφωνα με την οποία οι περισσότερες παρατηρήσεις, η διάμεσος και η μέση τιμή βρίσκονται αριστερά της κορυφής, ενώ όταν παίρνει τη τιμή μηδέν, η κατανομή παρουσιάζει συμμετρία (Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013).

Επιπρόσθετα σημαντικό στατιστικό μέτρο είναι ο συντελεστής κύρτωσης¹³ (coefficient of kurtosis) της κατανομής των παρατηρήσεων. Ο συντελεστής κύρτωσης είναι ο λόγος της τέταρτης κεντρικής ροπής από τον αριθμητικό προς την τυπική απόκλιση. Η κατανομή που παρουσιάζει μεγάλη συγκέντρωση τιμών γύρω από τον μέσο λέγεται λεπτόκυρτη (leptokurtic) ενώ η κατανομή που παρουσιάζει μικρή συγκέντρωση τιμών γύρω από τον μέσο ονομάζεται πλατύκυρτη (platykurtic). Πιο συγκεκριμένα σύμφωνα

¹² Ο τύπος του συντελεστή ασυμμετρίας είναι $S = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^3}{\sigma^3}$.

¹³ Ο τύπος του συντελεστή κύρτωσης είναι $K = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^4}{\sigma^4}$.

με τον συντελεστή κυρτότητας Pearson, αν η τιμή είναι μεγαλύτερη του 3, η κατανομή παρουσιάζει θετική κύρτωση (λεπτόκυρτη), αν η τιμή είναι μικρότερη του 3, η κατανομή παρουσιάζει αρνητική κύρτωση (πλατύκυρτη), ενώ αν η τιμή είναι ίση με 3, η κατανομή είναι κανονική και χαρακτηρίζεται μεσόκυρτη (mesokurtic) (Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013). Τέλος ιδιαίτερη προσοχή δίνεται αν οι παρατηρήσεις ακολουθούν την κανονική κατανομή σύμφωνα με τον έλεγχο *Jarque – Bera*¹⁴ σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$. Για να διαπιστωθεί αν οι μεταβλητές ακολουθούν την κανονική κατανομή, θα χρησιμοποιηθεί η τιμή του $p - value$ του ελέγχου *Jarque – Bera*. Αν η τιμή του $p - value$ είναι μεγαλύτερη του 5%, δηλαδή $p > 0.005$, οι παρατηρήσεις ακολουθούν την κανονική κατανομή ενώ αν η τιμή του probability είναι μικρότερη του 5%, δηλαδή $p < 0.005$, οι παρατηρήσεις δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.

1. Πληθωρισμός: Θα ξεκινήσουμε με την εξέταση της κατανομής του πληθωρισμού της Ιαπωνίας, έχοντας συνολικά 708 μηνιαίες παρατηρήσεις από το έτος 1960 έως 2018. Στο πίνακα 5.1. παρατηρείται ότι η μέση τιμή του πληθωρισμού είναι 3.084528, ενώ η τυπική απόκλιση, δηλαδή η απόκλιση κάθε τιμής από την μέση τιμή είναι 4.213531. Η μέγιστη τιμή είναι 24.80000 και η ελάχιστη τιμή -2.520000 . Επιπλέον παρατηρούμε πως ο συντελεστής ασυμμετρίας του πληθωρισμού ισούται με $2.292674 > 0$, ο οποίος υποδεικνύει ότι η κατανομή του πληθωρισμού ακολουθεί θετική ή δεξιά ασύμμετρη κατανομή. Ο συντελεστής κυρτότητας του πληθωρισμού είναι $10.61918 > 3$, ο οποίος δηλώνει πως η κατανομή του πληθωρισμού είναι λεπτόκυρτη. Τέλος σύμφωνα με τα δεδομένα ο πληθωρισμός δεν ακολουθεί την κανονική κατανομή καθώς η τιμή του $p - value$ της στατιστικής *Jarque – Bera* είναι $0.000000 < 0.005$.

INRATE

<i>Mean</i>	3.084528
<i>Median</i>	1.990000
<i>Max.</i>	24.80000
<i>Min.</i>	-2.520000
<i>Std. Dev.</i>	4.213531
<i>Skewness</i>	2.292674
<i>Kurtosis</i>	10.61918

¹⁴ Ο τύπος της στατιστική Jarque-Bera είναι: $JB = \frac{n}{6} \left[S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right]$.

<i>Jarque-Bera</i>	2332.782
<i>Obs.</i>	708

Πίνακας 5.1. Περιγραφικά στατιστικά του πληθωρισμού.

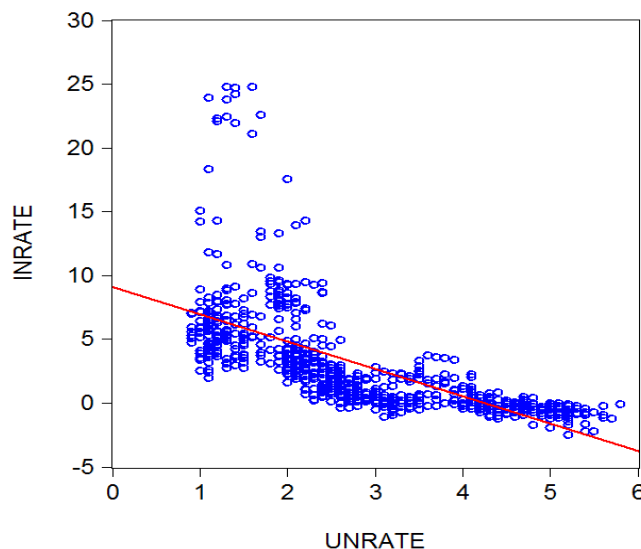
2. Ανεργία: Όσον αφορά τη κατανομή της ανεργίας στην Ιαπωνία έχοντας επίσης συνολικά 708 μηνιαίες παρατηρήσεις από το έτος 1960 έως 2018 από τον πίνακα 5.2. παρατηρείται ότι η μέση τιμή της ανεργίας είναι 2.795056 με μέγιστη τιμή 5.800000 και ελάχιστη τιμή 0.900000, ενώ η τυπική απόκλιση, δηλαδή η απόκλιση κάθε τιμής από την μέση τιμή είναι 1.299588. Επιπλέον παρατηρούμε πως ο συντελεστής ασυμμετρίας του πληθωρισμού ισούται με $0.437211 > 0$, ο οποίος υποδεικνύει πως η κατανομή της ανεργίας ακολουθεί θετική ή δεξιά ασύμμετρη κατανομή. Ο συντελεστής κυρτότητας της ανεργίας είναι $2.082578 < 3$, ο οποίος δηλώνει πως η κατανομή της ανεργίας είναι πλατύκυρτη. Σύμφωνα με τα δεδομένα η ανεργία δεν ακολουθεί την κανονική κατανομή καθώς η τιμή του $p - value$ της στατιστικής *Jarque – Bera* είναι $0.000000 < 0.005$.

<i>UNRATE</i>	
<i>Mean</i>	2.795056
<i>Median</i>	2.500000
<i>Max.</i>	5.800000
<i>Min.</i>	0.900000
<i>Std. Dev.</i>	1.299588
<i>Skewness</i>	0.437211
<i>Kurtosis</i>	2.082578
<i>Jarque-Bera</i>	47.38517
<i>Obs.</i>	708

Πίνακας 5.2. Περιγραφικά στατιστικά της ανεργίας.

5.3. Συσχέτιση των μεταβλητών

Η συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών φανερώνει τον βαθμό της ταυτόχρονης μεταβολής των μεταβλητών ενός απλού γραμμικού υποδείγματος. Έστω δύο μεταβλητές X_t και Y_t , η σχέση μεταξύ τους εξετάζεται με τον συντελεστή συσχέτισης¹⁵, ο οποίος παίρνει τιμές από -1 έως $+1$ (Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013). Σύμφωνα με το παρακάτω διάγραμμα 5.3. παρατηρείται ότι ανάμεσα στην ανεργία και τον πληθωρισμό υπάρχει ασθενής γραμμική αρνητική συσχέτιση. Πιο συγκεκριμένα με βάση τα αποτελέσματα του πίνακα 5.3. όταν η μεταβλητή της ανεργίας βρίσκεται σε χρόνο $t - 1$ και ο πληθωρισμός σε χρόνο t , ο συντελεστής συσχέτισης ισούται με -0.660434 , η οποία τιμή δηλώνει μία μέτρια αρνητική σχέση εξαιτίας του αρνητικού πρόσημου. Επομένως το αποτέλεσμα αυτό είναι πιθανόν μία πρώτη ένδειξη της αρνητικής σχέσης ανάμεσα στην ανεργία και τον πληθωρισμό και της ύπαρξης καμπύλης Phillips στην οικονομία της Ιαπωνίας.



Διάγραμμα 5.3. Συσχέτιση της ανεργίας και του πληθωρισμού.

Correlation between inflation and unemployment

$t - 1$ \ t	INFRATE	UNRATE
INFRATE	1.000000	- 0.660434
UNRATE	- 0.660434	1.000000

Πίνακας 5.3. Συσχέτιση της ανεργίας και του πληθωρισμού.

¹⁵ Ο τύπος του συντελεστή συσχέτισης είναι $r = \frac{Cov(X_t, Y_t)}{\sigma_X \sigma_Y}$.

Κεφάλαιο 6^ο: Εξειδίκευση Υποδείγματος

6.1. Δημιουργία υποδείγματος

Όπως έχει ήδη αναφερθεί ο σκοπός της εργασίας είναι η εμπειρική έρευνα για τον προσδιορισμό της σχέσης ανάμεσα στον πληθωρισμό και στην ανεργία, δηλαδή της ύπαρξης ή όχι της καμπύλης Phillips, χρησιμοποιώντας πραγματικά δεδομένα από την οικονομία της Ιαπωνίας. Αρχικά για να ελεγχθεί μία θεωρία πρέπει να διατυπωθεί η συναρτησιακή σχέση μεταξύ των μεταβλητών και να δημιουργηθεί το κατάλληλο οικονομικό υπόδειγμα (economic model). Έστω ότι έχουμε ένα σύνολο N από ζεύγη παρατηρήσεων (Y_t, X_t) και η σχέση που διέπει τις μεταβλητές είναι γραμμική. Επομένως στα πλαίσια της εργασίας χρησιμοποιείται το γραμμικό υπόδειγμα απλής παλινδρόμησης, η οποία έχει την εξής μορφή:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t \quad (6.1)$$

Το υπόδειγμα (6.1) εκφράζει την σχέση μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής Y_t και της ανεξάρτητης μεταβλητής X_t , όπου $Y_t =$ πληθωρισμός και $X_t =$ ανεργία για $t = 1, 2, \dots, T$. Επιπλέον περιέχει έναν σταθερό όρο β_0 , ο οποίος δείχνει την τιμή της Y_t όταν η μεταβλητή X_t είναι μηδενική και ένα συντελεστή β_1 , ο οποίος δείχνει πόσο η ανεξάρτητη μεταβλητή X_t επηρεάζει την εξαρτημένη Y_t . Αναλυτικότερα η συνάρτηση αυτή είναι προσδιοριστική (deterministic), καθώς σε κάθε ποσοστό ανεργίας αντιστοιχεί ένα ποσοστό πληθωρισμού. Αυτή η σχέση όμως δεν ανταποκρίνεται στην πραγματικότητα, καθώς τα σημεία της ανεργίας και του πληθωρισμού για κάθε χρονική στιγμή t δεν βρίσκονται πάντοτε πάνω σε ευθεία γραμμή όπως ορίζει η θεωρία, με αποτέλεσμα να υπάρχουν ορισμένες αποκλίσεις. Οι αποκλίσεις αυτές πρέπει να λαμβάνονται υπόψη και εκφράζονται με τη χρήση μιας μεταβλητής. Η μεταβλητή αυτή ονομάζεται στοχαστικός όρος (stochastic term) ή διαταρακτικός όρος (disturbance term), καθώς έχει την ιδιότητα να διαταράσσει την προσδιοριστική σχέση μεταξύ των μεταβλητών Y_t και X_t . Επομένως η παραπάνω προσδιοριστική σχέση (6.1) μετατρέπεται σε στοχαστική (οικονομετρική) έχοντας την εξής μορφή:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (6.2)$$

Στη παραπάνω σχέση (6.2) ο στοχαστικός ή διαταρακτικός όρος εκφράζεται με την μεταβλητή u_t και επηρεάζει την εξαρτημένη μεταβλητή Y_t , δηλαδή τον πληθωρισμό. Πιο συγκεκριμένα ο διαταρακτικός όρος u_t αντιπροσωπεύει το σύνολο των ερμηνευτικών μεταβλητών για τις οποίες δεν υπάρχουν διαθέσιμα στοιχεία ή ενδεχομένως έχουν παραληφθεί, οι οποίες όμως έμμεσα επηρεάζουν την ερμηνεία της εξαρτημένης μεταβλητής Y_t .

Από την εξίσωση (6.2) παρατηρείται ότι το υπόδειγμα της απλής γραμμικής παλινδρόμησης περιέχει μόνο μία ερμηνευτική μεταβλητή. Η συμπεριφορά όμως των περισσότερων οικονομικών μεταβλητών προσδιορίζεται από περισσότερες από μία

μεταβλητές. Έστω η μεταβλητή Y_t προσδιορίζεται από ένα σύνολο K ερμηνευτικών μεταβλητών μέσω μιας γραμμικής σχέσης για $t = 1, 2, \dots, T$ έχοντας γενική μορφή:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t_1} + \beta_2 X_{t_2} + \dots + \beta_K X_{t_K} + u_t \quad (6.3)$$

Η εξίσωση (6.3) αποτελεί το γραμμικό υπόδειγμα μιας πολυμεταβλητής παλινδρόμησης, η οποία αποτελεί επέκταση της απλής παλινδρόμησης (5.2) για περισσότερες από μία ερμηνευτικές μεταβλητές (Χρήστου, 2007α; Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013).

6.2. Εκτίμηση υποδείγματος

Μετά τη δημιουργία του υποδείγματος (6.2) που θα χρησιμοποιηθεί στην εργασία, χρησιμοποιώντας πραγματικά δεδομένα για τον πληθωρισμό και την ανεργία με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων¹⁶ (Ordinary Least Squares) εκτιμήθηκε η παρακάτω γραμμική παλινδρόμηση της συνάρτησης του πληθωρισμού σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 5.1, η οποία είναι η εξής:

$$\widehat{INRATE}_t = 9.06947618197 - 2.14126188126 * UNRATE_t \quad (6.4)$$

6.3. Έλεγχος υποδείγματος

Εφόσον έγινε η εκτίμηση του υποδείγματος, ακολουθεί η διαδικασία ελέγχου του υποδείγματος, η οποία είναι μία αρκετά δύσκολη διαδικασία. Για τον έλεγχο του υποδείγματος θα χρησιμοποιηθούν ορισμένα κριτήρια, τα οποία χωρίζονται σε οικονομικά, στατιστικά και οικονομετρικά. Τα οικονομικά κριτήρια αναφέρονται στα πρόσημα των συντελεστών ενός υποδείγματος, ελέγχοντας αν συμφωνούν ή όχι με την οικονομική θεωρία. Επιπλέον τα στατιστικά κριτήρια αναφέρονται στον έλεγχο σημαντικότητας των συντελεστών, του συντελεστή προσδιορισμού και της στατιστικής F . Τέλος τα οικονομετρικά κριτήρια αναφέρονται στους διαγνωστικούς ελέγχους, οι οποίοι εξετάζουν αν εμφανίζεται το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης στον διαταρακτικό όρο u_t .

6.3.1. Οικονομικοί έλεγχοι

Σύμφωνα με τα πρόσημα των συντελεστών της εξίσωσης (6.4) παρατηρείται ότι αν η ανεργία μειωθεί κατά 2,14% τότε ο πληθωρισμός θα αυξηθεί κατά 1%. Επιπλέον αν και δεν έχει κάποιο οικονομικό νόημα στη περίπτωση όπου ο συντελεστής β_1 είναι

¹⁶ Η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων προσδιορίζει τη γραμμή εκείνη από τις άπειρες ενός συνδυασμού (Y_t, X_t) , της οποίας το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων είναι το ελάχιστο. Η συναρτησιακή μορφή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων είναι: $\min \sum_{t=1}^n e_t^2 = \sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2 = \sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_t)^2$ (Χρήστου, 2007α; Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013).

μηδενικός τότε η ανεργία είναι μηδενική, με αποτέλεσμα να υπάρχει θετικός πληθωρισμός, ο οποίος ισούται περίπου με 9,07%. Επομένως διαπιστώνεται ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ των μεταβλητών της ανεργίας και του πληθωρισμού, η οποία είναι σύμφωνη με την οικονομική θεωρία. Επομένως δεν χρειάζεται προς το παρόν μετατροπή των μεταβλητών του υποδείγματος.

6.3.2. Στατιστικοί έλεγχοι

6.3.2.1. Έλεγχος σημαντικότητας των συντελεστών

Στην εργασία απαιτείται να ελέγχουν στατιστικά συγκεκριμένες υποθέσεις για τους συντελεστές β_0 και β_1 . Πιο συγκεκριμένα ο έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας του συντελεστή β_0 ελέγχει αν η γραμμή της παλινδρόμησης διέρχεται από την αρχή των αξόνων και ο έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας του συντελεστή β_1 ελέγχει την ύπαρξη σχέσης ανάμεσα στην εξαρτημένη Y_t και ανεξάρτητη μεταβλητή X_t (Χρήστου, 2007α). Ο έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών β_0 και β_1 του υποδείγματος πραγματοποιείται με τον έλεγχο δύο υποθέσεων, της μηδενικής υπόθεσης H_0 και της εναλλακτικής υπόθεσης H_1 σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$. Επομένως οι υποθέσεις που θα ελεγχθούν για τους συντελεστές β_0 και β_1 είναι:

$H_0: \beta_0 = 0$ και $\beta_1 = 0$ (οι συντελεστές δεν είναι στατιστικά σημαντικοί).

$H_1: \beta_0 \neq 0$ και $\beta_1 \neq 0$ (οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί).

Στην διαδικασία ελέγχου των παραπάνω υποθέσεων υπολογίζεται η στατιστική $t - stat$ ως εξής:

$$t - stat = \frac{\widehat{\beta}_i}{s_{\widehat{\beta}_i}} \quad (6.5)$$

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 3. του παραρτήματος παρατηρείται ότι η τιμή $t - stat$ του συντελεστή β_0 ισούται με 32,11698 και η τιμή του συντελεστή β_1 είναι $-23,37000$. Παρ' όλα αυτά για τον έλεγχο της σημαντικότητας των συντελεστών της παλινδρόμησης θα χρησιμοποιηθεί η τιμή του $p - value$ για κάθε συντελεστή. Παρατηρείται ότι η τιμή του $p - value$ του συντελεστή β_0 και του β_1 είναι μικρότερη από το 0,05, δηλαδή ισχύει $0,0000 < 0,05$ και για τους δύο συντελεστές. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η εναλλακτική H_1 , με αποτέλεσμα οι συντελεστές της παλινδρόμησης β_0 και β_1 είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$.

6.3.2.2. Έλεγχος του συντελεστή προσδιορισμού

Το υπόδειγμα (6.2) προσδιορίζει επιπλέον τη μεταβλητότητα (variation) της μεταβλητής Y_t που οφείλεται σε μεταβολές της μεταβλητής X_t ή σε τυχαίους παράγοντες u_t . Η αναλογία της μεταβλητότητας της εξαρτημένης μεταβλητής Y_t που προσδιορίζεται από την παλινδρόμηση ονομάζεται συντελεστής προσδιορισμού

(coefficient of determination). Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 υπολογίζεται ως εξής:

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{Y}_t - \bar{Y})^2}{\sum(Y_t - \bar{Y})^2} = \frac{\sum \hat{y}^2}{\sum y^2} \quad (6.6)$$

Ο συντελεστής R^2 είναι πάντοτε θετικός και λαμβάνει τιμές από 0 μέχρι 1 δηλαδή ισχύει $0 \leq R^2 \leq 1$ (Χρήστου, 2007α). Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του R^2 , τόσο καλύτερη είναι η προσαρμοστικότητα του υποδείγματος και αντίστροφα¹⁷. Επιπλέον ο R^2 επηρεάζεται από το πλήθος των ανεξάρτητων μεταβλητών με αποτέλεσμα να μην είναι απόλυτα αξιόπιστος, όταν υπάρχουν λίγες παρατηρήσεις στις μεταβλητές (Χρήστου, 2007α; Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 3. του παραρτήματος ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 ισούται με 0,436173. Η τιμή αυτή δηλώνει ότι υπάρχει μέτρια προσαρμοστικότητα του υποδείγματος στα δεδομένα. Αναλυτικότερα η μεταβλητότητα της εξαρτημένης μεταβλητής Y_t ερμηνεύεται κατά 4,36% από την ερμηνευτική μεταβλητή X_t , ενώ το υπόλοιπο 95,64% ερμηνεύεται από τον διαταρακτικό όρο u_t . Πιο συγκεκριμένα το αποτέλεσμα αυτό υποδηλώνει ότι η μεταβλητότητα του πληθωρισμού εξαρτάται κατά 4,36% από την ανεργία και κατά 95,64% από άλλες επιπλέον μεταβλητές, οι οποίες δεν έχουν συμπεριληφθεί στην παραπάνω παλινδρόμηση.

6.3.2.3. Έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας του υποδείγματος

Ο έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας του υποδείγματος εξετάζει αν όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές μπορούν να ερμηνεύσουν την εξαρτημένη μεταβλητή Y_t . Επιπλέον απευθύνεται στο σύνολο των συντελεστών του υποδείγματος, εκτός του σταθερού όρου β_0 . Οι υποθέσεις που εξετάζει είναι η μηδενική υπόθεση H_0 ότι όλοι οι συντελεστές του υποδείγματος είναι ίσοι με το μηδέν και η εναλλακτική υπόθεση H_1 ότι έστω ένας συντελεστής είναι διάφορος του μηδενός, οι οποίες εκφράζονται ως εξής:

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots \beta_i = 0$ (το σύνολο των συντελεστών δεν είναι στατιστικά σημαντικοί).

$H_1: \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \dots, \beta_i \neq 0$ (το σύνολο των συντελεστών είναι στατιστικά σημαντικοί).

Η στατιστική σημαντικότητα όλων των συντελεστών του υποδείγματος ελέγχεται με την στατιστική F^{18} , η οποία υπολογίζεται ως εξής:

$$F = \frac{SSR}{SSE} \frac{n-k}{k-1} \sim F_{(k-1), (n-k)} \quad (6.7)$$

¹⁷ Αξίζει να επισημανθεί ότι χαμηλή ή μηδενική τιμή του συντελεστή προσδιορισμού, δεν δηλώνει απαραίτητα έλλειψη εξαρτήσεως μεταξύ των μεταβλητών (Χρήστου, 2007α).

¹⁸ Wald, A. (1940), "The fitting of straight lines if both variables are subject to error", *Annals of Mathematical Statistics*, 11(3), pp. 284-300.

Όπου $k - 1$ είναι οι βαθμοί ελευθερίας της παλινδρόμησης και $n - k$ είναι οι βαθμοί ελευθερίας καταλοίπων (Χάλκος, 2011). Με βάση τον πίνακα 3. του παρατήματος η τιμή της στατιστικής F ισούται με 546,1567. Για τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών του υποδείγματος σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$, θα χρησιμοποιηθεί η τιμή του $p - value$ της στατιστικής F . Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης προκύπτει ότι η τιμή του $p - value$ μικρότερη του 0,05, δηλαδή ισχύει $0,000000 < 0,05$. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 , δηλώνοντας ότι το σύνολο των συντελεστών της παλινδρόμησης είναι στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$ και υπάρχει ισχυρή γραμμική σχέση μεταξύ της εξαρτημένης και της ερμηνευτικής μεταβλητής.

6.3.3. Διαγνωστικοί έλεγχοι

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι στηρίζονται σε οικονομετρικά κριτήρια και εξετάζουν τη συμπεριφορά και φύση του διαταρακτικού όρου u_t . Στο κλασικό γραμμικό υπόδειγμα (6.2), γίνεται η υπόθεση ότι ο διαταρακτικός όρος u_t αποτελεί μία τυχαία μεταβλητή, η οποία κατανέμεται με μέσο μηδέν, συνδιακύμανση μηδέν και διακύμανση σταθερή. Πιο συγκεκριμένα στο κλασικό γραμμικό υπόδειγμα πρέπει να ισχύει:

- **Μέσος:** $E(u_t) = 0$
- **Συνδιακύμανση:** $Cov(u_t, u_s) = E[(u_t - \mu)(u_s - \mu)] = 0$
- **Διακύμανση:** $Var(u_t) = E[u_t - E(u_t)]^2 = \sigma^2$

Στη πράξη όμως δημιουργούνται προβλήματα σχετικά με τον διαταρακτικό όρο u_t . Συνηθέστερα είναι τα προβλήματα που προκύπτουν όταν ο διαταρακτικός όρος u_t δεν είναι ομοσκεδαστικός και όταν οι διάφορες τιμές του διαταρακτικού όρου u_t συσχετίζονται. Το πρώτο πρόβλημα αναφέρεται στο φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας (heteroskedasticity) του διαταρακτικού όρου u_t και εμφανίζεται όταν η διακύμανση του διαταρακτικού όρου u_t δεν είναι σταθερή, δηλαδή ισχύει $Var(u_t) \neq \sigma_t^2$ για $t = 1, 2, \dots, T$. Το δεύτερο πρόβλημα αναφέρεται στο φαινόμενο της αυτοσυσχέτισης (autocorrelation) του διαταρακτικού όρου u_t και εμφανίζεται όταν η συνδιακύμανση του διαταρακτικού όρου u_t δεν είναι μηδέν, δηλαδή ισχύει $Cov(u_t, u_s) \neq 0$ για $t = 1, 2, \dots, T$. Αυτά τα προβλήματα θα ελεγχθούν παρακάτω χρησιμοποιώντας τους διαγνωστικούς ελέγχους (Χρήστου, 2007α).

6.3.3.1. Έλεγχος κανονικότητας του διαταρακτικού όρου

Η κανονικότητα (normality) του διαταρακτικού όρου u_t ενός γραμμικού υποδείγματος δεν ελέγχεται τόσο συχνά, παρ' όλο που αποτελεί βασική προϋπόθεση για την οικονομετρική ανάλυση. Πιο συγκεκριμένα μία από τις υποθέσεις των γραμμικών υποδειγμάτων είναι ότι ο διαταρακτικός όρος u_t ακολουθεί την κανονική κατανομή με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση, δηλαδή ισχύει $u_t \sim N(0, \sigma^2)$. «Αν ο διαταρακτικός όρος χαρακτηρίζεται από έντονη μη κανονικότητα (non-normality) τότε η εφαρμογή των διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων για την ανίχνευση κυρίως της

αυτοσυσχέτισης και της ετεροσκεδαστικότητας χαρακτηρίζονται από αναξιοπιστία και στατιστική ανεπάρκεια» (Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013). Ο έλεγχος της κανονικότητας των καταλοίπων του γραμμικού υποδείγματος θα γίνει σύμφωνα με το κριτήριο των *Jarque – Bera*¹⁹. «Ο έλεγχος των *Jarque – Bera* βασίζεται στα κατάλοιπα που προκύπτουν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων» (Χρήστου, 2007α). Ο έλεγχος *Jarque – Bera* εξετάζει τις υποθέσεις:

H_0 : τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά (ακολουθούν την κανονική κατανομή).

H_1 : τα κατάλοιπα δεν κατανέμονται κανονικά (δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή).

Για τον έλεγχο της κανονικότητας του διαταρακτικού όρου u_t χρησιμοποιείται η στατιστική *JB*, η οποία υπολογίζεται ως εξής:

$$JB = \frac{n}{6} \left[S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right] \quad (6.8)$$

Σύμφωνα με τον πίνακα 4. του παραρτήματος η τιμή της στατιστικής *JB* ισούται με 6608,225. Για τον έλεγχο της κανονικότητας των καταλοίπων του υποδείγματος σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$ θα χρησιμοποιηθεί η τιμή του *p – value* της στατιστικής *JB*. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα παρατηρείται ότι η τιμή του *p – value* είναι μικρότερη του 0,05, δηλαδή ισχύει $0,000000 < 0,05$. Επομένως διαπιστώνεται ότι η μηδενική υπόθεση H_0 απορρίπτεται και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 , με αποτέλεσμα τα κατάλοιπα u_t της παλινδρόμησης να μην ακολουθούν την κανονική κατανομή.

6.3.3.2. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης

Το φαινόμενο της αυτοσυσχέτισης (autocorrelation) είναι αρκετά συνηθισμένο όταν χρησιμοποιούνται χρονοσειρές και αναφέρεται ουσιαστικά στη συσχέτιση των διάφορων τιμών του διαταρακτικού όρου u_t . Απαραίτητη προϋπόθεση των γραμμικών υποδειγμάτων, όπως αυτό που εξετάζεται στην παρούσα εργασία, είναι ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των διάφορων τιμών του διαταρακτικού όρου u_t , δηλαδή για δύο διαφορετικές τιμές του διαταρακτικού όρου u_t για τις χρονικές στιγμές t και s , η συνδιακύμανση τους είναι μηδέν, δηλαδή ισχύει $Cov(u_t, u_s) = 0$, για $t \neq s$. Αντίθετα αν δεν ισχύει αυτή η υπόθεση, τότε ο διαταρακτικός όρος της περιόδου t συσχετίζεται θετικά ή αρνητικά με το διαταρακτικό όρο μιας άλλης χρονικής περιόδου s και ισχύει $Cov(u_t, u_s) \neq 0$ για $t \neq s$, δηλαδή για δύο διαφορετικές παρατηρήσεις του διαταρακτικού όρου η συνδιακύμανση τους δεν είναι μηδέν. Πιο συγκεκριμένα η επίδραση των μεταβλητών που δεν έχουν συμπεριληφθεί στο υπόδειγμα μπορεί να μην έχει εξαντληθεί στη τρέχουσα χρονική στιγμή, αλλά να διαχέεται και σε μελλοντικές

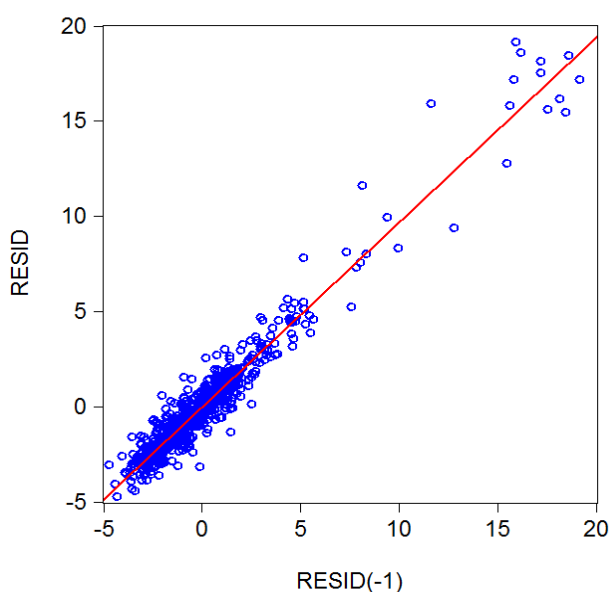
¹⁹ Jarque, C.M. and Bera, A.K. (1987), “A test for normality of observations and regression residuals”, *International Statistical Review*, 55(2), pp. 163-172.

χρονικές στιγμές, με αποτέλεσμα οι διαδοχικές τιμές του διαταρακτικού όρου u_t να συσχετίζονται (Χρήστου, 2007α; Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013).

Η αυτοσυσχέτιση μπορεί να διαγνωστεί με δύο τρόπους, μέσω του διαγράμματος διασποράς των καταλοίπων και μέσω ελέγχων αυτοσυσχέτισης βασιζόμενοι στα κατάλοιπα, που προκύπτουν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων²⁰. Στην εργασία θα χρησιμοποιηθούν ο έλεγχος των *Durbin – Watson*, ο οποίος εξετάζει την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης α' τάξης και ο έλεγχος των *Breusch – Godfrey*, ο οποίος εξετάζει την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεγαλύτερης τάξης σ' ένα υπόδειγμα.

6.3.3.2.1. Γραφικός έλεγχος

Ως πρώτο βήμα για τον έλεγχο ύπαρξης αυτοσυσχέτισης θα μελετηθεί το διάγραμμα διασποράς των καταλοίπων \hat{u}_t και \hat{u}_{t-1} . Σύμφωνα με το διάγραμμα 6.1. παρατηρείται ότι οι περισσότερες παρατηρήσεις συγκεντρώνονται κυρίως στο πρώτο τεταρτημόριο και στο τρίτο τεταρτημόριο. Αυτή η μορφή συγκέντρωσης των παρατηρήσεων είναι ένδειξη ότι υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.



Διάγραμμα 6.1. Αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.

²⁰ Γενικά στον έλεγχο αυτοσυσχέτισης εξετάζονται οι εξής υποθέσεις (Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013):

$H_0: Cov(u_t, u_s) = 0$, για $t \neq s$ (δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα).

$H_1: Cov(u_t, u_s) \neq 0$, για $t \neq s$ (υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα).

6.3.3.2. Έλεγχος Durbin – Watson

Ο έλεγχος αυτοσυσχέτισης με το κριτήριο των *Durbin – Watson*²¹ εξετάζει την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μόνο α' τάξης στα κατάλοιπα μιας παλινδρόμησης, $AR(1)$. Επιπλέον για να εφαρμοστεί ο έλεγχος των *Durbin – Watson* δεν πρέπει να εμπεριέχονται τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής Y_t με χρονικές υστερήσεις στις ερμηνευτικές μεταβλητές. Η στατιστική DW ή στατιστική d χρησιμοποιεί τα εκτιμημένα κατάλοιπα μιας παλινδρόμησης και υπολογίζεται ως εξής:

$$DW = d = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2} \cong 2(1 - \hat{\rho}) \quad (6.9)$$

Η στατιστική d παίρνει τιμές από 0 έως 4, δηλαδή ισχύει $0 \leq d \leq 4$ και η εκτίμηση $\hat{\rho}$ ²² παίρνει τιμές από -1 έως 1, δηλαδή ισχύει $-1 \leq \hat{\rho} \leq 1$. Ειδικότερα όταν:

- $\hat{\rho} = 0$ τότε $d = 2$, επομένως δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση α' τάξης στα κατάλοιπα.
- $\hat{\rho} = 1$ τότε $d = 0$, επομένως υπάρχει τέλεια θετική αυτοσυσχέτιση α' τάξης στα κατάλοιπα.
- $\hat{\rho} = -1$ τότε $d = 4$, επομένως υπάρχει τέλεια αρνητική αυτοσυσχέτιση α' τάξης στα κατάλοιπα.

Οι υποθέσεις για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης σύμφωνα με τον έλεγχο των *Durbin – Watson* είναι οι εξής:

$H_0: \hat{\rho} = 0$ ή $d = 2$ (δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, $Cov(u_t, u_s) = 0$).

$H_1: \hat{\rho} > 0$ ή $d < 2$ (υπάρχει αυτοσυσχέτιση α' τάξης στα κατάλοιπα, $AR(1)$).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 3. η τιμή της στατιστικής DW ισούται με 0,061418. Η στατιστική τιμή DW βρίσκεται ανάμεσα στις τιμές 0 και 2, δηλαδή ισχύει $0 < 0,061418 < 2$. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 , με αποτέλεσμα να υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση α' τάξης στα κατάλοιπα. Αυτό σημαίνει ότι οι τιμές του τυχαίου όρου δεν είναι ανεξάρτητες αλλά ότι τη χρονική περίοδο t συσχετίζονται με τις τιμές του σε οποιαδήποτε άλλη χρονική περίοδο $t - n$ για $t = 1, 2, \dots, T$. Επομένως έχουμε αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα πρώτου βαθμού, το οποίο συμβολίζεται με $AR(1)$.

²¹ Durbin, J. and Watson, G.S. (1950), "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I", *Biometrika*, 37(3/4), pp. 409-428.

Durbin, J. and Watson, G.S. (1951), "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II", *Biometrika*, 38(1/2), pp. 159-177.

²² $\hat{\rho}$: είναι η εκτίμηση του συντελεστή αυτοσυσχέτισης, ο οποίος υπολογίστηκε από τα κατάλοιπα που προέκυψαν με την μέθοδο *OLS*.

6.3.3.2.3. Έλεγχος *Breusch – Godfrey*

Εξαιτίας του περιορισμού του ελέγχου των *Durbin – Watson* για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης μόνο α' τάξης, μπορεί να ελεγχθεί η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεγαλύτερης τάξης στα κατάλοιπα και με άλλους ελέγχους χρησιμοποιώντας την κατανομή X^2 ²³ και F ²⁴. Στην εργασία θα χρησιμοποιηθεί ο έλεγχος των *Breusch – Godfrey*²⁵. Αρχικά σύμφωνα με τον έλεγχο των *Breusch – Godfrey* από μία παλινδρόμηση όπως η εξίσωση (6.3) γίνεται εκτίμηση των καταλοίπων \hat{u}_t . Στη συνέχεια εκτιμάται η βοηθητική παλινδρόμηση των καταλοίπων \hat{u}_t , όπου η μεταβλητή \hat{u}_t είναι η εξαρτημένη μεταβλητή και ανεξάρτητες μεταβλητές είναι η X_t και η \hat{u}_t με χρονικές υστερήσεις (Χρήστου, 2007α; Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013). Η βοηθητική παλινδρόμηση έχει την εξής μορφή:

$$\hat{u}_t = \gamma_0 + \gamma_1 X_{1t} + \gamma_2 X_{2t} + \dots + \gamma_K X_{Kt} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \rho_n \hat{u}_{t-n} + \varepsilon_t \quad (6.10)$$

Η στατιστική του ελέγχου των *Breusch – Godfrey* συμβολίζεται ως BG και ακολουθεί την κατανομή X^2 με p βαθμούς ελευθερίας και υπολογίζεται ως εξής:

$$BG = (T - p)R^2 \sim X^2 \quad (6.11)$$

Οι υποθέσεις για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεγαλύτερης τάξης σύμφωνα με τον έλεγχο των *Breusch – Godfrey* είναι οι εξής:

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_n = 0$ (δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα).

$H_1: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_n \neq 0$ (υπάρχει αυτοσυσχέτιση n τάξης στα κατάλοιπα).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των πινάκων 5., 6., 7 του παραρτήματος παρατηρείται ότι ο έλεγχος για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης α', β' και γ' τάξης αντίστοιχα που πραγματοποιείται με την στατιστική BG ακολουθεί την κατανομή X^2 και με την στατιστική F του *Wald*. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα και των δύο ελέγχων η τιμή του $p - value$ είναι μικρότερο από το 0,05, δηλαδή ισχύει $0,000000 < 0,05$. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 , δηλαδή υπάρχει αυτοσυσχέτιση έως γ' τάξης. Αυτό δηλώνει ότι προς το παρόν έχουμε αυτοπαλινδρόμο υπόδειγμα πρώτου, δεύτερου και τρίτου βαθμού, το οποίο συμβολίζεται ως $AR(1)$, $AR(2)$ και $AR(3)$ αντίστοιχα. Γι' αυτό το λόγο πρέπει να

²³ Η κατανομή X^2 ορίζεται για ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές X_1, X_2, \dots, X_n , οι οποίες κατανέμονται κανονικά με μέσο μ και διακύμανση 1, ισχύει δηλαδή $X_i \sim N(0,1)$ (Χάλκος, 2011).

²⁴ Η $F - κατανομή$ ή *Fisher κατανομή* είναι μία κατανομή πιθανότητας μίας σταθερής τυχαίας μεταβλητής που είναι ίση με το πηλίκο δύο κατανομημένων τυχαίων μεταβλητών S_n και S_m με βαθμούς ελευθερίας ν_1 και ν_2 και συμβολίζεται με $S \sim F_{\nu_1, \nu_2}$ (Χάλκος, 2011).

²⁵ Breusch, T.S. (1978), "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models", *Australian Economic Papers*, 17(31), pp.334-355.

Godfrey, L. (1978), "Testing against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables", *Econometrica*, 46(6), pp.1293-1301.

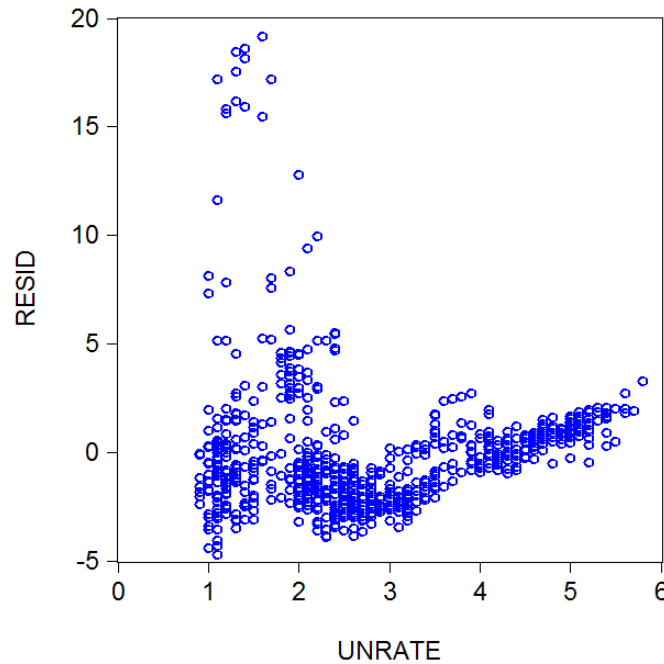
συνεχιστούν οι έλεγχοι μέχρι να γίνει δεκτή η μηδενική υπόθεση H_0 ώστε να μην υπάρχει το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης.

6.3.3.3. Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας αναφέρεται στα κατάλοιπα u_t μιας παλινδρόμησης. Όπως έχουμε ήδη αναφέρει απαραίτητη προϋπόθεση των απλών και πολλαπλών γραμμικών υποδειγμάτων, όπως αυτό που εξετάζεται στην παρούσα εργασία, είναι ότι η διακύμανση του διαταρακτικού όρου u_t είναι σταθερή, δηλαδή ισχύει $Var(u_t) = \sigma^2$, για $t = 1, 2, \dots, T$. Σε αυτή την περίπτωση το υπόδειγμα χαρακτηρίζεται από ομοσκεδαστικότητα, καθώς «η διασπορά των τιμών του διαταρακτικού όρου u_t γύρω από τον μέσο δεν εξαρτάται από τις τιμές της ερμηνευτικής μεταβλητής X » (Χρήστου, 2007α). Αντίθετα όταν παραβιάζεται η παραπάνω υπόθεση υπάρχει το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα u_t . Η ανίχνευση του προβλήματος της ετεροσκεδαστικότητας γίνεται επίσης με δύο τρόπους, μέσω του διαγράμματος διασποράς και μέσω ελέγχων. Στη παρούσα εργασία χρησιμοποιείται ο έλεγχος του *White*.

6.3.3.3.1. Γραφικός έλεγχος

Σύμφωνα με το παρακάτω διάγραμμα 6.2. παρατηρείται ότι υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα u_t . Το διάγραμμα της διασποράς των καταλοίπων u_t και της εξαρτημένης μεταβλητής X δείχνει ότι όσο μικρότερη είναι η ανεργία τόσο μεγαλύτερες είναι οι διαφορές του επιπέδου των καταλοίπων. Αντίθετα όσο αυξάνεται η ανεργία τόσο συρρικνώνονται οι διαφορές στο επίπεδο των καταλοίπων. Επομένως η συνδιακύμανση του διαταρακτικού όρου u_t είναι φθίνουσα συνάρτηση της ανεργίας.



Διάγραμμα 6.2. Ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων.

6.3.3.3.2. Έλεγχος *White*

Ο έλεγχος του *White*²⁶ αποτελεί έναν γενικό έλεγχο, καθώς δεν απαιτεί τα κατάλοιπα u_t να ακολουθούν την κανονική κατανομή. Έχοντας δύο ερμηνευτικές μεταβλητές σε ένα κλασικό υπόδειγμα γραμμικής παλινδρόμησης της μορφής:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + u_t \quad (6.12)$$

παίρνουμε τα κατάλοιπα u_t , που προέκυψαν με τη μέθοδο *OLS* από το υπόδειγμα για να εκτιμηθεί η βοηθητική παλινδρόμηση:

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \alpha_3 X_{1t}^2 + \alpha_4 X_{2t}^2 + \alpha_5 X_{1t} X_{2t} + \varepsilon_t \quad (6.13)$$

Από την παραπάνω εξίσωση υπολογίζεται ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 , στον οποίο στηρίζεται ο έλεγχος του *White*. Ο έλεγχος του *White* χρησιμοποιεί τη στατιστική W , η οποία υπολογίζεται ως εξής:

$$W = nR^2 \sim \chi^2(\nu) \quad (6.14)$$

Ο έλεγχος του *White* εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

²⁶ White, H. (1980), "Heteroskedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test of heteroskedasticity", *Econometrica*, 48(4), pp.817-830.

²⁷ ν = βαθμοί ελευθερίας (ο αριθμός των ερμηνευτικών μεταβλητών στην βοηθητική παλινδρόμηση).

$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$ (δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα u_t).

$H_1: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 \neq 0$ (υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα u_t).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 8. του παραρτήματος παρατηρείται ότι ο έλεγχος του *White* ακολουθεί την κανονική κατανομή με $\nu = 2$ βαθμούς ελευθερίας, καθώς υπάρχουν δύο ερμηνευτικές μεταβλητές, η *UNRATE* και *UNRATE*² και η τιμή του *F – statistic* ισούται με 355,0649. Για τον έλεγχο θα χρησιμοποιηθεί η τιμή του *p – value* της στατιστικής *F*. Η τιμή του *p – value* της στατιστικής *F* είναι μικρότερη του 0,005, δηλαδή ισχύει $0,0000 < 0,05$. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 , με αποτέλεσμα να υπάρχει το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας στον καινοτομικό όρο της παλινδρόμησης.

6.3.4. Έλεγχος σφάλματος εξειδίκευσης

Η εξειδίκευση ενός υποδείγματος αποτελεί την πιο δύσκολη διαδικασία στην οικονομετρική ανάλυση, καθώς αφορά τη σωστή διατύπωση της εξίσωσης της παλινδρόμησης και των σχετικών υποθέσεων για τις ερμηνευτικές μεταβλητές X_t και τον καινοτομικό όρο u_t . Για να είναι το υπόδειγμα ορθά διατυπωμένο, πρέπει να αντικατοπτρίζει την πραγματικότητα. Αυτό όμως δεν συμβαίνει συνήθως, διότι η ίδια θεωρία με βάση την οποία δημιουργήθηκε το υπόδειγμα παρουσιάζει αδυναμίες ή ελλείψεις απαραίτητων ερμηνευτικών μεταβλητών για την εκτίμηση και τον έλεγχο του υποδείγματος. Σ' αυτήν την περίπτωση προκαλούνται σφάλματα από την λανθασμένη διατύπωση του υποδείγματος, που αναφέρονται ως σφάλματα εξειδίκευσης (*specification errors*). Για τον έλεγχο ύπαρξης σφάλματος εξειδίκευσης θα χρησιμοποιηθεί ο έλεγχος *Ramsey Reset* (Χρήστου, 2007α).

6.3.4.1. Έλεγχος *Ramsey – Reset*

Ο έλεγχος *RESET*²⁸ (*Regression Specification Error Test*) εξετάζει από μαθηματική σκοπιά αν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών και του καινοτομικού όρου και αν έχουν συμπεριληφθεί στο υπόδειγμα οι σημαντικότερες ερμηνευτικές μεταβλητές. Για την πραγματοποίηση του ελέγχου με την μέθοδο OLS εκτιμάται το υπόδειγμα:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + u_t \quad (6.15)$$

Από το παραπάνω υπόδειγμα (6.15) αποθηκεύονται οι εκτιμήσεις της μεταβλητής Y_t και η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού R_1^2 . Οι εκτιμημένες τιμές της Y_t

²⁸ Ramsey, J.B. (1969), "Test for specification errors in classical linear least squares regression analysis", *Journal of the Royal Statistical Society*, 31, pp. 350-371.

προσθέτονται ως ερμηνευτικές μεταβλητές στο υπόδειγμα (6.15) με την μορφή δυνάμεων \hat{Y}_t^2 και \hat{Y}_t^3 και με την μέθοδο OLS εκτιμάται το νέο υπόδειγμα:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 \hat{Y}_t^2 + \beta_4 \hat{Y}_t^3 + \varepsilon_t \quad (6.16)$$

Από το υπόδειγμα (6.16) αποθηκεύεται επίσης η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού R_2^2 . Οι συντελεστές προσδιορισμού R_1^2 και R_2^2 είναι απαραίτητοι για τον υπολογισμό της στατιστικής του ελέγχου *RESET*. Ο έλεγχος *RESET* χρησιμοποιεί την στατιστική F , η οποία υπολογίζεται ως εξής:

$$F = \frac{\frac{(R_2^2 - R_1^2)}{H}}{\frac{(1 - R_2^2)}{n - (k+1) - H}} \quad (6.17)$$

Ο έλεγχος *RESET* εξετάζει τις εξής υποθέσεις (Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013):

H_0 : Σωστή εξειδίκευση του υποδείγματος.

H_1 : Λανθασμένη εξειδίκευση του υποδείγματος.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 9. του παραρτήματος παρατηρείται ότι στο υπόδειγμα έχουν συμπεριληφθεί οι εκτιμήσεις της ερμηνευτικής μεταβλητής στην δεύτερη δύναμη, επομένως $\nu = 2$ βαθμούς ελευθερίας όσες οι εκτιμημένες τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής. Η στατιστική F ισούται με 25,97763, όμως για τον έλεγχο θα χρησιμοποιηθεί η τιμή του $p - value$ της στατιστικής F . Η τιμή του $p - value$ της στατιστικής F είναι μικρότερη του 0,005, δηλαδή ισχύει $0,0000 < 0,05$. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 , με αποτέλεσμα να υπάρχει λανθασμένη εξειδίκευση του υπόδειγμα που εξετάζεται.

6.3.5. Έλεγχος υποδειγμάτων *ARCH*

Υπάρχουν περιπτώσεις όπου το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας εμφανίζεται και σε διαχρονικά στοιχεία, όχι μόνο σε διαστρωματικά. Σ' αυτές τις περιπτώσεις η διακύμανση του καινοτομικού όρου δεν είναι σταθερή διαχρονικά, αλλά μεταβάλλεται διαχρονικά. «Η μεταβολή αυτή σχετίζεται με το πόσο ευμετάβλητος (*volatile*) ήταν ο διαταρακτικός όρος στο πρόσφατο παρελθόν» (Χρήστου, 2007β). Αυτό δηλώνει ότι ο καινοτομικός όρος είναι ετεροσκεδαστικός δεδομένης της τιμής του στις προηγούμενες περιόδους ή αλλιώς οι διακυμάνσεις των καταλοίπων εμφανίζουν ένα είδος «ετεροσκεδαστικότητας υπό συνθήκη». Τέλος τα υποδείγματα που προκύπτουν σ' αυτές τις περιπτώσεις ονομάζονται Υποδείγματα Αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκη Ετεροσκεδαστικότητας (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) ή υποδείγματα *ARCH* (Χρήστου, 2007β; Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013). Παρακάτω

²⁹όπου H είναι ο αριθμός των εκτιμήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής Y_t που εμπεριέχονται στην εξίσωση (5.14) σε δεύτερη και τρίτη δύναμη ως ερμηνευτικές μεταβλητές.

ακολουθεί ο έλεγχος για την ύπαρξη υποδειγμάτων *ARCH*. Το υπόδειγμα *ARCH* προτάθηκε από τον Engle (1982)³⁰. Έστω ότι από το υπόδειγμα (6.2) υποθέτουμε ότι η διακύμανση του διαταρακτικού όρου εξαρτάται μόνο από τις τιμές του διαταρακτικού όρου της προηγούμενης περιόδου. Η υπόθεση για την διακύμανση του διαταρακτικού όρου διατυπώνεται είναι η εξής:

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 \quad (6.18)$$

Στην εξίσωση (6.18) η διακύμανση σ_t^2 του διαταρακτικού όρου u_t εξαρτάται από μία σταθερά a_0 και από το τετράγωνο της τιμής του διαταρακτικού όρου της προηγούμενης περιόδου. Αναλυτικότερα η εξίσωση (6.18) εκφράζει την «υπό συνθήκη διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεδομένης της τιμής του στην προηγούμενη περίοδο» (Χρήστου, 2007β) και αποτελεί το υπόδειγμα *ARCH*(1). Η γενική μορφή ενός υπό συνθήκη διακύμανσης υποδείγματος *ARCH*(p) είναι:

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + a_2 u_{t-2}^2 + \dots + a_p u_{t-p}^2 \quad (6.19)$$

Ο έλεγχος για την ύπαρξη υποδείγματος *ARCH* βασίζεται στην διαδικασία των πολλαπλασιαστών του Lagrange. Έστω ότι χρησιμοποιείται το υπόδειγμα (6.2) από το οποίο αποθηκεύονται τα κατάλοιπα u_t και εκτιμάται η παρακάτω παλινδρόμηση:

$$u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 + e_t \quad (6.20)$$

Από το υπόδειγμα (6.20) αποθηκεύεται ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 , ο οποίος θα χρησιμοποιηθεί για το υπολογισμό της στατιστικής του Engle. Η στατιστική του Engle ακολουθεί την κατανομή X^2 και υπολογίζεται ως εξής:

$$(T - p)R^2 \sim X^2(p) \quad (6.21)$$

Οι υποθέσεις του ελέγχου για την ύπαρξη υποδείγματος *ARCH* είναι οι εξής (Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013):

$$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0 \text{ (δεν υπάρχει υπόδειγμα } ARCH(p)\text{)}.$$

$$H_1: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p \neq 0 \text{ (υπάρχει υπόδειγμα } ARCH(p)\text{)}.$$

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 10. και 11. του παραρτήματος παρατηρείται ότι τόσο ο έλεγχος της στατιστικής του Engle, που ακολουθεί την κατανομή X^2 όσο και της στατιστικής F του Wald έχουν χαμηλές τιμές $p - value$. Πιο συγκεκριμένα η τιμή του $p - value$ και στους δύο ελέγχους είναι μικρότερη του 0,05, δηλαδή ισχύει $0,0000 < 0,05$. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 , με αποτέλεσμα να υπάρχει υπόδειγμα *ARCH*, της μορφής *ARCH*(1). Επιπλέον με βάση τον πίνακα 5.9. του παραρτήματος διαπιστώνεται ακριβώς το ίδιο συμπέρασμα με παραπάνω. Επομένως υπάρχει επιπλέον υπόδειγμα *ARCH*(2).

³⁰ Engle, R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50(4), pp. 987-1007.

Αν συνεχίστουν οι έλεγχοι θα διαπιστωθεί πως υπάρχει υπόδειγμα ARCH ακόμα μεγαλύτερης τάξης.

6.3.6. Έλεγχος σταθερότητας των συντελεστών της παλινδρόμησης

Η σταθερότητα των συντελεστών ενός εκτιμημένου υποδείγματος είναι αναγκαίος, καθώς είναι απαραίτητη προϋπόθεση για την εξαγωγή ικανοποιητικών προβλέψεων. Επομένως οι συντελεστές του υποδείγματος πρέπει να παραμένουν διαχρονικά σταθεροί και να μην μεταβάλλονται, ώστε να δίνουν ικανοποιητικές προβλέψεις. Ο έλεγχος σταθερότητας των συντελεστών ή ο έλεγχος διαρθρωτικών μεταβολών (structural breaks) μπορεί να γίνει είτε εάν είναι εκ των προτέρων γνωστό είτε όχι το χρονικό σημείο που έχει επέλθει η διαρθρωτική μεταβολή (Χρήστου, 2007α). Στην παρούσα εργασία θα εξεταστούν και οι δύο περιπτώσεις διαρθρωτικής μεταβολής. Στη περίπτωση που είναι γνωστό πότε συνέβη η διαρθρωτική μεταβολή χρησιμοποιείται ο έλεγχος του Chow και στη περίπτωση που δεν είναι γνωστό πότε συνέβη η διαρθρωτική μεταβολή χρησιμοποιούνται οι έλεγχοι *Cosum* και *Cosumsq*.

6.3.6.1. Έλεγχος του Chow

Έστω ότι χρησιμοποιείται το υπόδειγμα (6.2) για να ελεγχθεί η σταθερότητα των συντελεστών σε δύο διαφορετικά δείγματα παρατηρήσεων των ίδιων μεταβλητών. Έστω επίσης ότι τη χρονική στιγμή T_B έχει επέλθει μία διαρθρωτική μεταβολή, η οποία χωρίζει την συνολική περίοδο T σε δύο υποπερίοδους, την T_1 και την T_2 . Επομένως πρέπει να ελεγχθεί ότι οι συντελεστές της περιόδου T_1 δεν διαφέρουν από τους συντελεστές της περιόδου T_2 , χρησιμοποιώντας τα παρακάτω γραμμικά υποδείγματα:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t_1} + \alpha_2 X_{t_2} + \dots + \alpha_K X_{t_K} + u_t, \quad \text{για την περίοδο } T_1 \quad (6.22)$$

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 X_{t_1} + \gamma_2 X_{t_2} + \dots + \gamma_K X_{t_K} + u_t, \quad \text{για την περίοδο } T_2 \quad (6.23)$$

Ο έλεγχος χρησιμοποιεί την F κατανομή και υπολογίζει την στατιστική:

$$F = \frac{[SSE_T - (SSE_{T_1} + SSE_{T_2})] / (K+1)}{(SSE_{T_1} + SSE_{T_2}) / (T_1 + T_2 - 2K - 2)} \quad (6.24)$$

Επιπλέον ελέγχονται οι εξής υποθέσεις (Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013):

$$H_0: \beta_0 = \alpha_0 = \beta_0, \beta_1 = \alpha_1 = \gamma_1, \dots, \alpha_K = \beta_K = \gamma_K \quad (\text{οι συντελεστές είναι σταθεροί}).$$

³¹ Με $K + 1$ και $T + 2K - 2$ βαθμούς ελευθερίας, $T_1, T_2 \geq K + 1$, SSE_{T_1} = άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων του υποδείγματος (5.20), SSE_{T_2} = άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων του υποδείγματος (5.21) και SSE_T = άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων του υποδείγματος (5.3) (Χρήστου, 2007β).

$H_1: \beta_0 \neq \alpha_0 \neq \gamma_0, \beta_1 \neq \alpha_1 \neq \gamma_1, \dots, \alpha_K \neq \beta_K \neq \gamma_K$ (οι συντελεστές δεν είναι σταθεροί).

Τέλος ο έλεγχος αυτός ονομάζεται έλεγχος του *Chow*³², όπως και ο οικονομέτρης που τον πρότεινε.

Κατά την εκτίμηση του υποδείγματος έγινε η υπόθεση ότι η ερμηνευτική μεταβλητή του υποδείγματος είναι σταθερή καθ' όλη την διάρκεια του δείγματος για την περίοδο 1960 έως 2018. Χρησιμοποιώντας τον έλεγχο του *Chow*, ελέγχεται κατά πόσο είναι πιθανή μία διαρθρωτική μεταβολή της ανεξαρτημένης μεταβλητής μετά από κάποια περίοδο. Παρατηρώντας τη γραφική παράσταση της ανεργίας φαίνεται πως αυξήθηκε ραγδαία την χρονική περίοδο 1994. Γι' αυτό το λόγο επιλέγεται αυτό το έτος ως σημείο αναφοράς για την πραγματοποίηση του ελέγχου³³.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 12. παρατηρείται ότι η τιμή της στατιστικής *F*, της *LR* και της κατανομής X^2 παρουσιάζουν πολύ χαμηλή τιμή *p-value*. Πιο συγκεκριμένα ισχύει $0,0000 < 0,05$ και για τις τρεις στατιστικές. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 , οπότε οι συντελεστές δεν είναι σταθεροί στα δύο υποδείγματα, από το έτος 1960 έως το έτος 1994 και από το έτος 1994 έως το έτος 2018. Εφόσον ο αριθμός των παρατηρήσεων της περιόδου T_2 είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των παρατηρήσεων της περιόδου T_1 , δηλαδή ισχύει $T_2 > K + 1$, δεν απαιτείται να γίνει ο έλεγχος προβλεπτικής αποτυχίας του *Chow* (Χρήστου, 2007β).

Ο έλεγχος του *Chow* για την σταθερότητα των συντελεστών της παλινδρόμησης έχει το μειονέκτημα ότι προϋποθέτει τη γνώση του χρονικού σημείου της διαρθρωτικής μεταβολής εκ των προτέρων, όμως πολλές φορές αυτό δεν είναι εφικτό. Επιπλέον τις περισσότερες φορές το χρονικό σημείο που συνέβη η διαρθρωτική μεταβολή βασίζεται σε αυθαίρετα κριτήρια (Χρήστου, 2007β). Γι' αυτό το λόγο είναι πιο συνετό να ελέγχεται η σταθερότητα των συντελεστών μιας παλινδρόμησης και με άλλα κριτήρια. Παρακάτω πραγματοποιούνται έλεγχοι *COSUM* και *COSUMQ*, οι οποίοι βασίζονται στη μέθοδο *OLS* και δεν απαιτούν την γνώση του χρονικού σημείου της διαρθρωτικής μεταβολής. Οι έλεγχοι αυτοί προτάθηκαν από τους Brown, Durbin και Evans³⁴ (1975) και αφορούν την διερεύνηση της διαχρονικής συμπεριφοράς των επαναληπτικών καταλοίπων (Recursive residuals). Ο πρώτος έλεγχος *COSUM* αναλύει τη συμπεριφορά του αθροίσματος των επαναληπτικών καταλοίπων και ο δεύτερος έλεγχος *COSUMQ* αναλύει τη συμπεριφορά του αθροίσματος των τετραγώνων των επαναληπτικών καταλοίπων (Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013).

³² Chow, G.C. (1960), "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, 28(3), pp. 591-605.

³³ Ο έλεγχος του Chow μπορεί να εφαρμοστεί και στην περίπτωση που υπάρχουν περισσότερα από ένα a priori γνωστά χρονικά σημεία στα οποία επέρχεται διαρθρωτική μεταβολή (Χρήστου, 2007β).

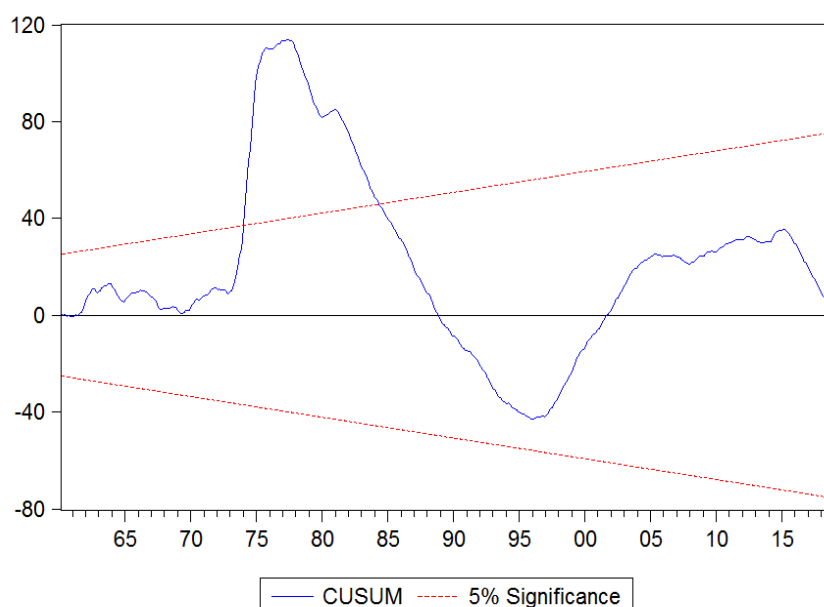
³⁴ Brown, R.L., Durbin, J. and Evans, J. (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time", *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), pp. 149-192.

6.3.6.2. Έλεγχος *COSUM*

Η στατιστική *COSUM* ορίζεται ως εξής:

$$\Psi_t = \frac{1}{s} \sum_{r=k+2}^t w_r, \quad \text{για } t = K + 2, K + 3, \dots, K + T \quad (6.25)$$

Παρατηρώντας το παρακάτω διάγραμμα 6.3. διαπιστώνεται ότι οι τιμές των καταλοίπων δεν βρίσκονται όλη τη χρονική περίοδο εντός των ορίων του διαστήματος εμπιστοσύνης $\alpha = 5\%$. Επομένως το υπόδειγμα δεν διαθέτει σταθερούς συντελεστές και παρουσιάζει πρόβλημα διαρθρωτικής αστάθειας για το χρονικό διάστημα 1975 έως 1985.



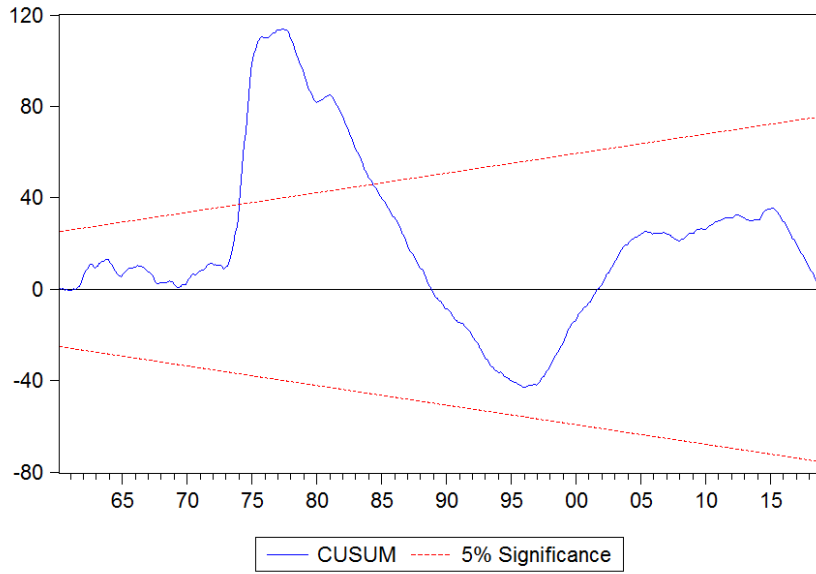
Διάγραμμα 6.3. Αποτελέσματα σταθερότητας των συντελεστών με τον έλεγχο *COSUM*.

6.3.6.3. Έλεγχος *COSUMQ*

Η στατιστική *COSUMQ* χρησιμοποιεί τα τετράγωνα των συρευτικών αθροισμάτων των επαναληπτικών καταλοίπων και ορίζεται ως εξής:

$$S_t = \frac{\sum_{r=K+2}^t w_r^2}{\sum_{r=K+2}^T w_r^2} \quad \text{για } t = K + 2, K + 3, \dots, K + T \quad (6.26)$$

Παρατηρώντας το παρακάτω διάγραμμα 6.4. παρατηρείται επίσης ότι οι τιμές των καταλοίπων δεν βρίσκονται όλη τη χρονική περίοδο εντός των ορίων του διαστήματος εμπιστοσύνης $\alpha = 5\%$. Επομένως το υπόδειγμα δεν διαθέτει σταθερούς συντελεστές και παρουσιάζει πρόβλημα διαρθρωτικής αστάθειας για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα, από το 1975 έως 2010.



Διάγραμμα 6.4. Αποτελέσματα σταθερότητας των συντελεστών με τον έλεγχο *COSUMQ*.

Κεφάλαιο 7^ο: Μεθοδολογία

7.1. Η έννοια της στασιμότητας

Η στασιμότητα είναι πολύ σημαντική έννοια καθώς αποτελεί απαραίτητη προϋπόθεση για την ανάλυση χρονολογικών σειρών και την διενέργεια προβλέψεων. Μια στοχαστική διαδικασία χαρακτηρίζεται αυστηρώς στάσιμη (strictly stationary), όταν οι στατιστικές της ιδιότητες δεν επηρεάζονται από μια μεταβολή στην αρχή του χρόνου. Έστω ότι s είναι μία αυθαίρετη μεταβολή του χρόνου είτε προς τα εμπρός είτε προς τα πίσω, τότε η συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας με αρχικό σημείο t , δηλαδή $f(y_t, y_{t+1}, \dots, y_{t+T})$, θα είναι ακριβώς ίση με τη συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας με αρχικό χρονικό σημείο $t + s$, δηλαδή $f(y_{t+s}, y_{t+1+s}, \dots, y_{t+T+s})$. Από τα ανωτέρω συνεπάγεται ότι μια χρονολογική σειρά θα είναι στάσιμη αν ο μέσος και η διακύμανση της είναι σταθεροί και δεν μεταβάλλονται με το χρόνο και η συνδιακύμανση μεταξύ των τιμών της σε δύο χρονικά σημεία t και $t + s$ εξαρτάται μόνο από την απόσταση s και όχι από τον ίδιο το χρόνο. Επομένως για μία στάσιμη χρονολογική³⁵ σειρά και για κάθε τιμή του t θα πρέπει ισχύουν:

1. **Μέσος:** $E(Y_t) = \mu$ ανεξάρτητη από το t .
2. **Διακύμανση:** $Var(Y_t) = \sigma^2$ ανεξάρτητη από το t .
3. **Συνδιακύμανση:** $Cov(Y_t, Y_{t+s}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+s} - \mu)] = \gamma_s$ ανεξάρτητη από το t .

Αν έστω μια υπόθεση της στασιμότητας των χρονοσειρών δεν ισχύει τότε η χρονοσειρά χαρακτηρίζεται μη-στάσιμη και αποτελεί παράδειγμα κίβδηλης παλινδρόμησης (Χρήστου, 2007β). Αυτό σημαίνει πως τα στατιστικά αποτελέσματα μπορεί να είναι ικανοποιητικά αλλά είναι στατιστικά αναξιόπιστα, καθώς ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 και οι άλλοι συντελεστές της παλινδρόμησης να έχουν υψηλές τιμές αλλά να μην είναι οικονομικά σημαντικοί.

7.2. Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας

Για τον έλεγχο της στασιμότητας της παλινδρόμησης μπορούν επίσης να χρησιμοποιηθούν οι έλεγχοι μοναδιαίων ριζών (unit roots tests). Πιο συγκεκριμένα θα αναφερθούν και θα χρησιμοποιηθούν ο επαυξημένος έλεγχος *Dickey – Fuller* (*ADF*) και ο έλεγχος *Phillips – Perron* (*PP*).

7.2.1. Επαυξημένος έλεγχος *Dickey – Fuller*

³⁵Η στοχαστική διαδικασία χαρακτηρίζεται ασθενώς στάσιμη (weakly stationary) ή κατά συνδιακύμανση στάσιμη (covariance stationary) όταν ικανοποιούνται μόνο οι παραπάνω τρεις προϋποθέσεις (Χρήστου, 2007β).

Ο επαυξημένος έλεγχος *Dickey – Fuller*³⁶ διαφέρει από τον έλεγχο *Dickey – Fuller* καθώς χρησιμοποιεί χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής στο δεξί σκέλος της συνάρτησης που διορθώνουν την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Επιπλέον χρησιμοποιεί την κατανομή *t – student* και τις κριτικές τιμές των πινάκων του *MacKinnon* για να τις συγκρίνει με τις τιμές *t – stat* για την αποδοχή ή όχι της H_0 . Τα τρία υποδείγματα που χρησιμοποιεί είναι:

i. **Χωρίς σταθερό όρο και τάση:**

$$\Delta Y_t = \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (7.1)$$

ii. **Με σταθερό όρο χωρίς τάση:**

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (7.2)$$

iii. **Με σταθερό όρο και τάση:**

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_{1t} + \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (7.3)$$

όπου $i = 1, 2 \dots p$ είναι ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων.

Ο έλεγχος στασιμότητας *ADF* εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

$H_0: \delta_2 = 0$ τότε η χρονοσειρά Y_t είναι μη στάσιμη (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας).

$H_1: \delta_2 < 0$ τότε η χρονοσειρά Y_t είναι στάσιμη (μη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας).

7.2.2. Έλεγχος *Phillips – Perron*

Οι *Phillips – Perron*³⁷ (1988) πρότειναν μία γενικευμένη μορφή του ελέγχου *Dickey – Fuller*, η οποία δεν απαιτεί όλες τις υποθέσεις που γίνονται για τον διαταρακτικό όρο (Λαζαρίζης, 2004β). Επιπλέον υποθέτουν ότι ο καινοτομικός όρος έχει μέσο, ο οποίος ισούται με μηδέν, δηλαδή ισχύει $E(u_t) = 0$. Η μεθοδολογία αυτή εκτός από το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης ελέγχει και το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας. Πιο συγκεκριμένα ο έλεγχος της στασιμότητας βασίζεται σε μία μη παραμετρική μέθοδο με μια διόρθωση που έκαναν στην κατανομή *t – student* λαμβάνοντας υπόψη τις ίδιες κριτικές τιμές των πινάκων του *MacKinnon* για να τις συγκρίνει με τις τιμές *t – stat* για την αποδοχή ή όχι της μηδενικής υπόθεσης H_0 (Χρήστου, 2007β). Ο έλεγχος PP χρησιμοποιεί την μορφή εξίσωσης (Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2013):

³⁶ Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), pp.427-431.

³⁷ Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988), “Testing for Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75(2), pp.335-346.

$$y_t = \beta_0 + \pi y_{t-1} + u_t \quad (7.4)$$

Ο έλεγχος στασιμότητας PP εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

$H_0: \pi = 0$ τότε η χρονοσειρά είναι μη στάσιμη (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας).

$H_1: \pi < 0$ τότε η χρονοσειρά είναι στάσιμη (μη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας).

7.3. Η έννοια της συνολοκλήρωσης

Σύμφωνα με τη θεωρία της στασιμότητας, σ' ένα υπόδειγμα δεν είναι πάντα στάσιμες οι χρονοσειρές, με αποτέλεσμα να προκύπτει το πρόβλημα της «φαινομενικής παλινδρόμησης». Γι' αυτό το λόγο χρησιμοποιούνται οι πρώτες διαφορές και όχι τα επίπεδα των μεταβλητών, όπως συνέβη και στη παρούσα εργασία. Παρ' όλα αυτά οι οικονομολόγοι ενδιαφέρονται να μελετήσουν την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών, δηλαδή τα επίπεδά τους και όχι τις πρώτες διαφορές. Έστω ένα υπόδειγμα στις πρώτες διαφορές της μορφής:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 \Delta X_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.5)$$

Όπου είναι προφανές ότι σε κατάσταση ισορροπίας³⁸ όλες οι διαφορές θα είναι μηδέν. Επομένως η ακαταλληλότητα των επιπέδων αλλά και η αδυναμία χρησιμοποίησης των πρώτων διαφορών, όπου οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες, μπορεί να αντιμετωπισθεί αν οι χρονοσειρές είναι συνολοκληρωμένες (cointegrated). Η συνολοκλήρωση αποτελεί τον συνδετικό κρίκο ανάμεσα των ολοκληρωμένων μη στάσιμων μεταβλητών και της έννοιας της μακροχρόνιας σχέσης. Έστω η μακροχρόνια σχέση:

$$Y_t = \alpha_1 X_t \quad (7.6)$$

Ενώ σε μακροχρόνια ισορροπία ισχύει:

$$Y_t - \alpha_1 X_t = 0 \quad (7.7)$$

Όμως η σχέση ισορροπίας δεν μπορεί να ισχύει συνεχώς, οπότε η σχέση διαμορφώνεται ως:

$$Y_t - \alpha_1 X_t = u_t \quad (7.8)$$

Στη εξίσωση ο όρος u_t εκφράζει την ανισορροπία μεταξύ των μεταβλητών Y και X βραχυχρόνια και ονομάζεται σφάλμα ανισορροπίας (disequilibrium error). Επιπλέον στην περίπτωση ύπαρξης μακροχρόνιας ισορροπίας, θα πρέπει τα σφάλμα

³⁸ Σύμφωνα με την οικονομική θεωρία, η κατάσταση ισορροπίας θεωρείται η κατάσταση μακροχρόνιας σταθερής ισορροπίας (steady state equilibrium), όπου οι τιμές των μεταβλητών παραμένουν σταθερές και δεν μεταβάλλονται (Χρήστου, 2007β).

ανισοροπίας να είναι στάσιμο με μέσο το μηδέν. Γενικά δύο χρονοσειρές είναι συνολοκληρωμένες τάξεως d, b όταν:

1. Είναι και οι δύο ολοκληρωμένες τάξεως d .
2. Υπάρχει γραμμικός συνδυασμός των δύο μεταβλητών που αποτελεί ολοκληρωμένη σειρά τάξεως $(d - b)$, όπου $b > 0$. (Χρήστου, 2007β).

7.3.1. Μέθοδος συνολοκλήρωσης της μιας εξίσωσης

Για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών χρησιμοποιούνται δύο βασικές κατηγορίες μεθόδων. Στη πρώτη κατηγορία ανήκει η μέθοδος της μίας εξίσωσης και στην δεύτερη κατηγορία ανήκει η μέθοδος του συστήματος εξισώσεων (Δημέλη, 2003). Η μέθοδος της μιας εξίσωσης βασίζεται στην εκτίμηση των ελαχίστων τετραγώνων και ελέγχει την συνολοκλήρωση μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών. Η μέθοδος του συστήματος εξισώσεων χρησιμοποιεί τα υποδείγματα *VAR* για να προσδιορίσει το μέγιστο αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης που είναι εφικτό να επιτευχθούν μεταξύ των μεταβλητών του υποδείματος που εξετάζεται, βασιζόμενη στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας. Έστω το υπόδειγμα μακροχρόνιας σχέσης:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \dots + \alpha_k X_{kt} \quad (7.9)$$

Το υπόδειγμα είναι ολοκληρωμένο πρώτου βαθμού, δηλαδή είναι της μορφής $I(1)$. Για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης του υποδείματος, με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων εκτιμούνται τα κατάλοιπα:

$$\hat{u}_t = Y_t + \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_{1t} + \hat{\alpha}_2 X_{2t} + \dots + \hat{\alpha}_k X_{kt} \quad (7.10)$$

Τα κατάλοιπα \hat{u}_t θα πρέπει να είναι στάσιμα μηδενικού βαθμού, δηλαδή της μορφής $I(0)$ (Χρήστου, 2007β). Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

H_0 : δεν υπάρχει έστω ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα.

H_1 : υπάρχει έστω ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα.

Στην εργασία από την πρώτη κατηγορία θα χρησιμοποιηθούν οι έλεγχοι *Engle – Granger* (1987) και *Phillips – Ouliaris* (1987, 1990) και στην δεύτερη κατηγορία ο έλεγχος *Johansen – Juselius* (1990).

7.3.1.1. Έλεγχος *Engle – Granger*

Ο έλεγχος *Engle – Granger*³⁹ (1987) στηρίζεται στον έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων χρησιμοποιώντας τη μέθοδο *OLS* για να προσδιορίσει την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο ή περισσότερων χρονοσειρών. Έστω ότι εξετάζεται η

³⁹ Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.

ύπαρξη διανύσματος συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο μεταβλητές Y και X , οι οποίες εκφράζονται με το υπόδειγμα συνολοκλήρωσης:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t \quad (7.11)$$

Από την εξίσωση αποθηκεύονται τα εκτιμημένα κατάλοιπα \hat{u}_t , τα οποία είναι μία διαδικασία $AR(1)$ εκφραζόμενη ως:

$$\hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + e_t \quad (7.12)$$

Αν και από τις δύο πλευρές της εξίσωσης αφαιρέσουμε τον όρο \hat{u}_{t-1} προκύπτει η εξίσωση:

$$\Delta \hat{u}_t = \delta_2 \hat{u}_{t-1} + e_t \quad (7.13)$$

Από την παραπάνω εξίσωση παρατηρείται ότι $\delta_2 = \rho - 1$. Επομένως ο έλεγχος *Engle – Granger* εφαρμόζοντας τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας *ADF*, εξετάζει τον βαθμό ολοκλήρωσης των εκτιμημένων καταλοίπων \hat{u}_t της εξίσωσης, ο οποίος πρέπει να είναι μηδενικός, δηλαδή να ισχύει $\hat{u}_t \sim I(0)$.

Σύμφωνα με την παραπάνω εξίσωση ο έλεγχος *Engle – Granger* εξετάζει τις εξής υποθέσεις (Δημέλη, 2003; Κάτος, 2004; Χρήστου, 2007β):

$H_0: \rho = 1$ ή $\delta_2 = 0$, δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα \hat{u}_t , δηλαδή δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών Y και X .

$H_1: \rho < 1$ ή $\delta_2 < 0$ υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα \hat{u}_t , δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών Y και X .

7.3.1.2. Έλεγχος *Phillips – Ouliaris*

Ο έλεγχος των *Phillips – Ouliaris*⁴⁰ (1988) αποτελεί μία τροποποιημένη μεθοδολογία του ελέγχου *Engle – Granger*. Για την εκτίμηση της παλινδρόμησης συνολοκλήρωσης (cointegration regression) για την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας χρησιμοποιεί την πλήρη τροποποιημένη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (*FMOLS*). Στη συνέχεια ελέγχεται ο βαθμός ολοκλήρωσης των εκτιμημένων καταλοίπων \hat{u}_t της εξίσωσης χρησιμοποιώντας τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας *PP* για να ελεγχθεί αν οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες στα επίπεδα τους. Πιο συγκεκριμένα εκτιμάται η μακροχρόνια διακύμανση των καταλοίπων και η μακροχρόνια αυτοδιακύμανση εισάγοντας δύο ελέγχους:

1. Της αναλογίας της διακύμανσης (V_w).
2. Της στατιστικής του ίχνους των πολυμεταβλητών (λ_w), η οποία δεν επηρεάζεται από την κανονικοποίηση.

Εφαρμόζοντας τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας *PP* για την ύπαρξη στασιμότητας των καταλοίπων, εκτιμάται η εξίσωση:

⁴⁰ Phillips, P.C.B. and Ouliaris, S. (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75(2), pp.335-346.

$$\Delta \hat{u}_t = (1 - p)\hat{u}_{t-1} + w_1 \quad (7.14)$$

Σύμφωνα με την παραπάνω εξίσωση ο έλεγχος *Phillips – Oualiaris* εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

$H_0: p = 1$, δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα, δηλαδή δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών.

$H_1: p < 1$, υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα, δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών.

Τέλος οι μέθοδοι *Engle – Granger* και *Phillips – Oualiaris* αδυνατούν να προσδιορίσουν τον ακριβή αριθμό διανυσμάτων συνολοκλήρωσης, όταν υπάρχουν περισσότερες από δύο μεταβλητές. Γι' αυτόν τον λόγο αναπτύχθηκε ο έλεγχος *Johansen – Juselius* (1990), ο οποίος αναλύεται παρακάτω.

7.3.2. Μέθοδος συνολοκλήρωσης ενός συστήματος εξισώσεων

7.3.2.1. Έλεγχος *Johansen – Juselius*

Ο έλεγχος *Johansen – Juselius*⁴¹ (1988) χρησιμοποιεί την μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας⁴² και ένα σύστημα εξισώσεων, και πιο συγκεκριμένα τα *VAR* υποδείγματα, για να εκτιμήσει τον ακριβή αριθμό διανυσμάτων συνολοκλήρωσης ενός υποδείγματος (Δημέλη, 2003).

Αντί να υπάρχει μία μόνο αυτοπαλίνδρομη διαδικασία p τάξεως, όπως έχει ήδη αναφερθεί όπου η μεταβλητή Y είναι συνάρτηση των παρελθοντικών της τιμών, δηλαδή ισχύει:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (7.15)$$

Είναι εφικτό να υπάρχουν περισσότερες μεταβλητές, έστω K διαφορετικές μεταβλητές, με αποτέλεσμα να δημιουργείται ένα διάνυσμα, το οποίο είναι συνάρτηση των παρελθοντικών τιμών της κάθε μεταβλητής. Έστω ότι $K = 2$, και $p = 1$, οπότε δημιουργείται το εξής σύστημα εξισώσεων:

$$\begin{cases} Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_{t-1} + u_t \\ X_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases} \quad (7.16)$$

Το σύστημα εξισώσεων αποτελείται από δύο μεταβλητές Y και X , όπου η κάθε μεταβλητή εκφράζεται ως γραμμικός συνδυασμός του εαυτού της και της άλλης μεταβλητής με χρονική υστέρηση. Το σύστημα αυτό ονομάζεται υπόδειγμα αυτοπαλίνδρομου διανύσματος (*Vector Autoregressive Model*) ή υπόδειγμα *VAR*. Πιο συγκεκριμένα το παραπάνω σύστημα εξισώσεων είναι ένα υπόδειγμα αυτοπαλίνδρομου διανύσματος πρώτης τάξεως ή αλλιώς *VAR(1)* (Χρήστου, 2007β).

⁴¹ Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), pp.231-254.

⁴² Η μέθοδος της μέγιστης πιθανοφάνειας εκτιμάει θεωρητικά τις βέλτιστες τιμές των παραμέτρων των εξισώσεων συμπεριφοράς ενός υποδείγματος (Χάλκος, 2011).

Απαραίτητη προϋπόθεση είναι ότι οι διαταρακτικού όροι u_t και ε_t του υποδείγματος VAR πρέπει να είναι στάσιμοι. Αυτό σημαίνει ότι το υπόδειγμα πρέπει να έχει σταθερό μέσο και σταθερές συνδιακυμάνσεις (Χρήστου, 2007β). Επιπλέον ο μέγιστος αριθμός συνολοκληρωμένων διανυσμάτων ενός υποδείγματος VAR είναι όσες οι μεταβλητές μείον ένα. Στη γενική μορφή έστω ένα σύστημα εξισώσεων με δύο ενδογενείς μεταβλητές Y_t και X_t και με m χρονικές υστερήσεις. Επομένως προκύπτει το υπόδειγμα VAR(m), το οποίο έχει την εξής μορφή συστήματος:

$$\text{VAR}(m) = \begin{cases} Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i Y_{t-i} + u_t \\ X_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m b_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m c_i Y_{t-i} + e_t \end{cases} \quad (7.17)$$

Σύμφωνα με τον έλεγχο *Johansen – Juselius*, εφόσον εκτιμηθεί το υπόδειγμα, οι εκτιμημένοι συντελεστές χρησιμοποιούνται για τον εντοπισμό του ακριβή αριθμού των ανεξάρτητων συνολοκληρωμένων διανυσμάτων. Επιπλέον με βάση το εκτιμημένο υπόδειγμα υπολογίζεται:

1. Στατιστική του ίχνους: $\lambda_{trace} = -T \sum_{t=r_0+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_1)$

2. Στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής: $\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_1)$

Ο έλεγχος *Johansen – Juselius* χρησιμοποιεί τις δύο παραπάνω στατιστικές για να εξετάσει τις εξής υποθέσεις (Τυμπανίδης, 2018) :

$H_0: h = 0$, υπάρχουν h διανύσματα συνολοκλήρωσης.

$H_1: h \geq 1$, υπάρχουν $h + 1$ διανύσματα συνολοκλήρωσης.

7.4. Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών

Η διατύπωση του υποδείγματος διόρθωσης λαθών απαιτεί την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών, δηλαδή θα πρέπει οι μεταβλητές να είναι συνολοκληρωμένες. Πιο συγκεκριμένα όταν δύο μεταβλητές Y και X είναι συνολοκληρωμένες μεταξύ τους, δηλαδή υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, τότε η βραχυχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ τους μπορεί να εκφραστεί με το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών, γνωστό ως θεώρημα αντιπροσωπεύσεως του *Granger*. Αντίθετα όταν δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών, τότε δεν μπορεί να εκφραστεί η βραχυχρόνια ισορροπία με το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών. Επομένως είναι κατανοητό ότι προϋποθέτει την προήγηση του ελέγχου συνολοκλήρωσης. Σύμφωνα με τους *Engle – Granger* η διαδικασία εκτίμησης του υποδείγματος λαθών περιλαμβάνει δύο στάδια. Αρχικά με τη μέθοδο *OLS* εκτιμήθηκε η σχέση συνολοκλήρωσης από την οποία εκτιμήθηκαν τα κατάλοιπα \hat{u}_t :

$$\hat{u}_t = Y_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 X_t \quad (7.18)$$

Στη πραγματικότητα δεν ισχύει ότι οι μεταβλητές Y και X βρίσκονται πάντα σε ισορροπία αλλά παρατηρείται μία σχέση ανισορροπίας, η οποία εκφράζεται ως:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \gamma_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.19)$$

Από την παραπάνω εξίσωση αν αφαιρέσουμε και από τις δύο πλευρές το Y_{t-1} προκύπτει η εξίσωση:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} - (1 - \gamma_1) Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Στη συνέχεια αν στην παραπάνω εξίσωση προσθέσουμε το $\beta_1 X_{t-1}$ και αντικαταστήσουμε τους όρους β_0 και $(\beta_1 + \beta_2)$, προκύπτει η σχέση:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - (1 - \gamma_1)(Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t^{43} \quad (7.20)$$

Όπου εκφράζει το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (Vector Error Correction Model) ή *VECM*⁴⁴. Πιο συγκεκριμένα δηλώνει ότι η τιμή της μεταβλητής Y_t διορθώνεται για το σφάλμα ανισορροπίας της προηγούμενης περιόδου. Επομένως κάνοντας αντικατάσταση η σχέση (1.2) για τη χρονική στιγμή $t - 1$, προκύπτει η εξίσωση:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - (1 - \gamma_1) u_t + \varepsilon_t \quad (7.21)$$

Επομένως πρέπει να εκτιμηθούν οι βραχυχρόνιοι συντελεστές β_1 και γ_1 για να διαπιστωθεί η ύπαρξη βραχυχρόνιας σχέσης ισορροπίας. Επιπλέον ένας πιο απλός τρόπος είναι να εκτιμηθούν ταυτόχρονα οι μακροχρόνιοι συντελεστές α_0 και α_1 και βραχυχρόνιοι συντελεστές β_1 και γ_1 της εξίσωσης (7.20) (Χρήστου, 2007β).

7.5. Η έννοια της αιτιότητας κατά *Granger*

Κύριος σκοπός της οικονομικής θεωρίας αποτελεί η διατύπωση των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών, καθώς μία στατιστική σχέση δεν μπορεί απόλυτα να προσδιορίσει αιτιώδη συνάφεια μεταξύ των μεταβλητών, όσο δυνατή και αν είναι. Επιπλέον πρέπει να τονιστεί ότι η ανάλυση μιας παλινδρόμησης εξετάζει την εξάρτηση μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών, χωρίς όμως να συνεπάγεται η αιτιότητα ανάμεσα στις μεταβλητές. Η αιτιότητα, δηλαδή η σχέση αιτίας-αιτιατού είναι δεδομένη *a priori* σ' ένα οικονομετρικό υπόδειγμα. Αναλυτικότερα έστω από δύο μεταβλητές Y και X , οι οποίες εκφράζονται ως χρονολογικές σειρές, εξετάζεται αν οι μεταβολές της Y (X) προηγούνται ή είναι σύγχρονες ή έπονται των μεταβολών της X (Y). «*Η διαπίστωση της προηγούμενων (precedence) είναι ο σκοπός της ανάλυσης αιτιότητας, γνωστής ως αιτιότητα κατά Granger (Granger causality).*» (Χρήστου, 2007β). Στη παρούσα εργασία η αιτιότητα κατά *Granger* θα διαπιστωθεί με τον έλεγχο του *Granger*.

⁴³ Γνωρίζουμε ότι $\alpha_0 = \frac{\beta_0}{1-\gamma_0}$ και $\alpha_1 = \frac{\beta_1+\beta_2}{1-\gamma_0}$ (Χρήστου, 2007β).

⁴⁴ Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1978), "Spurious regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2(2), pp. 111–120.

7.5.1. Έλεγχος Granger

Ο Granger⁴⁵ (1969) ασχολήθηκε με τη συσχέτιση των μεταβλητών ενός συστήματος, προσπαθώντας να εντοπίσει εάν μεταξύ των μεταβλητών υπάρχει πραγματική ή φαινομενική σχέση. Έστω ένα υπόδειγμα VAR με δύο χρονολογικές σειρές Y_t , X_t και m ⁴⁶ χρονικές υστερήσεις, το οποίο έχει την εξής μορφή:

$$\text{VAR}(m) = \begin{cases} Y_t = \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i Y_{t-i} + u_t \\ X_t = \sum_{i=1}^m b_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m c_i Y_{t-i} + e_t \end{cases} \quad (7.22)$$

Υποθέτοντας ότι οι διαταρακτικοί όροι u_t και e_t δεν σχετίζονται, ο έλεγχος Granger εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

1. οι β_i των μεταβλητών X_{t-1} είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι c_i των μεταβλητών Y_{t-1} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, τότε η μεταβλητή X προκαλεί αιτιότητα κατά Granger (αιτιάται) προ την Y .
2. οι β_i των μεταβλητών X_{t-1} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι c_i των μεταβλητών Y_{t-1} είναι στατιστικά σημαντικοί, τότε η μεταβλητή Y προκαλεί αιτιότητα κατά Granger (αιτιάται) προ την X .
3. Οι συντελεστές της Y και οι συντελεστές της X είναι στατιστικά σημαντικοί και στις δύο εξισώσεις, τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger προς και τις δύο κατευθύνσεις.
4. Οι συντελεστές της Y και οι συντελεστές της X δεν είναι στατιστικά σημαντικοί και στις δύο εξισώσεις, τότε δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger αλλά ανεξαρτησία.

Η στατιστική για τον έλεγχο ύπαρξης ή όχι αιτιότητας ανάμεσα σε δύο μεταβλητές χρησιμοποιεί την κατανομή F και υπολογίζεται ως εξής:

$$F = \frac{\frac{\sum \hat{u}_t^2 - \sum \hat{u}_t^2}{m}}{\frac{\sum \hat{u}_t^2}{T-k}} \quad (7.23)$$

7.6. Προβλέψεις και αιφνίδιες αντιδράσεις

Τα υποδείγματα VAR χρησιμοποιούνται κυρίως για τις βραχυχρόνιες προβλέψεις. Στη περίπτωση των μονομεταβλητών αυτοπαλίνδρομων υποδειγμάτων, η άριστη πρόβλεψη μιας μεταβλητής Y κατά h περιόδους μπροστά, συμβολίζεται ως \hat{Y}_{t+h} και αποτελεί την υπό συνθήκη προσδοκία του Y_{t+h} στην περίοδο T χρησιμοποιώντας τις διαθέσιμες πληροφορίες μέχρι την περίοδο T . Η πρόβλεψη αυτή ταυτίζεται με τις αποκαλούμενες

⁴⁵ Granger C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, 37(3), pp. 424-438.

⁴⁶ Πρέπει να τονισθεί ότι ο αριθμός των μεταβλητών με χρονική υστέρηση που υπάρχουν σε μία παλινδρόμηση έχει την δυνατότητα να επηρεάσει την κατεύθυνση της αιτιότητας κατά Granger (Χρήστου, 2007β).

⁴⁷ όπου $k=0$ αριθμός των παραμέτρων και $T=$ το μέγεθος του δείγματος.

συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response functions). Μία συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων φανερώνει την επίδραση μιας αιφνίδιας διαταραχής στις εξωγενείς μεταβλητές στις ενδογενείς μεταβλητές. Επιπλέον συνήθως οι διαταραχές αυτές εκφράζονται μέσω της τυπικής απόκλισης των διαταρακτικών όρων, κατά μισή, μία, δύο, κλπ. μονάδες τυπικής απόκλισης (Χρήστου, 2007β).

Κεφάλαιο 8^ο: Εμπειρικά Αποτελέσματα

8.1. Στασιμότητα

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, η συνολοκλήρωση δύο ή περισσότερων μεταβλητών μιας εξίσωσης προϋποθέτει οι μεταβλητές να είναι στάσιμες ίδιου βαθμού. Η στασιμότητα μιας παλινδρόμησης μπορεί να ελεγχθεί με τη χρήση κορρελογραμμάτων και επιπλέον με τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας. Παρακάτω παρουσιάζονται οι πίνακες με τα αποτελέσματα των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας των ελέγχων *ADF* και *PP* για τον εντοπισμό της στασιμότητας των μεταβλητών.

8.1.1. Επαυξημένος έλεγχος *Dickey-Fuller*

Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας *Augmented Dickey-Fuller* εξετάζει τις παρακάτω υποθέσεις:

$H_0: \delta_2 = 0$, τότε η χρονοσειρά Y_t είναι μη στάσιμη (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας).

$H_1: \delta_2 < 0$ τότε η χρονοσειρά Y_t είναι στάσιμη (μη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας).

ADF test						
Μεταβλητές	ΕΠΠΕΔΑ			ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ		
	Χωρίς	Σταθερά	Σταθερά και τάση	Χωρίς	Σταθερά	Σταθερά και τάση
<i>INRATE</i>	-1.956205(12)**	-2.348987(12)	-3.455045(12)**	-9.394275(11)***	-9.389329(11)***	-9.384781(11)***
<i>UNRATE</i>	-0.539347(14)	-1.773137 (14)	-1.760904 (14)	-4.465424 (13)***	-4.467549(13)***	-4.564216(13)***

Πίνακας 8.1. Αποτελέσματα ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας με τον έλεγχο *Augmented Dickey-Fuller*.

Σημειώσεις:

1. ***, **, *: αντιστοιχούν σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5%, 10% αντίστοιχα.
2. (): δείχνει τον άριστο αριθμό χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής που χρησιμοποιείται για τα σφάλματα του λευκού θορύβου (διόρθωση της αυτοσυσχέτισης) σύμφωνα με το κριτήριο του Schwarz.
3. Χρησιμοποιούνται οι κριτικές τιμές των πινάκων του Mackinnon (1996).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του επαυξημένου ελέγχου *Dickey - Fuller* του πίνακα 8.1. παρατηρείται ότι για την μεταβλητή *INRATE*, η μηδενική υπόθεση H_0 γίνεται δεκτή στα επίπεδα στην περίπτωση που υπάρχει μόνο σταθερά. Σ' αυτήν την περίπτωση εξίσωσης η τιμή του $p - value$ είναι μεγαλύτερη του 5% με τιμή $t - statistic$ ίση με -2.348987 , δηλαδή ισχύει $0.1570 > 0.05$. Στις άλλες δύο περιπτώσεις απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) και

γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 . Στη περίπτωση εξίσωσης χωρίς σταθερά και τάση η τιμή του $p - value$ είναι μικρότερη του 5% με τιμή $t - statistic$ ίση με -1.956205 , δηλαδή ισχύει $0.0483 < 0.05$. Αντίστοιχα στη περίπτωση εξίσωσης με σταθερά και τάση η τιμή του $p - value$ είναι μικρότερη του 5% με τιμή $t - statistic$ ίση με -3.455045 , δηλαδή ισχύει $0.0452 < 0.05$.

Επιπλέον με βάση τα αποτελέσματα του πίνακα για την μεταβλητή *UNRATE* παρατηρείται ότι η μηδενική υπόθεση H_0 γίνεται δεκτή στα επίπεδα και στις τρεις περιπτώσεις με αποτέλεσμα την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, καθώς η τιμή του $p - value$ είναι μεγαλύτερη του 5% και στις τρεις περιπτώσεις αντίστοιχα. Στη πρώτη περίπτωση χωρίς σταθερά και τάση ισχύει $0.4832 > 0.05$ με τιμή $t - statistic$ ίση με -0.539347 . Στη περίπτωση με σταθερά ισχύει $0.3940 > 0.05$ με τιμή $t - statistic$ ίση -1.773137 και τέλος στη περίπτωση με σταθερά και τάση ισχύει $0.7227 > 0.05$ με τιμή $t - statistic$ ίση με -1.760904 .

Από την άλλη πλευρά παρατηρείται ότι υπάρχει ισχυρή στασιμότητα στις πρώτες διαφορές σ' όλες τις περιπτώσεις και για τις δύο μεταβλητές *INRATE* και *UNRATE* σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Σ' αυτήν την περίπτωση η μηδενική υπόθεση H_0 απορρίπτεται και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 , με αποτέλεσμα οι χρονοσειρές να χαρακτηρίζονται ως στάσιμες στις πρώτες διαφορές σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

8.1.2. Έλεγχος Phillips – Perron

Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας *Phillips – Perron* εξετάζει τις παρακάτω υποθέσεις:

$H_0: \pi = 0$, τότε η χρονοσειρά είναι μη στάσιμη (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας).

$H_1: \pi \neq 0$, τότε η χρονοσειρά είναι στάσιμη (μη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας).

PP test						
Μεταβλητές	ΕΠΙΠΕΔΑ			ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ		
	Χωρίς	Σταθερά	Σταθερά και τάση	Χωρίς	Σταθερά	Σταθερά και τάση
<i>INRATE</i>	-2.288047[10]**	-2.823151[11]	-3.821535[11]**	-24.01491[9]***	-24.00022[9]***	-23.98570[9]***
<i>UNRATE</i>	-0.507311[20]	-1.420666 [16]	-1.542456 [10]	-30.67412[21]***	-30.64992[21]***	-31.30691[22]***

Πίνακας 8.2. Αποτελέσματα ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας με τον έλεγχο Phillips-Perron.

Σημειώσεις:

1. ***, **, *: αντιστοιχούν σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5%, 10% αντίστοιχα.
2. []: δείχνει το εύρος ζώνης αυτοσυσχέτισης για τις εξισώσεις PP βασισμένο στον εκτιμητή των Newey-West (1994) και χρησιμοποιώντας την στατιστική Bartlett για την διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας και της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.
3. Χρησιμοποιούνται οι κριτικές τιμές των πινάκων του Mackinnon (1996).

Παρόμοια είναι τα αποτελέσματα και με τον έλεγχο των *Phillips – Perron*. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 8.2. παρατηρείται ότι για την μεταβλητή *INRATE*, η μηδενική υπόθεση H_0 γίνεται δεκτή στα επίπεδα στην περίπτωση που υπάρχει μόνο σταθερά. Στις άλλες δύο περιπτώσεις απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 .

Στη περίπτωση εξίσωσης με σταθερά η τιμή του $p - value$ είναι μεγαλύτερη του 5% με τιμή $t - statistic$ ίση με -2.823151 , δηλαδή ισχύει $0.0555 > 0.05$. Στις άλλες δύο περιπτώσεις απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 . Στη περίπτωση εξίσωσης χωρίς σταθερά και τάση η τιμή του $p - value$ είναι μικρότερη του 5% με τιμή $t - statistic$ ίση με -2.288047 , δηλαδή ισχύει $0.0215 < 0.05$. Αντίστοιχα στη περίπτωση εξίσωσης με σταθερά και τάση η τιμή του $p - value$ είναι μικρότερη του 5% με τιμή $t - statistic$ ίση με -3.821535 , δηλαδή ισχύει $0.0160 < 0.05$.

Επιπλέον σχετικά με την μεταβλητή *UNRATE* με βάση τα αποτελέσματα του πίνακα παρατηρείται ότι η μηδενική υπόθεση H_0 γίνεται δεκτή στα επίπεδα και στις τρεις περιπτώσεις. Στη πρώτη περίπτωση χωρίς σταθερά και τάση ισχύει $0.4966 > 0.05$ με τιμή $t - statistic$ ίση με -0.507311 . Στη περίπτωση με σταθερά ισχύει $0.5731 > 0.05$ με τιμή $t - statistic$ ίση με -1.420666 και τέλος στη περίπτωση με σταθερά και τάση ισχύει $0.8141 > 0.05$ με τιμή $t - statistic$ ίση με -1.523256 .

Από την άλλη πλευρά παρατηρείται ότι με τον έλεγχο *Phillips – Perron* υπάρχει επίσης ισχυρή στασιμότητα στις πρώτες διαφορές και για τις δύο μεταβλητές *INRATE* και *UNRATE* σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Σ' αυτήν την περίπτωση η μηδενική υπόθεση H_0 απορρίπτεται και γίνεται δεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 , με αποτέλεσμα οι χρονοσειρές να χαρακτηρίζονται ως στάσιμες στις πρώτες διαφορές σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Τέλος εφόσον οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες 1^{ης} τάξης, δηλαδή είναι υποδείγματα της μορφής $I(1)$ και μπορούν να χρησιμοποιηθούν στα υποδείγματα *VAR* και στην συνολοκλήρωση για τον έλεγχο βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών.

8.2. Συνολοκλήρωση

Στην προηγούμενη ενότητα διαπιστώθηκε ότι οι μεταβλητές *UNRATE* και *INRATE* του υποδείγματος δεν είναι στάσιμες στα επίπεδα αλλά στις πρώτες διαφορές. Εφόσον οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, δηλαδή είναι της μορφής $I(1)$, είναι εφικτό να εξεταστεί η ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας. Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης για τον εντοπισμό ύπαρξης μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας θα πραγματοποιηθεί με δύο μεθόδους, τη μέθοδο της μιας εξίσωσης και του συστήματος υποδείγματος. Η μέθοδος της μιας εξίσωσης χρησιμοποιεί τους ελέγχους *Engle – Granger* και *Phillips – Oualiaris* ενώ η μέθοδος του συστήματος υποδείγματος χρησιμοποιεί τον έλεγχο *Johansen – Juselius*.

8.2.1. Έλεγχος Engle – Granger

Ο έλεγχος Engle – Granger εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

$H_0: \rho = 1$ ή $\delta_2 = 0$, δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα \hat{u}_t , δηλαδή δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών Y και X .

$H_1: \rho < 1$ ή $\delta_2 < 0$ υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα \hat{u}_t , δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών Y και X .

Engle-Granger test			
Υποθέσεις	Μεταβλητές	tau-statistic	z-statistic
$H_0: \delta_2 = 0$	<i>UNRATE</i>	-2.863009	-19.03271*
$H_1: \delta_2 < 0$	<i>INRATE</i>	-3.220702*	-21.10585**

Πίνακας 8.3. Αποτέλεσμα συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο Engle-Granger.

Σημείωση:

***, **, *: αντιστοιχεί σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5%, 10% αντίστοιχα.

Η ενδογενής μεταβλητή της εξίσωσης που εξετάζουμε είναι ο πληθωρισμός. Γι' αυτόν το λόγο ελέγχονται τα στατιστικά της μεταβλητής *INRATE*. Από τον πίνακα 8.3. παρατηρούμε ότι η τιμή του p – value είναι μικρότερο του 10% με τιμή tau – statistic ίση με -3.220702 , δηλαδή ισχύει $0.0678 < 0.10$. Επιπλέον η τιμή του p – value είναι μικρότερο του 5% με τιμή z – statistic ίση με -21.10585 , δηλαδή ισχύει $0.0435 < 0.05$. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η εναλλακτική H_1 , με αποτέλεσμα να αποδεικνύεται ότι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ή μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών της ανεργίας και του πληθωρισμού.

8.2.2. Έλεγχος Phillips – Ouliaris

Ο έλεγχος Phillips – Ouliaris εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

$H_0: p = 1$, δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα, δηλαδή δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών.

$H_1: p < 1$, υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα, δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών.

Phillips-Ouliaris test			
Υποθέσεις	Μεταβλητές	tau-statistic	z-statistic
$H_0: p = 1$	<i>UNRATE</i>	-2.762088	-15.37899
$H_1: p < 1$	<i>INRATE</i>	-3.447444**	-24.13469**

Πίνακας 8.4. Αποτέλεσμα συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο Phillips-Ouliaris.

Σημείωση:

***, **, *: αντιστοιχεί σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5%, 10% αντίστοιχα.

Η ενδογενής μεταβλητή της εξίσωσης που εξετάζουμε είναι ο πληθωρισμός. Γι' αυτόν το λόγο ελέγχονται τα στατιστικά της μεταβλητής *INRATE*. Από τον πίνακα 8.4. παρατηρούμε ότι η τιμή του *p – value* είναι μικρότερο του 5% με τιμή *tau – statistic* ίση με -3.447444 , δηλαδή ισχύει $0.0384 < 0.05$. Επιπλέον η τιμή του *p – value* είναι μικρότερο του 5% με τιμή *z – statistic* ίση με -24.13469 , δηλαδή ισχύει $0.0229 < 0.05$. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η εναλλακτική H_1 , με αποτέλεσμα να αποδεικνύεται ότι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ή μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών της ανεργίας και του πληθωρισμού και με τον έλεγχο *Phillips – Oualiaris*.

Συνοψίζοντας οι μεταβλητές της εξίσωσης είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης $I(1)$ και τα κατάλοιπα ολοκληρωμένα μηδενικής τάξης $I(0)$, δηλαδή στάσιμα στα επίπεδα τους και με βάση τους ελέγχους της μιας εξίσωσης *Engle – Granger* και *Phillips – Ouliaris* υπάρχει συνολοκληρωμένη σχέση μεταξύ των μεταβλητών, δηλαδή μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Παρ' όλα αυτά θα εξεταστεί στη συνέχεια και η ύπαρξη συνολοκληρωμένου διανύσματος με τον έλεγχο *Johansen – Juselius*.

8.2.3. Έλεγχος *Johansen – Juselius*

Ο έλεγχος *Johansen – Juselius* βασίζεται στα *VAR* υποδείγματα για τον εντοπισμό συνολοκληρωμένων διανυσμάτων και δεν διαχωρίζει τις μεταβλητές σε ενδογενείς και εξωγενείς. Αρχικά πρέπει να εξεταστεί η στασιμότητα των καταλοίπων ώστε να είναι εφικτή η δημιουργία των *VAR* υποδειγμάτων. Η αξιολόγηση της στασιμότητας των καταλοίπων πραγματοποιείται με τους ελέγχους *ADF* και *PP*. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 8.5 με βάση τον έλεγχο *ADF* και *PP* παρατηρείται ότι για τη μεταβλητή των καταλοίπων *RESID01*, η μηδενική υπόθεση H_0 απορρίπτεται και γίνεται δεκτή η εναλλακτική H_1 . Στην περίπτωση του ελέγχου *ADF* η τιμή του *p – value* είναι μικρότερη του 5% με τιμή *t – statistic* ίση με -3.220702 , δηλαδή ισχύει $0.0013 < 0.05$. Το ίδιο ισχύει και στην περίπτωση του ελέγχου *PP*. Η μηδενική υπόθεση H_0 απορρίπτεται και γίνεται δεκτή η εναλλακτική H_1 στα επίπεδα, καθώς η τιμή του *p – value* είναι μικρότερη του 5% με τιμή *t – statistic* ίση με -3.533278 , δηλαδή ισχύει $0.0004 < 0.05$. Επομένως υπάρχει ισχυρή στασιμότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 1% για τα κατάλοιπα σύμφωνα και με τους δύο ελέγχους στα επίπεδα. Αυτό δηλώνει ότι τα κατάλοιπα είναι ολοκληρωμένα μηδενικής τάξης, δηλαδή είναι της μορφής $I(0)$.

Stationary test		
ΣΤΑ ΕΠΙΠΕΔΑ		
Μεταβλητή	ADF	PP
<i>RESID01</i>	-3.220702(0)***	-3.533273[8]***

Πίνακας 8.5. Αποτελέσματα στασιμότητας καταλοίπων.

Σημειώσεις:

***, **, *: αντιστοιχεί σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5%, 10% αντίστοιχα.

(): δείχνει τον άριστο αριθμό χρονικών υστερήσεων σύμφωνα με το κριτήριο του Schwarz.

1. []: δείχνει το εύρος ζώνης αυτοσυσχέτισης για τις εξισώσεις PP βασισμένο στον εκτιμητή των Newey-West και χρησιμοποιώντας την στατιστική Bartlett για την διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας και της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.
2. Χρησιμοποιούνται οι κριτικές τιμές των πινάκων του Mackinnon (1996).

Εφόσον τα κατάλοιπα είναι στάσιμα είναι εφικτή η χρησιμοποίηση των υποδειγμάτων VAR για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης με τον έλεγχο *Johansen – Juselius*. Απαραίτητη προϋπόθεση είναι να εντοπιστεί πρώτα η τάξη του VAR υποδείγματος, δηλαδή να προσδιορισθεί ο ακριβής αριθμός των χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος. Από τον πίνακα του παραρτήματος προκύπτει ότι η τάξη του υποδείγματος VAR είναι 8, καθώς σ' αυτήν την τάξη εντοπίζονται οι περισσότεροι αστερίσκοι (*) με βάση τα κριτήρια του *LR, FPE, AIC*⁴⁸. Επομένως θα ελεγχθεί η συνολοκλήρωση για το υπόδειγμα VAR(8). Σύμφωνα με τον πίνακα του παραρτήματος το υπόδειγμα VAR(8) έχει την εξής μορφή:

Γενική μορφή:

$$VAR(8) = \begin{cases} DINRATE = C(1,1) * DINRATE(-1) + C(1,2) * DINRATE(-2) + \\ + C(1,3) * DUNRATE(-1) + C(1,4) * DUNRATE(-2) + C(1,5) \\ DUNRATE = C(2,1) * DINRATE(-1) + C(2,2) * DINRATE(-2) + \\ + C(2,3) * DUNRATE(-1) + C(2,4) * DUNRATE(-2) + C(2,5) \end{cases}$$

Μαθηματική μορφή:

$$VAR(8) = \begin{cases} DINRATE = 0.112316642474 * DINRATE(-1) + 0.0297013868377 * DINRATE(-2) - \\ - 0.0771230475365 * DUNRATE(-1) + \\ + 0.0580853673755 * DUNRATE(-2) - 0.00347096982808 \\ DUNRATE = - 0.00437947789833 * DINRATE(-1) - 0.0097780472497 * DINRATE(-2) \\ - 0.0400528723773 * DUNRATE(-1) - \\ - 0.028243135566 * DUNRATE(-2) - 0.000150712041018 \end{cases}$$

⁴⁸ Ο τύπος είναι $AIC = -\frac{2LL}{T} + \frac{2k}{T}$ (Χάλκος, 2011).

Στη συνέχεια το υπόδειγμα $VAR(8)$ θα ελεγχθεί ως προς την στασιμότητα χρησιμοποιώντας το μοναδιαίο κύκλο. Σύμφωνα με τον πίνακα 40. του παραρτήματος του παραρτήματος αποδεικνύεται ότι το υπόδειγμα $VAR(8)$ είναι σταθερό και στάσιμο. Πιο συγκεκριμένα με βάση το διάγραμμα όλες οι αντίστροφες ρίζες είναι εντός του μοναδιαίου κύκλου και όλες οι τιμές είναι πιο μικρές από τη μονάδα, καθώς ισχύει $0.991048, 0.963299, 0.131421, -0.034209 < 1$. Οπότε μπορεί να εφαρμοστεί ο έλεγχος *Johansen – Juselius* να εξεταστεί η ύπαρξη συνολοκληρωμένου διανύσματος.

Ο έλεγχος *Johansen – Juselius* εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

$H_0: h = 0$, υπάρχουν h διανύσματα συνολοκλήρωσης.

$H_1: h \geq 1$, υπάρχουν $h + 1$ διανύσματα συνολοκλήρωσης.

Αρχικά εξετάστηκαν όλες οι περιπτώσεις συγκεντρωτικά για να εντοπιστούν αυτές, για τις οποίες θα πραγματοποιηθεί έλεγχος συνολοκλήρωσης για τα υπόδειγμα $VAR(8)$. Από τα αποτελέσματα του συγκεντρωτικού πίνακα 41. του παραρτήματος παρατηρείται ότι θα διεξαχθεί έλεγχος συνολοκλήρωσης μόνο στην περίπτωση χωρίς σταθερά και τάση με το κριτήριο του *AIC* και του *SC*⁴⁹, χρησιμοποιώντας τα στατιστικά του ίχνους (*trace statistic*) και της μέγιστης ιδιοτιμής (*max – eigen statistic*).

Johansen-Juselius test				
Υποθέσεις	Χωρίς		5% Κριτική τιμή	
	Στατιστική του ίχνους	Στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής	Στατιστική του ίχνους	Στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής
$H_0: h = 0$	277.6343	234.8104	12.32090	11.22480
$H_1: h \geq 1$	42.82394	0.702783	42.82394	4.129906

Πίνακας 8.6. Αποτελέσματα συνολοκλήρωσης με τον έλεγχο του Johansen (χωρίς σταθερά και τάση).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα 8.6 παρατηρείται ότι οι στατιστικές του ίχνους και της μέγιστης ιδιοτιμής είναι μεγαλύτερες από τις κριτικές τιμές σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$. Πιο συγκεκριμένα όσον αφορά τη στατιστική του ίχνους ισχύει ότι $277.6343 > 12.32090$ και όσον αφορά τη στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής ισχύει ότι $234.8104 > 11.22480$ σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η εναλλακτική H_1 με αποτέλεσμα να υπάρχει τουλάχιστον ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα.

⁴⁹ Ο τύπος είναι $SC = -\frac{2LL}{n} + \frac{k \ln(n)}{n}$ (Χάλλκος, 2011).

Τέλος με βάση τους ελέγχους συνολοκλήρωσης *Engle – Granger* και *Phillips – Ouliaris* διαπιστώθηκε ότι υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών και επομένως μακροχρόνια ισορροπία. Επιπλέον με τον έλεγχο *Johansen – Juselius* επιβεβαιώνεται η ύπαρξη διάνυσματος συνολοκλήρωσης σε επίπεδο σημαντικότητας 5% χρησιμοποιώντας την στατιστική του ίχνους και της μέγιστης ιδιοτιμής. Εφόσον υπάρχει συνολοκλήρωμένο διάνυσμα, είναι εφικτή η συνέχιση ανάλυσης με το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών.

8.3. Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 43. του παραρτήματος παρατηρείται ότι το σφάλμα ανισορροπίας της πρώτης εξίσωσης $\lambda_1 = -0.80399$ δεν είναι στατιστικά σημαντικό ενώ το σφάλμα ανισορροπίας της δεύτερης εξίσωσης $\lambda_2 = -20.1235$ είναι στατιστικά σημαντικό, με αποτέλεσμα να υπάρχει βραχυχρόνια σχέση ισορροπίας στην δεύτερη εξίσωση. Έπειτα θα εξετασθεί το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών ως προς την στασιμότητα. Σύμφωνα με τον πίνακα 44. του παραρτήματος παρατηρείται ότι το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών δεν είναι στάσιμο, καθώς υπάρχει μία αντίστροφη ρίζα πάνω στον μοναδιαίο κύκλο.

8.4. Αιτιότητα κατά Granger

Από το προηγούμενο κεφάλαιο ανάλυσης της συνολοκλήρωσης διαπιστώθηκε ότι υπάρχει ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα. Επιπλέον θα χρησιμοποιηθεί το υπόδειγμα *VAR(8)* για τον έλεγχο αιτιότητας κατά *Granger* στις πρώτες διαφορές. Ο έλεγχος αιτιότητας κατά *Granger* εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

H_0 : Δεν υπάρχει αιτιακή σχέση μεταξύ των μεταβλητών.

H_1 : Υπάρχει αιτιακή σχέση μεταξύ των μεταβλητών.

Granger Causality test		
Μεταβλητές	UNRATE	INRATE
UNRATE	-	3.28405
INRATE	0.29028**	-

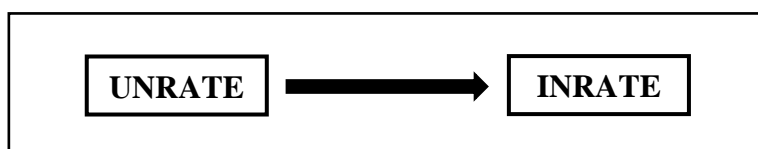
Πίνακας 8.7. Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger στις πρώτες διαφορές.

Σημείωση:

***, **, *: αντιστοιχεί σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5%, 10% αντίστοιχα.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 8.7. διαπιστώνεται ότι η μεταβλητή της ανεργίας επηρεάζει την μεταβλητή του πληθωρισμού. Πιο συγκεκριμένα η τιμή του $p - value$ 0.7481 είναι μεγαλύτερη του 5% με τιμή $F - statistic$ ίση με 3.28405, δηλαδή ισχύει $0.7581 > 0.05$, με αποτέλεσμα να γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση

H_0 και να απορρίπτεται η εναλλακτική H_1 και να μην υπάρχει αιτιακή σχέση από τον πληθωρισμό προς την ανεργία. Επιπλέον με βάση το παραπάνω πίνακα η τιμή του p – *value* 0.0381 είναι μικρότερη του 5% με τιμή F – *statistic* ίση 0.29028, δηλαδή ισχύει $0.0381 < 0.05$, με αποτέλεσμα να απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 και να γίνεται δεκτή η εναλλακτική H_1 . Επομένως υπάρχει αιτιακή σχέση από την ανεργία προς τον πληθωρισμό.

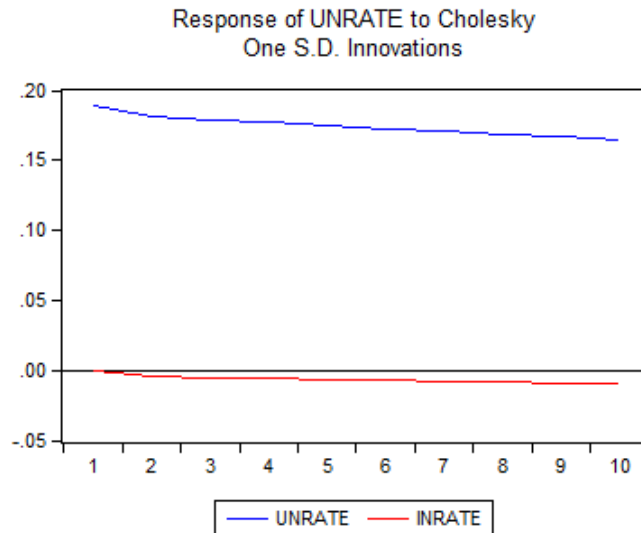


Πίνακας 8.8 Αιτιακή σχέση ανεργίας και πληθωρισμού.

8.5. Προβλέψεις και αιφνίδιες αντιδράσεις

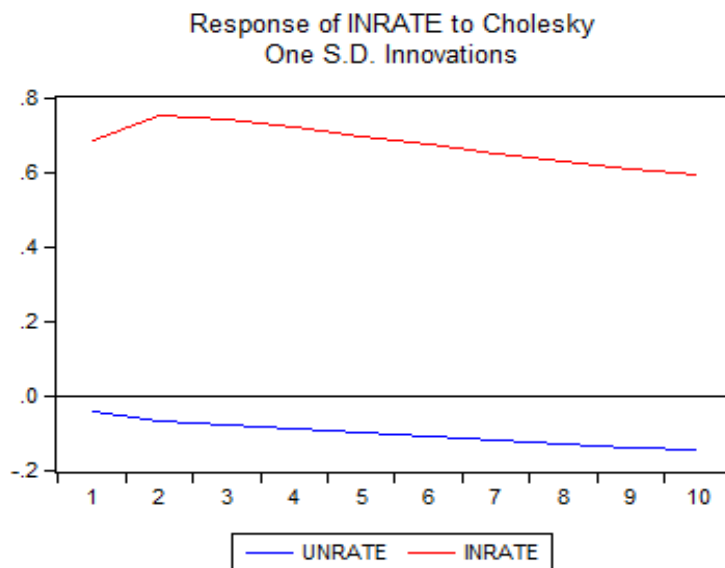
Σε αυτό το σημείο θα εξεταστούν οι μεταβολές που θα επέλθουν στις μεταβλητές της ανεργίας και του πληθωρισμού εξαιτίας μιας αιφνίδιας μεταβολής κατά δύο μονάδες τυπικής απόκλισης στον διαταρακτικό όρο της εξίσωσης της ανεργίας και στον διαταρακτικό όρο της εξίσωσης του πληθωρισμού για δέκα μελλοντικές περιόδους. Για το σκοπό αυτό θα χρησιμοποιηθεί η μέθοδος *Cholesky* για μία χρονική περίοδο δέκα ετών, ώστε να εξαχθούν ασφαλή συμπεράσματα. Παρακάτω ακολουθεί η ανάλυση διαγραμμάτων δυναμικών αποκρίσεων της ανεργίας και του πληθωρισμού.

Το διάγραμμα 8.1. παριστάνει γραφικά τη συνάρτηση αιφνίδιας αντίδρασης της μεταβλητής *UNRATE*, δηλαδή της ανεργίας σε μία αιφνίδια μεταβολή του διαταρακτικού όρου κατά δύο μονάδες τυπικής απόκλισης τόσο στη εξίσωση της ανεργίας όσο και στην εξίσωση του πληθωρισμού σε μια περίοδο δέκα ετών. Σύμφωνα με το διάγραμμα η αντίδραση της ανεργίας στις μεταβολές του διαταρακτικού όρου της εξίσωσης της ανεργίας παρουσιάζει μία σταδιακή καθοδική πορεία κατά την διάρκεια των δέκα ετών. Επιπλέον μία διαταραχή στον διαταρακτικό όρο της εξίσωσης του πληθωρισμού προκαλεί ακριβώς τα ίδια αποτελέσματα στην ανεργία, καθώς η ανεργία παρουσιάζει επίσης μία σταδιακή καθοδική πορεία κατά την διάρκεια ολόκληρης της χρονικής περιόδου.



Διάγραμμα 8.1. Συναρτήσεις δυναμικής απόκρισης της ανεργίας.

Το διάγραμμα 8.2. παριστάνει γραφικά τη συνάρτηση αιφνίδιας αντίδρασης της μεταβλητής *INRATE*, δηλαδή του πληθωρισμού σε μία αιφνίδια μεταβολή του διαταρακτικού όρου κατά δύο μονάδες τυπικής απόκλισης τόσο στη εξίσωση της ανεργίας όσο και στην εξίσωση του πληθωρισμού σε μια περίοδο δέκα ετών. Σύμφωνα με το διάγραμμα η συνάρτηση αντίδρασης του πληθωρισμού στις μεταβολές του διαταρακτικού όρου της εξίσωσης της ανεργίας ακολουθεί μία σταδιακή καθοδική πορεία κατά την διάρκεια των δέκα ετών. Επιπλέον μία διαταραχή στον διαταρακτικό όρο της εξίσωσης του πληθωρισμού παρουσιάζει σταδιακή άνοδο κατά την διάρκεια των πρώτων δύο ετών και μετέπειτα ακολουθεί πτωτική πορεία μέχρι το τέλος της χρονικής περιόδου που εξετάζεται.



Διάγραμμα 8.2. Συναρτήσεις δυναμικής απόκρισης του πληθωρισμού.

Κεφάλαιο 9^ο: Συμπεράσματα

Ο σκοπός της παρούσας εργασίας είναι να εξετάσει την σχέση μεταξύ των μεταβλητών της ανεργίας (UNRATE) και του πληθωρισμού (INRATE) για την οικονομία της Ιαπωνίας για την περίοδο από το 1960 έως το 2018. Πιο συγκεκριμένα εξετάζεται η ύπαρξη ή όχι της καμπύλης Phillips. Ο Phillips A.W. (1958) ήταν ο πρώτος οικονομολόγος που υποστήριξε ότι υπάρχει μία σταθερή και αντίστροφη σχέση μεταξύ του επιπέδου των μισθών και του ποσοστού ανεργίας. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της εμπειρικής βιβλιογραφικής ανασκόπησης υπάρχει μερική επιβεβαίωση της συγκεκριμένης οικονομικής θεωρίας. Αρχικά εξετάστηκε η εξειδίκευση του υποδείγματος. Αναλυτικότερα τα πρόσχημα της εξίσωσης είναι σύμφωνα με την οικονομική θεωρία, οι συντελεστές της παλινδρόμησης είναι στατιστικά σημαντικοί και σύνολο των συντελεστών της παλινδρόμησης είναι στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$, έχοντας ως αποτέλεσμα να υπάρχει ισχυρή γραμμική σχέση μεταξύ της εξαρτημένης και της ερμηνευτικής μεταβλητής. Αντίθετα τα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή, παρουσιάζεται το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης, καθώς σύμφωνα με τον έλεγχο των Durbin – Watson και των Breusch – Godfrey βρέθηκε ότι υπάρχουν αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα πρώτου, δεύτερου και τρίτου βαθμού, τα οποία συμβολίζεται ως $AR(1)$, $AR(2)$ και $AR(3)$ αντίστοιχα. Επιπλέον παρουσιάζεται το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας, καθώς σύμφωνα με τον έλεγχο του White υπάρχει το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας στον καινοτομικό όρο της παλινδρόμησης. Επιπλέον με τον έλεγχο υποδειγμάτων ARCH διαπιστώθηκε ότι υπάρχουν υποδείγματα αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας. Σύμφωνα με τον έλεγχο Ramsey Reset διαπιστώθηκε ότι υπάρχει λανθασμένη εξειδίκευση του υπόδειγμα που εξετάζεται. Οι συντελεστές του υποδείγματος δεν είναι σταθεροί σύμφωνα με τον έλεγχο Chow, Cosum και Cosumq. Επομένως συνεπάγεται ότι η εξειδίκευση του υποδείγματος δεν είναι ορθή. Στη συνέχεια χρησιμοποιώντας τους ελέγχους επαυξημένος Dickey – Fuller και Phillips – Perron διαπιστώθηκε ότι οι μεταβλητές UNRATE και INRATE είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές. Επίσης σχετικά με την ύπαρξη συνολοκλήρωσης, χρησιμοποιώντας τους ελέγχους Engle – Granger και Phillips – Ouliaris επιβεβαιώνεται η ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας. Επιπρόσθετα χρησιμοποιώντας τον έλεγχο Johansen – Juselius στο υπόδειγμα VAR που δημιουργήθηκε διαπιστώνεται ότι υπάρχει ένα συνολοκληρωμένο διάλυμα, με αποτέλεσμα να είναι εφικτή η διερεύνηση της ύπαρξης βραχυχρόνιας σχέσης ισορροπίας. Σύμφωνα με το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών επιβεβαιώνεται ότι υπάρχει βραχυχρόνια σχέση ισορροπίας. Επιπρόσθετα υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση από την ανεργία προς τον πληθωρισμό σύμφωνα με την αιτιότητα κατά Granger. Εν κατακλείδι προκύπτει το συμπέρασμα πως με βάση τα αποτελέσματα της παρούσας εργασίας ισχύει η θεωρία της καμπύλης Phillips στην οικονομία της Ιαπωνίας.

Βιβλιογραφία

- Abel, A.B., Bernanke, B.S. and Croushore, D. (2010), *Μακροοικονομική – Νέα Αναθεωρημένη Έκδοση*, Αθήνα: Κριτική.
- Abugamea, G. (2018), “Determinants of Unemployment: Empirical Evidence from Palestin”, MPRA Paper 89424, pp. 1-11.
- Akaike, H. (1969), “Fitting autoregressive models for prediction”, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21(1), pp.243-247.
- Akaike, H. (1974), “A new look at the statistical mode identification”, *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), pp.716-723.
- Arlt, J. and Arltova, M. (2013), “Empirical Analysis of the Phillips Curve in the Czech Republic”, *International Journal of Economics and Statistics*, 1(4), pp. 253-262.
- Atuhere, D. (2019), “*Effect of inflation on unemployment of Uganda for period 1991-2018*”, Bachelor Thesis, Makerere University.
- Breusch, T.S. (1978), “Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models”, *Australian Economic Papers*, 17(31), pp.334-355.
- Brown, R.L., Durbin, J. and Evans, J. (1975), “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), pp. 149-192.
- Chow, G.C. (1960), “Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions”, *Econometrica*, 28(3), pp. 591-605.
- Dritsaki, C. and Dritsakis, N. (2009), “Okun’s Coefficient for Four Mediterranean Member Countries of EU: An Empirical Study”, *International Journal of Business and Management*, 4(5), pp. 18-26.
- Dritsaki, C. and Dritsaki, M. (2013), “Phillips curve inflation and unemployment: an empirical research for Greece”, *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 3(1/2), pp.27-42.
- Durbin, J. (1954), “Errors in variables”, *Review of International Statistical Institute*, 22(1/3), pp. 23-32.
- Durbin, J. (1960), “Estimation of parametres in time-series regression models”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 22(1), pp. 139-153.
- Durbin, J. (1970), “Testing for serial correlation in least squares regression when some of the regression and lagged endogenous variable”, *Econometrica*, 38(3), pp. 410-421.
- Durbin, J. (1970), “An alternative to the bounds tests for serial correlation in least squares regression”, *Econometrica*, 38(3), pp. 422-429.
- Durbin, J. and Watson, G.S. (1950), “Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I”, *Biometrika*, 37(3/4), pp. 409-428.
- Durbin, J. and Watson, G.S. (1951), “Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II”, *Biometrika*, 38(1/2), pp. 159-177.
- Durbin, J. and Watson, G.S. (1971), “Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression III”, *Biometrika*, 58(1), pp. 1-19.

- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), pp.427-431.
- Engle, R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50(4), pp. 987-1007.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.
- Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58(1), pp. 1-17.
- Friedman, M. (1977), "Inflation and unemployment", *Journal of Political Economy*, 85(3), pp. 451-472.
- Furuoka, F. and Munir, Q. (2014), "Unemployment and Inflation in Malaysia: Evidence from Error Correction Model" *Malaysian Journal of Business and Economics*, 1(1), pp.35-45.
- Godfrey, L. (1978), "Testing against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables", *Econometrica*, 46(6), pp.1293-1301.
- Granger C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, 37(3), pp. 424-438.
- Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1978), "Spurious regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2(2), pp. 111–120.
- Hafnati, N. and Syahnur, S. (2018), "Inflation, Unemployment and NAIRU Estimate in Indonesia: Phillips Curve Approach", *Economic Analysis*, 51(3-4), pp.24-32.
- Idenyi, O.S. et al. (2017), "Understanding the Relationship between Unemployment and Inflation in Nigeria", *Advances in Research*, 9(2), pp. 1-12.
- Jarque, C.M. and Bera, A.K. (1980), "Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals", *Economics Letters*, 6(3), pp.255-259.
- Jarque, C.M. and Bera, A.K. (1987), "A test for normality of observations and regression residuals", *International Statistical Review*, 55(2), pp. 163-172.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), pp.231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). "Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration-with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp. 169-210.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1992), "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis at the Purchasing Power Parity and the Uncovered Interest Parity for the UK", *Journal of Econometrics*, 53(1-3), pp.211-244.
- Kairo, C.I., Solomon, R.I. and Bitrus, D.J. (2019), "The Philip Curve Theory and the Nigeria Economy", *International Journal of Innovative Research in Social Sciences and Strategic Management Techniques*, 6(1), pp. 198- 219.

- Karahan, O., Colak, O. and Bolukbasi, O.F. (2012), “Tradeoff between inflation and unemployment in Turkey, *The Empirical Economics Letters*, 11(9), pp.973-980.
- Khanssa, M., Nasser, W. and Mourad, A. (2018), “An Econometric Analysis of Inflation and Unemployment in Lebanon: A Vector Error Correction Model (VECM)”, *International Journal of Economics and Finance*, 10(2), pp.133-141.
- MacKinnon, J.G. (1996), “Numerical distribution function for unit root and cointegration tests”, *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), pp.601-618.
- MacKinnon, J.G., Haug, A.A. and Michelis, L. (1999), “Numerical distribution function of likelihood ratio tests for cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), pp.563-577.
- Mankiw, G. (2002), *Μακροοικονομική Θεωρία*, Αθήνα: Gutenberg.
- Mishkin, F.S. (2015), *Μακροοικονομική: Πολιτική και Πρακτική*, Αθήνα: Utopia.
- Mohseni, M. και Jouzaryan, F. (2016), “Examining the Effects of Inflation and Unemployment on Economic Growth in Iran (1996-2012)”, *Procedia Economics and Finance*, (36), pp. 381-389.
- Newey, W. and West, K. (1994), “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation”, *Review of Economic Studies*, 61(4), pp.631-653.
- Nuss, P. (2013), “*An empirical analysis of the Phillips Curve: A time series exploration of Germany*”, Bachelor Thesis, Linnaeus University.
- Okara, V.M. and Mutuku, C.M. (2019), “Selected Macroeconomic Drivers of Inflation in Kenya”, *Research Journal of Economics*, 3(1), pp. 1-5.
- Okun, A.M. (1962), “Potential GNP: Its Measurement and Significance”, *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section of the American Statistical Association*, pp. 98-103.
- Phelps, E.S. (1968), “Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium”, *Journal of Political Economy*, 76(S4), pp. 678-678.
- Phillips A.W. (1958), “The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957”, *Economica*, 25(100), pp. 283-299.
- Phillips, P.C.B. and Ouliaris, S. (1990), "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica*, 58(1), pp. 165-193.
- Phillips, P.C.B. and Ouliaris, S. (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75(2), pp.335-346.
- Ramsey, J.B. (1969), “Test for specification errors in classical linear least squares regression analysis”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 31, pp. 350-371.
- Sahnoun, M. and Abdennadher, C. (2019), “Causality Between Inflation, Economic Growth and Unemployment in North African Countries”, *Economic Alternatives*, (1), pp. 77-92.
- Samuelson, P.A. and Solow, R.M. (1960), “Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy”, *American Economic Review*, 50(2), pp. 177-194.
- Schwarz, G.E. (1978), Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics*, 6(2), pp. 461-464.

- Selvanayagama, S. and Mustafa, A.M.M. (2019), “The impact of unemployment and interest rate on inflation in Sri Lanka”, *Journal of Management*, 14(2), pp. 1-12.
- Shaari, M.S. et al. (2018), “Empirical Analysis on The Existence of The Phillips Curve”, *MATEC Web of Conferences*, 150(1), pp. 1-5.
- Shahbaz, M. and Islam. F. (2012), “Phillips Curve in a Small Open Economy: A Time Series Exploration of North Cyprus”, *Bangladesh Institute of Development Studies*, 35(4), pp.113-130.
- Stamatiou, P. and Dritsaki, C. (2019), “The Phillips Curve: Unemployment Dynamics and Nairu Estimates of Poland’s Economy”, *International Economics*, 72(3), pp.281-312.
- Sualihu, B.M. (2017), “Examining the nexus between inflation and unemployment in Ghana: the Philips Curve Model”, Master Thesis, Kwame Nkrumah University of Science and Technology.
- Thabani, N. and Chipso, M. (2019), “Modeling the long-run relationship between inflation and economic growth in Zimbabwe: a bi-variate cointegration (Engle-Granger Two-Step) approach”, MPRA Paper 93981, pp. 1-12.
- Victor, V., Farkas, M.F. and Jeelson, F. (2018), “Inflation unemployment dynamics in Hungary – A structured cointegration and vector error correction model approach”, *Theoretical and Applied Economics*, 2(615), pp. 195-204.
- Wald, A. (1940), “The fitting of straight line if both variables are subject to error”, *Annals of Mathematical Statistics*, 11(3), pp. 284-300.
- White, H. (1980), “Heteroskedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test of heteroskedasticity”, *Econometrica*, 48(4), pp.817-830.
- Wulandari, D. et al. (2019), “Nexus between Inflation and Unemployment: Evidence from Indonesia”, *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 6(2), pp. 269-275.
- Γκίνη, Κ. (1998), «Ανεργία-Πληθωρισμός- Απασχόληση: Αίτια δημιουργίας των οικονομικών αυτών φαινομένων», Διπλωματική Εργασία, Τ.Ε.Ι Καβάλας.
- Δεμέλη, Σ. (2003), *Σύγχρονες μέθοδοι ανάλυσης χρονολογικών σειρών*, Αθήνα: Κριτική.
- Δριτσάκη, Χ. και Δριτσάκη, Μ. (2013), *Εισαγωγή στην οικονομετρία: με τη χρήση του λογισμικού Eviews*, Αθήνα: Κλειδάριθμος.
- Κυρίκος, Δ. (2015), *Μακροοικονομική Ανάλυση και Πολιτική*, [ηλ. βιβλίο], από το Αποθετήριο:
https://repository.kallipos.gr/pdfviewer/web/viewer.html?file=/bitstream/11419/1560/1/00_master%20document-KOY.pdf, Αθήνα: Σύνδεσμος Ελληνικών Ακαδημαϊκών Βιβλιοθηκών.
- Λαζαρίδης, Α. (2005), *Οικονομετρία II*, Θεσσαλονίκη: Ζυγός.
- Λιανός, Θ. Π. και Μπένος, Θ. Ε. (2013), *Μακροοικονομική Θεωρία και Πολιτική*, Αθήνα: Μπένου Ε.
- Λιανός, Θ. και Ψειρίδου, Α. (2015), *Οικονομική ανάλυση και πολιτική – Μακροοικονομική – Βασικές Αρχές & Προεκτάσεις*, [ηλ. βιβλίο],

https://repository.kallipos.gr/pdfviewer/web/viewer.html?file=/bitstream/11419/1954/2/15305_00_MACRO_master%20document-KOY.pdf, Αθήνα: Σύνδεσμος Ελληνικών Ακαδημαϊκών Βιβλιοθηκών.

Παλαιολόγος, Ι. (1985), «*Η Καμπύλη Phillips και η Υπόθεση των Ορθολογικών Προβλέψεων*», Διπλωματική Εργασία, Ανώτατη Βιομηχανική Σχολή Πειραιώς.

Πουρναράκης, Ε.Δ. (1991), *Μακροοικονομία: Θεωρία και Πολιτική*, Αθήνα: Το Οικονομικόν.

Τσουλιφίδης, Ε. (2011), *Ιστορία Οικονομικής Θεωρίας και Πολιτικής*, Θεσσαλονίκη: Πανεπιστήμιο Μακεδονίας.

Χάλκος, Γ.Ε. (2011), *Οικονομετρία: θεωρία, εφαρμογές και χρήση προγραμμάτων σε H/Y*, Αθήνα: Gutenberg.

Amadeo, K. (2019), “Japan’s Economy, Abenomics, and Impact on U.S Economy”, <https://www.thebalance.com/japan-s-economy-recession-effect-on-u-s-and-world-3306007>, [πρόσβαση 15/12/2019].

Χαμαλάκης, Γ. (2019), *Η βιωσιμότητα της οικονομίας της Ιαπωνίας διαχρονικά - Η οικονομία της Ιαπωνίας: Γενική Επισκόπηση*, https://www.huffingtonpost.gr/entry/e-viosimoteta-tes-oikonomias-tes-iaponias-diachronika_gr_5d7b5f7fe4b00d690596b52e?ncid=other_huffpostre_pqylmel2bk8&utm_campaign=related_articles, [πρόσβαση 15/12/2019].

Χαμαλάκης, Γ. (2019), *Η βιωσιμότητα της οικονομίας της Ιαπωνίας διαχρονικά - Δεύτερο Μέρος: Η οικονομία κατά την διάρκεια της Μεταβατικής Περιόδου*, https://www.huffingtonpost.gr/entry/e-viosimoteta-tes-oikonomias-tes-iaponias-diachronika_gr_5d8b316ce4b01c02ca613018, [πρόσβαση 15/12/2019].

Χρήστου, Γ.Κ. (2007α), *Εισαγωγή στην οικονομετρία*, Αθήνα: Gutenberg.

Χρήστου, Γ.Κ. (2007β), *Εισαγωγή στην οικονομετρία*, Αθήνα: Gutenberg.

FRED (2019), Federal Reserve Economic Data, <https://fred.stlouisfed.org/searchresults/?st=unemployment%20japan>, [πρόσβαση 15/9/2019].

Inflation.eu (2019), Worldwide Inflation Data, <https://www.inflation.eu/inflation-rates/japan/inflation-japan.aspx>, [πρόσβαση 15/9/2019].

IMF (2019), International Monetary Fund, <https://www.imf.org/external/index.htm>, [πρόσβαση 10/12/2019].

Παράρτημα Α – Δεδομένα

ΠΙΝΑΚΑΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

ΗΜΕΡΟΜΗΝΙΑ	INFRATE	UNRATE
1960-01-01	3.24	2.1
1960-02-01	3.78	2
1960-03-01	3.14	2.4
1960-04-01	3.23	1.7
1960-05-01	4.93	1.5
1960-06-01	3.75	1.5
1960-07-01	3.53	1.5
1960-08-01	2.76	1.5
1960-09-01	4.55	1.4
1960-10-01	3.67	1.2
1960-11-01	2.77	1.3
1960-12-01	3.59	1.4
1961-01-01	3.74	1.7
1961-02-01	4.15	1.8
1961-03-01	4.26	1.9
1961-04-01	4.64	1.5
1961-05-01	3.2	1.3
1961-06-01	3.61	1.4
1961-07-01	5.42	1.4
1961-08-01	5.38	1.3
1961-09-01	5.14	1.2
1961-10-01	6.88	1.1
1961-11-01	8.87	1.3
1961-12-01	9	1.3
1962-01-01	8.20	1.5
1962-02-01	7.28	1.5
1962-03-01	7.68	1.9
1962-04-01	7.8	1.4
1962-05-01	8.91	1
1962-06-01	8.52	1.2
1962-07-01	7.81	1.3
1962-08-01	6.99	1.1
1962-09-01	6.02	1.1
1962-10-01	4.60	1.1
1962-11-01	3.75	1.1
1962-12-01	4.90	1.2
1963-01-01	5.95	1.6
1963-02-01	6.82	1.7
1963-03-01	7.1	2.1
1963-04-01	6.43	1.3
1963-05-01	6.69	1.2
1963-06-01	7.9	1
1963-07-01	6.15	1.1
1963-08-01	5.79	1.1
1963-09-01	8.29	1.1
1963-10-01	7.08	0.9

1963-11-01	6.99	1.1
1963-12-01	5.32	1.2
1964-01-01	3.73	1.4
1964-02-01	3.15	1.5
1964-03-01	3.14	1.8
1964-04-01	3.91	1.2
1964-05-01	3.54	1
1964-06-01	2.53	1
1964-07-01	2.65	1.1
1964-08-01	4.11	1.1
1964-09-01	3.37	1
1964-10-01	5.57	0.9
1964-11-01	5.15	1
1964-12-01	4.69	1.1
1965-01-01	6.87	1.3
1965-02-01	6.77	1.4
1965-03-01	6.96	1.6
1965-04-01	7.95	1.2
1965-05-01	6.84	1.1
1965-06-01	6.86	1.2
1965-07-01	6.9	1.2
1965-08-01	6.29	1.2
1965-09-01	6.42	1.1
1965-10-01	5.89	1
1965-11-01	5.74	1.1
1965-12-01	6.47	1.2
1966-01-01	5.2	1.6
1966-02-01	6.24	1.5
1966-03-01	6	2.1
1966-04-01	4.98	1.3
1966-05-01	4.90	1.3
1966-06-01	5.32	1.1
1966-07-01	6.15	1.1
1966-08-01	4.81	1.2
1966-09-01	4.55	1.2
1966-10-01	3.91	1.1
1966-11-01	4.14	1.1
1966-12-01	4.41	1.1
1967-01-01	4.56	1.5
1967-02-01	4.23	1.4
1967-03-01	4.01	2.3
1967-04-01	3.13	1.3
1967-05-01	3.15	1.1
1967-06-01	2.38	1.1
1967-07-01	1.99	1.1
1967-08-01	3.64	1.1
1967-09-01	4.07	1
1967-10-01	5.17	1
1967-11-01	5.87	1.1

1967-12-01	5.63	1.1
1968-01-01	5.29	1.5
1968-02-01	5.26	1.6
1968-03-01	5.25	1.7
1968-04-01	5.24	1.3
1968-05-01	5.92	1
1968-06-01	5.58	1
1968-07-01	5.68	1.2
1968-08-01	5.72	1.1
1968-09-01	6.45	1
1968-10-01	4.74	0.9
1968-11-01	5.10	0.9
1968-12-01	3.91	1
1969-01-01	3.44	1.3
1969-02-01	2.98	1.4
1969-03-01	3.85	1.5
1969-04-01	4.63	1.2
1969-05-01	4.72	1.1
1969-06-01	5.81	1.1
1969-07-01	7.14	1.1
1969-08-01	7.16	1
1969-09-01	5.55	1
1969-10-01	5.97	0.9
1969-11-01	5.28	0.9
1969-12-01	6.41	1
1970-01-01	7.75	1.3
1970-02-01	8.1	1.3
1970-03-01	8.05	1.3
1970-04-01	7.99	1.2
1970-05-01	7.22	1
1970-06-01	7.04	0.9
1970-07-01	5.72	1.1
1970-08-01	4.44	1.1
1970-09-01	5.67	1.2
1970-10-01	6.81	1.2
1970-11-01	7.24	1.1
1970-12-01	7.21	1.1
1971-01-01	6.49	1.3
1971-02-01	6.15	1.4
1971-03-01	5.45	1.5
1971-04-01	5.71	1.3
1971-05-01	6.71	1.1
1971-06-01	7.03	1.1
1971-07-01	7.03	1.1
1971-08-01	7.37	1.2
1971-09-01	7.86	1.1
1971-10-01	6.5	1.1
1971-11-01	5.57	1.2
1971-12-01	4.92	1.3
1972-01-01	3.96	1.7
1972-02-01	4.57	1.7
1972-03-01	5.17	1.8
1972-04-01	5.11	1.5

1972-05-01	5.09	1.3
1972-06-01	5.07	1.2
1972-07-01	5.07	1.3
1972-08-01	5.67	1.3
1972-09-01	3.79	1.5
1972-10-01	4.07	1.2
1972-11-01	4	1.2
1972-12-01	5.57	1.3
1973-01-01	6.74	1.5
1973-02-01	7	1.5
1973-03-01	8.67	1.6
1973-04-01	9.14	1.4
1973-05-01	10.83	1.3
1973-06-01	10.8	1.3
1973-07-01	11.65	1.2
1973-08-01	11.86	1.1
1973-09-01	14.33	1.2
1973-10-01	14.25	1
1973-11-01	15.08	1
1973-12-01	18.33	1.1
1974-01-01	21.98	1.4
1974-02-01	24.8	1.6
1974-03-01	22.61	1.7
1974-04-01	23.82	1.3
1974-05-01	22.11	1.2
1974-06-01	22.31	1.2
1974-07-01	23.92	1.1
1974-08-01	24.24	1.4
1974-09-01	22.46	1.3
1974-10-01	24.69	1.4
1974-11-01	24.76	1.3
1974-12-01	21.13	1.6
1975-01-01	17.57	2
1975-02-01	13.97	2.1
1975-03-01	14.32	2.2
1975-04-01	13.32	1.9
1975-05-01	13.47	1.7
1975-06-01	13	1.7
1975-07-01	10.88	1.6
1975-08-01	9.55	1.8
1975-09-01	10.64	1.9
1975-10-01	9.61	1.9
1975-11-01	8.17	1.9
1975-12-01	7.75	2
1976-01-01	8.62	2.4
1976-02-01	9.39	2.4
1976-03-01	8.73	2.4
1976-04-01	9.33	2.1
1976-05-01	9.28	2
1976-06-01	9.46	1.9
1976-07-01	9.81	1.8
1976-08-01	9.46	1.9
1976-09-01	9.62	1.9

1976-10-01	8.77	1.8	1981-03-01	6.06	2.5
1976-11-01	9.35	1.8	1981-04-01	5.01	2.4
1976-12-01	10.61	1.7	1981-05-01	5.10	2.3
1977-01-01	9.52	2.2	1981-06-01	4.67	2.2
1977-02-01	9.28	2.3	1981-07-01	4.41	2.1
1977-03-01	9.43	2.4	1981-08-01	4.15	2
1977-04-01	8.87	1.9	1981-09-01	2.95	2.1
1977-05-01	9.34	2	1981-10-01	4.2	2.1
1977-06-01	8.64	2	1981-11-01	3.8	2.1
1977-07-01	7.76	1.9	1981-12-01	4.34	2.1
1977-08-01	8.47	1.9	1982-01-01	3.26	2.3
1977-09-01	7.62	1.9	1982-02-01	3.26	2.4
1977-10-01	7.73	1.8	1982-03-01	2.99	2.6
1977-11-01	6.58	1.9	1982-04-01	2.96	2.5
1977-12-01	5.04	2.1	1982-05-01	2.43	2.3
1978-01-01	4.51	2.4	1982-06-01	2.3	2.3
1978-02-01	4.49	2.5	1982-07-01	1.92	2.3
1978-03-01	4.94	2.6	1982-08-01	3.21	2.2
1978-04-01	4.23	2.2	1982-09-01	3.16	2.3
1978-05-01	3.88	2.2	1982-10-01	3.15	2.4
1978-06-01	3.9	2.2	1982-11-01	2.27	2.3
1978-07-01	4.54	2.1	1982-12-01	2.02	2.3
1978-08-01	4.69	2.2	1983-01-01	2.14	2.8
1978-09-01	4.15	2.2	1983-02-01	1.89	2.9
1978-10-01	3.66	2.1	1983-03-01	2.4	3
1978-11-01	3.7	2.1	1983-04-01	2	2.9
1978-12-01	3.87	2.1	1983-05-01	2.74	2.6
1979-01-01	3.54	2.3	1983-06-01	2.12	2.5
1979-02-01	2.76	2.2	1983-07-01	2.26	2.4
1979-03-01	2.74	2.5	1983-08-01	1.25	2.7
1979-04-01	3.01	2.2	1983-09-01	0.98	2.6
1979-05-01	3.14	2	1983-10-01	1.47	2.5
1979-06-01	3.75	1.9	1983-11-01	1.85	2.5
1979-07-01	4.34	2	1983-12-01	1.73	2.5
1979-08-01	2.99	2.1	1984-01-01	1.85	2.9
1979-09-01	3.25	1.9	1984-02-01	2.85	3
1979-10-01	4.27	2	1984-03-01	2.46	3.1
1979-11-01	4.91	2	1984-04-01	2.33	2.8
1979-12-01	5.66	1.9	1984-05-01	1.94	2.7
1980-01-01	6.55	2.1	1984-06-01	1.83	2.7
1980-02-01	7.76	2	1984-07-01	2.58	2.6
1980-03-01	7.4	2.2	1984-08-01	1.97	2.6
1980-04-01	7.88	2.1	1984-09-01	2.31	2.6
1980-05-01	7.97	1.9	1984-10-01	2.17	2.6
1980-06-01	8.39	1.8	1984-11-01	2.18	2.5
1980-07-01	7.46	1.9	1984-12-01	2.67	2.4
1980-08-01	8.26	2	1985-01-01	2.79	2.6
1980-09-01	8.73	1.9	1985-02-01	1.69	2.8
1980-10-01	7.49	2	1985-03-01	1.92	3
1980-11-01	8.23	2.1	1985-04-01	2.28	2.6
1980-12-01	7.9	2.1	1985-05-01	1.67	2.5
1981-01-01	7.26	2.2	1985-06-01	2.4	2.5
1981-02-01	6.23	2.4	1985-07-01	2.39	2.4

1985-08-01	3.02	2.5
1985-09-01	1.54	2.6
1985-10-01	1.77	2.6
1985-11-01	1.54	2.7
1985-12-01	1.42	2.6
1986-01-01	1.42	2.8
1986-02-01	1.78	2.8
1986-03-01	1.3	3.1
1986-04-01	0.94	3
1986-05-01	1.17	2.7
1986-06-01	0.59	2.6
1986-07-01	0.12	2.7
1986-08-01	0.12	2.8
1986-09-01	0.47	2.7
1986-10-01	-0.35	2.6
1986-11-01	0	2.6
1986-12-01	-0.35	2.7
1987-01-01	-1.05	3.1
1987-02-01	-0.93	3.2
1987-03-01	-0.58	3.2
1987-04-01	0.12	3.1
1987-05-01	0	3.1
1987-06-01	0.35	2.9
1987-07-01	0.12	2.9
1987-08-01	0.47	2.7
1987-09-01	0.81	2.7
1987-10-01	0.7	2.6
1987-11-01	0.7	2.5
1987-12-01	0.82	2.5
1988-01-01	0.94	2.8
1988-02-01	0.71	2.9
1988-03-01	0.7	3
1988-04-01	0.35	2.7
1988-05-01	0.12	2.5
1988-06-01	0.23	2.3
1988-07-01	0.47	2.4
1988-08-01	0.7	2.5
1988-09-01	0.58	2.4
1988-10-01	1.15	2.4
1988-11-01	1.16	2.3
1988-12-01	1.05	2.2
1989-01-01	1.05	2.4
1989-02-01	0.93	2.5
1989-03-01	1.16	2.6
1989-04-01	2.31	2.5
1989-05-01	2.89	2.4
1989-06-01	2.89	2.1
1989-07-01	3.02	2.1
1989-08-01	2.54	2.2
1989-09-01	2.64	2.2
1989-10-01	2.85	2.2
1989-11-01	2.29	2.1
1989-12-01	2.64	1.9

1990-01-01	3.34	2.3
1990-02-01	3.82	2.3
1990-03-01	3.56	2.2
1990-04-01	2.71	2.2
1990-05-01	2.58	2.1
1990-06-01	2.36	2
1990-07-01	2.25	2
1990-08-01	2.82	2
1990-09-01	2.8	2.1
1990-10-01	3.11	2.2
1990-11-01	3.92	2
1990-12-01	3.7	1.9
1991-01-01	3.9	2.1
1991-02-01	3.56	2.2
1991-03-01	3.66	2.4
1991-04-01	3.41	2.2
1991-05-01	3.4	2.1
1991-06-01	3.41	2
1991-07-01	3.52	2
1991-08-01	3.29	2.1
1991-09-01	2.61	2.1
1991-10-01	2.58	2
1991-11-01	3.02	2
1991-12-01	2.7	2
1992-01-01	1.82	2.2
1992-02-01	1.94	2.1
1992-03-01	2.03	2.3
1992-04-01	2.45	2.1
1992-05-01	2.12	2.1
1992-06-01	2.34	2
1992-07-01	1.6	2
1992-08-01	1.7	2.2
1992-09-01	2.12	2.2
1992-10-01	2.15	2.2
1992-11-01	0.73	2.2
1992-12-01	1.16	2.2
1993-01-01	1.26	2.4
1993-02-01	1.48	2.4
1993-03-01	1.15	2.6
1993-04-01	0.83	2.4
1993-05-01	0.83	2.5
1993-06-01	0.83	2.4
1993-07-01	1.99	2.4
1993-08-01	1.88	2.5
1993-09-01	1.45	2.6
1993-10-01	1.24	2.6
1993-11-01	0.94	2.6
1993-12-01	1.04	2.6
1994-01-01	1.25	2.8
1994-02-01	1.14	3
1994-03-01	1.35	3.2
1994-04-01	0.82	2.9
1994-05-01	0.82	2.8

1994-06-01	0.51	2.7
1994-07-01	-0.21	2.8
1994-08-01	0	3
1994-09-01	0.2	3
1994-10-01	0.82	3
1994-11-01	1.03	2.8
1994-12-01	0.62	2.7
1995-01-01	0.51	3
1995-02-01	0.21	3.1
1995-03-01	-0.31	3.3
1995-04-01	-0.2	3.2
1995-05-01	-0.1	3.1
1995-06-01	0.2	3
1995-07-01	0.1	3
1995-08-01	-0.2	3.2
1995-09-01	0.1	3.2
1995-10-01	-0.71	3.2
1995-11-01	-0.71	3.3
1995-12-01	-0.41	3.2
1996-01-01	-0.51	3.5
1996-02-01	-0.41	3.4
1996-03-01	-0.1	3.5
1996-04-01	0.2	3.5
1996-05-01	0.2	3.5
1996-06-01	0	3.3
1996-07-01	0.41	3.2
1996-08-01	0.21	3.3
1996-09-01	0	3.3
1996-10-01	0.51	3.4
1996-11-01	0.51	3.2
1996-12-01	0.62	3.1
1997-01-01	0.62	3.3
1997-02-01	0.62	3.5
1997-03-01	0.51	3.5
1997-04-01	1.94	3.4
1997-05-01	1.94	3.5
1997-06-01	2.25	3.3
1997-07-01	1.94	3.3
1997-08-01	2.15	3.4
1997-09-01	2.45	3.5
1997-10-01	2.55	3.5
1997-11-01	2.15	3.4
1997-12-01	1.84	3.2
1998-01-01	1.84	3.6
1998-02-01	1.94	3.7
1998-03-01	2.25	4.10
1998-04-01	0.4	4.3
1998-05-01	0.5	4.3
1998-06-01	0.1	4.10
1998-07-01	-0.1	3.9
1998-08-01	-0.3	4.3
1998-09-01	-0.2	4.3
1998-10-01	0.2	4.3

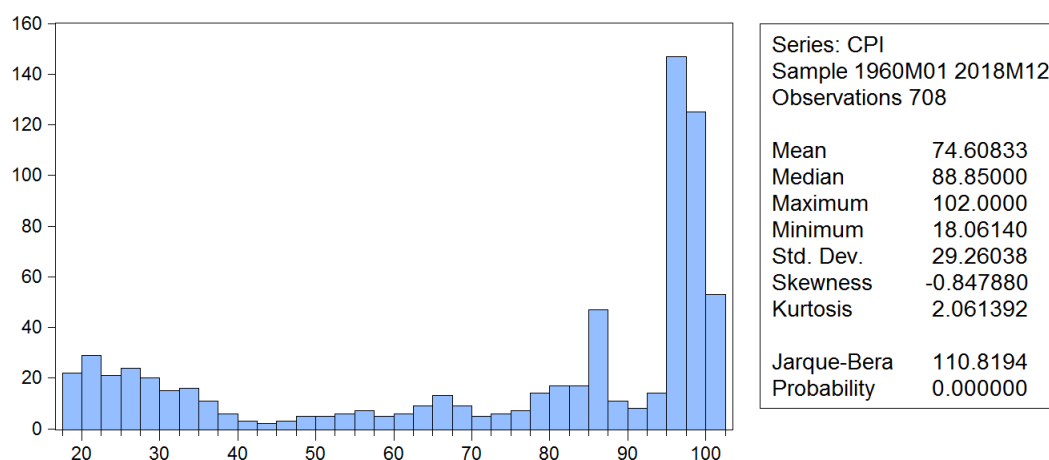
1998-11-01	0.8	4.3
1998-12-01	0.6	4.10
1999-01-01	0.2	4.5
1999-02-01	-0.1	4.7
1999-03-01	-0.4	5
1999-04-01	-0.1	5
1999-05-01	-0.4	4.90
1999-06-01	-0.3	4.8
1999-07-01	-0.1	4.7
1999-08-01	0.3	4.7
1999-09-01	-0.2	4.60
1999-10-01	-0.69	4.60
1999-11-01	-1.19	4.40
1999-12-01	-1.1	4.3
2000-01-01	-0.7	4.60
2000-02-01	-0.6	4.90
2000-03-01	-0.5	5.2
2000-04-01	-0.8	5.10
2000-05-01	-0.7	4.8
2000-06-01	-0.6	4.7
2000-07-01	-0.5	4.5
2000-08-01	-0.5	4.60
2000-09-01	-0.9	4.7
2000-10-01	-1.1	4.60
2000-11-01	-0.8	4.5
2000-12-01	-0.4	4.40
2001-01-01	-0.3	4.7
2001-02-01	-0.3	4.8
2001-03-01	-0.71	5.10
2001-04-01	-0.7	5.10
2001-05-01	-0.7	5.10
2001-06-01	-0.81	5
2001-07-01	-0.81	4.90
2001-08-01	-0.71	5
2001-09-01	-0.81	5.3
2001-10-01	-0.81	5.2
2001-11-01	-1.01	5.2
2001-12-01	-1.21	5
2002-01-01	-1.42	5.2
2002-02-01	-1.62	5.40
2002-03-01	-1.22	5.7
2002-04-01	-1.12	5.60
2002-05-01	-0.91	5.60
2002-06-01	-0.71	5.5
2002-07-01	-0.82	5.2
2002-08-01	-0.91	5.40
2002-09-01	-0.71	5.40
2002-10-01	-0.92	5.40
2002-11-01	-0.41	5.10
2002-12-01	-0.31	5
2003-01-01	-0.41	5.40
2003-02-01	-0.21	5.3
2003-03-01	-0.1	5.8

2003-04-01	-0.1	5.8	2007-09-01	-0.2	4
2003-05-01	-0.2	5.60	2007-10-01	0.31	4
2003-06-01	-0.41	5.3	2007-11-01	0.62	3.7
2003-07-01	-0.21	5.10	2007-12-01	0.72	3.5
2003-08-01	-0.31	5	2008-01-01	0.72	3.9
2003-09-01	-0.2	5.2	2008-02-01	1.04	4.10
2003-10-01	0	5.10	2008-03-01	1.24	4.10
2003-11-01	-0.51	5	2008-04-01	0.82	4.10
2003-12-01	-0.41	4.5	2008-05-01	1.34	4
2004-01-01	-0.31	4.90	2008-06-01	1.96	3.9
2004-02-01	0	5	2008-07-01	2.27	3.8
2004-03-01	-0.1	5	2008-08-01	2.05	4.10
2004-04-01	-0.41	5	2008-09-01	2.05	4.10
2004-05-01	-0.51	4.8	2008-10-01	1.64	3.8
2004-06-01	0	4.60	2008-11-01	1.02	3.9
2004-07-01	-0.1	4.8	2008-12-01	0.41	4.10
2004-08-01	-0.21	4.7	2009-01-01	0	4.2
2004-09-01	0	4.60	2009-02-01	-0.1	4.60
2004-10-01	0.51	4.7	2009-03-01	-0.31	5.10
2004-11-01	0.83	4.40	2009-04-01	-0.1	5.2
2004-12-01	0.21	4.10	2009-05-01	-1.12	5.2
2005-01-01	0.21	4.5	2009-06-01	-1.72	5.2
2005-02-01	-0.1	4.7	2009-07-01	-2.22	5.40
2005-03-01	0	4.8	2009-08-01	-2.21	5.40
2005-04-01	0.1	4.7	2009-09-01	-2.21	5.5
2005-05-01	0.1	4.6	2009-10-01	-2.52	5.2
2005-06-01	-0.51	4.2	2009-11-01	-1.93	5
2005-07-01	-0.31	4.3	2009-12-01	-1.73	4.8
2005-08-01	-0.31	4.2	2010-01-01	-1.02	4.90
2005-09-01	-0.31	4.2	2010-02-01	-0.72	5
2005-10-01	-0.82	4.5	2010-03-01	-0.82	5.3
2005-11-01	-1.02	4.40	2010-04-01	-0.82	5.40
2005-12-01	-0.41	4	2010-05-01	-0.72	5.2
2006-01-01	-0.1	4.5	2010-06-01	-0.72	5.2
2006-02-01	-0.1	4.2	2010-07-01	-0.93	5
2006-03-01	-0.21	4.40	2010-08-01	-1.13	5.10
2006-04-01	-0.1	4.3	2010-09-01	-0.92	5.10
2006-05-01	0.1	4.10	2010-10-01	-0.21	5
2006-06-01	0.52	4.10	2010-11-01	-0.31	4.8
2006-07-01	0.31	4	2010-12-01	-0.314	4.60
2006-08-01	0.93	4.10	2011-01-01	-0.52	4.8
2006-09-01	0.62	4.2	2011-02-01	-0.52	4.60
2006-10-01	0.41	4.2	2011-03-01	-0.52	4.90
2006-11-01	0.31	3.9	2011-04-01	-0.41	5
2006-12-01	0.31	3.7	2011-05-01	-0.41	4.7
2007-01-01	0	4	2011-06-01	-0.31	4.7
2007-02-01	-0.21	4.10	2011-07-01	0.21	4.7
2007-03-01	-0.1	4.2	2011-08-01	0.21	4.5
2007-04-01	0	4	2011-09-01	0	4.2
2007-05-01	0	3.8	2011-10-01	-0.21	4.40
2007-06-01	-0.21	3.6	2011-11-01	-0.52	4.3
2007-07-01	0	3.5	2011-12-01	-0.21	4.2
2007-08-01	-0.2	3.7	2012-01-01	0.1	4.5

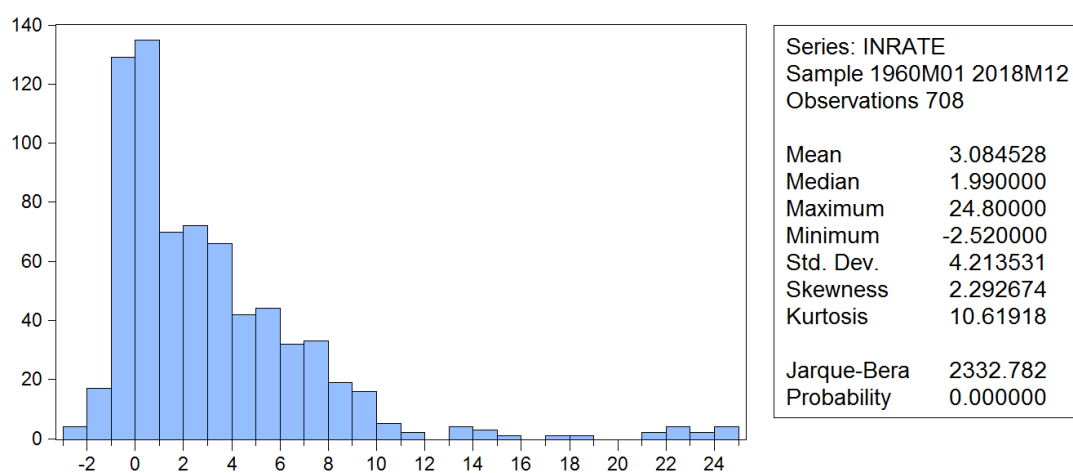
2012-02-01	0.31	4.40
2012-03-01	0.52	4.7
2012-04-01	0.41	4.8
2012-05-01	0.21	4.5
2012-06-01	-0.21	4.40
2012-07-01	-0.52	4.40
2012-08-01	-0.41	4.2
2012-09-01	-0.31	4.2
2012-10-01	-0.41	4.10
2012-11-01	-0.1	4
2012-12-01	-0.21	4
2013-01-01	-0.31	4.2
2013-02-01	-0.73	4.2
2013-03-01	-0.93	4.3
2013-04-01	-0.72	4.40
2013-05-01	-0.31	4.2
2013-06-01	0.21	3.9
2013-07-01	0.73	3.9
2013-08-01	0.83	4.10
2013-09-01	1.04	3.9
2013-10-01	1.14	4
2013-11-01	1.57	3.8
2013-12-01	1.67	3.4
2014-01-01	1.36	3.7
2014-02-01	1.57	3.6
2014-03-01	1.67	3.8
2014-04-01	3.43	3.9
2014-05-01	3.74	3.6
2014-06-01	3.63	3.7
2014-07-01	3.52	3.8
2014-08-01	3.31	3.5
2014-09-01	3.3	3.5
2014-10-01	2.88	3.5
2014-11-01	2.36	3.3
2014-12-01	2.36	3.2
2015-01-01	2.47	3.5
2015-02-01	2.26	3.5
2015-03-01	2.26	3.5
2015-04-01	0.7	3.6
2015-05-01	0.5	3.4
2015-06-01	0.4	3.4
2015-07-01	0.2	3.4

2015-08-01	0.2	3.4
2015-09-01	0	3.4
2015-10-01	0.2	3.1
2015-11-01	0.3	3.2
2015-12-01	0.1	3.1
2016-01-01	-0.1	3.2
2016-02-01	0.2	3.2
2016-03-01	0	3.3
2016-04-01	-0.3	3.4
2016-05-01	-0.4	3.2
2016-06-01	-0.3	3.1
2016-07-01	-0.5	3
2016-08-01	-0.5	3.2
2016-09-01	-0.5	3
2016-10-01	0.2	2.9
2016-11-01	0.5	3
2016-12-01	0.3	2.9
2017-01-01	0.5	3
2017-02-01	0.2	2.8
2017-03-01	0.2	2.8
2017-04-01	0.4	2.9
2017-05-01	0.4	3.1
2017-06-01	0.3	2.8
2017-07-01	0.5	2.8
2017-08-01	0.6	2.8
2017-09-01	0.7	2.8
2017-10-01	0.2	2.7
2017-11-01	0.5	2.6
2017-12-01	1.1	2.6
2018-01-01	1.3	2.4
2018-02-01	1.5	2.5
2018-03-01	1.1	2.5
2018-04-01	0.6	2.6
2018-05-01	0.6	2.3
2018-06-01	0.7	2.5
2018-07-01	0.9	2.5
2018-08-01	1.3	2.5
2018-09-01	1.19	2.4
2018-10-01	1.39	2.4
2018-11-01	0.89	2.4
2018-12-01	0.3	2.3

Παράρτημα Β – Παρουσίαση δεδομένων



Πίνακας 1. Περιγραφικά στατιστικά του πληθωρισμού.



Πίνακας 2. Περιγραφικά στατιστικά της ανεργίας.

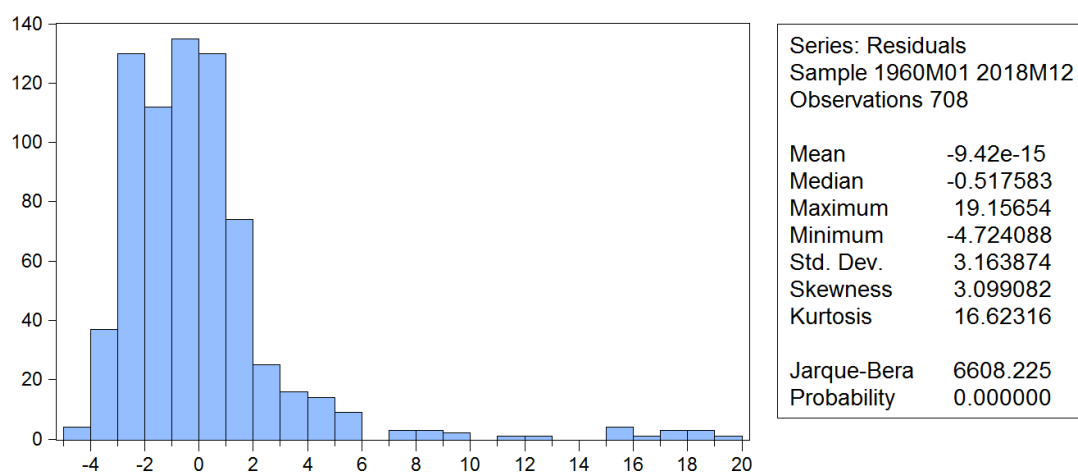
Παράρτημα Γ – Εξειδίκευση υποδείγματος

Dependent Variable: INRATE
Method: Least Squares
Date: 10/14/19 Time: 16:22
Sample: 1960M01 2018M12
Included observations: 708

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNRATE	-2.141262	0.091624	-23.37000	0.0000
C	9.069476	0.282389	32.11698	0.0000

R-squared	0.436173	Mean dependent var	3.084528
Adjusted R-squared	0.435374	S.D. dependent var	4.213531
S.E. of regression	3.166114	Akaike info criterion	5.145708
Sum squared resid	7077.140	Schwarz criterion	5.158596
Log likelihood	-1819.581	Hannan-Quinn criter.	5.150687
F-statistic	546.1567	Durbin-Watson stat	0.061418
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας 3. Αποτελέσματα της συνάρτησης του πληθωρισμού.



Πίνακας 4. Αποτελέσματα κανονικότητας των καταλοίπων.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	10898.34	Prob. F(1,705)	0.0000
Obs*R-squared	664.9831	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 10/30/19 Time: 14:56

Sample: 1960M01 2018M12

Included observations: 708

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.034722	0.069657	-0.498474	0.6183
UNRATE	0.010538	0.022601	0.466257	0.6412
RESID(-1)	0.970170	0.009293	104.3951	0.0000
R-squared	0.939242	Mean dependent var	-9.42E-15	
Adjusted R-squared	0.939069	S.D. dependent var	3.163874	
S.E. of regression	0.780975	Akaike info criterion	2.347682	
Sum squared resid	429.9954	Schwarz criterion	2.367014	
Log likelihood	-828.0795	Hannan-Quinn criter.	2.355151	
F-statistic	5449.171	Durbin-Watson stat	1.845003	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 5. Αποτελέσματα του ελέγχου των Breusch-Godfrey για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης α' τάξης στα κατάλοιπα.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5474.841	Prob. F(2,704)	0.0000
Obs*R-squared	665.2297	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 10/30/19 Time: 14:57

Sample: 1960M01 2018M12

Included observations: 708

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.032674	0.069514	-0.470037	0.6385
UNRATE	0.009926	0.022554	0.440107	0.6600
RESID(-1)	1.043605	0.037612	27.74634	0.0000
RESID(-2)	-0.075826	0.037638	-2.014613	0.0443
R-squared	0.939590	Mean dependent var		-9.42E-15
Adjusted R-squared	0.939332	S.D. dependent var		3.163874
S.E. of regression	0.779287	Akaike info criterion		2.344758
Sum squared resid	427.5306	Schwarz criterion		2.370535
Log likelihood	-826.0445	Hannan-Quinn criter.		2.354717
F-statistic	3649.894	Durbin-Watson stat		1.996311
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 6. Αποτελέσματα του ελέγχου των Breusch-Godfrey για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης β' τάξης στα κατάλοιπα.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3648.026	Prob. F(3,703)	0.0000
Obs*R-squared	665.2662	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 10/30/19 Time: 14:58

Sample: 1960M01 2018M12

Included observations: 708

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.032302	0.069535	-0.464544	0.6424
UNRATE	0.009831	0.022561	0.435745	0.6632
RESID(-1)	1.041408	0.037730	27.60188	0.0000
RESID(-2)	-0.045341	0.054441	-0.832842	0.4052
RESID(-3)	-0.029272	0.037760	-0.775225	0.4385
R-squared	0.939642	Mean dependent var	-9.42E-15	
Adjusted R-squared	0.939298	S.D. dependent var	3.163874	
S.E. of regression	0.779508	Akaike info criterion	2.346729	
Sum squared resid	427.1655	Schwarz criterion	2.378949	
Log likelihood	-825.7420	Hannan-Quinn criter.	2.359177	
F-statistic	2736.019	Durbin-Watson stat	1.990323	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 7. Αποτελέσματα του ελέγχου των Breusch-Godfrey για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης γ' τάξης στα κατάλοιπα.

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	17.11244	Prob. F(2,705)	0.0000
Obs*R-squared	32.77922	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Scaled explained SS	254.6128	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 01/11/20 Time: 01:29
 Sample: 1960M01 2018M12
 Included observations: 708

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	43.27451	7.838189	5.520983	0.0000
UNRATE	-19.18448	5.730030	-3.348059	0.0009
UNRATE^2	2.141637	0.912601	2.346740	0.0192
R-squared	0.046298	Mean dependent var	9.995960	
Adjusted R-squared	0.043593	S.D. dependent var	39.53810	
S.E. of regression	38.66671	Akaike info criterion	10.15206	
Sum squared resid	1054056.	Schwarz criterion	10.17140	
Log likelihood	-3590.830	Hannan-Quinn criter.	10.15953	
F-statistic	17.11244	Durbin-Watson stat	0.084058	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 8. Αποτελέσματα για την ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων με τον έλεγχο του White.

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: INRATE C UNRATE
Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

	Value	df	Probability
F-statistic	25.97763	(2, 704)	0.0000
Likelihood ratio	50.41231	2	0.0000

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	486.3973	2	243.1987
Restricted SSR	7077.140	706	10.02428
Unrestricted SSR	6590.743	704	9.361850
Unrestricted SSR	6590.743	704	9.361850

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-1819.581	706
Unrestricted LogL	-1794.374	704

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: INRATE
Method: Least Squares
Date: 01/11/20 Time: 03:14
Sample: 1960M01 2018M12
Included observations: 708

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.364246	0.846996	3.971974	0.0001
UNRATE	-0.909354	0.192531	-4.723151	0.0000
FITTED^2	0.186536	0.047318	3.942209	0.0001
FITTED^3	-0.010439	0.006109	-1.708784	0.0879
R-squared	0.474923	Mean dependent var		3.084528
Adjusted R-squared	0.472686	S.D. dependent var		4.213531
S.E. of regression	3.059714	Akaike info criterion		5.080154
Sum squared resid	6590.743	Schwarz criterion		5.105930
Log likelihood	-1794.374	Hannan-Quinn criter.		5.090113
F-statistic	212.2523	Durbin-Watson stat		0.073594
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 9. Αποτελέσματα για την εξειδίκευση του υποδείγματος με τον έλεγχο RESET.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	8509.075	Prob. F(1,705)	0.0000
Obs*R-squared	652.9050	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/12/20 Time: 01:09

Sample (adjusted): 1960M02 2018M12

Included observations: 707 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.408345	0.424828	0.961201	0.3368
RESID^2(-1)	0.960963	0.010418	92.24465	0.0000
R-squared	0.923487	Mean dependent var		10.00759
Adjusted R-squared	0.923378	S.D. dependent var		39.56488
S.E. of regression	10.95182	Akaike info criterion		7.627714
Sum squared resid	84559.40	Schwarz criterion		7.640616
Log likelihood	-2694.397	Hannan-Quinn criter.		7.632699
F-statistic	8509.075	Durbin-Watson stat		1.554218
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 10. Αποτελέσματα ύπαρξης υποδείγματος ARCH (1).

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	4503.032	Prob. F(2,703)	0.0000
Obs*R-squared	654.8810	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 01/12/20 Time: 01:38

Sample (adjusted): 1960M03 2018M12

Included observations: 706 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.497899	0.414381	1.201550	0.2299
RESID^2(-1)	1.183749	0.036695	32.25934	0.0000
RESID^2(-2)	-0.231830	0.036694	-6.317991	0.0000
R-squared	0.927593	Mean dependent var		10.02033
Adjusted R-squared	0.927387	S.D. dependent var		39.59148
S.E. of regression	10.66861	Akaike info criterion		7.576728
Sum squared resid	80014.86	Schwarz criterion		7.596103
Log likelihood	-2671.585	Hannan-Quinn criter.		7.584215
F-statistic	4503.032	Durbin-Watson stat		2.021018
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 11. Αποτελέσματα ύπαρξης υποδείγματος ARCH (2).

Chow Breakpoint Test: 1994M01
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: C UNRATE
Equation Sample: 1960M01 2018M12

F-statistic	41.12844	Prob. F(2,704)	0.0000
Log likelihood ratio	78.23768	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Wald Statistic	82.25688	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Πίνακας 12. Αποτελέσματα σταθερότητας συντελεστών με τον έλεγχο του Chow.

Παράρτημα Δ – Εμπειρικά αποτελέσματα

Null Hypothesis: INRATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.348987	0.1570
Test critical values: 1% level	-3.439531	
5% level	-2.865482	
10% level	-2.568926	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INRATE)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:28
 Sample (adjusted): 1961M02 2018M12
 Included observations: 695 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INRATE(-1)	-0.013529	0.005760	-2.348987	0.0191
D(INRATE(-1))	0.130451	0.033476	3.896839	0.0001
D(INRATE(-2))	0.042991	0.033650	1.277614	0.2018
D(INRATE(-3))	0.072318	0.033591	2.152893	0.0317
D(INRATE(-4))	-0.007620	0.033327	-0.228632	0.8192
D(INRATE(-5))	0.073089	0.033131	2.206028	0.0277
D(INRATE(-6))	0.036970	0.033131	1.115878	0.2649
D(INRATE(-7))	0.063434	0.033156	1.913178	0.0561
D(INRATE(-8))	0.020008	0.033092	0.604627	0.5456
D(INRATE(-9))	0.138909	0.032933	4.217938	0.0000
D(INRATE(-10))	0.058913	0.033278	1.770307	0.0771
D(INRATE(-11))	0.090322	0.033320	2.710756	0.0069
D(INRATE(-12))	-0.460796	0.033280	-13.84614	0.0000
C	0.037761	0.028778	1.312143	0.1899
R-squared	0.273106	Mean dependent var	-0.004950	
Adjusted R-squared	0.259230	S.D. dependent var	0.690957	
S.E. of regression	0.594693	Akaike info criterion	1.818395	
Sum squared resid	240.8422	Schwarz criterion	1.909927	
Log likelihood	-617.8923	Hannan-Quinn criter.	1.853789	
F-statistic	19.68175	Durbin-Watson stat	1.989800	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 13. Αποτελέσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα επίπεδα με τον έλεγχο ADF (με σταθερά).

Null Hypothesis: INRATE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.455045	0.0452
Test critical values: 1% level	-3.971312	
5% level	-3.416296	
10% level	-3.130452	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INRATE)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:31
 Sample (adjusted): 1961M02 2018M12
 Included observations: 695 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INRATE(-1)	-0.027377	0.007924	-3.455045	0.0006
D(INRATE(-1))	0.131481	0.033346	3.942904	0.0001
D(INRATE(-2))	0.045674	0.033533	1.362047	0.1736
D(INRATE(-3))	0.076087	0.033491	2.271846	0.0234
D(INRATE(-4))	-0.001786	0.033275	-0.053676	0.9572
D(INRATE(-5))	0.077896	0.033055	2.356571	0.0187
D(INRATE(-6))	0.043216	0.033092	1.305918	0.1920
D(INRATE(-7))	0.070156	0.033131	2.117491	0.0346
D(INRATE(-8))	0.028231	0.033121	0.852373	0.3943
D(INRATE(-9))	0.146637	0.032944	4.451057	0.0000
D(INRATE(-10))	0.068519	0.033363	2.053763	0.0404
D(INRATE(-11))	0.100848	0.033447	3.015140	0.0027
D(INRATE(-12))	-0.449001	0.033474	-13.41362	0.0000
C	0.221807	0.078095	2.840220	0.0046
@TREND(1960M01)	-0.000392	0.000155	-2.533524	0.0115
R-squared	0.279903	Mean dependent var		-0.004950
Adjusted R-squared	0.265078	S.D. dependent var		0.690957
S.E. of regression	0.592341	Akaike info criterion		1.811878
Sum squared resid	238.5901	Schwarz criterion		1.909948
Log likelihood	-614.6275	Hannan-Quinn criter.		1.849800
F-statistic	18.87981	Durbin-Watson stat		1.983145
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 14. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας Έλεγχος ADF για τον πληθωρισμό στα επίπεδα με τον έλεγχο ADF (με σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: D(INRATE) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.394275	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.568294	
5% level	-1.941279	
10% level	-1.616393	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:34
 Sample (adjusted): 1961M02 2018M12
 Included observations: 695 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INRATE(-1))	-0.822458	0.087549	-9.394275	0.0000
D(INRATE(-1),2)	-0.048484	0.086834	-0.558357	0.5768
D(INRATE(-2),2)	-0.008663	0.085261	-0.101604	0.9191
D(INRATE(-3),2)	0.059714	0.083207	0.717659	0.4732
D(INRATE(-4),2)	0.046596	0.079837	0.583647	0.5597
D(INRATE(-5),2)	0.114164	0.076284	1.496567	0.1350
D(INRATE(-6),2)	0.144518	0.071792	2.013013	0.0445
D(INRATE(-7),2)	0.200891	0.066735	3.010295	0.0027
D(INRATE(-8),2)	0.212910	0.060338	3.528631	0.0004
D(INRATE(-9),2)	0.343710	0.053307	6.447709	0.0000
D(INRATE(-10),2)	0.392887	0.044492	8.830479	0.0000
D(INRATE(-11),2)	0.472799	0.032970	14.34046	0.0000
R-squared	0.577103	Mean dependent var		-0.001065
Adjusted R-squared	0.570292	S.D. dependent var		0.909563
S.E. of regression	0.596237	Akaike info criterion		1.820760
Sum squared resid	242.8059	Schwarz criterion		1.899216
Log likelihood	-620.7141	Hannan-Quinn criter.		1.851098
Durbin-Watson stat	1.997738			

Πίνακας 15. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο ADF (χωρίς σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: D(INRATE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.389329	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.439531	
5% level	-2.865482	
10% level	-2.568926	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:36
 Sample (adjusted): 1961M02 2018M12
 Included observations: 695 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INRATE(-1))	-0.822690	0.087620	-9.389329	0.0000
D(INRATE(-1),2)	-0.048275	0.086903	-0.555510	0.5787
D(INRATE(-2),2)	-0.008455	0.085329	-0.099090	0.9211
D(INRATE(-3),2)	0.059904	0.083272	0.719376	0.4722
D(INRATE(-4),2)	0.046755	0.079898	0.585183	0.5586
D(INRATE(-5),2)	0.114311	0.076342	1.497361	0.1348
D(INRATE(-6),2)	0.144642	0.071846	2.013232	0.0445
D(INRATE(-7),2)	0.200989	0.066784	3.009539	0.0027
D(INRATE(-8),2)	0.212964	0.060381	3.526989	0.0004
D(INRATE(-9),2)	0.343750	0.053345	6.443853	0.0000
D(INRATE(-10),2)	0.392920	0.044524	8.824920	0.0000
D(INRATE(-11),2)	0.472813	0.032993	14.33071	0.0000
C	-0.004206	0.022635	-0.185837	0.8526
R-squared	0.577125	Mean dependent var		-0.001065
Adjusted R-squared	0.569684	S.D. dependent var		0.909563
S.E. of regression	0.596659	Akaike info criterion		1.823587
Sum squared resid	242.7936	Schwarz criterion		1.908581
Log likelihood	-620.6965	Hannan-Quinn criter.		1.856453
F-statistic	77.56401	Durbin-Watson stat		1.997794
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 16. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο ADF (με σταθερά).

Null Hypothesis: D(INRATE) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.384781	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.971312	
5% level	-3.416296	
10% level	-3.130452	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:38
 Sample (adjusted): 1961M02 2018M12
 Included observations: 695 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INRATE(-1))	-0.822965	0.087691	-9.384781	0.0000
D(INRATE(-1),2)	-0.048025	0.086972	-0.552191	0.5810
D(INRATE(-2),2)	-0.008239	0.085395	-0.096477	0.9232
D(INRATE(-3),2)	0.060104	0.083337	0.721220	0.4710
D(INRATE(-4),2)	0.046965	0.079960	0.587353	0.5572
D(INRATE(-5),2)	0.114471	0.076399	1.498319	0.1345
D(INRATE(-6),2)	0.144769	0.071899	2.013507	0.0445
D(INRATE(-7),2)	0.201085	0.066833	3.008779	0.0027
D(INRATE(-8),2)	0.213059	0.060425	3.525985	0.0005
D(INRATE(-9),2)	0.343810	0.053384	6.440362	0.0000
D(INRATE(-10),2)	0.392959	0.044556	8.819514	0.0000
D(INRATE(-11),2)	0.472843	0.033016	14.32141	0.0000
C	0.004159	0.046527	0.089390	0.9288
@TREND(1960M01)	-2.32E-05	0.000113	-0.205839	0.8370

R-squared	0.577151	Mean dependent var	-0.001065
Adjusted R-squared	0.569079	S.D. dependent var	0.909563
S.E. of regression	0.597079	Akaike info criterion	1.826403
Sum squared resid	242.7785	Schwarz criterion	1.917935
Log likelihood	-620.6749	Hannan-Quinn criter.	1.861797
F-statistic	71.50028	Durbin-Watson stat	1.997867
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας 17. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο ADF (με σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: UNRATE has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.539347	0.4832
Test critical values: 1% level	-2.568303	
5% level	-1.941281	
10% level	-1.616392	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:51
 Sample (adjusted): 1961M04 2018M12
 Included observations: 693 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNRATE(-1)	-0.000910	0.001688	-0.539347	0.5898
D(UNRATE(-1))	-0.263051	0.038151	-6.894991	0.0000
D(UNRATE(-2))	-0.114571	0.038498	-2.976050	0.0030
D(UNRATE(-3))	-0.098226	0.031663	-3.102227	0.0020
D(UNRATE(-4))	-0.097916	0.031876	-3.071799	0.0022
D(UNRATE(-5))	-0.048945	0.032100	-1.524750	0.1278
D(UNRATE(-6))	-0.006897	0.031818	-0.216755	0.8285
D(UNRATE(-7))	-0.017291	0.031649	-0.546325	0.5850
D(UNRATE(-8))	-0.077020	0.031707	-2.429144	0.0154
D(UNRATE(-9))	-0.110608	0.031828	-3.475160	0.0005
D(UNRATE(-10))	0.013550	0.032048	0.422799	0.6726
D(UNRATE(-11))	0.039066	0.031736	1.230966	0.2188
D(UNRATE(-12))	0.578115	0.031331	18.45204	0.0000
D(UNRATE(-13))	0.223759	0.038092	5.874231	0.0000
D(UNRATE(-14))	0.116677	0.037690	3.095710	0.0020
R-squared	0.479313	Mean dependent var		0.000577
Adjusted R-squared	0.468562	S.D. dependent var		0.188237
S.E. of regression	0.137224	Akaike info criterion		-1.112990
Sum squared resid	12.76711	Schwarz criterion		-1.014700
Log likelihood	400.6511	Hannan-Quinn criter.		-1.074977
Durbin-Watson stat	1.995762			

Πίνακας 18. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στα επίπεδα με τον έλεγχο ADF (χωρίς σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: UNRATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.773137	0.3940
Test critical values:		
1% level	-3.439558	
5% level	-2.865494	
10% level	-2.568932	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:52
 Sample (adjusted): 1961M04 2018M12
 Included observations: 693 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNRATE(-1)	-0.007185	0.004052	-1.773137	0.0767
D(UNRATE(-1))	-0.260641	0.038124	-6.836657	0.0000
D(UNRATE(-2))	-0.112594	0.038461	-2.927451	0.0035
D(UNRATE(-3))	-0.094810	0.031682	-2.992538	0.0029
D(UNRATE(-4))	-0.094848	0.031882	-2.974961	0.0030
D(UNRATE(-5))	-0.046341	0.032092	-1.444027	0.1492
D(UNRATE(-6))	-0.004821	0.031797	-0.151606	0.8795
D(UNRATE(-7))	-0.015401	0.031624	-0.487008	0.6264
D(UNRATE(-8))	-0.075299	0.031679	-2.376953	0.0177
D(UNRATE(-9))	-0.109163	0.031795	-3.433336	0.0006
D(UNRATE(-10))	0.014375	0.032007	0.449134	0.6535
D(UNRATE(-11))	0.039734	0.031694	1.253684	0.2104
D(UNRATE(-12))	0.578878	0.031290	18.50035	0.0000
D(UNRATE(-13))	0.226422	0.038071	5.947440	0.0000
D(UNRATE(-14))	0.119501	0.037674	3.172011	0.0016
C	0.021336	0.012530	1.702770	0.0891
R-squared	0.481534	Mean dependent var		0.000577
Adjusted R-squared	0.470046	S.D. dependent var		0.188237
S.E. of regression	0.137033	Akaike info criterion		-1.114378
Sum squared resid	12.71267	Schwarz criterion		-1.009534
Log likelihood	402.1319	Hannan-Quinn criter.		-1.073831
F-statistic	41.91833	Durbin-Watson stat		1.996487
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 19. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στα επίπεδα με τον έλεγχο ADF (με σταθερά).

Null Hypothesis: UNRATE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.760904	0.7227
Test critical values:		
1% level	-3.971350	
5% level	-3.416315	
10% level	-3.130463	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE)
 Method: Least Squares
 Date: 12/04/19 Time: 00:43
 Sample (adjusted): 1961M04 2018M12
 Included observations: 693 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNRATE(-1)	-0.013571	0.007707	-1.760904	0.0787
D(UNRATE(-1))	-0.255309	0.038516	-6.628566	0.0000
D(UNRATE(-2))	-0.106522	0.038965	-2.733829	0.0064
D(UNRATE(-3))	-0.086467	0.032821	-2.634496	0.0086
D(UNRATE(-4))	-0.086627	0.032982	-2.626527	0.0088
D(UNRATE(-5))	-0.038270	0.033145	-1.154632	0.2486
D(UNRATE(-6))	0.002610	0.032701	0.079826	0.9364
D(UNRATE(-7))	-0.008306	0.032453	-0.255951	0.7981
D(UNRATE(-8))	-0.068699	0.032396	-2.120571	0.0343
D(UNRATE(-9))	-0.102794	0.032461	-3.166656	0.0016
D(UNRATE(-10))	0.020348	0.032590	0.624376	0.5326
D(UNRATE(-11))	0.045151	0.032179	1.403097	0.1610
D(UNRATE(-12))	0.583385	0.031631	18.44316	0.0000
D(UNRATE(-13))	0.231440	0.038419	6.024120	0.0000
D(UNRATE(-14))	0.123500	0.037898	3.258748	0.0012
C	0.021632	0.012534	1.725796	0.0848
@TREND(1960M01)	4.87E-05	5.00E-05	0.974079	0.3304
R-squared	0.482261	Mean dependent var		0.000577
Adjusted R-squared	0.470006	S.D. dependent var		0.188237
S.E. of regression	0.137038	Akaike info criterion		-1.112894
Sum squared resid	12.69485	Schwarz criterion		-1.001498
Log likelihood	402.6179	Hannan-Quinn criter.		-1.069813
F-statistic	39.35476	Durbin-Watson stat		1.997106
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 20. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στα επίπεδα με τον έλεγχο ADF (με σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: D(UNRATE) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 13 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.465424	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.568303	
5% level	-1.941281	
10% level	-1.616392	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 22:00
 Sample (adjusted): 1961M04 2018M12
 Included observations: 693 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UNRATE(-1))	-0.873070	0.195518	-4.465424	0.0000
D(UNRATE(-1),2)	-0.390546	0.191849	-2.035695	0.0422
D(UNRATE(-2),2)	-0.505717	0.186672	-2.709118	0.0069
D(UNRATE(-3),2)	-0.604872	0.174521	-3.465892	0.0006
D(UNRATE(-4),2)	-0.703722	0.161240	-4.364433	0.0000
D(UNRATE(-5),2)	-0.753586	0.147142	-5.121496	0.0000
D(UNRATE(-6),2)	-0.761294	0.134319	-5.667828	0.0000
D(UNRATE(-7),2)	-0.779313	0.121998	-6.387940	0.0000
D(UNRATE(-8),2)	-0.857066	0.108955	-7.866241	0.0000
D(UNRATE(-9),2)	-0.968359	0.095314	-10.15964	0.0000
D(UNRATE(-10),2)	-0.955411	0.082691	-11.55400	0.0000
D(UNRATE(-11),2)	-0.916861	0.071030	-12.90806	0.0000
D(UNRATE(-12),2)	-0.339198	0.059614	-5.689884	0.0000
D(UNRATE(-13),2)	-0.116096	0.037655	-3.083182	0.0021
C	0.021632	0.012534	1.725796	0.0848
@TREND(1960M01)	4.87E-05	5.00E-05	0.974079	0.3304
R-squared	0.482261	Mean dependent var		0.000577
Adjusted R-squared	0.470006	S.D. dependent var		0.188237
S.E. of regression	0.137038	Akaike info criterion		-1.112894
Sum squared resid	12.69485	Schwarz criterion		-1.001498
Log likelihood	402.6179	Hannan-Quinn criter.		-1.069813
F-statistic	39.35476	Durbin-Watson stat		1.997106
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 21. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο ADF (χωρίς σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: D(UNRATE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 13 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.467549	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.439558	
5% level	-2.865494	
10% level	-2.568932	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 22:02
 Sample (adjusted): 1961M04 2018M12
 Included observations: 693 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UNRATE(-1))	-0.875117	0.195883	-4.467549	0.0000
D(UNRATE(-1),2)	-0.388578	0.192199	-2.021753	0.0436
D(UNRATE(-2),2)	-0.503863	0.186999	-2.694469	0.0072
D(UNRATE(-3),2)	-0.603176	0.174819	-3.450292	0.0006
D(UNRATE(-4),2)	-0.702205	0.161505	-4.347884	0.0000
D(UNRATE(-5),2)	-0.752267	0.147371	-5.104591	0.0000
D(UNRATE(-6),2)	-0.760162	0.134514	-5.651162	0.0000
D(UNRATE(-7),2)	-0.778347	0.122165	-6.371299	0.0000
D(UNRATE(-8),2)	-0.856276	0.109092	-7.849097	0.0000
D(UNRATE(-9),2)	-0.967743	0.095423	-10.14156	0.0000
D(UNRATE(-10),2)	-0.954972	0.082774	-11.53712	0.0000
D(UNRATE(-11),2)	-0.916575	0.071092	-12.89274	0.0000
D(UNRATE(-12),2)	-0.339037	0.059661	-5.682741	0.0000
D(UNRATE(-13),2)	-0.116034	0.037682	-3.079275	0.0022
C	0.001131	0.005220	0.216728	0.8285
R-squared	0.748687	Mean dependent var		-0.000289
Adjusted R-squared	0.743498	S.D. dependent var		0.270997
S.E. of regression	0.137249	Akaike info criterion		-1.112631
Sum squared resid	12.77171	Schwarz criterion		-1.014340
Log likelihood	400.5265	Hannan-Quinn criter.		-1.074618
F-statistic	144.2737	Durbin-Watson stat		1.995598
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 22. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο ADF (με σταθερά).

Null Hypothesis: D(UNRATE) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 13 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.564216	0.0012
Test critical values:		
1% level	-3.971350	
5% level	-3.416315	
10% level	-3.130463	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 22:04
 Sample (adjusted): 1961M04 2018M12
 Included observations: 693 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UNRATE(-1))	-0.903506	0.197954	-4.564216	0.0000
D(UNRATE(-1),2)	-0.361597	0.194106	-1.862881	0.0629
D(UNRATE(-2),2)	-0.478860	0.188684	-2.537900	0.0114
D(UNRATE(-3),2)	-0.580508	0.176300	-3.292718	0.0010
D(UNRATE(-4),2)	-0.681959	0.162785	-4.189332	0.0000
D(UNRATE(-5),2)	-0.734583	0.148441	-4.948646	0.0000
D(UNRATE(-6),2)	-0.745004	0.135376	-5.503205	0.0000
D(UNRATE(-7),2)	-0.765674	0.122829	-6.233672	0.0000
D(UNRATE(-8),2)	-0.845894	0.109592	-7.718598	0.0000
D(UNRATE(-9),2)	-0.959685	0.095768	-10.02095	0.0000
D(UNRATE(-10),2)	-0.949358	0.082967	-11.44262	0.0000
D(UNRATE(-11),2)	-0.913235	0.071172	-12.83133	0.0000
D(UNRATE(-12),2)	-0.337479	0.059682	-5.654638	0.0000
D(UNRATE(-13),2)	-0.115540	0.037686	-3.065881	0.0023
C	0.010625	0.010881	0.976446	0.3292
@TREND(1960M01)	-2.62E-05	2.63E-05	-0.994363	0.3204
R-squared	0.749054	Mean dependent var		-0.000289
Adjusted R-squared	0.743493	S.D. dependent var		0.270997
S.E. of regression	0.137250	Akaike info criterion		-1.111204
Sum squared resid	12.75308	Schwarz criterion		-1.006361
Log likelihood	401.0322	Hannan-Quinn criter.		-1.070657
F-statistic	134.7192	Durbin-Watson stat		1.995711
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 23. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες διαφορές για την ανεργία με τον έλεγχο ADF (με σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: INRATE has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.288047	0.0215
Test critical values:		
1% level	-2.568237	
5% level	-1.941272	
10% level	-1.616398	

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

Residual variance (no correction)	0.482108
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.774391

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INRATE)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:40
 Sample (adjusted): 1960M02 2018M12
 Included observations: 707 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INRATE(-1)	-0.009147	0.005003	-1.828368	0.0679
R-squared	0.004677	Mean dependent var		-0.004158
Adjusted R-squared	0.004677	S.D. dependent var		0.696462
S.E. of regression	0.694831	Akaike info criterion		2.111118
Sum squared resid	340.8500	Schwarz criterion		2.117569
Log likelihood	-745.2801	Hannan-Quinn criter.		2.113610
Durbin-Watson stat	1.759626			

Πίνακας 24. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα επίπεδα για τον πληθωρισμό με τον έλεγχο PP (χωρίς σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: INRATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.823151	0.0555
Test critical values:		
1% level	-3.439371	
5% level	-2.865412	
10% level	-2.568888	

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

Residual variance (no correction)	0.481215
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.816911

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INRATE)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:41
 Sample (adjusted): 1960M02 2018M12
 Included observations: 707 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INRATE(-1)	-0.013341	0.006202	-2.150969	0.0318
C	0.037046	0.032396	1.143511	0.2532
R-squared	0.006520	Mean dependent var		-0.004158
Adjusted R-squared	0.005111	S.D. dependent var		0.696462
S.E. of regression	0.694680	Akaike info criterion		2.112094
Sum squared resid	340.2190	Schwarz criterion		2.124996
Log likelihood	-744.6251	Hannan-Quinn criter.		2.117079
F-statistic	4.626670	Durbin-Watson stat		1.755524
Prob(F-statistic)	0.031818			

Πίνακας 25. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα επίπεδα για τον πληθωρισμό με τον έλεγχο PP (με σταθερά).

Null Hypothesis: INRATE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.821535	0.0160
Test critical values:		
1% level	-3.971086	
5% level	-3.416186	
10% level	-3.130387	

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

Residual variance (no correction)	0.478331
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.829589

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INRATE)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:42
 Sample (adjusted): 1960M02 2018M12
 Included observations: 707 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INRATE(-1)	-0.023644	0.007956	-2.971799	0.0031
C	0.188628	0.080360	2.347297	0.0192
@TREND(1960M01)	-0.000338	0.000164	-2.060304	0.0397
R-squared	0.012474	Mean dependent var		-0.004158
Adjusted R-squared	0.009669	S.D. dependent var		0.696462
S.E. of regression	0.693087	Akaike info criterion		2.108911
Sum squared resid	338.1799	Schwarz criterion		2.128265
Log likelihood	-742.5000	Hannan-Quinn criter.		2.116389
F-statistic	4.446408	Durbin-Watson stat		1.748054
Prob(F-statistic)	0.012052			

Πίνακας 26. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα επίπεδα με τον έλεγχο PP (με σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: D(INRATE) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-24.01491	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.568242	
5% level	-1.941272	
10% level	-1.616398	

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

Residual variance (no correction)	0.478202
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.579247

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:42
 Sample (adjusted): 1960M03 2018M12
 Included observations: 706 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INRATE(-1))	-0.884524	0.037413	-23.64194	0.0000
R-squared	0.442219	Mean dependent var		-0.001601
Adjusted R-squared	0.442219	S.D. dependent var		0.926577
S.E. of regression	0.692012	Akaike info criterion		2.102987
Sum squared resid	337.6104	Schwarz criterion		2.109446
Log likelihood	-741.3545	Hannan-Quinn criter.		2.105483
Durbin-Watson stat	2.002166			

Πίνακας 27. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο PP (χωρίς σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: D(INRATE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-24.00022	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.439384	
5% level	-2.865417	
10% level	-2.568891	

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

Residual variance (no correction)	0.478181
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.579129

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:43
 Sample (adjusted): 1960M03 2018M12
 Included observations: 706 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INRATE(-1))	-0.884556	0.037440	-23.62624	0.0000
C	-0.004545	0.026062	-0.174386	0.8616
R-squared	0.442243	Mean dependent var		-0.001601
Adjusted R-squared	0.441451	S.D. dependent var		0.926577
S.E. of regression	0.692488	Akaike info criterion		2.105777
Sum squared resid	337.5958	Schwarz criterion		2.118694
Log likelihood	-741.3392	Hannan-Quinn criter.		2.110768
F-statistic	558.1992	Durbin-Watson stat		2.002188
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 28. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα επίπεδα με τον έλεγχο PP (με σταθερά).

Null Hypothesis: D(INRATE) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-23.98570	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.971104	
5% level	-3.416195	
10% level	-3.130392	

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

Residual variance (no correction)	0.478160
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.579029

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(INRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:44
 Sample (adjusted): 1960M03 2018M12
 Included observations: 706 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INRATE(-1))	-0.884603	0.037466	-23.61061	0.0000
C	0.003371	0.052327	0.064422	0.9487
@TREND(1960M01)	-2.23E-05	0.000128	-0.174497	0.8615
R-squared	0.442268	Mean dependent var		-0.001601
Adjusted R-squared	0.440681	S.D. dependent var		0.926577
S.E. of regression	0.692965	Akaike info criterion		2.108566
Sum squared resid	337.5812	Schwarz criterion		2.127942
Log likelihood	-741.3239	Hannan-Quinn criter.		2.116053
F-statistic	278.7305	Durbin-Watson stat		2.002178
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 29. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για τον πληθωρισμό στα με τον έλεγχο PP (με σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: UNRATE has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 20 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.507311	0.4966
Test critical values:		
1% level	-2.568237	
5% level	-1.941272	
10% level	-1.616398	

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

Residual variance (no correction)	0.035895
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.016221

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:46
 Sample (adjusted): 1960M02 2018M12
 Included observations: 707 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNRATE(-1)	-0.001824	0.002313	-0.788833	0.4305
R-squared	0.000878	Mean dependent var		0.000283
Adjusted R-squared	0.000878	S.D. dependent var		0.189677
S.E. of regression	0.189593	Akaike info criterion		-0.486457
Sum squared resid	25.37763	Schwarz criterion		-0.480005
Log likelihood	172.9624	Hannan-Quinn criter.		-0.483964
Durbin-Watson stat	2.075206			

Πίνακας 30. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στα επίπεδα με τον έλεγχο PP (χωρίς σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: UNRATE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 16 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.420666	0.5731
Test critical values:		
1% level	-3.439371	
5% level	-2.865412	
10% level	-2.568888	

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

Residual variance (no correction)	0.035732
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.018308

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:46
 Sample (adjusted): 1960M02 2018M12
 Included observations: 707 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNRATE(-1)	-0.010738	0.005479	-1.959958	0.0504
C	0.030303	0.016891	1.794101	0.0732
R-squared	0.005419	Mean dependent var		0.000283
Adjusted R-squared	0.004009	S.D. dependent var		0.189677
S.E. of regression	0.189296	Akaike info criterion		-0.488183
Sum squared resid	25.26229	Schwarz criterion		-0.475281
Log likelihood	174.5727	Hannan-Quinn criter.		-0.483198
F-statistic	3.841434	Durbin-Watson stat		2.066178
Prob(F-statistic)	0.050394			

Πίνακας 31. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία για την ανεργία με τον έλεγχο PP (με σταθερά).

Null Hypothesis: UNRATE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.542456	0.8141
Test critical values:		
1% level	-3.971086	
5% level	-3.416186	
10% level	-3.130387	

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

Residual variance (no correction)	0.035521
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.016880

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:47
 Sample (adjusted): 1960M02 2018M12
 Included observations: 707 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNRATE(-1)	-0.026378	0.009406	-2.804438	0.0052
C	0.030711	0.016854	1.822209	0.0688
@TREND(1960M01)	0.000122	5.99E-05	2.043305	0.0414
R-squared	0.011283	Mean dependent var		0.000283
Adjusted R-squared	0.008474	S.D. dependent var		0.189677
S.E. of regression	0.188871	Akaike info criterion		-0.491267
Sum squared resid	25.11336	Schwarz criterion		-0.471913
Log likelihood	176.6629	Hannan-Quinn criter.		-0.483789
F-statistic	4.016915	Durbin-Watson stat		2.046162
Prob(F-statistic)	0.018423			

Πίνακας 32. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στα επίπεδα με τον έλεγχο PP (με σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: D(UNRATE) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 21 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-30.67412	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.568242	
5% level	-1.941272	
10% level	-1.616398	

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

Residual variance (no correction)	0.035908
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.015184

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:48
 Sample (adjusted): 1960M03 2018M12
 Included observations: 706 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UNRATE(-1))	-1.038992	0.037634	-27.60813	0.0000
R-squared	0.519496	Mean dependent var		7.86E-18
Adjusted R-squared	0.519496	S.D. dependent var		0.273563
S.E. of regression	0.189630	Akaike info criterion		-0.486071
Sum squared resid	25.35140	Schwarz criterion		-0.479613
Log likelihood	172.5832	Hannan-Quinn criter.		-0.483576
Durbin-Watson stat	1.992287			

Πίνακας 33. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες με τον έλεγχο PP (χωρίς σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: D(UNRATE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 21 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-30.64992	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.439384	
5% level	-2.865417	
10% level	-2.568891	

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

Residual variance (no correction)	0.035908
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.015171

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:49
 Sample (adjusted): 1960M03 2018M12
 Included observations: 706 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UNRATE(-1))	-1.038997	0.037660	-27.58869	0.0000
C	0.000442	0.007142	0.061819	0.9507
R-squared	0.519498	Mean dependent var		7.86E-18
Adjusted R-squared	0.518816	S.D. dependent var		0.273563
S.E. of regression	0.189764	Akaike info criterion		-0.483244
Sum squared resid	25.35126	Schwarz criterion		-0.470327
Log likelihood	172.5851	Hannan-Quinn criter.		-0.478253
F-statistic	761.1358	Durbin-Watson stat		1.992288
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 34. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο PP (με σταθερά).

Null Hypothesis: D(UNRATE) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 22 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-31.30691	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.971104	
5% level	-3.416195	
10% level	-3.130392	

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

Residual variance (no correction)	0.035898
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.013784

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(UNRATE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/03/19 Time: 21:50
 Sample (adjusted): 1960M03 2018M12
 Included observations: 706 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(UNRATE(-1))	-1.039241	0.037685	-27.57695	0.0000
C	0.006146	0.014339	0.428649	0.6683
@TREND(1960M01)	-1.61E-05	3.51E-05	-0.458908	0.6464
R-squared	0.519642	Mean dependent var		7.86E-18
Adjusted R-squared	0.518276	S.D. dependent var		0.273563
S.E. of regression	0.189870	Akaike info criterion		-0.480711
Sum squared resid	25.34367	Schwarz criterion		-0.461336
Log likelihood	172.6909	Hannan-Quinn criter.		-0.473224
F-statistic	380.2465	Durbin-Watson stat		1.992408
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 35. Αποτέλεσμα μοναδιαίας ρίζας για την ανεργία στις πρώτες διαφορές με τον έλεγχο PP (με σταθερά και τάση).

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=19)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.220702	0.0013
Test critical values:		
1% level	-2.568237	
5% level	-1.941272	
10% level	-1.616398	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID01)
 Method: Least Squares
 Date: 12/05/19 Time: 20:11
 Sample (adjusted): 1960M02 2018M12
 Included observations: 707 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.029853	0.009269	-3.220702	0.0013
R-squared	0.014460	Mean dependent var		-0.003553
Adjusted R-squared	0.014460	S.D. dependent var		0.784640
S.E. of regression	0.778947	Akaike info criterion		2.339665
Sum squared resid	428.3712	Schwarz criterion		2.346117
Log likelihood	-826.0717	Hannan-Quinn criter.		2.342158
Durbin-Watson stat	1.848390			

Πίνακας 36. Αποτελέσματα στασιμότητας με τη μέθοδο ADF για τα κατάλοιπα.

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.533273	0.0004
Test critical values:		
1% level	-2.568237	
5% level	-1.941272	
10% level	-1.616398	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		0.605900
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.725237

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID01)
 Method: Least Squares
 Date: 12/05/19 Time: 20:13
 Sample (adjusted): 1960M02 2018M12
 Included observations: 707 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.029853	0.009269	-3.220702	0.0013
R-squared	0.014460	Mean dependent var		-0.003553
Adjusted R-squared	0.014460	S.D. dependent var		0.784640
S.E. of regression	0.778947	Akaike info criterion		2.339665
Sum squared resid	428.3712	Schwarz criterion		2.346117
Log likelihood	-826.0717	Hannan-Quinn criter.		2.342158
Durbin-Watson stat	1.848390			

Πίνακας 37. Αποτελέσματα στασιμότητας με τη μέθοδο PP για τα κατάλοιπα.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: DINRATE DUNRATE
 Exogenous variables: C
 Date: 02/10/20 Time: 17:25
 Sample: 1960M01 2018M12
 Included observations: 699

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-555.7004	NA	0.016907	1.595709	1.608727*	1.600742
1	-549.4031	12.54056	0.016796	1.589136	1.628189	1.604233
2	-548.4886	1.815935	0.016945	1.597965	1.663053	1.623127
3	-525.2765	45.95929	0.016039	1.542994	1.634118	1.578221
4	-510.9338	28.31611	0.015571	1.513401	1.630560	1.558693*
5	-509.2643	3.286368	0.015675	1.520070	1.663263	1.575426
6	-507.1984	4.055077	0.015762	1.525603	1.694832	1.591025
7	-503.8196	6.612487	0.015790	1.527381	1.722645	1.602867
8	-487.6905	31.47379*	0.015252*	1.492677*	1.713976	1.578227

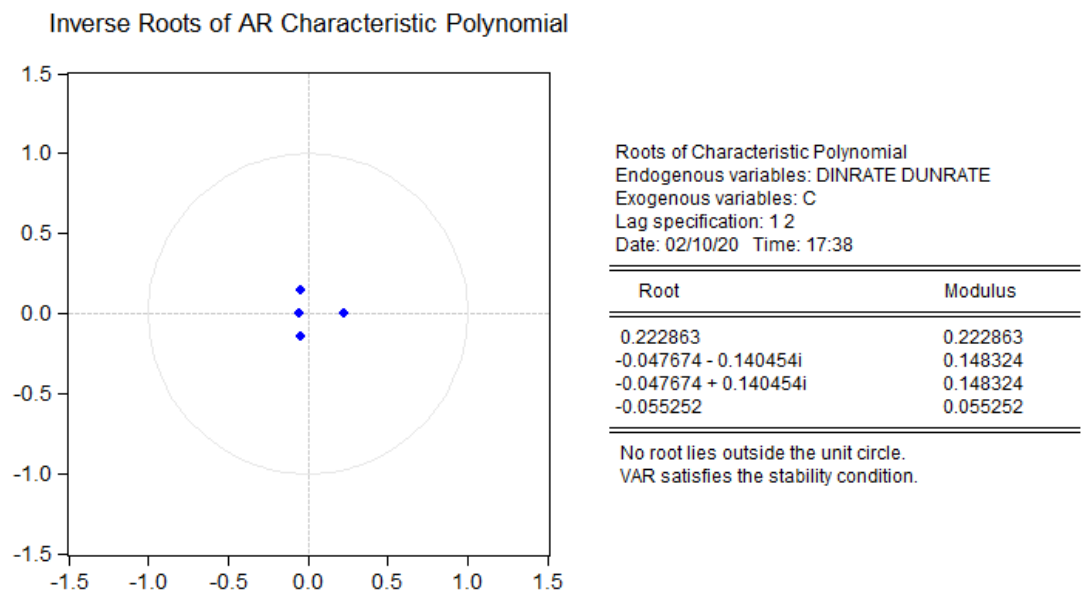
* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Πίνακας 38. Αποτελέσματα τάξης VAR υποδείγματος.

Vector Autoregression Estimates
Date: 02/10/20 Time: 17:25
Sample (adjusted): 1960M04 2018M12
Included observations: 705 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	DINRATE	DUNRATE
DINRATE(-1)	0.112317 (0.03783) [2.96875]	-0.004379 (0.01034) [-0.42360]
DINRATE(-2)	0.029701 (0.03782) [0.78534]	-0.009778 (0.01034) [-0.94610]
DUNRATE(-1)	-0.077123 (0.13802) [-0.55878]	-0.040053 (0.03772) [-1.06192]
DUNRATE(-2)	0.058085 (0.13802) [0.42083]	-0.028243 (0.03772) [-0.74878]
C	-0.003471 (0.02612) [-0.13290]	-0.000151 (0.00714) [-0.02112]
R-squared	0.015131	0.003742
Adj. R-squared	0.009504	-0.001950
Sum sq. resids	336.5801	25.13556
S.E. equation	0.693418	0.189494
F-statistic	2.688695	0.657384
Log likelihood	-739.7267	174.8530
Akaike AIC	2.112700	-0.481853
Schwarz SC	2.145027	-0.449525
Mean dependent	-0.004028	-0.000142
S.D. dependent	0.696737	0.189309
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.017212
Determinant resid covariance		0.016969
Log likelihood		-563.7808
Akaike information criterion		1.627747
Schwarz criterion		1.692402

Πίνακας 39. Αποτελέσματα VAR υποδείγματος πρώτης τάξης.



Πίνακας 40. Αποτελέσματα αντίστροφων ριζών VAR(8) υποδείγματος.

Date: 02/10/20 Time: 17:40
 Sample: 1960M01 2018M12
 Included observations: 698
 Series: DINRATE DUNRATE
 Lags interval: 1 to 8

Selected (0.05 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	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	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	-587.7811	-587.7811	-587.7788	-587.7788	-587.7531
1	-470.3759	-470.2687	-470.2683	-468.7017	-468.6993
2	-448.9639	-448.8496	-448.8496	-447.2678	-447.2678
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	1.775877	1.775877	1.781601	1.781601	1.787258
1	1.450934	1.453492	1.456356	1.454733	1.457591
2	1.401043*	1.406446	1.406446	1.407644	1.407644
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	1.984391	1.984391	2.003148	2.003148	2.021837
1	1.685512	1.694587	1.703967	1.708859	1.718234
2	1.661686*	1.680121	1.680121	1.694351	1.694351

Πίνακας 41. Αποτελέσματα συγκεντρωτικού πίνακα συνολοκλήρωσης με την μέθοδο του Johansen.

Date: 02/10/20 Time: 17:42
Sample (adjusted): 1960M11 2018M12
Included observations: 698 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend
Series: DINRATE DUNRATE
Lags interval (in first differences): 1 to 8

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.285666	277.6343	12.32090	0.0001
At most 1 *	0.059508	42.82394	4.129906	0.0001

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.285666	234.8104	11.22480	0.0001
At most 1 *	0.059508	42.82394	4.129906	0.0001

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

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

DINRATE	DUNRATE
0.771803	24.45742
3.601898	0.573662

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(DINRATE)	-0.020403	-0.169362
D(DUNRATE)	-0.104042	0.004855

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -470.3759

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

DINRATE	DUNRATE
1.000000	31.68870 (1.86817)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

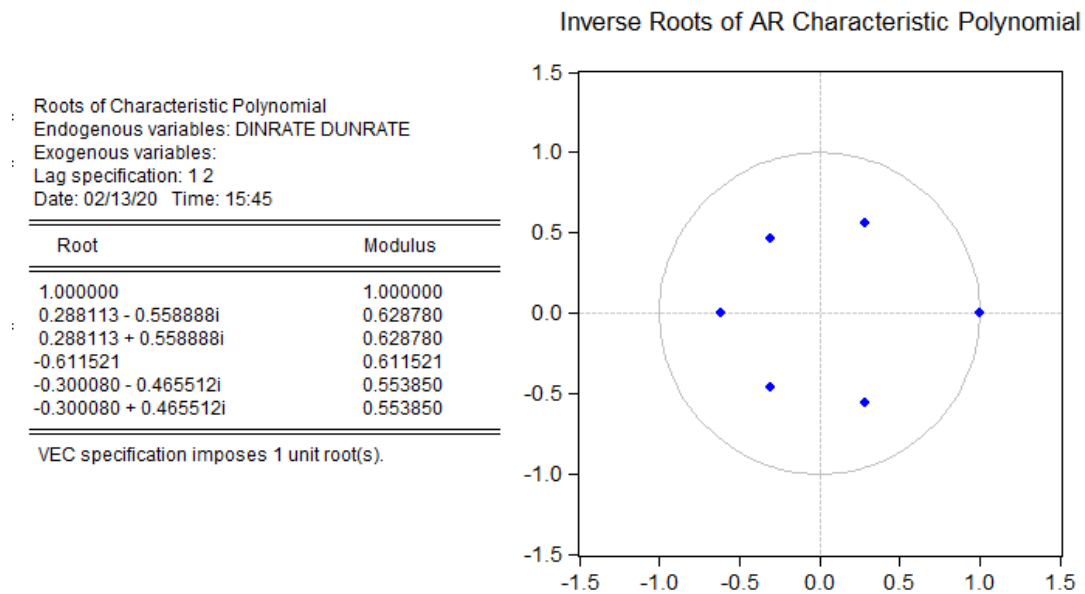
D(DINRATE)	-0.015747 (0.02056)
D(DUNRATE)	-0.080300 (0.00490)

Πίνακας 42. Αποτελέσματα συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο Johansen με το κριτήριο του Akaike και του Schwarz (χωρίς σταθερά και τάση).

Vector Error Correction Estimates
Date: 02/13/20 Time: 15:40
Sample (adjusted): 1960M05 2018M12
Included observations: 704 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
DINRATE(-1)	1.000000	
DUNRATE(-1)	34.62073 (1.70042) [20.3602]	
C	0.003196	
Error Correction:	D(DINRATE)	D(DUNRATE)
CointEq1	-0.006526 (0.00812) [-0.80399]	-0.037967 (0.00189) [-20.1235]
D(DINRATE(-1))	-0.593932 (0.03650) [-16.2722]	0.024869 (0.00848) [2.93114]
D(DINRATE(-2))	-0.304985 (0.03612) [-8.44454]	0.006456 (0.00840) [0.76896]
D(DUNRATE(-1))	0.129949 (0.22577) [0.57558]	0.279461 (0.05248) [5.32493]
D(DUNRATE(-2))	0.159044 (0.15635) [1.01723]	0.239806 (0.03634) [6.59826]
C	-0.000944 (0.02960) [-0.03189]	0.000975 (0.00688) [0.14173]
R-squared	0.286476	0.546545
Adj. R-squared	0.281364	0.543296
Sum sq. resids	430.5051	23.26203
S.E. equation	0.785347	0.182556
F-statistic	56.04853	168.2583
Log likelihood	-825.8124	201.3718
Akaike AIC	2.363103	-0.555033
Schwarz SC	2.401939	-0.516197
Mean dependent	-0.000966	0.000852
S.D. dependent	0.926418	0.270134
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.020410	
Determinant resid covariance	0.020064	
Log likelihood	-621.9505	
Akaike information criterion	1.806678	
Schwarz criterion	1.897295	

Πίνακας 43. Αποτελέσματα υποδείγματος διόρθωσης λαθών (VECM).



Πίνακας 44. Αποτελέσματα στασιμότητας υποδείγματος διόρθωσης λαθών (VECM).

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 12/05/19 Time: 02:30
 Sample: 1960M01 2018M12
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
INRATE does not Granger Cause UNRATE	706	0.29028	0.7481
UNRATE does not Granger Cause INRATE		3.28405	0.0381

Πίνακας 45. Αποτελέσματα αιτιότητας κατά Granger στις πρώτες διαφορές.