



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ

ΟΙ ΕΠΙΔΡΑΣΕΙΣ ΤΩΝ ΔΙΑΤΑΡΑΧΩΝ ΤΗΣ
ΔΗΜΟΣΙΟΝΟΜΙΚΗΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ

Επιμέλεια: Μαρία Λουκά Γεροκωνσταντή

Επιβλέπων Καθηγητής: Αναπ. Καθηγητής Γεώργιος Εμμ. Χάλκος

Βόλος, 2011

Υπεύθυνη δήλωση

Βεβαιώνω ότι είμαι συγγραφέας αυτής της διπλωματικής εργασίας και ότι κάθε βοήθεια την οποία είχα για την προετοιμασία της, είναι πλήρως αναγνωρισμένη και αναφέρεται στη διπλωματική εργασία. Επίσης έχω αναφέρει τις όποιες πηγές από τις οποίες έκανα χρήση δεδομένων, ιδεών ή λέξεων, είτε αυτές αναφέρονται ακριβώς είτε παραφρασμένες. Επίσης βεβαιώνω ότι αυτή η πτυχιακή εργασία προετοιμάστηκε από εμένα προσωπικά ειδικά για τις απαιτήσεις του προγράμματος μεταπτυχιακών σπουδών στην Εφαρμοσμένη Οικονομική του Τμήματος Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου Θεσσαλίας.

Η Δηλούσα
Γεροκωνσταντή Μαρία

Βόλος, Ιανουάριος 2011

Στην οικογένειά μου

Ευχαριστίες

Θα ήθελα να ευχαριστήσω ιδιαιτέρως τον καθηγητή μου κ. Γεώργιο Χάλκο για την πολύτιμη βοήθειά του και τις χρήσιμες υποδείξεις και συμβουλές του καθ' όλη τη διάρκεια αυτής της εργασίας.

Θα ήθελα επίσης να ευχαριστήσω όλους τους καθηγητές του Μεταπτυχιακού Προγράμματος του τμήματος Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου Θεσσαλίας για την μεγάλη τους προθυμία να προσφέρουν πάντα την βοήθειά τους απλόχερα και τη συνεχή τους προσπάθεια να μεταδώσουν πολύτιμες γνώσεις και εμπειρία.

Τέλος πολλές ευχαριστίες θα ήθελα να απευθύνω στην οικογένειά μου που πάντοτε με στηρίζει ηθικά και υλικά και στους φίλους και συναδέλφους του Μεταπτυχιακού.

Περιεχόμενα

<i>Περίληψη</i>	7
<i>Abstract</i>	8
<i>Κεφάλαιο 1</i>	9
<i>Εισαγωγή</i>	9
<i>Κεφάλαιο 2</i>	14
<i>Θεωρητικό Υπόβαθρο</i>	14
<i>2.1 Κλασικό υπόδειγμα</i>	14
<i>2.2. Ο ρόλος της δημοσιονομικής πολιτικής στο Κλασικό υπόδειγμα</i>	17
<i>2.2.1 Επιδράσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών που χρηματοδοτούνται μέσω δανεισμού, στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το κλασικό υπόδειγμα.</i>	18
<i>2.2.2 Επιδράσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών, χρηματοδοτούμενη μέσω φόρων, στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το κλασικό υπόδειγμα.</i>	18
<i>2.3 Κεϋνσιανό υπόδειγμα</i>	19
<i>2.3.1 Ο ρόλος της δημοσιονομικής πολιτικής στο Κεϋνσιανό υπόδειγμα</i>	20
<i>2.3.2 Επιδράσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το κεϋνσιανό υπόδειγμα.</i>	22
<i>2.3.3 Επιδράσεις της μείωσης των φόρων στο προϊόν και στην κατανάλωση σύμφωνα με το κεϋνσιανό υπόδειγμα.</i>	23
<i>2.4 Νεοκλασικό υπόδειγμα</i>	23
<i>2.4.1 Επιδράσεις της δημοσιονομικής πολιτικής στην κατανάλωση, στις επενδύσεις και στον πραγματικό μισθό σύμφωνα με το νεοκλασικό υπόδειγμα.</i>	25
<i>2.5 Νεοκεϋνσιανό υπόδειγμα</i>	26
<i>2.5.1 Επιδράσεις της δημοσιονομικής πολιτικής στην κατανάλωση, στις επενδύσεις και στον πραγματικό μισθό σύμφωνα με το νεοκεϋνσιανό υπόδειγμα.</i>	27
<i>2.5.2 Υποδείγματα αντικυκλικών ανατιμήσεων (Countercyclical mark-ups models)</i>	28
<i>2.5.3 Υποδείγματα ονομαστικής ακαμψίας (Nominal rigidities models)</i>	28
<i>2.5.4 Υποδείγματα αυξανόμενων εσόδων (Increasing returns models)</i>	29
<i>Κεφάλαιο 3</i>	30
<i>Εμπειρικές προσεγγίσεις για την εύρεση διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής στη διεθνή βιβλιογραφία</i>	30
<i>3.1 Recursive Approach</i>	31
<i>3.2 Structural VAR Approach</i>	32

3.3 Sign Restrictions Approach.....	35
3.4 Narrative Approach ή Dummy Variable Approach.....	39
3.5 Θεωρητικά Υποδείγματα.....	40
Κεφάλαιο 4.....	43
Εμπειρική Μεθοδολογία.....	43
4.1 Δεδομένα	43
4.2 Μεθοδολογία – Υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR).....	43
4.3 Εκτίμηση υποδείγματος VAR.....	45
4.4 Έλεγχος στασιμότητας των μεταβλητών	48
4.4.1 Η Μεθοδολογία των Μοναδιαίων Ριζών.....	49
4.4.1.1 Ο Επαυξημένος Έλεγχος Dickey - Fuller (Augmented Dickey – Fuller).....	51
4.4.1.2 Προσδιοριστικοί όροι και Μοναδιαία Ρίζα.....	52
4.5 Προσδιορισμός του υποδείγματος VAR – Επιλογή της τάξης του υποδείγματος VAR.....	54
4.5.1 Ο έλεγχος λόγου πιθανοφανειών LR (Likelihood Ratio)	54
4.5.2 Τα κριτήρια πληροφoρίας Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan Quinn(HQ)	55
4.6 Υποδείγματα VAR και Συνολοκλήρωση.....	56
4.6.1 Διανυσματικά Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών (Vector Error Correction Model)	57
4.6.2 Μεθοδολογία Johansen	58
4.6.2.1 Έλεγχος Βαθμού Συνολοκλήρωσης	60
4.7 Διαγνωστικοί Έλεγχοι VAR (Model Checking).....	62
4.7.1 Κριτήρια Επιλογής του Αριθμού των Υστερήσεων (Lag Length Criteria).....	62
4.7.2 Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος VAR – Inverse roots of AR characteristic Polynomial	63
4.8 Διαγνωστικοί Έλεγχοι των Καταλοίπων.....	63
4.8.1 Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (Autocorrelation LM test)	63
4.8.2 Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων (White Heteroskedasticity test)	64
4.9 Υποδείγματα VAR και Αιτιότητα κατά Granger	64
4.9.1 Έλεγχος Αιτιότητας Granger.....	65
4.10 Αιφνίδιες Αντιδράσεις (Impulse Responses)	66
4.11 Διάσπαση Διακύμανσης (Variance Decomposition)	68
4.12 Πλεονεκτήματα των Υποδειγμάτων VAR	69
4.13 Βασικότερα προβλήματα των υποδειγμάτων VAR.....	70
Κεφάλαιο 5.....	71

<i>Εμπειρικά Αποτελέσματα</i>	71
<i>5.1 Έλεγχοι Στασιμότητας των Μεταβλητών (Unit Root Test)</i>	71
<i>5.2 Προσδιορισμός του υποδείγματος VAR – Επιλογή της τάξης του υποδείγματος VAR</i>	73
<i>5.3 Υποδείγματα VAR και Συνολοκλήρωση</i>	73
<i>5.3.1 Διανυσματικά Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών (Vector Error Correction Model)</i>	74
<i>5.3.2 Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη Μεθοδολογία Johansen</i>	76
<i>5.4 Διαγνωστικοί Έλεγχοι VAR (Model Checking)</i>	77
<i>5.4.1 Κριτήρια Επιλογής του Αριθμού των Υστερήσεων (Lag Length Criteria)</i>	77
<i>5.4.2 Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος VAR – Inverse roots of AR characteristic Polynomial</i>	78
<i>5.5 Διαγνωστικοί Έλεγχοι των Καταλοίπων</i>	78
<i>5.5.1 Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (Autocorrelation LM test)</i>	78
<i>5.5.2 Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων (White Heteroskedasticity test)</i>	79
<i>5.6 Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger (Granger Causality)</i>	80
<i>5.7 Συναρτήσεις Αιφνίδιων Αντιδράσεων (Impulse Response Functions)</i>	83
<i>5.8 Ανάλυση Διάσπασης Διακύμανσης (Variance Decomposition)</i>	87
<i>Κεφάλαιο 6</i>	90
<i>Συμπεράσματα</i>	90
<i>Βιβλιογραφία</i>	93
<i>Ξενόγλωσση</i>	93
<i>Ελληνική Βιβλιογραφία</i>	99
<i>Παράρτημα</i>	100

Περίληψη

Η παρούσα εργασία πραγματεύεται τις επιδράσεις των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής. Η διεθνής βιβλιογραφία χρησιμοποιεί αρκετές προσεγγίσεις για τη διερεύνηση αυτού του θέματος. Η συγκεκριμένη εργασία είναι βασισμένη στη μελέτη των Mountford and Uhlig (2009), γνωστή ως προσέγγιση περιορισμού πρόσημων (sign restrictions approach). Έχουν χρησιμοποιηθεί τριμηνιαία δεδομένα από το 1960-2000 για τις μεταβλητές ΑΕΠ, δημόσιες δαπάνες, δημόσια έσοδα, ιδιωτική κατανάλωση και πραγματικός μισθός για την Αμερικάνικη οικονομία. Η οικονομετρική τους ανάλυση γίνεται με τη μέθοδο των διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR). Όπως προκύπτει από την έρευνα αυτή, μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του ΑΕΠ, του πραγματικού μισθού και της κατανάλωσης ενώ μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων έχει αρνητική επίδραση στο ΑΕΠ, την κατανάλωση και τον πραγματικό μισθό. Από τα αποτελέσματα αυτά όμως μόνο η αρνητική επίδραση μιας θετικής διαταραχής δημοσίων εσόδων στην κατανάλωση είναι ισχυρή.

Λέξεις Κλειδιά: Διαταραχές Δημοσιονομικής Πολιτικής, Δημόσιες Δαπάνες, Δημόσια Έσοδα, VAR.

JEL Classification: E60, E62, H50, C32

Abstract

This study deals with the effects of fiscal policy shocks. International literature uses different approaches for the investigation of this subject. This study is based on the research of Mountford and Ullrich (2009), known as sign restrictions approach. The data are quarterly spanning the period 1960-2000 including the variables of real GDP, government spending, government revenues, private consumption and real wage for the US economy. The econometric analysis is conducted with the VAR method. The conclusion of this research is that a positive government spending shock leads to an increase in GDP, real wage and consumption in contrast to a positive government revenues shock that has a negative effect in GDP, consumption and real wage. From these results only the negative effect of a positive government revenues shock to consumption is robust.

Key Words: Fiscal Policy Shocks, Government Spending, Government Revenue, VAR.

JEL Classification: E60, E62, H50, C32

Κεφάλαιο 1

Εισαγωγή

Η δημοσιονομική πολιτική αποτελεί αναμφισβήτητα ένα από τα σημαντικότερα ζητήματα που απασχολούν όλα τα σύγχρονα κράτη παγκοσμίως καθώς οι επιδράσεις της έχουν συνέπειες στην οικονομία και κατ' επέκταση στην ευημερία των ατόμων. Με τον όρο δημοσιονομική πολιτική εννοούμε όλα τα μέσα που διαθέτει και χρησιμοποιεί το κράτος για την παροχή δημοσίων αγαθών, τη σταθεροποίηση και αναδιανομή του εισοδήματος καθώς και την επίτευξη πλήρους απασχόλησης με απώτερο σκοπό την αύξηση της συνολικής ευημερίας όλων των πολιτών. Η δημοσιονομική πολιτική ασκείται κυρίως με τη χρήση των δημοσίων δαπανών και των φόρων. Οι διαταραχές της δημοσιονομικής πολιτικής αναφέρονται σε απρόσμενες μεταβολές της δημοσιονομικής πολιτικής που επηρεάζουν την οικονομική ευημερία γενικότερα.

Το ζήτημα της δημοσιονομικής πολιτικής έχει απασχολήσει τους οικονομολόγους πριν πολλές δεκαετίες. Συγκεκριμένα, οι κλασικοί οικονομολόγοι θεωρούσαν ότι η δημοσιονομική πολιτική δεν διαδραματίζει σπουδαίο ρόλο καθώς το προϊόν παραμένει αμετάβλητο στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης και μια αύξηση των δημοσίων δαπανών η οποία χρηματοδοτείται είτε μέσω δανεισμού είτε μέσω φόρων έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση των επενδύσεων και της κατανάλωσης. Αντιθέτως, οι κεϋνσιανοί οικονομολόγοι υποστήριζαν ότι το κράτος πρέπει να παρεμβαίνει μέσω της δημοσιονομικής πολιτικής για την επίτευξη της πλήρους απασχόλησης και μια αύξηση των δημοσίων δαπανών έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του προϊόντος και την αύξηση της κατανάλωσης. Επιπροσθέτως, οι νεοκλασικοί οικονομολόγοι υποστήριζαν ότι μια μόνιμη αύξηση των δημοσίων δαπανών που χρηματοδοτείται από εφάπαξ φόρους έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση της επένδυσης και τη μείωση της κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού. Τέλος, οι νεοκεϋνσιανοί οικονομολόγοι θεωρούσαν ότι μια αύξηση των δημοσίων δαπανών θα οδηγήσει σε αύξηση του ΑΕΠ, της κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού.

Εκτός όμως από τις θεωρητικές μελέτες των οικονομολόγων που αναφέρθηκαν παραπάνω, τα τελευταία χρόνια έχει γίνει μια σημαντική προσπάθεια για την εύρεση των επιδράσεων των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής στην οικονομία με τη χρήση εμπειρικών μελετών, με σκοπό να επαληθευτεί ή όχι η ορθότητα των θεωρητικών μελετών για το θέμα της δημοσιονομικής πολιτικής. Συγκεκριμένα, στη διεθνή βιβλιογραφία

υπάρχουν τέσσερις βασικές προσεγγίσεις: η Επαναληπτική Προσέγγιση (Recursive Approach), η Προσέγγιση των υποδειγμάτων Structural VAR (Structural VAR Approach), η Προσέγγιση Περιορισμού Πρόσημων (Sign Restrictions Approach) και η Προσέγγιση των Ψευδομεταβλητών (Narrative ή Dummy Variable Approach).

Η πρώτη προσέγγιση, η Recursive Approach εφαρμόστηκε από τους Fatás and Mihov (2001) οι οποίοι βρήκαν ότι μια απρόσμενη αύξηση των δημοσίων δαπανών οδηγεί σε αύξηση του προϊόντος και της ιδιωτικής κατανάλωσης, ενώ η επένδυση παραμένει αμετάβλητη. Η δεύτερη προσέγγιση, η Structural VAR Approach εφαρμόστηκε αρχικά από τους Blanchard and Perotti (2002) όπου κύρια ευρήματα της μελέτης τους είναι ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του προϊόντος και της κατανάλωσης, τα οποία είναι σύμφωνα με τους νεοκεϋνσιανούς οικονομολόγους. Επιπροσθέτως, βρήκαν ότι μια αύξηση στις δημόσιες δαπάνες έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση των ιδιωτικών επενδύσεων. Όσον αφορά τις διαταραχές των φόρων, βρήκαν ότι μια θετική διαταραχή των φόρων έχει αρνητική επίδραση στο προϊόν το οποίο είναι σύμφωνο με τους κεϋνσιανούς οικονομολόγους. Όμως βρέθηκε ότι μια αύξηση στους φόρους έχει αρνητική επίδραση στην ιδιωτική επένδυση. Το γεγονός ότι αυξήσεις στις δημόσιες δαπάνες και στους φόρους μειώνουν την ιδιωτική επένδυση δεν είναι σύμφωνο με την κεϋνσιανή θεωρία αλλά με τη νεοκλασική καθώς οι κεϋνσιανοί οικονομολόγοι θεωρούν ότι οι αυξήσεις στους φόρους και στις δημόσιες δαπάνες έχουν αντίθετες επιδράσεις στην ιδιωτική επένδυση και όχι τις ίδιες.

Η συγκεκριμένη προσέγγιση επεκτάθηκε στη συνέχεια από τον Perotti (2007), όπου κύρια ευρήματα της εμπειρικής του μελέτης είναι ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει θετικές επιδράσεις στην ιδιωτική κατανάλωση και στον πραγματικό μισθό και αυτά τα αποτελέσματα είναι σύμφωνα με τους νεοκεϋνσιανούς οικονομολόγους. Επιπλέον, οι Fragetta and Melina (2010) βρήκαν ότι μια θετική διαταραχή δημοσίων δαπανών αυξάνει την ιδιωτική κατανάλωση, το προϊόν, την εγχώρια επένδυση και τον πραγματικό μισθό ενώ μειώνει τη μη εγχώρια επένδυση. Μια θετική διαταραχή των φόρων θα έχει ως αποτέλεσμα την μείωση της κατανάλωσης και την αύξηση της μη εγχώριας επένδυσης και των ωρών εργασίας.

Η τρίτη προσέγγιση, η Sign Restrictions Approach εφαρμόστηκε από τους Mountford and Uhlig (2009), οι οποίοι βρήκαν ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει θετικές επιδράσεις στο προϊόν και στην κατανάλωση αν και η κατανάλωση δεν αυξάνεται σημαντικά. Όσον αφορά την επένδυση βρήκαν ότι οι επενδύσεις μειώνονται από μια θετική

διαταραχή τόσο των δημοσίων δαπανών όσο και των δημοσίων εσόδων. Επιπλέον, βρήκαν ότι μια θετική διαταραχή δημοσίων δαπανών δεν αυξάνει τον πραγματικό μισθό αλλά μακροχρόνια τον μειώνει. Επιπροσθέτως, μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση του ΑΕΠ, της κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού αν και μειώνεται με μια υστέρηση. Συνεπώς τα αποτελέσματά τους δεν είναι σύμφωνα ούτε με τους νεοκλασικούς ούτε με τους νεοκεϋνσιανούς οικονομολόγους.

Επίσης, βρήκαν ότι η πολιτική ελλείμματος δημοσίων δαπανών (deficit spending fiscal policy), δίνει ώθηση στην οικονομία για τα τέσσερα πρώτα τρίμηνα αλλά πολύ μικρότερη σε σχέση με την πολιτική ελλείμματος χρηματοδοτημένη από τη μείωση φόρων (deficit financed tax cut fiscal policy). Η καλύτερη δημοσιονομική πολιτική για την κινητοποίηση της οικονομίας είναι η πολιτική ελλείμματος χρηματοδοτημένη από μείωση φόρων (deficit financed tax cut fiscal policy) ενώ θα πρέπει να γίνει αντιληπτό ότι αυτή η πολιτική δεν είναι κατάλληλη για όλες τις οικονομίες, καθώς μπορεί να οδηγήσει μια οικονομία σε υψηλότερο δημόσιο χρέος που μακροχρόνια μπορεί να έχει πολύ χειρότερες επιδράσεις από ότι μια βραχυχρόνια αύξηση του ΑΕΠ. Επιπλέον, η Pappa (2007) χρησιμοποίησε την προσέγγιση περιορισμού πρόσημων (sign restrictions approach) και βρήκε ότι οι πραγματικοί μισθοί και η απασχόληση αυξάνονται σε μια διαταραχή δημόσιας κατανάλωσης και επένδυσης.

Η τέταρτη προσέγγιση, η Dummy Variable Approach εφαρμόστηκε αρχικά από τους Ramey and Shapiro (1998), οι οποίοι βρήκαν ότι μια αύξηση των δαπανών θα οδηγήσει σε αύξηση του προϊόντος και της μη εγχώριας επένδυσης. Αντιθέτως, θα μειώσει την κατανάλωση και τον πραγματικό μισθό. Αυτά τα αποτελέσματα είναι συνεπή με το υπόδειγμα των νεοκλασικών που κύριο εύρημα τους αποτελεί το γεγονός ότι μια αύξηση δημοσίων δαπανών θα μειώσει την κατανάλωση. Επιπροσθέτως, οι Edelberg et al. (1999), οι Burnside et al. (2004) και ο Cavallo (2005) βρήκαν ότι μια απρόσμενη αύξηση των δημοσίων δαπανών θα έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του προϊόντος και της επένδυσης ενώ η κατανάλωση και ο πραγματικός μισθός θα μειωθούν. Τα αποτελέσματά τους είναι συνεπή με το νεοκλασικό υπόδειγμα.

Εκτός όμως από τις παραπάνω προσεγγίσεις χρησιμοποιούνται τα εξής θεωρητικά υποδείγματα: των πραγματικών επιχειρηματικών κύκλων (RBC) και τα δυναμικά στοχαστικά υποδείγματα γενικής ισορροπίας (DSGE). Σύμφωνα με το υπόδειγμα RBC μια αύξηση των δημοσίων δαπανών έχει αρνητική επίδραση στην κατανάλωση και στον πραγματικό μισθό, καθώς μια αύξηση των δημοσίων δαπανών που χρηματοδοτείται από εφάπαξ φόρους έχει ως

αποτέλεσμα την μείωση του πλούτου των νοικοκυριών και συνεπώς τη μείωση της ιδιωτικής κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού, ενώ έχει θετική επίδραση στην απασχόληση. Παραδείγματα αυτού του υποδείγματος αποτελούν οι Edelberg et al. (1999), Burnside et al. (2004), Eichenbaum and Fisher (2005).

Σύμφωνα με τα DSGE υποδείγματα μια απρόσμενη αύξηση των δημοσίων δαπανών έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση της κατανάλωσης, της απασχόλησης και του πραγματικού μισθού. Παραδείγματα αυτών των υποδειγμάτων αποτελούν οι Ravn et al. (2006) οι οποίοι βρήκαν ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών θα επιφέρει αύξηση στην κατανάλωση, στην απασχόληση και στον πραγματικό μισθό και οι Galí et al. (2007) οι οποίοι βρήκαν ότι μια θετική διαταραχή δημοσίων δαπανών έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση της κατανάλωσης, της απασχόλησης και του πραγματικού μισθού.

Επιπροσθέτως, ο Linnemann (2006) βρήκε ότι μια απρόσμενη αύξηση των δημοσίων δαπανών θα έχει ως αποτέλεσμα η ιδιωτική κατανάλωση και η απασχόληση να αυξηθούν, ενώ ο πραγματικός μισθός να μειωθεί. Τα αποτελέσματά του είναι συνεπή με τα DSGE υποδείγματα ως προς την ιδιωτική κατανάλωση και την απασχόληση αλλά έρχονται σε αντίθεση ως προς τον πραγματικό μισθό. Τέλος, οι Caldara and Kamps (2008), υποστηρίζουν ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών αυξάνει το προϊόν, την ιδιωτική κατανάλωση καθώς και τον πραγματικό μισθό. Όμως, δεν αυξάνει την απασχόληση γεγονός που έρχεται σε αντίθεση με τα DSGE υποδείγματα.

Η παρούσα εργασία είναι βασισμένη στη μελέτη των Mountford and Uhlig (2009) και χρησιμοποιούμε τη μεθοδολογία των υποδειγμάτων διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR) για την εύρεση των επιδράσεων των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιούμε τριμηνιαία δεδομένα των μεταβλητών: ΑΕΠ, δημόσιες δαπάνες, δημόσια έσοδα, ιδιωτική κατανάλωση και πραγματικός μισθός. Ακολουθώντας τη μελέτη των Mountford and Uhlig (2009) θεωρούμε ότι οι διαταραχές της δημοσιονομικής πολιτικής είναι ένας γραμμικός συνδυασμός δυο βασικών διαταραχών: των διαταραχών των δημοσίων δαπανών και των δημοσίων εσόδων. Στόχος λοιπόν της παρούσας εργασίας αποτελεί η εύρεση των επιδράσεων των διαταραχών δημοσίων δαπανών και δημοσίων εσόδων στις μακροοικονομικές μεταβλητές ΑΕΠ, κατανάλωση και πραγματικός μισθός οι οποίες θα προσδιοριστούν με τη χρήση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων.

Η παρούσα μελέτη οργανώνεται ως ακολούθως: στο κεφάλαιο 2 παρουσιάζονται οι βασικές θεωρίες των κλασικών, κεϋνσιανών, νεοκλασικών και νεοκεϋνσιανών οικονομολόγων για το ρόλο της δημοσιονομικής πολιτικής, στο κεφάλαιο 3 παραθέτονται οι

εμπειρικές προσεγγίσεις για την εύρεση των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής στη διεθνή βιβλιογραφία, στο κεφάλαιο 4 παρουσιάζεται η εμπειρική μεθοδολογία των υποδειγμάτων VAR, στο κεφάλαιο 5 παρουσιάζονται και σχολιάζονται αναλυτικά τα εμπειρικά αποτελέσματα και στο κεφάλαιο 6 παρουσιάζονται τα συμπεράσματα και οι προτάσεις για την περαιτέρω διερεύνηση του θέματος.

Κεφάλαιο 2

Θεωρητικό Υπόβαθρο

Στην ενότητα αυτή επιχειρείται μια συνοπτική παρουσίαση τόσο των οικονομικών θεωριών που έχουν αναπτυχθεί γύρω από το θέμα της δημοσιονομικής πολιτικής και τις επιδράσεις της στην οικονομία όσο και των εμπειρικών μελετών γύρω από το θέμα αυτό. Αρχικά αναπτύσσονται οι βασικές απόψεις της κλασικής, της κενυσιανής, της νεοκλασικής και της νεοκενυσιανής θεωρίας καθώς και οι επιπτώσεις της δημοσιονομικής πολιτικής. Στη συνέχεια, παρουσιάζονται οι τέσσερις εμπειρικές προσεγγίσεις που εξετάζουν τις επιδράσεις των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής στις μακροοικονομικές μεταβλητές και ελέγχεται κατά πόσο τα αποτελέσματα αυτών των μελετών είναι σύμφωνα με τις οικονομικές θεωρίες που έχουν αναπτυχθεί.

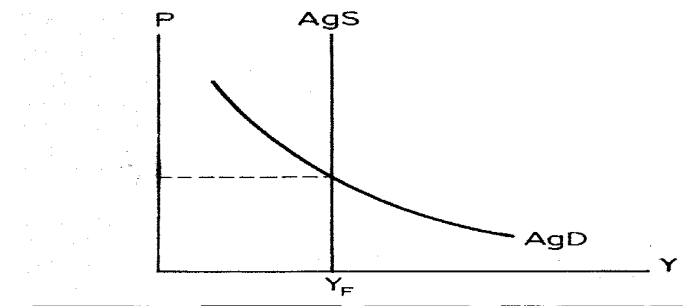
2.1 Κλασικό υπόδειγμα

Σύμφωνα με τις βασικές υποθέσεις του κλασικού υποδείγματος οι αγορές είναι ανταγωνιστικές και υπάρχει πλήρη ευκαμψία ονομαστικών μισθών, τιμών και επιτοκίου. Ο μηχανισμός της αγοράς εγγυάται την πλήρη απασχόληση, δηλαδή δεν υπάρχει ακούσια ανεργία, και την παραγωγή του προϊόντος πλήρους απασχόλησης. Η καμπύλη συνολικής ζήτησης AD προσδιορίζεται από την εξίσωση της ποσοτικής θεωρίας του χρήματος $M * V = P * Y$, όπου M είναι η ποσότητα του χρήματος, V είναι η εισοδηματική ταχύτητα κυκλοφορίας του χρήματος, P είναι το επίπεδο τιμών των τελικών αγαθών και Y είναι το συνολικά παραγόμενο πραγματικό προϊόν. Με δεδομένα τα V , M η ποσοτική θεωρία του χρήματος προσδιορίζει τη συνάρτηση συνολικής ζήτησης ως : $Y_D = M * V / P$. Συνεπώς, η καμπύλη συνολικής ζήτησης έχει αρνητική κλίση καθώς από τη συνάρτηση συνολικής ζήτησης είναι φανερό ότι υπάρχει αντίστροφη σχέση μεταξύ του επιπέδου τιμών και του συνολικά παραγόμενου προϊόντος.

Η καμπύλη συνολικής προσφοράς AS προσδιορίζεται από το επίπεδο ισορροπίας της απασχόλησης στην ανταγωνιστική αγορά εργασίας, όπου υπάρχει πλήρη ευκαμψία των ονομαστικών μισθών και από την συνάρτηση παραγωγής. Η συνάρτηση παραγωγής είναι της μορφής $Y_F = f(L_F, X_1, X_2, \dots, X_n)$, όπου L_F είναι το επίπεδο ισορροπίας της απασχόλησης και X_1, X_2, \dots, X_n είναι οι δεδομένες ποσότητες των παραγωγικών συντελεστών. Η καμπύλη συνολικής προσφοράς AS είναι κάθετη στον οριζόντιο άξονα στο επίπεδο πλήρους

απασχόλησης (πλήρως ανελαστική ως προς τις τιμές). Οι καμπύλες συνολικής προσφοράς (AS) και συνολικής ζήτησης (AD) παρουσιάζονται στο παρακάτω σχήμα:

Σχήμα 1: Καμπύλες Συνολικής Προσφοράς και Συνολικής Ζήτησης στο Κλασικό Υπόδειγμα



Πηγή: Δημόπουλος (1998, σελίδα 131, Ι τόμος).

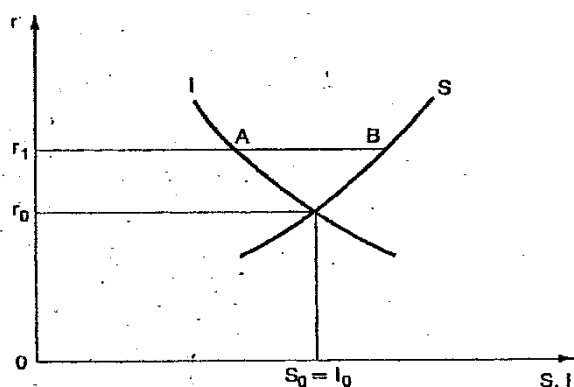
Όπως είναι φανερό από το παραπάνω διάγραμμα, στο κλασικό υπόδειγμα το επίπεδο ισορροπίας του συνολικού προϊόντος καθορίζεται από την συνολική προσφορά και είναι το επίπεδο πλήρους απασχόλησης του συνολικού προϊόντος (Y_F) ενώ η συνολική ζήτηση επηρεάζει μόνο το επίπεδο των τιμών (P) και τα ονομαστικά μεγέθη της οικονομίας.

Εκτός όμως από την αγορά προϊόντος όπου προσδιορίζεται το επίπεδο ισορροπίας του συνολικού προϊόντος, οι κλασικοί ανέπτυξαν και την αγορά δανειακών κεφαλαίων. Στην αγορά δανειακών κεφαλαίων προσδιορίζεται το επίπεδο ισορροπίας του επιτοκίου r , το επίπεδο ισορροπίας της συνολικής επένδυσης I και το επίπεδο ισορροπίας της συνολικής αποταμίευσης S . Βασική υπόθεση των κλασικών οικονομολόγων είναι ότι τα άτομα αποταμιεύουν ένα μέρος του εισοδήματός τους και προσφέρουν αυτές τις αποταμιεύσεις στις επιχειρήσεις με αντάλλαγμα την είσπραξη τόκων για τα δανειζόμενα κεφάλαια. Συνεπώς, η επένδυση που επιθυμούν να πραγματοποιήσουν οι επιχειρήσεις είναι ίση με την αποταμίευση των ατόμων.

Η συνάρτηση ζήτησης δανειακών κεφαλαίων (συνάρτηση επενδύσεων) των επιχειρήσεων είναι: $I = I(r)$, όπου I είναι η ζητούμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων και r είναι το επιτόκιο. Η καμπύλη ζήτησης δανειακών κεφαλαίων (καμπύλη επενδύσεων) των επιχειρήσεων της οικονομίας έχει αρνητική κλίση λόγω της φθίνουσας οριακής αποδοτικότητας του επενδυόμενου κεφαλαίου. Όσο μεγαλύτερο είναι το επιτόκιο τόσο μικρότερη θα είναι η ζητούμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων και αντίστροφα ($dI/dr < 0$).

Η συνάρτηση προσφοράς δανειακών κεφαλαίων (συνάρτηση αποταμίευσης) των ατόμων είναι: $S = S(r)$, όπου S είναι η προσφερόμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων και r είναι το επιτόκιο. Η καμπύλη προσφοράς δανειακών κεφαλαίων των ατόμων (καμπύλη αποταμιεύσεων) έχει θετική κλίση λόγω της φθίνουσας οριακής χρησιμότητας της κατανάλωσης. Όσο υψηλότερο είναι το επιτόκιο τόσο μεγαλύτερο κίνητρο θα έχουν τα άτομα να αποταμιεύουν και συνεπώς τόσο μεγαλύτερη θα είναι η προσφερόμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων και αντίστροφα ($dS/dr > 0$). Η αγορά κεφαλαίων θα είναι σε ισορροπία όταν το επιτόκιο εξισώσει την ζητούμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων με την προσφερόμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων, όταν δηλαδή $S(r) = I(r)$. Οι καμπύλες ζήτησης και προσφοράς δανειακών κεφαλαίων στην ισορροπία απεικονίζονται στο ακόλουθο σχήμα.

Σχήμα 2: Καμπύλες Ζήτησης και Προσφοράς δανειακών κεφαλαίων στην ισορροπία



Πηγή: Λιανός, Μπένος (1998, σελίδα 156)

Όπως φαίνεται στο παραπάνω διάγραμμα, αν το επιτόκιο είναι r_1 τότε η προσφερόμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων θα είναι μεγαλύτερη από τη ζητούμενη ποσότητα κατά το ποσό AB και το επιτόκιο θα μειωθεί. Αντιθέτως αν το επιτόκιο είναι χαμηλότερο από το επιτόκιο ισορροπίας r_0 , η προσφερόμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων θα είναι μικρότερη από τη ζητούμενη και το επιτόκιο θα αυξηθεί. Στην ισορροπία η προσφερόμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων είναι ίση με τη ζητούμενη και το επιτόκιο είναι r_0 . Αξίζει να αναφερθεί ότι σύμφωνα με την κλασική θεωρία το επιτόκιο δεν επηρεάζει το ύψος του συνολικού προϊόντος στην οικονομία αλλά μόνο προσδιορίζει την κατανομή του εισοδήματος μεταξύ κατανάλωσης και αποταμίευσης ($Y_F = C + S$). Επιπλέον εξασφαλίζει την ισότητα αποταμίευσης και επένδυσης στην αγορά δανειακών κεφαλαίων και συνεπώς

ισότητα μεταξύ του προϊόντος πλήρους απασχόλησης και της συνολικής ζήτησης (Λιανός, Μπένος, 1998).

Συμπερασματικά λοιπόν, σύμφωνα με την κλασική θεωρία η συνολική προσφορά καθορίζει το επίπεδο ισορροπίας του συνολικού προϊόντος το οποίο είναι το επίπεδο πλήρους απασχόλησης και ο ρόλος της συνολικής ζήτησης είναι δευτερεύον καθώς μια αύξηση της προσφοράς χρήματος θα μετατοπίσει την καμπύλη συνολικής ζήτησης προς τα πάνω με αποτέλεσμα την αύξηση του επιπέδου τιμών. Συνεπώς ο ρόλος της νομισματικής πολιτικής είναι περιορισμένος καθώς δεν επηρεάζει το επίπεδο του συνολικού προϊόντος ισορροπίας (η AS κάθετη στον οριζόντιο άξονα) αλλά μόνο τη συνολική ζήτηση AD και μέσω αυτής το επίπεδο τιμών, προκαλώντας πληθωριστικές ή αντιπληθωριστικές πιέσεις. Αντιθέτως, η δημοσιονομική πολιτική δεν διαδραματίζει κάποιο σημαντικό ρόλο μιας και η ποσότητα ισορροπίας παραμένει αμετάβλητη (η AS κάθετη στον οριζόντιο άξονα) και το μόνο που μπορεί να καθορίσει είναι η μεταβολή της αναλογίας του συνολικού προϊόντος μεταξύ ιδιωτικού και δημοσίου τομέα ($Y = C + I + G$).

2.2. Ο ρόλος της δημοσιονομικής πολιτικής στο Κλασικό υπόδειγμα

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, σύμφωνα με την κλασική θεωρία ο ονομαστικός μισθός και οι τιμές είναι πλήρως εύκαμπτες έτσι ώστε ο πραγματικός μισθός να προσαρμόζεται και να διατηρείται η ισορροπία στην αγορά εργασίας τείνοντας αυτόματα η οικονομία να ισορροπήσει στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης. Για να γίνει κατανοητός ο ρόλος της δημοσιονομικής πολιτικής στο κλασικό υπόδειγμα είναι χρήσιμο να αναφερθεί η περίπτωση όπου υπάρχει υποαπασχόληση και συνεπώς η οικονομία δεν λειτουργεί στο επίπεδο ισορροπίας, δηλαδή της πλήρους απασχόλησης. Καθώς ο μισθός είναι υψηλότερος από εκείνον στην πλήρη απασχόληση, το κράτος μπορεί να αυξήσει τις δημόσιες δαπάνες για να τονώσει τη ζήτηση και την απασχόληση ώστε να οδηγηθεί σταδιακά στο επίπεδο ισορροπίας. Η χρηματοδότηση αυτή των δημοσίων δαπανών σε μια οικονομία μπορεί να γίνει είτε μέσω δανεισμού είτε μέσω φορολογίας.

2.2.1 Επιδράσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών που χρηματοδοτούνται μέσω δανεισμού, στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το κλασικό υπόδειγμα.

Βασική υπόθεση είναι ότι ο κρατικός προϋπολογισμός είναι ισορροπημένος και η αύξηση των δημοσίων δαπανών χρηματοδοτείται εξολοκλήρου με δανεισμό. Η αύξηση των δημοσίων δαπανών έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση της ζήτησης για δανειακά κεφάλαια, δηλαδή την μετατόπιση της καμπύλης ζήτησης δανειακών κεφαλαίων (καμπύλη επενδύσεων) προς τα δεξιά και συνεπώς την αύξηση του επιτοκίου. Αυτή η αύξηση του επιτοκίου θα έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση της αποταμίευσης καθώς ένα υψηλότερο επιτόκιο παρακινεί τους ανθρώπους να αποταμιεύουν περισσότερο. Η αύξηση όμως της αποταμίευσης έχει ως αποτέλεσμα την ισόποση μείωση της κατανάλωσης.

Επιπλέον, η αύξηση του επιτοκίου θα έχει ως αποτέλεσμα την μείωση της επένδυσης καθώς ο δανεισμός θα κοστίζει περισσότερο για τις επιχειρήσεις, ενώ η συνολική ζήτηση παραμένει αμετάβλητη στο επίπεδο του συνολικού προϊόντος. Συνεπώς, σύμφωνα με την κλασική θεωρία, μια αύξηση των δημοσίων δαπανών κατά G εκτοπίζει ένα μέρος της ιδιωτικής δαπάνης ($C + I$) κατά το ίδιο ποσό και το επίπεδο συνολικού προϊόντος ισορροπίας δεν θα μεταβληθεί. Συνεπώς οι επενδύσεις δεν μειώνονται κατά το ίδιο ποσό που αυξάνεται ο δανεισμός αλλά λιγότερο.

2.2.2 Επιδράσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών, χρηματοδοτούμενη μέσω φόρων, στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το κλασικό υπόδειγμα.

Εάν οι δημόσιες δαπάνες χρηματοδοτούνται από την είσπραξη φόρων, δηλαδή $G = T$, τότε το διαθέσιμο εισόδημα των νοικοκυριών ($Y - T$) θα μειωθεί κατά το ποσό των φόρων καθώς το πραγματικό εισόδημα Y είναι αμετάβλητο. Το διαθέσιμο εισόδημα ισούται με την κατανάλωση συν την αποταμίευση ($Y - T = C + S$) και συνεπώς, μια αύξηση των δημοσίων δαπανών θα μειώσει την κατανάλωση και την αποταμίευση. Όμως, η μείωση της αποταμίευσης θα μειώσει τις επενδύσεις κατά το ίδιο ποσό καθώς όπως έχει αναφερθεί παραπάνω στην αγορά κεφαλαίων η ζητούμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων ισούται με την προσφερόμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων $S = I$. Η συνολική ζήτηση θα παραμείνει αμετάβλητη στο επίπεδο συνολικού προϊόντος.

Συμπερασματικά λοιπόν, σύμφωνα με το κλασικό υπόδειγμα η δημοσιονομική πολιτική δεν επηρεάζει τη συνολική ζήτηση. Επίσης, γίνεται αντιληπτό ότι η χρηματοδότηση των δημοσίων δαπανών μέσω φόρων είναι πιθανό να έχει μεγαλύτερες επιπτώσεις στην κατανάλωση σε σχέση με τις επενδύσεις και γι' αυτό οι κλασικοί υποστήριζαν ότι η αύξηση δημοσίων δαπανών θα πρέπει να γίνεται μέσω δανεισμού (Felderer and Homburg (1991)).

Αξίζει να σημειωθεί ότι σύμφωνα με τους κλασικούς το προϊόν θα μπορούσε να αυξηθεί αν μετατοπιζόταν η προσφορά εργασίας. Αυτό θα μπορούσε ίσως να επιτευχθεί μέσω της μείωσης των φορολογικών συντελεστών. Η μείωση των φορολογικών συντελεστών θα τονώνει τα κίνητρα για εργασία με αποτέλεσμα η προσφορά εργασίας να αυξηθεί και συνεπώς η καμπύλη προσφοράς εργασίας να μετατοπιστεί δεξιά. Αυτό θα είχε ως αποτέλεσμα τη μείωση του πραγματικού μισθού, την αύξηση της απασχόλησης και την αύξηση του προϊόντος.

2.3 Κεϋνσιανό υπόδειγμα

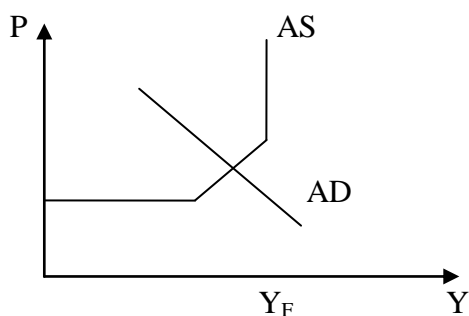
Σύμφωνα με το κεϋνσιανό υπόδειγμα, ο ονομαστικός μισθός και το επίπεδο τιμών εμφανίζουν πλήρη ακαμψία στη βραχυχρόνια περίοδο και τα άτομα διακατέχονται από αυταπάτη χρήματος καθώς δεν γίνεται διάκριση μεταξύ ονομαστικών και πραγματικών μεγεθών. Υπάρχουν αχρησιμοποίητοι παραγωγικοί συντελεστές και οι επιχειρήσεις προσφέρουν στο επίπεδο τιμών που υπάρχει οποιοδήποτε μέγεθος προϊόντος ζητείται. Σε αντίθεση με την κλασική θεωρία, η οικονομία δεν ισορροπεί στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης του συνολικού προϊόντος και υπάρχει ακούσια ανεργία. Η καμπύλη συνολικής προσφοράς AS προσδιορίζεται από τις συνθήκες της μη ανταγωνιστικής αγοράς εργασίας και βραχυχρόνια είναι οριζόντια στο ύψος του άκαμπτου επιπέδου τιμών (πλήρως ελαστική ως προς το επίπεδο τιμών) ενώ μακροχρόνια είναι κάθετη (πλήρως ανελαστική ως προς το επίπεδο τιμών) στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης του συνολικού προϊόντος.

Η καμπύλη συνολικής ζήτησης AD προσδιορίζεται από την ταυτόχρονη ισορροπία στην αγορά αγαθών και υπηρεσιών και στην αγορά χρήματος (IS-LM). Επίσης, έχει αρνητική κλίση καθώς ένα χαμηλό επίπεδο τιμών για δεδομένη προσφορά χρήματος αυξάνει την προσφορά πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων (M/P), η μειωμένη προσφορά πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων μετατοπίζει την καμπύλη LM προς τα πάνω, το επιτόκιο αυξάνεται και μειώνεται το συνολικό προϊόν ισορροπίας (Mankiw, 2000). Βραχυχρόνια, η συνολική ζήτηση καθορίζει το επίπεδο ισορροπίας του συνολικού προϊόντος και αυτό δεν είναι το

επίπεδο πλήρους απασχόλησης εφόσον η συνολική προσφορά είναι πλήρως ελαστική. Καθώς το επίπεδο τιμών παραμένει σταθερό, κάθε μεταβολή της συνολικής ζήτησης έχει ως αποτέλεσμα τη μεταβολή του συνολικού προϊόντος μέχρι να επιτευχθεί η πλήρης απασχόληση.

Αντιθέτως, στη μακροχρόνια περίοδο, το επίπεδο τιμών είναι εύκαμπτο και είναι πιθανό οι ονομαστικοί μισθοί να είναι άκαμπτοι προς τα κάτω. Η καμπύλη συνολικής προσφοράς είναι κατακόρυφη (πλήρως ανελαστική στο επίπεδο τιμών) καθώς μακροχρόνια ο πραγματικός μισθός προσαρμόζεται ώστε να διατηρείται ισορροπία στην αγορά εργασίας και η οικονομία να ισορροπεί αυτόματα στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης. Υπάρχει όμως και ένα ενδιάμεσο τμήμα όπου η καμπύλη συνολικής προσφοράς είναι ανερχόμενη με θετική κλίση προς τα πάνω (ελαστική ως προς την τιμή) μέχρι το επίπεδο πλήρους απασχόλησης. Σε αυτό το τμήμα, οι ονομαστικοί μισθοί δεν είναι πλήρως άκαμπτοι αλλά αργούν να προσαρμοστούν σε μια αύξηση του επιπέδου τιμών, με αποτέλεσμα να μειώνονται οι πραγματικοί μισθοί και να αυξάνεται η απασχόληση και το συνολικό προϊόν (θετική κλίση καμπύλης συνολικής προσφοράς). Οι καμπύλες συνολικής ζήτησης και προσφοράς απεικονίζονται στο παρακάτω σχήμα.

Σχήμα 3: Καμπύλες Συνολικής Ζήτησης και Προσφοράς στην περιοχή του Keynes (οριζόντια AS), στην ενδιάμεση περιοχή (AS θετική κλίση) και στην Κλασική περιοχή (κάθετη AS)



2.3.10 ρόλος της δημοσιονομικής πολιτικής στο Κεϋνσιανό υπόδειγμα

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, η οικονομία βραχυχρόνια δεν ισορροπεί στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης και υπάρχει ακούσια ανεργία στην οικονομία. Καθώς το επίπεδο τιμών παραμένει σταθερό, κάθε μεταβολή της συνολικής ζήτησης έχει ως αποτέλεσμα τη μεταβολή του συνολικού προϊόντος μέχρι να επιτευχθεί η πλήρης απασχόληση. Συγκεκριμένα, οι παράγοντες που μετατοπίζουν την καμπύλη συνολικής ζήτησης για

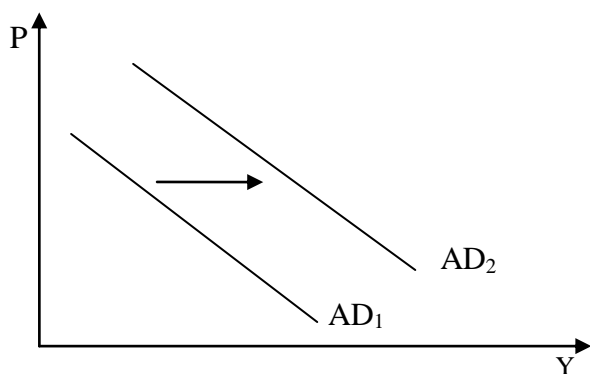
δεδομένο επίπεδο τιμών είναι οι παράγοντες που μετατοπίζουν την καμπύλη IS ή την καμπύλη LM. Το υπόδειγμα IS-LM περιλαμβάνει τις ακόλουθες δυο εξισώσεις:

$$\text{IS: } Y = C(Y-T) + I(i, Y) + G \quad (2.3.1.1)$$

$$\text{LM: } M/P = L(i, Y) \quad (2.3.1.2)$$

Από τις παραπάνω δυο εξισώσεις είναι φανερό ότι μια αύξηση των δημοσίων δαπανών ή μια μείωση των φόρων θα μετατοπίσουν την καμπύλη IS προς τα δεξιά και αυτό θα οδηγήσει σε αύξηση του επιτοκίου και του προϊόντος για δεδομένο επίπεδο τιμών. Αυτό θα έχει ως αποτέλεσμα την μετατόπιση της καμπύλης συνολικής ζήτησης προς τα δεξιά. Επιπροσθέτως, μια αύξηση της προσφοράς χρήματος M με δεδομένο το επίπεδο τιμών θα μετατοπίσει την καμπύλη LM προς τα κάτω και αυτό θα προκαλέσει αύξηση του προϊόντος και μείωση του επιτοκίου. Αυτό θα έχει ως αποτέλεσμα την μετατόπιση της καμπύλης συνολικής ζήτησης προς τα δεξιά. Στο παρακάτω σχήμα (σχήμα 4) απεικονίζονται οι μετατοπίσεις της συνολικής ζήτησης AD προς τα δεξιά λόγω μιας επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής, όπως είναι μια αύξηση δημοσίων δαπανών ή μια μείωση φόρων, και λόγω μιας επεκτατικής νομισματικής πολιτικής. Συνεπώς, ο μόνος τρόπος για να μεταβεί η οικονομία στην πλήρη απασχόληση είναι μέσω της αύξησης της συνολικής ζήτησης η οποία μπορεί να επιτευχθεί είτε μέσω δημοσιονομικής πολιτικής είτε μέσω νομισματικής. Είναι εμφανές λοιπόν ότι η δημοσιονομική πολιτική διαδραματίζει σπουδαίο ρόλο στο κεϋνσιανό υπόδειγμα.

Σχήμα 4: Μετατοπίσεις της καμπύλης Συνολικής Ζήτησης AD λόγω Επεκτατικής Δημοσιονομικής Πολιτικής

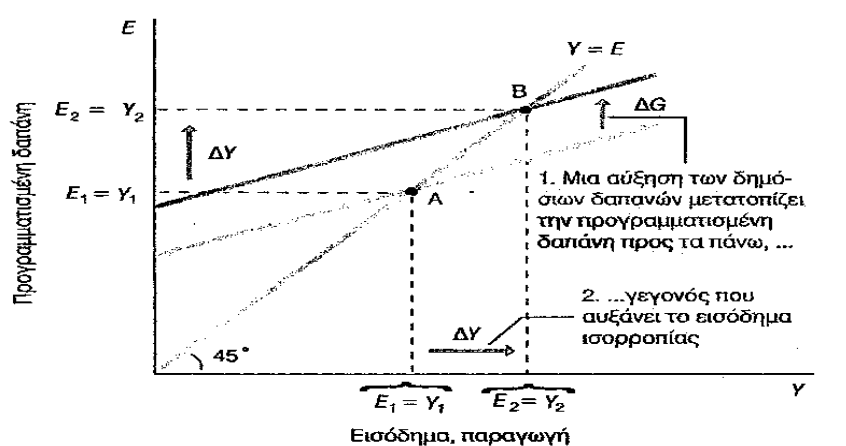


2.3.2 Επιδράσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το κεϋνσιανό υπόδειγμα.

Σύμφωνα με το υπόδειγμα του κεϋνσιανού σταυρού, μια αύξηση των δημοσίων δαπανών στην αγορά αγαθών και υπηρεσιών κατά ΔG μετατοπίζει την προγραμματισμένη δαπάνη (E) προς τα πάνω κατά ΔG καθώς οι δημόσιες δαπάνες αποτελούν βασική συνιστώσα αυτής ($E = C + I + G$). Συνεπώς μια αύξηση στις δημόσιες δαπάνες θα αυξήσει πολλαπλασιαστικά το εισόδημα κατά ΔY . Αυτό απεικονίζεται στο σχήμα 5. Ο λόγος $\Delta Y / \Delta G$ είναι ο γνωστός πολλαπλασιαστής δημοσίων δαπανών και δείχνει πόσο θα αυξηθεί το εισόδημα αν οι δημόσιες δαπάνες αυξηθούν κατά μία μονάδα. Η αύξηση όμως του εισοδήματος θα αυξήσει την κατανάλωση κατά $MPC \cdot \Delta G$ όπου MPC είναι η οριακή ροπή για κατανάλωση. Αξίζει να σημειωθεί ότι ο πολλαπλασιαστής των δημοσίων δαπανών είναι ίσος με $\Delta Y / \Delta G = 1 / 1 - MPC$ και είναι μεγαλύτερος της μονάδος (Mankiw, 2000).

Συμπερασματικά, μια αύξηση των δημοσίων δαπανών αυξάνει το προϊόν και την κατανάλωση. Οι επιπτώσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών στην επένδυση δεν είναι γνωστές, καθώς θα εξαρτηθούν από το μέγεθος της επίδρασης του επιταχυντή και από την επίδραση του επιτοκίου. Συγκεκριμένα, η επίδραση του επιταχυντή είναι θετική, ενώ του επιτοκίου αρνητική στις επενδύσεις και συνεπώς αν η επίδραση του επιταχυντή είναι μεγαλύτερη από αυτή του επιτοκίου τότε η αύξηση των δημοσίων δαπανών θα οδηγήσει τελικά σε αύξηση της επένδυσης. Αντιθέτως η αύξηση του επιτοκίου που θα προκληθεί από μια αύξηση στις δημόσιες δαπάνες ασκεί αρνητική επίδραση στην επένδυση.

Σχήμα 5: Επιδράσεις της αύξησης δημοσίων δαπανών στο προϊόν

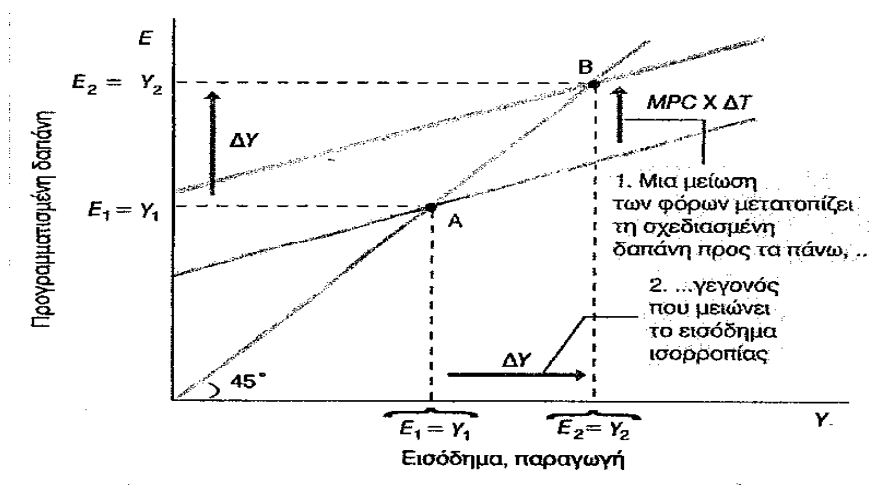


Πηγή : Mankiw (2000, σελίδα 54, Β τόμος).

2.3.3 Επιδράσεις της μείωσης των φόρων στο προϊόν και στην κατανάλωση σύμφωνα με το κεϋνσιανό υπόδειγμα.

Σύμφωνα με το κεϋνσιανό υπόδειγμα μια μείωση των φόρων κατά ΔT έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση της κατανάλωσης κατά $MPC \cdot \Delta T$ καθώς η κατανάλωση εξαρτάται θετικά από το διαθέσιμο εισόδημα ($Y - T$). Συνεπώς, σύμφωνα με το υπόδειγμα του κεϋνσιανού σταυρού για κάθε δεδομένο επίπεδο εισοδήματος η προγραμματισμένη δαπάνη θα είναι υψηλότερη. Η καμπύλη της προγραμματισμένης δαπάνης θα μετατοπιστεί προς τα πάνω και συνεπώς το προϊόν θα αυξηθεί. Μια μείωση λοιπόν των φόρων ενεργεί πολλαπλασιαστικά στο εισόδημα κατά ΔY . Ο λόγος $\Delta Y / \Delta T$ είναι ο γνωστός πολλαπλασιαστής των φόρων και είναι ίσος με $-\text{MPC} / 1 - \text{MPC}$ και δείχνει πόσο θα αυξηθεί το εισόδημα αν οι φόροι μειωθούν κατά μια μονάδα. Στο παρακάτω σχήμα απεικονίζεται η μείωση των φόρων στον κεϋνσιανό σταυρό.

Σχήμα 6: Επιδράσεις της μείωσης των φόρων στο προϊόν



Πηγή : Mankiw (2000, σελίδα 57, Β τόμος).

2.4 Νεοκλασικό υπόδειγμα

Κύριοι πρωτεργάτες της νεοκλασικής προσέγγισης είναι ο R.Lucas, T.Sargent, N.Wallace και ο R.Barro. Σύμφωνα με τους νεοκλασικούς οικονομολόγους, οι ονομαστικοί μισθοί και το επίπεδο τιμών εμφανίζουν πλήρη ευκαμψία και οι εργαζόμενοι δεν διακατέχονται από αυταπάτη χρήματος. Συγκεκριμένα, προβλέπουν το επίπεδο τιμών σε κάθε περίοδο και προσαρμόζουν τις προσδοκίες τους στο πραγματικό επίπεδο τιμών ($P = P^e$)

διεκδικώντας ανάλογες αυξήσεις στο μισθό τους. Η αγορά εργασίας είναι ανταγωνιστική και εξασφαλίζει ισορροπία πλήρους απασχόλησης. Συνεπώς, η μακροχρόνια καμπύλη συνολικής προσφοράς AS είναι κατακόρυφη (πλήρως ανελαστική ως προς το επίπεδο τιμών) στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης του συνολικού προϊόντος. Πολλές φορές οι εργαζόμενοι μπορεί να κάνουν εσφαλμένες προβλέψεις για το επίπεδο τιμών είτε λόγω αλλαγών στη δημοσιονομική πολιτική είτε λόγω της αθέτησης των εξαγγελιών της δημοσιονομικής πολιτικής. Έτσι λοιπόν αν οι εργαζόμενοι υποεκτιμήσουν το επίπεδο τιμών προσωρινά ($P > P^e$), για να προστατέψουν τα συμφέροντά τους θα διεκδικήσουν αύξηση των ονομαστικών μισθών τους η οποία είναι μικρότερη από τον ρυθμό πληθωρισμού. Οι πραγματικοί μισθοί θα μειωθούν, τα κέρδη των επιχειρήσεων θα αυξηθούν και το συνολικό προϊόν θα αυξηθεί προσωρινά σε επίπεδο υψηλότερο από το επίπεδο της πλήρους απασχόλησης.

Αντιθέτως, αν οι εργαζόμενοι υπερεκτιμήσουν το επίπεδο τιμών προσωρινά ($P < P^e$), θα διεκδικήσουν αύξηση των ονομαστικών μισθών τους μεγαλύτερη από τον ρυθμό πληθωρισμού. Οι πραγματικοί μισθοί θα αυξηθούν, τα κέρδη των επιχειρήσεων θα μειωθούν και το συνολικό προϊόν θα μειωθεί προσωρινά σε επίπεδο χαμηλότερο από το επίπεδο πλήρους απασχόλησης. Η καμπύλη συνολικής προσφοράς AS στη βραχυχρόνια περίοδο, σύμφωνα με το νεοκλασικό υπόδειγμα, είναι ανερχόμενη με θετική κλίση (ελαστική ως προς το επίπεδο τιμών) και η συνάρτηση συνολικής προσφοράς (συνάρτηση Lucas) έχει την μορφή:

$$Y = Y_F + a \cdot (P - P^e), \text{ με } a > 0 \quad (2.4.1)$$

$$\text{Αν } P^e < P, \text{ τότε } Y > Y_F \text{ και αν } P^e > P, \text{ τότε } Y < Y_F \quad (2.4.2)$$

Στη μακροχρόνια περίοδο, $P^e = P$ και $Y = Y_F$. Η καμπύλη συνολικής προσφοράς AS είναι κατακόρυφη (πλήρως ανελαστική ως προς το επίπεδο τιμών) στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης του συνολικού προϊόντος. Η καμπύλη συνολικής ζήτησης AD είναι κατερχόμενη με αρνητική κλίση. Αξίζει να τονιστεί ότι στο υπόδειγμα αυτό οι μισθοί προσαρμόζονται πολύ γρήγορα και η επιστροφή από τη βραχυχρόνια ισορροπία στη μακροχρόνια γίνεται γρήγορα και γι' αυτό δεν χρειάζεται κρατική παρέμβαση με μέτρα δημοσιονομικής πολιτικής.

2.4.1 Επιδράσεις της δημοσιονομικής πολιτικής στην κατανάλωση, στις επενδύσεις και στον πραγματικό μισθό σύμφωνα με το νεοκλασικό υπόδειγμα.

Σύμφωνα με τον Perotti (2000) στο νεοκλασικό υπόδειγμα η αύξηση των δημοσίων δαπανών μπορεί να είναι προσωρινή και να χρηματοδοτείται από εφάπαξ φόρους, μόνιμη και να χρηματοδοτείται από εφάπαξ φόρους ή προσωρινή και να χρηματοδοτείται από στρεβλωτικούς φόρους.

Μια μόνιμη αύξηση των δημοσίων δαπανών που χρηματοδοτείται από εφάπαξ φόρους, δημιουργεί μια αρνητική επίδραση πλούτου στα νοικοκυριά καθώς καλούνται να πληρώσουν μεγαλύτερο ποσό φόρου και αυτό έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση της ιδιωτικής κατανάλωσης και την αύξηση της προσφοράς εργασίας. Η αύξηση της προσφοράς εργασίας έχει ως αποτέλεσμα την μείωση του πραγματικού μισθού και την αύξηση της επένδυσης καθώς αυξάνεται το επιθυμητό απόθεμα κεφαλαίου και στη συνέχεια πέφτει αργά σε ένα νέο επίπεδο ισορροπίας υψηλότερο όμως από το προηγούμενο.

Μια προσωρινή αύξηση των δημοσίων δαπανών χρηματοδοτημένη από εφάπαξ φόρους δημιουργεί μια αρνητική επίδραση πλούτου στα νοικοκυριά καθώς καλούνται να πληρώσουν μεγαλύτερο ποσό φόρου, η οποία όμως είναι αρκετά μικρότερη σε σχέση με τη μόνιμη αύξηση των δημοσίων δαπανών. Συνεπώς η κατανάλωση θα μειωθεί λιγότερο και στη συνέχεια θα επιστρέψει στο αρχικό σημείο ισορροπίας. Η προσφορά εργασίας θα αυξηθεί με αποτέλεσμα να μειωθεί ο πραγματικός μισθός.

Όσον αφορά την προσωρινή αύξηση των δημοσίων δαπανών χρηματοδοτημένη από στρεβλωτικούς φόρους αξίζει να αναφερθεί ότι η αύξηση των φόρων θα δημιουργήσει αρνητική επίδραση πλούτου η οποία θα είναι μεγαλύτερη σε σχέση με τις δυο προηγούμενες επειδή δημιουργούνται μεγαλύτερες στρεβλώσεις στην οικονομία και αυτό θα έχει ως αποτέλεσμα η κατανάλωση να μειωθεί περισσότερο σε σχέση με τις δυο προηγούμενες (μόνιμη και προσωρινή αύξηση δημοσίων δαπανών χρηματοδοτούμενες από εφάπαξ φόρους).

Ως προς τις επιδράσεις της δημοσιονομικής πολιτικής στο νεοκλασικό υπόδειγμα μεγάλη είναι η συμβολή των Baxter and King (1993) και των Aiyagari et al. (1992). Οι υποθέσεις του υποδείγματος των Baxter and King (1993) είναι οι εξής: ένα άτομο μπορεί να δανείσει και να δανειστεί στην αγορά επιτοκίων, η συνάρτηση παραγωγής έχει σταθερές αποδόσεις κλίμακας, οι τιμές είναι εύκαμπτες, τα αγαθά και όλες οι αγορές είναι τέλεια ανταγωνιστικές και η συνάρτηση χρησιμότητας είναι διαιρετή σεσχόλη και κατανάλωση

(Perotti, 2007). Το κλειδί όσον αφορά τις δημόσιες δαπάνες για αγαθά και υπηρεσίες είναι η επίδραση του πλούτου. Σύμφωνα με τους Baxter and King (1993) όταν αυξάνονται οι δημόσιες δαπάνες, αυξάνονται κατά το ίδιο ποσό οι εφάπαξ φόροι, οι οποίοι τις χρηματοδοτούν, και αυτό έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση του πλούτου κάθε ατόμου κατά το ίδιο ποσό. Συνεπώς η ιδιωτική κατανάλωση και ησχόλη θα μειωθούν, η προσφορά εργασίας θα αυξηθεί και ο πραγματικός μισθός θα μειωθεί. Μακροχρόνια, ο λόγος κεφάλαιο προς εργασία δεν μεταβάλλεται γιατί ορίζεται από τον βαθμό της χρονικής προτίμησης. Καθώς όμως ο παρανομαστής αυξάνεται πρέπει να αυξηθεί αναλογικά και ο αριθμητής. Το υψηλότερο όμως επιθυμητό απόθεμα κεφαλαίου θα οδηγήσει σε αύξηση της επένδυσης. Μακροχρόνια η κατανάλωση είναι μονίμως χαμηλότερη, η απασχόληση και η επένδυση υψηλότερες και ο πραγματικός μισθός επιστρέφει στο αρχικό σημείο ισορροπίας.

2.5 Νεοκεϋνσιανό υπόδειγμα

Σύμφωνα με τους νεοκεϋνσιανούς οικονομολόγους, οι εργαζόμενοι μακροχρόνια προσαρμόζουν τις προσδοκίες τους στις οικονομικές εξελίξεις. Απορρίπτουν την υπόθεση των κεϋνσιανών οικονομολόγων ότι υπάρχει αυταπάτη χρήματος αλλά θεωρούν ότι βραχυχρόνια υπάρχει ακαμψία στους ονομαστικούς μισθούς. Η ακαμψία όμως των ονομαστικών μισθών δεν οφείλεται στο ρόλο των εργατικών ενώσεων ή στην επιβολή από το κράτος κατώτατων μισθών αλλά στις συλλογικές συμβάσεις εργασίας και στα θεσμικά στοιχεία της οικονομίας. Επιπλέον, οι εργαζόμενοι δεν μπορούν να προβλέψουν τις οικονομικές εξελίξεις και το επίπεδο τιμών και κάνουν εσφαλμένες προβλέψεις λόγω ελλιπούς πληροφόρησης. Όμως ακόμα και όταν οι εργαζόμενοι μπορούν να προβλέψουν τις οικονομικές εξελίξεις τα άκαμπτα θεσμικά στοιχεία της οικονομίας δεν επιτρέπουν άμεση αντίδραση και προσαρμογή των ονομαστικών μισθών στις μεταβολές του επιπέδου τιμών. Αν οι εργαζόμενοι βραχυχρόνια υποεκτιμήσουν το επίπεδο τιμών ($P > P^e$), οι αυξήσεις των ονομαστικών μισθών τους θα είναι μικρότερες από τον ρυθμό πληθωρισμού, οι πραγματικοί μισθοί θα μειωθούν, τα κέρδη των επιχειρήσεων θα αυξηθούν και το συνολικό προϊόν θα αυξηθεί σε επίπεδο υψηλότερο από το επίπεδο πλήρους απασχόλησης ($Y > Y_F$).

Αντιθέτως, αν οι εργαζόμενοι υπερεκτιμήσουν το επίπεδο τιμών ($P < P^e$), οι αυξήσεις των ονομαστικών μισθών τους θα είναι μεγαλύτερες από τον ρυθμό πληθωρισμού, οι πραγματικοί μισθοί θα αυξηθούν, τα κέρδη των επιχειρήσεων θα μειωθούν και το συνολικό προϊόν θα μειωθεί σε επίπεδο χαμηλότερο από το επίπεδο πλήρους απασχόλησης ($Y < Y_F$).

Αξίζει να σημειωθεί ότι οι αποκλίσεις των αυξήσεων ή μειώσεων των ονομαστικών μισθών από τον ρυθμό πληθωρισμού πιθανόν να οφείλεται στην ακαμψία των θεσμικών στοιχείων της οικονομίας. Η καμπύλη συνολικής προσφοράς AS στη βραχυχρόνια περίοδο, σύμφωνα με το νεοκεϋνσιανό υπόδειγμα, είναι ανερχόμενη με θετική κλίση (ελαστική ως προς το επίπεδο τιμών) και η συνάρτηση συνολικής προσφοράς έχει την μορφή

$$Y = Y_F + a \cdot (P - P^e), \text{ με } a > 0 \quad (2.5.1)$$

$$\text{Αν } P^e < P, \text{ τότε } Y > Y_F \text{ και αν } P^e > P, \text{ τότε } Y < Y_F \quad (2.5.2)$$

Στη μακροχρόνια περίοδο, $P^e = P$ και $Y = Y_F$. Η καμπύλη συνολικής προσφοράς AS είναι κατακόρυφη (πλήρως ανελαστική ως προς το επίπεδο τιμών) στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης του συνολικού προϊόντος. Η καμπύλη συνολικής ζήτησης AD είναι κατερχόμενη με αρνητική κλίση. Επίσης, θεωρούν ότι το διάστημα από την βραχυχρόνια περίοδο στην μακροχρόνια όπου $P^e = P$ είναι μεγάλο λόγω αργής προσαρμογής των μισθών και γι' αυτό απαιτείται παρέμβαση δημοσιονομικής πολιτικής.

Συμπερασματικά, τα υποδείγματα νεοκλασικών και νεοκεϋνσιανών έχουν αρκετές ομοιότητες. Θα μπορούσε να ειπωθεί ότι κύρια διαφορά τους είναι ότι η βραχυχρόνια καμπύλη συνολικής προσφοράς των νεοκεϋνσιανών οικονομολόγων είναι πιο ελαστική ως προς το επίπεδο τιμών σε σχέση με τους νεοκλασικούς και το επίπεδο ισορροπίας συνολικού προϊόντος στη βραχυχρόνια περίοδο μεταβάλλεται περισσότερο μετά από μια μεταβολή της συνολικής ζήτησης καθώς η δημοσιονομική πολιτική είναι αποτελεσματική.

2.5.1 Επιδράσεις της δημοσιονομικής πολιτικής στην κατανάλωση, στις επενδύσεις και στον πραγματικό μισθό σύμφωνα με το νεοκεϋνσιανό υπόδειγμα.

Τα νεοκεϋνσιανά υποδείγματα θεωρούν ότι μια αύξηση των δημοσίων δαπανών μετατοπίζει την καμπύλη συνολικής ζήτησης εργασίας προς τα δεξιά. Αν αυτή η επίπτωση είναι μεγάλη, ο πραγματικός μισθός μπορεί να αυξηθεί με αποτέλεσμα την αύξηση της κατανάλωσης. Σύμφωνα με τον Perotti (2007) υπάρχουν τρία μοντέλα που εξηγούν τις επιδράσεις της δημοσιονομικής πολιτικής στο νεοκεϋνσιανό υπόδειγμα: το υπόδειγμα αντικυκλικών ανατιμήσεων, το υπόδειγμα ονομαστικής ακαμψίας και το υπόδειγμα αυξανόμενων εσόδων τα οποία αναλύονται παρακάτω.

2.5.2 Υποδείγματα αντικυκλικών ανατιμήσεων (*Countercyclical mark-ups models*)

Στα υποδείγματα αντικυκλικών ανατιμήσεων όπου θεωρείται βέβαιη ορισμένη μονοπωλιακή δύναμη στην αγορά αγαθών, η ζήτηση εργασίας ορίζεται από τις συνθήκες πρώτης τάξης για τη μεγιστοποίηση του κέρδους $F_L(L_t, \dots) = \mu_t * w_t$, όπου F είναι η συνάρτηση παραγωγής, L είναι η ζήτηση εργασίας, w είναι ο πραγματικός μισθός και μ είναι η ανατίμηση. Αν το μ μειώνεται σε μια αύξηση των δημοσίων δαπανών, η ζήτηση εργασίας θα μειωθεί για δεδομένο w καθώς $F_{LL} < 0$. Γνωστά υποδείγματα αντικυκλικών ανατιμήσεων είναι των Rotemberg and Woodford (1992) και των Ravn et al. (2006).

Στο υπόδειγμα των Rotemberg and Woodford (1992), μια αύξηση δημοσίων δαπανών αυξάνει την τρέχουσα ζήτηση σε σχέση με την μελλοντική και έτσι αυξάνονται τα κίνητρα μείωσης των «προσυμφωνημένων τιμών» των ολιγοπωλιακών εταιριών. Το μόνο κίνητρο που έχουν οι ολιγοπωλιακές εταιρίες είναι να συμφωνήσουν να μειώσουν τις ανατιμήσεις τους όταν αυξάνεται η συνολική ζήτηση. Στο υπόδειγμα των Ravn et al. (2006), συγκεκριμένες καταναλωτικές συνήθειες σε ένα υπόδειγμα μονοπωλιακού ανταγωνισμού οδηγούν σε αύξηση του πραγματικού μισθού, κατανάλωσης και απασχόλησης ως αποτέλεσμα μιας αύξησης των δημοσίων δαπανών.

2.5.3 Υποδείγματα ονομαστικής ακαμψίας (*Nominal rigidities models*)

Στα υποδείγματα ονομαστικής ακαμψίας, όπου η ακαμψία των τιμών θεωρείται δεδομένη, οι μονοπωλιακά ανταγωνιστικές επιχειρήσεις προσφέρουν περισσότερο προϊόν σε μια αύξηση δημοσίων δαπανών. Η αύξηση αυτή του προϊόντος, έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση της ζήτησης εργασίας, αποδεικνύοντας την αντικυκλική ανατίμηση σε μια αύξηση δημοσίων δαπανών. Σύμφωνα με τους Linnemann and Schabert (2003), εάν το επιτόκιο δεν ασκεί μεγάλη επίδραση στο προϊόν, ο πραγματικός μισθός μπορεί να αυξηθεί παρόλο που μεταβάλλεται η προσφορά εργασίας. Όμως, με ακαμψία μισθών ο πραγματικός μισθός μπορεί να μειωθεί ύστερα από μια αύξηση των δημοσίων δαπανών.

2.5.4 Υποδείγματα αυξανόμενων εσόδων (*Increasing returns models*)

Σύμφωνα με τους Devereux et al. (1996), μια αύξηση των δημοσίων δαπανών αυξάνει τον αριθμό των εταιρειών που μπορούν να λειτουργήσουν στον ενδιαμέσο τομέα όπου υπάρχουν αυξημένα έσοδα από την εξειδίκευση στον συγκεκριμένο τομέα. Η παραγωγικότητα των επιχειρήσεων αυξάνεται και παρά την αρνητική επίδραση του πλούτου στην προσφορά εργασίας η μεταβολή στην ζήτηση εργασίας μπορεί να οδηγήσει σε αύξηση του πραγματικού μισθού. Καθώς ο πραγματικός μισθός αυξάνεται υπάρχουν δύο τρόποι αύξησης της κατανάλωσης.

Ο πρώτος αναφέρεται στο γεγονός ότι ο υψηλότερος πραγματικός μισθός οδηγεί τους καταναλωτές στο να υποκαταστήσουν τησχόλη με την κατανάλωση αυξάνοντας έτσι την τελευταία (Devereux et al. (1996)). Στα υποδείγματα με ονομαστικές δυσκαμψίες η αύξηση του πραγματικού μισθού δεν είναι αρκετή από μόνη της να αυξήσει την κατανάλωση. Ο δεύτερος τρόπος αύξησης της κατανάλωσης μέσω της αύξησης του πραγματικού μισθού εξηγείται από το γεγονός ότι υπάρχουν περιορισμοί στο δανεισμό. Σύμφωνα με τους Galí et al. (2007) ένα μέρος του πληθυσμού δεν μπορεί ούτε να δανείσει ούτε να δανειστεί, δεν αποταμιεύει και το διαθέσιμο εισόδημά του είναι ίσο με την κατανάλωση. Συνεπώς, μια αύξηση των δημοσίων δαπανών που αυξάνει το εισόδημα θα οδηγήσει σε αύξηση ιδιωτικής κατανάλωσης, απασχόλησης και πραγματικού μισθού.

Κεφάλαιο 3

Εμπειρικές προσεγγίσεις για την εύρεση διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής στη διεθνή βιβλιογραφία.

Τα τελευταία χρόνια έχει αυξηθεί σημαντικά ο αριθμός των εμπειρικών μελετών για την εύρεση των επιπτώσεων των διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής στην οικονομία. Οι εμπειρικές μελέτες για τις επιπτώσεις των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής ακολουθούν την βιβλιογραφία που υπάρχει για τις επιπτώσεις των διαταραχών νομισματικής πολιτικής (Leeper et al. (1996), Christiano et al. (1999), Favero (2001)) χρησιμοποιώντας τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων VAR (vector autoregressive), καθώς είναι από τα σημαντικότερα οικονομετρικά εργαλεία για την εύρεση των επιπτώσεων τόσο των διαταραχών νομισματικής πολιτικής όσο και της δημοσιονομικής. Ενώ μια διαταραχή νομισματικής πολιτικής έχει οριστεί ως μια απρόσμενη αύξηση επιτοκίων, αντιθέτως υπάρχουν πολλοί ορισμοί για τις διαταραχές της δημοσιονομικής πολιτικής¹. Επιπλέον, εμπειρικές μελέτες καταλήγουν στα ίδια αποτελέσματα όσον αφορά τις επιπτώσεις διαταραχών νομισματικής πολιτικής. Αντιθέτως, τα αποτελέσματα διαφέρουν όσον αφορά τις επιπτώσεις διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής στις μακροοικονομικές μεταβλητές (προϊόν, ιδιωτική κατανάλωση, πραγματικός μισθός, απασχόληση), καθώς χρησιμοποιείται διαφορετική εξειδίκευση VAR (αριθμός μεταβλητών, χρονική περίοδος του δείγματος, ενδογενείς μεταβλητές, τάση, χρονική υστέρηση) και διαφορετική προσέγγιση (Caldara and Kamps, 2008).

Όσον αφορά τις διαταραχές των δημοσίων δαπανών (government spending shock), όλες οι μελέτες καταλήγουν στο ότι μια θετική διαταραχή δημοσίων δαπανών (positive government spending shock), δηλαδή μια απρόσμενη αύξηση δημοσίων δαπανών, έχει θετικές επιδράσεις στο προϊόν. Αυτό υποστηρίζει τόσο η κεϋνσιανή όσο και η νεοκλασική θεωρία. Αξίζει να σημειωθεί όμως ότι σύμφωνα με τους νεοκλασικούς μια αύξηση των δημοσίων δαπανών θα έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του προϊόντος αν οι δημόσιες δαπάνες χρηματοδοτούνται από μη στρεβλωτικούς φόρους (Baxter and King (1993)). Όμως, οι εμπειρικές μελέτες καταλήγουν σε διαφορετικά αποτελέσματα για τις επιπτώσεις των διαταραχών των δημοσίων δαπανών στις άλλες μακροοικονομικές μεταβλητές.

¹Mountford and Uhlig, (2009).

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, οι επιδράσεις των διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής εξαρτώνται από την προσέγγιση που χρησιμοποιείται για την εύρεσή τους. Σύμφωνα με τους Caldara and Kamps (2008), στη διεθνή βιβλιογραφία έχουν χρησιμοποιηθεί τέσσερις προσεγγίσεις για την εύρεση των επιπτώσεων των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής: η Επαναληπτική Προσέγγιση (Recursive Approach), η Προσέγγιση των υποδειγμάτων Structural VAR (Structural VAR Approach), η Προσέγγιση Περιορισμού Πρόσημων (Sign Restrictions Approach) και η Προσέγγιση των Ψευδομεταβλητών (Narrative ή Dummy Variable Approach).

3.1 Recursive Approach

Η πρώτη προσέγγιση, η επονομαζόμενη Recursive Approach, εισήχθη από τον Sims (1980) για να μελετήσει τις επιδράσεις των διαταραχών νομισματικής πολιτικής στην οικονομία και εφαρμόστηκε από τους Fatás and Mihov (2001) για την εύρεση των διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής βασιζόμενη στην μεθοδολογία διάσπασης κατά Cholesky. Συγκεκριμένα, οι μεταβλητές που περιλαμβάνονται στο συγκεκριμένο υπόδειγμα VAR είναι το προϊόν, ο αποπληθωριστής του ΑΕΠ, το πραγματικό επιτόκιο του τριμηνιαίου T-bill, οι πραγματικές δημόσιες δαπάνες και οι καθαροί φόροι. Το υπόδειγμα που χρησιμοποιήθηκε αποτελείται από τις ακόλουθες εξισώσεις:

$$Y_t = \sum_{i=0}^k B1_{,i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k B2_{,i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^k C1_{,i} E_t - i[P_t] + \sum_{i=1}^k C2_{,i} E_t [P_t + i] + A^y U_t^y \quad (3.1.1)$$

$$P_t = \sum_{i=0}^k D1_{,i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k D2_{,i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^k H1_{,i} E_t - i[P_t] + \sum_{i=1}^k H2_{,i} E_t [P_t + i] + A^p U_t^p \quad (3.1.2)$$

Το διάνυσμα Y αντιπροσωπεύει το σύνολο των μακροοικονομικών μεταβλητών που είναι απαραίτητες για την εκτίμηση των μεταβολών στις εισοδηματικές μεταβλητές, δηλαδή τους ,καθαρούς φόρους και τις δημόσιες δαπάνες. Στο υπόδειγμα αυτό οι μεταβλητές των δημοσίων δαπανών θεωρούνται προκαθορισμένες σε σχέση με τις μακροοικονομικές μεταβολές και με τις μη αναμενόμενες μεταβολές των φόρων. Η υπόθεση αυτή υποδηλώνει ότι οι αποφάσεις για το επίπεδο των φόρων λαμβάνονται μετά τον καθορισμό των δημοσίων δαπανών. Αν και η υπόθεση δεν ελέγχεται στο υπόδειγμα είναι πολύ πιθανό να ισχύει μιας και οι μεταβολές του φορολογικού συστήματος καθορίζονται σε ετήσια βάση και σχεδόν πάντα ανακοινώνονται πριν την εφαρμογή τους.

Σε αυτή την εμπειρική μελέτη οι Fatás and Mihov (2001) τεκμηριώνουν τις αντιδράσεις των βασικών μακροοικονομικών μεταβλητών ως προς τις μεταβολές των δημοσίων δαπανών συγκρίνοντάς τες με το θεωρητικό υπόδειγμα RBC (Real Business

Cycle). Κύριο εύρημά τους αποτελεί το γεγονός ότι ο πολλαπλασιαστής των δημοσίων δαπανών είναι μεγαλύτερος της μονάδας, δηλαδή μια αύξηση της δημόσιας δαπάνης οδηγεί σε μεγαλύτερη αύξηση του προϊόντος. Η αύξηση αυτή του προϊόντος οφείλεται στην αύξηση της ιδιωτικής κατανάλωσης εξαιτίας της επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής ενώ η επένδυση δεν φαίνεται να επηρεάζεται από αυτή. Επιπροσθέτως, βρήκαν ότι οι αυξήσεις των δημοσίων δαπανών αυξάνουν την ιδιωτική κατανάλωση και το προϊόν καθώς ο πολλαπλασιαστής δημοσίων δαπανών είναι μεγαλύτερος της μονάδας είναι σύμφωνο με την κεϋνσιανή θεωρία.

Συγκρίνοντας αυτά τα ευρήματα με το θεωρητικό υπόδειγμα RBC είναι φανερό ότι τα αποτελέσματα διαφέρουν ως προς τη συμπεριφορά της κατανάλωσης. Σύμφωνα με το υπόδειγμα RBC η κατανάλωση μειώνεται καθώς μια αύξηση των δημοσίων δαπανών που χρηματοδοτείται από εφάπαξ φόρους έχει ως αποτέλεσμα την μείωση του πλούτου των νοικοκυριών και συνεπώς τη μείωση της ιδιωτικής κατανάλωσης. Η παρούσα προσέγγιση είναι σχετικά εύκολη στη χρήση της αλλά τα αποτελέσματα διαφέρουν ανάλογα με την σειρά των υπό εξέταση μεταβλητών στο υπόδειγμα.

3.2 Structural VAR Approach

Η δεύτερη προσέγγιση, η Structural VAR Approach, χρησιμοποιήθηκε από τους Bernanke and Mihov (1998) για την εκτίμηση των διαταραχών της νομισματικής πολιτικής και από τους Blanchard and Perotti (2002) για την εύρεση των διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής. Η εμπειρική μελέτη των Blanchard and Perotti (2002) βασίζεται σε θεσμικές πληροφορίες για το σύστημα των φόρων και των μεταβιβάσεων καθώς και στη χρονική στιγμή είσπραξης των φόρων για να διαπιστωθεί η αυτόματη αντίδραση των φόρων και των δημοσίων δαπανών στις μεταβολές της οικονομίας ώστε να βρεθούν οι διαταραχές της δημοσιονομικής πολιτικής. Αρχικά χρησιμοποιείται ένα υπόδειγμα VAR μειωμένης μορφής:

$$Y_t = A(L, q) * Y_{t-1} + U_t \quad (3.2.1)$$

όπου $Y_t = [T_t \ G_t \ X_t]'$ είναι ένα τρισδιάστατο διάνυσμα με λογαρίθμους τριμηνιαίων φόρων, δαπανών και ΑΕΠ σε πραγματικούς κατά κεφαλήν όρους. Το $U_t = [u_t \ g_t \ x_t]'$ είναι το αντίστοιχο διάνυσμα καταλοίπων μειωμένης μορφής. Το $A(L, q)$ είναι ένα πολώνυμο τεσσάρων τριμηνιαίων υστερήσεων, όπου ο συντελεστής κάθε υστέρησης εξαρτάται από το συγκεκριμένο τρίμηνο q το οποίο περιλαμβάνει την εξαρτημένη μεταβλητή.

Τα κατάλοιπα μειωμένης μορφής έχουν μικρή οικονομική σημασία καθώς είναι γραμμικοί συνδυασμοί των «θεσμικών» διαταραχών του ΑΕΠ, των φόρων και των δημοσίων δαπανών που μπορούν να γραφούν ως εξής:

$$t_t = a_1 * x_t + a_2 * e_t^g + e_t^t \quad (3.2.2)$$

$$g_t = b_1 * x_t + b_2 * e_t^t + e_t^g \quad (3.2.3)$$

$$x_t = c_1 * t_t + c_2 * g_t + e_t^x \quad (3.2.4)$$

όπου τα e_t^t , e_t^g , e_t^x είναι ασυσχέτιστες θεσμικές διαταραχές που θα βρεθούν από το υπόδειγμα. Η πρώτη εξίσωση δείχνει ότι απρόβλεπτες μεταβολές στους φόρους μπορεί να οφείλονται είτε στην αντίδραση απρόβλεπτων μεταβολών του ΑΕΠ ($a_1 * x_t$), είτε στην διαταραχή των δημοσίων δαπανών ($a_2 * e_t^g$), είτε στις διαταραχές των φόρων (e_t^t). Παρόμοια είναι η ερμηνεία και για τη δεύτερη εξίσωση για τις απρόβλεπτες μεταβολές στις δημόσιες δαπάνες. Η τρίτη εξίσωση δείχνει ότι απρόβλεπτες κινήσεις του προϊόντος μπορεί να οφείλονται σε μη προβλεπόμενες κινήσεις των φόρων, των δαπανών ή σε άλλες απρόβλεπτες διαταραχές e_t^x .

Η μεθοδολογία του συγκεκριμένου υποδείγματος χωρίζεται σε τρία μέρη. Αρχικά χρησιμοποιήθηκαν θεσμικές πληροφορίες για τους φόρους, τις μεταβιβάσεις και τις δαπάνες για να κατασκευαστούν οι παράμετροι a_1 και b_1 . Οι συντελεστές αυτοί μπορούν να δείξουν δυο διαφορετικές επιδράσεις στους φόρους και στις δαπάνες: καταρχάς τις αυτόματες επιδράσεις της οικονομικής δραστηριότητας πάνω στους φόρους και τις δαπάνες κάτω από μια συγκεκριμένη δημοσιονομική πολιτική καθώς και την προσαρμογή της δημοσιονομικής πολιτικής σε απρόβλεπτα γεγονότα που συμβαίνουν μέσα στο τρίμηνο. Είναι αποδεδειγμένο ότι οι διαμορφωτές της δημοσιονομικής πολιτικής χρειάζονται περισσότερο από ένα τρίμηνο για να διαπιστώσουν μια διαταραχή του ΑΕΠ, να αποφασίσουν τι μέτρα θα πάρουν, να νομοθετήσουν και τελικά να τα εφαρμόσουν. Όμως δεν θα ίσχυε το ίδιο αν κάποιος χρησιμοποιούσε ετήσια δεδομένα.

Για να κατασκευαστούν λοιπόν τα a_1 και b_1 είναι απαραίτητο να κατασκευαστούν οι ελαστικότητες δημόσιων δαπανών και καθαρών φόρων (φόροι-μεταβιβάσεις) ως προς το προϊόν. Καθώς δεν υπάρχουν πληροφορίες από την οικονομική δραστηριότητα για τις δημόσιες δαπάνες αγαθών και υπηρεσιών $b_1 = 0$. Για να κατασκευαστούν οι ελαστικότητες των καθαρών φόρων οι Blanchard and Perotti (2002) χρησιμοποίησαν μία έρευνα του ΟΟΣΑ έτσι ώστε τα δεδομένα να είναι τριμηνιαία και όχι ετήσια. Στη συνέχεια, αφού οι εκτιμήσεις των a_1 και b_1 είναι πλέον γνωστές μπορούν να κατασκευαστούν τα κυκλικά προσαρμοσμένα κατάλοιπα μειωμένης μορφής για τους φόρους και τις δημόσιες δαπάνες, $t'_t = t_t - a_1 * x_t$ και $g'_t = g_t - b_1 * x_t = 0$. Είναι φανερό ότι τα t'_t και g'_t μπορεί να συσχετίζονται μεταξύ τους αλλά

παύουν να συσχετίζονται με τα e_t^x και συνεπώς μπορούν να χρησιμοποιηθούν στην εκτίμηση των c_1 και c_2 στην παλινδρόμηση του x_t στα t_t και g_t . Τέλος, απομένουν άλλοι δύο συντελεστές για να εκτιμηθούν οι a_2 και b_2 αλλά δεν υπάρχει τρόπος να βρεθούν αυτοί οι συντελεστές από τη συσχέτιση μεταξύ των t'_t και g'_t . Έτσι οι Blanchard and Perotti (2002) χρησιμοποίησαν αυτό το υπόδειγμα με δυο υποθέσεις. Η πρώτη υπόθεση είναι ότι οι αποφάσεις για τους φόρους προηγούνται. Συνεπώς, $a_2 = 0$ και έτσι εκτιμάται ο συντελεστής b_2 . Η δεύτερη υπόθεση είναι ότι οι αποφάσεις για τις δημόσιες δαπάνες προηγούνται έτσι ώστε $b_2 = 0$ και άρα εκτιμάται ο συντελεστής a_2 . Όμως καταλήγουν ότι σχεδόν σε όλες τις περιπτώσεις η συσχέτιση μεταξύ των t'_t και g'_t είναι πολύ μικρή και έτσι δεν παίζει ρόλο στην αιφνίδια αντίδραση του προϊόντος το τι προηγείται.

Κύρια ευρήματα της παρούσας εμπειρικής μελέτης είναι ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει θετικές επιδράσεις στο προϊόν, στην ιδιωτική κατανάλωση και στον πραγματικό μισθό τα οποία είναι σύμφωνα με τα νεοκεϋνσιανά υποδείγματα. Επιπλέον, βρέθηκε ότι μια αύξηση στις δημόσιες δαπάνες έχει αρνητική επίδραση στις ιδιωτικές επενδύσεις το οποίο είναι σύμφωνο και με τους Alesina et al. (2002). Όσον αφορά τις διαταραχές των φόρων βρέθηκε ότι μια θετική διαταραχή των φόρων έχει αρνητική επίδραση στο προϊόν και είναι συμβατό με τους κεϋνσιανούς οικονομολόγους. Όμως βρέθηκε ότι μια αύξηση στους φόρους έχει αρνητική επίδραση στην ιδιωτική επένδυση. Το γεγονός ότι αυξήσεις στις δημόσιες δαπάνες και στους φόρους μειώνουν την ιδιωτική επένδυση δεν είναι σύμφωνο με την κεϋνσιανή θεωρία αλλά με τη νεοκλασική καθώς οι κεϋνσιανοί οικονομολόγοι θεωρούν ότι αυξήσεις στους φόρους και στις δημόσιες δαπάνες έχουν αντίθετες επιδράσεις στην ιδιωτική επένδυση και όχι τις ίδιες.

Η παρούσα προσέγγιση επεκτάθηκε στη συνέχεια από τον Perotti (2007), όπου κύρια ευρήματα των εμπειρικών του μελετών είναι ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει θετικές επιδράσεις στην ιδιωτική κατανάλωση και στον πραγματικό μισθό και αυτά τα αποτελέσματα είναι σύμφωνα με τους νεοκεϋνσιανούς οικονομολόγους.

Επιπροσθέτως, οι Fragetta and Melina (2010) χρησιμοποίησαν το υπόδειγμα Structural VAR για να μελετήσουν τις επιδράσεις των διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής και βρήκαν ότι μια θετική διαταραχή δημοσίων δαπανών αυξάνει την ιδιωτική κατανάλωση, το προϊόν, την εγχώρια επένδυση και τον πραγματικό μισθό. Αντιθέτως, η μη εγχώρια επένδυση θα μειωθεί. Όσον αφορά μια θετική διαταραχή φόρων, αυτή θα έχει ως αποτέλεσμα την μείωση της κατανάλωσης και την αύξηση της μη εγχώριας επένδυσης και των ωρών

εργασίας. Τα αποτελέσματά τους είναι συνεπή τόσο με τους Blanchard and Perotti (2002) όσο και με την νεοκεϋνσιανή θεωρία.

Μειονέκτημα της παρούσας προσέγγισης (Structural VAR) αποτελεί το γεγονός ότι είναι απαραίτητο να υπολογιστούν για κάθε χώρα ξεχωριστά οι ελαστικότητες δημοσίων δαπανών και φόρων ως προς το προϊόν. Το πλεονέκτημά της όμως είναι ότι παρέχει μια ακριβέστερη εκτίμηση των επιδράσεων των διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής σε σχέση με την πρώτη προσέγγιση (recursive approach).

3.3 Sign Restrictions Approach

Η τρίτη προσέγγιση, η γνωστή Sign Restrictions Approach, εισήχθη από τον Faust (1998) για να μελετηθούν οι επιδράσεις των διαταραχών νομισματικής πολιτικής. Επιπλέον, χρησιμοποιήθηκε από τους Canova and De Nicrolo (2002, 2003), Uhlig (2005) και Canova and Pina (1998) για να μελετήσουν τις επιδράσεις των διαταραχών νομισματικής πολιτικής. Η παρούσα προσέγγιση εφαρμόστηκε από τους Mountford and Uhlig (2005) καθώς και από τους Canova and Papa (2007) για να μελετήσουν τις επιδράσεις των διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής. Σε αντίθεση με τις προηγούμενες προσεγγίσεις (recursive approach και structural VAR approach) η παρούσα προσέγγιση (sign restrictions approach) δεν βασίζεται στην υπόθεση της ακαμψίας ορισμένων μακροοικονομικών μεταβλητών ούτε χρησιμοποιεί πρόσθετες πληροφορίες όπως οι θεσμικές πληροφορίες για το σύστημα των φόρων και των μεταβιβάσεων για την εύρεση των διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής.

Συγκεκριμένα, οι Mountford and Uhlig (2009) βρίσκουν τις διαταραχές της δημοσιονομικής πολιτικής μέσω των περιορισμών που θέτουν στα πρόσημα των αιφνίδιων αντιδράσεων των δημοσιονομικών μεταβλητών (δημόσιες δαπάνες, δημόσια έσοδα) και μέσω της προϋπόθεσης ότι αυτές είναι ορθογωνικές (orthogonal) ως προς τις διαταραχές του επιχειρηματικού κύκλου και της νομισματικής πολιτικής. Αξίζει να σημειωθεί ότι δεν επιβάλλουν περιορισμούς στα πρόσημα των αντιδράσεων των μακροοικονομικών μεταβλητών ΑΕΠ, ιδιωτική κατανάλωση, πραγματικό μισθό και επένδυση στις διαταραχές της δημοσιονομικής πολιτικής. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιείται ένα VAR μειωμένης μορφής (reduced form VAR):

$$Y_t = \sum_{i=1}^L B_i Y_{t-i} + u_t, t=1, \dots, T, \quad E[u_t u_t'] = \Sigma \quad (3.3.1)$$

όπου Y_t είναι ένα διάνυσμα $m \times 1$, L είναι η υστέρηση του VAR, B_i είναι οι $m \times m$ συντελεστές των μητρών και u_t το σφάλμα πρόβλεψης.

Οι μεταβλητές που περιλαμβάνονται στο συγκεκριμένο υπόδειγμα VAR είναι το ΑΕΠ, η ιδιωτική κατανάλωση, οι συνολικές δημόσιες δαπάνες, τα συνολικά δημόσια έσοδα, οι πραγματικοί μισθοί, η ιδιωτική μη εγχώρια επένδυση, το επιτόκιο, τα προσαρμοσμένα έσοδα, ο δείκτης τιμών του παραγωγού για ακατέργαστα υλικά και ο αποπληθωριστής του ΑΕΠ. Το υπόδειγμα VAR αποτελείται από αυτές τις δέκα μεταβλητές, τα δεδομένα είναι τριμηνιαία από το 1955 έως το 2000, έχει έξι υστερήσεις, δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο ή τάση και χρησιμοποιεί λογαρίθμους για όλες τις μεταβλητές εκτός από το επιτόκιο. Αξίζει να σημειωθεί ότι οι μεταβλητές των δημοσίων δαπανών και των δημοσίων εσόδων (των φόρων) ορίζονται με τον ίδιο τρόπο όπως τις όρισαν οι Blanchard and Perotti (2002). Έτσι οι συνολικές δημόσιες δαπάνες είναι ίσες με την συνολική δημόσια κατανάλωση συν τις συνολικές δημόσιες επενδύσεις και τα συνολικά δημόσια έσοδα είναι ίσα με τα συνολικά έσοδα από τους φόρους μείον τις μεταβιβάσεις. Επιπλέον χρησιμοποίησαν τους ορισμούς στις μεταβλητές των Blanchard and Perotti (2002) για να δείξουν την διαφορά στα αποτελέσματα αυτής της μεθόδου σε σχέση με την προηγούμενη.

Αυτή η εμπειρική μελέτη θεωρεί ότι οι διαφορετικές διαταραχές δημοσιονομικής πολιτικής είναι ένας διαφορετικός γραμμικός συνδυασμός δυο βασικών διαταραχών : της διαταραχής δημοσίων δαπανών και της διαταραχής δημοσίων εσόδων. Η διαταραχή εσόδων ορίζεται ως μια διαταραχή που είναι ορθογωνική στον επιχειρηματικό κύκλο και στη διαταραχή νομισματικής πολιτικής και τα δημόσια έσοδα αυξάνονται ένα χρόνο μετά τη διαταραχή. Η διαταραχή δημοσίων δαπανών ορίζεται ως μια διαταραχή που είναι ορθογωνική στον επιχειρηματικό κύκλο και στη διαταραχή νομισματικής πολιτικής και οι δημόσιες δαπάνες αυξάνονται ένα χρόνο μετά τη διαταραχή. Αξίζει να αναφερθεί ότι δεν απαιτείται η διαταραχή δημοσίων εσόδων να είναι ορθογωνική με τη διαταραχή δημοσίων δαπανών.

Επιπλέον, μια διαταραχή επιχειρηματικού κύκλου ορίζεται ως μια διαταραχή όπου το προϊόν, η κατανάλωση, η μη εγχώρια επένδυση και τα δημόσια έσοδα κινούνται μαζί προς την ίδια κατεύθυνση τέσσερα τρίμηνα μετά τη διαταραχή. Καθώς συσχετίζουν τους επιχειρηματικούς κύκλους με τις κινήσεις σε αυτές τις μεταβλητές, βρίσκουν την διαταραχή του επιχειρηματικού κύκλου με μια συνάρτηση η οποία δέχεται τιμές για μεγάλες αιφνίδιες αντιδράσεις προς τα δεξιά και απορρίπτει αντιδράσεις με το λάθος πρόσημο. Αυτή η κίνηση προς την ίδια κατεύθυνση είναι συνεπής τόσο με μια διαταραχή ζήτησης όσο και προσφοράς και έτσι παραμένει άγνωστη η προσέγγιση των προσδιοριστικών παραγόντων των διακυμάνσεων του επιχειρηματικού κύκλου. Θα πρέπει να τονιστεί ιδιαίτερα ο περιορισμός όπου τα δημόσια έσοδα αυξάνονται μαζί με το προϊόν στην διαταραχή επιχειρηματικού

κύκλου. Κύρια υπόθεση για τις διαταραχές δημοσιονομικής πολιτικής είναι ότι όταν το προϊόν και τα δημόσια έσοδα κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση αυτό οφείλεται σε βελτίωση του επιχειρηματικού κύκλου η οποία προκαλεί αύξηση δημοσίων εσόδων και όχι το αντίθετο. Αυτή η υπόθεση είναι συνεπής με έναν μεγάλο αριθμό θεωρητικών απόψεων. Επιπροσθέτως, η υπόθεση της ορθογωνικότητας αποκλείει εκ των προτέρων την άποψη ότι θετικές κινήσεις προς την ίδια κατεύθυνση δημοσίων εσόδων και προϊόντος προκλήθηκαν κατά κάποιο τρόπο από τη βραχυχρόνια καμπύλη Laffer ή από την επίπτωση δημοσιονομικής ενοποίησης από μια μεγάλη αύξηση των φόρων.

Όσον αφορά την διαταραχή της νομισματικής πολιτικής βρέθηκε ότι αυτή μετακινεί προς τα πάνω τα επιτόκια και προς τα κάτω τις καταθέσεις και τις τιμές για τέσσερα τρίμηνα μετά τη διαταραχή. Αυτοί οι περιορισμοί σχετίζονται άμεσα με αυτούς που χρησιμοποίησε ο Uhlig (2005). Επίσης απαραίτητη προϋπόθεση είναι το γεγονός ότι η διαταραχή νομισματικής πολιτικής πρέπει να είναι ορθογωνική (orthogonal) με την διαταραχή επιχειρηματικού κύκλου. Κύρια αιτία που χαρακτήρισαν τις διαταραχές νομισματικής πολιτικής και επιχειρηματικού κύκλου είναι για να απομονωθούν οι επιπτώσεις αυτών των διαταραχών από τις δημοσιονομικές μεταβλητές.

Επίσης, αξίζει να αναφερθεί ότι οι παραπάνω αυστηροί περιορισμοί είναι απαραίτητοι ώστε να απομονωθούν ορισμένες προσωρινές διαταραχές στις δημοσιονομικές μεταβλητές όπου για παράδειγμα οι δημόσιες δαπάνες αυξάνονται ως αποτέλεσμα των διαταραχών αλλά μειώνονται μετά από ένα ή δυο τρίμηνα. Παρόλα αυτά, τα αποτελέσματα ελέγχθηκαν και είναι ισχυρά σε λιγότερο ισχυρούς περιορισμούς όπου οι αντιδράσεις περιορίζονται μόνο από τις διαταραχές. Είναι απαραίτητο να επισημανθεί το γεγονός ότι δεν τίθενται περιορισμοί στη συμπεριφορά των δημοσίων εσόδων όταν βρίσκεται κάποια διαταραχή στις δημόσιες δαπάνες ή το αντίθετο.

Χρησιμοποιώντας τις διαταραχές δημοσιονομικής πολιτικής που αναφέρθηκαν παραπάνω (διαταραχή δημοσίων δαπανών και δημοσίων εσόδων) ανέλυσαν τις αιφνίδιες αντιδράσεις τριών δημοσιονομικών πολιτικών στις μεταβλητές του υποδείγματος. Οι τρεις δημοσιονομικές πολιτικές που μελετήθηκαν είναι η δημοσιονομική πολιτική ελλείμματος δημοσίων δαπανών (deficit spending fiscal policy), η δημοσιονομική πολιτική ελλείμματος χρηματοδοτούμενη από μείωση φόρων (deficit financed tax cut fiscal policy) και η δημοσιονομική πολιτική ισοσκελισμένου προϋπολογισμού δημοσίων δαπανών (balanced budget spending fiscal policy), οι οποίες είναι ένας γραμμικός συνδυασμός των δυο βασικών διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής.

Η πολιτική ελλείμματος δημοσίων δαπανών (deficit spending fiscal policy) είναι σχεδιασμένη ως μια αύξηση στις δημόσιες δαπάνες κατά 1% αφήνοντας αμετάβλητα τα δημόσια έσοδα τέσσερα τρίμηνα μετά την διαταραχή. Η πολιτική ελλείμματος χρηματοδοτημένη από μείωση φόρων (deficit financed tax cut fiscal policy) είναι σχεδιασμένη έτσι ώστε τα έσοδα από φόρους να μειώνονται κατά 1% και οι δημόσιες δαπάνες να παραμένουν αμετάβλητες τέσσερα τρίμηνα μετά την διαταραχή. Τέλος, η πολιτική ισοσκελισμένου προϋπολογισμού δημοσίων δαπανών (balanced budget spending fiscal policy) βρίσκεται με την προϋπόθεση ότι τα δημόσια έσοδα και τα δημόσια έξοδα αυξάνονται κατά τέτοιο τρόπο ώστε οι αυξήσεις στα δημόσια έσοδα και στα δημόσια έξοδα να είναι ίσες σε κάθε περίοδο στα τέσσερα τρίμηνα μετά την διαταραχή.

Κύρια ευρήματά τους είναι ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει θετικές επιδράσεις στο προϊόν και στην κατανάλωση αν και η κατανάλωση δεν αυξάνεται σημαντικά όπως βρήκαν οι Blanchard and Perotti (2002). Όσον αφορά την επένδυση βρήκαν ότι οι επενδύσεις μειώνονται από μια θετική διαταραχή τόσο των δημοσίων δαπανών όσο και των δημοσίων εσόδων το οποίο είναι σύμφωνο με τους Blanchard and Perotti (2002). Επιπλέον, βρήκαν ότι μια θετική διαταραχή δημοσίων δαπανών δεν αυξάνει τον πραγματικό μισθό αλλά μακροχρόνια τον μειώνει. Επιπλέον, μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση του ΑΕΠ, της κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού αν και μειώνεται με μια υστέρηση. Συνεπώς τα αποτελέσματά τους δεν είναι σύμφωνα ούτε με τους νεοκλασικούς ούτε με τους νεοκεϋνσιανούς.

Επιπροσθέτως, βρίσκουν ότι η πολιτική ελλείμματος δημοσίων δαπανών (deficit spending fiscal policy), δίνει ώθηση στην οικονομία για τα τέσσερα πρώτα τρίμηνα αλλά πολύ μικρότερη σε σχέση με την πολιτική ελλείμματος χρηματοδοτημένη από τη μείωση φόρων (deficit financed tax cut fiscal policy). Αν και η καλύτερη δημοσιονομική πολιτική για την κινητοποίηση της οικονομίας φαίνεται να είναι η πολιτική ελλείμματος χρηματοδοτούμενη από μείωση φόρων (deficit financed tax cut fiscal policy) πρέπει να γίνει αντιληπτό ότι αυτή η πολιτική δεν είναι κατάλληλη για όλες τις οικονομίες, καθώς μπορεί να οδηγήσει μια οικονομία σε υψηλότερο δημόσιο χρέος που μακροχρόνια μπορεί να έχει πολύ χειρότερες επιδράσεις στην οικονομία από ότι μια βραχυχρόνια αύξηση του ΑΕΠ.

Για την εύρεση των διαταραχών δημοσιονομικής πολιτικής η Pappa (2007) χρησιμοποίησε την μέθοδο των sign restrictions. Η παρούσα εμπειρική μελέτη βασίζεται στο γεγονός ότι οι διαταραχές δημόσιας κατανάλωσης, επένδυσης και απασχόλησης αυξάνουν το προϊόν και το έλλειμμα. Βασικά ευρήματα αυτής της εμπειρικής μελέτης είναι ότι οι

πραγματικοί μισθοί και η απασχόληση αυξάνονται σε μια διαταραχή δημόσιας κατανάλωσης και επένδυσης.

Μερικά από τα πλεονεκτήματα αυτής της προσέγγισης είναι τα εξής: μπορεί να διαχειριστεί διαταραχές δημοσιονομικής πολιτικής, να μοντελοποιήσει τις επιδράσεις των ανακοινώσεων από μελλοντικές αλλαγές στις δημοσιονομικές πολιτικές και μπορεί να διακρίνει ποιές αλλαγές στις δημοσιονομικές μεταβλητές προέρχονται από διαταραχή δημοσιονομικής πολιτικής, από επιχειρηματικούς κύκλους και διαταραχές νομισματικής πολιτικής, αλλά δεν είναι εύκολο να γίνει γνωστό πότε θα λάβει χώρα η διαταραχή.

3.4 Narrative Approach ή Dummy Variable Approach.

Η τέταρτη προσέγγιση, η Narrative Approach ή Dummy Variable Approach, εισήχθη από τους Romer και Romer (1989) για να μελετήσουν διαταραχές της νομισματικής πολιτικής και εφαρμόστηκε από τους Ramey και Shapiro (1998) για να μελετήσουν τις επιδράσεις μεγάλων και απρόσμενων αυξήσεων στις αμυντικές δαπάνες στις Η.Π.Α. Μετέπειτα αναπτύχθηκε περαιτέρω από τους Edelberg et al. (1999), Burnside et al. (2000), Burnside et al. (2004), Perotti (2007), και Ramey (2007). Οι μελέτες αυτές αναλύουν τις επιδράσεις των μεγάλων αυξήσεων των στρατιωτικών δαπανών στις ΗΠΑ. Συγκεκριμένα, θεωρούν ότι οι αυξήσεις στις στρατιωτικές δαπάνες που σχετίζονται με τον πόλεμο στην Κορέα, τον πόλεμο στο Βιετνάμ και την αναδιάρθρωση του αμερικάνικου στρατού επί της προεδρικής θητείας Ρέικαν (Reagan), ήταν εξωγενείς, δηλαδή δεν είχαν προβλεφθεί από τον ιδιωτικό τομέα ένα τρίμηνο πριν συμβούν.

Εκτιμούν μια μειωμένη μορφή VAR (reduced form VAR), το οποίο περιλαμβάνει τις τιμές με υστέρηση της ψευδομεταβλητής που έχει να κάνει με τη στρατιωτική αναδιάρθρωση, η οποία αναφέρεται στα τρία παραπάνω γεγονότα :

$$Y_t = A(L) * Y_{t-1} + B(L) * D_t + U_t \quad (3.4.1)$$

όπου Y_t είναι ένα διάνυσμα μεταβλητών που περιλαμβάνει το πραγματικό ΑΕΠ, το τριμηνιαίο επιτόκιο ομολόγων, το λογάριθμο των πραγματικών αμυντικών δαπανών, την τιμή του ακατέργαστου καυσίμου, το λογάριθμο σημαντικών μεταβλητών όπως η ιδιωτική κατανάλωση, η ιδιωτική επένδυση, ο πραγματικός μισθός και η απασχόληση. D_t είναι η ψευδομεταβλητή η οποία παίρνει την τιμή 1 στην αρχή των τριών στρατιωτικών αναδιορθώσεων (military buildups), δηλαδή 1950:3, 1965:1 και 1980:1 και U_t είναι ένα διάνυσμα καταλοίπων μειωμένης τιμής (vector of reduced form residuals).

Η αιφνίδια αντίδραση μιας μοναδιαίας διαταραχής ως προς την ψευδομεταβλητή δείχνει τις επιπτώσεις στο προϊόν λόγω της αύξησης των στρατιωτικών δαπανών. Βασικές υποθέσεις αυτής της προσέγγισης είναι ότι η αύξηση στρατιωτικών δαπανών είναι προκαθορισμένη και δεν εξαρτάται από τις μεταβολές του προϊόντος γιατί διαφορετικά η ψευδομεταβλητή θα συσχετιζόταν με τα κατάλοιπα της μειωμένης μορφής και συνεπώς οι συντελεστές δεν θα ήταν συνεπείς. Επιπλέον, η αύξηση των στρατιωτικών δαπανών δεν έχει προβλεφθεί από τον ιδιωτικό τομέα, οι επιπτώσεις των τριών στρατιωτικών αναδιαρθρώσεων είναι παρόμοιες και τέλος οι στρατιωτικές αναδιαρθρώσεις ήταν οι μόνες μεγάλες διαταραχές δημοσιονομικής πολιτικής εκείνο το διάστημα καθώς και τα τέσσερα προηγούμενα τρίμηνα.

Κύρια ευρήματα της εμπειρικής μελέτης των Ramey and Shapiro (1998) είναι ότι μια αύξηση στρατιωτικών δαπανών θα προκαλέσει την αύξηση του προϊόντος και της μη εγχώριας επένδυσης. Αντιθέτως, θα μειώσει την κατανάλωση και τον πραγματικό μισθό. Αυτά τα αποτελέσματα είναι συνεπή με τους νεοκλασικούς οικονομολόγους και το θεωρητικό υπόδειγμα RBC, όπου κύριο εύρημα τους αποτελεί το γεγονός ότι μια αύξηση δημοσίων δαπανών θα μειώσει την κατανάλωση. Εκτός όμως από τους παραπάνω μελετητές όπου τα αποτελέσματά τους είναι συνεπή με τους νεοκλασικούς οικονομολόγους και οι Edelberg et al. (1999), Burnside et al. (2004) και Cavallo (2005) καταλήγουν στα ίδια αποτελέσματα που είναι συνεπή τόσο με το θεωρητικό RBC υπόδειγμα όσο και τους νεοκλασικούς οικονομολόγους.

Κύριο πλεονέκτημα αυτής της προσέγγισης είναι ότι δεν χρειάζεται να επιβληθούν επιπλέον υποθέσεις. Το μόνο που χρειάζεται είναι μόνο ένα υπόδειγμα VAR μειωμένης μορφής. Στα μειονεκτήματα περιλαμβάνεται το γεγονός ότι και άλλες διαταραχές δημοσιονομικής πολιτικής μπορούν να συμβούν την ίδια χρονική περίοδο με αποτέλεσμα να μην είναι ξεκάθαρη η επίπτωση της αύξησης των στρατιωτικών δαπανών. Επιπλέον, αυτή η μεθοδολογία δεν επιτρέπει την ανάλυση μιας διαταραχής των φόρων.

3.5 Θεωρητικά Υποδείγματα

Εκτός από τις τέσσερις προσεγγίσεις, η πρόσφατη θεωρητική βιβλιογραφία μοντελοποιεί τις επιδράσεις των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα των πραγματικών επιχειρηματικών κύκλων (RBC model) και τα δυναμικά στοχαστικά υποδείγματα γενικής ισορροπίας (DSGE model).

Το πρώτο θεωρητικό υπόδειγμα (theoretical model) βασίζεται στην υπόθεση ότι μια αύξηση δημοσίων δαπανών αυξάνει την απασχόληση ενώ μειώνει την κατανάλωση και τον πραγματικό μισθό. Αυτά τα αποτελέσματα είναι συνεπή με το νεοκλασσικούς οικονομολόγους. Όπως έχει αναφερθεί παραπάνω, σύμφωνα με αυτό το υπόδειγμα μια εξωγενής αύξηση των δημοσίων δαπανών, χρηματοδοτούμενη από εφάπαξ φόρους, έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση του πλούτου του κάθε ατόμου και συνεπώς τη μείωση της κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού καθώς το κάθε άτομο θα καταναλώνει λιγότερο και θα δουλεύει περισσότερο. Παραδείγματα αυτού του υποδείγματος αποτελούν οι Edelberg et al. (1999), Burnside et al. (2004), Eichenbaum and Fisher (2004).

Το δεύτερο θεωρητικό υπόδειγμα θεωρεί ότι μια αύξηση των δημοσίων δαπανών θα αυξήσει την ιδιωτική κατανάλωση. Αυτά τα αποτελέσματα δεν είναι συνεπή με τους νεοκλασσικούς αλλά με τους νεοκεϋνσιανούς. Παραδείγματα αυτού του υποδείγματος αποτελούν οι Ravn et al. (2006) ενσωματώνοντας στο υπόδειγμά τους, όπου υπάρχει μονοπωλιακός ανταγωνισμός, συγκεκριμένες καλές συνήθειες βρίσκουν ότι για μεγάλες τιμές της μεταβλητής συνήθειας, μια διαταραχή δημοσίων δαπανών θα επιφέρει αύξηση στην κατανάλωση, στην απασχόληση και στον πραγματικό μισθό. Επιπλέον, οι Galí et al. (2007) ενσωματώνοντας στο υπόδειγμά τους τους “rule of thumb” καταναλωτές (είναι οι καταναλωτές που η κατανάλωσή τους είναι ίση με το διαθέσιμο εισόδημα και δεν δανείζονται ούτε αποταμιεύουν) βρίσκουν ότι μια θετική διαταραχή δημοσίων δαπανών έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση της κατανάλωσης, της απασχόλησης και του πραγματικού μισθού.

Επιπροσθέτως, ο Linnemann (2006) ο οποίος θεωρεί ότι η συνάρτηση χρησιμότητας είναι μη διαιρετή σε ανάπαυση και κατανάλωση και ότι η διαχρονική ελαστικότητα υποκατάστασης της κατανάλωσης είναι μικρότερη της μονάδος βρίσκει ότι μια αύξηση των δημοσίων δαπανών θα έχει ως αποτέλεσμα η ιδιωτική κατανάλωση και η απασχόληση να αυξηθούν, ενώ ο πραγματικός μισθός να μειωθεί. Τα αποτελέσματά του είναι συνεπή με τα DSGE υποδείγματα ως προς την ιδιωτική κατανάλωση και την απασχόληση αλλά έρχονται σε αντίθεση ως προς τον πραγματικό μισθό.

Τέλος, οι Caldara and Kamps (2008), υποστηρίζουν ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών αυξάνει το προϊόν, την ιδιωτική κατανάλωση καθώς και τον πραγματικό μισθό. Όμως, δεν αυξάνει την απασχόληση γεγονός που έρχεται σε αντίθεση με τα DSGE υποδείγματα. Επιπροσθέτως, δείχνουν ότι η αύξηση του πραγματικού μισθού και της κατανάλωσης διαρκούν πολύ αν και τα DSGE υποδείγματα θεωρούν ότι η επίδραση στις

παραπάνω μεταβλητές από μια θετική διαταραχή δημοσίων δαπανών θα είναι αρνητική μετά από ένα χρόνο.

Κεφάλαιο 4

Εμπειρική Μεθοδολογία

4.1 Δεδομένα

Στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιούνται τριμηνιαία (quarterly) δεδομένα των εξής μακροοικονομικών χρονολογικών σειρών: ΑΕΠ, δημόσιες δαπάνες, δημόσια έσοδα, ιδιωτική κατανάλωση και πραγματικός μισθός. Έχουν επιλεγεί δεδομένα τριμηνιαίας βάσης με κύριο σκοπό τη δυνατότητα σύγκρισης των εμπειρικών μας αποτελεσμάτων με τα αντίστοιχα άλλων μελετών. Επιπροσθέτως, σύμφωνα με τον Brooks (2008) τα τριμηνιαία δεδομένα μας βοηθούν στην αντιμετώπιση τυχόν προβλημάτων στασιμότητας. Τα δεδομένα αυτά ανακτήθηκαν από το NIPA(National Income and Product Accounts) και είναι διαθέσιμα στον δικτυακό τόπο: <http://www.bea.gov/national/nipaweb/index.asp/>. Οι μεταβλητές των δημόσιων δαπανών και των δημόσιων εσόδων μετασχηματίστηκαν σε λογαριθμική μορφή για την καλύτερη εξομάλυνσή τους. Το δείγμα αποτελείται από 164 παρατηρήσεις που αφορούν την περίοδο από το πρώτο τρίμηνο του 1960 (1960Q₁) μέχρι το τέταρτο τρίμηνο του 2000 (2000Q₄). Για την οικονομετρική ανάλυση αυτών των δεδομένων χρησιμοποιείται η μέθοδος των διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR) η οποία αναλύεται παρακάτω.

4.2 Μεθοδολογία – Υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR)

Τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR) αποτελούν βασικά εργαλεία για την ανάλυση πολλαπλών χρονολογικών σειρών. Τα υποδείγματα VAR έγιναν ιδιαίτερα δημοφιλή για οικονομικές αναλύσεις, όταν ο Sims (1980) τα χρησιμοποίησε στη θέση των υποδειγμάτων συστημάτων εξισώσεων (simultaneous equations models). Τα συστήματα εξισώσεων χρησιμοποιήθηκαν εντατικά από το 1950, όμως τα τελευταία χρόνια δεν χρησιμοποιούνται τόσο για διάφορους λόγους, κυρίως λόγω της μικρής τους προβλεπτικότητας και της πολυπλοκότητάς τους όσον αφορά την εκτίμησή τους και την ταυτοποίησή τους (Lütkepohl, 2007). Αντιθέτως, τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR) είναι ευρέως γνωστά και εφαρμόζονται σε εμπειρικές μελέτες, καθώς είναι πιο αποτελεσματικά στην πρόβλεψη συστημάτων αλληλοσυσχετιζόμενων μεταβλητών. Κύριο χαρακτηριστικό των υποδειγμάτων αυτών είναι το γεγονός ότι είναι πιο εύκολα και πιο γρήγορα στη χρήση τους. Όμως, αξίζει να αναφερθεί ότι η διατύπωση ενός

υποδείγματος VAR δεν είναι θεωρητικής βάσεως, είναι μη θεωρητική, δηλαδή δεν υπάρχει διατύπωση διαρθρωτικών εξισώσεων που να προκύπτουν από την οικονομική θεωρία (Greene, 1997).

Σύμφωνα με τον Brooks (2008) η απλούστερη περίπτωση ενός υποδείγματος VAR είναι το διμεταβλητό VAR όπου υπάρχουν μόνο δυο μεταβλητές, έστω η y_{1t} και η y_{2t} , όπου κάθε μια από αυτές τις μεταβλητές εξαρτάται από τους διαφορετικούς συνδυασμούς των k προηγούμενων τιμών των δυο μεταβλητών και τους διαταρακτικούς όρους και έχει την παρακάτω μορφή :

$$y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11} y_{1t-1} + \dots + \beta_{1k} y_{1t-k} + \alpha_{11} y_{2t-1} + \dots + \alpha_{1k} y_{2t-k} + u_{1t} \quad (4.2.1)$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21} y_{2t-1} + \dots + \beta_{2k} y_{2t-k} + \alpha_{21} y_{1t-1} + \dots + \alpha_{2k} y_{1t-k} + u_{2t} \quad (4.2.2)$$

Χαρακτηριστική ιδιότητα του υποδείγματος VAR είναι ότι όλες οι ενδογενείς μεταβλητές εκφράζονται μόνο ως προς τις ενδογενείς με χρονική υστέρηση μεταβλητές και δεν υπάρχουν άλλες εξωγενείς μεταβλητές (Κάτος, 2004). Επιπροσθέτως, αξίζει να αναφερθεί ότι στα υποδείγματα VAR ο όρος «αυτοπαλίνδρομο» εξηγείται από το γεγονός ότι η εξαρτημένη μεταβλητή προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων (παρελθουσών) τιμών της και ο όρος διάνυσμα από το γεγονός ότι υπάρχει διάνυσμα δυο ή περισσότερων μεταβλητών (Gujarati, 1995). Η ανάλυση ενός υποδείγματος VAR απαρτίζεται από κάποια βασικά βήματα τα οποία παρατίθενται στο σχήμα 7. Συγκεκριμένα, αρχικά προσδιορίζεται και εκτιμάται το υπόδειγμα και στη συνέχεια ελέγχεται η καταλληλότητά του. Εάν το υπόδειγμα ικανοποιεί κάποιες συνθήκες και είναι κατάλληλο μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τη διενέργεια προβλέψεων, ανάλυση αιτιότητας και structural ανάλυση (Lütkepohl, 2007).

```
graph TD; A[Specification and Estimation of reduced form VAR model] --> B[Model Checking]; B -- "Model Rejected" --> A; B -- "Model Accepted" --> C[Forecasting]; B -- "Model Accepted" --> D[Causality Analysis]; B -- "Model Accepted" --> E[Structural Specification and Estimation]; E --> F[Impulse Response Analysis]; E --> G[Forecast Error Variance Decomposition];
```

The flowchart illustrates the process of VAR model estimation and checking. It begins with the 'Specification and Estimation of reduced form VAR model' box, which leads to the 'Model Checking' box. From 'Model Checking', there are two paths: one labeled 'Model Rejected' that loops back to the initial specification step, and another labeled 'Model Accepted' that branches into three parallel paths: 'Forecasting', 'Causality Analysis', and 'Structural Specification and Estimation'. The 'Structural Specification and Estimation' box further branches into two final steps: 'Impulse Response Analysis' and 'Forecast Error Variance Decomposition'.

Έστω ένα υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων VAR(k) k υστερήσεων, m μεταβλητών το οποίο σε μορφή συστήματος γράφεται²:

²Κάτος (2004)

Σε μορφή μητρών το παραπάνω σύστημα γράφεται ως εξής:

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + u_t = \delta + \sum_{j=1}^k A_j Y_{t-j} + u_t \quad (3.3.2)$$

όπου

$$Y_t = \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \vdots \\ Y_{mt} \end{bmatrix} \quad \delta = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \\ \vdots \\ \alpha_{m0} \end{bmatrix} \quad A_j = \begin{bmatrix} a_{11,j} & a_{12,j} & \dots & a_{1k,j} \\ a_{21,j} & a_{22,j} & \dots & a_{2k,j} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1,j} & a_{m2,j} & \dots & a_{mk,j} \end{bmatrix} \quad u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{mt} \end{bmatrix} \quad (4.3.3)$$

Για να εκτιμηθεί ένα υπόδειγμα VAR ορθά θα πρέπει να ικανοποιούνται κάποιες βασικές υποθέσεις για τα κατάλοιπα καθώς και τις ενδογενείς μεταβλητές. Οι βασικές υποθέσεις για τα κατάλοιπα είναι οι ακόλουθες³:

$$\left. \begin{aligned} u_{it} &\sim N(0, \omega_{ii}), \text{ για όλα τα } t \text{ και } i=1,2,\dots,m \text{ όπου } \omega_{ii} = \text{var}(u_{it}) \\ E(u_{it}u_{is}) &= 0, \text{ για } t \neq s \text{ } i=1, 2, \dots, m \\ E(u_{it}u_{jt}) &= \omega_{ij}, \text{ για όλα τα } t \text{ } i,j = 1,2,\dots, m \text{ όπου } \omega_{ij} = \text{cov}(u_{it}, u_{jt}) \end{aligned} \right\} \quad (4.3.4)$$

ή υπό μορφή μητρών οι εξής:

$$u_t \sim N(0, \Omega), \text{ με } E(u_t u_t') = 0 \text{ και } \Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \dots & \omega_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{m1} & \dots & \omega_{mm} \end{bmatrix} \quad (4.3.5)$$

Σύμφωνα με τις παραπάνω εξισώσεις υποθέτουμε ότι το διάνυσμα των καταλοίπων ενός υποδείγματος VAR u_t έχει μέσο μηδέν, το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης χωριστά έχει σταθερή διακύμανση που οι τιμές του δεν αυτοσυσχετίζονται αλλά το κατάλοιπο αυτό μπορεί να συσχετίζεται με το κατάλοιπο άλλης εξίσωσης, δηλαδή τα κατάλοιπα κάθε εξίσωσης είναι λευκός θόρυβος ενώ τα κατάλοιπα των εξισώσεων μπορεί να σχετίζονται μεταξύ τους την τρέχουσα περίοδο (Δημέλη, 2003).

³ Κάτος (2004)

Επιπροσθέτως, για την ορθή εκτίμηση των υποδειγμάτων VAR εκτός των παραπάνω υποθέσεων που πρέπει να γίνουν για τη συμπεριφορά των διαταρακτικών όρων πρέπει να ικανοποιείται η υπόθεση της στασιμότητας. Σύμφωνα με τους Judge et al. (1988) μια διανυσματική στοχαστική διαδικασία $\{Y_t\}$ είναι στάσιμη εάν ισχύουν τα ακόλουθα:

$$\left. \begin{aligned} E(Y_t) &= \mu \text{ για όλα τα } t \\ \text{Var}(Y_{jt}) &< \infty \text{ για } j = 1, 2, \dots, m \text{ και για όλα τα } t \\ \text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) &= E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)'] = \Gamma_k \text{ για όλα τα } t \end{aligned} \right\} \quad (4.3.6)$$

δηλαδή, το διάνυσμα Y_t πρέπει να έχει σταθερό μέσο, σταθερή διακύμανση και οι μήτρες των συνδιακυμάνσεων μεταξύ Y_t και Y_{t+k} να εξαρτώνται από την απόσταση k μεταξύ των τιμών και όχι από το χρόνο t . Επιπλέον, μια διαδικασία VAR(k) είναι στάσιμη εάν οι μέσοι και οι μήτρες των συνδιακυμάνσεων της είναι περιορισμένες και το πολυώνυμο που ορίζεται από την ορίζουσα:

$$|I - A_1\lambda - A_2\lambda^2 - \dots - A_k\lambda^k| = 0 \quad (4.3.7)$$

έχει όλες τις ρίζες του έξω από το μιγαδικό μοναδιαίο κύκλο (Κάτος, 2004).

Αξίζει να αναφερθεί λοιπόν ότι όταν ισχύουν οι παραπάνω υποθέσεις, οι παράμετροι του υποδείγματος VAR(k) μπορούν να εκτιμηθούν με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Επιπλέον, αν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες αλλά συνολοκληρώνονται μπορεί να γίνει χρήση των VAR υποδειγμάτων με τις μεταβλητές σε επίπεδα (Enders, 1995). Σύμφωνα με τον Κάτο (2004), ο εκτιμητής OLS για την εξίσωση i δίνεται ως:

$$a_i = (X'X)^{-1}X'Y_i \sim N(a_i, \omega_{ii}(X'X)^{-1}) \quad (4.3.8)$$

$$\text{όπου } a_i = [a_{i0} \ a_{i1,1} \ \dots \ a_{ik,m}] \text{ αποτελεί εκτίμηση του } \alpha_i = [\alpha_{i0} \ \alpha_{i1,1} \ \dots \ \alpha_{ik,m}] \quad (4.3.9)$$

$$\text{και } Y_i = [Y_{i1} \ Y_{i2} \ \dots \ Y_{in}]', \quad X = [1 \ Y_{1,-1} \ \dots \ Y_{m,-k}] \quad (4.3.10)$$

Οι συνεπείς εκτιμήσεις των w_{ij} των παραμέτρων ω_{ij} στην (3.3.5) δίνονται από:

$$w_{ij} = \frac{(Y_i - Xa_i)'(Y_i - Xa_i)}{n} \quad \text{ή} \quad \frac{(Y_i - Xa_i)'(Y_i - Xa_i)}{n - mk - 1} \quad (4.3.11)$$

Αξίζει να σημειωθεί ότι η προηγούμενη μεθοδολογία εκτίμησης υποθέτει ότι η τάξη των υποδειγμάτων VAR είναι γνωστή. Στις περιπτώσεις που η τάξη του VAR είναι μεγάλη, υπάρχει ένα σοβαρό πρόβλημα το πρόβλημα της υπέρ-παραμετροποίησης στην ανάλυση του

VAR. Όμως, τις περισσότερες φορές η τάξη του VAR είναι άγνωστη και για τον προσδιορισμό της χρησιμοποιούνται έλεγχοι όπως ο έλεγχος του λόγου πιθανοφανειών (LR), τα κριτήρια Akaike (AIC), Schwartz (SCH) και Hannan – Quinn (HQ) οι οποίοι θα αναφερθούν λεπτομερώς παρακάτω.

4.4 Έλεγχος στασιμότητας των μεταβλητών

Σε ανάλυση χρονολογικών σειρών είναι απαραίτητο να ελέγχεται πρώτα από όλα αν οι υπό εξέταση μεταβλητές είναι στάσιμες (Χάλκος, 2006). Αν οι χρονολογικές σειρές δεν είναι στάσιμες τα στατιστικά αποτελέσματα μπορεί να είναι πολύ ικανοποιητικά, δηλαδή υψηλή τιμή του συντελεστή προσδιορισμού και σημαντικές τιμές του t , αλλά να μην έχουν οικονομική σημασία. Δηλαδή, η στατιστικά σημαντική σχέση οφείλεται στην ασυνέπεια των εκτιμητών και δεν συνεπάγεται αναγκαστικά την ύπαρξη αιτιώδους σχέσεως ανάμεσα στις μεταβλητές. Σύμφωνα με τους Granger and Newbold (1974) όταν η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού είναι υψηλότερη από την τιμή της στατιστικής Durbin – Watson είναι πιθανό η παλινδρόμηση να είναι φαινομενική (spurious) και όχι πραγματική. Σε αυτή την περίπτωση θα πρέπει να εκτιμάται η σχέση ανάμεσα στις πρώτες διαφορές και όχι στα επίπεδα των μεταβλητών. Όμως, αν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες αλλά συνολοκληρώνονται μπορεί να χρησιμοποιηθούν οι μεταβλητές σε επίπεδα (Χρήστου, 2003).

Σύμφωνα με τον Κάτο (2004) μια χρονολογική σειρά X_t είναι στάσιμη αν οι μέσοι και οι διακυμάνσεις είναι σταθερές διαχρονικά και οι συνδιακυμάνσεις μεταξύ δυο χρονικών περιόδων t και $t+k$, εξαρτώνται μόνο από την απόσταση (υστέρηση) k μεταξύ των δυο αυτών χρονικών περιόδων και όχι από την πραγματική χρονική περίοδο t κατά την οποία θεωρούνται οι συνδιακυμάνσεις αυτές, δηλαδή:

$$\text{Ο μέσος } E(X_t) = \mu \text{ είναι σταθερός για όλα τα } t. \quad (4.4.1)$$

$$\text{Η διακύμανση } \text{Var}(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = \sigma^2 \text{ είναι σταθερή για όλα τα } t. \quad (4.4.2)$$

$$\text{Η συνδιακύμανση } \text{Cov}(X_t, X_{t+k}) = E[(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)] = \gamma_k \quad (4.4.3)$$

είναι σταθερή για όλα τα t και $k \neq 0$.

4.4.1 Η Μεθοδολογία των Μοναδιαίων Ριζών

Ο έλεγχος της στασιμότητας μιας χρονολογικής σειράς μπορεί να γίνει είτε με βάση τη δειγματική συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (βλ. Χρήστου 2003 κεφ.22) είτε με τους γνωστούς ελέγχους μοναδιαίας ρίζας (unit root tests).

Έστω το αυτοπαλίνδρομο σχήμα πρώτου βαθμού AR(1) το οποίο εκφράζεται ως εξής⁴:

$$X_t = \phi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4.1.1)$$

όπου ε_t είναι λευκός θόρυβος. Η διαδικασία αυτή γράφεται επίσης ως :

$$X_t - \phi X_{t-1} = \varepsilon_t \quad (4.4.1.2)$$

ή

$$(1 - \phi L)X_t = \varepsilon_t \quad (4.4.1.3)$$

Για να είναι όμως η (4.4.1.3) στάσιμη, θα πρέπει η ρίζα της εξίσωσης

$$1 - \phi L = 0 \quad (4.4.1.4)$$

να είναι μεγαλύτερη από τη μονάδα σε απόλυτες τιμές. Βέβαια η εξίσωση αυτή έχει μια ρίζα μόνο, η οποία ισούται με $L = 1 / \phi$, οπότε η στασιμότητα απαιτεί να ισχύει ότι $-1 < \phi < 1$. Επομένως, οι υποθέσεις για τον έλεγχο της στασιμότητας του X_t μπορούν να γραφούν ως:

$$\left. \begin{array}{l} H_0: |\phi| \geq 1, \text{ για μη στασιμότητα} \\ H_a: |\phi| < 1, \text{ για στασιμότητα} \end{array} \right\} \quad (4.4.1.5)$$

Στην περίπτωση όπου $\phi=1$, δηλαδή στην περίπτωση που η μηδενική υπόθεση στην (4.4.1.5) είναι αληθής, τότε η (4.4.1.1) δεν είναι τίποτα άλλο από τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου (random walk) που γνωρίζουμε εκ των προτέρων ότι πρόκειται για μια μη στάσιμη διαδικασία. Η ισότητα του ϕ με τη μονάδα είναι γνωστή ως το πρόβλημα της “μοναδιαίας ρίζας”, δηλαδή ως το πρόβλημα της μη στασιμότητας της αντίστοιχης διαδικασίας. Με άλλα λόγια, η μοναδιαία ρίζα είναι ένας άλλος τρόπος για να εκφράσουμε τη μη στασιμότητα.

⁴Κάτος (2004)

Αφαιρώντας το X_{t-1} από τα δύο μέλη της (4.4.1.1) παίρνουμε ότι:

$$X_t - X_{t-1} = \phi X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4.1.6)$$

ή

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4.1.7)$$

όπου $\delta = \phi - 1$. Με άλλα λόγια η τελευταία εξίσωση αποτελεί έναν άλλο τρόπο γραφής της (4.4.1.1). Αν υποθέσουμε ότι το ϕ είναι θετικό, κάτι που είναι αληθές για τις περισσότερες χρονολογικές σειρές, τότε οι υποθέσεις (4.4.1.5) γράφονται ισοδύναμα ως:

$$\left. \begin{array}{l} H_0: \delta \geq 0, \text{ για μη στασιμότητα} \\ H_a: \delta < 0, \text{ για στασιμότητα} \end{array} \right\} \quad (4.4.1.8)$$

Στην περίπτωση λοιπόν που είναι $\delta=0$, ή ισοδύναμα $\phi=1$, δηλαδή στην περίπτωση που η μηδενική υπόθεση είναι αληθής, τότε η αντίστοιχη διαδικασία είναι μη στάσιμη. Με άλλα λόγια, η μη στασιμότητα, ή το πρόβλημα της μοναδιαίας ρίζας, είναι δυνατό να εκφραστεί είτε ως $\phi=1$, είτε ως $\delta=0$. Θα μπορούσε συνεπώς κάποιος να πει ότι το πρόβλημα της μη στασιμότητας μιας χρονολογικής σειράς μετατρέπεται είτε στον έλεγχο της παραμέτρου $\phi=1$ στην εξίσωση παλινδρομήσεως (4.4.1.1), είτε στον έλεγχο της παραμέτρου $\delta=0$ στην εξίσωση παλινδρομήσεως (4.4.1.7). Μολονότι, ένας τέτοιος έλεγχος θα μπορούσε να γίνει εφαρμόζοντας τους δυο ελέγχους αντίστοιχα,

$$t_\phi = \frac{\hat{\phi} - 1}{s_{\hat{\phi}}} \quad \text{ή} \quad t_\delta = \frac{\hat{\delta}}{s_{\hat{\delta}}} \quad (4.4.1.9)$$

όπου τα $s_{\hat{\phi}}$ και $s_{\hat{\delta}}$ αποτελούν τα εκτιμημένα τυπικά σφάλματα των εκτιμημένων παραμέτρων $\hat{\phi}$ και $\hat{\delta}$ αντίστοιχα, εντούτοις τα πράγματα δεν είναι τόσο απλά. Αυτό γιατί κάτω από τη μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας, δηλαδή κάτω από την υπόθεση ότι $\phi=1$ ή $\delta=0$, οι τιμές του t που υπολογίζονται στην (4.4.1.9) δεν ακολουθούν τη συνηθισμένη κατανομή t , αλλά ακολουθούν μια μη τυπική και μάλιστα και μη συμμετρική κατανομή. Επομένως, άλλοι πίνακες κατανομών θα έπρεπε να ληφθούν υπόψη κατά την εφαρμογή των ελέγχων.

4.4.1.1 Ο Επαυξημένος Έλεγχος Dickey - Fuller (Augmented Dickey – Fuller)⁵

Ένας ευρέως διαδεδομένος έλεγχος για την στασιμότητα μιας χρονολογικής σειράς είναι ο επαυξημένος έλεγχος των Dickey – Fuller. Έστω ότι η χρονολογική σειρά X_t αποτελεί μια αυτοπαλίνδρομη διαδικασία p τάξεως $AR(p)$ η οποία διατυπώνεται ως:

$$X_t = \varphi_1 * X_{t-1} + \varphi_2 * X_{t-2} + \dots + \varphi_p * X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.4.1.1.1)$$

Ως προς τις πρώτες διαφορές της χρονολογικής σειράς οι γενικές εξισώσεις είναι οι εξής:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.4.1.1.2)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.4.1.1.3)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \delta X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.4.1.1.4)$$

Η πρώτη εξίσωση δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο και τάση, η δεύτερη περιλαμβάνει τη σταθερά α αλλά όχι τάση και η τρίτη περιλαμβάνει και την σταθερά και την τάση. Ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, ότι δηλαδή η σειρά δεν είναι στάσιμη ισοδυναμεί με τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης: $H_0: \delta_2 = 0$ για μη στασιμότητα έναντι της εναλλακτικής $H_1: \delta_2 < 0$ για στασιμότητα. Ο έλεγχος γίνεται μέσω των πινάκων κρίσιμων τιμών τ για τα συνήθη επίπεδα εμπιστοσύνης τους οποίους κατασκεύασαν οι Dickey and Fuller (1979) για τη στατιστική t_δ . Αξίζει να σημειωθεί ότι οι τιμές της στατιστικής τ για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας εξαρτώνται από τη μορφή της εξίσωσης Dickey – Fuller, δηλαδή αν περιλαμβάνεται σταθερός όρος ή τάση ή και τα δυο. Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται εάν $\tau_\delta < \tau$. Η αποδοχή της H_0 ισοδυναμεί με μη στασιμότητα και γι' αυτό θα πρέπει να ληφθούν διαφορές της σειράς, δηλαδή $X_t = \Delta^d X_t$. Ο έλεγχος επαναλαμβάνεται έως ότου οι d τάξης διαφορές της σειράς να προκύψουν στάσιμες. Επιπλέον, αξίζει να σημειωθεί ότι τα γνωστά κριτήρια πληροφορίας Akaike (AIC) και Schwarz (SC) χρησιμοποιούνται για τον καθορισμό του αριθμού των υστερήσεων σε όρους διαφορών που πρέπει να συμπεριληφθούν στην εξίσωση.

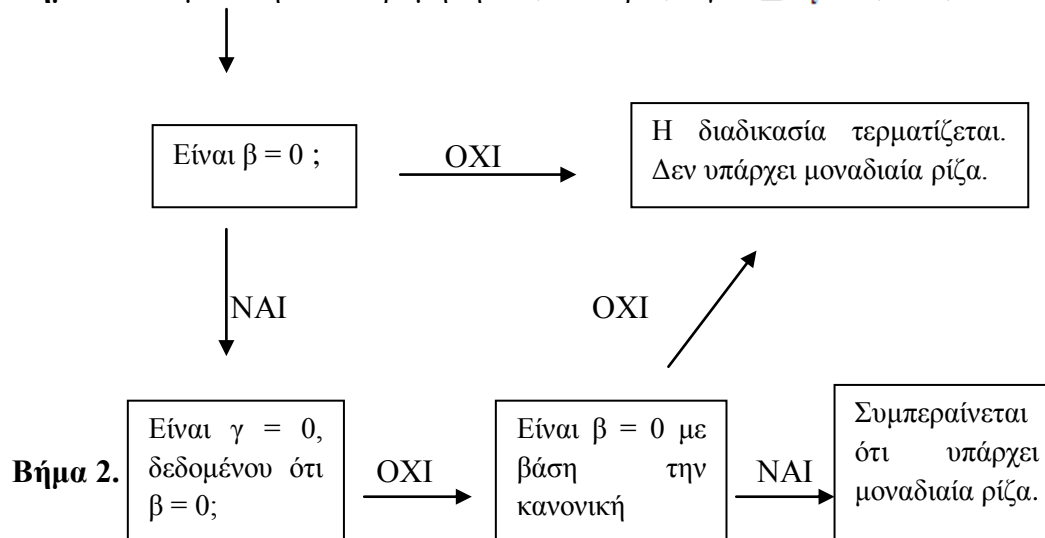
⁵ Κάτος (2004)

4.4.1.2 Προσδιοριστικοί όροι και Μοναδιαία Ρίζα

Όπως ειπώθηκε και παραπάνω, τα αποτελέσματα του ελέγχου για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας εξαρτώνται από την εξειδίκευση της εξίσωσης Dickey – Fuller, δηλαδή αν η εξίσωση παλινδρόμησης περιλαμβάνει σταθερό ή / και χρονική τάση όταν η μορφή της στοχαστικής διαδικασίας που παρήγαγε τα δεδομένα είναι άγνωστη. Η διαδικασία εξακριβώσεως σχετικά με το τι θα πρέπει να περιλαμβάνει η εξίσωση παλινδρόμησης περιγράφεται στο παρακάτω σχήμα 8.

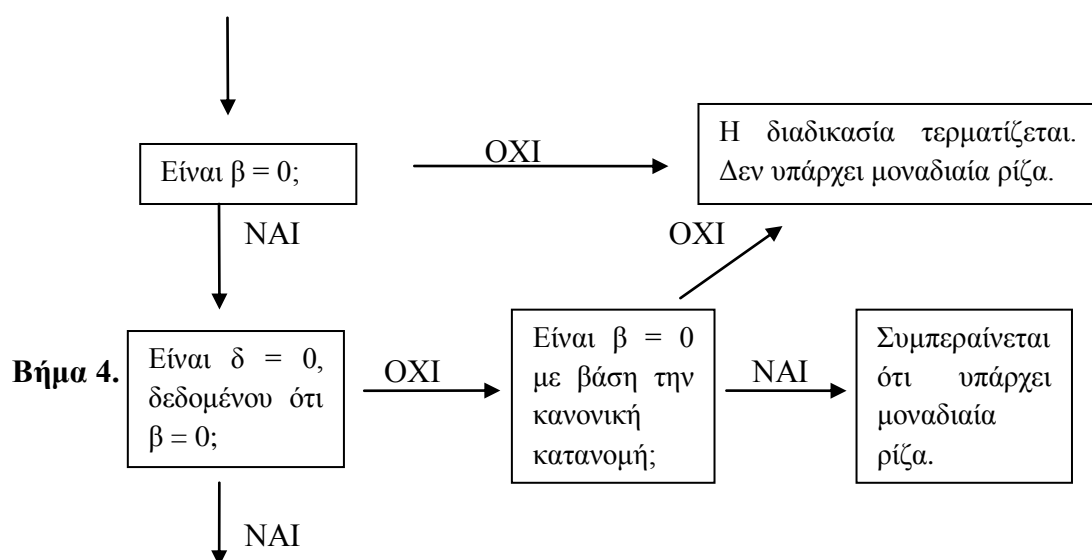
Σχήμα 8: Διαδικασία Ελέγχου Μοναδιαίας Ρίζας

Βήμα 1. Εκτιμάται η Παλινδρόμηση $\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \gamma t + \sum \alpha_i^* \Delta Y_{t-i} + u_t$



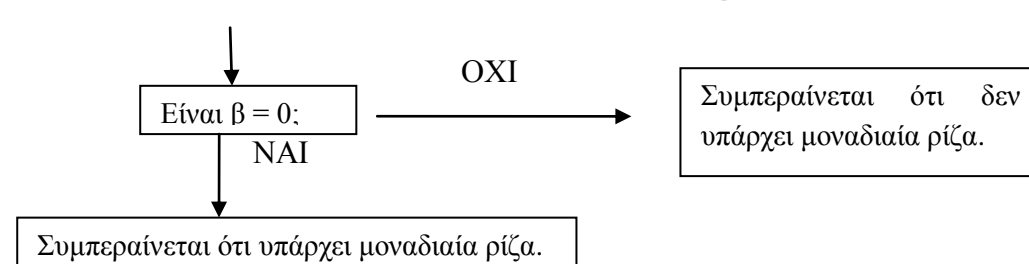
Βήμα 2.

Βήμα 3. Εκτιμάται η Παλινδρόμηση $\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \sum \alpha_i^* \Delta Y_{t-i} + u_t$



Βήμα 4.

Βήμα 5. Εκτιμάται η Παλινδρόμηση $\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum \alpha_i^* \Delta Y_{t-i} + u_t$



Πηγή: Χρήστου (2003, σελ. 847, Β τόμος)

4.5 Προσδιορισμός του υποδείγματος VAR – Επιλογή της τάξης του υποδείγματος VAR

Για τον προσδιορισμό του υποδείγματος VAR πρέπει αρχικά να καθοριστεί η τάξη του, δηλαδή ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων που θα έχουν οι μεταβλητές. Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω, για τον προσδιορισμό της τάξης χρησιμοποιούνται ο έλεγχος του λόγου πιθανοφανειών LR (Likelihood Ratio) και τα κριτήρια πληροφoρίας Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan Quinn (HQ).

4.5.1 Ο έλεγχος λόγου πιθανοφανειών LR (Likelihood Ratio)

Ο συγκεκριμένος έλεγχος βασίζεται στο στατιστικό του λόγου πιθανοφανειών που δίνεται από⁶:

$$LR = 2[\log l_u - \log l_r] \sim \chi^2(v) \quad (4.5.1.1)$$

Όπου:

$\log l_u$ = λογάριθμος πιθανοφάνειας της (ελεύθερης) εξίσωσης πλήρους αριθμού συντελεστών

$\log l_r$ = λογάριθμος πιθανοφάνειας της (περιορισμένης) εξίσωσης μειωμένου αριθμού συντελεστών

$v = m^2$ = αριθμός περιορισμών

m = αριθμός εξισώσεων

n = κοινό μέγεθος δείγματος

$$\mu \epsilon \quad l = -\frac{nm}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{n}{2} \log |W| \quad (4.5.1.2)$$

$$\text{και } |W| = \text{ορίζουσα } \left(\frac{1}{n} \sum \hat{u}_i \hat{u}_i' \right) \quad (4.5.1.3)$$

⁶Κάτος (2004)

Δεδομένης μιας μέγιστης υστέρησης έστω p_{\max} το στατιστικό LR μπορεί να καθορίσει την τάξη p του υποδείγματος VAR, ελέγχοντας τις υποθέσεις :

$$\left. \begin{array}{l} H_0: A_{p_{\max}} = 0 \quad H_1: A_{p_{\max}} \neq 0 \\ H_0: A_{p_{\max}-1} = 0 \quad H_1: A_{p_{\max}-1} \neq 0 \\ \dots\dots\dots \\ H_0: A_1 = 0 \quad H_1: A_1 \neq 0 \end{array} \right\} \quad (4.5.1.4)$$

Η τιμή του στατιστικού LR συγκρίνεται με την κριτική τιμή χ^2 για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0,05. Αυτός ο έλεγχος σταματά όταν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και επιλέγεται έτσι η τάξη p του υποδείγματος VAR (Lütkepohl and Krätzig, (2004)).

4.5.2 Τα κριτήρια πληροφoρίας Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan Quinn(HQ)⁷

Από ένα σύνολο πιθανών τάξεων $m = 0, \dots, p_{\max}$ επιλέγεται η τάξη του υποδείγματος VAR από την ελαχιστοποίηση κάποιων κριτηρίων. Η γενική μορφή τέτοιων κριτηρίων είναι :

$$C(m) = \log \det(\hat{\Sigma}_m) + c_T \varphi(m) \quad (4.5.2.1)$$

όπου $\hat{\Sigma}_m = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$ είναι ο εκτιμητής της μήτρας συνδιακυμάνσεων των καταλοίπων για ένα υπόδειγμα τάξης m , $\varphi(m)$ είναι μια εξίσωση της τάξης m η οποία «τιμωρεί» μεγάλες τάξεις VAR, c_T είναι μια ακολουθία που μπορεί να εξαρτάται από το μέγεθος του δείγματος και αναδεικνύει το συγκεκριμένο κριτήριο και ο όρος $\log \det(\hat{\Sigma}_m)$ είναι μια μη αυξανόμενη εξίσωση της τάξης m ενώ η $\varphi(m)$ αυξάνει με την τάξη m . Η τάξη των υστερήσεων επιλέγεται έτσι ώστε να ισορροπούν βέλτιστα οι δυο αυτές δυνάμεις. Παραδείγματα αυτού του τύπου είναι τα κριτήρια πληροφoρίας Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan Quinn (HQ).

⁷ Lütkepohl (2007)

Συγκεκριμένα το κριτήριο πληροφορίας Akaike (Akaike (1973, 1974)) ορίζεται ως εξής:

$$AIC(m) = \log \det(\hat{\Sigma}_m) + \frac{2}{T} mK^2, \text{ όπου } c_T = \frac{2}{T} \quad (4.5.2.2)$$

Το κριτήριο Hannan Quinn (Hannan and Quinn (1979), Quinn (1980)) υπολογίζεται ως:

$$HQ(m) = \log \det(\hat{\Sigma}_m) + \frac{2 \log \log T}{T} mK^2 \text{ όπου } c_T = \frac{2 \log \log T}{T} \quad (4.5.2.3)$$

και το κριτήριο Schwarz (ή Rissanen κριτήριο) (Schwarz (1978), Rissanen (1978)), το οποίο ορίζεται ως εξής:

$$SC(m) = \log \det(\hat{\Sigma}_m) + \frac{\log T}{T} mK^2, \text{ όπου } c_T = \frac{\log T}{T} \quad (4.5.2.4)$$

Σε κάθε περίπτωση, $\phi(m) = mK^2$ είναι ο αριθμός των παραμέτρων ενός υποδείγματος VAR τάξεως m .

Ορίζοντας ως $\hat{p}(SC)$, $\hat{p}(HQ)$ και $\hat{p}(AIC)$ τις τάξεις που επιλέχτηκαν από τα SC, HQ και AIC αντίστοιχα για $T \geq 16$ ισχύουν οι ακόλουθες σχέσεις:

$$\hat{p}(SC) \leq \hat{p}(HQ) \leq \hat{p}(AIC) \quad (4.5.2.5)$$

Έτσι λοιπόν το κριτήριο πληροφορίας Akaike (AIC) πάντα επιλέγει την μεγαλύτερη τάξη, το Schwarz (SC) τη μικρότερη και το κριτήριο Hannan Quinn (HQ) επιλέγει την τάξη μεταξύ των δυο προηγούμενων. Φυσικά, αυτό δεν αποκλείει την πιθανότητα και τα τρία κριτήρια να είναι σύμφωνα με την επιλογή της τάξης του υποδείγματος VAR.

4.6 Υποδείγματα VAR και Συνολοκλήρωση

Όπως έχει αναφερθεί παραπάνω όταν τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται σε ένα υπόδειγμα που δεν προέρχονται από στάσιμες χρονολογικές σειρές προκύπτει το πρόβλημα της φαινομενικής παλινδρόμησης σε αυτή την περίπτωση έχει προταθεί να χρησιμοποιούνται πρώτες διαφορές και όχι τα επίπεδα των μεταβλητών. Όμως, σύμφωνα με τον Enders (1995) αν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες αλλά συνολοκληρώνονται μπορεί να γίνει χρήση των VAR υποδειγμάτων με τις μεταβλητές σε επίπεδα. Σε περίπτωση λοιπόν που οι σειρές δεν είναι στάσιμες σε επίπεδα αλλά είναι στάσιμες σε πρώτες διαφορές θα πρέπει να ελεγχθεί αν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται.

Η έννοια της συνολοκλήρωσης υποδηλώνει την ύπαρξη μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών. Οι Engle and Granger (1987) ισχυρίστηκαν ότι αν υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός δυο ή περισσότερων μη στάσιμων χρονολογικών ο οποίος είναι στάσιμος τότε οι χρονολογικές σειρές συνολοκληρώνονται. Συγκεκριμένα, δυο χρονολογικές σειρές Y_t και X_t είναι συνολοκληρωμένες τάξεως (d, b) , όπου $0 \leq b \leq d$, εάν και οι δυο χρονολογικές σειρές είναι ολοκληρωμένες τάξεως d , και υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός από τις δυο αυτές χρονολογικές σειρές, έστω $a_1 Y_t + a_2 X_t$, που είναι ολοκληρωμένη τάξεως $(d-b)$. Αυτό μπορεί να γραφεί ως:

$$\text{Εάν } Y_t \sim I(d) \text{ και } X_t \sim I(d), \text{ τότε } Y_t, X_t \sim CI(d,b) \text{ εάν } a_1 Y_t + a_2 X_t \sim I(d-b) \quad (4.6.1)$$

όπου CI είναι το σύμβολο της συνολοκλήρωσης. Το διάνυσμα των συντελεστών που αποτελούν το γραμμικό συνδυασμό των δυο σειρών, δηλαδή το $[a_1, a_2]$ στην (4.6.1) ονομάζεται “διάνυσμα συνολοκληρώσεως” (Κάτος, 2004).

4.6.1 Διανυσματικά Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών (*Vector Error Correction Model*)

Τα διανυσματικά υποδείγματα διόρθωσης λαθών (vector error correction models) ή συμβολικά VECM αποτελούν μια μειωμένη μορφή υποδειγμάτων VAR (restricted VAR) που αφορούν μη στάσιμες χρονολογικές σειρές οι οποίες όμως συνολοκληρώνονται. Τα VECM έχουν το πλεονέκτημα ότι μελετούν τις βραχυχρόνιες μεταβολές των μεταβλητών περιορίζοντας τις μη στάσιμες σειρές να συγκλίνουν στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που συνεπάγεται η σχέση συνολοκλήρωσής τους. Δηλαδή, τα λάθη ή οι αποκλίσεις από τη μακροχρόνια ισορροπία σε ένα υπόδειγμα VAR διορθώνονται σταδιακά μέσω των βραχυχρόνιων προσαρμογών των επιμέρους μεταβλητών του συστήματος. Αξίζει να επισημανθεί ότι με τα διανυσματικά υποδείγματα διόρθωσης λαθών VECM μπορεί να ελεγχθεί απ’ ευθείας για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης και στη συνέχεια να εκτιμηθούν οι σχέσεις συνολοκλήρωσης. Αυτή την ανάλυση εφαρμόζει η μεθοδολογία Johansen η οποία αναλύεται ακολούθως (Δημέλη, 2003).

4.6.2 Μεθοδολογία Johansen⁸

Έστω ένα VAR υπόδειγμα p τάξεως το οποίο έχει τη μορφή:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_n Y_{t-n} + B X_t + \varepsilon_t \quad t = 1 \dots T \quad (4.6.2.1)$$

όπου Y_t είναι ένα διάνυσμα $n \times 1$ μη στάσιμων $I(1)$ μεταβλητών, ε_t είναι το διάνυσμα των καταλοίπων και A_1, \dots, A_n είναι οι μήτρες των παραμέτρων $n \times n$ η καθεμία. Το υπόδειγμα περιλαμβάνει και ένα διάνυσμα καθοριστικών (μη στοχαστικών) που μπορεί να είναι τάση κ.α. Κάθε υπόδειγμα VAR σε επίπεδα μπορεί να γραφεί σε μορφή υποδείγματος VECM ως ακολούθως:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + B X_t + \varepsilon_t \quad (4.6.2.2)$$

$$\text{όπου } \Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \text{ και } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j, i=1, \dots, p \quad (4.6.2.3)$$

Η μήτρα $\Pi_{p \times p}$ των παραμέτρων που πολλαπλασιάζει το διάνυσμα της υστέρησης Y_{t-1} των ενδογενών μεταβλητών λέγεται μήτρα ισορροπίας (equilibrium matrix). Ο βαθμός της μήτρας αυτής προσδιορίζει την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος Y_t . Υπάρχουν τρεις περιπτώσεις αναφορικά με τον βαθμό της μήτρας Π η οποία συμβολίζεται ως $r(\Pi)$.

1. $r(\Pi) = 0$ (μηδενικός βαθμός)

Αυτό συμβαίνει όταν κάθε στοιχείο της μήτρας Π είναι μηδέν, οπότε το υπόδειγμα VECM γίνεται ένα υπόδειγμα VAR στις πρώτες διαφορές ΔY_t που οι μεταβλητές του είναι στάσιμες $I(0)$, καθώς οι μεταβλητές του Y_t είναι $I(1)$. Σε αυτή την περίπτωση οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.

2. $r(\Pi) = p$ (πλήρης βαθμός)

Αυτό συμβαίνει όταν το διάνυσμα των μεταβλητών Y_t είναι στάσιμο οπότε το υπόδειγμα VECM δεν έχει νόημα. Σ' αυτή την περίπτωση το υπόδειγμα VAR σε επίπεδα είναι το κατάλληλο.

⁸ Δημέλη, (2003).

3. $r(\Pi) < p$ (μειωμένος βαθμός)

Αυτό σημαίνει ότι οι στήλες της μήτρας Π δεν είναι όλες γραμμικά ανεξάρτητες, γεγονός που επιτρέπει την δυνατότητα σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος Y_t . Άρα στην περίπτωση που η μήτρα Π έχει βαθμό μικρότερο από την τάξη της p που ταυτίζεται με τον αριθμό των ενδογενών μεταβλητών, τότε οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Γι' αυτό και ο έλεγχος συνολοκλήρωσης ονομάζεται και έλεγχος μειωμένου βαθμού (reduced rank test) των συντελεστών Π . Σε αυτή την περίπτωση το πιο ορθό προς εκτίμηση υπόδειγμα είναι το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών και όχι το VAR στις διαφορές. Η παράλειψη του όρου διόρθωσης (ΠY_{t-1}) από το υπόδειγμα θα οδηγούσε σε σοβαρά λάθη εξειδίκευσης αφού οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται και η βραχυχρόνια συμπεριφορά των ενδογενών μεταβλητών επηρεάζεται από την πορεία προς τη μακροχρόνια ισορροπία.

Για να εξειδικευτούν τα διανύσματα συνολοκλήρωσης η μήτρα Π θα πρέπει να διασπαστεί σε δυο άλλες έστω α και β , οι οποίες είναι τάξης $p \times k$ και βαθμού k έτσι ώστε:

$$\Pi_{p \times p} = \alpha_{p \times k} \beta'_{k \times p} \quad (4.6.2.4)$$

Τα στοιχεία της μήτρας α είναι οι επονομαζόμενοι συντελεστές ταχύτητας προσαρμογής. Το $\beta'_{k \times p}$ είναι στάσιμο και δίνει τις k σχέσεις συνολοκλήρωσης και κάθε στήλη της μήτρας β είναι και ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Τα στοιχεία των μητρών α και β δεν μπορούν να εκτιμηθούν από τη μέθοδο LS λόγω του υπερβολικού αριθμού των παραμέτρων που εμπλέκονται σε αυτές και κάνουν το σύστημα μη ταυτοποιήσιμο. Γι' αυτό επιβάλλεται η επιβολή περιορισμών ανάμεσα στις παραμέτρους (cross – equation restrictions). Καθώς βασικός σκοπός είναι ο προσδιορισμός του όρου $\alpha\beta'\Pi$ οποίος μπορεί να απομονωθεί απαλείφοντας τους όρους A_1, A_2, \dots, A_p ο Johansen(1988) πρότεινε την ακόλουθη διαδικασία:

Αρχικά παλινδρομούμε το ΔY_t πάνω στις $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}$ και παίρνουμε τις εκτιμήσεις των καταλοίπων έστω R_{0t} , στη συνέχεια παλινδρομούμε το διάνυσμα Y_{t-1} στις $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}$ και παίρνουμε τις εκτιμήσεις των καταλοίπων έστω R_{1t} , έπειτα παλινδρομούμε τις εκτιμήσεις των καταλοίπων της πρώτης παλινδρόμησης \tilde{R}_{0t} στις εκτιμήσεις των καταλοίπων της δεύτερης \tilde{R}_{1t} και παίρνουμε την «ελαττωμένη» παλινδρόμηση (canonical regression):

$$\tilde{R}_{0t} = \alpha\beta'R_{1t} + u_t \quad (4.6.2.5)$$

Στη συνέχεια ο Johansen εφαρμόζει την ανάλυση των μερικών κανονικών συσχετίσεων (partial canonical correlation analysis) για να υπολογίσει τις κανονικές

συσχετίσεις. Για την εκτίμηση των παραμέτρων των σχέσεων συνολοκλήρωσης ο Johansen (1991,1995) χρησιμοποίησε τη μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας ML. Η εκτίμηση ML της μήτρας β προκύπτει από τα ιδιοδιανύσματα (eigenvectors) που αντιστοιχούν στις k μεγαλύτερες ιδιοτιμές (eigenvalues) λ_i από τη λύση της εξίσωσης:

$$|\lambda S_{11} - S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}| = 0 \quad (4.6.2.6)$$

όπου λ το διάνυσμα των ιδιοτιμών και

$$S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it} R'_{jt} = \begin{bmatrix} S_{00} & S_{01} \\ S_{10} & S_{11} \end{bmatrix} \quad \text{για } i, j = 0, 1 \quad (4.6.2.7)$$

είναι οι μήτρες διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων των καταλοίπων R_{0t} και R_{1t} .

Επειδή η ορίζουσα μιας μήτρας ισούται με το γινόμενο των ιδιοτιμών της λ_i αναπτύσσοντας την (4.6.2.6) λαμβάνουμε τις εκτιμήσεις των ιδιοτιμών $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ και των αντίστοιχων ιδιοδιανυσμάτων. Ο αριθμός των γραμμικά ανεξάρτητων διανυσμάτων συνολοκλήρωσης προκύπτει με την εφαρμογή των ελέγχων του λόγου πιθανοφανειών LR (Likelihood Ratio).

4.6.2.1 Έλεγχος Βαθμού Συνολοκλήρωσης⁹

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω αν ο βαθμός της μήτρας Π είναι μικρότερος από τον αριθμό των μεταβλητών p , δηλαδή $r(\Pi) = h < p$ τότε οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται και ο αριθμός h υποδηλώνει τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης που εμπεριέχονται στην μήτρα β . Επιπλέον αξίζει να επισημανθεί ότι αν υπάρχουν h διανύσματα συνολοκλήρωσης, τότε μόνο h γραμμικοί συνδυασμοί των μεταβλητών είναι στάσιμοι $I(0)$, ενώ οι υπόλοιποι είναι μη στάσιμοι. Δηλαδή, αντί να βρεθεί ο αριθμός των γραμμικά ανεξάρτητων στηλών της μήτρας Π μπορεί να ελεγχθεί αν οι τελευταίες $p - h$ στήλες της α διαφέρουν από το μηδέν ή όχι. Η μεθοδολογία Johansen με την εκτίμηση ML της μερικής παλινδρόμησης δίνει τη δυνατότητα να εκτιμηθούν οι p ιδιοτιμές της μήτρας Π που αν καταταχθούν κατά τάξη μεγέθους θα είναι $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$. Σε κάθε ιδιοτιμή αντιστοιχεί και ένα ιδιοδιάνυσμα οπότε υπάρχουν $\hat{v} = \hat{v}_1, \dots, \hat{v}_n$ ιδιοδιανύσματα. Από αυτά όμως μόνο τα h διανύσματα είναι στάσιμοι γραμμικοί συνδυασμοί και αυτά αποτελούν τα στοιχεία της μήτρας β , δηλαδή είναι τα διανύσματα συνολοκλήρωσης.

⁹Δημέλη, (2003).

Έλεγχος Μέγιστης Ιδιοτιμής (λ - max test)

Οι υποθέσεις που ελέγχονται διαδοχικά χρησιμοποιώντας το στατιστικό:

$$\lambda_{\max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{h+1}) \text{ για } h = 0, 1, 2, \dots, p-1. \quad (4.6.2.1.4)$$

είναι οι εξής:

$H_0: h = 0$ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης $H_a: h=1$, εάν $\lambda_{\max} >$ κρίσιμη τιμή

$H_0: h \leq 1$ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης $H_a: h=2$, εάν $\lambda_{\max} >$ κρίσιμη τιμή

.....

.....

$H_0: h \leq p-1$ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης $H_a: h = p$, εάν $\lambda_{\max} >$ κρίσιμη τιμή

(4.6.2.1.5)

Ο έλεγχος εφαρμόζεται διαδοχικά για τις τιμές αυτές. Ο παραπάνω έλεγχος υποθέσεων σταματά με την αποδοχή της H_0 και ο βαθμός h είναι αυτός που υποδεικνύεται από τη μηδενική υπόθεση.

Οι κρίσιμες τιμές για τους δυο παραπάνω ελέγχους παρέχονται από τους Johansen (1988), Johansen and Juselius (1990), Ostwald- Lenum (1992) και Enders (1995).

4.7 Διαγνωστικοί Έλεγχοι VAR (Model Checking)

Πριν χρησιμοποιηθεί το υπόδειγμα για την πραγματοποίηση προβλέψεων ή την ανάλυση αιτιότητας είναι απαραίτητο να εφαρμοστούν ευρέως διαδεδομένοι έλεγχοι για να διαβεβαιώσουν ότι το υπόδειγμα είναι κατάλληλο. Μια σειρά ελέγχων που πρέπει να γίνουν αφορούν τη σταθερότητα του υποδείγματος VAR και τα κριτήρια επιλογής του αριθμού των υστερήσεων. Επιπροσθέτως, είναι απαραίτητο να γίνουν μια σειρά ελέγχων στα κατάλοιπα.

4.7.1 Κριτήρια Επιλογής του Αριθμού των Υστερήσεων (Lag Length Criteria)

Όπως έχει αναφερθεί, η τάξη του υποδείγματος VAR, μπορεί να επιλεγεί με τη χρήση διαφόρων κριτηρίων. Ο συγκεκριμένος έλεγχος παρέχει για διάφορες υστερήσεις τις τιμές των κριτηρίων LR, FPE, AIC, SC, HQ. Επιπροσθέτως, υποδεικνύει με έναν αστερίσκο “ * ” την επιλεγόμενη τιμή κάθε κριτηρίου για κάθε υστέρηση.

4.7.2 Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος VAR – Inverse roots of AR characteristic Polynomial

Ο έλεγχος σταθερότητας του εκτιμημένου υποδείγματος γίνεται μέσω του ελέγχου των inverse roots του χαρακτηριστικού AR πολωνύμου (Lütkepohl, 1991). Εάν οι ρίζες βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου, τότε το υπόδειγμα VAR ικανοποιεί τη συνθήκη σταθερότητας. Εάν οι ρίζες βρίσκονται εκτός του μοναδιαίου κύκλου τότε το υπόδειγμα δεν είναι κατάλληλο.

4.8 Διαγνωστικοί Έλεγχοι των Καταλοίπων

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω για τον έλεγχο της καταλληλότητας του υποδείγματος VAR είναι απαραίτητο να γίνουν μια σειρά διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων που αφορούν την αυτοσυσχέτιση (autocorrelation LM test) και την ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων (White heteroskedasticity test).

4.8.1 Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων¹⁰ (Autocorrelation LM test)

Το συγκεκριμένο τεστ είναι το γνωστό τεστ των Breusch – Godfrey το οποίο ελέγχει την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων τάξεως h σύμφωνα με τις υποθέσεις:

$$H_0: B_1 = \dots = B_h = 0 \text{ έναντι της εναλλακτικής} \quad (4.8.1.1)$$

$$H_1: B_1 \neq 0 \text{ ή } \dots B_h \neq 0 \quad (4.8.1.2)$$

Το συγκεκριμένο τεστ θεωρεί ένα μοντέλο της μορφής:

$$u_t = B_1 * u_{t-1} + \dots + B_h * u_{t-h} + e_t \quad (4.8.1.3)$$

όπου e_t είναι λευκός θόρυβος. Το στατιστικό LM μπορεί να υπολογιστεί εύκολα από την βοηθητική παλινδρόμηση:

$$\hat{u}_t = A_1 * y_{t-1} + \dots + A_p * y_{t-p} + B_1 * \hat{u}_{t-1} + B_h * \hat{u}_{t-h} + e_t^* \quad (4.8.1.4)$$

Έστω \hat{e}_t^* τα εκτιμημένα κατάλοιπα από το εκτιμημένο βοηθητικό μοντέλο και $\hat{\Sigma}_e = \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^* \hat{e}_t^{*'}$ το στατιστικό LM μπορεί να υπολογιστεί ως:

$$Q_{LM} = T (K - \text{tr}(\hat{\Sigma}_u^{-1} \hat{\Sigma}_e)) \quad (4.8.1.5)$$

¹⁰ Lütkepohl (2007)

Συγκρίνουμε την τιμή του στατιστικού Q_{LM} με την κριτική τιμή χ^2 σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Η αποδοχή της H_0 υποδηλώνει ότι τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονται. Σύμφωνα με τους Brüggemann et al. (2006) ο συγκεκριμένος έλεγχος μπορεί να εφαρμοστεί και σε σειρές $I(0)$ και σε $I(1)$.

Έτσι το τεστ LM μπορεί να γίνει χρήση των VAR υποδειγμάτων με τις μεταβλητές σε επίπεδα χωρίς να είναι γνωστός ο βαθμός συνολοκλήρωσης. Οι Edgerton and Shukur (1999) χρησιμοποιώντας προσομοιώσεις Monte Carlo σε στάσιμες χρονολογικές σειρές πρότειναν την κατανομή F αντί της κατανομής χ^2 σε μικρά δείγματα καθώς παρέχει καλύτερα αποτελέσματα.

4.8.2 Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων (*White Heteroskedasticity test*)

Ένας συνήθης έλεγχος για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στο υπόδειγμα VAR, δηλαδή αν η διακύμανση των καταλοίπων παραμένει σταθερή κατά μήκος των παρατηρήσεων, είναι το τεστ του White. Το συγκεκριμένο τεστ είναι μια επέκταση του τεστ White (1980) σε συστήματα εξισώσεων όπως αναλύθηκε από τους Kelejian (1982) και Doornik (1995). Το τεστ διεξάγεται χρησιμοποιώντας το στατιστικό LM για τη συνολική σημαντικότητα των παλινδρομητών, συγκρίνοντάς το με την αντίστοιχη κριτική τιμή από την χ^2 κατανομή με βαθμούς ελευθερίας ίσους με τον αριθμό των παλινδρομητών στη βοηθητική παλινδρόμηση. Αξίζει να αναφερθεί ότι ο σταθερός όρος περιλαμβάνεται στη βοηθητική παλινδρόμηση είτε υπάρχει είτε όχι στην αρχική παλινδρόμηση. Η μηδενική υπόθεση ελέγχου είναι η H_0 : δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, σφάλματα ομοσκεδαστικά έναντι της H_1 : ετεροσκεδαστικά σφάλματα. Η μηδενική υπόθεση H_0 απορρίπτεται αν η τιμή του τεστ είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή των πινάκων χ^2 (Χάλκος, 2006).

4.9 Υποδείγματα VAR και Αιτιότητα κατά Granger

Ένα βασικό θέμα που θα πρέπει να εξεταστεί κατά την εξειδίκευση του υποδείγματος είναι ο προσδιορισμός της αιτιώδους σχέσης μεταξύ δυο ή περισσότερων μεταβλητών. Αν και η ανάλυση παλινδρόμησης είναι ανάλυση της εξάρτησης μεταξύ δυο ή περισσότερων μεταβλητών, εντούτοις δεν συνεπάγεται και αιτιότητα. Σ' ένα υπόδειγμα VAR η αιτιότητα δηλαδή η σχέση αιτίας αιτιατού θεωρείται εκ των προτέρων δεδομένη (a priori). Σκοπός της ανάλυσης της αιτιότητας γνωστής ως αιτιότητα κατά Granger (Granger causality) είναι η

διαπίστωση της προήγησης δηλαδή αν οι μεταβολές μιας μεταβλητής προηγούνται ή έπονται των μεταβολών μιας άλλης μεταβλητής (Χρήστου, 2003). Όσον αφορά την κατεύθυνση της αιτιότητας υπάρχουν δυο περιπτώσεις:

1. Μονόδρομη αιτιότητα ή αιτιότητα μιας κατευθύνσεως: αυτή αποτελεί την περίπτωση όπου η X_t μεταβλητή προκαλεί την Y_t αλλά η Y_t δεν προκαλεί την X_t .
2. Αμφίδρομη αιτιότητα ή αιτιότητα αναδράσεως: αυτή αποτελεί την περίπτωση όπου οι μεταβλητές X_t και Y_t προσδιορίζονται από κοινού (Κάτος, 2004).

Για την διαπίστωση της αιτιότητας χρησιμοποιείται ο ιδιαίτερα διαδεδομένος έλεγχος Granger.

4.9.1 Έλεγχος Αιτιότητας Granger¹¹

Ο συγκεκριμένος έλεγχος προτάθηκε από τον Granger (1969) και βασίζεται στο ότι “το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν”. Θεωρώντας ένα υπόδειγμα VAR(k) δυο μεταβλητών των X_t και Y_t :

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^k \alpha_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (4.9.1.1)$$

$$X_t = \alpha_{20} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2j} X_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4.9.1.2)$$

Αναφορικά με το υπόδειγμα των παραπάνω εξισώσεων υπάρχουν οι εξής περιπτώσεις:

1. Αν $\{\alpha_{11}, \alpha_{12}, \dots, \alpha_{1K}\} \neq 0$ και $\{\beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{2K}\} = 0$, τότε υπάρχει μία μονόδρομη αιτιότητα από το X_t στο Y_t , η οποία σημειώνεται ως $X \rightarrow Y$.
2. Αν $\{\alpha_{11}, \alpha_{12}, \dots, \alpha_{1K}\} = 0$ και $\{\beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{2K}\} \neq 0$, τότε υπάρχει μία μονόδρομη αιτιότητα από το Y_t στο X_t , η οποία σημειώνεται ως $Y \rightarrow X$.
3. Αν $\{\alpha_{11}, \alpha_{12}, \dots, \alpha_{1K}\} \neq 0$ και $\{\beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{2K}\} \neq 0$, τότε υπάρχει μία αμφίδρομη αιτιότητα μεταξύ των X_t και Y_t , η οποία σημειώνεται ως $X \leftrightarrow Y$.
4. Αν $\{\alpha_{11}, \alpha_{12}, \dots, \alpha_{1K}\} = 0$ και $\{\beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{2K}\} = 0$, τότε δεν υπάρχει αιτιότητα μεταξύ των X_t και Y_t , ή αλλιώς οι μεταβλητές αυτές είναι ανεξάρτητες.

Για τον έλεγχο των υποθέσεων που αναφέρονται στη σημαντικότητα ή όχι των συνόλων των συντελεστών του υποδείγματος VAR των παραπάνω εξισώσεων είναι δυνατό να εφαρμοσθεί το συνηθισμένο στατιστικό F του ελέγχου Wald που είναι:

¹¹Κάτος, (2004).

$$F_c = \frac{(ESS_R - ESS_U)/k}{ESS_U/(n-2k-1)} \sim F(k, n-2k-1) \quad (4.9.1.3)$$

όπου:

ESS_U : άθροισμα τετραγώνων καταλοίπων από την ελεύθερη εξίσωση (πλήρης εξίσωση)

ESS_R : άθροισμα τετραγώνων καταλοίπων από την περιορισμένη εξίσωση (κάτω από την υπόθεση ότι ένα σύνολο μεταβλητών είναι πλεονάζον)

Οι υποθέσεις αυτού του ελέγχου είναι οι παρακάτω:

$$\left. \begin{array}{l} H_0: \text{Το } X \text{ δεν προκαλεί κατά Granger το } Y, \text{ δηλαδή } \{a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1k}\} = 0, \\ \text{εάν } F_c < \text{ κρίσιμη τιμή του } F \\ H_a: \text{Το } X \text{ προκαλεί κατά Granger το } Y, \text{ δηλαδή } \{a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1k}\} \neq 0, \\ \text{εάν } F_c > \text{ κρίσιμη τιμή του } F \\ \text{και} \\ H_0: \text{Το } Y \text{ δεν προκαλεί κατά Granger το } X, \text{ δηλαδή } \{\beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{2k}\} = 0, \\ \text{εάν } F_c < \text{ κρίσιμη τιμή του } F \\ H_a: \text{Το } Y \text{ προκαλεί κατά Granger το } X, \text{ δηλαδή } \{\beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{2k}\} \neq 0, \\ \text{εάν } F_c > \text{ κρίσιμη τιμή του } F \end{array} \right\} \quad (4.9.1.5)$$

Αξίζει να αναφερθεί ότι οι παραπάνω υποθέσεις ελέγχουν εάν το X προκαλεί κατά Granger το Y και όχι αν το X προκαλεί το Y κι αυτό γιατί ο έλεγχος του Granger είναι απλώς ένας στατιστικός έλεγχος ο οποίος δεν βασίζεται σε κάποια συγκεκριμένη θεωρία αιτιότητας αλλά στην ικανότητα της εξίσωσης να προβλέπει καλύτερα την εξαρτημένη μεταβλητή.

4.10 Αιφνίδιες Αντιδράσεις (Impulse Responses)

Τα τεστ F σε ένα υπόδειγμα VAR υποδεικνύουν ποια από τις μεταβλητές του υποδείγματος έχει στατιστικά σημαντικές επιδράσεις στις άλλες μεταβλητές. Όμως τα αποτελέσματα του τεστ F δεν μπορούν να εξηγήσουν τα πρόσημα της σχέσης των μεταβλητών ή πόσο καιρό οι επιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών θα διαρκέσουν. Δηλαδή τα τεστ F δεν δείχνουν αν οι αλλαγές της τιμής μιας μεταβλητής έχουν θετικές ή αρνητικές

επιδράσεις στις άλλες μεταβλητές του υποδείγματος ή πόσο καιρό θα διαρκέσει αυτή η επίδραση. Απάντηση σε αυτό το θέμα δίνουν οι αποκαλούμενες συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (Brooks, 2008).

Η συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response function) προσδιορίζει διαχρονικά την επίδραση των ενδογενών μεταβλητών του υποδείγματος VAR από μια αιφνίδια διαταραχή σε μια ή περισσότερες ενδογενείς μεταβλητές του υποδείγματος.

Αξίζει να αναφερθεί ότι οι διαταραχές στις ενδογενείς μεταβλητές πραγματοποιούνται με αλλαγές στα σφάλματα της αντίστοιχης μεταβλητής τα οποία στην ορολογία των υποδειγμάτων VAR ονομάζονται καινοτομίες. (Κάτος, 2004). Συνήθως, η αλλαγή στις καινοτομίες εκφράζεται σε μονάδες τυπικών αποκλίσεων. Συνεπώς, η συνάρτηση των αιφνίδιων αντιδράσεων περιγράφει τις επιπτώσεις στις ενδογενείς μεταβλητές όταν μεταβάλλονται οι διαταρακτικοί όροι για μελλοντικές περιόδους.

Για την εφαρμογή της μεθοδολογίας των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων πρέπει να ληφθούν υπόψη οι δυο παρακάτω περιπτώσεις όσον αφορά τη συμπεριφορά των καινοτομιών¹²:

1. Ασυσχέτιστες καινοτομίες: Εάν οι καινοτομίες u_{1t} και u_{2t} στο αρχικό υπόδειγμα VAR (4.2.1), (4.2.2) είναι ασυσχέτιστες τότε η συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων για αλλαγές στο u_{2t} μετρά τα αποτελέσματα στις τρέχουσες και μελλοντικές τιμές της y_{1t} και της y_{2t} που προέρχονται από μια διαταραχή ίση με μια τυπική απόκλιση στην y_{2t} .
2. Συσχετισμένες καινοτομίες: Στην περίπτωση αυτή οι καινοτομίες έχουν μια κοινή συνιστώσα, η οποία δεν μπορεί να αντιστοιχηθεί σε συγκεκριμένη μεταβλητή. Συνηθίζεται όμως να αποδίδεται στην πρώτη κατά σειρά μεταβλητή που εμφανίζεται στο υπόδειγμα VAR όλη η επίδραση που προκαλείται από μια τέτοια κοινή συνιστώσα. Στο υπόδειγμα VAR (4.2.1), (4.2.2) η κοινή συνιστώσα των u_{1t} και u_{2t} αποδίδεται στην u_{1t} , επειδή το u_{1t} προηγείται του u_{2t} . Αυτό επιτυγχάνεται με την ορθογωνοποίηση των καινοτομιών με τη βοήθεια της στατιστικής μεθοδολογίας της διασπάσεως κατά Cholesky, έτσι ώστε η μήτρα των συνδιακυμάνσεων των καινοτομιών που προκύπτει να είναι κάτω τριγωνική.

¹²Κάτος,(2004).

Βέβαια, αυτή η μεθοδολογία είναι αυθαίρετη, οπότε τα αποτελέσματα που προκύπτουν θα πρέπει να ερμηνεύονται με μεγάλη προσοχή αφού η πιθανή αλλαγή της σειράς των εξισώσεων του υποδείγματος VAR είναι πιθανό να έχει πολύ μεγάλες αλλαγές στα αποτελέσματα της συνάρτησης των αιφνίδιων αντιδράσεων.

4.11 Διάσπαση Διακύμανσης (Variance Decomposition)

Η διάσπαση διακύμανσης προσδιορίζει το ποσοστό των μεταβολών των εξαρτημένων μεταβλητών που οφείλονται στις δικές τους διαταραχές και όχι στις διαταραχές των άλλων μεταβλητών. Ενώ οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (Impulse Response Function) δείχνουν τις επιδράσεις της διαταραχής μιας ενδογενούς μεταβλητής πάνω στις άλλες μεταβλητές του υποδείγματος VAR, η διάσπαση διακύμανσης (Variance Decomposition) διαχωρίζει τη μεταβλητότητα μιας ενδογενούς μεταβλητής στα επιμέρους στοιχεία των διαταραχών. Συνήθως, η διάσπαση διακύμανσης (Variance Decomposition) παρέχει πληροφορίες σχετικά με την σημαντικότητα κάθε τυχαίας καινοτομίας ως προς την επίδραση των μεταβλητών του υποδείγματος VAR. Συγκεκριμένα, μια διαταραχή στην i μεταβλητή επηρεάζει άμεσα εκείνη την μεταβλητή, αλλά μεταδίδεται και στις άλλες μεταβλητές. Η διάσπαση διακύμανσης (Variance Decomposition), ορίζει ποιο ποσό της διακύμανσης των σφαλμάτων μιας συγκεκριμένης μεταβλητής εξηγείται από κάθε ερμηνευτική μεταβλητή (Brooks, 2008).

Σε κάποιο βαθμό οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (Impulse Response Function) και η διάσπαση διακύμανσης (Variance Decomposition) προσφέρουν παρόμοια πληροφόρηση. Σύμφωνα με τον Runkle (1987), τόσο οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (Impulse Response Function) όσο και η διάσπαση διακύμανσης (Variance Decomposition) είναι πολύ δύσκολο να ερμηνευτούν με ακρίβεια. Ισχυρίζεται ότι τα διαστήματα εμπιστοσύνης πρέπει πάντα να κατασκευάζονται γύρω από τις αιφνίδιες αντιδράσεις (Impulse Response Function) και τη διάσπαση διακύμανσης (Variance Decomposition). Ωστόσο, ακόμα και σε αυτή την περίπτωση θεωρεί ότι τα διαστήματα εμπιστοσύνης είναι τόσο μεγάλα που δεν μας επιτρέπουν να βγάλουμε ακριβή συμπεράσματα.

4.12 Πλεονεκτήματα των Υποδειγμάτων VAR¹³

Τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων VAR υπερτερούν των υποδειγμάτων συστημάτων εξισώσεων (simultaneous equations models) για τους παρακάτω λόγους:

1. Ο ερευνητής δεν χρειάζεται να εξειδικεύσει ποιες είναι οι ενδογενείς μεταβλητές και ποιες οι εξωγενείς καθώς στα υποδείγματα VAR όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς. Αυτό είναι πολύ σημαντικό καθώς για την εκτίμηση των structural υποδειγμάτων συστημάτων εξισώσεων πρέπει να οριστούν όλες οι εξισώσεις του συστήματος. Ουσιαστικά, αυτή η προϋπόθεση θέτει τον περιορισμό ότι ορισμένες μεταβλητές χρησιμοποιούνται ως εξωγενείς και ότι οι εξισώσεις περιλαμβάνουν RHS μεταβλητές. Αυτός ο περιορισμός θα μπορούσε να εξαχθεί από την χρηματοοικονομική θεωρία. Ωστόσο, στην πράξη αυτή η θεωρία δεν είναι ξεκάθαρη ως προς το ποιες μεταβλητές θα έπρεπε να χρησιμοποιούνται ως εξωγενείς. Το γεγονός αυτό επιτρέπει στον ερευνητή να κρίνει υποκειμενικά για το πώς να ταξινομήσει τις μεταβλητές.
2. Τα υποδείγματα VAR επιτρέπουν η τιμή μιας μεταβλητής να μην εξαρτάται μόνο από τις δικές της υστερήσεις ή από τους συνδυασμούς των λευκών θορύβων, και έτσι είναι πιο ευέλικτα από τα AR(1) υποδείγματα. Συνεπώς, τα υποδείγματα VAR μπορούν να χρησιμοποιήσουν περισσότερα στοιχεία από τα δεδομένα.
3. Εφόσον στα RHS των εξισώσεων δεν υπάρχουν ταυτόχρονοι όροι, μπορεί να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος OLS ξεχωριστά για κάθε εξίσωση. Αυτό προκύπτει από το γεγονός ότι όλες οι μεταβλητές στο RHS είναι προκαθορισμένες δηλαδή είναι γνωστές στο χρόνο t .
4. Οι προβλέψεις των υποδειγμάτων VAR είναι πιο ακριβείς σε σχέση με τις προβλέψεις των παραδοσιακών structural υποδειγμάτων συστημάτων εξισώσεων. Σύμφωνα με τον McNees (1986) αυτό μπορεί να οφείλεται στο γεγονός ότι θέτουν εκ των προτέρων (ad hoc) τους περιορισμούς.

¹³Brooks, (2008).

4.13 Βασικότερα προβλήματα των υποδειγμάτων VAR¹⁴

Τα βασικότερα προβλήματα που ανακύπτουν κατά τη χρησιμοποίηση των υποδειγμάτων VAR είναι τα ακόλουθα:

1. Σε αντίθεση με τα υποδείγματα ταυτόχρονων εξισώσεων, τα υποδείγματα VAR είναι μη θεωρητικά, υπονοώντας έτσι ότι δεν βασίζονται σε κάποια συστηματική θεωρία.
2. Επειδή βασικότερος στόχος των υποδειγμάτων VAR είναι οι προβλέψεις αυτά δεν ενδείκνυνται για πειραματισμούς πολιτικής.
3. Τα υποδείγματα πάσχουν από υπέρ-παραμετροποίηση.
4. Οι μεταβλητές ενός υποδείγματος VAR πρέπει να είναι στάσιμες. Όμως τις περισσότερες φορές οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες και γι' αυτό ο μετασχηματισμός τους είναι απαραίτητος. Όμως, αυτοί οι μετασχηματισμοί γίνονται αιτία τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τις εκτιμήσεις να μην είναι κατανοητά, γεγονός που οδηγεί πολλούς ερευνητές να αποφεύγουν τους μετασχηματισμούς σε βάρος της στασιμότητας.
5. Λόγω των μετασχηματισμών των μεταβλητών και της υπέρ-παραμετροποίησης των υποδειγμάτων VAR καθίσταται δυσχερής η κατανόηση μεμονωμένων αποτελεσμάτων και γι' αυτό χρησιμοποιείται στην ανάλυση οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων οι οποίες όπως αναφέρθηκε και παραπάνω έχουν κάποια μειονεκτήματα.

¹⁴Gujarati, (1995).

Κεφάλαιο 5

Εμπειρικά Αποτελέσματα

Σε αυτή την ενότητα θα αναλύσουμε τις επιδράσεις των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία VAR στις εξής μακροοικονομικές μεταβλητές: ΑΕΠ, δημόσιες δαπάνες, δημόσια έσοδα, ιδιωτική κατανάλωση και πραγματικός μισθός. Συγκεκριμένα θεωρούμε όπως και οι Mountford and Uhlig (2009) ότι οι διαφορετικές διαταραχές δημοσιονομικής πολιτικής είναι ένας διαφορετικός γραμμικός συνδυασμός δυο βασικών διαταραχών: της διαταραχής δημοσίων δαπανών και της διαταραχής δημοσίων εσόδων και εξετάζεται κατά πόσο τα αποτελέσματα της παρούσας μελέτης είναι σύμφωνα με τις προηγούμενες μελέτες καθώς και τις οικονομικές θεωρίες που έχουν αναπτυχθεί.

5.1 Έλεγχοι Στασιμότητας των Μεταβλητών (*Unit Root Test*)

Αρχικά όπως αναφέρθηκε και στην εμπειρική μεθοδολογία θα πρέπει να ελέγξουμε την στασιμότητα των μεταβλητών καθώς σύμφωνα με τον Enders (1995) αν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες σε επίπεδα θα πρέπει τουλάχιστον να συνολοκληρώνονται για να γίνει χρήση των VAR υποδειγμάτων με τις μεταβλητές σε επίπεδα.

Μια πρώτη προσέγγιση για τον έλεγχο της στασιμότητας των μεταβλητών είναι η γραφική τους απεικόνιση, ώστε να έχουμε μια διαχρονική εξέλιξη της κάθε μεταβλητής. Από τις γραφικές παραστάσεις των σειρών¹⁵ συμπεραίνουμε ότι οι χρονολογικές σειρές είναι μη στάσιμες σε επίπεδα. Όμως, για να αποφανθούμε με μεγαλύτερη “σιγουριά” για την στασιμότητα των μεταβλητών θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey – Fuller (ADF). Τα αποτελέσματα του ελέγχου ADF συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα για κάθε μεταβλητή σε επίπεδα (levels) τα οποία έχουν εξαχθεί μέσω του οικονομετρικού πακέτου E- views:

¹⁵ Οι γραφικές παραστάσεις βρίσκονται στο Παράρτημα της παρούσας εργασίας.

Πίνακας 1: Έλεγχος ADF για την κάθε μεταβλητή σε επίπεδα

Μεταβλητές σε επίπεδα (levels)	ADF t-statistic	Critical Value 1% level	Critical Value 5% level	Critical Value 10% level	P-value
RGDP	4.985028	-2.579315	-1.942805	-1.615400	1.0000
LOGRBPEXP	2.730968	-2.579315	-1.942805	-1.615400	0.9985
LOGRBPREV	0.595946	-2.579226	-1.942793	-1.615408	0.8441
RCON	4.845496	-2.579404	-1.942818	-1.615392	1.0000
WAGE	5.324843	-2.579315	-1.942805	-1.615400	1.0000

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι οι μεταβλητές είναι μη στάσιμες σε επίπεδα σε όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας (1%, 5%,10%) καθώς συγκρίνοντας την τιμή της στατιστικής t για όλες τις μεταβλητές με τις κριτικές τιμές ή συγκρίνοντας τις P-value με όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας, η μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας δεν απορρίπτεται. Στη συνέχεια θα εξετάσουμε αν όλες οι μεταβλητές μας είναι στάσιμες σε πρώτες διαφορές. Τα αποτελέσματα του ελέγχου ADF συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα για κάθε μεταβλητή σε πρώτες διαφορές (first differences) τα οποία έχουν εξαχθεί μέσω του οικονομετρικού πακέτου E- views:

Πίνακας 2: Έλεγχος ADF για την κάθε μεταβλητή σε πρώτες διαφορές

Μεταβλητές σε πρώτες διαφορές (first differences)	ADF t-statistic	Critical Value 1% level	Critical Value 5% level	Critical Value 10% level	P-value
RGDP	-4.748328	-2.579404	-1.942818	-1.615392	0.0000
LOGRBPEXP	-3.373711	-2.579587	-1.942843	-1.615376	0.0008
LOGRBPREV	-13.02150	-2.579315	-1.942805	-1.615400	0.0000
RCON	-2.934073	-2.579495	-1.942830	-1.615384	0.0035
WAGE	-5.436561	-2.579404	-1.942818	-1.615392	0.0000

Από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα συμπεραίνουμε ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες σε πρώτες διαφορές καθώς η τιμή του τεστ t για όλες τις μεταβλητές είναι μικρότερη από τις αντίστοιχες κριτικές τιμές σε όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας ή συγκρίνοντας τις P -value με όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας, $P < \alpha$ και συνεπώς η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται. Επομένως, οι σειρές είναι στάσιμες σε πρώτες διαφορές ή οι σειρές είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξεως, $I(1)$.

5.2 Προσδιορισμός του υποδείγματος VAR – Επιλογή της τάξης του υποδείγματος VAR

Τα υποδείγματα που εκτιμήθηκαν για τον προσδιορισμό της τάξης του υποδείγματος είναι VAR(5), VAR(4), VAR(3), VAR(2) και VAR(1). Προκειμένου να αξιολογήσουμε ποιο υπόδειγμα είναι καταλληλότερο ελέγξαμε τη συνολική στατιστική σημαντικότητα των μεταβλητών με το τεστ ελέγχου F καθώς ατομικά οι περισσότεροι συντελεστές παλινδρόμησης δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. Σύμφωνα με τους Pindyck and Rubinfeld (1991) αυτό είναι ένα χαρακτηριστικό των υποδειγμάτων VAR λόγω του ότι οι εξισώσεις δεν περιέχουν μεταβλητές που εμφανίζονται με συγκεκριμένη χρονική υστέρηση αλλά εμφανίζονται με όλες τις χρονικές υστερήσεις που υποδεικνύει η τάξη του υποδείγματος VAR. Επιπροσθέτως, εκτός από τον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας λάβαμε υπόψη τα κριτήρια LR, AIC και SCH. Όπως αναφέρθηκε στη μεθοδολογία καταλληλότερο είναι εκείνο το υπόδειγμα που έχει τις μικρότερες τιμές των κριτηρίων AIC και SCH. Σύμφωνα με τα κριτήρια LR και AIC η κατάλληλη τάξη του υποδείγματος ισούται με τρία. Συνεπώς, το υπόδειγμα VAR (3) φαίνεται να είναι το πιο κατάλληλο υπόδειγμα. Στη συνέχεια θα προχωρήσουμε σε έλεγχο συνολοκλήρωσης σύμφωνα με τη μεθοδολογία Johansen.

5.3 Υποδείγματα VAR και Συνολοκλήρωση

Εφόσον οι σειρές μας είναι στάσιμες ίδιου βαθμού, στην περίπτωση μας όλες οι σειρές είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης $I(1)$, είναι απαραίτητο να ελεγχθεί αν οι σειρές συνολοκληρώνονται. Σε αυτή την περίπτωση θα μπορούσαμε να προχωρήσουμε στην ανάλυση του υποδείγματος VAR με τις μεταβλητές σε επίπεδα και όχι σε πρώτες διαφορές. Όπως αναφέρθηκε στη μεθοδολογία, με τα διανυσματικά υποδείγματα διόρθωσης λαθών VECM μπορεί να ελεγχθεί απευθείας για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης και στη συνέχεια να εκτιμήσουμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης με τη μεθοδολογία Johansen.

5.3.1 Διανυσματικά Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών (Vector Error Correction Model)

Για τον έλεγχο ύπαρξης συνολοκλήρωσης εκτιμήσαμε το VECM και τα αποτελέσματα συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα τα οποία έχουν εξαχθεί μέσω του οικονομετρικού πακέτου E- views:

Πίνακας 3: Αποτελέσματα της εκτίμησης του Διανυσματικού Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών (VECM)

Cointegrating Eq:	CointEq1
RGDP(-1)	1.000000
LOGRBPEXP(-1)	-0.094452 [-2.16140]
LOGRBPREV(-1)	-0.062636 [-3.58502]
RCON(-1)	-0.680081 [-31.1888]
WAGE(-1)	-0.302347 [-5.70976]

Από τα παραπάνω αποτελέσματα συμπεραίνουμε ότι όλες οι μεταβλητές μας είναι στατιστικά σημαντικές καθώς η τιμή του t-statistic για όλες τις μεταβλητές είναι κατά απόλυτη τιμή μεγαλύτερη του δυο. Επιπροσθέτως, παρατηρούμε ότι οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται και η παλινδρόμηση συνολοκλήρωσής τους είναι:

$$RGDP = 0,094452LOGRBPEXP + 0,062636LOGRBPREV + 0,680081RCON + 0,302347WAGE \quad (5.3.1.1)$$

Επιπλέον, από τα αποτελέσματα που μας έδωσε το E- views παρατηρούμε ότι ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι στατιστικά σημαντικός και είναι ίσος με -0,211331. Όπως έχει αναφερθεί στη μεθοδολογία οι αποκλίσεις από τη μακροχρόνια ισορροπία διορθώνονται σταδιακά μέσω των βραχυχρόνιων προσαρμογών των επιμέρους μεταβλητών του υποδείγματος. Ο εκτιμημένος βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής μετρά την ταχύτητα προσαρμογής που απαιτείται για την αποκατάσταση της ισορροπίας. Συγκεκριμένα, ο όρος αυτός μας δείχνει ότι το 0,211331 της απόκλισης του ΑΕΠ από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας διορθώνεται ετησίως.

Αξίζει να αναφερθεί ότι για την καταλληλότητα του VECM είναι απαραίτητο να γίνουν μια σειρά διαγνωστικών ελέγχων όπως ο έλεγχος αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας. Για τον έλεγχο ύπαρξης αυτοσυσχέτισης πραγματοποιήσαμε τον έλεγχο Autocorrelation LM test. Η μηδενική υπόθεση είναι H_0 : Τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονται. Τα αποτελέσματα του ελέγχου όπως μας τα έδωσε το οικονομετρικό πακέτο E- views συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας 4: Αποτελέσματα του Έλεγχου Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (Autocorrelation LM Test) του υποδείγματος VECM

Υστερήσεις (Lags)	LM-Stat	P- value
1	21.66122	0.6552
2	20.98144	0.6936
3	31.98088	0.1586
4	27.29486	0.3413
5	31.43292	0.1751
6	18.86114	0.8037
7	24.54621	0.4880
8	23.78879	0.5316
9	25.64329	0.4268
10	16.23858	0.9075

Καθώς, για κάθε υστέρηση (lag), η τιμή του P-value είναι μεγαλύτερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 0,05$, δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και συνεπώς τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονται.

Στη συνέχεια θα ελέγξουμε αν υπάρχει το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα χρησιμοποιώντας τον έλεγχο του White. Η μηδενική υπόθεση είναι: H_0 : τα κατάλοιπα συμπεριφέρονται ομοσκεδαστικά. Τα αποτελέσματα του ελέγχου όπως μας τα έδωσε το οικονομετρικό πακέτο E- views συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας 5: Αποτελέσματα του Έλεγχου Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων του White του υποδείγματος VECM

Chi-sq	df	P- value
2320.020	2280	0.2746

Από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα είναι εμφανές ότι δεν υπάρχει το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας καθώς οι τιμές των P-value είναι μεγαλύτερες από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 0,05$.

5.3.2 Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη Μεθοδολογία Johansen

Από την εκτίμηση του VECM βρήκαμε ότι οι μεταβλητές μας συνολοκληρώνονται. Όπως αναφέρθηκε στη μεθοδολογία, για τον έλεγχο του βαθμού συνολοκλήρωσης υπάρχουν δυο τύποι ελέγχων: ο έλεγχος ίχνους και ο έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής. Τα αποτελέσματα αυτών των ελέγχων συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα και έχουν εξαχθεί μέσω του οικονομετρικού πακέτου E- views:

Πίνακας 6: Αποτελέσματα του Έλεγχου Βαθμού Συνολοκλήρωσης με τη μεθοδολογία Johansen

Trace Test				Max-Eigenvalue Test		
Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05 Critical Value	P- value	Max- Eigen Statistic	0.05 Critical Value	P- value
None	95.36922	60.06141	0.0000	33.61005	30.43961	0.0194
At most 1	61.75918	40.17493	0.0001	29.27435	24.15921	0.0093
At most 2	32.48483	24.27596	0.0037	22.12520	17.79730	0.0105
At most 3	10.35963	12.32090	0.1043	10.23949	11.22480	0.0741

Από τον παραπάνω πίνακα συμπεραίνουμε ότι υπάρχουν τρεις εξισώσεις συνολοκλήρωσης, καθώς όπως έχει αναφερθεί ο έλεγχος υποθέσεων σταματά με την αποδοχή της H_0 και ο βαθμός h είναι αυτός που υποδεικνύεται από τη μηδενική υπόθεση. Στην περίπτωση μας, για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0,05 αποδεχόμαστε την H_0 όταν $h=3$, καθώς η τιμή του τεστ λ είναι μικρότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή ($10,35963 < 12,32090$). Αξίζει να αναφερθεί ότι καταλήγουμε στα ίδια συμπεράσματα και με τον έλεγχο της μέγιστης ιδιοτιμής. Στη συνέχεια θα ελέγξουμε με τη χρήση διαφόρων ελέγχων αν το υπόδειγμά μας είναι κατάλληλο.

5.4 Διαγνωστικοί Έλεγχοι VAR (Model Checking)

Για να δούμε αν το υπόδειγμά μας είναι κατάλληλο για την πραγματοποίηση προβλέψεων ή την ανάλυση αιτιότητας θα πρέπει να εφαρμοστούν μια σειρά ελέγχων όσον αφορά τη σταθερότητα του υποδείγματος VAR και τα κριτήρια επιλογής του αριθμού των υστερήσεων. Επιπροσθέτως, είναι απαραίτητο να γίνει μια σειρά ελέγχων στα κατάλοιπα όπως ο έλεγχος αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας.

5.4.1 Κριτήρια Επιλογής του Αριθμού των Υστερήσεων (Lag Length Criteria)

Σύμφωνα με τον Enders (1995), όταν οι σειρές συνολοκληρώνονται μπορούμε να προχωρήσουμε στην ανάλυση του υποδείγματος VAR με τις μεταβλητές σε επίπεδα και όχι σε πρώτες διαφορές. Όπως έχει αναφερθεί, η τάξη του υποδείγματος VAR, μπορεί να επιλεγεί με τη χρήση διαφόρων κριτηρίων. Για να ελέγξουμε αν η τάξη του υποδείγματος που εκτιμήσαμε είναι ορθή θα χρησιμοποιήσουμε το κριτήριο επιλογής του αριθμού υστερήσεων (Lag Length Criteria), το οποίο θα μας δώσει για διάφορες υστερήσεις τις τιμές των κριτηρίων LR, FPE, AIC, SC, HQ, υποδεικνύοντας με έναν αστερίσκο “*” την επιλεγόμενη τιμή κάθε κριτηρίου για κάθε υστέρηση. Από τα αποτελέσματα που μας έδωσε το E-views, τα οποία παρατίθενται στο παράρτημα παρατηρούμε ότι σύμφωνα με τα κριτήρια LR, FPE και AIC η τάξη του υποδείγματος είναι τρία. Στη συνέχεια θα εξετάσουμε εάν το υπόδειγμα ικανοποιεί τις συνθήκες σταθερότητας.

5.4.2 Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος VAR – Inverse roots of AR characteristic Polynomial

Για να ελέγξουμε αν το υπόδειγμα που έχουμε επιλέξει ικανοποιεί τις συνθήκες στασιμότητας χρησιμοποιούμε τον έλεγχο των inverse roots του χαρακτηριστικού AR πολυωνύμου. Από το AR graph και το AR Table, τα οποία παρατίθενται στο παράρτημα παρατηρούμε ότι οι ρίζες βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου. Συνεπώς το υπόδειγμα VAR ικανοποιεί τη συνθήκη σταθερότητας και έτσι μπορούμε να συνεχίσουμε σε περαιτέρω ανάλυσή του.

5.5 Διαγνωστικοί Έλεγχοι των Καταλοίπων

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω για τον έλεγχο της καταλληλότητας του υποδείγματος VAR είναι απαραίτητο να γίνει μια σειρά διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων που αφορούν την αυτοσυσχέτιση (autocorrelation LM test) και την ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων (White heteroskedasticity test). Αρχικά θα εξετάσουμε αν τα κατάλοιπα αυτοσυσχετίζονται και στη συνέχεια θα ελέγξουμε αν τα κατάλοιπα συμπεριφέρονται ομοσκεδαστικά.

5.5.1 Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (Autocorrelation LM test)

Για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων χρησιμοποιούμε τον ευρέως διαδεδομένο έλεγχο LM test, το γνωστό τεστ των Breusch – Godfrey. Τα αποτελέσματα του ελέγχου όπως μας τα έδωσε το οικονομετρικό πακέτο E- views συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας 7: Αποτελέσματα του Έλεγχου Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (Autocorrelation LM Test) του υποδείγματος VAR

Υστερήσεις (Lags)	LM-Stat	P- value
1	36,38611	0,0659
2	32,90607	0,1334
3	34,70083	0,0938
4	31,23513	0,1814
5	28,19882	0,2988
6	18,96031	0,7990
7	31,90063	0,1609
8	31,1711	0,1834
9	23,66213	0,5390
10	17,70177	0,8548

Καθώς, για κάθε υστέρηση (lag), η τιμή του P-value είναι μεγαλύτερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 0,05$, δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και συνεπώς τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονται. Στη συνέχεια θα ελέγξουμε αν στα κατάλοιπα υπάρχει το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας.

5.5.2 Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων (*White Heteroskedasticity test*)

Ο πιο συνήθης έλεγχος για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στο υπόδειγμα VAR, είναι το τεστ του White. Τα αποτελέσματα του ελέγχου όπως μας τα έδωσε το οικονομετρικό πακέτο E- views συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας 8: Αποτελέσματα του Έλεγχου Ετεροσκεδαστικότητας του White του υποδείγματος VAR

Chi-sq	df	P- value
454,4099	465	0,6286

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή του P-value είναι μεγαλύτερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 0,05$ και συνεπώς η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται και άρα δεν υπάρχει το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας.

5.6 Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger (Granger Causality)

Ο πιο διαδεδομένος έλεγχος για την διαπίστωση της αιτιότητας κατά Granger μεταξύ των μεταβλητών και την κατεύθυνσή της είναι ο έλεγχος Granger. Τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας Granger (VAR Granger Causality) παρουσιάζονται στους παρακάτω πίνακες. Αρχικά θα ελέγξουμε αν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ της μεταβλητής RGDP και των μεταβλητών LOGRBPEXP, LOGRBPREV, RCON και WAGE:

Πίνακας 9: Αποτελέσματα του Έλεγχου Αιτιότητας κατά Granger (Dependent Variable:RGDP)

Dependent Variable : RGDP			
Excluded	Chi-sq	df	P- value
LOGRBPEXP	0.935475	3	0.8169
LOGRBPREV	4.143834	3	0.2463
RCON	22.33034	3	0.0001
WAGE	5.094276	3	0.1650

Είναι εμφανές από τον παραπάνω πίνακα ότι η ιδιωτική κατανάλωση προκαλεί κατά Granger το ΑΕΠ, δηλαδή μεταβολές στην ιδιωτική κατανάλωση προκαλούν κατά Granger μεταβολές στο ΑΕΠ, καθώς συγκρίνοντας τις τιμές των P-value κάθε μεταβλητής με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 0,05$, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται μόνο σε αυτή την περίπτωση ($0,0001 < 0,05$). Συνεπώς υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ των δυο μεταβλητών και παρακάτω θα δούμε αν είναι μονόδρομη ή αμφίδρομη. Στον παρακάτω

πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας Granger μεταξύ της μεταβλητής LOGRBPEXP και των μεταβλητών RGDP, LOGRBPREV RCON και WAGE:

Πίνακας 10: Αποτελέσματα του Έλεγχου Αιτιότητας κατά Granger (Dependent Variable:LOGRBPEXP)

Dependent Variable : LOGRBPEXP			
Excluded	Chi-sq	df	P- value
RGDP	9,038405	3	0,0288
LOGRBPREV	4,062538	3	0.2548
RCON	6,505189	3	0,0895
WAGE	7,148452	3	0,0673

Από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα συμπεραίνουμε ότι το ΑΕΠ προκαλεί κατά Granger τις δημόσιες δαπάνες, δηλαδή μεταβολές στο ΑΕΠ προκαλούν κατά Granger μεταβολές στις δημόσιες δαπάνες, καθώς συγκρίνοντας τις τιμές των P-value κάθε μεταβλητής με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 0,05$, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται μόνο σε αυτή την περίπτωση ($0,0288 < 0,05$). Συνεπώς, υπάρχει μια μονόδρομη κατά Granger αιτιότητα μεταξύ των δυο μεταβλητών καθώς στα παραπάνω αποτελέσματα βρήκαμε ότι μόνο η ιδιωτική κατανάλωση προκαλεί κατά Granger το ΑΕΠ. Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας Granger μεταξύ της μεταβλητής LOGRBPREV και των μεταβλητών RGDP, LOGRBEXP, RCON και WAGE:

Πίνακας 11: Αποτελέσματα του Έλεγχου Αιτιότητας κατά Granger (Dependent Variable:LOGRBPREV)

Dependent Variable : LOGRBPREV			
Excluded	Chi-sq	df	P- value
RGDP	4,987047	3	0,1727
LOGRBPEXP	3,484674	3	0,3228
RCON	23,71553	3	0,0000
WAGE	3,385618	3	0,3359

Από τα παραπάνω αποτελέσματα είναι εμφανές ότι η ιδιωτική κατανάλωση προκαλεί κατά Granger τα δημόσια έσοδα, με άλλα λόγια μεταβολές στην ιδιωτική κατανάλωση προκαλούν κατά Granger μεταβολές στα δημόσια έσοδα, καθώς συγκρίνοντας τις τιμές των P-value κάθε μεταβλητής με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 0,05$, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται μόνο σε αυτή την περίπτωση ($0,0000 < 0,05$). Συνεπώς υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ των δυο αυτών μεταβλητών και παρακάτω θα δούμε αν είναι μονόδρομη ή αμφίδρομη. Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας Granger μεταξύ της μεταβλητής RCON και των μεταβλητών RGDP, LOGRBPEXP LOGRBPREV και WAGE:

Πίνακας 12: Αποτελέσματα του Έλεγχου Αιτιότητας κατά Granger (Dependent Variable: RCON)

Dependent Variable : RCON			
Excluded	Chi-sq	df	P- value
RGDP	4,170470	3	0,2436
LOGRBPEXP	3,361226	3	0,3392
LOGRBPREV	6,141595	3	0,1049
WAGE	5,790028	3	0,1223

Από τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε ότι η μηδενική υπόθεση γίνεται αποδεκτή δηλαδή δεν υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ της ιδιωτικής κατανάλωσης με κάποια από τις μεταβλητές ΑΕΠ, δημόσιες δαπάνες, δημόσια έσοδα και πραγματικός μισθός, καθώς συγκρίνοντας τις τιμές των P-value κάθε μεταβλητής με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 0,05$, η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται. Έχοντας βρει παραπάνω ότι η κατανάλωση προκαλεί κατά Granger το ΑΕΠ και τα δημόσια έσοδα, συμπεραίνουμε ότι υπάρχει μια μονόδρομη κατά Granger αιτιότητα μεταξύ της κατανάλωσης και του ΑΕΠ καθώς επίσης υπάρχει μια μονόδρομη κατά Granger αιτιότητα μεταξύ της κατανάλωσης και των δημοσίων εσόδων. Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας Granger μεταξύ της μεταβλητής WAGE και των μεταβλητών RGDP, LOGRBPEXP LOGRBPREV και RCON:

Πίνακας 13: Αποτελέσματα του Έλεγχου Αιτιότητας κατά Granger (Dependent Variable: WAGE)

Dependent Variable : WAGE			
Excluded	Chi-sq	df	P- value
RGDP	0.789721	3	0.8519
LOGRBPEXP	10.66730	3	0.0137
LOGRBPREV	2.392009	3	0.4951
RCON	1.163878	3	0.7617

Από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα συμπεραίνουμε ότι οι δημόσιες δαπάνες προκαλούν κατά Granger τον πραγματικό μισθό, δηλαδή μεταβολές στις δημόσιες δαπάνες προκαλούν κατά Granger μεταβολές στον πραγματικό μισθό, καθώς συγκρίνοντας τις τιμές των P-value κάθε μεταβλητής με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 0,05$, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται μόνο σε αυτή την περίπτωση ($0,0137 < 0,05$). Συνεπώς, υπάρχει μια μονόδρομη κατά Granger αιτιότητα μεταξύ των δημοσίων δαπανών και του πραγματικού μισθού καθώς στα παραπάνω αποτελέσματα βρήκαμε ότι μόνο το ΑΕΠ προκαλεί κατά Granger τις δημόσιες δαπάνες.

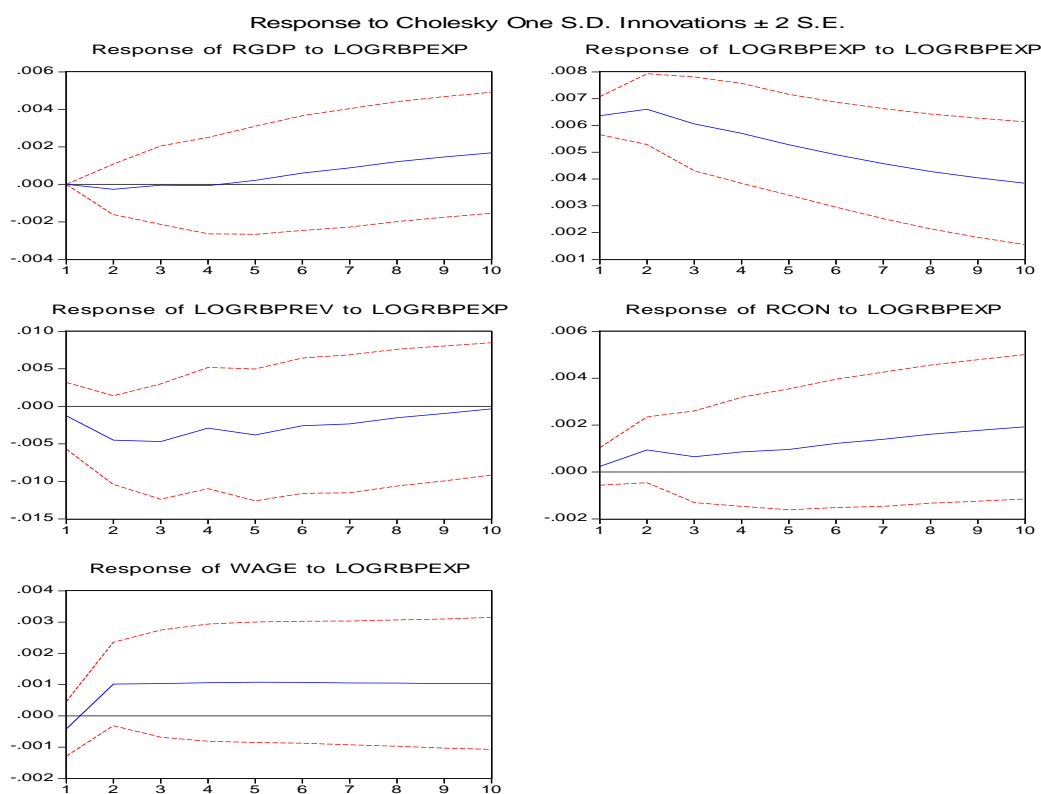
5.7 Συναρτήσεις Αιφνίδιων Αντιδράσεων (*Impulse Response Functions*)

Για να μπορέσουμε να προσδιορίσουμε την επίδραση που έχει μια τυχαία αιφνίδια διαταραχή μιας ή περισσότερων μεταβλητών στις ενδογενείς μεταβλητές του υποδείγματος είναι απαραίτητο να μελετήσουμε τις συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων (*impulse response functions*). Επιπροσθέτως, αξίζει να αναφερθεί ότι για να είναι εφικτή η σύγκριση της παρούσας μελέτης με τις προηγούμενες μελέτες όπως των Mountford and Uhlig (2009) και των Blanchard and Perotti (2002) είναι απαραίτητο να εξετάσουμε με τις συναρτήσεις των αιφνιδίων αντιδράσεων την επίδραση που έχει μια διαταραχή των δημοσίων δαπανών στις άλλες μακροοικονομικές μεταβλητές, δηλαδή στο ΑΕΠ, στην ιδιωτική κατανάλωση, στα δημόσια έσοδα, στις δημόσιες δαπάνες και στον πραγματικό μισθό. Επιπροσθέτως, πρέπει να μελετήσουμε την επίδραση που έχει μια διαταραχή των δημοσίων εσόδων στις άλλες μακροοικονομικές μεταβλητές, δηλαδή στο ΑΕΠ, στην κατανάλωση, στις δημόσιες δαπάνες,

στα δημόσια έσοδα και στον πραγματικό μισθό με τη βοήθεια των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων.

Χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα VAR που εκτιμήσαμε παραπάνω, στο οποίο διεξήχθησαν όλοι οι απαραίτητοι διαγνωστικοί έλεγχοι ώστε να είναι κατάλληλο και αφορά την περίοδο από το πρώτο τρίμηνο του 1960 (1960Q₁) μέχρι το τέταρτο τρίμηνο του 2000 (2000Q₄) μελετάμε την μεταβολή των μακροοικονομικών μεταβλητών μετά από μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών. Στα παρακάτω σχήματα απεικονίζονται γραφικά οι συναρτήσεις των αιφνιδίων διαταραχών όπως προκύπτουν από το οικονομετρικό πακέτο E-views:

Σχήμα 9: Γραφικές απεικονίσεις των συναρτήσεων αιφνιδίων διαταραχών μετά από μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών



Από το πρώτο σχήμα είναι εμφανές ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του ΑΕΠ μετά το δεύτερο τρίμηνο. Συγκεκριμένα, μετά το δεύτερο τρίμηνο αυξάνεται ισχνά το ΑΕΠ, το τρίτο τρίμηνο σταθεροποιείται, δηλαδή επιστρέφει στην αρχική του κατάσταση και μετά από το τέταρτο τρίμηνο επικρατεί μια σημαντική άνοδος του ΑΕΠ.

Όσον αφορά το δεύτερο σχήμα παρατηρούμε ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών προκαλεί μια αύξηση στις δημόσιες δαπάνες τα δυο τρίμηνα με το υψηλότερο σημείο να εμφανίζεται το δεύτερο τρίμηνο. Μετά το δεύτερο τρίμηνο παρατηρείται σημαντική πτώση των δημοσίων δαπανών.

Από το τρίτο σχήμα παρατηρούμε ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών τα δυο πρώτα τρίμηνα επιφέρει μείωση στα δημόσια έσοδα και στη συνέχεια αυξάνονται μέχρι να επανέρθουν στην αρχική τους θέση πριν τη διαταραχή.

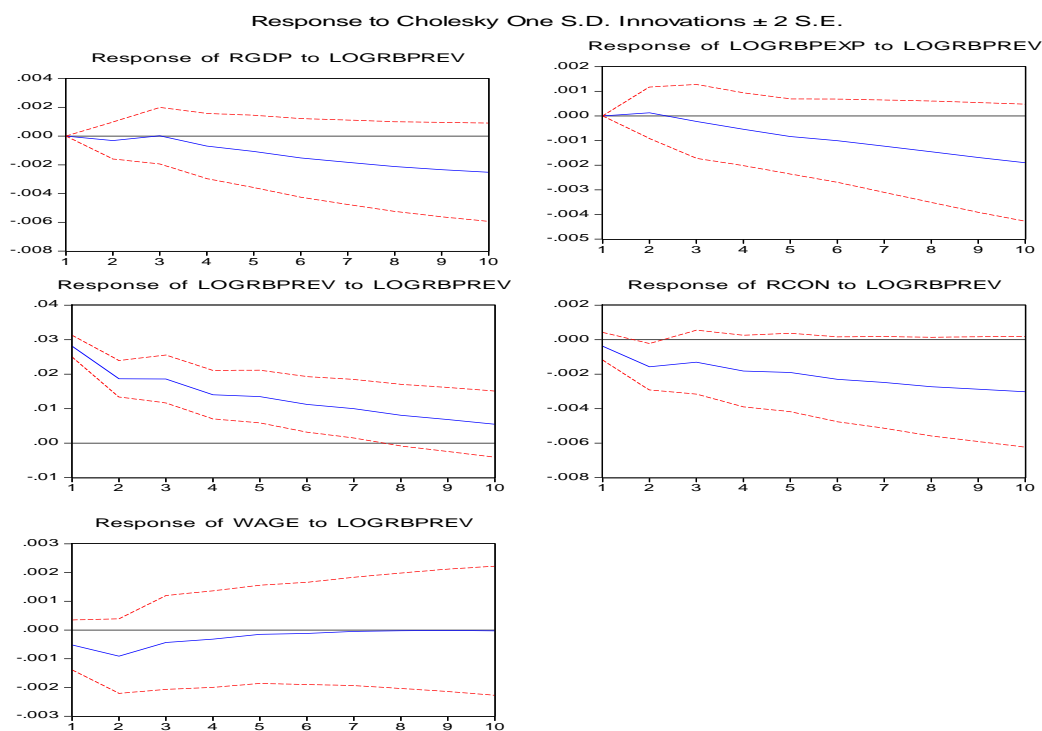
Στο τέταρτο σχήμα είναι φανερό ότι μια θετική διαταραχή στις δημόσιες δαπάνες έχει θετική επίδραση στην ιδιωτική κατανάλωση και το υψηλότερο σημείο παρουσιάζεται στο δεύτερο τρίμηνο.

Τέλος, μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει θετική επίδραση στον πραγματικό μισθό. Συγκεκριμένα στο πέμπτο σχήμα παρατηρούμε ότι μια αύξηση στις δημόσιες δαπάνες αυξάνει τον πραγματικό μισθό σημαντικά τα δυο πρώτα τρίμηνα και στη συνέχεια παραμένει αμετάβλητος.

Αξίζει να αναφερθεί ότι από τα διαγράμματα των αιφνιδίων αντιδράσεων συμπεραίνουμε ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει θετική επίδραση στο ΑΕΠ, την ιδιωτική κατανάλωση και τον πραγματικό μισθό, δεν φαίνεται όμως να είναι στατιστικά σημαντική.

Όσον αφορά την επίδραση που έχει μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων στις άλλες μακροοικονομικές μεταβλητές, δηλαδή στο ΑΕΠ, στην κατανάλωση, στις δημόσιες δαπάνες, στα δημόσια έσοδα και στον πραγματικό μισθό στα παρακάτω σχήματα απεικονίζονται γραφικά οι συναρτήσεις των αιφνιδίων διαταραχών όπως προκύπτουν από το οικονομετρικό πακέτο E- views:

Σχήμα 10: Γραφικές απεικονίσεις των συναρτήσεων αιφνιδίων διαταραχών μετά από μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων:



Στο πρώτο σχήμα παρατηρούμε ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων έχει αρνητική επίδραση στο ΑΕΠ. Συγκεκριμένα, τα δυο πρώτα τρίμηνα το ΑΕΠ μειώνεται ισχνά, αλλά μετά το τρίτο τρίμηνο παρατηρείται μια σημαντική μείωση του ΑΕΠ.

Στο δεύτερο σχήμα είναι εμφανές ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων έχει αρνητική επίδραση στις δημόσιες δαπάνες καθώς παρατηρείται μια συνεχής μείωσή τους.

Από το τρίτο σχήμα παρατηρούμε ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων έχει αρνητική επίδραση στα δημόσια έσοδα.

Μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων έχει αρνητική επίδραση στην ιδιωτική κατανάλωση. Αυτό είναι εμφανές στο τέταρτο σχήμα όπου τα δυο πρώτα τρίμηνα παρατηρείται μια έντονη πτώση της κατανάλωσης ως αντίδραση της αύξησης των δημοσίων εσόδων, μετά το δεύτερο τρίμηνο όμως η μείωση της ιδιωτικής κατανάλωσης είναι λιγότερο έντονη.

Τέλος, στο πέμπτο σχήμα παρατηρούμε ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων έχει αρνητική επίδραση στον πραγματικό μισθό. Συγκεκριμένα τα δυο πρώτα

τρίμηνα επιφέρει μείωση στον πραγματικό μισθό και στη συνέχεια αυξάνεται μέχρι να επανέρθει στο αρχικό τους κατάσταση πριν τη διαταραχή.

Αξίζει να επισημανθεί ότι από τα διαγράμματα των αιφνιδίων αντιδράσεων συμπεραίνουμε ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων έχει αρνητική επίδραση στο ΑΕΠ και τον πραγματικό μισθό, δεν φαίνεται όμως να είναι στατιστικά σημαντική. Αντιθέτως, μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων έχει αρνητική επίδραση στην ιδιωτική κατανάλωση και αυτή η επίδραση είναι στατιστικά σημαντική.

Σύμφωνα με τις προηγούμενες μελέτες οι οποίες έχουν αναλυθεί στο θεωρητικό κομμάτι της παρούσας εργασίας τα αποτελέσματά μας έχουν πολλές ομοιότητες τόσο με τη μελέτη των Blanchard and Perotti (2002) όσο και με τη μελέτη των Mountford and Uhlig (2009). Συγκεκριμένα, όσον αφορά τη θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών βρήκαμε ότι μια απρόσμενη αύξηση στις δημόσιες δαπάνες θα αυξήσει το ΑΕΠ, την κατανάλωση και τον πραγματικό μισθό. Τα αποτελέσματα αυτά είναι σύμφωνα με τους Blanchard and Perotti (2002) αλλά παρουσιάζουν κάποιες διαφορές με τους Mountford and Uhlig (2009). Συγκεκριμένα, οι Mountford and Uhlig (2009) βρήκαν ότι μια απρόσμενη αύξηση στις δημόσιες δαπάνες θα αυξήσει το ΑΕΠ, αλλά σε αντίθεση με τα δικά μας αποτελέσματα η ιδιωτική κατανάλωση δεν αυξάνεται σημαντικά και ο πραγματικός μισθός παραμένει αμετάβλητος και μακροχρόνια μειώνεται. Όσον αφορά τη θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων βρήκαμε ότι μια απρόσμενη αύξηση στα δημόσια έσοδα θα έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση του ΑΕΠ, της ιδιωτικής κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού. Τα αποτελέσματά μας όσον αφορά τη διαταραχή δημοσίων εσόδων είναι σύμφωνα τόσο με την μελέτη των Blanchard and Perotti (2002) όσο και με την μελέτη των Mountford and Uhlig (2009).

5.8 Ανάλυση Διάσπασης Διακύμανσης (Variance Decomposition)

Όπως αναφέρθηκε στη μεθοδολογία, η διάσπαση διακύμανσης προσδιορίζει το ποσοστό των μεταβολών των εξαρτημένων μεταβλητών που οφείλονται στις δικές τους διαταραχές. Χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα VAR που εκτιμήσαμε παραπάνω, τα αποτελέσματα της διάσπασης διακύμανσης απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα για τη μεταβλητή των δημοσίων δαπανών τα οποία έχουν εξαχθεί από το οικονομετρικό πακέτο E-views:

Πίνακας 14: Αποτελέσματα της Διάσπασης Διακύμανσης για τη μεταβλητή των δημοσίων δαπανών

Variance Decomposition of LOGRBPEXP						
Period	S.E.	RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
1	0.006711	10.0143	89.98566	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.009972	14.92644	84.63302	0.015731	0.007600	0.417208
3	0.012145	17.49046	81.92275	0.044640	0.010296	0.531851
4	0.014042	21.15689	77.78501	0.182390	0.047292	0.828418
5	0.015740	25.04664	73.15170	0.428418	0.173079	1.200164
6	0.017292	28.66721	68.67029	0.695524	0.298241	1.668736
7	0.018713	31.79050	64.60750	1.027006	0.408425	2.166565
8	0.020007	34.35811	61.10207	1.428244	0.485264	2.626311
9	0.021177	36.33165	58.18222	1.910127	0.546702	3.029304
10	0.022227	37.75953	55.80466	2.465002	0.598703	3.372104

Από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι την πρώτη περίοδο οι μεταβολές των δημοσίων δαπανών εξηγούν τις δικές τους μεταβολές κατά 89,99% και κατά 10,01% τις μεταβολές του ΑΕΠ ενώ οι μεταβολές των άλλων μεταβλητών δεν διαδραματίζουν κάποιο ρόλο στις μεταβολές των δημοσίων δαπανών. Επιπλέον, από την τέταρτη περίοδο παρατηρούμε ότι οι μεταβολές των δημοσίων δαπανών εξηγούν τις μεταβολές του ΑΕΠ σε ποσοστό 21,16% το οποίο είναι συνεχώς αυξανόμενο.

Στη συνέχεια, στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της διάσπασης διακύμανσης για τη μεταβλητή των δημοσίων εσόδων τα οποία έχουν εξαχθεί από το οικονομετρικό πακέτο E- views:

Πίνακας 15: Αποτελέσματα της Διάσπασης Διακύμανσης για τη μεταβλητή των δημοσίων εσόδων

Variance Decomposition of LOGRBPREV						
Period	S.E.	RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
1	0.030491	14.80389	0.169947	85.02616	0.000000	0.000000
2	0.040435	25.88901	1.338184	69.60608	3.147898	0.018820
3	0.052642	32.20513	1.584978	53.52960	12.11589	0.564391
4	0.061450	39.02806	1.385313	44.49413	14.03828	1.054219
5	0.069870	42.64239	1.369647	38.14043	16.14499	1.702547
6	0.076161	44.62965	1.267802	34.27344	17.69862	2.130493
7	0.081332	45.53909	1.193915	31.55935	19.23266	2.474987
8	0.085176	45.85497	1.120003	29.67364	20.60175	2.749632
9	0.088120	45.80693	1.057964	28.32419	21.85162	2.959296
10	0.090273	45.58113	1.009470	27.35712	22.94171	3.110570

Από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι την πρώτη περίοδο οι μεταβολές των δημοσίων εσόδων εξηγούν τις δικές τους μεταβολές κατά 85,02% και κατά 14,80% τις μεταβολές του ΑΕΠ ενώ οι μεταβολές των άλλων μεταβλητών δεν διαδραματίζουν κάποιο ρόλο στις μεταβολές των δημοσίων εσόδων. Όμως, από την τέταρτη περίοδο παρατηρούμε ότι οι μεταβολές των δημοσίων εσόδων εξηγούν τις μεταβολές του ΑΕΠ σε ποσοστό 39,03% και τις μεταβολές της ιδιωτικής κατανάλωσης σε ποσοστό 14,04%, τα οποία είναι συνεχώς ανοδικά.

Κεφάλαιο 6

Συμπεράσματα

Ο ρόλος της δημοσιονομικής πολιτικής έχει αποκτήσει πολύ μεγάλη σημασία, ιδιαίτερα αυτή τη δύσκολη χρονική περίοδο που όλα τα κράτη παγκοσμίως αναθεωρούν τις απόψεις τους σχετικά με το ποιο θα πρέπει να είναι το μέγεθος τόσο των δημοσίων δαπανών όσο και των δημοσίων εσόδων. Το γεγονός αυτό αποτέλεσε τον κύριο λόγο για την εκπόνηση αυτής της εργασίας.

Στην παρούσα εργασία μελετήσαμε τις επιδράσεις των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής στην οικονομία. Για την πληρέστερη κατανόηση του ρόλου της δημοσιονομικής πολιτικής στην οικονομία κάναμε μια βιβλιογραφική ανασκόπηση παρουσιάζοντας τις απόψεις των κλασικών, κευνσιανών, νεοκλασικών και νεοκευνσιανών οικονομολόγων. Επιπροσθέτως, παραθέσαμε τις κύριες εμπειρικές μελέτες που έχουν διεξαχθεί τα τελευταία χρόνια για την εύρεση των επιδράσεων των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής, ώστε να είμαστε σε θέση να κρίνουμε ποιές από τις παραπάνω οικονομικές θεωρίες επιβεβαιώνονται ή όχι αντίστοιχα. Η κύρια εμπειρική μελέτη πάνω στο ζήτημα αυτό, η οποία χρησιμοποιήθηκε ευρέως από πολλούς μελετητές και αποτέλεσε “μέτρο σύγκρισης” για τις επόμενες έρευνες που διεξήχθησαν είναι αυτή των Blanchard and Perotti (2002). Στη συνέχεια ακολούθησαν αρκετές αξιόλογες μελέτες με την έρευνα των Mountford and Uhlig (2009) να παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον. Η μελέτη αυτή αποτέλεσε τη βάση για την εκπόνηση της παρούσας εργασίας.

Για την εύρεση των επιδράσεων των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής χρησιμοποιήσαμε την μεθοδολογία των υποδειγμάτων VAR, η οποία χρησιμοποιείται ευρέως σε όλες τις αντίστοιχες εμπειρικές μελέτες πάνω σε αυτό το θέμα. Συγκεκριμένα, εκτιμήσαμε ένα υπόδειγμα VAR τριών υστερήσεων το οποίο δεν περιλαμβάνει ούτε σταθερό όρο ούτε τάση, αποτελείται από τις μεταβλητές ΑΕΠ, δημόσιες δαπάνες, δημόσια έσοδα, ιδιωτική κατανάλωση και πραγματικός μισθός και χρησιμοποιεί λογαρίθμους μόνο στις μεταβλητές των δημοσίων δαπανών και των δημοσίων εσόδων. Επιπλέον, διεξήχθησαν μια σειρά ελέγχων που αφορούν τη σταθερότητα του υποδείγματος καθώς επίσης διαγνωστικοί έλεγχοι των καταλοίπων που αφορούν την αυτοσυσχέτιση (autocorrelation LM test) και την ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων (White heteroskedasticity test). Από τους παραπάνω ελέγχους διαπιστώσαμε ότι το υπόδειγμα αυτό είναι κατάλληλο για τη διεξαγωγή ελέγχου

αιτιότητας κατά Granger, για την ανάλυση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων και την ανάλυση της διάσπασης διακύμανσης. Από τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger διαπιστώσαμε ότι η ιδιωτική κατανάλωση προκαλεί κατά Granger το ΑΕΠ και τα δημόσια έσοδα, το ΑΕΠ προκαλεί κατά Granger τις δημόσιες δαπάνες και οι δημόσιες δαπάνες προκαλούν κατά Granger τον πραγματικό μισθό. Τέλος, για την εύρεση των επιδράσεων που έχει μια τυχαία αιφνίδια διαταραχή μιας ή περισσότερων μεταβλητών στις ενδογενείς μεταβλητές του υποδείγματος χρησιμοποιήσαμε τις συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων (impulse response functions).

Συγκεκριμένα, για να ελέγξουμε κατά πόσο η μελέτη μας είναι σύμφωνη ή αντίθετη με τις προηγούμενες μελέτες όπως των Mountford and Uhlig (2009) και των Blanchard and Perotti (2002) εξετάσαμε με τις συναρτήσεις των αιφνιδίων αντιδράσεων την επίδραση που έχει μια θετική διαταραχή τόσο των δημοσίων δαπανών όσο και των δημοσίων εσόδων στο ΑΕΠ, στην ιδιωτική κατανάλωση και στον πραγματικό μισθό. Από την ανάλυση αυτή βρήκαμε ότι μια απρόσμενη αύξηση στις δημόσιες δαπάνες θα αυξήσει το ΑΕΠ, την ιδιωτική κατανάλωση και τον πραγματικό μισθό. Τα αποτελέσματα αυτά είναι σύμφωνα με τους Blanchard and Perotti (2002) αλλά παρουσιάζουν κάποιες διαφορές με τους Mountford and Uhlig (2009). Συγκεκριμένα, οι Mountford and Uhlig (2009) βρήκαν ότι μια απρόσμενη αύξηση στις δημόσιες δαπάνες θα αυξήσει το ΑΕΠ, αλλά σε αντίθεση με τα δικά μας αποτελέσματα η κατανάλωση δεν αυξάνεται σημαντικά και ο πραγματικός μισθός παραμένει αμετάβλητος και μακροχρόνια μειώνεται. Όσον αφορά τη θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων βρήκαμε ότι μια απρόσμενη αύξηση στα δημόσια έσοδα θα έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση του ΑΕΠ, της ιδιωτικής κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού. Τα αποτελέσματά μας όσον αφορά τη διαταραχή δημοσίων εσόδων είναι σύμφωνα τόσο με την μελέτη των Blanchard and Perotti (2002) όσο και με την μελέτη των Mountford and Uhlig (2009). Πρέπει να επισημανθεί όμως ότι τα αποτελέσματα των διαταραχών των δημοσίων δαπανών στις μεταβλητές ΑΕΠ, ιδιωτική κατανάλωση και πραγματικός μισθός καθώς και τα αποτελέσματα των διαταραχών των δημοσίων εσόδων στις μεταβλητές ΑΕΠ και πραγματικός μισθός δεν είναι τόσο ισχυρά καθώς δεν είναι στατιστικά σημαντικές οι επιδράσεις. Αντιθέτως, η επίδραση των δημοσίων εσόδων στην ιδιωτική κατανάλωση είναι στατιστικά σημαντική.

Αξίζει να αναφερθεί ότι για περαιτέρω μελλοντική έρευνα μπορούν να μελετηθούν οι επιδράσεις των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής για διαφορετικές χρονικές περιόδους και για διαφορετικές χώρες έτσι ώστε να τεκμηριωθεί ή όχι η συνέπεια των

αποτελεσμάτων μας. Στο υπόδειγμα που χρησιμοποιήσαμε στην παρούσα μελέτη είναι χρήσιμο να διερευνηθούν οι επιδράσεις των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής με την προσθήκη και άλλων μακροοικονομικών μεταβλητών όπως για παράδειγμα της εγχώριας και μη εγχώριας επένδυσης, του επιτοκίου, του αποπληθωριστή του ΑΕΠ και της απασχόλησης. Η παρούσα μελέτη θα μπορούσε επίσης να επεκταθεί χρησιμοποιώντας όλες τις προσεγγίσεις της διεθνούς βιβλιογραφίας που έχουν αναφερθεί στο θεωρητικό υπόβαθρο καθώς και τα θεωρητικά υποδείγματα, έτσι ώστε να συγκρίνουμε τη συνέπεια των αποτελεσμάτων μας με αυτά που θα προκύψουν από αυτές.

Τέλος, αξίζει να επισημάνουμε ότι παρόλο που η δημοσιονομική πολιτική θα αποτελεί πάντα ένα αμφιλεγόμενο ζήτημα για το λόγο ότι επηρεάζεται σε μεγάλο βαθμό από το ιδεολογικό υπόβαθρο του καθενός, θα πρέπει συνεχώς να ερευνούμε το ζήτημα αυτό με την χρησιμοποίηση εξελιγμένων οικονομετρικών υποδειγμάτων έτσι ώστε τα εμπειρικά αποτελέσματα να μας οδηγούν στην καταλληλότερη λύση του δημοσιονομικού προβλήματος.

Βιβλιογραφία

Ξενόγλωσση

Aiyagari, R., L.Christiano and M. Eichenbaum (1992): “The Output, Employment and Interest Rate Effects of Government Consumption”, *Journal of Monetary Economics*, 30, 73-86.

Akaike, H. (1973): “Information theory and an extension of the maximum likelihood principle”, in B. N. Petrov & F. Csáki (eds), *2nd International Symposium on Information Theory*, Akadémiai Kiadó, Budapest, pp. 267–281.

Akaike, H. (1974): “A new look at the statistical model identification”, *IEEE Transactions on Automatic Control* AC-19: 716–723.

Alesina, A. and R. Perotti (1995): “Fiscal Expansions and Fiscal Adjustments in OECD Countries” *Economic Policy*, 21, pp. 205-48.

Alesina, A, S. Ardagna, R. Perotti and F. Schiantarelli (2002): “Fiscal Policy, Profits, and Investment,” *American Economic Review*, 92 (3), 571-589.

Baxter, M. and R. King (1993): “Fiscal Policy in General Equilibrium”, *American Economic Review*, 83, 315-334.

Bernanke, B. and I. Mihov, (1998): “Measuring monetary policy”, *Quarterly Journal of Economics* 113(3), 869-902.

Bilbiie, F.O., A. Meier, and G. J. Müller (2006): “What Accounts for the Changes in U.S. Fiscal Policy Transmission?”, *ECB Working Paper* 582.

Blanchard, O. (1997): “Macroeconomics”, Prentice-Hall: Englewood Cliffs, NJ.

Blanchard, O. and R. Perotti, (2002): “An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output”, *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329-1368.

Bouakez, H. and N. Rebei, (2007): “Why does private consumption rise after a government spending shock?”, *Canadian Journal of Economics*, 40, 954-979.

Brooks C. (2008): “Introductory Econometrics for Finance”, Second Edition, Cambridge University Press, New York.

Brüggemann, R., Lütkepohl, H. and Saikkonen, P., (2006): “Residual autocorrelation testing for vector error correction models”, *Journal of Econometrics*, 134, 579-604.

- Burnside, C., M. Eichenbaum, and J. Fisher, (2000): “Assessing the effects of fiscal shocks”, NBER Working Papers, 7459.
- Burnside, C., M. Eichenbaum and J. Fisher (2004): “Fiscal Shocks and Their Consequences”, *Journal of Economic Theory* 115, 89-117.
- Caldara, D. and C. Kamps, (2008): “What are the effects of fiscal policy shocks? A VAR based comparative analysis”, ECB Working Paper 877.
- Canova, F., and G. De Nicro, (2002): “Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G7”, *Journal of Monetary Economics* 49, 1131–1159.
- Canova, F., and G. De Nicro, (2003): “On the sources of business cycles in the G7”, *Journal of International Economics* 59, 77–100.
- Canova, F. and E. Pappa (2006a): “The elusive costs and the immaterial gains of fiscal restrictions”, *Journal of Public Economics*, 90, 1341- 1414.
- Canova, F. and E. Pappa (2006b): “Does it cost to be virtuous? The macroeconomic effects of fiscal constraints”, in Clarida, R. and West (eds.), NBER International Macroeconomic Annual, MIT Press.
- Canova, F., and E. Pappa (2007): “Price differentials in monetary unions: the role of fiscal shocks”, *Economic Journal* 117, 713–737.
- Canova, F. and M. Paustian, (2009): “Measurement with some theory: a new method to evaluate business cycle models”, UPF manuscript
- Canova, F., and J. Pina (1998): “Monetary policy misspecification in VAR models”, Working paper, CEPR.
- Cavallio, M. (2005): “Government Employment Expenditure and the Effects of Fiscal Policy Shocks”, FRB of San Francisco Working Paper 2005-16.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans (1999): “Monetary Policy Shocks: What have I learned and to what end?” In: J.B. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*. North-Holland, Amsterdam, pp. 65-148.
- Chung, H., and E.M. Leeper (2007): “What Has Financed Government Debt?”, NBER Working Paper 13425. Cambridge, MA.
- Devereux, M.B., A.C Head, and M. Lapham (1996): “Monopolistic competition, increasing returns and the effects of government spending” *Journal of Money, Credit and Banking* 28, 233–254.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979): “Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

- Doornik, J. A. (1995): "Testing General Restrictions on the Cointegrating Space," manuscript.
- Dungey M, and R.Fry (2007): "The identification of fiscal and monetary Policy in a structural VAR", M, Working Paper No.29-2007, CAMA.
- Edelberg, W., M. Eichenbaum, and J. Fisher (1999): "Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases", *Review of Economic Dynamics*, 166-206.
- Edgerton, D. and G. Shukur (1999): "Testing autocorrelation in a system perspective", *Econometric Reviews* 18, 343–386.
- Eichenbaum, M., and J.Fisher (2005): "Fiscal Policy in the Aftermath of 9/11", *Journal of Money, Credit and Banking* 37, 1-22.
- Enders W. (1995): "Applied Econometric Time Series", New York: John Wiley.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987): "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica* 55, 251–276.
- EViews (2007): "EViews 6. User's Guide", Quantitative Micro Software, LLC, Irvine, CA.
- Fatás, A., and I. Mihov (2001): "The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence", CEPR Discussion Paper 2760.
- Faust, J. (1998): "On the robustness of the identified VAR conclusions about money", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 49, 207–244.
- Favero, C. (2001): "Applied Macroeconometrics", Oxford University Press: Oxford.
- Favero, C. and F. Giavazzi (2007): "Debt and the Effects of Fiscal Policy", NBER Working Paper 12822. Cambridge, MA.
- Fragetta, M. and G. Melina (2010): "The Effects of Fiscal Shocks in SVAR Models: A Graphical Modelling Approach", Birkbeck Working Papers in Economics and Finance 1006, Department of Economics, Mathematics and Statistics.
- Galí, J., (1992): "How well does the IS-LM model fit postwar US data?", *Quarterly Journal of Economics* 107(2): 709–738.
- Galí, J., D. López-Salido, and J. Vallés (2007): "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption", *Journal of the European Economic Association* 5, 227-270.
- Giavazzi, F. and M. Pagano (1990): "Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries", In *NBER Macroeconomics Annual*, Blanchard OJ, Fisher S (eds). MIT Press: Cambridge, MA, 75–110.
- Giavazzi, F., T. Jappelli, M. Pagano (2000): "Searching for non-linear effects of fiscal policy: Evidence from industrial and developing countries", *European Economic Review*, 44, 1259 - 1289.

- Granger, C. W. J. (1969): “Investigating causal relations by econometric models and cross - spectral models”, *Econometrica*, 37: 424–438.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974): “Spurious regressions in econometrics”, *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.
- Greene, W. H. (1997): “Econometric Analysis” 3rd ed., New York: Macmillan.
- Gujarati, D. N. (1995): “Basic Econometrics” 3rd ed., New York: McGraw-Hill.
- Hannan, E. J. and B. G., Quinn (1979): “The determination of the order of an autoregression”, *Journal of the Royal Statistical Society B* 41: 190–195.
- Halkos, G. and M. Trigoni (2010): “Financial and Real Sector Interactions: The case of Greece”, *Journal of Applied Economic Sciences*, 3(13), 231-246.
- Hemming, R., M. Kell, and S. Mahfouz (2002): “The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity: A Review of the Literature”, IMF Working Paper 02/208, International Monetary Fund, Washington, DC.
- Johansen, S. (1988): “Statistical analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231–254.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990): “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169–210.
- Johansen, S. (1991): “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models”, *Econometrica* 59, 1551–1580.
- Johansen, S. (1995): “Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models,” Oxford University Press, Oxford.
- Judge, G. G., W. E Griffiths, R. C. Hill, H. Lütkepohl, and T.C. Lee (1988): “Introduction to Theory and Practice of Econometrics”, 2nd ed., John Wiley, New York.
- Kelejian, H. (1982): “An Extension of a Standard Test for Heteroskedasticity to a Systems Framework”, *Journal of Econometrics*, 20, 325-333.
- Leeper, E., C. Sims, T. Zha (1996): “What does monetary policy do?”, *Brookings Papers on Economic Activity*. 2, 1–63.
- Leeper, E., T.B. Walker, S-CS Yang (2008): “Fiscal foresight: analytics and econometrics”, Mimeo, Indiana University.
- Linnemann, L. and A. Schaubert, (2003): “Fiscal policy in the new neoclassical synthesis”, *Journal of Money Credit and Banking*, 35, 911-929.

- Linnemann, L. (2006): “The Effect of Government Spending on Private Consumption: A Puzzle?”, *Journal of Money, Credit, and Banking* 38, 1715-1736.
- Ludvigson C. S., (1996): “The Macroeconomic Effects of Government Debt in a Stochastic Growth Model”, *Journal of Monetary Economics*, 38, 25-45.
- Lütkepohl, H. (1991): “Introduction to Multiple Time Series Analysis”, Springer-Verlag, Berlin.
- Lütkepohl, H. and M. Krätzig (2004): “Applied Time Series Econometrics”, Cambridge University Press, New York.
- Lütkepohl, H. (2005): “New Introduction to Multiple Time Series Analysis”, Springer-Verlag, Berlin.
- Lütkepohl, H. (2006b): “Vector Autoregressive Models”, in T.C. Mills and K. Patterson (eds.), *Palgrave Handbook of Econometrics, Volume 1, Econometric Theory*, Palgrave Macmillan, Houndmills Basingstoke, 477-510.
- Lütkepohl, H. (2007): “Econometric Analysis with Vector Autoregressive Models”, *Economic Working Paper*, European University Institute.
- McNees, S. K. (1986): “Forecasting Accuracy of Alternative Techniques: A Comparison of US Macroeconomic Forecasts”, *Journal of Business and Economic Statistics* 4(1), 5-15.
- Mountford, A., and H. Uhlig, (2005): “What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?” SFB 649 Discussion Paper 2005-039. Humboldt University, Berlin
- Mountford, A. and H. Uhlig, (2009): “What are the effects of fiscal policy shocks?”, *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley Sons, Ltd., 24, 960–992.
- Osterwald-Lenum, M. (1992): “A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.
- Pappa, E. (2009): “The effects of fiscal expansions: an international comparison”, AUB manuscript.
- Pappa, E. (2007): “The effects of fiscal shocks on employment and the real wage”, *International Economic Review*, 50, 217-244.
- Perotti, R. (1999): “Fiscal policy in good times and bad”, *Quarterly Journal of Economics*. 114, 1399–1436.
- Perotti, R. (2000): “What Do We Know About the Effects of Fiscal Policy?”, XII Conference of the Italian Society of Public Economics (SIEP), in Pavia.

- Perotti, R. (2005): “Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries”, CEPR Discussion Paper 168, Center for Economic Policy Research, London.
- Perotti, R. (2007): “In search of the transmission mechanism of fiscal policy”, NBER Macroeconomics Annual, 22,169-226.
- Pindyck, R.S. and D.L. Rubinfeld (1991): “Econometric Models and Economic Forecasts”, 3rd ed. New York: McGraw-Hill.
- Phillips, P.C.B. (1998): “Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VAR”, Journal of Econometrics 83, 21-56.
- Quinn, B. (1980): “Order determination for a multivariate autoregression”, Journal of the Royal Statistical Society B42: 182–185.
- Ramey, V., M. Shapiro (1998): “Costly capital reallocation and the effects of government spending”, Carnegie- Rochester Conference Series on Public Policy, 48,145-194.
- Ramey, V.A. (2007): “Identifying Government Spending Shocks: It’s All in the Timing”, NBER, Working Papers 15464.
- Ravn, M., S. Schmitt-Grohé, and M. Uribe (2006): “Deep Habits. Review of Economic Studies”, 73, 195-218.
- Ravn, M., S. Schmitt-Grohé, and M. Uribe (2007): “Explaining the effect of government spending on consumption and the real exchange rate”, NBER working paper 13328.
- Rissanen, J. (1978): “Modeling by shortest data description”, Automatica,14, 465-471.
- Romer D.H, and C. Romer (1989): “Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz, in Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer, eds.: NBER macroeconomics annual: 1989. Cambridge, Mass. And London: MIT Press, 121 70.
- Romer D.H, and C. Romer (1994): “What ends recessions?”, NBER Macroeconomics Annual 9, 13–57.
- Romer D.H, C. Romer (2007a): “The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks”, NBER, Working Paper 13264.
- Romer D.H, C. Romer (2007b): “Do tax cuts starve the beast? The effects of tax changes on government spending”, NBER working paper 13548.
- Rotemberg, J. and, M. Woodford (1992): “Oligopolistic pricing and the effects of aggregate demand on economic activity”, Journal of Political Economy 110(6):1153-1207.
- Runkle, D. E. (1987): “Vector autoregressions and reality”, Journal of Business & Economic Statistics, 5, 437–442.
- Schwarz, G. (1978): “Estimating the dimension of a model”, Annals of Statistics 6, 461–464.

- Sims, C. A. (1980): “Macroeconomics and reality”, *Econometrica* 48, 1–48.
- Sims, C. A. (1986): “Are forecasting models usable for policy analysis?”, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis 10, 2–16.
- Uhlig H. (2005): “What are the effects of monetary policy? Results from an agnostic identification procedure”, *Journal of Monetary Economics* 52: 381–419.
- White, H. (1980): “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, 48, 817–838.

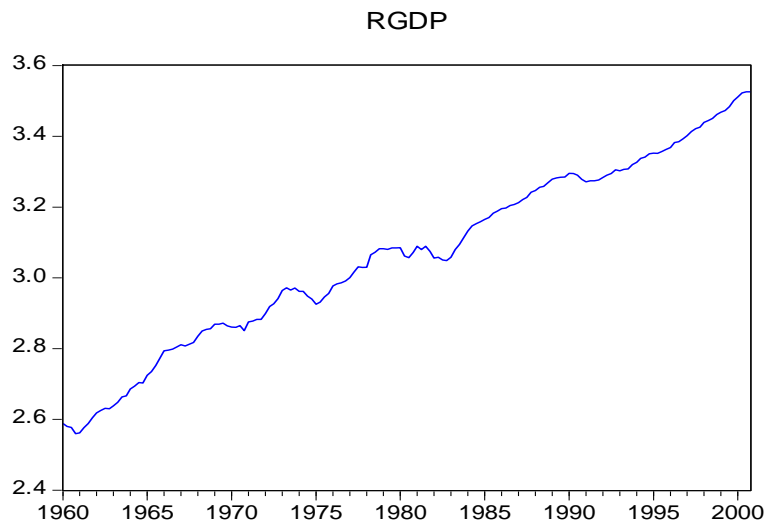
Ελληνική Βιβλιογραφία

- Blanchard, O. (2006): “Μακροοικονομική”, Εκδόσεις Επίκεντρο, Θεσσαλονίκη.
- Felderer B. and S. Homburg (1991): “Μακροοικονομική και Νέα Μακροοικονομική”, Εκδόσεις Κριτική, Αθήνα.
- Δημέλη Σ. (2003): “Σύγχρονες Μέθοδοι Ανάλυσης Χρονολογικών Σειρών”, Εκδόσεις Κριτική, Αθήνα.
- Δημόπουλος Γ. (1998): “Μακροοικονομική Θεωρία”, Τόμος Ι, Δεύτερη Έκδοση, Αθήνα.
- Κάτος Α. (2004): “Οικονομετρία, Θεωρία και Εφαρμογές”, Εκδόσεις Ζυγός, Θεσσαλονίκη.
- Λιανός Θ.,Θ. Μπένος (1998): “Μακροοικονομική Θεωρία και Πολιτική”, Εκδόσεις Μπένου, Αθήνα.
- Mankiw G. (2000): “Μακροοικονομική Θεωρία”, Τόμος Β΄, Εκδόσεις Gutenberg, Αθήνα.
- Χάλκος Γ. (2006): “Οικονομετρία, Θεωρία και Πράξη”, Εκδόσεις Γκιούρδας, Αθήνα.
- Χρήστου Γ. (2003): “Εισαγωγή στην Οικονομετρία”, Τόμος Β΄, Εκδόσεις Gutenberg, Αθήνα.

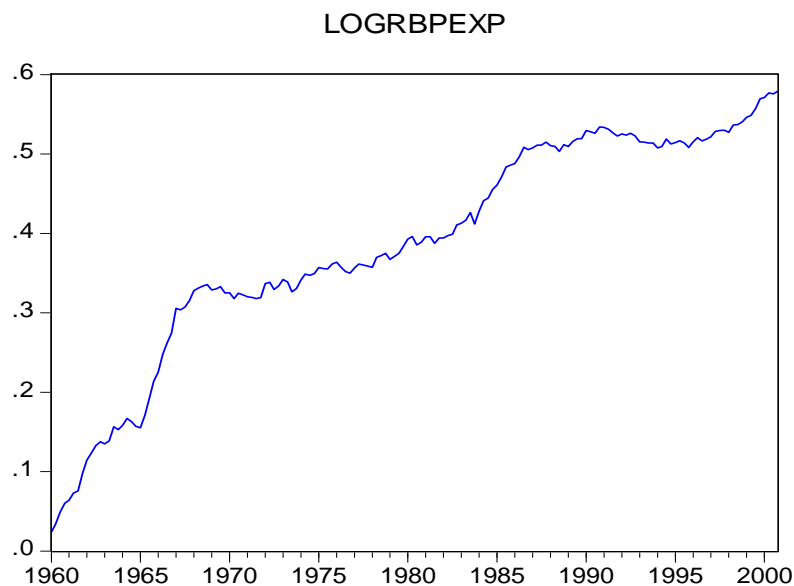
Παράρτημα

Γραφικές Παραστάσεις των χρονολογικών σειρών: **RGDP**, **LOGRBPEXP**, **LOGRBPREV**, **RCON**, **WAGE** για την περίοδο 1960-2000.

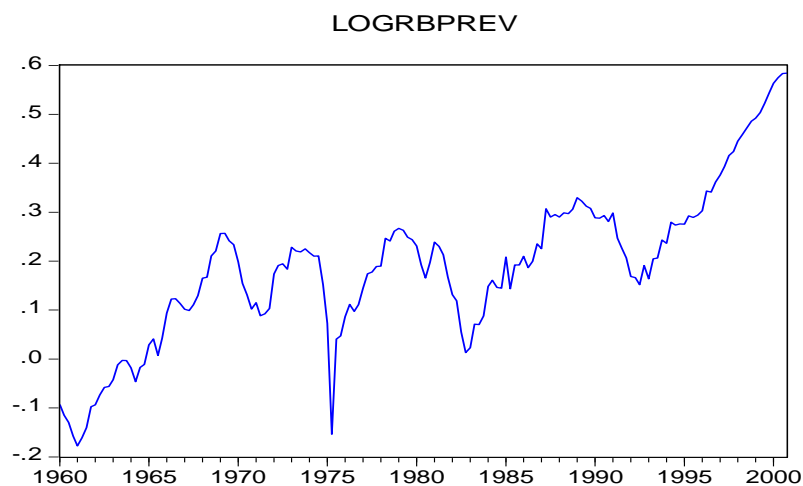
Διάγραμμα Α1: ΑΕΠ (1960-2000)



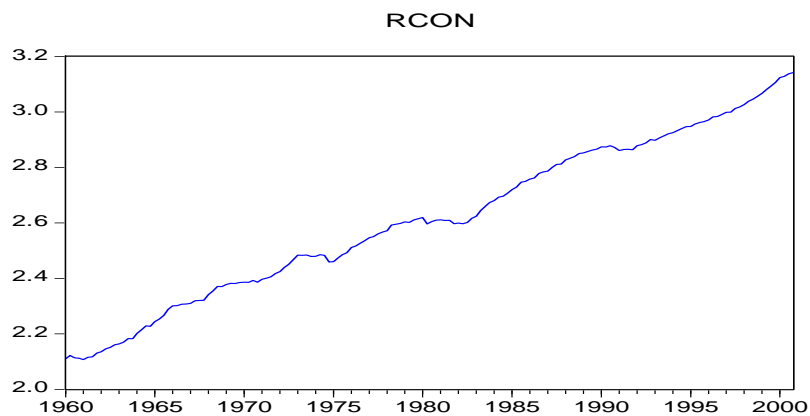
Διάγραμμα Α2: Δημόσιες Δαπάνες (1960-2000)



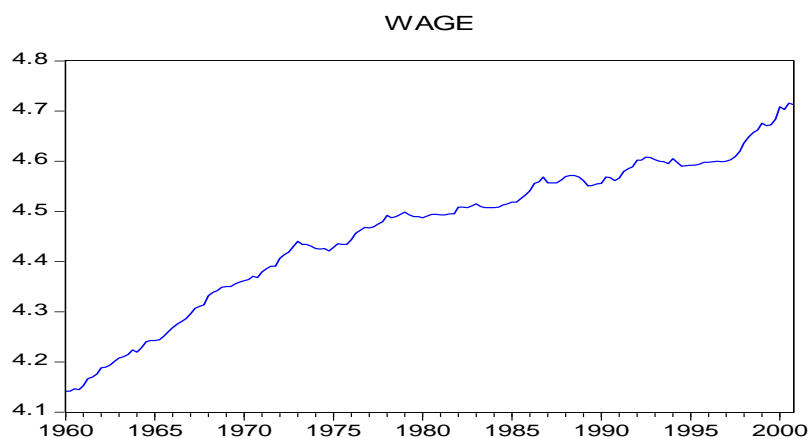
Διάγραμμα Α3: Δημόσια Έσοδα (1960-2000)



Διάγραμμα Α4: Ιδιωτική Κατανάλωση (1960-2000)



Διάγραμμα Α5: Πραγματικός Μισθός (1960-2000)



Έλεγχος στασιμότητας των μεταβλητών σε επίπεδα

Πίνακας Α1: Έλεγχος στασιμότητας του RGDP σε επίπεδα

Null Hypothesis: RGDP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	4.985028	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.579315	
5% level	-1.942805	
10% level	-1.615400	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RGDP)

Method: Least Squares

Date: 01/05/11 Time: 20:51

Sample (adjusted): 1960Q3 2000Q4

Included observations: 162 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RGDP(-1)	0.001286	0.000258	4.985028	0.0000
D(RGDP(-1))	0.316637	0.074746	4.236172	0.0000
R-squared	0.093256	Mean dependent var		0.005839
Adjusted R-squared	0.087589	S.D. dependent var		0.008863
S.E. of regression	0.008466	Akaike info criterion		-6.693364
Sum squared resid	0.011466	Schwarz criterion		-6.655245
Log likelihood	544.1625	Hannan-Quinn criter.		-6.677887
Durbin-Watson stat	2.095585			

Πίνακας Α2: Έλεγχος στασιμότητας του LOGRBPEXP σε επίπεδα

Null Hypothesis: LOGRBPEXP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.730968	0.9985
Test critical values:		
1% level	-2.579315	
5% level	-1.942805	
10% level	-1.615400	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGRBPEXP)
 Method: Least Squares
 Date: 01/05/11 Time: 20:53
 Sample (adjusted): 1960Q3 2000Q4
 Included observations: 162 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGRBPEXP(-1)	0.003989	0.001461	2.730968	0.0070
D(LOGRBPEXP(-1))	0.314067	0.075109	4.181501	0.0000
R-squared	0.004931	Mean dependent var		0.003366
Adjusted R-squared	-0.001288	S.D. dependent var		0.007211
S.E. of regression	0.007215	Akaike info criterion		-7.012944
Sum squared resid	0.008330	Schwarz criterion		-6.974826
Log likelihood	570.0485	Hannan-Quinn criter.		-6.997467
Durbin-Watson stat	2.078727			

Πίνακας Α3: Έλεγχος στασιμότητας του LOGRBPREV σε επίπεδα

Null Hypothesis: LOGRBPREV has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.595946	0.8441
Test critical values:		
1% level	-2.579226	
5% level	-1.942793	
10% level	-1.615408	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGRBPREV)
 Method: Least Squares
 Date: 01/05/11 Time: 20:53
 Sample (adjusted): 1960Q2 2000Q4
 Included observations: 163 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGRBPREV(-1)	0.006900	0.011578	0.595946	0.5520
R-squared	-0.011791	Mean dependent var		0.004154
Adjusted R-squared	-0.011791	S.D. dependent var		0.035204
S.E. of regression	0.035411	Akaike info criterion		-3.837497
Sum squared resid	0.203133	Schwarz criterion		-3.818517
Log likelihood	313.7560	Hannan-Quinn criter.		-3.829791

Durbin-Watson stat 2.065773

Πίνακας Α4: Έλεγχος στασιμότητας του RCON σε επίπεδα

Null Hypothesis: RCON has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	4.845496	1.0000
Test critical values: 1% level	-2.579404	
5% level	-1.942818	
10% level	-1.615392	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RCON)

Method: Least Squares

Date: 01/05/11 Time: 20:54

Sample (adjusted): 1960Q4 2000Q4

Included observations: 161 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RCON(-1)	0.001513	0.000312	4.845496	0.0000
D(RCON(-1))	0.157937	0.076812	2.056157	0.0414
D(RCON(-2))	0.217720	0.076679	2.839355	0.0051
R-squared	0.079983	Mean dependent var		0.006388
Adjusted R-squared	0.068337	S.D. dependent var		0.007103
S.E. of regression	0.006856	Akaike info criterion		-7.108961
Sum squared resid	0.007426	Schwarz criterion		-7.051544
Log likelihood	575.2714	Hannan-Quinn criter.		-7.085647
Durbin-Watson stat	2.059515			

Πίνακας Α5: Έλεγχος στασιμότητας του WAGE σε επίπεδα

Null Hypothesis: WAGE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	5.324843	1.0000
Test critical values: 1% level	-2.579315	
5% level	-1.942805	
10% level	-1.615400	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(WAGE)

Method: Least Squares

Date: 01/05/11 Time: 20:54

Sample (adjusted): 1960Q3 2000Q4

Included observations: 162 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WAGE(-1)	0.000636	0.000119	5.324843	0.0000
D(WAGE(-1))	0.186381	0.077954	2.390912	0.0180
R-squared	0.027724	Mean dependent var		0.003528
Adjusted R-squared	0.021647	S.D. dependent var		0.005877
S.E. of regression	0.005813	Akaike info criterion		-7.445143
Sum squared resid	0.005407	Schwarz criterion		-7.407025
Log likelihood	605.0566	Hannan-Quinn criter.		-7.429666
Durbin-Watson stat	2.021216			

Έλεγχος στασιμότητας των μεταβλητών σε πρώτες διαφορές

Πίνακας Α6: Έλεγχος στασιμότητας του RGDP σε πρώτες διαφορές

Null Hypothesis: D(RGDP) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.748328	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.579404	
5% level	-1.942818	
10% level	-1.615392	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RGDP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/05/11 Time: 20:59

Sample (adjusted): 1960Q4 2000Q4

Included observations: 161 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RGDP(-1))	-0.355859	0.074944	-4.748328	0.0000
D(RGDP(-1),2)	-0.259031	0.076479	-3.386940	0.0009

R-squared	0.291163	Mean dependent var	1.74E-05
Adjusted R-squared	0.286705	S.D. dependent var	0.010437
S.E. of regression	0.008815	Akaike info criterion	-6.612464
Sum squared resid	0.012354	Schwarz criterion	-6.574186
Log likelihood	534.3034	Hannan-Quinn criter.	-6.596922
Durbin-Watson stat	2.012504		

Πίνακας Α7: Έλεγχος στασιμότητας του LOGRBPEXP σε πρώτες διαφορές

Null Hypothesis: D(LOGRBPEXP) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.373711	0.0008
Test critical values:		
1% level	-2.579587	
5% level	-1.942843	
10% level	-1.615376	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGRBPEXP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/05/11 Time: 21:00

Sample (adjusted): 1961Q2 2000Q4

Included observations: 159 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGRBPEXP(-1))	-0.327304	0.097016	-3.373711	0.0009
D(LOGRBPEXP(-1),2)	-0.464590	0.103200	-4.501824	0.0000
D(LOGRBPEXP(-2),2)	-0.411635	0.093469	-4.403957	0.0000
D(LOGRBPEXP(-3),2)	-0.184337	0.078042	-2.362028	0.0194
R-squared	0.410447	Mean dependent var	-5.85E-07	
Adjusted R-squared	0.399036	S.D. dependent var	0.008925	
S.E. of regression	0.006919	Akaike info criterion	-7.084361	
Sum squared resid	0.007419	Schwarz criterion	-7.007156	
Log likelihood	567.2067	Hannan-Quinn criter.	-7.053009	
Durbin-Watson stat	2.052912			

Πίνακας Α8: Έλεγχος στασιμότητας του LOGRBPREV σε πρώτες διαφορές

Null Hypothesis: D(LOGRBPREV) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.02150	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.579315	
5% level	-1.942805	
10% level	-1.615400	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGRBPREV,2)

Method: Least Squares

Date: 01/05/11 Time: 21:01

Sample (adjusted): 1960Q3 2000Q4

Included observations: 162 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGRBPREV(-1))	-1.024714	0.078694	-13.02150	0.0000
R-squared	0.512943	Mean dependent var		0.000140
Adjusted R-squared	0.512943	S.D. dependent var		0.050876
S.E. of regression	0.035506	Akaike info criterion		-3.832052
Sum squared resid	0.202974	Schwarz criterion		-3.812993
Log likelihood	311.3962	Hannan-Quinn criter.		-3.824314
Durbin-Watson stat	1.994623			

Πίνακας Α9: Έλεγχος στασιμότητας του RCON σε πρώτες διαφορές

Null Hypothesis: D(RCON) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.934073	0.0035
Test critical values: 1% level	-2.579495	
5% level	-1.942830	
10% level	-1.615384	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RCON,2)
 Method: Least Squares
 Date: 01/05/11 Time: 21:01
 Sample (adjusted): 1961Q1 2000Q4
 Included observations: 160 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RCON(-1))	-0.207660	0.070775	-2.934073	0.0038
D(RCON(-1),2)	-0.546898	0.088559	-6.175528	0.0000
D(RCON(-2),2)	-0.213046	0.076996	-2.766972	0.0063
R-squared	0.378640	Mean dependent var		3.81E-05
Adjusted R-squared	0.370724	S.D. dependent var		0.009066
S.E. of regression	0.007192	Akaike info criterion		-7.013189
Sum squared resid	0.008120	Schwarz criterion		-6.955530
Log likelihood	564.0551	Hannan-Quinn criter.		-6.989776
Durbin-Watson stat	2.031219			

Πίνακας Α10: Έλεγχος στασιμότητας του WAGE σε πρώτες διαφορές

Null Hypothesis: D(WAGE) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.436561	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.579404	
5% level	-1.942818	
10% level	-1.615392	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(WAGE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 01/05/11 Time: 21:02
 Sample (adjusted): 1960Q4 2000Q4
 Included observations: 161 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(WAGE(-1))	-0.459797	0.084575	-5.436561	0.0000
D(WAGE(-1),2)	-0.235120	0.078206	-3.006422	0.0031
R-squared	0.337992	Mean dependent var		-4.62E-05
Adjusted R-squared	0.333828	S.D. dependent var		0.007527
S.E. of regression	0.006144	Akaike info criterion		-7.334489
Sum squared resid	0.006001	Schwarz criterion		-7.296211
Log likelihood	592.4264	Hannan-Quinn criter.		-7.318946

Πίνακας Α11 : Εκτίμηση Διανυσματικού Υποδείγματος Αυτοπαλινρόμησης (VAR)

Vector Autoregression Estimates

Date: 01/05/11 Time: 21:07

Sample (adjusted): 1960Q4 2000Q4

Included observations: 161 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
RGDP(-1)	0.861967 (0.11601) [7.43007]	0.122608 (0.10036) [1.22165]	0.538710 (0.45600) [1.18139]	0.124885 (0.09953) [1.25479]	0.041028 (0.08385) [0.48933]
RGDP(-2)	-0.037792 (0.14142) [-0.26724]	-0.055331 (0.12234) [-0.45227]	-0.910929 (0.55586) [-1.63879]	-0.085681 (0.12132) [-0.70623]	-0.001552 (0.10221) [-0.01518]
RGDP(-3)	-0.025788 (0.11286) [-0.22849]	0.147430 (0.09764) [1.50995]	0.797727 (0.44362) [1.79821]	-0.117155 (0.09683) [-1.20995]	-0.059423 (0.08157) [-0.72848]
LOGRBPEXP(-1)	-0.045225 (0.09960) [-0.45405]	1.029307 (0.08617) [11.9453]	-0.633428 (0.39151) [-1.61792]	0.116542 (0.08545) [1.36384]	0.230978 (0.07199) [3.20857]
LOGRBPEXP(-2)	-0.037305 (0.14641) [-0.25480]	-0.087977 (0.12666) [-0.69460]	0.294381 (0.57547) [0.51155]	-0.228418 (0.12560) [-1.81858]	-0.252889 (0.10581) [-2.38996]
LOGRBPEXP(-3)	0.081555 (0.10094) [0.80795]	0.009237 (0.08733) [0.10578]	0.282411 (0.39677) [0.71178]	0.116430 (0.08660) [1.34448]	0.040862 (0.07295) [0.56010]
LOGRBPREV(-1)	-0.000337 (0.02145) [-0.01571]	0.002730 (0.01856) [0.14708]	0.680535 (0.08432) [8.07075]	-0.038486 (0.01840) [-2.09114]	-0.012339 (0.01550) [-0.79586]
LOGRBPREV(-2)	0.039456 (0.02580) [1.52947]	-0.014347 (0.02232) [-0.64285]	0.310486 (0.10140) [3.06199]	0.043219 (0.02213) [1.95282]	0.025006 (0.01864) [1.34115]
LOGRBPREV(-3)	-0.043222 (0.02199) [-1.96531]	-0.008339 (0.01903) [-0.43830]	-0.103569 (0.08644) [-1.19809]	-0.015183 (0.01887) [-0.80472]	-0.005213 (0.01589) [-0.32799]
RCON(-1)	0.497822 (0.12580) [3.95722]	0.034159 (0.10883) [0.31387]	1.433626 (0.49448) [2.89926]	1.010626 (0.10793) [9.36407]	-0.035165 (0.09092) [-0.38676]
RCON(-2)	-0.147777	-0.105498	0.557306	0.144014	-0.036281

	(0.15442)	(0.13359)	(0.60696)	(0.13248)	(0.11160)
	[-0.95699]	[-0.78972]	[0.91819]	[1.08709]	[-0.32509]
RCON(-3)	-0.193435	-0.059325	-2.204457	-0.095570	0.093093
	(0.12616)	(0.10914)	(0.49588)	(0.10823)	(0.09118)
	[-1.53328]	[-0.54357]	[-4.44551]	[-0.88301]	[1.02098]
WAGE(-1)	0.224730	-0.118140	-0.101738	0.210526	1.110558
	(0.11735)	(0.10152)	(0.46128)	(0.10068)	(0.08482)
	[1.91497]	[-1.16365]	[-0.22056]	[2.09105]	[13.0936]
WAGE(-2)	-0.253917	0.106832	0.402678	-0.113103	-0.033896
	(0.17168)	(0.14852)	(0.67481)	(0.14728)	(0.12408)
	[-1.47903]	[0.71930]	[0.59673]	[-0.76792]	[-0.27318]
WAGE(-3)	0.075968	-0.061929	-0.497149	-0.068505	-0.110634
	(0.11280)	(0.09759)	(0.44339)	(0.09677)	(0.08153)
	[0.67346]	[-0.63460]	[-1.12125]	[-0.70788]	[-1.35702]
C	0.002359	0.036533	0.158838	-0.041112	0.149713
	(0.09566)	(0.08276)	(0.37602)	(0.08207)	(0.06914)
	[0.02466]	[0.44144]	[0.42242]	[-0.50094]	[2.16538]
R-squared	0.999138	0.997643	0.963232	0.999493	0.998546
Adj. R-squared	0.999049	0.997399	0.959428	0.999440	0.998395
Sum sq. resids	0.008725	0.006530	0.134805	0.006422	0.004558
S.E. equation	0.007757	0.006711	0.030491	0.006655	0.005606
F-statistic	11200.73	4090.961	253.2412	19051.90	6637.663
Log likelihood	562.2979	585.6255	341.9202	586.9719	614.5750
Akaike AIC	-6.786310	-7.076094	-4.048698	-7.092819	-7.435714
Schwarz SC	-6.480083	-6.769867	-3.742471	-6.786592	-7.129487
Mean dependent	3.071723	0.392366	0.192882	2.623980	4.467333
S.D. dependent	0.251478	0.131580	0.151376	0.281327	0.139958
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.46E-21			
Determinant resid covariance		8.68E-22			
Log likelihood		2761.681			
Akaike information criterion		-33.31281			
Schwarz criterion		-31.78168			

Πίνακας A12: Κριτήριο Επιλογής Αριθμού Υστερήσεων

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: RGDP LOGRBPEXP LOGRBPREV RCON WAGE

Exogenous variables: C

Date: 01/05/11 Time: 21:07

Sample: 1960Q1 2000Q4

Included observations: 154

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1334.798	NA	2.17e-14	-17.27011	-17.17151	-17.23006
1	2584.355	2401.746	2.70e-21	-33.17344	-32.58183*	-32.93313*
2	2617.445	61.45317	2.43e-21	-33.27851	-32.19389	-32.83794
3	2646.206	51.54466*	2.32e-21*	-33.32735*	-31.74971	-32.68652
4	2666.463	34.98941	2.48e-21	-33.26575	-31.19510	-32.42466
5	2681.212	24.51833	2.85e-21	-33.13263	-30.56896	-32.09127
6	2698.697	27.92962	3.18e-21	-33.03502	-29.97835	-31.79341
7	2717.984	29.55678	3.48e-21	-32.96083	-29.41114	-31.51895
8	2740.911	33.64606	3.66e-21	-32.93390	-28.89121	-31.29177
9	2757.765	23.64022	4.18e-21	-32.82812	-28.29241	-30.98573
10	2777.694	26.65791	4.63e-21	-32.76226	-27.73354	-30.71960

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

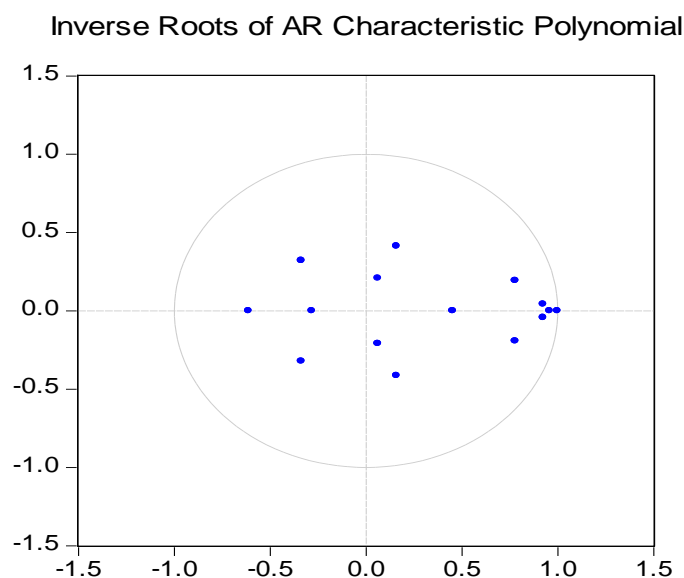
FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Διάγραμμα A6: Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος VAR



Πίνακας A13: Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος VAR

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: RGDP LOGRBPEXP LOGRBPREV
RCON WAGE

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 3

Date: 01/05/11 Time: 21:09

Root	Modulus
0.999852	0.999852
0.958346	0.958346
0.924850 - 0.042821i	0.925840
0.924850 + 0.042821i	0.925840
0.778298 - 0.193138i	0.801904
0.778298 + 0.193138i	0.801904
-0.611695	0.611695
-0.337257 - 0.322205i	0.466432
-0.337257 + 0.322205i	0.466432
0.452243	0.452243
0.159652 - 0.413903i	0.443626
0.159652 + 0.413903i	0.443626
-0.281615	0.281615
0.062389 - 0.209110i	0.218218
0.062389 + 0.209110i	0.218218

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

Πίνακας A14: Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (Autocorrelation LM Test) του υποδείγματος VAR

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag
order h

Date: 01/05/11 Time: 21:10

Sample: 1960Q1 2000Q4

Included observations: 161

Lags	LM-Stat	Prob
1	36.38611	0.0659
2	32.90607	0.1334
3	34.70083	0.0938
4	31.23513	0.1814
5	28.19882	0.2988
6	18.96031	0.7990
7	31.90063	0.1609
8	31.17112	0.1834
9	23.66213	0.5390
10	17.70177	0.8548

Probs from chi-square with 25 df.

Πίνακας Α14: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων (White Heteroskedasticity Test) του υποδείγματος VAR

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

Date: 01/05/11 Time: 21:10

Sample: 1960Q1 2000Q4

Included observations: 161

Joint test:					
<hr/>					
Chi-sq	df	Prob.			
<hr/>					
454.4099	465	0.6286			
<hr/>					
Individual components:					
<hr/>					
Dependent	R-squared	F(31,129)	Prob.	Chi-sq(31)	Prob.
<hr/>					
res1*res1	0.205009	1.073093	0.3790	33.00637	0.3692
res2*res2	0.184424	0.940981	0.5616	29.69225	0.5332
res3*res3	0.344177	2.183854	0.0013	55.41253	0.0045
res4*res4	0.102291	0.474165	0.9911	16.46885	0.9848
res5*res5	0.238900	1.306182	0.1530	38.46298	0.1675
res2*res1	0.128331	0.612645	0.9431	20.66134	0.9206
res3*res1	0.242066	1.329017	0.1383	38.97264	0.1539
res3*res2	0.139714	0.675814	0.8973	22.49403	0.8669
res4*res1	0.123206	0.584741	0.9580	19.83622	0.9393
res4*res2	0.130867	0.626573	0.9344	21.06958	0.9101
res4*res3	0.158062	0.781222	0.7851	25.44793	0.7473
res5*res1	0.212135	1.120441	0.3217	34.15375	0.3185
res5*res2	0.133850	0.643065	0.9231	21.54991	0.8966
res5*res3	0.228195	1.230345	0.2109	36.73942	0.2201
res5*res4	0.137131	0.661332	0.9093	22.07811	0.8805

Πίνακας Α15 : Εκτίμηση του Διανυσματικού Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών (VECM)

Vector Error Correction Estimates

Date: 01/05/11 Time: 21:11

Sample (adjusted): 1961Q1 2000Q4

Included observations: 160 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
RGDP(-1)	1.000000
LOGRBPEXP(-1)	-0.094452 (0.04370)

		[-2.16140]			
LOGRBPREV(-1)	-0.062636 (0.01747) [-3.58502]				
RCON(-1)	-0.680081 (0.02181) [-31.1888]				
WAGE(-1)	-0.302347 (0.05295) [-5.70976]				
C	0.112531				
Error Correction:	D(RGDP)	D(LOGRBPEXP)	D(LOGRBPREV)	D(RCON)	D(WAGE)
CointEq1	-0.211331 (0.08965) [-2.35734]	0.263489 (0.07683) [3.42964]	0.183294 (0.35531) [0.51587]	-0.088548 (0.07507) [-1.17951]	0.023570 (0.06350) [0.37116]
D(RGDP(-1))	0.153249 (0.12575) [1.21864]	-0.036200 (0.10777) [-0.33590]	0.497311 (0.49841) [0.99779]	0.259183 (0.10531) [2.46121]	0.030405 (0.08908) [0.34133]
D(RGDP(-2))	0.022558 (0.12457) [0.18109]	-0.131233 (0.10676) [-1.22927]	-0.658784 (0.49373) [-1.33429]	0.060461 (0.10432) [0.57958]	-0.018501 (0.08824) [-0.20966]
D(RGDP(-3))	0.045536 (0.11775) [0.38671]	-0.152951 (0.10091) [-1.51570]	0.462525 (0.46669) [0.99107]	-0.029495 (0.09861) [-0.29912]	-0.103978 (0.08341) [-1.24656]
D(LOGRBPEXP(-1))	0.024421 (0.09869) [0.24746]	0.068381 (0.08457) [0.80855]	-0.382719 (0.39113) [-0.97849]	0.124213 (0.08264) [1.50305]	0.243146 (0.06991) [3.47816]
D(LOGRBPEXP(-2))	0.010762 (0.10090) [0.10666]	0.021623 (0.08647) [0.25007]	-0.060295 (0.39990) [-0.15077]	-0.083372 (0.08449) [-0.98672]	-0.023896 (0.07147) [-0.33433]
D(LOGRBPEXP(-3))	0.011562 (0.09912) [0.11664]	0.184938 (0.08494) [2.17720]	0.044527 (0.39285) [0.11335]	-0.058055 (0.08300) [-0.69943]	0.072377 (0.07021) [1.03082]
D(LOGRBPREV(-1))	-0.009525 (0.02274) [-0.41887]	0.010519 (0.01949) [0.53977]	-0.286342 (0.09013) [-3.17711]	-0.057086 (0.01904) [-2.99780]	-0.020396 (0.01611) [-1.26621]
D(LOGRBPREV(-2))	0.024669 (0.02293)	0.005244 (0.01965)	0.001072 (0.09088)	-0.008060 (0.01920)	0.014146 (0.01624)

	[1.07586]	[0.26686]	[0.01179]	[-0.41977]	[0.87095]
D(LOGRBPREV(-3))	-0.028916 (0.02159) [-1.33919]	-0.011135 (0.01850) [-0.60173]	-0.138857 (0.08558) [-1.62257]	-0.015474 (0.01808) [-0.85578]	0.024542 (0.01530) [1.60457]
D(RCON(-1))	0.261632 (0.14142) [1.85003]	0.180250 (0.12119) [1.48728]	1.394978 (0.56050) [2.48879]	-0.088764 (0.11843) [-0.74953]	-0.057261 (0.10018) [-0.57159]
D(RCON(-2))	0.184353 (0.14197) [1.29855]	0.029475 (0.12166) [0.24227]	2.061004 (0.56268) [3.66286]	0.158910 (0.11889) [1.33667]	-0.029051 (0.10057) [-0.28887]
D(RCON(-3))	-0.023428 (0.13589) [-0.17240]	0.087704 (0.11646) [0.75310]	0.067995 (0.53860) [0.12624]	0.213525 (0.11380) [1.87635]	0.098690 (0.09626) [1.02521]
D(WAGE(-1))	0.158937 (0.11839) [1.34252]	-0.047730 (0.10146) [-0.47045]	-0.072144 (0.46921) [-0.15375]	0.155573 (0.09914) [1.56925]	0.148389 (0.08386) [1.76944]
D(WAGE(-2))	-0.121647 (0.12024) [-1.01172]	-0.015782 (0.10304) [-0.15316]	0.259253 (0.47655) [0.54402]	0.014378 (0.10069) [0.14280]	0.084304 (0.08517) [0.98980]
D(WAGE(-3))	0.097456 (0.11688) [0.83380]	0.185888 (0.10017) [1.85580]	0.055650 (0.46325) [0.12013]	0.152508 (0.09788) [1.55814]	0.116126 (0.08280) [1.40256]
C	0.001463 (0.00120) [1.22262]	0.001833 (0.00103) [1.78798]	-0.017126 (0.00474) [-3.61203]	0.002213 (0.00100) [2.20895]	0.001732 (0.00085) [2.04438]
R-squared	0.263026	0.204636	0.299766	0.224104	0.196922
Adj. R-squared	0.180567	0.115644	0.221418	0.137290	0.107067
Sum sq. resids	0.008855	0.006504	0.139106	0.006210	0.004444
S.E. equation	0.007869	0.006744	0.031189	0.006590	0.005574
F-statistic	3.189787	2.299493	3.826092	2.581437	2.191556
Log likelihood	557.1212	581.8151	336.7854	585.5126	612.2872
Akaike AIC	-6.751516	-7.060189	-3.997318	-7.106407	-7.441090
Schwarz SC	-6.424778	-6.733452	-3.670581	-6.779670	-7.114353
Mean dependent	0.006039	0.003246	0.004636	0.006439	0.003553
S.D. dependent	0.008693	0.007171	0.035347	0.007095	0.005899
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.45E-21			
Determinant resid covariance		8.26E-22			
Log likelihood		2748.439			
Akaike information criterion		-33.23049			
Schwarz criterion		-31.50070			

Πίνακας A16: Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (Autocorrelation LM Test) του υποδείγματος VECM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 01/05/11 Time: 21:12
Sample: 1960Q1 2000Q4
Included observations: 160

Lags	LM-Stat	Prob
1	21.66122	0.6552
2	20.98144	0.6936
3	31.98088	0.1586
4	27.29486	0.3413
5	31.43292	0.1751
6	18.86114	0.8037
7	24.54621	0.4880
8	23.78879	0.5316
9	25.64329	0.4268
10	16.23858	0.9075

Probs from chi-square with 25 df.

Πίνακας A17: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας των Καταλοίπων (White Heteroskedasticity Test) του υποδείγματος VECM

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms
Date: 01/05/11 Time: 21:12
Sample: 1960Q1 2000Q4
Included observations: 160

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
2320.020	2280	0.2746

Individual components:

Dependent	R-squared	F(152,7)	Prob.	Chi-sq(152)	Prob.
res1*res1	0.989158	4.201562	0.0248	158.2653	0.3473
res2*res2	0.991867	5.616374	0.0106	158.6987	0.3384
res3*res3	0.982483	2.582948	0.0912	157.1973	0.3696
res4*res4	0.985742	3.183908	0.0532	157.7187	0.3586
res5*res5	0.931849	0.629687	0.8571	149.0958	0.5515
res2*res1	0.979455	2.195544	0.1348	156.7129	0.3799
res3*res1	0.982481	2.582713	0.0912	157.1970	0.3696

res3*res2	0.985289	3.084466	0.0579	157.6463	0.3602
res4*res1	0.988258	3.875859	0.0311	158.1212	0.3503
res4*res2	0.985057	3.035833	0.0604	157.6091	0.3609
res4*res3	0.977387	1.990507	0.1683	156.3819	0.3870
res5*res1	0.974131	1.734146	0.2259	155.8609	0.3983
res5*res2	0.947371	0.828993	0.6974	151.5794	0.4944
res5*res3	0.978501	2.096068	0.1499	156.5602	0.3832
res5*res4	0.978756	2.121752	0.1458	156.6010	0.3823

Πίνακας A18: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη Μεθοδολογία Johansen

Date: 01/05/11 Time: 21:14

Sample (adjusted): 1961Q1 2000Q4

Included observations: 160 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend

Series: RGDP LOGRBPEXP LOGRBPREV RCON WAGE

Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.189467	95.36922	60.06141	0.0000
At most 1 *	0.167202	61.75918	40.17493	0.0001
At most 2 *	0.129147	32.48483	24.27596	0.0037
At most 3	0.061992	10.35963	12.32090	0.1043
At most 4	0.000751	0.120143	4.129906	0.7753

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.189467	33.61005	30.43961	0.0194
At most 1 *	0.167202	29.27435	24.15921	0.0093
At most 2 *	0.129147	22.12520	17.79730	0.0105
At most 3	0.061992	10.23949	11.22480	0.0741
At most 4	0.000751	0.120143	4.129906	0.7753

Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

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

RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
-130.8376	11.77597	8.940208	90.26202	35.72114
62.21710	-12.50304	-2.636979	-41.84045	-16.62084
-6.388572	18.06002	6.495828	-6.484818	6.400052
-49.17927	-6.818601	16.35675	30.75295	15.57191
-34.04908	-12.92274	6.620101	34.36083	4.110473

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(RGDP)	0.001874	0.000366	-0.002118	-0.000503	-4.26E-07
D(LOGRBPEXP)	-0.001024	0.001977	-0.001291	-7.67E-05	-4.67E-05
D(LOGRBPREV)	-0.004913	-0.006658	-0.007652	-0.002105	0.000159
D(RCON)	0.001033	0.000621	-0.000569	-0.001365	-5.97E-06
D(WAGE)	0.000358	0.000829	1.67E-05	-0.000106	0.000133

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2734.461

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
1.000000	-0.090004	-0.068331	-0.689878	-0.273019
	(0.03542)	(0.01888)	(0.02074)	(0.00960)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(RGDP)	-0.245133
	(0.08058)
D(LOGRBPEXP)	0.133963
	(0.07213)
D(LOGRBPREV)	0.642758
	(0.33194)
D(RCON)	-0.135142
	(0.06851)
D(WAGE)	-0.046897
	(0.05818)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2749.098

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
1.000000	0.000000	-0.089379	-0.703983	-0.277786
		(0.04696)	(0.03285)	(0.01783)
0.000000	1.000000	-0.233855	-0.156707	-0.052961
		(0.40638)	(0.28430)	(0.15429)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(RGDP)	-0.222370	0.017489
	(0.08912)	(0.01057)
D(LOGRBPEXP)	0.256962	-0.036775
	(0.07622)	(0.00904)

D(LOGRBPREV)	0.228544 (0.35866)	0.025389 (0.04252)
D(RCON)	-0.096530 (0.07549)	0.004404 (0.00895)
D(WAGE)	0.004684 (0.06364)	-0.006145 (0.00754)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2760.161

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
1.000000	0.000000	0.000000	-0.775781 (0.01470)	-0.228624 (0.00882)
0.000000	1.000000	0.000000	-0.344563 (0.10193)	0.075667 (0.06115)
0.000000	0.000000	1.000000	-0.803304 (0.30398)	0.550034 (0.18238)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(RGDP)	-0.208840 (0.08546)	-0.020758 (0.01469)	0.002029 (0.00670)
D(LOGRBPEXP)	0.265211 (0.07468)	-0.060094 (0.01283)	-0.022754 (0.00585)
D(LOGRBPREV)	0.277432 (0.34690)	-0.112815 (0.05962)	-0.076073 (0.02718)
D(RCON)	-0.092896 (0.07525)	-0.005871 (0.01293)	0.003902 (0.00590)
D(WAGE)	0.004578 (0.06370)	-0.005843 (0.01095)	0.001127 (0.00499)

4 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2765.281

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-1.178726 (0.09379)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-0.346321 (0.04857)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-0.433775 (0.07656)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-1.224703 (0.12176)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(RGDP)	-0.184100 (0.09001)	-0.017328 (0.01519)	-0.006200 (0.01171)	0.152066 (0.06133)
D(LOGRBPEXP)	0.268985 (0.07885)	-0.059571 (0.01331)	-0.024010 (0.01025)	-0.169120 (0.05372)
D(LOGRBPREV)	0.380951 (0.36531)	-0.098462 (0.06164)	-0.110503 (0.04751)	-0.179978 (0.24891)
D(RCON)	-0.025757	0.003438	-0.018428	0.028971

	(0.07753)	(0.01308)	(0.01008)	(0.05282)
D(WAGE)	0.009802	-0.005119	-0.000611	-0.005710
	(0.06725)	(0.01135)	(0.00875)	(0.04582)

Πίνακας A18: Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 01/05/11 Time: 21:14

Sample: 1960Q1 2000Q4

Included observations: 161

Dependent variable: RGDP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOGRBPEXP	0.935475	3	0.8169
LOGRBPREV	4.143834	3	0.2463
RCON	22.33034	3	0.0001
WAGE	5.094276	3	0.1650
All	39.38632	12	0.0001

Dependent variable: LOGRBPEXP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RGDP	9.038405	3	0.0288
LOGRBPREV	4.062538	3	0.2548
RCON	6.505189	3	0.0895
WAGE	7.148452	3	0.0673
All	17.13224	12	0.1447

Dependent variable: LOGRBPREV

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RGDP	4.987047	3	0.1727
LOGRBPEXP	3.484674	3	0.3228
RCON	23.71553	3	0.0000
WAGE	3.385618	3	0.3359
All	62.91753	12	0.0000

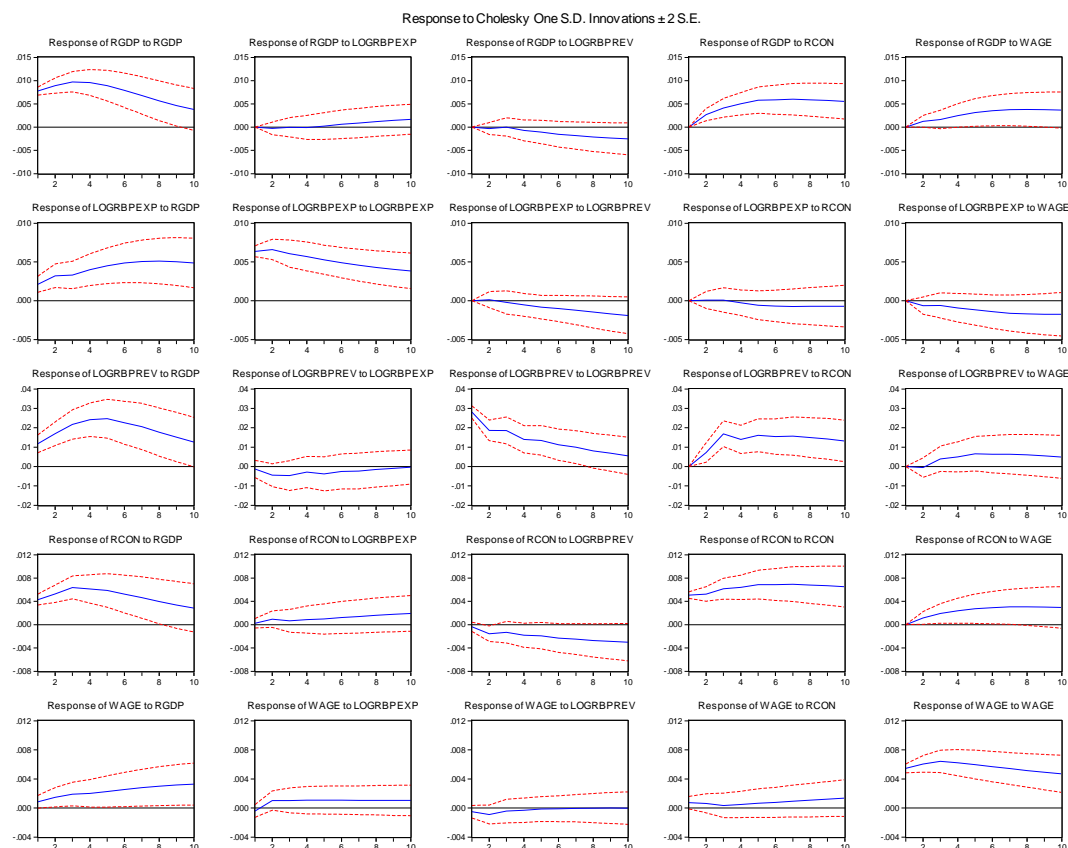
Dependent variable: RCON

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RGDP	4.170470	3	0.2436
LOGRBPEXP	3.361226	3	0.3392
LOGRBPREV	6.141595	3	0.1049
WAGE	5.790028	3	0.1223
All	21.75010	12	0.0404

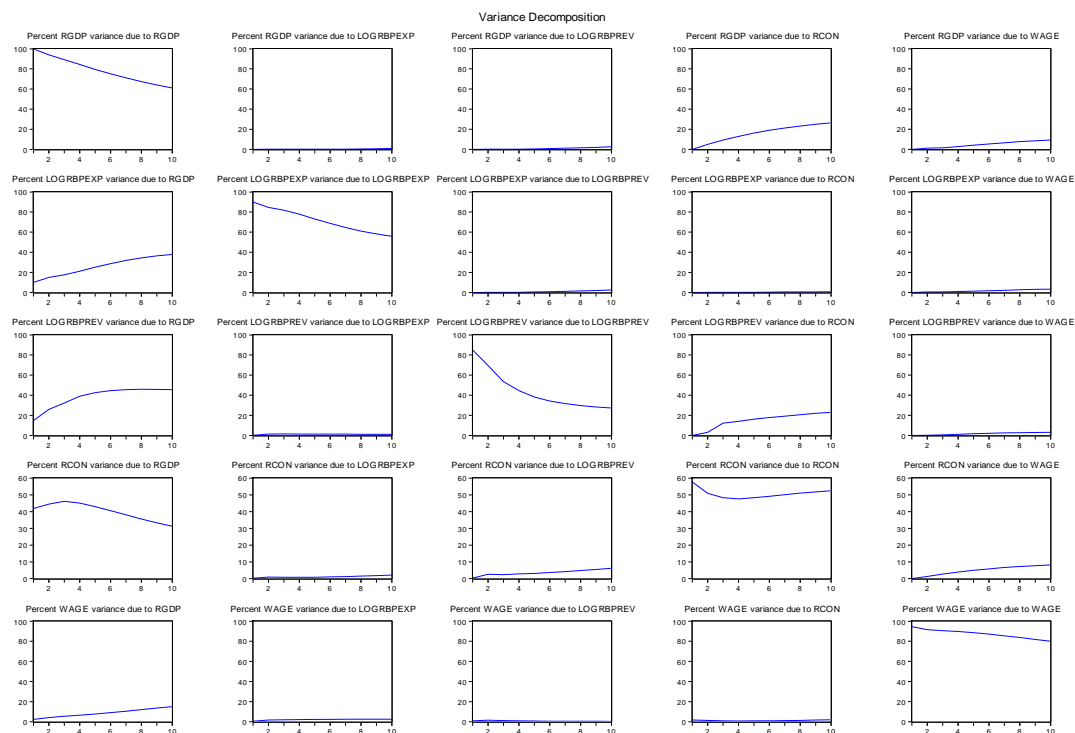
Dependent variable: WAGE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RGDP	0.789721	3	0.8519
LOGRBPEXP	10.66730	3	0.0137
LOGRBPREV	2.392009	3	0.4951
RCON	1.163878	3	0.7617
All	20.81362	12	0.0532

Διάγραμμα A7: Συναρτήσεις Αιφνιδίων Αντιδράσεων (Impulse Responses Functions)



Διάγραμμα A8: Διάσπαση Διακύμανσης (Variance Decomposition)



Πίνακας Α19: Διάσπαση Διακύμανσης (Variance Decomposition)

Variance Decomposition of RGDP:						
Period	S.E.	RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
1	0.007757	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.012191	94.04461	0.046386	0.066595	4.832263	1.010142
3	0.016226	89.13558	0.026874	0.037849	9.216275	1.583419
4	0.019679	84.38081	0.019514	0.150898	12.76936	2.679414
5	0.022615	79.43185	0.024043	0.337227	16.22417	3.982711
6	0.024980	75.16115	0.077608	0.647786	18.85440	5.259054
7	0.026917	71.12599	0.173928	1.016694	21.20040	6.482988
8	0.028492	67.42719	0.335097	1.462777	23.19971	7.575231
9	0.029803	64.06376	0.546465	1.951338	24.91518	8.523256
10	0.030914	61.03937	0.804053	2.477236	26.36087	9.318465
Variance Decomposition of LOGRBPEXP :						
Period	S.E.	RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
1	0.006711	10.01434	89.98566	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.009972	14.92644	84.63302	0.015731	0.007600	0.417208
3	0.012145	17.49046	81.92275	0.044640	0.010296	0.531851
4	0.014042	21.15689	77.78501	0.182390	0.047292	0.828418
5	0.015740	25.04664	73.15170	0.428418	0.173079	1.200164
6	0.017292	28.66721	68.67029	0.695524	0.298241	1.668736
7	0.018713	31.79050	64.60750	1.027006	0.408425	2.166565
8	0.020007	34.35811	61.10207	1.428244	0.485264	2.626311
9	0.021177	36.33165	58.18222	1.910127	0.546702	3.029304
10	0.022227	37.75953	55.80466	2.465002	0.598703	3.372104
Variance Decomposition of LOGRBPREV:						
Period	S.E.	RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
1	0.030491	14.80389	0.169947	85.02616	0.000000	0.000000
2	0.040435	25.88901	1.338184	69.60608	3.147898	0.018820
3	0.052642	32.20513	1.584978	53.52960	12.11589	0.564391
4	0.061450	39.02806	1.385313	44.49413	14.03828	1.054219

5	0.069870	42.64239	1.369647	38.14043	16.14499	1.702547
6	0.076161	44.62965	1.267802	34.27344	17.69862	2.130493
7	0.081332	45.53909	1.193915	31.55935	19.23266	2.474987
8	0.085176	45.85497	1.120003	29.67364	20.60175	2.749632
9	0.088120	45.80693	1.057964	28.32419	21.85162	2.959296
10	0.090273	45.58113	1.009470	27.35712	22.94171	3.110570

Variance Decomposition of RCON:						
Period	S.E.	RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON	WAGE
1	0.006655	41.83692	0.127102	0.323986	57.71199	0.000000
2	0.010233	44.47910	0.902556	2.503301	50.85670	1.258343
3	0.013755	46.12052	0.722760	2.285707	48.23154	2.639471
4	0.016660	45.00070	0.759645	2.756342	47.61829	3.865024
5	0.019266	42.93858	0.818115	3.038899	48.30730	4.897104
6	0.021478	40.50856	0.980777	3.593181	49.12071	5.796767
7	0.023418	37.99054	1.179665	4.145018	50.10900	6.575773
8	0.025096	35.56751	1.441402	4.792224	50.98004	7.218832
9	0.026581	33.31695	1.728995	5.440728	51.77656	7.736764
10	0.027904	31.27613	2.044983	6.112601	52.42984	8.136453

Variance Decomposition of WAGE:						
	Period	S.E.	RGDP	LOGRBPEXP	LOGRBPREV	RCON
1	0.005606	2.341999	0.547296	0.855880	1.676466	94.57836
2	0.008515	3.977642	1.663707	1.512297	1.271456	91.57490
3	0.010888	5.479119	1.914328	1.084202	0.878782	90.64357
4	0.012758	6.466375	2.084871	0.851806	0.782060	89.81489
5	0.014320	7.643757	2.218016	0.687405	0.835419	88.61540
6	0.015670	8.994086	2.321639	0.579970	0.938869	87.16544
7	0.016873	10.48428	2.391488	0.501089	1.116281	85.50686
8	0.017959	12.03171	2.451543	0.442589	1.336709	83.73745
9	0.018953	13.58169	2.498558	0.397395	1.612243	81.91012
10	0.019869	15.06999	2.545205	0.361789	1.927320	80.09569

Cholesky Ordering: RGDP, LOGRBP EXP, LOGRBP REV, RCON, WAGE.