



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ**  
**ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ**  
**ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ**  
**ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ**

**ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΚΑΙ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ**  
**ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΤΗΣ**  
**ΔΗΜΟΣΙΟΝΟΜΙΚΗΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ**  
**ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ**

**Επιμέλεια: Σοφία-Ειρήνη Αχ. Γεροπούλου**

**Επιβλέπουσα Καθηγήτρια: Λέκτορας ΑΝΑΓΝΩΣΤΟΥ ΑΓΓΕΛΙΚΗ**

**ΒΟΛΟΣ, Φεβρουάριος 2012**

## **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

**Γεροπούλου Σοφία-Ειρήνη**

Βόλος, Ιανουάριος 2012

*Στην οικογένεια μου  
και στους φίλους μου*

## **ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ**

Θα ήθελα να ευχαριστήσω ανεξαιρέτως όλους τους καθηγητές του Τμήματος Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου Θεσσαλίας για τις πολύτιμες γνώσεις και συμβουλές που μου προσέφεραν κατά τα χρόνια της προπτυχιακής και μεταπτυχιακής μου φοίτησης στο πανεπιστήμιο.

Θα ήθελα να ευχαριστήσω ιδιαιτέρως την Καθηγήτρια μου κα. Αναγνώστου Αγγελική για την εμπιστοσύνη, την υπομονή και την αμέριστη συμπαράσταση που μου έδειξε κατά τη διάρκεια εκπόνησης αυτής της εργασίας. Επίσης, θα ήθελα να την ευχαριστήσω για τη διάθεση της να με βοηθήσει και να μου λύσει οποιαδήποτε απορία οποιαδήποτε στιγμή το χρειαζόμουν.

Τέλος θέλω να ευχαριστήσω θερμά την οικογένειά μου για την ηθική και οικονομική συμπαράσταση όχι μόνο κατά τη διάρκεια της εκπόνησης της διπλωματικής μου εργασίας αλλά και καθ' όλη τη διάρκεια των σπουδών μου. Επίσης οφείλω ένα μεγάλο ευχαριστώ στους φίλους μου, οι οποίοι μου συμπαραστάθηκαν όλο αυτό τον καιρό και είναι πάντοτε δίπλα μου καθώς και στους συναδέλφους του Μεταπτυχιακού Προγράμματος.

## Περίληψη

Η παρούσα εργασία πραγματεύεται τις επιδράσεις των διαταραχών/μεταβολών της δημοσιονομικής πολιτικής στη μακροοικονομική δραστηριότητα καθώς και την αποτελεσματικότητα άσκησης της δημοσιονομικής πολιτικής. Η συγκεκριμένη μελέτη στηρίζεται στην μελέτη των Blanchard and Perotti (2002) που εφαρμόζουν τη μέθοδο Structural VAR approach. Η έρευνα γίνεται για την Ελλάδα και χρησιμοποιούνται τριμηνιαία δεδομένα που καλύπτουν το χρονικό διάστημα 1960-2010 για τις μεταβλητές: ΑΕΠ, εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση, ακαθάριστες επενδύσεις παγίου κεφαλαίου και ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση. Για την εμπειρική μελέτη και οικονομετρική ανάλυση των εξεταζόμενων στατιστικών δεδομένων χρησιμοποιήσαμε την μέθοδο των διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR). Τα βασικά συμπεράσματα της μελέτης είναι τα παρακάτω: μια απρόσμενη αύξηση στις κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση θα οδηγήσει σε μείωση του ΑΕΠ, των εισαγωγών, των εξαγωγών και των ακαθάριστων επενδύσεων παγίου κεφαλαίου. Αντιθέτως, μια απρόβλεπτη διαταραχή στις ακαθάριστες επενδύσεις παγίου κεφαλαίου θα οδηγήσει σε άνοδο των εξαγωγών, πτώση των εισαγωγών ενώ σταθερή πορεία ακολουθούν οι μεταβλητές: ΑΕΠ, κυβερνητικές και ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση.

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

**JEL Classification:** E60, C32, E62, H50, H 20 .

## Abstract

This paper discusses the effects of disturbances / changes in fiscal policy on macroeconomic activity and the effectiveness of the exercise of fiscal policy. This study is based on the study of Blanchard and Perotti (2002) who have applied the method of Structural VAR approach. The research is done for Greece and we used quarterly data covering the period 1960-2010 for the variables: GDP, imports of goods and services, exports of goods and services, final government consumption expenditure, gross fixed capital formation and private final consumption expenditure. For the empirical study and the econometric analysis of the statistics, we used the method of vector autoregressive (VAR). The main conclusions of the study are the following: an unexpected increase in final government consumption expenditure will reduce GDP, imports, exports and gross fixed capital formation. In contrast, a sudden disruption in gross fixed capital formation will lead to higher exports, falling imports and no changes in the following variables: GDP, government and private final consumption expenditure.

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

**JEL Classification:** E60, C32, E62, H50, H 20 .

## Περιεχόμενα

<i>Περίληψη</i> .....	5
<i>Abstract</i> .....	6
<i>Κεφάλαιο 1</i>	
<i>Εισαγωγή</i> .....	11
<i>Κεφάλαιο 2</i>	
<i>Θεωρητικό Υπόβαθρο</i>	
<i>2.1 Κλασικό Υπόδειγμα</i> .....	15
<i>2.1.1 Ο Ρόλος της Δημοσιονομικής Πολιτικής και οι Επιδράσεις από την άσκηση της Δημοσιονομικής Πολιτικής στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το κλασικό υπόδειγμα</i> .....	17
<i>2.2 Κεϋνσιανό Υπόδειγμα</i> .....	18
<i>2.2.1 Προσδιορισμός του υποδείγματος ISLM</i> .....	19
<i>2.2.2 Βραχυχρόνια Ισορροπία στο Υπόδειγμα IS-LM</i> .....	22
<i>2.2.3 Επιδράσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών ή της μείωσης των φορολογικών συντελεστών στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το Κεϋνσιανό υπόδειγμα</i> .....	23
<i>2.2.4 Σύγκριση των Μακροοικονομικών Υποδειγμάτων Keynes- Κλασικής Σχολής</i> .....	24
<i>2.3 Νεοκλασικό Υπόδειγμα και ο ρόλος της Δημοσιονομικής Πολιτικής στο Νεοκλασικό Υπόδειγμα</i> .....	25
<i>2.3.1 Επιδράσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών ή της μείωσης των φορολογικών συντελεστών στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το Νεοκλασικό Υπόδειγμα</i> .....	27
<i>2.3.2 Μέτρα Δημοσιονομικής και Νομισματικής Πολιτικής για την σταθεροποίηση της οικονομίας και την αντιμετώπιση της ύφεσης σύμφωνα με το Νεοκλασικό Υπόδειγμα</i> .....	27
<i>2.4 Επιδράσεις της άσκησης Δημοσιονομικής Πολιτικής στη μακροοικονομική δραστηριότητα σύμφωνα με τους Οικονομολόγους της Προσφοράς και τους Μονεταριστές</i> .....	29
<i>2.5 Ο Ρόλος και ο Σκοπός Άσκησης της Δημοσιονομικής Πολιτικής</i> .....	30
<i>2.5.1 Εκτίμηση της Αποτελεσματικότητας της Δημοσιονομικής Πολιτικής</i> .....	32
<i>2.5.2 Κανόνες για την Άσκηση Δημοσιονομικής Πολιτικής</i> .....	36
<i>2.5.3 Χρονική Επιλογή των αλλαγών πολιτικής</i> .....	37

## Κεφάλαιο 3

### Εμπειρικές προσεγγίσεις για την εύρεση των διαταραχών της Δημοσιονομικής Πολιτικής στη διεθνή βιβλιογραφία/αρθρογραφία

3.1 Επιδράσεις των μεταβολών των δημοσίων δαπανών και των φόρων στο προϊόν, στην κατανάλωση, στον πραγματικό μισθό και στις επενδύσεις σύμφωνα με την εμπειρική μελέτη των Blanchard-Perotti (2002).....	39
3.2 Structural VAR approach.....	41
3.2.1 Προσδιορισμός Οικονομετρικού Υποδείγματος σύμφωνα με την εμπειρική μελέτη των Blanchard-Perotti (2002).....	42
3.2.2 Δυναμικά Αποτελέσματα των Διαταραχών στις Δημόσιες Δαπάνες και τους Φόρους....	46
3.2.3 Αποτελεσματικότητα της Δημοσιονομικής Πολιτικής στην περίπτωση που προβλέπονται οι Δημοσιονομικοί Κλονισμοί και συμπεριληφθεί η δεκαετία 1950 στο εξεταζόμενο δείγμα.....	48
3.3 Επιπρόσθετες Εμπειρικές Προσεγγίσεις για την αποτελεσματικότητα άσκησης της Δημοσιονομικής Πολιτικής.....	54

## Κεφάλαιο 4

### Εμπειρική Μεθοδολογία

4.1 Περιγραφή δείγματος δεδομένων.....	56
4.2 Μεθοδολογία VAR-Οικονομετρικό Υπόδειγμα.....	57
4.2.1 Υποδείγματα Διανυσματικών Αυτοπαλινδρομήσεων (VAR).....	57
4.2.2 Γενική μορφή και εκτίμηση υποδείγματος VAR .....	58
4.2.3 Προσδιορισμός του υποδείγματος VAR – Επιλογή της τάξης του υποδείγματος VAR....	61
4.2.3 (A) Ο Έλεγχος λόγου πιθανοφανειών (LR).....	61
4.2.3 (B) Τα κριτήρια πληροφορίας Akaike και Schartz.....	62
4.3 Έλεγχος Στασιμότητας: Η μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών.....	62
4.3.1 Η μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών.....	63
4.3.2 Ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (ADF).....	65
4.4 Υποδείγματα VAR και Συνολοκλήρωση.....	65
4.4.1 Μεθοδολογία του Johansen.....	67
4.4.2 Έλεγχος Βαθμού Συνολοκλήρωσης.....	70
4.4.2.1 Έλεγχος ίχνους (trace test).....	71
4.4.2.2 Έλεγχος Μεγίστης Ιδιοτιμής ( $\lambda$ -max test).....	71



4.5 Διαγνωστικοί Έλεγχοι των Καταλοίπων.....	72
4.5.1 Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων .....	72
4.5.2 Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων.....	74
4.6 Υποδείγματα VAR και Αιτιότητα κατά Granger.....	75
4.6.1 Έλεγχος Αιτιότητας Granger.....	76
4.6.2 Έλεγχος Sims.....	77
4.7 Αιφνίδιες Αντιδράσεις ( <i>Impulse Responses</i> ).....	78
4.8 Πλεονεκτήματα και Μειονεκτήματα των υποδειγμάτων VAR.....	81

## Κεφάλαιο 5

### Εμπειρικά Αποτελέσματα

5.1 Εισαγωγή.....	83
5.2 Έλεγχος Στασιμότητας των Χρονοσειρών ( <i>Unit Root Test</i> ).....	83
5.3 Προσδιορισμός του Υποδείματος VAR και Διαγνωστικοί Έλεγχοι ( <i>Model Checking</i> ).....	84
5.3.1 Κριτήρια Επιλογής του Αριθμού των Υστερήσεων ( <i>Lag Length Criteria</i> ).....	85
5.3.2 Έλεγχος Σταθερότητας του υποδείματος VAR ( <i>Inverse roots of AR characteristic Polynomial</i> ).....	85
5.3.3 Διαγνωστικοί Έλεγχοι Καταλοίπων.....	86
5.3.3.1 Έλεγχοι Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων ( <i>Autocorrelation LM Test</i> ).....	86
5.3.3.2 Έλεγχοι Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων ( <i>White heteroskedasticity test</i> ).....	87
5.4 Υποδείγματα VAR και Συνολοκλήρωση.....	87
5.4.1 Διανυσματικά Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών ( <i>Vector Error Correction Model</i> ).....	87
5.4.2 Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη Μεθοδολογία <i>Johansen</i> .....	90
5.5 Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger ( <i>Granger Causality</i> ).....	91
5.6 Συναρτήσεις Αιφνιδίων Αντιδράσεων ( <i>Impulse Response Functions</i> ).....	95
5.7 Ανάλυση Διάσπασης Διακύμανσης ( <i>Variance Decomposition</i> ).....	99

*Κεφάλαιο 6*

*Συμπεράσματα*.....101

*Βιβλιογραφία*

*-Ξενόγλωσση*.....104

*- Ελληνική* .....107

*Παράρτημα*.....109

# Κεφάλαιο 1

## Εισαγωγή

Η δημοσιονομική πολιτική αποτελεί αναμφισβήτητα ένα από τα βασικότερα θέματα που απασχολούν εδώ και δεκαετίες τη κυβέρνηση κάθε κράτους παγκοσμίως και ειδικότερα σε χρονικές περιόδους όπου η οικονομία βρίσκεται σε ύφεση. Η άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής έχει σημαντικές επιδράσεις και αποτελέσματα στην οικονομική ευημερία κάθε χώρας και αποτελεί ένα κρίσιμο ζήτημα στη λήψη αποτελεσματικής κρατικής πολιτικής. Με τον όρο δημοσιονομική πολιτική θεωρούμε όλα τα μέσα που διαθέτει και χρησιμοποιεί κάθε κράτος για την παροχή δημοσίων αγαθών στην κοινωνία, την σωστή κατανομή του εισοδήματος των πολιτών, τη σταθεροποίηση του επιπέδου τιμών και την επίτευξη πλήρους απασχόλησης. Ως τελικός στόχος της κυβερνητικής πολιτικής κάθε κράτους τίθεται η επίτευξη της συνολικής ευημερίας, της σταθερής και βιώσιμης οικονομικής μεγέθυνσης-ανάπτυξης και του καλύτερου βιοτικού επιπέδου των πολιτών.

Τα μέσα που διαθέτει το κράτος για την άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής είναι τα έσοδα και οι δαπάνες, που αποτελούν τις βασικές παραμέτρους του κρατικού προϋπολογισμού. Τα έσοδα του κράτους προέρχονται από τις ακόλουθες πηγές: άμεσοι φόροι φυσικών-νομικών προσώπων, άμεσοι φόροι περιουσίας-κεφαλαίου, έμμεσοι φόροι (ΦΠΑ, φόροι κατανάλωσης, τέλη), έσοδα από επιχειρηματική δραστηριότητα, έσοδα από εκποίηση δημόσιας περιουσίας και έσοδα από μεταβιβαστικές πληρωμές. Οι δαπάνες του κράτους αποτυπώνονται στις εξής κατηγορίες: μισθοί-λειτουργικές δαπάνες, κοινωνικές παροχές, επιχορηγήσεις, επιχειρηματική δράση, επενδύσεις, μεταβιβαστικές πληρωμές. Η άσκηση της δημοσιονομικής πολιτικής πραγματοποιείται όταν η κυβέρνηση μεταβάλλει τους φορολογικούς συντελεστές ή το επίπεδο των δημοσίων δαπανών.

Το μέγεθος και η σύνθεση των δημοσίων δαπανών και της φορολογίας στην Ελλάδα βρίσκονται στο επίκεντρο των συζητήσεων από τις αρχές της δεκαετίας 1980 (Δαλαμάγκας, 2003). Στην Ελλάδα, οι δημόσιες δαπάνες αυξήθηκαν με υψηλότερη ταχύτητα σε σχέση με τη δυνατότητα χρηματοδότησης τους μέσω του φορολογικού συστήματος ενώ αντιθέτως η αύξηση των φορολογικών εσόδων ήταν σχετικά μικρότερη. Ο δημόσιος τομέας υπερχρεώθηκε και αυτό αποτέλεσε την κύρια αιτία των μακροοικονομικών ανισορροπιών της Ελληνικής Οικονομίας (ως μακροοικονομικές ανισορροπίες θεωρούνται: διψήφιοι ρυθμοί πληθωρισμού, χαμηλοί ρυθμοί ανάπτυξης, διόγκωση ελλειμμάτων, πτώση ανταγωνιστικότητας).

Το ελληνικό κράτος αναγκάστηκε να καταφύγει στο δημόσιο δανεισμό, που αποτελεί τη δεύτερη σημαντική πηγή χρηματοδότησης των δημοσίων δαπανών. Ο δημόσιος δανεισμός κατά την μεταπολεμική περίοδο αποτέλεσε πηγή χρηματοδότησης των δημοσίων επενδύσεων ενώ στα επόμενα χρόνια μετά τον πόλεμο και τις τελευταίες δεκαετίες χρησιμοποιείται για τρέχουσες δαπάνες των κρατικών φορέων. Μετά την πετρελαϊκή και την οικονομική κρίση που ακολούθησε, το δημόσιο χρέος της Ελλάδας άρχισε να αυξάνεται αισθητά. Η άποψη πως η ταχεία επέκταση του δημοσίου τομέα ευθύνεται για τις μακροοικονομικές ανισορροπίες στη δεκαετία 1980 δεν γίνεται αποδεκτή από όλες τις Σχολές Οικονομικής Σκέψης. Αντιθέτως είναι εμφανές πως συνέβαλε στην αποκατάσταση άλλων κοινωνικών ισορροπιών. Όπως θεωρείται κοινώς αποδεκτό, οι κυβερνήσεις θα πρέπει να κατανέμουν τους συνολικά διαθέσιμους πόρους της οικονομίας με τέτοιο τρόπο ώστε να προάγεται ο στόχος της ανάπτυξης. Αυτό είναι εφικτό να πραγματοποιηθεί με την διαμόρφωση και εφαρμογή ενός προγράμματος φόρων και δημοσίων δαπανών ώστε να ενισχύονται τα κίνητρα για εργασία, αποταμίευση, επένδυση και επιχειρηματική πρωτοβουλία. (Δαλαμάγκας, 2003).

Το ζήτημα της δημοσιονομικής πολιτικής έχει απασχολήσει σε σημαντικό βαθμό τις Σχολές Οικονομικής Σκέψης. Οι Κλασικοί Οικονομολόγοι (Adam Smith, David Ricardo, Thomas Malthus και John Stuart Mill) θεωρούν πως η άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής δεν επηρεάζει την συνολική ζήτηση και δεν διαδραματίζει σημαίνοντα ρόλο για την επίτευξη μακροχρόνιας ισορροπίας. Το επίπεδο προϊόντος παραμένει αμετάβλητο στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης και μια ενδεχόμενη επεκτατική δημοσιονομική πολιτική έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση των ιδιωτικών επενδύσεων και της κατανάλωσης. Σύμφωνα με την Κεϋνσιανή Σχολή, το κράτος πρέπει να παρεμβαίνει μέσω της δημοσιονομικής πολιτικής για την επίτευξη πλήρους απασχόλησης στην οικονομία. Οι Κεϋνσιανοί οικονομολόγοι απέδειξαν εμπειρικά πως μια ενδεχόμενη άνοδος των δημοσίων δαπανών έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του ΑΕΠ και της κατανάλωσης. Επιπρόσθετα, οι Νεοκλασικοί οικονομολόγοι (η νεοκλασική σχολή έχει δύο ιδρυτικά μέλη, τους W.S. Jevons και L. Walras) θεωρούν αναγκαία την παρέμβαση του κράτους για τη σταθεροποίηση της οικονομίας όταν παρατηρείται βαθιά ύφεση. Η κυβερνητική πολιτική μπορεί να αντιμετωπίσει αυτή τη διαταραχή ωθώντας την ενεργό ζήτηση προς τα πάνω. Οι πιθανές αυξήσεις στην ενεργό ζήτηση θα προκαλέσουν πολλαπλάσια αύξηση της παραγωγής, της απασχόλησης και των πραγματικών μισθών.

Επιπρόσθετα, οι οικονομολόγοι της Προσφοράς υπογραμμίζουν την σημαντικότητα της συνολικής προσφοράς και υποστηρίζουν ότι η άσκηση επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής οδηγεί σε αύξηση της παραγωγής και των κρατικών εσόδων (Stiglitz, 1986). Τέλος, οι Μονεταριστές (κύριος εκπρόσωπος ο νομπελίστας Milton Friedman) θεωρούν πως ο παρεμβατικός ρόλος του κράτους παραμένει περιορισμένος μακροπρόθεσμα αλλά σε βραχυπρόθεσμο επίπεδο έχει σημαντική επιρροή (Stiglitz, 1986).

Πέρα από τις σχολές Οικονομικής Σκέψης που μελέτησαν το ζήτημα της δημοσιονομικής πολιτικής, εντοπίζονται στην διεθνή αρθρογραφία/ βιβλιογραφία σημαντικές εμπειρικές μελέτες [(Blanchard-Perotti, 2002), (Mountford-Uhlig, 2009), (Baxter-King, 1993)] για την αξιολόγηση της αποτελεσματικότητας άσκησης της δημοσιονομικής πολιτικής. Σκοπός είναι να επαληθευτεί η ορθότητα των θεωρητικών προσεγγίσεων μέσα από την σύγκριση με τα αποτελέσματα των εμπειρικών μελετών. Τα κύρια κοινά ευρήματα των εμπειρικών μελετών εξάγουν το συμπέρασμα ότι μια θετική διαταραχή των κρατικών δαπανών θα οδηγήσει σε άνοδο του ΑΕΠ, της ιδιωτικής κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού. Αντιθέτως, μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων επιφέρει πτώση του ΑΕΠ, της ιδιωτικής κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού.

Η παρούσα εργασία πραγματεύεται τις επιδράσεις των κλονισμών/διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής στη μακροοικονομική δραστηριότητα και βασίζεται στη μελέτη των Blanchard-Perotti (2002). Η παραπάνω μελέτη εξετάζει τα αποτελέσματα των μη προβλεπόμενων διαταραχών που επέρχονται στις κυβερνητικές δαπάνες και στους φορολογικούς συντελεστές κατά τη μεταπολεμική περίοδο στις Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής. Χρησιμοποιούνται τριμηνιαία κατά κεφαλήν δεδομένα για τις μεταβλητές ΑΕΠ, δημόσιες δαπάνες και φορολογία καλύπτοντας το χρονικό διάστημα 1960-1997. Κύρια συμπεράσματα της μελέτης των Blanchard-Perotti (2002) είναι ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει θετικές επιδράσεις στο προϊόν, στην ιδιωτική κατανάλωση και στον πραγματικό μισθό αλλά αρνητική επίδραση στις ιδιωτικές επενδύσεις. Αντιθέτως, μια θετική διαταραχή των φορολογικών συντελεστών έχει αρνητική επίδραση στο προϊόν αλλά και στις ιδιωτικές επενδύσεις. Ένα διφορούμενο εύρημα που προκύπτει είναι ότι η ταυτόχρονη αύξηση των δημοσίων δαπανών και των φόρων οδηγεί σε μείωση των επενδύσεων, των εισαγωγών και των εξαγωγών.

Σύμφωνα με τη διεθνή αρθρογραφία, [(Blanchard-Perotti (2002), Bernanke-Mihov (1998), Leeper et al. (1996), Christiano et al. (1999)] οι εμπειρικές μελέτες που ακολουθούνται για την εύρεση των επιπτώσεων των διαταραχών της νομισματικής και δημοσιονομικής πολιτικής στη μακροοικονομική δραστηριότητα (προϊόν, ιδιωτική κατανάλωση, πραγματικός μισθός, απασχόληση) χρησιμοποιούν τα υποδείγματα VAR (διανυσματικές αυτοπαλινδρομήσεις).

Ο προσδιορισμός του οικονομετρικού υποδείγματος στην μελέτη των Blanchard-Perotti (2002) γίνεται με τη μέθοδο Structural VAR approach. Στόχος είναι να διαπιστωθεί η αυτόματη αντίδραση των φόρων και δημοσίων δαπανών στις μεταβολές της μακροοικονομικής δραστηριότητας ώστε να βρεθούν οι διαταραχές της δημοσιονομικής πολιτικής.

Η παρούσα μελέτη οργανώνεται ως ακολούθως: στο κεφάλαιο 2 παρουσιάζονται οι θεωρίες των βασικών σχολών οικονομικής σκέψης (κλασικοί, κεϋνσιανοί, νεοκλασικοί οικονομολόγοι) για τη δημοσιονομική πολιτική και εξετάζεται ο ρόλος, ο σκοπός άσκησης και η αποτελεσματικότητα της δημοσιονομικής πολιτικής. Στο κεφάλαιο 3 αναλύονται οι εμπειρικές προσεγγίσεις για την εύρεση των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής στη διεθνή αρθρογραφία και βιβλιογραφία. Στο κεφάλαιο 4 παρουσιάζεται η εμπειρική μεθοδολογία των υποδειγμάτων διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR). Στο πέμπτο κεφάλαιο παρουσιάζονται και αναλύονται τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης μας (με τη χρήση του οικονομετρικού πακέτου E-Views). Τέλος, στο κεφάλαιο 6 παρουσιάζονται τα συμπεράσματα από την διενέργεια της εμπειρικής μελέτης και δίνονται πιθανές προεκτάσεις για την περαιτέρω διερεύνηση του θέματος.

## Κεφάλαιο 2

### Θεωρητικό Υπόβαθρο

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζονται συνοπτικά οι οικονομικές θεωρίες που έχουν αναπτυχθεί σχετικά με την αποτελεσματικότητα της δημοσιονομικής πολιτικής. Πιο συγκεκριμένα εξετάζονται ο ρόλος και η σκοπιμότητα άσκησης της δημοσιονομικής πολιτικής καθώς και οι επιπτώσεις στην οικονομική δραστηριότητα από τις μεταβολές των δημοσιονομικών μεταβλητών. Αρχικά αναπτύσσονται οι βασικές προεκτάσεις της κλασικής, κεϋνσιανής, νεοκλασικής θεωρίας γύρω από το εξεταζόμενο θέμα της δημοσιονομικής πολιτικής. Εξετάζουμε επίσης τις βασικές απόψεις των Μονεταριστών και των Οικονομολόγων της Προσφοράς για τις επιδράσεις της δημοσιονομικής πολιτικής στην μακροοικονομική δραστηριότητα. Στη συνέχεια, γίνεται μια προσπάθεια να διερευνήσουμε το ρόλο και τη σπουδαιότητα που αποδίδεται στη δημοσιονομική πολιτική. Παρατίθενται βασικοί κανόνες άσκησης της δημοσιονομικής πολιτικής μέσα από την διεθνή βιβλιογραφία και εκτιμάται η αποτελεσματικότητα της στην επίτευξη ευημερίας.

#### 2.1 Κλασικό Υπόδειγμα

Οι βασικές υποθέσεις του Κλασικού υποδείγματος προϋποθέτουν: **α)** πλήρη ευκαμψία τιμών και ονομαστικών μισθών και **β)** ότι οι καταναλωτές θα έχουν τέλεια πληροφόρηση για τις τιμές των αγαθών και των παραγωγικών συντελεστών. Όλες οι αγορές είναι ανταγωνιστικές μεταξύ τους και καταλήγουν σε ισορροπία, στην οποία η τιμή εξισορροπεί την προσφορά με την ζήτηση. Οι βασικότεροι εκπρόσωποι της κλασικής οικονομικής σκέψης ήταν οι Adam Smith, David Ricardo, Thomas Malthus και John Stuart Mill. Οι Κλασικοί ανέπτυξαν την αγορά αγαθών και υπηρεσιών στην οποία προσδιορίζεται το επίπεδο ισορροπίας του συνολικού προϊόντος. (Musgrave R. & Musgrave P., 1983)

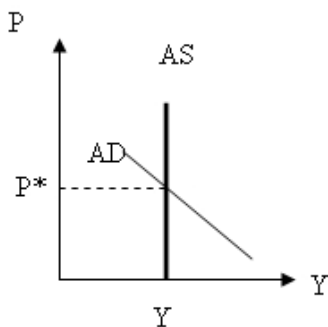
Σύμφωνα με το κλασικό υπόδειγμα, ο προσδιορισμός της συνολικής ζήτησης AD (όπου σύμφωνα με τους κλασικούς το χρήμα χρησιμοποιείται ως μέσο διενέργειας/πραγματοποίησης συναλλαγών) προκύπτει από την ποσοτική θεωρία του χρήματος:  $M*V = P*Y$  (2.1.1)

όπου: M η προσφορά χρήματος, V η ταχύτητα κυκλοφορίας χρήματος, P το επίπεδο τιμών και Y η ποσότητα του παραγόμενου πραγματικού προϊόντος. (Mankiw,2000)

Σύμφωνα με αυτή τη θεωρία, η ποσότητα χρήματος που κυκλοφορεί στην αγορά εξαρτάται από την προσφορά χρήματος και την ταχύτητα κυκλοφορίας του χρήματος. Αν η ποσότητα και η ταχύτητα κυκλοφορίας του χρήματος είναι σταθερές και προσδιορισμένες, μια αύξηση του προϊόντος θα πρέπει να οδηγήσει σε μείωση των τιμών για να ισχύει η ποσοτική θεωρία του χρήματος. Ακολούθως, η καμπύλη Συναθροιστικής Ζήτησης προσδιορίζει την ποσότητα αγαθών και υπηρεσιών που θα αγοράσουν οι καταναλωτές σε κάθε δεδομένο επίπεδο τιμών και έχει αρνητική κλίση (υπάρχει αντίστροφη σχέση ανάμεσα στο επίπεδο των τιμών και το επίπεδο εθνικού εισοδήματος). Όταν αυξάνεται το επίπεδο τιμών  $P$ , μειώνεται η προσφορά πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων, με αποτέλεσμα το επιτόκιο να αυξηθεί και η ζητούμενη ποσότητα αγαθών και υπηρεσιών  $Y$  να μειωθεί.

Η καμπύλη συνολικής προσφοράς  $AS$  προσδιορίζεται από το επίπεδο πλήρους απασχόλησης ( $L^*$ ). Η συνάρτηση παραγωγής είναι της μορφής  $Y^* = f(L^*)$ , από την οποία θα προκύψει και το προϊόν πλήρους απασχόλησης. Το επίπεδο παραγωγής στη μακροχρόνια περίοδο εξαρτάται από τις ποσότητες κεφαλαίου, εργασίας, διαθέσιμης τεχνολογίας και όχι από το επίπεδο τιμών. Η καμπύλη προσφοράς έχει κάθετη μορφή ως προς τον οριζόντιο άξονα και καθορίζει τις πραγματικές μεταβλητές της οικονομίας (προϊόν και απασχόληση). Όπως φαίνεται παρακάτω λοιπόν στο **Σχήμα 1**, η ισορροπία του κλασικού υποδείγματος εντοπίζεται στο σημείο τομής μεταξύ της συνολικής προσφοράς ( $AS$ ) και της συνολικής ζήτησης ( $AD$ ). Σε αυτό το σημείο, όλες οι αγορές βρίσκονται σε ισορροπία και προσδιορίζεται το επίπεδο των τιμών ( $P^*$ ) και του παραγόμενου προϊόντος ( $Y^*$ ).

**Σχήμα 1: Ισορροπία του Κλασικού Υποδείγματος**





Βασικό αντικείμενο μελέτης για την κλασική σχολή οικονομικής σκέψης αποτελεί η αγορά Δανειακών Κεφαλαίων. Στην αγορά δανειακών κεφαλαίων προσδιορίζεται το επίπεδο ισορροπίας του επιτοκίου, των επενδύσεων και της εγχώριας αποταμίευσης. Ξεκινώντας, η ζήτηση δανειακών κεφαλαίων (επένδυση) αποτελεί αρνητική συνάρτηση του επιτοκίου. Η συνάρτηση ζήτησης δανειακών κεφαλαίων (συνάρτηση επενδύσεων) έχει αρνητική κλίση εξαιτίας της φθίνουσας οριακής αποδοτικότητας του επενδύομένου κεφαλαίου. Ταυτόχρονα η προσφορά δανειακών κεφαλαίων αντιπροσωπεύει την εθνική αποταμίευση και είναι συνάρτηση του εισοδήματος και της δημοσιονομικής πολιτικής. Η καμπύλη προσφοράς δανειακών κεφαλαίων (συνάρτηση αποταμιεύσεων) παρουσιάζει θετική κλίση λόγω της φθίνουσας οριακής χρησιμότητας της κατανάλωσης. Όσο μεγαλύτερο είναι το επίπεδο του επιτοκίου, οι καταναλωτές θα έχουν μεγαλύτερο κίνητρο για να αποταμιεύουν μέρος του εισοδήματός τους και συνεπώς τόσο μεγαλύτερη θα είναι η προσφερόμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων και αντίστροφα ( $dS/dr > 0$ ). Το επίπεδο του επιτοκίου μεταβάλλεται ως εκείνο το σημείο στο οποίο θα υπάρξει ισορροπία μεταξύ ζήτησης και προσφοράς δανειακών κεφαλαίων.

### *2.1.1 Ο Ρόλος της Δημοσιονομικής Πολιτικής και οι Επιδράσεις από την άσκηση της Δημοσιονομικής Πολιτικής στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το κλασικό υπόδειγμα*

Για να προσδιορίσουμε τις επιδράσεις της δημοσιονομικής πολιτικής στις μακροοικονομικές μεταβλητές, θεωρούμε ότι το κράτος έχει τη δυνατότητα να ενισχύσει τις δημόσιες δαπάνες με δύο εναλλακτικούς τρόπους: τη φορολογία και το δημόσιο δανεισμό. Η χρηματοδότηση των κρατικών δαπανών θα τονώσει τη συνολική ζήτηση και η οικονομία θα οδηγηθεί στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης. Στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης παρατηρείται πλήρης ευκαμψία ονομαστικών μισθών και τιμών, ώστε ο πραγματικός μισθός να μεταβάλλεται χωρίς να υπάρχει υποαπασχόληση (εδώ επιβεβαιώνονται οι βασικές υποθέσεις του κλασικού υποδείγματος). Αρχικά η αύξηση των κρατικών δαπανών μέσω του δανεισμού οδηγεί σε αύξηση της ζήτησης για δανειακά κεφάλαια. Η καμπύλη ζήτησης δανειακών κεφαλαίων μετατοπίζεται δεξιά με αποτέλεσμα να αυξάνονται το επιτόκιο και η αποταμίευση ενώ αντίθετα η κατανάλωση μειώνεται. Οι επενδύσεις οδηγούνται σε πτώση διότι αυξάνεται το κόστος δανεισμού (επιτόκιο) και το επίπεδο του συνολικού προϊόντος ισορροπίας παραμένει αμετάβλητο.

Επιπρόσθετα, η χρηματοδότηση των δημοσίων δαπανών μέσω της είσπραξης φόρων ( $G=T$ ) οδηγεί σε πτώση του διαθέσιμου εισοδήματος. Σύμφωνα με τη λογιστική ταυτότητα του εθνικού εισοδήματος έχουμε:  $Y = C (Y-T) + I(r) + G$  (2.1.1.1)

Όπως προηγουμένως αναφέρθηκε στην αγορά δανειακών κεφαλαίων η ισορροπία επέρχεται όταν η ζητούμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων ισούται με την προσφερόμενη ( $S=I$ ). Το εθνικό εισόδημα προκύπτει ως το άθροισμα κατανάλωσης και αποταμίευσης. Συνεπώς η αύξηση των δημοσίων δαπανών θα μειώσει την κατανάλωση και την αποταμίευση (ακολουθώς μειώνονται και οι επενδύσεις κατά το ίδιο ποσό των φόρων). Οι μεγαλύτερες επιπτώσεις γίνονται εμφανείς στην κατανάλωση συγκριτικά με τις επενδύσεις.

Οι κλασικοί οικονομολόγοι υποστηρίζουν ότι η αύξηση των δημοσίων δαπανών θα πρέπει να γίνεται μέσω δανεισμού. Συμπερασματικά, η άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής δεν επηρεάζει την συνολική ζήτηση. Ο ρόλος της νομισματικής πολιτικής είναι περιορισμένος σύμφωνα με το κλασικό υπόδειγμα καθώς δεν επηρεάζει το επίπεδο του συνολικού προϊόντος ισορροπίας (η καμπύλη AS είναι κάθετη) αλλά μόνο τη συνολική ζήτηση (AD) και ακολουθώς το επίπεδο τιμών. Εμπειρικά έχει αποδειχθεί πως μια νομισματική επέκταση (αύξηση προσφοράς χρήματος) και μια δημοσιονομική επέκταση (αύξηση δημοσίων δαπανών ή μείωση φορολογίας) οδηγεί σε αύξηση του εθνικού εισοδήματος σε κάθε επίπεδο τιμών. (Mankiw,2000).

## 2.2 Κεϋνσιανό Υπόδειγμα

Μια εκ των υποθέσεων του κεϋνσιανού υποδείγματος είναι η ακαμψία των ονομαστικών μισθών και του επιπέδου των τιμών και ισχύει στη βραχυχρόνια περίοδο. Οι Κεϋνσιανοί οικονομολόγοι θεωρούν ότι το κράτος πρέπει να παρεμβαίνει μέσω της δημοσιονομικής πολιτικής για την επίτευξη πλήρους απασχόλησης στην οικονομία καθώς έχει αποδειχθεί εμπειρικά πως μια αύξηση των δημοσίων δαπανών έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση του προϊόντος και της κατανάλωσης. Ο Keynes υποστήριξε πως όταν η συναθροιστική ζήτηση διατηρείται σε χαμηλά επίπεδα, παρατηρούνται στην οικονομία φαινόμενα όπως: υψηλή ανεργία, μείωση παραγωγικής δραστηριότητας και πτώση πραγματικών μισθών. Άσκησε κριτική στο κλασικό μοντέλο καθώς θεωρούσε πως η συναθροιστική προσφορά καθορίζει το εθνικό εισόδημα. (Mankiw, 2000)

Σύμφωνα με το Κεϋνσιανό υπόδειγμα, στη βραχυχρόνια περίοδο ορισμένες τιμές παραμένουν άκαμπτες και δεν προσαρμόζονται σε πιθανές μεταβολές της ζήτησης. Η καμπύλη συνολικής προσφοράς AS στη βραχυχρόνια περίοδο είναι οριζόντια (πλήρως ελαστική ως προς το επίπεδο τιμών) ενώ στη μακροχρόνια περίοδο είναι κάθετη στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης του συνολικού προϊόντος, στο οποίο χρησιμοποιούνται πλήρως όλοι οι παραγωγικοί συντελεστές. Στη διάρκεια μεγάλων χρονικών περιόδων, οι τιμές προσαρμόζονται πλήρως (ευκαμψία τιμών) και οι μεταβολές της συναθροιστικής ζήτησης επηρεάζουν το επίπεδο των τιμών αλλά όχι το παραγόμενο προϊόν. Η καμπύλη AD έχει αρνητική κλίση και εκφράζει τη σχέση ανάμεσα στο επίπεδο τιμών (P) και την ποσότητα αγαθών και υπηρεσιών που ζητούνται (Y). Σύρεται για μια δεδομένη τιμή της προσφοράς χρήματος. Όσο υψηλότερο είναι το επίπεδο τιμών, τόσο χαμηλότερο είναι το επίπεδο των πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων M/P και άρα τόσο μικρότερη η ζητούμενη ποσότητα αγαθών και υπηρεσιών. Ο μόνος τρόπος να μεταβεί η οικονομία στην πλήρη απασχόληση είναι μέσω της αύξησης της συνολικής ζήτησης.

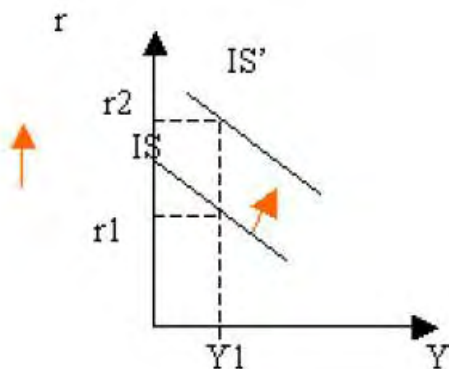
### *2.2.1 Προσδιορισμός του υποδείγματος ISLM και ο Ρόλος της Δημοσιονομικής Πολιτικής σύμφωνα με το Κεϋνσιανό Υπόδειγμα*

Για τον προσδιορισμό του υποδείγματος ISLM, χρησιμοποιούμε τον Κεϋνσιανό Σταυρό. Ο Κεϋνσιανός Σταυρός απεικονίζει τον τρόπο με τον οποίο τα σχέδια των νοικοκυριών, των επιχειρήσεων και του κράτους για δαπάνες ορίζουν το επίπεδο εθνικού εισοδήματος. Ξεκινώντας από την συνάρτηση επενδύσεων ( $I=I(r)$ ), η αύξηση του επιτοκίου οδηγεί σε μείωση της προγραμματισμένης επένδυσης και μετατόπιση της καμπύλης προγραμματισμένης δαπάνης προς τα κάτω. Στο διάγραμμα του Κεϋνσιανού Σταυρού μειώνεται το εισόδημα και προκύπτει η καμπύλη IS. Η καμπύλη IS προσδιορίζει τους συνδυασμούς επιτοκίου και επιπέδου εισοδήματος/προϊόντος για την επίτευξη ισορροπίας στην αγορά αγαθών και υπηρεσιών, δηλαδή η ζήτηση για αγαθά είναι ίση με την προσφορά. Από τη συνάρτηση της IS παρατηρούμε ότι για κάθε επιτόκιο το επίπεδο προϊόντος στο σημείο ισορροπίας είναι ίσο με το άθροισμα της αυτόνομης κατανάλωσης, των κρατικών δαπανών και το επίπεδο των επενδύσεων που σχετίζονται με το συγκεκριμένο επιτόκιο. Υπάρχει αρνητική σχέση επιτοκίου-εισοδήματος οπότε η IS έχει αρνητική κλίση: το υψηλότερο εισόδημα οδηγεί σε υψηλότερα επίπεδα αποταμίευσης και αναλογικά σε χαμηλότερο επιτόκιο.

Η IS σύρεται για δεδομένη δημοσιονομική πολιτική: σταθερές δημόσιες δαπάνες και φορολογία. Όταν μεταβάλλεται η δημοσιονομική πολιτική, μετακινείται η IS. Οι μεταβολές στη δημοσιονομική πολιτική που αυξάνουν τη ζήτηση για καταναλωτικά αγαθά και υπηρεσίες (πιο συγκεκριμένα όταν μεταβάλλεται η παραγωγική διάθεση των επενδυτών, πχ κλίμα αισιοδοξίας ή απαισιοδοξίας για επενδύσεις), μετατοπίζουν την καμπύλη IS προς τα δεξιά. Αντιθέτως οι μεταβολές στη δημοσιονομική πολιτική που μειώνουν τη ζήτηση για αγαθά και υπηρεσίες, μετατοπίζουν την καμπύλη IS προς τα αριστερά.

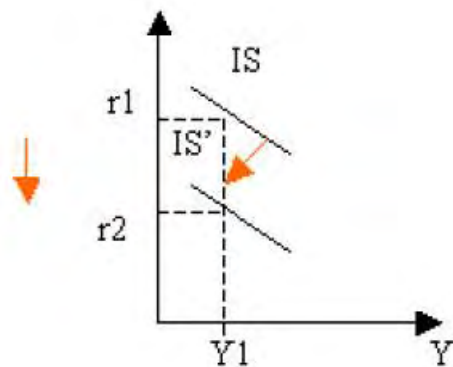
Όταν ασκείται επεκτατική δημοσιονομική πολιτική (μια αύξηση στις κρατικές δαπάνες κατά  $\Delta G$ ) οδηγούμαστε σε μείωση του στοκ των προϊόντων στην οικονομία με ταυτόχρονη αύξηση του επιπέδου παραγωγής όσο και του επιτοκίου. Αυξάνεται η προγραμματισμένη δαπάνη, δίνεται ώθηση στη παραγωγή αγαθών-υπηρεσιών και η καμπύλη IS μετακινείται παράλληλα και δεξιά όπως φαίνεται στο **Σχήμα 2**. Η άνοδος του συνολικού εισοδήματος αυξάνει την ποσότητα χρήματος που ζητείται σε κάθε επιτόκιο. Η υψηλότερη ζήτηση χρήματος οδηγεί σε άνοδο του επιτοκίου ισορροπίας.

**Σχήμα 2: Άσκηση Επεκτατικής Δημοσιονομικής Πολιτικής με αύξηση των Δημοσίων Δαπανών**



Στην αντίστροφη περίπτωση θεωρούμε πως ασκείται συσταλτική δημοσιονομική πολιτική. Οι φόροι επηρεάζουν τις δαπάνες μέσω της κατανάλωσης. Όταν πραγματοποιείται αύξηση των φόρων, αυξάνεται η αποταμίευση (προσφορά δανειακών κεφαλαίων). Αυτό θα έχει ως συνέπεια τη μείωση του επιτοκίου για κάθε επίπεδο εισοδήματος και μετατόπιση της IS παράλληλα και αριστερά (**Σχήμα 3**).

**Σχήμα 3: Άσκηση Συσταλτικής Δημοσιονομικής Πολιτικής με αύξηση της φορολογίας**



Ταυτόχρονα οι Κεϋνσιάνοι για τον προσδιορισμό του υποδείγματος ISLM εξετάζουν την αγορά Χρήματος. Σύμφωνα με τη Θεωρία Προτίμησης Ρευστότητας, η προσφορά χρήματος  $M$  και το επίπεδο τιμών  $P$  ορίζονται εξωγενώς. Η Προσφορά Χρηματικών Διαθεσίμων είναι σταθερή, δεν εξαρτάται από το επιτόκιο και η καμπύλη είναι προφανώς κατακόρυφη. Αντιθέτως, η καμπύλη Ζήτησης Χρηματικών Διαθεσίμων έχει αρνητική κλίση. Όσο υψηλότερο είναι το επιτόκιο, τόσο μικρότερη είναι η ζητούμενη ποσότητα πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων. Το υψηλότερο επιτόκιο ισορροπίας παρακινεί τους ανθρώπους να διακρατούν μικρότερη ποσότητα πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων. Στο επιτόκιο ισορροπίας, η ζητούμενη ποσότητα χρηματικών διαθεσίμων είναι ίση με την προσφερόμενη.

Στη Συνάρτηση Ζήτησης Χρήματος, η ποσότητα των πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων που ζητείται συνδέεται αρνητικά με το επιτόκιο και θετικά με το εισόδημα. Όταν μειώνεται η προσφορά χρήματος, το επιτόκιο αυξάνεται και αντιστρόφως. Συνοψίζοντας η καμπύλη LM παρουσιάζει τους συνδυασμούς επιτοκίου και εισοδήματος για τους οποίους επιτυγχάνεται ισορροπία στην αγορά πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων. Η LM έχει θετική κλίση και σχεδιάζεται όταν θεωρείται δεδομένη η προσφορά πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων. Το υψηλότερο εισόδημα οδηγεί σε υψηλότερο επιτόκιο, καθώς αυξάνεται η ζήτηση για πραγματικά χρηματικά διαθέσιμα. Οι εξωγενείς διαταραχές στην LM προκαλούνται από εξωγενείς μεταβολές στην ζήτηση χρήματος (πχ αν αυξηθεί η ποσότητα χρήματος που οι άνθρωποι επιθυμούν να διακρατούν).

### 2.2.2 Βραχυχρόνια Ισορροπία στο Υπόδειγμα IS-LM

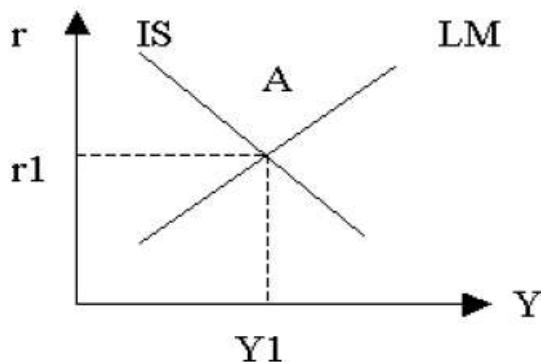
Οι δύο εξισώσεις του υποδείγματος ISLM έχουν ως εξής:

$$\text{IS: } Y=C(Y-T)+I(r)+G \quad (2.2.2.1)$$

$$\text{LM: } M/P = L(r,Y) \quad (2.2.2.2)$$

Σύμφωνα με το υπόδειγμα, οι μεταβλητές της δημοσιονομικής πολιτικής ( $G$ ,  $T$ ), η προσφορά χρήματος  $M$  και το επίπεδο τιμών  $P$  ορίζονται εξωγενώς (Mankiw, 2000). Οι καμπύλες IS και LM απεικονίζουν τους συνδυασμούς επιτοκίου και εισοδήματος ισορροπίας στις αγορές αγαθών-υπηρεσιών και χρήματος αντίστοιχα. Η Βραχυχρόνια Ισορροπία στην οικονομία επέρχεται στο σημείο τομής  $A$  των καμπυλών IS-LM, όπως απεικονίζεται στο **Σχήμα 4**. Εκεί ορίζεται το σημείο στο οποίο το επιτόκιο  $r$  και το επίπεδο εισοδήματος  $Y$  ικανοποιούν τις συνθήκες ισορροπίας στις δύο αγορές αγαθών και χρήματος. Στο σημείο ισορροπίας, οι πραγματικές δαπάνες είναι ίσες με τις προγραμματισμένες και η ζήτηση για πραγματικά χρηματικά διαθέσιμα ισούται με την προσφορά. Οι σχεδιαστές της οικονομικής πολιτικής (*polymakers*) χρησιμοποιούν τα εργαλεία νομισματικής και δημοσιονομικής πολιτικής για να αντισταθμίσουν τις εξωγενείς οικονομικές διακυμάνσεις. Αν αντιδρούν έγκαιρα, οι εξωγενείς διαταραχές στις καμπύλες δεν οδηγούν σε διακυμάνσεις του εισοδήματος ή της απασχόλησης.

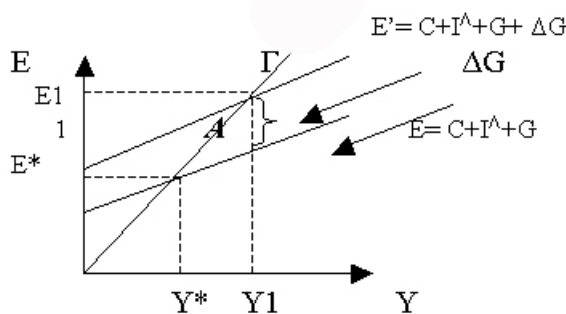
**Σχήμα 4**



### 2.2.3 Επιδράσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών ή της μείωσης των φορολογικών συντελεστών στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το Κεϋνσιανό υπόδειγμα

Ακολούθως θα εξετάσουμε πως οι μεταβολές στις δημόσιες δαπάνες για την αγορά αγαθών και υπηρεσιών επηρεάζουν την οικονομία. Σύμφωνα με το Κεϋνσιανό υπόδειγμα, όταν το κράτος ασκεί επεκτατική δημοσιονομική πολιτική, αυξάνει την συνολική ζήτηση και το προϊόν ισορροπίας. Σύμφωνα με το υπόδειγμα του Κεϋνσιανού Σταυρού, μια αύξηση των δημοσίων δαπανών οδηγεί σε αύξηση της προγραμματισμένης δαπάνης (λόγω αύξησης της συνολικής ζήτησης) και η καμπύλη προγραμματισμένης δαπάνης μετατοπίζεται προς τα επάνω κατά  $\Delta G$ . Συνεπώς το εισόδημα αυξάνεται πολλαπλασιαστικά κατά  $\Delta G$  και οδηγεί σε υψηλότερη κατανάλωση, όπως απεικονίζεται στο ακόλουθο διάγραμμα (**Σχήμα 5**). Ο πολλαπλασιαστής των Δημοσίων Δαπανών  $\Delta Y/\Delta G$  είναι ίσος με  $1/1 - MPC$ , μεγαλύτερος της μονάδος ( $>1$ ) και δείχνει την αύξηση του εισοδήματος που προκύπτει ως αποτέλεσμα της αύξησης των δημοσίων δαπανών κατά 1 μονάδα ( $\Delta Y > \Delta G$ ) (Mankiw, 2000). Κάθε μεταβολή στην αυτόνομη κατανάλωση ή στις κρατικές δαπάνες θα προκαλέσει την μετακίνηση της IS κατά το γινόμενο: μεταβολή αυτόνομων δαπανών x πολλαπλασιαστή.

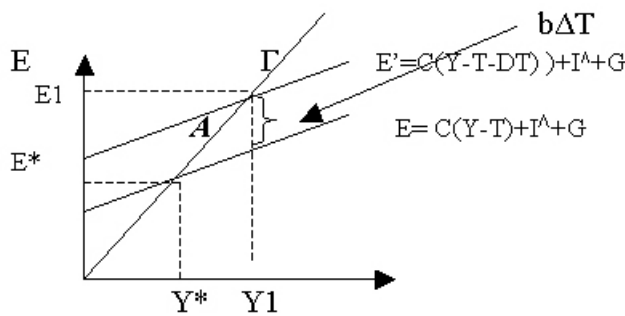
**Σχήμα 5:** Επιδράσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών στο προϊόν



Ο πολλαπλασιαστής των Φόρων δείχνει πως οι μεταβολές στη φορολογία επηρεάζουν το εισόδημα ισορροπίας. Μια μείωση των φορολογικών συντελεστών κατά  $\Delta T$  οδηγεί σε αύξηση του εισοδήματος ισορροπίας και της κατανάλωσης κατά  $MPC * \Delta T$ . Η ευθεία της προγραμματισμένης δαπάνης θα μετατοπιστεί προς τα πάνω και αριστερά, αυξάνοντας την συνολική ζήτηση και το προϊόν (**Σχήμα 6**). Το αντίστροφο ακριβώς θα συμβεί με μια αύξηση της φορολογίας (συσταλτική δημοσιονομική πολιτική).

Ο πολλαπλασιαστής των Φόρων είναι ίσος με  $\Delta Y/\Delta T = -MPC/1-MPC$  και αποκαλύπτει πως το εισόδημα μεταβάλλεται αν μεταβληθούν οι φόροι κατά 1 μονάδα (Mankiw, 2000).

**Σχήμα 6: Επιδράσεις της αύξησης των φόρων στο προϊόν**



Συμπερασματικά, η δημοσιονομική πολιτική έχει πολλαπλασιαστικό αποτέλεσμα στο προϊόν και την κατανάλωση, δηλαδή επενεργεί πολλαπλασιαστικά στο εισόδημα είτε μέσω μιας μείωσης των φόρων είτε μιας αύξησης των δημοσίων δαπανών. Οι Κεϋνσιανοί θεωρούν ότι η μείωση της φορολογίας που ακολουθείται από οικονομική άνθηση αποτελεί ένα επιτυχημένο πείραμα επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής και επιβεβαίωση της Κεϋνσιανής Θεωρίας. Δίνουν βαρύτητα στην επίπτωση που έχει η μείωση των φορολογικών συντελεστών στη συναθροιστική ζήτηση.

#### 2.2.4 Σύγκριση των Μακροοικονομικών Υποδειγμάτων Keynes- Κλασικής Σχολής

Στη συνέχεια εντοπίζουμε ορισμένες διαφορές πραγματοποιώντας σύγκριση ανάμεσα στη Κεϋνσιανή και Κλασική Προσέγγιση για τον προσδιορισμό του εθνικού εισοδήματος. Σύμφωνα με τη Κεϋνσιανή παραδοχή, το επίπεδο τιμών διατηρείται σταθερό στη βραχυχρόνια περίοδο με το επιτόκιο και το εισόδημα να προσαρμόζονται για να επιτευχθεί η ισορροπία. Σύμφωνα με τη κλασική προσέγγιση, το επίπεδο τιμών είναι τελείως εύκαμπτο στη μακροχρόνια περίοδο, η παραγωγή φθάνει στο φυσικό της επίπεδο ενώ το επιτόκιο και οι τιμές προσαρμόζονται για να επιτευχθεί η ισορροπία.



Η επόμενη διαφορά αναφέρεται στην άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής στα δύο εξεταζόμενα μοντέλα. Στο κλασικό μοντέλο, κάθε αύξηση στις κρατικές δαπάνες θα έχει ως επίδραση την ανοδική ώθηση των επιτοκίων μέχρι οι επενδύσεις να μειωθούν ισόποσα με την αύξηση των δαπανών. Η καμπύλη AD θα μείνει ανεπηρέαστη. Στο μοντέλο του Keynes ξεκινώντας με ακούσια ανεργία, μία αύξηση στις κυβερνητικές δαπάνες θα μετακινήσει την καμπύλη συνολικής ζήτησης προς τα δεξιά. Οι τιμές θα σημειώσουν άνοδο από την επιπρόσθετη ζήτηση για προϊόν και το γεγονός αυτό θα μειώσει τον πραγματικό μισθό. Οι επιχειρήσεις θα έχουν την ευχέρεια πλέον να απασχολήσουν επιπλέον προσωπικό ώστε να αυξήσουν την παραγόμενη ποσότητα προϊόντος και να ανταποκριθούν στην αυξημένη καταναλωτική ζήτηση. Με τη κατάλληλη δημοσιονομική ώθηση η οικονομία κινείται προς το επίπεδο πλήρους απασχόλησης.

Ο Keynes έδωσε την δυνατότητα στους σχεδιαστές της οικονομικής πολιτικής για μία ισχυρή εναλλακτική στο κλασικό μοντέλο. Έδειξε πως αν οι επιχειρηματίες είναι γενικά απαισιόδοξοι για την πορεία της οικονομίας, θα πραγματοποιηθούν μειωμένες δαπάνες επενδύσεων και θα βυθιστεί η οικονομία σε μία περίοδο ακούσιας ανεργίας. Η ανεργία είναι εφικτό να εξαιρεθεί εάν η κυβέρνηση ανέπτυξε ποικίλα προγράμματα δαπανών ώστε η συνολική ζήτηση να επανέλθει στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης. Το προϊόν θα αυξηθεί προκειμένου να εξισωθεί με τη ζήτηση της πλήρους απασχόλησης. Το μοντέλο του Keynes παρείχε τη θεωρητική βάση για ένα νέο ρόλο της κυβερνητικής οικονομικής παρέμβασης. Η κυβέρνηση μπορεί να εξασφαλίζει πλήρη απασχόληση μέσω της δυνατότητας της να αντισταθμίζει τις μεταβολές της ζήτησης που προέρχονται από τον ιδιωτικό τομέα.

### *2.3 Νεοκλασικό Υπόδειγμα και ο ρόλος της Δημοσιονομικής Πολιτικής στο Νεοκλασικό Υπόδειγμα*

Κατά τη διάρκεια των δεκαετιών 1950 και 1960 οι ερευνητικές προσπάθειες κινήθηκαν προς την κατεύθυνση ανάλυσης των συνιστωσών της συνολικής ζήτησης: κατανάλωση, επενδύσεις, προσφορά χρήματος και συναρτήσεις ζήτησης χρήματος. Σύμφωνα με τις βασικές υποθέσεις του νεοκλασικού υποδείγματος, το επίπεδο τιμών και οι ονομαστικοί μισθοί παρουσιάζουν πλήρη ευκαμψία. Οι Νεοκλασικοί πιστεύουν ότι τα άτομα λειτουργούν με ορθολογικές προσδοκίες, χρησιμοποιούν πλήρως τις διαθέσιμες πληροφορίες και δεν μπορούν να εξαπατηθούν από το κράτος.

Οι εργαζόμενοι προβλέπουν το επίπεδο των τιμών σε κάθε περίοδο και έχουν την δυνατότητα να προσαρμόζουν τις προσδοκίες τους στο πραγματικό επίπεδο τιμών, διεκδικώντας αυξήσεις μισθών. Η ιδιωτική αγορά ανταποκρίνεται στις κρατικές πρωτοβουλίες με τέτοιο τρόπο ώστε να ανατρέπει τα αποτελέσματα των ενεργειών παραγωγών και καταναλωτών. Στη μακροχρόνια περίοδο, η καμπύλη συνολικής ζήτησης είναι κατερχόμενη με αρνητική κλίση και η καμπύλη συνολικής προσφοράς AS είναι κατακόρυφη στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης του προϊόντος. Στη βραχυχρόνια περίοδο, η καμπύλη συνολικής προσφοράς (AS) είναι ανερχόμενη με θετική κλίση. Η συνάρτηση συνολικής προσφοράς (συνάρτηση Lucas) έχει την ακόλουθη μορφή:

$$Y = Y_F + a * (P - P_e) \quad (2.3.1)$$

Ας υποθέσουμε πως οι εργαζόμενοι πραγματοποιούν λανθασμένες εκτιμήσεις για το επίπεδο των τιμών. Αν υποεκτιμήσουν το επίπεδο τιμών ( $P > P_e$ ) θα διεκδικήσουν αύξηση των ονομαστικών μισθών τους. Έτσι, το συνολικό προϊόν θα αυξηθεί προσωρινά σε επίπεδο υψηλότερο από το επίπεδο πλήρους απασχόλησης. Από την άλλη πλευρά, αν οι εργαζόμενοι υπερεκτιμήσουν το επίπεδο τιμών ( $P < P_e$ ) θα διεκδικήσουν αύξηση των ονομαστικών μισθών μεγαλύτερη από τον ρυθμό πληθωρισμού. Οι πραγματικοί μισθοί θα σημειώσουν άνοδο και το προϊόν της οικονομίας θα μειωθεί σε επίπεδο χαμηλότερο από το επίπεδο πλήρους απασχόλησης.

Η μετάβαση από τη βραχυχρόνια στη μακροχρόνια ισορροπία πραγματοποιείται σχεδόν γρήγορα. Δεν απαιτείται κρατική παρέμβαση με μέτρα δημοσιονομικής πολιτικής. Οι Νεοκλασικοί οικονομολόγοι αμφισβητούν την αποτελεσματικότητα άσκησης των κρατικών πολιτικών στη σταθεροποίηση της οικονομίας. Επαναδιατύπωσαν όμως την παραδοχή των εύκαμπτων μισθών και τιμών. Αν οι μισθοί και οι τιμές είναι απόλυτα εύκαμπτοι και αν όλες οι αγορές εκκαθαρίζονται ώστε να επέρχεται ισορροπία μεταξύ ζήτησης και προσφοράς, τότε ο παρεμβατικός ρόλος του κράτους είναι περιορισμένος (Stiglitz, 1986). Αντιθέτως, οι οικονομολόγοι της Προσφοράς και οι Κεϋνσιανοί καταλήγουν στο κοινό πλέον συμπέρασμα ότι οι κρατικές πολιτικές έχουν σημαντικές επιπτώσεις στην οικονομία. Επιπρόσθετα οι Νεοκλασικοί βλέπουν το ρόλο του κράτους ως βοηθητικού του μηχανισμού της αγοράς και της ελεύθερης επιχειρηματικής δράσης για την ανάπτυξη των αναπτυσσόμενων οικονομιών.

### *2.3.1 Επιδράσεις της αύξησης των δημοσίων δαπανών ή της μείωσης των φορολογικών συντελεστών στο προϊόν, στην κατανάλωση και στις επενδύσεις σύμφωνα με το Νεοκλασικό υπόδειγμα*

Στη μελέτη του Perotti (2000) αποτυπώνονται οι επιδράσεις από την άσκηση επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής στο συνολικό προϊόν, στις επενδύσεις, στην κατανάλωση και στον πραγματικό μισθό. Αν οι καταναλωτές προβλέπουν ότι μια μεταβολή στη φορολογική πολιτική έχει προσωρινό χαρακτήρα, τότε η μεταβολή αυτή θα έχει μικρότερη επίπτωση στην κατανάλωση και τη συνολική ζήτηση. Η χρηματοδότηση των δημοσίων δαπανών μπορεί να πραγματοποιηθεί με εφάπαξ ή στρεβλωτικούς φόρους και να είναι είτε μόνιμη είτε προσωρινή. Μια μόνιμη αύξηση των κρατικών δαπανών που χρηματοδοτείται από εφάπαξ φόρους έχει ως αποτέλεσμα την άνοδο των ιδιωτικών επενδύσεων και την πτώση της κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού. Μια προσωρινή αύξηση των κρατικών δαπανών που χρηματοδοτείται από εφάπαξ φόρους έχει ως αποτέλεσμα την καταβολή υψηλότερου ποσού φόρου από τα νοικοκυριά (αλλά είναι σαφώς μικρότερη συγκριτικά με την περίπτωση της μόνιμης αύξησης των κρατικών δαπανών). Η προσφορά εργασίας θα παρουσιάσει άνοδο και επαγωγικά θα μειωθεί ο πραγματικός μισθός. Στην περίπτωση της προσωρινής αύξησης των κρατικών δαπανών με στρεβλωτικούς φόρους, οι επιπτώσεις στην οικονομική δραστηριότητα είναι εντονότερες συγκριτικά με τις δύο προηγούμενες περιπτώσεις (μόνιμη και προσωρινή αύξηση των κρατικών δαπανών που χρηματοδοτείται από εφάπαξ φόρους).

### *2.3.2 Μέτρα Δημοσιονομικής και Νομισματικής Πολιτικής για την σταθεροποίηση της οικονομίας και την αντιμετώπιση της ύφεσης σύμφωνα με το Νεοκλασικό Υπόδειγμα*

Σύμφωνα με το κεϋνσιανό υπόδειγμα οι μεταβολές στην ενεργό ζήτηση προκαλούν βραχυχρόνιες διαταραχές στην οικονομία. Όταν η ενεργός ζήτηση βρίσκεται κάτω από το συνολικό προϊόν που μπορεί να παραχθεί με την πλήρη απασχόληση, η οικονομία οδηγείται σε ύφεση που χαρακτηρίζεται από πτώση της παραγωγής, της απασχόλησης και των εισοδημάτων.

Σύμφωνα με τους σύγχρονους Νεοκλασικούς, η αγορά αδυνατεί να αποκαταστήσει αυτές τις διαταραχές ώστε να επέλθει ισορροπία στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης εξασφαλίζοντας σταθερότητα τιμών. Όταν η οικονομία έρχεται αντιμέτωπη με μια βαθιά ύφεση (η ενεργός ζήτηση βρίσκεται σε χαμηλό επίπεδο παραγωγής μικρότερο από το επίπεδο πλήρους απασχόλησης και παρατηρούνται ανεργία-πληθωρισμός), θεωρείται αναγκαίο να παρέμβει το κράτος για τη σταθεροποίηση της οικονομίας. Η κυβερνητική πολιτική μπορεί να αντιμετωπίσει αυτή τη διαταραχή ωθώντας την ενεργό ζήτηση προς τα πάνω. Οι δημόσιοι φορείς μπορούν να δανειστούν τους αδιάθετους αποταμιευτικούς πόρους των ιδιωτικών φορέων. Έτσι η οικονομία θα επανέλθει σε ισορροπία στο σημείο όπου θα πραγματοποιηθεί πλήρης απασχόληση των παραγωγικών συντελεστών. (Γεωργακόπουλος-Πατσουράτης 1991)

Για την αντιμετώπιση της ύφεσης και του στασιμοπληθωρισμού το κράτος πρέπει να εφαρμόσει μία σειρά μέτρων δημοσιονομικής πολιτικής όπως προτείνονται παρακάτω (Γεωργακόπουλος-Πατσουράτης 1991):

**α)** Αύξηση των κρατικών δαπανών χωρίς αντίστοιχη αύξηση των φόρων.

Μια πιθανή αύξηση των δημοσίων δαπανών ενδέχεται να δώσει ώθηση στην ενεργό ζήτηση και την παραγωγή. Ας θεωρήσουμε ότι η οικονομία βρίσκεται σε ύφεση καθώς η ενεργός ζήτηση διατηρείται σε χαμηλό επίπεδο και οι παραγωγικοί συντελεστές δεν απασχολούνται πλήρως. Η κυβέρνηση μπορεί να αντιμετωπίσει την κατάσταση ενισχύοντας τις κρατικές δαπάνες, πχ με εκτέλεση δημοσίων έργων. Για την εκτέλεση των δημοσίων έργων θα ενεργοποιηθούν αυτόματα οι ιδιωτικές επιχειρήσεις καθώς θα έχουν επιπλέον κίνητρα να αυξήσουν την παραγωγή, να προσλάβουν νέο προσωπικό και να προγραμματίσουν νέα επενδυτικά σχέδια. Συνεπώς το κράτος πρέπει να σχηματίσει έλλειμμα στον προϋπολογισμό χωρίς όμως αντίστοιχη αύξηση των φορολογικών συντελεστών. Οι διαδοχικές αυτές αυξήσεις των δημοσίων δαπανών θα δώσουν ώθηση στην ενεργό ζήτηση και θα προκληθεί πολλαπλάσια αύξηση της παραγωγής, της απασχόλησης και των πραγματικών εισοδημάτων.

**β)** Μείωση των φόρων χωρίς αντίστοιχη αύξηση των κρατικών δαπανών.

Ένα άλλο προτεινόμενο μέσο πολιτικής για τόνωση της ενεργούς ζήτησης είναι η μείωση των φόρων. Οι φόροι θεωρούνται από τους Νεοκλασικούς ως ένα από τα πιο αποδοτικά μέτρα για την ενεργοποίηση της αποταμίευσης και τον προγραμματισμό επενδύσεων που συντελούν στην ανάπτυξη. Όταν η φορολογία μειώνεται, τα νοικοκυριά κερδίζουν υψηλότερο εισόδημα, μέρος του οποίου θα διοχετευτεί στην κατανάλωση.

Η ζήτηση αγαθών και υπηρεσιών στην αγορά θα αυξηθεί και η ενίσχυση της ενεργούς ζήτησης θα βοηθήσει στην αντιμετώπιση της ύφεσης. Για να εξασφαλιστεί η αποτελεσματικότητα αυτού του δημοσιονομικού μέτρου, η μείωση των φόρων δεν πρέπει να σχετίζεται με ταυτόχρονη μείωση των κρατικών δαπανών (η κυβέρνηση θα πρέπει να καταρτίσει ελλειμματικό προϋπολογισμό). Οι διαδοχικές αυτές αυξήσεις στην ενεργό ζήτηση θα προκαλέσουν πολλαπλάσια αύξηση της παραγωγής, της απασχόλησης και των πραγματικών μισθών.

Παράλληλα με τα μέτρα δημοσιονομικής πολιτικής οι Νεοκλασικοί πρότειναν μία σειρά μέτρων νομισματικής πολιτικής όπως παρουσιάζονται παρακάτω: **α)** μείωση του ποσοστού των υποχρεωτικών ταμειακών διαθεσίμων των εμπορικών τραπεζών, **β)** μείωση του προεξοφλητικού επιτοκίου, **γ)** πολιτική της ανοικτής αγοράς και **δ)** άμεσοι πιστωτικοί έλεγχοι. Με την εφαρμογή των μέτρων νομισματικής πολιτικής αναμένεται να αυξηθεί η προσφορά χρήματος και να πέσει το επιτόκιο. Έτσι οι επιχειρηματίες θα προχωρήσουν σε περαιτέρω επενδύσεις. Η αύξηση των επενδύσεων αποτελεί καθαρή αύξηση της ενεργούς ζήτησης και οδηγεί στην αντιμετώπιση της ύφεσης.

#### *2.4 Επιδράσεις της άσκησης Δημοσιονομικής Πολιτικής στη μακροοικονομική δραστηριότητα σύμφωνα με τους Οικονομολόγους της Προσφοράς και τους Μονεταριστές*

Σε αυτή την ενότητα θα ασχοληθούμε με δύο ανταγωνιζόμενες σχολές σκέψης που εξετάζουν την αποτελεσματικότητα άσκησης της κρατικής πολιτικής. Οι οικονομολόγοι της Προσφοράς (*supply-siders*) υπογραμμίζουν την σημαντικότητα της συνολικής προσφοράς, σε αντίθεση με τους κεϋνσιανούς που απέδωσαν βαρύτητα στην συνολική ζήτηση (Stiglitz, 1986). Οι εργαζόμενοι είναι διατεθειμένοι να εργαστούν περισσότερο με αποτέλεσμα την αύξηση της συναθροιστικής προσφοράς αγαθών και υπηρεσιών. Θεωρούν πως μια ενδεχόμενη περικοπή στους φορολογικούς συντελεστές, δίνει ένα μεγαλύτερο κίνητρο για την παραγωγή και τελικά αυξάνει τα κρατικά έσοδα. Έκαναν όμως δύο σημαντικά λάθη: υπερεκτίμησαν το μέγεθος της ελαστικότητας προσφοράς εργασίας και υποεκτίμησαν το χρόνο που απαιτείται για να προσαρμοστεί μια οικονομία σε ενδεχόμενες μεταβολές (ίσως απαιτείται μεγαλύτερο χρονικό διάστημα για να δρομολογήσουν νέα επενδυτικά προγράμματα οι επιχειρήσεις).

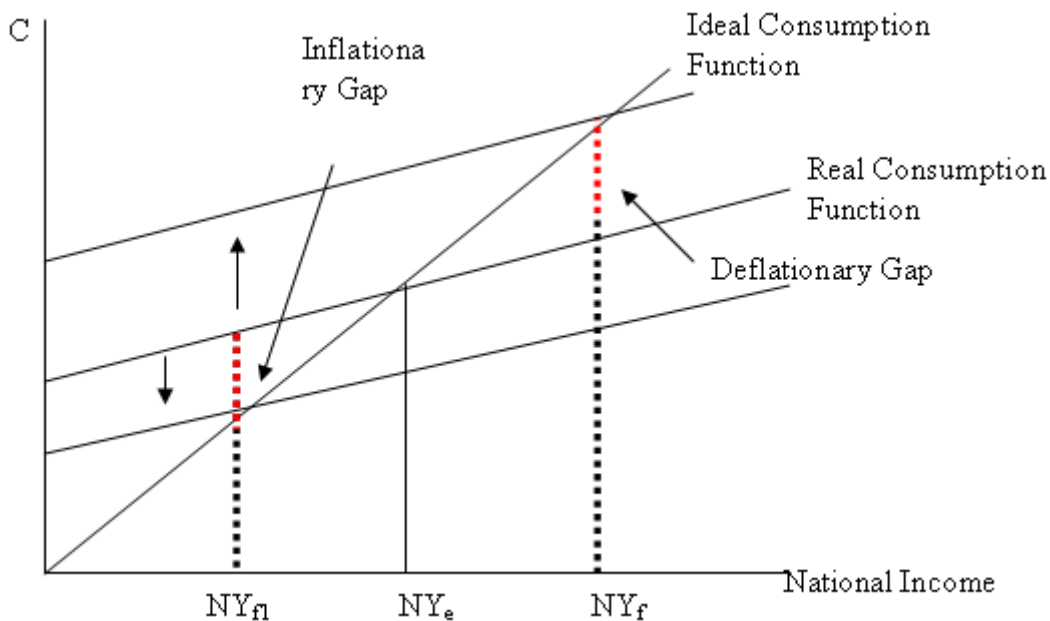
Οι Μονεταριστές (κύριος εκπρόσωπος ο νομπελίστας Milton Friedman) θεωρούν ότι η κρατική πολιτική επηρεάζει τον ιδιωτικό τομέα από τη στιγμή που το κράτος ελέγχει την προσφορά χρήματος. Ο παρεμβατικός ρόλος του κράτους παραμένει περιορισμένος μακροπρόθεσμα (εδώ συμφωνούν με την παραδοχή του νεοκλασικού υποδείγματος) αλλά σε βραχυπρόθεσμο επίπεδο έχει σημαντική επιρροή. Σύμφωνα με τις βασικές αρχές του μονεταρισμού, ως καλύτερη στρατηγική προτείνεται η σταθεροποίηση του επιπέδου των τιμών με τον έλεγχο της προσφοράς χρήματος (Stiglitz, 1986).

## 2.5 Ο Ρόλος και ο Σκοπός Άσκησης της Δημοσιονομικής Πολιτικής

Σε αυτή την ενότητα επιχειρούμε να διερευνήσουμε το ρόλο και τη σπουδαιότητα που αποδίδεται στη δημοσιονομική πολιτική. Με την άσκηση της επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής, η κυβέρνηση στοχεύει στην αύξηση του διαθέσιμου εισοδήματος που οι πολίτες θα κερδίζουν. Αυτό το εισόδημα, ανάλογα με την οριακή ροπή προς κατανάλωση, θα ξοδευτεί/διοχετευθεί στην οικονομία. Σαν αποτέλεσμα η συνολική ζήτηση (AD) θα αυξηθεί για να εξαλείψει το αντιπληθωριστικό χάσμα που προκαλείται είτε από την ανάπτυξη είτε από την ανεργία. Επιπλέον η οικονομική πολιτική στοχεύει στην άνοδο των κρατικών δαπανών. Εάν αυξηθούν οι επενδύσεις στην οικονομία θα κλείσει στη συνέχεια και το αντιπληθωριστικό χάσμα. Με την άσκηση της περιοριστικής δημοσιονομικής πολιτικής, η κυβέρνηση στοχεύει στη μείωση του διαθέσιμου εισοδήματος που θα οδηγήσει σε περιορισμό της κατανάλωσης μέσα στην οικονομία και στη συνέχεια σε μείωση της συνολικής ζήτησης. Η κυβέρνηση θα μειώσει τις κυβερνητικές δαπάνες ώστε να μειωθεί η επένδυση και επομένως να κλείσει το πληθωριστικό χάσμα όπως φαίνεται στο ακόλουθο διάγραμμα.

Όπως φαίνεται στο παραπάνω διάγραμμα, όταν η οικονομία βρίσκεται αντιμέτωπη με ένα αντιπληθωριστικό χάσμα, στόχος είναι να ωθήσει την καμπύλη πραγματικής κατανάλωσης (*Real Consumption Function*) προς τα αριστερά ώστε να κλείσει το χάσμα, που απεικονίζει συνήθως είτε την έλλειψη ανάπτυξης είτε την ανεργία. Από την άλλη πλευρά, όταν η οικονομία βρίσκεται αντιμέτωπη με ένα πληθωριστικό χάσμα, η δημοσιονομική πολιτική στοχεύει στη μετατόπιση της καμπύλης πραγματικής κατανάλωσης προς τα δεξιά ώστε να κλείσει το χάσμα και να εξαλειφθεί ο πληθωρισμός.

**Σχήμα 7: Απεικόνιση πληθωριστικού και αντιπληθωριστικού χάσματος στην καμπύλη πραγματικής κατανάλωσης**



Εάν εντούτοις εξετάσουμε προσεκτικά τις πολιτικές που αντιμετωπίζουν αποτελεσματικά την συνεχιζόμενη ανάπτυξη και καταπολέμηση της ανεργίας, θα δούμε ότι η άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής δεν είναι πάντα η καλύτερη προσέγγιση. Υπάρχουν διάφοροι τύποι ανεργίας και έτσι διάφορες οικονομικές πολιτικές που μπορούν να εφαρμοστούν. Στην περίπτωση της ανεργίας τριβής βλέπουμε ότι η καλύτερη πολιτική είναι η μείωση της δυσaréσκειας από την εργασία μέσω της αυξανόμενης πληροφόρησης και η μείωση των επιδομάτων ανεργίας ώστε οι άνθρωποι να μην επιθυμούν να παραμείνουν πλέον άνεργοι. Στην περίπτωση της δομικής ανεργίας, θα μπορούσε να αναπτυχτεί ο τομέας της εκπαίδευσης ώστε να εξαλειφθεί η επαγγελματική ακινησία και να βελτιωθούν οι μεταφορές ώστε να εξαλειφθεί η γεωγραφική ακινησία. Τέλος, στην περίπτωση της εποχιακής ανεργίας, η κυβέρνηση θα μπορούσε να δώσει κίνητρα για ανάπτυξη σε οικονομικές δραστηριότητες ώστε οι εποχιακά εργαζόμενοι να απασχολούνται για ένα μεγαλύτερο χρονικό διάστημα.

Κατά συνέπεια από τα παραπάνω καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι στην περίπτωση της ανεργίας ισορροπίας δεν υπάρχει λόγος χρησιμοποίησης της δημοσιονομική πολιτικής καθώς αυτός ο τύπος απασχόλησης δεν εμφανίζεται λόγω ελλιπούς ζήτησης. Στην περίπτωση της ανεργίας ανισορροπίας, η κυβέρνηση θα μπορούσε είτε να μειώσει τη κυβερνητική παρέμβαση στην αγορά εργασίας είτε να μειώσει τη δύναμη των Εργατικών Συνδικάτων ώστε να καταστεί η αγορά εργασίας πιο εύκαμπτη σε αλλαγές μισθών.

Κατά συνέπεια βλέπουμε πάλι ότι η δημοσιονομική πολιτική δεν έχει κανέναν συγκεκριμένο σκοπό εδώ επειδή μια αύξηση στη ζήτηση δεν μπορεί μόνιμα να εξασφαλίσει ότι η οικονομία δεν θα βρεθεί σε υποχώρηση.

Στην περίπτωση που η οικονομία επιθυμεί να προωθήσει και να διατηρήσει την ανάπτυξη, η δημοσιονομική πολιτική θα μπορούσε να αποδειχθεί πολύ αποτελεσματική δεδομένου ότι αυξάνει τα δύο κύρια στοιχεία της ζήτησης (οικιακή κατανάλωση και επένδυση και έτσι θα οδηγήσει πιθανώς στην ανάπτυξη). Παρόλα αυτά η κυβέρνηση πρέπει να είναι πολύ προσεκτική διότι ενδέχεται αυτή η γρήγορη ανάπτυξη να οδηγήσει τη χώρα σε πληθωρισμό ή σε μη-βιώσιμη ανάπτυξη.

Κατά συνέπεια βλέπουμε ότι ενώ η δημοσιονομική πολιτική έχει επιπτώσεις στη συνολική ζήτηση και κλείνει το αντιπληθωριστικό ή πληθωριστικό χάσμα, η κυβέρνηση μπορεί να μην είναι σε θέση να σταματήσει την άσκηση της πολιτικής ακριβώς στο σημείο εκείνο όπου θα κλείσει το χάσμα. Αυτό ενδέχεται να οδηγήσει τον πληθωρισμό ή την ανεργία σε απότομη αύξηση. Καταλήγουμε συνεπώς στο συμπέρασμα ότι ο σκοπός της δημοσιονομικής πολιτικής είναι να εξαλείψει ένα αντιπληθωριστικό ή πληθωριστικό χάσμα στην οικονομία όσο το δυνατόν γρηγορότερα ώστε να αποτραπεί μια οικονομική κρίση.

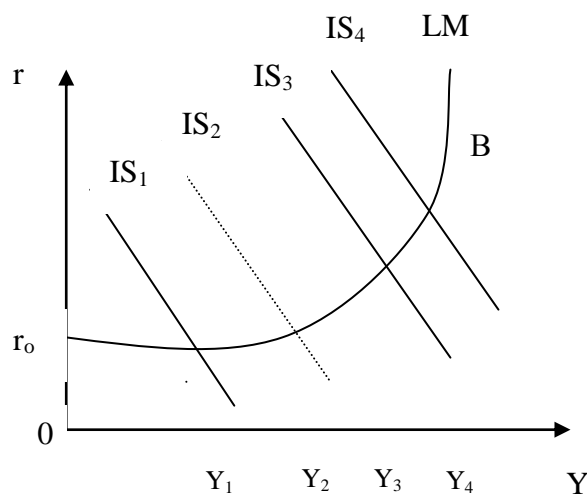
### *2.5.1 Εκτίμηση της Αποτελεσματικότητας της Δημοσιονομικής Πολιτικής*

Αν και όπως έχει αποδειχθεί εμπειρικά η άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής βοηθά στην ανάπτυξη της οικονομίας για ένα μικρό χρονικό διάστημα επηρεάζοντας τα στοιχεία της συνολικής ζήτησης (επένδυση και κατανάλωση), δημιουργεί προβλήματα που εμποδίζουν την αποτελεσματικότητά της και προκύπτει το ερώτημα κατά πόσο η οικονομία μπορεί να οδηγηθεί στο επίπεδο πλήρους απασχόλησης. Η δημοσιονομική πολιτική παρουσιάζει διαφορετικό βαθμό αποτελεσματικότητας συγκριτικά με το σημείο ισορροπίας στο οποίο βρίσκεται η οικονομία (Λιανός-Μπένος). Αυτό απεικονίζεται στο **Σχήμα 8**. Η καμπύλη LM έχει ως γνωστόν θετική κλίση με την κεϋνσιανή περιοχή  $r_0A$  (ή αλλιώς «παγίδα ρευστότητας») και την κλασική περιοχή που ξεκινά από το σημείο B. Θεωρούμε πως το αρχικό σημείο ισορροπίας της οικονομίας που εξετάζουμε είναι το  $\Pi_1$  (σημείο τομής των καμπυλών  $IS_1$ -LM). Στο  $\Pi_1$  η οικονομία βρίσκεται στην κεϋνσιανή περιοχή ή παγίδα ρευστότητας, δείγμα ότι επικρατεί μεγάλη ύφεση. Η άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής σε αυτή την περιοχή ( $r_0A$ ) θεωρείται ότι έχει πλήρη αποτελεσματικότητα.



Αν ασκηθεί επεκτατική δημοσιονομική πολιτική, η καμπύλη IS θα μετατοπιστεί παράλληλα προς τα δεξιά στη θέση  $IS_2$  και το νέο σημείο ισορροπίας είναι το  $\Pi_2$ . Στο  $\Pi_2$  το πραγματικό εισόδημα αυξάνεται ενώ το επιτόκιο παραμένει αμετάβλητο. Συμπερασματικά, η δημοσιονομική πολιτική οδηγεί την οικονομία έξω από την κενυσιανή περιοχή ή παγίδα ρευστότητας με ενδεχόμενη αύξηση των κρατικών δαπανών ή μείωση των φορολογικών συντελεστών. (Λιανός-Μπένος)

**Σχήμα 8: Η αποτελεσματικότητα της Δημοσιονομικής πολιτικής στην κενυσιανή και ενδιάμεση περιοχή**

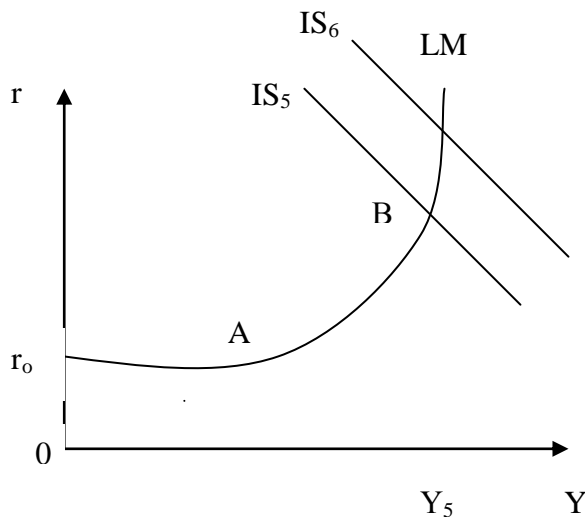


**Πηγή: Λιανός-Μπένος (σελίδα 377)**

Η περιοχή AB της καμπύλης LM ονομάζεται ενδιάμεση περιοχή. Ως αρχικό σημείο ισορροπίας στην ενδιάμεση περιοχή θεωρούμε το  $\Pi_3$ . Μια αύξηση των δημοσίων δαπανών θα μετατοπίσει την IS στη νέα θέση  $IS_4$  με νέο σημείο ισορροπίας το  $\Pi_4$ . Εδώ όμως ταυτόχρονα με την αύξηση του εισοδήματος αυξάνεται και η τιμή του επιτοκίου από  $r_3$  σε  $r_4$ . Η αύξηση του εισοδήματος μετριάζεται από την μείωση των ιδιωτικών επενδύσεων που προκαλεί η άνοδος στο επίπεδο του επιτοκίου. Συνεπώς η αποτελεσματικότητα της δημοσιονομικής πολιτικής είναι μικρότερη στην ενδιάμεση περιοχή AB παρά στην κενυσιανή περιοχή. Εν συνεχεία, θα εξετάσουμε το βαθμό αποτελεσματικότητας της δημοσιονομικής πολιτικής στο κατακόρυφο τμήμα της καμπύλης LM όπως απεικονίζεται στο **Σχήμα 9**, δηλαδή όταν η οικονομία βρίσκεται στην κλασική περιοχή. Με την άσκηση επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής (αύξηση κρατικών δαπανών ή μείωση φορολογίας) η IS μετατοπίζεται από τη θέση  $IS_5$  στη θέση  $IS_6$ .

Το πραγματικό εισόδημα της οικονομίας παραμένει σταθερό  $Y_5$  και αυξάνεται μόνο το επιτόκιο. Δηλαδή η άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής δεν έχει καμία αποτελεσματικότητα όταν η οικονομία βρίσκεται στην κλασική περιοχή.

**Σχήμα 9: Η αποτελεσματικότητα της Δημοσιονομικής πολιτικής στη κλασική περιοχή**



**Πηγή: Λιανός-Μπένος (σελίδα 380)**

**Συμπέρασμα:** Όταν η οικονομία βρίσκεται κοντά στο σημείο ισορροπίας A, τόσο πιο αποτελεσματική είναι η άσκηση της δημοσιονομικής πολιτικής που εφαρμόζει το κράτος. Αντιθέτως, όταν η οικονομία βρίσκεται κοντά στο σημείο ισορροπίας B, τόσο λιγότερο αποτελεσματική είναι η δημοσιονομική πολιτική.

Από την μία πλευρά όπως προηγουμένως αναφέρθηκε, μια επεκτατική δημοσιονομική πολιτική που μπορεί να ασκηθεί με πιθανή μείωση της φορολογίας ή αύξηση των δημοσίων δαπανών, οδηγεί πιθανώς σε αύξηση της συνολικής ζήτησης. Αυτό θα συμβεί δεδομένου ότι η μείωση στη φορολογία θα αυξήσει το διαθέσιμο εισόδημα των ανθρώπων και ανάλογα με την οριακή ροπή προς κατανάλωση θα αυξήσει τη συνολική ζήτηση. Ομοίως, η κυβέρνηση με την αύξηση των δαπανών σε όλους τους τομείς της οικονομίας θα αυξήσει την επένδυση που μπορεί στη συνέχεια να οδηγήσει σε αύξηση της συνολικής ζήτησης. Αυτός θεωρείται ένας αποτελεσματικός τρόπος να αντιμετωπιστούν βασικά οικονομικά προβλήματα, όπως η ανεργία και η ύφεση. (Λιανός-Μπένος).

Από την άλλη πλευρά, εάν η κυβέρνηση επιθυμεί να εξαλείψει την ύφεση θα πρέπει να εφαρμόσει περιοριστική πολιτική. Αυτή η πολιτική θα αυξήσει τη φορολογία μειώνοντας το διαθέσιμο εισόδημα του καταναλωτή και στη συνέχεια την κατανάλωση. Ακολούθως θα μειωθεί η συνολική ζήτηση και ο πληθωρισμός. Ομοίως αν μειωθούν οι κυβερνητικές δαπάνες, θα μειωθεί η επένδυση που μπορεί στη συνέχεια να οδηγήσει σε μείωση της συνολικής ζήτησης.

Εντούτοις αυτές οι πολιτικές δεν αποδεικνύονται πάντα αποτελεσματικές για ποικίλους λόγους. Αρχικά η δημοσιονομική πολιτική δεν μπορεί να είναι αποτελεσματική εάν η κατανάλωση δεν είναι αποτελεσματική στις μεταβολές των φόρων, εάν δηλαδή υπάρχει υψηλή οριακή ροπή προς κατανάλωση. Αυτό σημαίνει ότι ανεξάρτητα από το πόσο η κυβέρνηση αυξάνει τους φορολογικούς συντελεστές, οι άνθρωποι θα επιμείνουν ακόμα να ξοδεύουν όσο προηγούμενως.

Ένα άλλο ζήτημα που μπορεί να προκύψει είναι ότι η κυβέρνηση μπορεί να υπερεκτιμήσει ή να υποτιμήσει το πρόβλημα και να επιβάλει έτσι μια μη αποτελεσματική δημοσιονομική πολιτική δεδομένου ότι είτε θα αυξήσει τη ζήτηση πάρα πολύ είτε πάρα πολύ ελάχιστα. Αυτό ενδέχεται να εμφανιστεί λόγω προβλημάτων πληροφόρησης, καθώς οι πληροφορίες είναι μερικές φορές δύσκολο να συλλεχτούν σε κάθε στιγμή και μπορεί να γίνουν ψεύτικες εκτιμήσεις. Τίθεται επίσης το ζήτημα του χρόνου, διότι ο σχεδιασμός της οικονομικής πολιτικής μπορεί να απαιτήσει συγκεκριμένο χρονικό διάστημα και έως την εφαρμογή της πολιτικής υπάρχει η πιθανότητα η κατάσταση να έχει τροποποιηθεί.

Παράλληλα τίθεται το ζήτημα της φορολογικής έλξης που μπορεί να καταστήσει τις οικονομικές πολιτικές μη-αποτελεσματικές. Εάν πχ η κυβέρνηση συνεχίζει να αυξάνει τις κυβερνητικές δαπάνες με τα φορολογικά επίπεδα σταθερά, η οικονομία μπορεί να οδηγηθεί σε υποχώρηση και ένα αντιπληθωριστικό χάσμα να προκύψει. Αυτό εξηγείται από το γεγονός ότι οι άνθρωποι που κερδίζουν υψηλότερο εισόδημα λόγω αύξησης στις δημόσιες δαπάνες θα κινηθούν προς ένα υψηλότερο επίπεδο εισοδήματος. Θα καταβάλουν υψηλότερη φορολογία στο κράτος μειώνοντας την κατανάλωση από τη μεριά τους και θα οδηγηθεί η οικονομία σε ύφεση αντί σε ανάπτυξη.

Κατά συνέπεια από τα παραπάνω βλέπουμε ότι οι δημοσιονομικές πολιτικές είναι αποτελεσματικές αλλά σε έναν πολύ περιορισμένο αριθμό καταστάσεων, ενδέχεται συχνά να αποτυγχάνουν. Γενικότερα, οι οικονομολόγοι θεωρούν ως Πολιτικές Σταθεροποίησης τα μέτρα που λαμβάνονται για τη μείωση της σοβαρότητας των βραχυχρόνιων οικονομικών διακυμάνσεων.

Οι πολιτικές σταθεροποίησης μετριάζουν τον οικονομικό κύκλο και κρατούν την παραγωγή και την απασχόληση κοντά στα μακροχρόνια φυσικά τους ποσοστά. Αυτόματοι σταθεροποιητές (*automatic stabilizers*) είναι οι αλλαγές στη δημοσιονομική πολιτική που ενθαρρύνουν τη συναθροιστική ζήτηση όταν η οικονομία βρίσκεται σε ύφεση, χωρίς να χρειαστεί οι σχεδιαστές της οικονομικής πολιτικής να κάνουν κάποια εσκεμμένη ενέργεια.

### 2.5.2 Κανόνες για την Άσκηση Δημοσιονομικής Πολιτικής

Σύμφωνα με την διεθνή βιβλιογραφία ως προτεινόμενος κανόνας θεωρείται αυτός του Ισοσκελισμένου Προϋπολογισμού όπου: οι δημόσιες δαπάνες δεν πρέπει να υπερβαίνουν τα δημόσια έσοδα. Υπάρχει όμως προφανής ένδειξη ότι είναι ορθότερο να καταρτίζεται ελλειμματικός ή πλεονασματικός προϋπολογισμός, διότι βοηθά στη σταθεροποίηση της οικονομίας. Όταν καταρτίζεται ισοσκελισμένος προϋπολογισμός, ακυρώνονται οι αυτόματες σταθεροποιητικές δυνάμεις του συστήματος φόρων και μεταβιβαστικών πληρωμών (Δ.Π. Καράγιωργα, 1979). Λόγου χάρη, όταν η οικονομία βρίσκεται σε ύφεση, μειώνονται αυτομάτως οι φόροι και αυξάνονται οι μεταβιβαστικές πληρωμές. Με τον αυστηρό κανόνα, η κυβέρνηση πρέπει να αυξήσει τη φορολογία ή να μειώσει τις δαπάνες με αποτέλεσμα να συμπιέζεται περισσότερο η συναθροιστική ζήτηση. Όπως προκύπτει από τη μέθοδο φορολογικής εξομάλυνσης (*tax smoothing*), απαιτείται ελλειμματικός προϋπολογισμός σε περιόδους ασυνήθιστα χαμηλού εισοδήματος (υφέσεις) ή ασυνήθιστα υψηλών δαπανών (πόλεμοι). Ένα έλλειμμα ή πλεόνασμα ελαχιστοποιεί τη στρέβλωση των κινήτρων που προκαλεί το φορολογικό σύστημα. Ένας ελλειμματικός προϋπολογισμός μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την μετακύλιση του φορολογικού βάρους από την τρέχουσα σε μελλοντικές γενιές, πχ εξόφληση χρέους που δημιουργείται κατά τη διάρκεια πολέμου με την επιβολή φορολογίας σε επόμενες γενιές. Συμπερασματικά, οδηγούμαστε στην απόρριψη του αυστηρού κανόνα ισοσκελισμένου προϋπολογισμού. Δεν θεωρείται ορθή πρόταση η επιδίωξη κατάρτισης ενός ισοσκελισμένου προϋπολογισμού, όπου η ανεργία θα είναι σε υψηλά επίπεδα. Ένας κανόνας δημοσιονομικής πολιτικής πρέπει να λαμβάνει υπόψη τα επανεμφανιζόμενα επεισόδια πχ πόλεμοι, υφέσεις όπου προτείνεται η κατάρτιση ελλειμματικού προϋπολογισμού.

Ο ρόλος του κράτους θα πρέπει να περιορίζεται στην διαμόρφωση ενός θεσμικού προγράμματος και στην κατασκευή έργων υποδομής ώστε να προωθούνται οι αναπτυξιακοί στόχοι. Οι βραχυχρόνιες διαταραχές που παρατηρούνται σε περιόδους ύφεσης είναι προτιμότερο να αντιμετωπίζονται αυτόματα μέσω του μηχανισμού της αγοράς.

Η παρέμβαση του κράτους ενδείκνυται στις περιπτώσεις όπου δεν είναι δυνατόν να αποκατασταθεί η μακροχρόνια ισορροπία. Ωστόσο αξίζει να αναφερθεί πως δεν έχει απαντηθεί πλήρως μέσα από τη διεθνή βιβλιογραφία αν ο παρεμβατικός ρόλος του κράτους ασκεί θετικές ή αρνητικές επιδράσεις στην οικονομική ζωή.

Σύμφωνα με μια μερίδα οικονομολόγων όπως οι Rubinson (1977) και Ram (1986), ο διευρυμένος δημόσιος τομέας επηρεάζει θετικά τις οικονομικές εξελίξεις (Δαλαμάγκας, 2003). Τα βασικά επιχειρήματα στα οποία στηρίζονται είναι τα ακόλουθα:

**α)** Ο κρατικός παρεμβατισμός ενισχύει την παραγωγική διαδικασία με τις εξωτερικές οικονομίες που ενεργοποιούν τις ιδιωτικές επιχειρήσεις και προσφέρουν επιπλέον κίνητρα για επενδυτικά προγράμματα και επιχειρηματική δραστηριότητα πχ κατασκευή δημοσίων έργων, εθνική άμυνα.

**β)** Ο κρατικός παρεμβατισμός συμβάλει στη σωστή κατανομή των παραγωγικών πόρων, την ορθή διανομή του εισοδήματος και την προώθηση της βιώσιμης ανάπτυξης όταν έχει ως στόχο την διόρθωση των ατελειών του μηχανισμού της αγοράς.

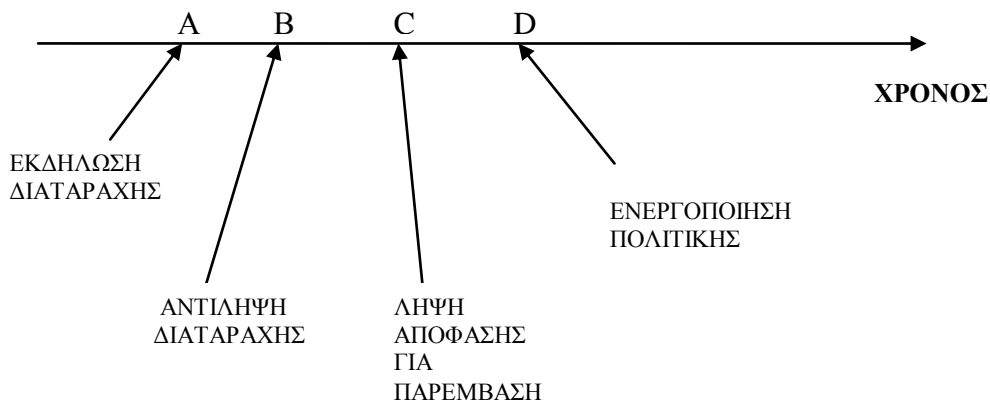
**γ)** Η καταβολή μεταβιβαστικών πληρωμών (συντάξεις, επιδόματα ανεργίας) σε κοινωνικές ομάδες συμβάλει στην διατήρηση της κοινωνικής γαλήνης, την βελτίωση του βιοτικού επιπέδου και την αύξηση της αποδοτικότητας του απασχολούμενου προσωπικού.

### *2.5.3 Χρονική Επιλογή των αλλαγών πολιτικής*

Για να καταφέρει το κράτος να σταθεροποιήσει αποτελεσματικά την οικονομία, θα πρέπει να επιλέξει ένα σύνολο κανόνων σύμφωνα με τους οποίους θα προσαρμόζονται οι φορολογικοί συντελεστές, οι κρατικές δαπάνες και άλλες δημοσιονομικές μεταβλητές. Η κυβερνητική πολιτική που θα επιλεγεί, πρέπει να εφαρμοστεί την κατάλληλη χρονική στιγμή ώστε να μην συγκρούονται οι ενέργειες παραγωγών και καταναλωτών. Η αντίδραση της οικονομίας στις μεταβολές των δημοσιονομικών παραμέτρων απαιτεί χρόνο. Σε ορισμένες περιπτώσεις, το κράτος αδυνατεί να προβλέψει τις μελλοντικές αλλαγές στο επίπεδο της οικονομικής δραστηριότητας και τις διακυμάνσεις του επιχειρηματικού κύκλου.

Η χρονική καθυστέρηση αντίληψης του προβλήματος, λήψης απόφασης για παρέμβαση και ενεργοποίηση της πολιτικής αποτελούν εμπόδιο στην επίλυση του προβλήματος (Stiglitz, 1986). Τα προβλήματα που προκύπτουν σχετικά με τη χρονική επιλογή των κυβερνητικών αλλαγών, ταξινομούνται σε τρεις κατηγορίες: υστερήσεις στην αναγνώριση της ανάγκης για μια αλλαγή πολιτικής, υστερήσεις στην εφαρμογή της πολιτικής και υστερήσεις στην απόδοση των αλλαγών που ασκήθηκαν (Stiglitz, 1986).

**Σχήμα 10: Υστερήσεις που εμφανίζουν οι πολιτικές κατά της ύφεσης**



**Πηγή: Stiglitz (1986, σελίδα 809)**

Ας ακολουθήσουμε την πορεία του επιχειρηματικού κύκλου όπως απεικονίζεται στο παρακάτω σχήμα. Η οικονομία βρίσκεται σε καθοδική πορεία τη χρονική στιγμή A. Η ύφεση γίνεται ευρέως αντιληπτή τη χρονική στιγμή B. Η καθυστέρηση στην αναγνώριση της ανάγκης για αλλαγή στην κυβερνητική πολιτική εντοπίζεται στο τμήμα AB του επιχειρηματικού κύκλου. Μόλις γίνει αντιληπτή η ύφεση, πρέπει να ληφθούν αποφάσεις για την αντιμετώπιση της διαταραχής. Οι προτεινόμενες πολιτικές παρέμβασης θα δρομολογηθούν μέσω της πολιτικής διαδικασίας και ενδέχεται να χρειαστεί μεγάλο χρονικό διάστημα. Η υστέρηση κατά το BC θεωρείται υστέρηση στην εφαρμογή της πολιτικής. Από τη στιγμή που θα δρομολογηθούν οι νομοθετικές αλλαγές, υπάρχουν επιπλέον πιθανές υστερήσεις (πχ φορολογική περικοπή, επιλογή νέων επενδυτικών προγραμμάτων) πριν γίνουν αισθητά τα πλήρη αποτελέσματα των δημοσιονομικών μεταβολών. Τη χρονική στιγμή D η κρατική πολιτική αποδίδει και το CD απεικονίζει την υστέρηση στην απόδοση των αλλαγών που ασκήθηκαν (Stiglitz, 1986).

## Κεφάλαιο 3

### *Εμπειρικές προσεγγίσεις για την εύρεση των διαταραχών της Δημοσιονομικής Πολιτικής στη διεθνή βιβλιογραφία/αρθρογραφία*

Τις τελευταίες δεκαετίες έχουν πραγματοποιηθεί σημαντικές έρευνες σχετικά με το θέμα της δημοσιονομικής πολιτικής. Οι εμπειρικές μελέτες για τις επιπτώσεις των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής στην μακροοικονομική δραστηριότητα (προϊόν, ιδιωτική κατανάλωση, πραγματικός μισθός, απασχόληση) βασίζονται στην διεθνή βιβλιογραφία που υπάρχει για τις επιπτώσεις των διαταραχών της νομισματικής πολιτικής (Bernanke & Mihov, 1998). Τα βασικά συμπεράσματα στα οποία καταλήγουν όλες οι εμπειρικές μελέτες είναι ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει θετικές επιδράσεις στο προϊόν και μια θετική διαταραχή των φορολογικών συντελεστών οδηγεί σε μείωση του προϊόντος. Η παρούσα εργασία πραγματεύεται τις επιδράσεις των κλονισμών/διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής στη μακροοικονομική δραστηριότητα και βασίζεται στη μελέτη των Blanchard-Perotti (2002). Σε αυτό το κεφάλαιο παρουσιάζονται συνοπτικά οι εμπειρικές προσεγγίσεις που έχουν πραγματοποιηθεί γύρω από το θέμα της αποτελεσματικότητας της δημοσιονομικής πολιτικής και ελέγχεται η συμβατότητα των αποτελεσμάτων με τις οικονομικές θεωρίες που έχουν αναπτυχθεί στο Κεφάλαιο 2. (Στόχος είναι να επαληθευτεί η ορθότητα των θεωρητικών μελετών).

#### *3.1 Επιδράσεις των μεταβολών των δημοσίων δαπανών και των φόρων στο προϊόν, στην κατανάλωση, στον πραγματικό μισθό και στις επενδύσεις σύμφωνα με την εμπειρική μελέτη των Blanchard-Perotti (2002)*

Η εμπειρική μελέτη των Blanchard-Perotti (2002) εξετάζει τα αποτελέσματα των μη προβλεπόμενων/απροσδόκητων διαταραχών (*shocks*) που επέρχονται στις κυβερνητικές δαπάνες και στους φορολογικούς συντελεστές κατά τη μεταπολεμική περίοδο στις Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής. Σκοπός της εμπειρικής αυτής έρευνας είναι να διευκρινιστεί πως επηρεάζονται οι δημοσιονομικές μεταβλητές (φόροι, δημόσιες δαπάνες) όταν προκύπτουν απρόβλεπτες μεταβολές στη δραστηριότητα.

Με τον προσδιορισμό των δημοσιονομικών κλονισμών επισημαίνονται οι επιδράσεις τους στη συνολική ζήτηση (AD), στο Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν και στις παραμέτρους του. Η Κεϋνσιανή άποψη σχετικά με την αποτελεσματικότητα της δημοσιονομικής πολιτικής που ίσχυε τις δεκαετίες 1970-1980 τίθεται υπό αμφισβήτηση. Συνεπώς κρίθηκε αναγκαίο να διεξαχθεί περαιτέρω έρευνα. Τα κύρια ευρήματα που προκύπτουν από την μελέτη των Blanchard-Perotti είναι:

- Μια θετική διαταραχή των κρατικών δαπανών έχει θετικές επιδράσεις στο προϊόν, στην ιδιωτική κατανάλωση και στον πραγματικό μισθό (σύμφωνα με τα νεοκεϋνσιανά υποδείγματα) αλλά αρνητική επίδραση στις ιδιωτικές επενδύσεις (Alesina et al., 1999).
- Μια θετική διαταραχή των φορολογικών συντελεστών έχει αρνητικές επιδράσεις στο προϊόν (σύμφωνα με την κεϋνσιανή θεωρία) αλλά και στις ιδιωτικές επενδύσεις. Σύμφωνα με την εμπειρική έρευνα των τριών τελευταίων δεκαετιών, τα επεισόδια φορολογικών περικοπών οδηγούν σε αύξηση της κατανάλωσης και του ΑΕΠ ενώ οι δημόσιες δαπάνες μειώνονται δραστικά (διαφωνία με τη Κεϋνσιανή θεωρία).
- Οι Blanchard-Perotti εξήγαγαν από την έρευνα τους ένα αξιοσημείωτο διαφορούμενο αποτέλεσμα: Η ταυτόχρονη αύξηση των δημόσιων δαπανών και των φόρων οδηγεί σε μείωση των επενδύσεων, των εισαγωγών και των εξαγωγών. Το Νεοκλασικό μοντέλο συμφωνεί με την παραπάνω διαπίστωση ενώ η Κεϋνσιανή θεωρία προβλέπει ακριβώς το αντίθετο (δηλαδή ότι οι αυξήσεις στις δαπάνες και τους φόρους έχουν αντίθετες επιδράσεις στις ιδιωτικές επενδύσεις).

Η επίπτωση αυτών των προτύπων για τις ιδιωτικές επενδύσεις θεωρείται περισσότερο διαφορούμενη. Σύμφωνα με το νεοκλασικό πρότυπο, μια διαταραχή στις δημόσιες δαπάνες μπορεί να οδηγήσει σε αύξηση της ιδιωτικής επένδυσης, εάν η διαταραχή είναι ιδιαίτερα επίμονη. Παρακάτω εξετάζουμε τι συμβαίνει στην ιδιωτική κατανάλωση. Σύμφωνα με το Κεϋνσιανό υπόδειγμα, παρατηρείται θετική επίδραση των δημόσιων δαπανών στην ιδιωτική κατανάλωση. Όμως η νεοκλασική προσέγγιση δεν συμφωνεί με την παραδοχή του κεϋνσιανού υποδείγματος. Σε μια προσπάθεια διερεύνησης αυτής της παραδοχής, οι Baxter-King (1993) εφάρμοσαν βασικά δημοσιονομικά πειράματα σε ένα αυστηρά νεοκλασικό μοντέλο και εξήγαγαν τα ακόλουθα συμπεράσματα:



1. Μια αύξηση των δημοσίων δαπανών επιφέρει άνοδο του συνολικά παραγόμενου προϊόντος αν οι δημόσιες δαπάνες χρηματοδοτούνται από μη στρεβλωτικούς φόρους, σύμφωνα με τους νεοκλασικούς οικονομολόγους. Αντιθέτως το επίπεδο προϊόντος μειώνεται όταν αυξάνονται οι κυβερνητικές αγορές που χρηματοδοτούνται από φόρους εισοδήματος. Οι δημόσιες επενδύσεις επιφέρουν δραματικά αποτελέσματα στο προϊόν και την ιδιωτική επένδυση.

2. Οι μόνιμες αλλαγές στις κυβερνητικές αγορές επιφέρουν σημαντικά αποτελέσματα στη μακροοικονομική δραστηριότητα όταν χρηματοδοτούνται από εφάπαξ φόρους και προκαλούν μεγαλύτερα αποτελέσματα στο επίπεδο προϊόντος από ότι οι προσωρινές αλλαγές. Ενδέχεται να οδηγήσουν σε βραχυπρόθεσμους και μακροπρόθεσμους συντελεστές προϊόντος μεγαλύτερους της μονάδας.

### 3.2 Structural VAR Approach

Στη διεθνή βιβλιογραφία για την εμπειρική εκτίμηση των υποδειγμάτων γύρω από το θέμα της δημοσιονομικής πολιτικής χρησιμοποιούνται τα Υποδείγματα Διανυσματικών Αυτοπαλινδρομήσεων VAR (*Vector Autoregressive*). Σε αυτή την ενότητα θα εξετάσουμε την προσέγγιση Structural VAR Approach που χρησιμοποιήθηκε για την εκτίμηση των διαταραχών της νομισματικής πολιτικής από τους Bernanke-Mihov (1998) και εν συνεχεία από τους Blanchard-Perotti (2002) για την εκτίμηση των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής. Αξίζει να αναφερθεί ότι τα αποτελέσματα από την άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής διαφέρουν από μελέτη σε μελέτη διότι κάθε φορά χρησιμοποιείται διαφορετική εξειδίκευση (πχ αριθμός μεταβλητών, εξεταζόμενη περίοδος δείγματος, τάση, χρονικές υστερήσεις) και διαφορετική προσέγγιση/μεθοδολογία για το υπόδειγμα VAR. Οι Blanchard-Perotti (2002) χρησιμοποιούν τα υποδείγματα Διανυσματικών Αυτοπαλινδρομήσεων VAR ώστε να αξιολογήσουν τα αποτελέσματα της δημοσιονομικής πολιτικής στη μακροοικονομική δραστηριότητα για δύο βασικούς λόγους:

- Οι δημοσιονομικές μεταβλητές μεταβάλλονται για ποικίλες αιτίες καθώς παρατηρούνται εξωγενείς δημοσιονομικοί κλονισμοί.
- Οι καθυστερήσεις στην εφαρμογή της δημοσιονομικής πολιτικής ενδεχομένως να έχουν ελάχιστη ή καθόλου αποτελεσματικότητα σε απροσδόκητες μεταβολές της δραστηριότητας.

Συγκεκριμένα επεισόδια μεγάλων διαταραχών/διακυμάνσεων στους φορολογικούς συντελεστές ή στις κρατικές δαπάνες, όπως λόγω χάρη στην περίπτωση της προσωρινής φορολογικής περικοπής του 1975 στις ΗΠΑ πρέπει να μελετούνται ξεχωριστά. Αυτό πραγματοποιείται εφόσον συμπεριλάβουμε μια σχετική ψευδομεταβλητή στη προσέγγιση VAR (*narrative approach* ή *dummy variable approach*) και εντοπίσουμε τα αποτελέσματα αυτών των μεγάλων αλλαγών στο επίπεδο προϊόντος.

Επιπρόσθετα, οι Bernanke-Mihov (1998) χρησιμοποιούν τη προσέγγιση υποδειγμάτων Structural VAR για να εκτιμήσουν τις διαταραχές της νομισματικής πολιτικής, να αναπτύξουν και να αξιολογήσουν τους κανόνες άσκησης της νομισματικής πολιτικής που βασίζονται σε αποθεματικούς δείκτες της αγοράς (*reserve market indicators*). Με αυτή τη μελέτη ενδέχεται να ενσωματώσουν τις επιπτώσεις των πιθανών αλλαγών στη δομή της αγοράς των τραπεζικών διαθεσίμων και των λειτουργικών διαδικασιών του Fed (*Federal Reserve System*). Στις μελέτες των Bernanke-Mihov (1998) και Gordon-Leeper (1994) για την αποτελεσματικότητα της νομισματικής πολιτικής, θεωρείται ως δεδομένο ότι οι μεταβλητές του ιδιωτικού τομέα δεν επηρεάζονται από τις μεταβλητές της πολιτικής συγχρόνως. Αντιθέτως οι Blanchard-Perotti (2002) που εμείς μελετούμε υποθέτουν ότι η οικονομική δραστηριότητα δεν επηρεάζει την άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής. Εν συνεχεία ο Perotti (2007) επέκτεινε το υπόδειγμα Structural VAR και διαπίστωσε ότι μια θετική διαταραχή των κρατικών δαπανών έχει θετικές επιδράσεις στην κατανάλωση και τον πραγματικό μισθό, σύμφωνα και με τη νεοκεϋνσιανή θεωρία.

### 3.2.1 Προσδιορισμός Οικονομετρικού Υποδείγματος σύμφωνα με την εμπειρική μελέτη των Blanchard-Perotti (2002)

Το βασικό μοντέλο VAR μειωμένης μορφής (*reduced form VAR*) που χρησιμοποιούν οι Blanchard-Perotti είναι:

$$Y_t = A(L, q)Y_{t-1} + U_t \quad (3.2.1.1)$$

όπου  $Y_t = [T_t, G_t, X_t]'$  θεωρούμε ένα τρισδιάστατο διάνυσμα που περιλαμβάνει τους λογαρίθμους των φόρων, των δημοσίων δαπανών και του ΑΕΠ της οικονομίας των ΗΠΑ με τριμηνιαία κατά κεφαλή πραγματικά δεδομένα για το χρονικό διάστημα 1960-1997.

Χρησιμοποιούνται τριμηνιαία στοιχεία για τον προσδιορισμό του υποδείγματος και όχι ετήσια. Όπως έχει αποδειχθεί εμπειρικά η δημοσιονομική πολιτική προσαρμόζεται σε απροσδόκητους κλονισμούς του ΑΕΠ περίπου μέσα σε ένα χρόνο. Απαιτείται περισσότερο από ένα τρίμηνο ώστε οι σχεδιαστές πολιτικής να αντιληφθούν πλήρως ένα κλονισμό του ΑΕΠ, να αποφασίσουν ποια μέτρα οικονομικής πολιτικής θα επιλέξουν και τελικά θα εφαρμόσουν. Δεν ισχύει το ίδιο στην περίπτωση που χρησιμοποιηθούν ετήσια δεδομένα. Το  $U_t=[t_t, g_t, x_t]'$  είναι το αντίστοιχο διάνυσμα καταλοίπων μειωμένης μορφής. Τέλος, το  $A(L, q)$  είναι ένα πολυώνυμο 4 τριμηνιαίων υστερήσεων, όπου ο συντελεστής κάθε υστέρησης εξαρτάται από το συγκεκριμένο  $q$  τρίμηνο το οποίο περιλαμβάνει την εξαρτημένη μεταβλητή.

Ακολουθεί το Σύστημα Εξισώσεων με τους γραμμικούς συνδυασμούς των «θεσμικών» διαταραχών του ΑΕΠ, των Δημοσίων Δαπανών και των Φόρων:

$$t_t = a_1 x_t + a_2 e_g^t + e_t^t \quad (3.2.1.2)$$

$$g_t = b_1 x_t + b_2 e_t^t + e_g^t \quad (3.2.1.3)$$

$$x_t = c_1 t_t + c_2 g_t + e_x^t \quad (3.2.1.4)$$

όπου  $e_t^t$ ,  $e_g^t$ ,  $e_x^t$ : αμοιβαία ανεξάρτητοι/ασύνδετοι δομικοί κλονισμοί

Η 1η εξίσωση παλινδρόμησης δείχνει ότι οι απροσδόκητες διαταραχές/μεταβολές των φόρων  $t_t$  μπορεί να οφείλονται σε απροσδόκητες μεταβολές του GDP ( $a_1 x_t$ ), σε κλονισμούς δημοσίων δαπανών ( $a_2 e_g^t$ ) και σε κλονισμούς φόρων ( $e_t^t$ ). Η 2η εξίσωση δείχνει ότι οι απροσδόκητες μεταβολές των δημοσίων δαπανών  $g_t$  ενδέχεται να οφείλονται σε απροσδόκητες μεταβολές του GDP ( $b_1 x_t$ ), σε κλονισμούς φόρων ( $b_2 e_t^t$ ) και σε κλονισμούς δημοσίων δαπανών ( $e_g^t$ ). Η 3η εξίσωση δείχνει ότι οι απροσδόκητες μεταβολές του GDP μπορεί να οφείλονται σε απροσδόκητες μεταβολές φόρων ( $c_1 t_t$ ), σε απροσδόκητες μεταβολές δημοσίων δαπανών ( $c_2 g_t$ ) ή σε άλλους απρόβλεπτους κλονισμούς ( $e_x^t$ ).

Η μεθοδολογία για τον προσδιορισμό του παραπάνω συστήματος χωρίζεται σε τρία βήματα. Αρχικά, χρησιμοποιούνται θεσμικές πληροφορίες για τους φόρους, τις δημόσιες δαπάνες και τις μεταβιβαστικές πληρωμές ώστε να κατασκευαστούν οι συντελεστές  $a_1$ ,  $b_1$ . Για να κατασκευαστούν οι συντελεστές  $a_1$ ,  $b_1$  θεωρείται απαραίτητο να εκτιμηθούν οι ελαστικότητες του προϊόντος ως προς τις δημόσιες δαπάνες και τους φόρους. Θεωρούμε την ελαστικότητα του προϊόντος ως προς τις δημόσιες δαπάνες ίση με το μηδέν ( $b_1=0$ ) καθώς δεν υπάρχουν πληροφορίες από την οικονομική δραστηριότητα για τις δημόσιες δαπάνες αγαθών και υπηρεσιών. Στη συνέχεια, ορίζεται ως  $a_1$  η συνολική ελαστικότητα των καθαρών φόρων ως προς το προϊόν. Η μέση τιμή της ελαστικότητας  $a_1$  για τη περίοδο 1947:1-1997:4 είναι 2,08 (Cohen-Follette, 2000).

Για να την υπολογίσουμε, θεωρούμε ότι υπάρχουν τέσσερις κατηγορίες φόρων: έμμεσοι φόροι (*indirect taxes*), προσωπικοί φόροι εισοδήματος (*personal income taxes*), εταιρικοί φόροι εισοδήματος (*corporate income taxes*) και φόροι κοινωνικής ασφάλισης (*social security taxes*). Για να κατασκευαστούν οι ελαστικότητες των καθαρών φόρων χρησιμοποιήθηκε μια έρευνα του ΟΟΣΑ έτσι ώστε τα δεδομένα να είναι τριμηνιαία και όχι ετήσια (Giorno et al., 1995). Υπολογίζεται συνεπώς η ελαστικότητα των φόρων τύπου  $i$  ως προς τη φορολογική βάση ( $\eta_{T_i, B_i}$ ) και η ελαστικότητα της φορολογικής βάσης ως προς το ΑΕΠ ( $\eta_{B_i, X}$ ).

Μετά την εκτίμηση των συντελεστών  $a_1$ ,  $b_1$ , μπορούμε να κατασκευάζουμε τα κυκλικά προσαρμοσμένα κατάλοιπα μειωμένης μορφής για τους φόρους και τις κρατικές δαπάνες.

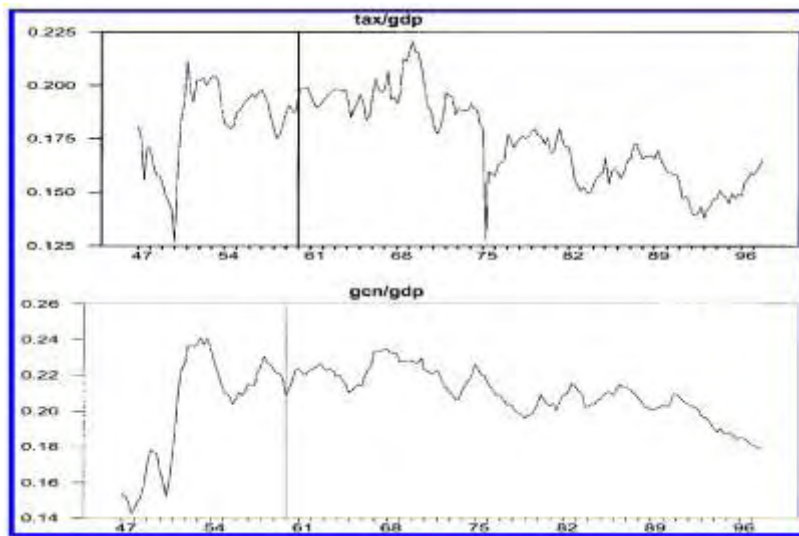
$$t'_t \equiv t_t - a_1 x_t \quad \text{και} \quad g'_t \equiv g_t - b_1 x_t = g_t \quad (3.2.1.5)$$

Οι όροι  $t'_t$  και  $g'_t$  σαφώς συσχετίζονται μεταξύ τους αλλά δεν συσχετίζονται με τα  $e^x_t$ . Μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να εκτιμήσουμε τα  $c_1$  και  $c_2$  στην εξίσωση παλινδρόμησης (3.2.1.4). Σαν τρίτο και τελευταίο βήμα για τον προσδιορισμό τους συστήματος μας απομένει η εκτίμηση των συντελεστών  $a_2$ ,  $b_2$  με δύο εναλλακτικές υποθέσεις:

- Οι φόροι ορίζονται αρχικά ( $a_2=0$ ) και ακολούθως υπολογίζουμε το  $b_2$ .
- Οι αποφάσεις για τις δημόσιες δαπάνες ορίζονται αρχικά ( $b_2=0$ ) και υπολογίζουμε το  $a_2$ .

Στο **Σχήμα 11** απεικονίζεται η αναλογία (ratio) των κυβερνητικών δαπανών και των καθαρών φόρων ως προς το ΑΕΠ για το δείγμα την εξεταζόμενη περίοδο 1947:1-1997:4. Παρατηρούνται δύο ιδιαίτερα εντυπωσιακές αλλαγές/μεταβολές στους καθαρούς φόρους για την οικονομία των ΗΠΑ. Η αύξηση των φορολογικών συντελεστών το 2ο τρίμηνο του 1950 κατά περίπου 26% ακολουθείται από μια περαιτέρω αύξηση μέχρι περίπου 17% στο 3ο τρίμηνο του 1950. Αυτά τα επεισόδια έρχονται σε αντίθεση με την προσωρινή πτώση κατά 8% στους καθαρούς φόρους το 1ο τρίμηνο του 1950, όμως αποτελούν μια γνήσια αύξηση στα φορολογικά έσοδα. Επίσης στη μεγάλη φορολογική περικοπή τη περίοδο 1975:2, έχουμε καθαρή φορολογική πτώση κατά 33% για ένα τρίμηνο. Από τη πλευρά των δαπανών, σημαντικό γεγονός αποτελεί ο πόλεμος της Κορέας (1951-1952). Οι κυβερνητικές δαπάνες αυξάνονται συνεχώς με όλο και μεγαλύτερο ρυθμό και στη συνέχεια η αύξηση διατηρείται σε σταθερά επίπεδα. Συμπερασματικά, στο **Σχήμα 11** παρατηρούμε ασαφή τάση αλλά χαμηλής συχνότητας μεταβολές στις δημόσιες δαπάνες και στους φόρους από δεκαετία σε δεκαετία.

**Σχήμα 11: Net Taxes and Spending, Shares of GDP**



**Πηγή: Blanchard-Perotti (2002)**

Ακολουθώως εκτιμούμε το μοντέλο VAR σε δύο εναλλακτικές περιπτώσεις:

- Deterministic Trends (DT) (τετραγωνικές τάσεις στους λογαρίθμους): τυποποιούμε τις τάσεις και στις τρεις μεταβλητές ως αιτιοκρατικές και χρησιμοποιούμε γραμμικούς και τετραγωνικούς όρους σε κάθε εξίσωση των μεταβλητών
- Stochastic Trends (ST) (μοναδιαία ρίζα με αργά μεταβαλλόμενη κλίση): παίρνουμε τις 1ες διαφορές κάθε μεταβλητής και για να υπολογίσουμε τις μεταβολές στους υποκείμενους όρους, αφαιρούμε ένα μεταβαλλόμενο μέσο όρο που ορίζεται ως ο γεωμετρικός μέσος όρος των 1ων διαφορών με όρο αποσύνθεσης ίσο με 2,5% ανά τρίμηνο.

**Πίνακας 1: Estimated Contemporaneous Coefficients**

	$c_1$	$c_2$	$b_2$	$a_2$
DT				
coeff.	-0.868	0.956	-0.047	-0.187
t-stat.	-3.271	2.392	-1.142	-1.142
p-value	0.001	0.018	0.255	0.255
ST				
coeff.	-0.876	0.985	-0.057	-0.238
t-stat.	-3.255	2.378	-1.410	-1.410
p-value	0.001	0.019	0.161	0.161

**Πηγή: Blanchard-Perotti (2002)**

Στον **πίνακα 1** παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις των συντελεστών  $c_1$ ,  $c_2$ ,  $a_2$  και  $b_2$  από το αρχικό σύστημα εξισώσεων. Παρατηρούμε πως υπάρχει αρνητική συσχέτιση μεταξύ φόρων-ΑΕΠ ( $c_1$ ) και θετική συσχέτιση μεταξύ δημοσίων δαπανών-ΑΕΠ ( $c_2$ ). Μια αύξηση κατά 1 μονάδα στις δημόσιες δαπάνες οδηγεί σε αύξηση του ΑΕΠ κατά 0,96\$ ενώ μια αύξηση των φόρων οδηγεί σε μείωση του ΑΕΠ κατά 0,87\$. Επιπρόσθετα, οι εκτιμήσεις για τους συντελεστές  $a_2$  και  $b_2$  είναι χαμηλές. Μια αύξηση των φόρων κατά μία μονάδα οδηγεί σε μείωση των δημοσίων δαπανών κατά 0,047\$ ( $b_2$ ). Μια αύξηση κατά μία μονάδα στις δημόσιες δαπάνες οδηγεί σε μείωση των φόρων κατά 0,187\$ ( $a_2$ ).

### *3.2.2 Δυναμικά Αποτελέσματα των Διαταραχών στις Δημόσιες Δαπάνες και τους Φόρους*

Στον **πίνακα 2** παρουσιάζονται τα αποτελέσματα που προκύπτουν από ένα φορολογικό κλονισμό στις μεταβλητές GDP, TAX, GCN. Η παραγωγή μειώνεται κατά 70 cents το 1ο τρίμηνο και προσεγγίζει το κατώτατο σημείο -0,78 μετά από 5 τρίμηνα. Από εκεί και έπειτα αυξάνεται σταθερά. (DT) Η επίδραση του φορολογικού κλονισμού στις δαπάνες είναι μικρή και η μεγαλύτερη πτώση παρατηρείται μετά από 12 τρίμηνα. Στη περίπτωση ST, οι επιδράσεις στο προϊόν είναι ισχυρότερες και πιο επίμονες. Το κατώτατο σημείο είναι -1,33 μέσα σε διάστημα 7 τριμήνων. Το κύριο εύρημα που προκύπτει από τον **πίνακα 2** είναι ότι οι αυξήσεις των φορολογικών συντελεστών έχουν αρνητική επίδραση στο προϊόν που εμφανίζεται μετά από 5 ή 7 τρίμηνα. Οι Blanchard-Perotti εξέτασαν ξεχωριστά τα αποτελέσματα της φορολογικής περικοπής που πραγματοποιήθηκε στις ΗΠΑ το 2ο τρίμηνο του 1975. Η φορολογική μείωση ήταν προσωρινή και οι φορολογικοί συντελεστές επανήλθαν σε κανονικά επίπεδα μετά από ένα τρίμηνο. Οι επιδράσεις στο ΑΕΠ έγιναν αισθητές μετά από συγκεκριμένο χρονικό διάστημα, φθάνοντας στο υψηλότερο σημείο μετά από 4 τρίμηνα με πολλαπλασιαστές 0,75 για DT και 1,02 για ST αντίστοιχα. Η μεταβολή στο επίπεδο του ΑΕΠ κατά τη φορολογική περικοπή του 1975 είναι ταχύτερη από τον τυπικό φορολογικό κλονισμό που εξετάσαμε παραπάνω.

## Πίνακας 2: Responses to Tax Shocks

TABLE III  
RESPONSES TO TAX SHOCKS

	1 qrt	4 qrts	8 qrts	12 qrts	20 qrts	peak
DT						
GDP	-0.69*	-0.74*	-0.72*	-0.42*	-0.22	-0.78* (5)
TAX	0.74*	0.13	-0.21*	-0.20*	-0.11	
GCN	-0.05*	-0.12*	-0.24*	-0.26*	-0.16*	
ST						
GDP	-0.70*	-1.07*	-1.32*	-1.30*	-1.29*	-1.33* (7)
TAX	0.74*	0.31*	0.17	0.16	0.16	
GCN	-0.06*	-0.10*	-0.17*	-0.20*	-0.20*	

Πηγή: Blanchard-Perotti (2002)

Στη συνέχεια στον **πίνακα 3** βλέπουμε πως επηρεάζονται οι μεταβλητές όταν πραγματοποιούνται *spending shocks*. Οι διαταραχές στις δημόσιες δαπάνες φαίνονται να παρουσιάζουν μεγαλύτερη χρονική διάρκεια από τους τυπικούς φορολογικούς κλονισμούς. Το ΑΕΠ αυξάνεται κατά 0,84 \$ στο 1ο τρίμηνο και φθάνει στο μέγιστο σημείο μετά από 15 τρίμηνα (περίπου 4 χρόνια). (DT) Οι καθαροί φόροι επηρεάζονται επίσης θετικά προφανώς ως αποτέλεσμα της μεταβολής του ΑΕΠ στο δημοσιονομικό κλονισμό. Για ST, το σημείο κορυφής επέρχεται στα 0,90\$ το 1ο τρίμηνο. Παρατηρούμε μεγάλη ανταπόκριση των δαπανών που σταθεροποιούνται στα 1,6\$ μετά από δύο χρόνια. Όταν πραγματοποιείται μια διαταραχή στο επίπεδο των κρατικών δαπανών (*spending shock*), το επίπεδο του προϊόντος παρουσιάζει άνοδο. Ανάλογα με την περίπτωση που εξετάζουμε, ο πολλαπλασιαστής των δημοσίων δαπανών είναι μεγαλύτερος ή μικρότερος από τον πολλαπλασιαστή των φόρων. Σύμφωνα με την Κεϋνσιανή θεωρία, ο πολλαπλασιαστής δημοσίων δαπανών πρέπει να είναι μεγαλύτερος από τον πολλαπλασιαστή των φόρων.

## Πίνακας 3: Responses to Spending Shocks

TABLE IV  
RESPONSES TO SPENDING SHOCKS

	1 qrt	4 qrts	8 qrts	12 qrts	20 qrts	peak
DT						
GDP	0.84*	0.45	0.54	1.13*	0.97*	1.29* (15)
GCN	1.00*	1.14*	0.95*	0.70*	0.42*	
TAX	0.13	0.14	0.17	0.43*	0.52*	
ST						
GDP	0.90*	0.55	0.65	0.66	0.66	0.90* (1)
GCN	1.00*	1.30*	1.56*	1.61*	1.62*	
TAX	0.10	0.18	0.33	0.36	0.37	

Πηγή: Blanchard-Perotti (2002)

### 3.2.3 Αποτελεσματικότητα της Δημοσιονομικής Πολιτικής στην περίπτωση που προβλέπονται οι Δημοσιονομικοί Κλονισμοί και συμπεριλαμβάνεται η δεκαετία 1950 στο εξεταζόμενο δείγμα

Στο κεφάλαιο 2 αναφέραμε ότι κατά την άσκηση της δημοσιονομικής πολιτικής παρατηρούνται καθυστερήσεις σχετικά με τη χρονική επιλογή των κυβερνητικών αλλαγών. Εντοπίσαμε τρεις τύπους υστερήσεων: υστερήσεις στην αναγνώριση της ανάγκης για μια αλλαγή πολιτικής, υστερήσεις στην εφαρμογή της πολιτικής και υστερήσεις στην απόδοση των αλλαγών που ασκήθηκαν. Οι Blanchard-Perotti εντοπίζουν δύο τύπους υστερήσεων κατά την άσκηση της δημοσιονομικής πολιτικής:

- Υστερήσεις στη λήψη αποφάσεων (*Decision lags*): Απαιτείται χρονικό διάστημα για να αλλάξει η πολιτική από τη χρονική στιγμή στην οποία θα γίνει αντιληπτός ένας κλονισμός.
- Υστερήσεις κατά την εφαρμογή των αποφάσεων (*Implementation lags*): Απαιτείται χρονικό διάστημα για να εφαρμοστούν οι αλλαγές στην πολιτική.

Για την ανάλυση μας χρησιμοποιούμε το αρχικό υπόδειγμα αλλά τώρα ισχύει η υπόθεση ότι ο ιδιωτικός τομέας προβλέπει/γνωρίζει τις διαταραχές που προκύπτουν στους φόρους και τις δημόσιες δαπάνες εκ των προτέρων (ένα τρίμηνο νωρίτερα). Το μοντέλο VAR θα έχει την ακόλουθη μορφή:

$$T_t = a_1 X_t + A_{11}(L)T_{t-1} + A_{12}(L)X_{t-1} + e_t^t \quad (3.2.3.1)$$

$$X_t = c_0 E_t T_{t+1} + c_1 T_t + A_{21}(L)T_{t-1} + A_{22}(L)X_{t-1} + e_t^x \quad (3.2.3.2)$$

Όπως προκύπτει από την εξίσωση (3.2.3.1), οι φόροι τη χρονική στιγμή  $t$  εξαρτώνται από το τρέχον και με μια υστέρηση επίπεδο προϊόντος, τους φόρους με μια υστέρηση και τους δημοσιονομικούς κλονισμούς. Η παραγωγή στο τρίμηνο  $t$  εξαρτάται από τους τρέχοντες και με μια υστέρηση φόρους, αλλά και από τους προσδοκώμενους φόρους το τρίμηνο  $t+1$ , όπως προβλέπονται από τον ιδιωτικό τομέα (εξίσωση (3.2.3.2)). Υιοθετούμε την υπόθεση ότι ο ιδιωτικός τομέας έχει τη δυνατότητα να γνωρίζει/προβλέπει τους δημοσιονομικούς κλονισμούς ένα τρίμηνο πριν πραγματοποιηθούν, και προφανώς αντιδρά ένα τρίμηνο πριν γίνουν αντιληπτοί από τους οικονομέτρους.



Με αφορμή το παραπάνω οικονομετρικό πρόβλημα που προκύπτει, διατυπώνουμε εκ νέου την συνάρτηση προϊόντος εισάγοντας τον σύνθετο όρο λάθους:

$$X_t = c_0 T_{t+1} + c_1 T_t + A_{21}(L)T_{t-1} + A_{22}(L)X_{t-1} + \varepsilon^x_t \quad (3.2.3.3)$$

Οι μεταβλητές  $T_t, T_{t+1}$  συσχετίζονται με τον σύνθετο όρο λάθους. Συνεχίζοντας διαχωρίζουμε τη μεταβλητή  $X_{t-1}$  σε περαιτέρω όρους παραγωγής  $X_{t-2}$  με υστερήσεις:

$$T_t = a_1 X_t + a_{121} X_{t-1} + A_{11}(L)T_{t-1} + A_{12}(L)X_{t-2} + e^t_t \quad (3.2.3.4)$$

Το επίπεδο προϊόντος  $X_t$  και  $X_{t-1}$  συσχετίζεται με τον όρο  $e^t_t$  λόγω της επίδρασης των φόρων στην παραγωγή και λόγω της υπόθεσης ότι οι φορολογικοί κλονισμοί στο τρίμηνο  $t$  μπορούν να προβλεφθούν από τον ιδιωτικό τομέα ένα τρίμηνο νωρίτερα. Ο όρος  $a_{121}$  δείχνει την αυτόματη αντίδραση των φόρων στη παραγωγή και είναι ίσος με 0,16 (μέση τιμή του δείγματος για την περίοδο 1960-1997). Οι καθυστερήσεις στη λήψη αποφάσεων αποτρέπουν την ενεργή μεταβολή της παραγωγής από τη δημοσιονομική πολιτική για δύο τρίμηνα.

Το VAR μοντέλο συμπεριλαμβάνει κυβερνητικές δαπάνες και φόρους. Δεν υπάρχει αυτόματη αντίδραση του προϊόντος σε μεταβολές των δημοσίων δαπανών ταυτόχρονα ή με υστέρηση ενός τριμήνου. Δεν υπάρχουν πολλά στοιχεία για επίδραση των προσδοκώμενων/αναμενόμενων φορολογικών αλλαγών στο επίπεδο προϊόντος, ενώ υπάρχει θετική επίδραση της προσδοκώμενης κυβερνητικής δαπάνης στο προϊόν. Ο συντελεστής των προσδοκώμενων κυβερνητικών δαπανών ποικίλει από 0,12 σε 0,5 (είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%).

Το **Σχήμα 12** δείχνει τα αποτελέσματα ενός φορολογικού κλονισμού κατά μια μονάδα στο 1ο τρίμηνο για διάφορες τιμές του όρου  $a_{121} = 0,16, 0, 0,5$  όταν ο ιδιωτικός τομέας γνωρίζει εκ των προτέρων τις μεταβολές στους φορολογικούς συντελεστές. Παρόλο που η διαταραχή πραγματοποιείται στο 1ο τρίμηνο, οι προβλέψεις για τους μελλοντικούς φόρους επηρεάζουν το επίπεδο προϊόντος και τους φόρους τη χρονική στιγμή  $t=0$ . Η μεταβολή του προϊόντος τη χρονική στιγμή  $t=0$  είναι μικρή. Έπειτα η πορεία του προϊόντος είναι ποιοτικά παρόμοια με την περίπτωση χωρίς τα προβλεπόμενα αποτελέσματα (*no anticip.*), όπου ο ιδιωτικός τομέας δεν είναι σε θέση να προβλέψει τους κλονισμούς. Η μεγαλύτερη διαφορά πραγματοποιείται όταν  $a_{121}=0$  και η μακροπρόθεσμη επίδραση είναι -0,95 έναντι -1,3 στην περίπτωση όπου τα αποτελέσματα στην άσκηση της δημοσιονομικής πολιτικής δεν είναι γνωστά ένα τρίμηνο νωρίτερα.

## Σχήμα 12: Response of Output to an Anticipated Tax Shock, ST

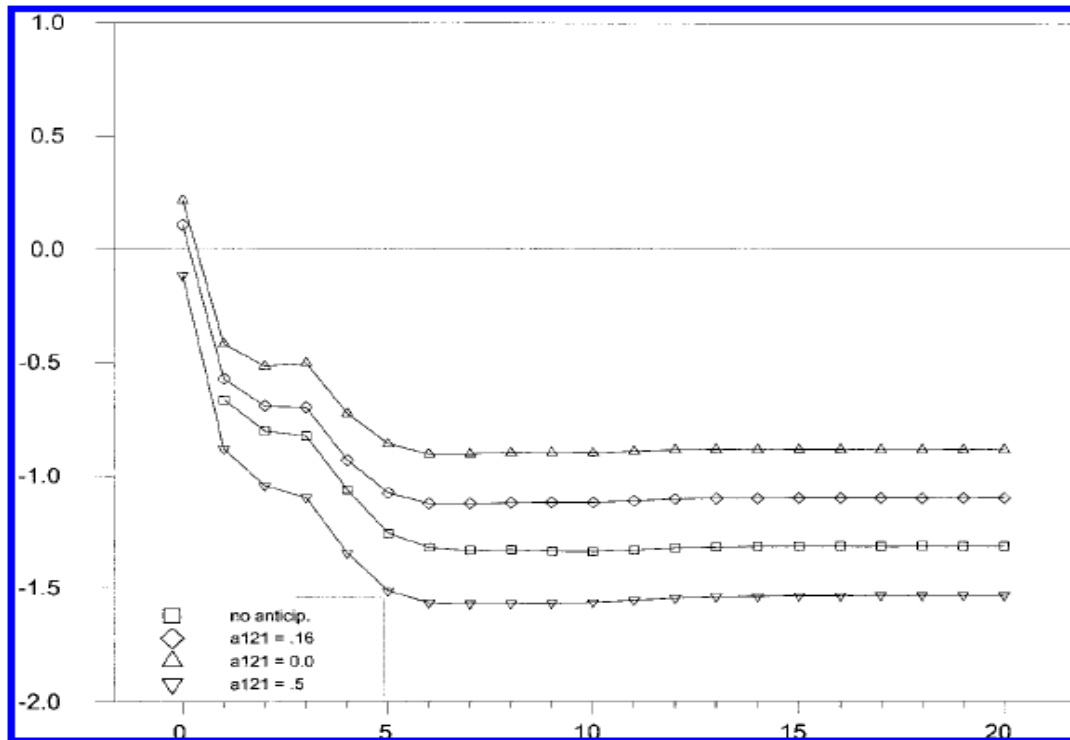


FIGURE VI  
Response of Output to an Anticipated Tax Shock, ST

Πηγή: Blanchard-Perotti (2002)

Στο Σχήμα 13 παρουσιάζεται μεγαλύτερη διαφορά με τη περίπτωση όπου δεν αναμένεται κανένα προσδοκώμενο αποτέλεσμα οικονομικής πολιτικής στους κλονισμούς δημοσίων δαπανών. Όταν μεταβάλλονται οι δημόσιες δαπάνες κατά μια μονάδα, η επίδραση στο προϊόν τη χρονική στιγμή  $t=0$  είναι σημαντική (περίπου 0,5 μονάδες) και το ΑΕΠ αυξάνεται ακόμα περισσότερο στο 1ο τρίμηνο περίπου στις 2 ποσοστιαίες μονάδες και παραμένει εκεί σταθερό μακροπρόθεσμα. Συμπερασματικά, η χρήση της μεθόδου για πρόβλεψη της δημοσιονομικής πολιτικής από τον ιδιωτικό τομέα (*anticipated policy*) δεν αλλάζει ουσιαστικά τα αποτελέσματα που έχουμε λάβει μέχρι τώρα. Παρατηρούμε μικρές μεταβολές στο επίπεδο προϊόντος όταν χρησιμοποιείται η μέθοδος για πρόβλεψη της δημοσιονομικής πολιτικής (*anticipated fiscal policy*).

Σχήμα 13: Response of Output to an Anticipated Spending Shock, ST

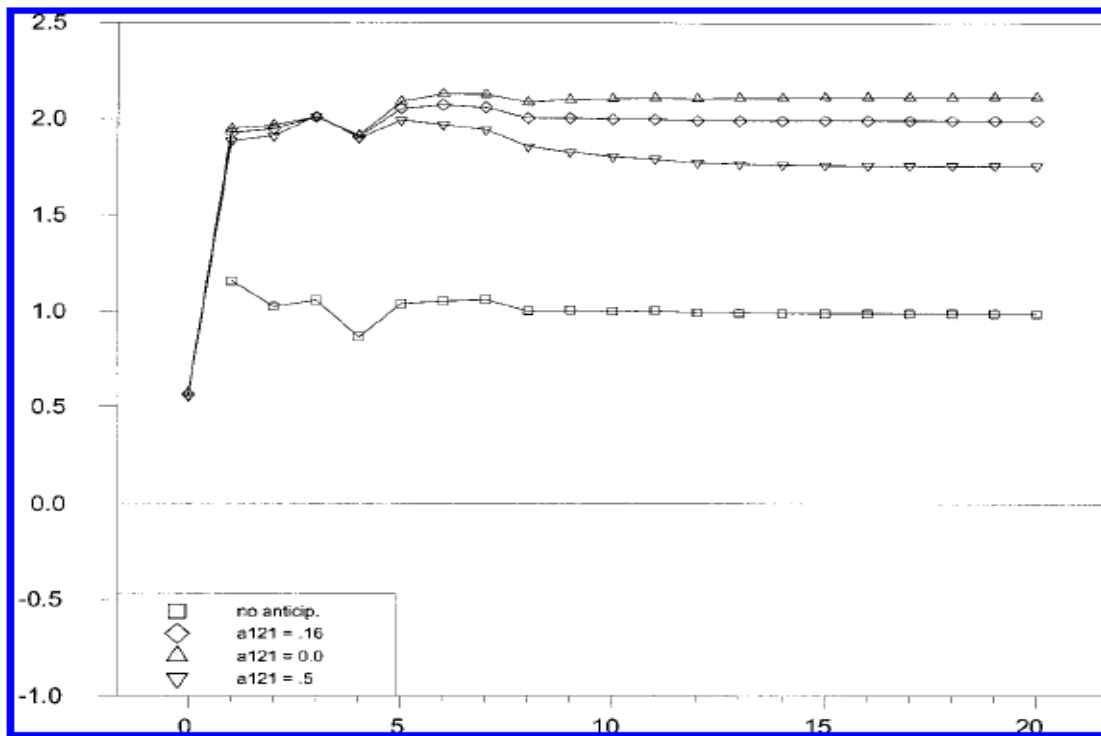


FIGURE VII  
Response of Output to an Anticipated Spending Shock, ST

Πηγή: Blanchard-Perotti (2002)

Τα δεδομένα της δεκαετίας του 1950 (κατά την διάρκεια της οποίας παρατηρούνται μεγάλα διαταραχές στα επίπεδα των φόρων και των δημοσίων δαπανών) δε προκύπτουν από την ίδια στοχαστική διαδικασία όπως τα δεδομένα μετά το 1960. Οι Blanchard-Perotti προσπάθησαν να συμπεριλάβουν τη δεκαετία του 1950 στο υπόδειγμα και να εξετάσουν τα αποτελέσματα από την άσκηση της δημοσιονομικής πολιτικής με δύο τρόπους:

*A. Χρησιμοποίηση Ψευδομεταβλητών για τους σημαντικούς κλονισμούς των Δημοσίων Δαπανών και της Φορολογίας*

Λαμβάνουν δεδομένα για το δείγμα από το 1<sup>ο</sup> τρίμηνο του 1949 και ορίζουν ψευδομεταβλητές για τα σημαντικότερα επεισόδια κλονισμών στους φορολογικούς συντελεστές και τις δημόσιες δαπάνες. Το μοντέλο VAR προσδιορίζεται χρησιμοποιώντας το εκτεταμένο δείγμα, καθώς επίσης και τις ψευδομεταβλητές. Έτσι προκύπτουν τα αποτελέσματα των δημοσιονομικών κλονισμών στο μοντέλο VAR. Όπως προκύπτει οι πολλαπλασιαστές δαπανών και φόρων είναι όμοιοι με εκείνους για το δείγμα μετά το 1960 (πίνακας 2 & 3).

Επειδή κατά τη δεκαετία 1950 οι μεταβολές στα επίπεδα των φορολογικών συντελεστών και δημοσίων δαπανών είναι πολύ συχνές, υπολογίζουμε και εξετάζουμε τις αποκλίσεις των φόρων, των δαπανών και του προϊόντος από τις κανονικές τιμές στις αρχές της δεκαετίας του 1950. Παρατηρούμε αρχική πτώση των φορολογικών συντελεστών που ακολουθείται από ισχυρή αύξηση όπως συμβαίνει και με το ΑΕΠ. Οι δημόσιες δαπάνες παρεκκλίνουν ελάχιστα από το κανονικό και αυξάνονται με τη πάροδο του χρόνου (αυτό οφείλεται προφανώς στις αυξημένες αμυντικές δαπάνες λόγω του πολέμου της Κορέας). Τελικά, βλέπουμε πως η πορεία του ΑΕΠ ακολουθεί τη σύνθετη πορεία των φόρων και των δαπανών, δηλαδή παρουσιάζει αρχικά μια άνοδο λόγω της αρχικής φορολογικής περικοπής και ακολουθούν περαιτέρω αυξήσεις.

### *B. Αμυντικές έναντι Μη-αμυντικών Κυβερνητικών Δαπανών*

Η δεκαετία 1950 χαρακτηρίζεται/κυριαρχείται από διαταραχές στις αμυντικές δαπάνες ενώ το υπόλοιπο δείγμα από διαταραχές στις μη-αμυντικές δαπάνες. Προβαίνουμε σε διαχωρισμό των κυβερνητικών δαπανών σε αμυντικές δαπάνες και μη-αμυντικές δαπάνες για να αποσαφηνιστεί η διαφορετική επιμονή των κλονισμών δημοσίων δαπανών στις αρχές της δεκαετίας 1950 και στο υπόλοιπο δείγμα. Εκτιμούμε ένα VAR 4 μεταβλητών που συμπεριλαμβάνει αμυντικές δαπάνες και μη-αμυντικές δαπάνες για αγαθά και υπηρεσίες.

Ο σύγχρονος συσχετισμός μεταξύ των δύο κλονισμών στις αμυντικές δαπάνες και μη-αμυντικές δαπάνες είναι μικρός (0,18). Οι πολλαπλασιαστές των αμυντικών και μη-αμυντικών δαπανών είναι 2,50 και 2,67. Οι αμυντικές δαπάνες συνεχίζουν να αυξάνονται για ένα χρόνο μετά την αρχική διαταραχή ενώ οι μη-αμυντικές δαπάνες μειώνονται.

Ξεκινώντας από το 1960, εξετάζουμε τα αποτελέσματα των δημοσιονομικών κλονισμών στις επιμέρους συνιστώσες του ΑΕΠ. Το υπόδειγμα VAR γίνεται:

$$t_t = a_1 x_t + a_2 e_t^g + e_t^t \quad (3.2.3.5)$$

$$g_t = b_1 x_t + b_2 e_t^t + e_t^g \quad (3.2.3.6)$$

$$x_t = c_1 t_t + c_2 g_t + e_t^x \quad (3.2.3.7)$$

$$X_{i,t} = d_1 t_t + d_2 g_t + e_t^{xi} \quad (3.2.3.8)$$

όπου  $x_{i,t}$  οι επιμέρους συνιστώσες του ΑΕΠ.

## Πίνακας 4: Response of GDP Components

TABLE VI  
RESPONSES OF GDP COMPONENTS

	1 qrt	4 qrts	8 qrts	12 qrts	20 qrts	peak
DT, TAX						
GDP	-0.69*	-0.74*	-0.72*	-0.42*	-0.22	-0.78* (5)
GCN	-0.05*	-0.12*	-0.24*	-0.26*	-0.16*	-0.05* (1)
CON	-0.18*	-0.35*	-0.32*	-0.23*	-0.20*	-0.35* (5)
INV	-0.36*	-0.00	-0.00	0.18*	0.16*	-0.36* (1)
EXP	-0.02	0.01	-0.01	0.02	0.05	-0.08 (3)
IMP	-0.01	0.02	-0.14*	-0.06	0.04	-0.14* (7)
SUM	-0.60	-0.48	-0.43	-0.23	-0.18	-0.60 (1)
ST, TAX						
GDP	-0.70*	-1.07*	-1.32*	-1.30*	-1.29*	-1.33* (7)
GCN	-0.06*	0.04*	-0.01*	-0.00*	-0.00*	0.04* (4)
CON	-0.15	-0.40*	-0.44*	-0.43*	-0.43*	-0.44* (7)
INV	-0.35*	-0.22	-0.30	-0.27	-0.27	-0.35* (1)
EXP	-0.00	-0.01	-0.06	-0.07	-0.07	-0.10 (3)
IMP	-0.01	-0.02	-0.12	-0.12	-0.11	-0.13 (3)
SUM	-0.55	-0.57	-0.68	-0.66	-0.66	-0.73 (6)
DT, SPE						
GDP	0.84*	0.45	0.54	1.13*	0.97*	1.29* (15)
GCN	1.00*	1.14*	0.95*	0.70*	0.42*	1.14* (4)
CON	0.50*	0.63*	0.91*	1.21*	0.90*	1.26* (14)
INV	-0.03	-0.75*	-0.69*	-0.41*	-0.35*	-1.00* (5)
EXP	0.20*	-0.47*	-0.76*	-0.70*	-0.06	-0.80* (9)
IMP	0.64*	-0.19*	-0.46*	-0.42*	-0.16*	-0.49* (9)
SUM	1.03	0.74	0.86	1.22	1.07	1.39 (15)
ST, SPE						
GDP	0.90*	0.55	0.65	0.66	0.66	0.90* (1)
GCN	1.00*	1.30*	1.56*	1.61*	1.61*	1.00 (1)
CON	0.33*	0.34	0.42	0.43	0.44	0.46* (2)
INV	0.02	-0.74*	-0.97*	-0.96*	-0.95*	-0.98* (9)
EXP	0.17*	-0.16	-0.30	-0.37*	-0.37	-0.37* (13)
IMP	0.56*	0.03	-0.06	-0.05	-0.04	-0.08 (9)
SUM	0.95	0.72	0.77	0.76	0.78	0.95 (1)

Sample: 1960:1–1997:4.

### Πηγή: Blanchard-Perotti (2002)

Ο πίνακας 4 παραπάνω δείχνει πως μεταβάλλονται οι συνιστώσες του ΑΕΠ σε ένα καθαρό φορολογικό κλονισμό και σε μια αύξηση των κυβερνητικών δαπανών. Στην περίπτωση DT, μια αύξηση στους φόρους μειώνει όλες στις συνιστώσες του ΑΕΠ. Έχουμε πτώση της ιδιωτικής κατανάλωσης σε ελάχιστο σημείο -0,35 σε 5 τρίμηνα και πτώση της επένδυσης όπου γίνεται οριακά θετική μετά από δύο χρόνια. Το άθροισμα των μεταβολών των συνιστωσών του ΑΕΠ (SUM) είναι 0,60 δηλαδή κοντά στις μεταβολές του ΑΕΠ (0,69) στο τριμεταβλητό υπόδειγμα.

Οι μεταβολές των παραμέτρων του ΑΕΠ είναι αρκετά εντονότερες σε μια αύξηση των κυβερνητικών δαπανών από ότι στον καθαρό φορολογικό κλονισμό που εξετάσαμε παραπάνω. Για DT, στο 1ο τρίμηνο έχουμε αύξηση της ιδιωτικής κατανάλωσης κατά 0,5 ενώ η επένδυση δε μεταβάλλεται. Οι εξαγωγές και εισαγωγές αυξάνονται έντονα και στη συνέχεια μειώνονται προοδευτικά. Το άθροισμα των μεταβολών των συνιστωσών του ΑΕΠ (SUM) είναι 1,03.

Τα βασικότερα ευρήματα από τον **πίνακα 4** είναι: βρήκαμε ότι η ιδιωτική κατανάλωση μειώνεται με την αύξηση της φορολογίας και αυξάνεται με την αύξηση των κυβερνητικών δαπανών, σύμφωνα με την Κεϋνσιανή θεωρία ενώ αντίθετα το νεοκλασικό μοντέλο διαφωνεί. Η ιδιωτική επένδυση μειώνεται μετά από μια αύξηση των κυβερνητικών δαπανών και αύξηση της φορολογίας (σε μικρότερο βαθμό). Συμπεραίνουμε ότι υπάρχει ένα ισχυρό αρνητικό αποτέλεσμα στην ιδιωτική επένδυση από μια δημοσιονομική επέκταση του ισοσκελισμένου προϋπολογισμού, όπου επιβεβαιώνεται η νεοκλασική προσέγγιση (αντιθέτως η Κεϋνσιανή θεωρία διαφωνεί με το παραπάνω συμπέρασμα).

### *3.3 Επιπλέον Εμπειρικές Προσεγγίσεις για την αποτελεσματικότητα άσκησης της Δημοσιονομικής Πολιτικής*

Οι Fatas-Mihov (1998) χρησιμοποιούν τη μέθοδο structural VAR και περιλαμβάνουν στο υπόδειγμα τους μόνο μια δημοσιονομική μεταβλητή: την αναλογία του αρχικού ελλείμματος ως προς το ΑΕΠ. Μια αύξηση στο αρχικό έλλειμμα κατά 1% του ΑΕΠ οδηγεί σε αύξηση της παραγωγής κατά 1% μετά από 2 χρόνια. Ο συντελεστής του ελλείμματος παρουσιάζει βασικές ομοιότητες με τον συντελεστή δημοσίων δαπανών όπως στην μελέτη των Blanchard-Perotti για το δείγμα 1960-1997.

Σε μια επέκταση της μελέτης τους, οι Fatas-Mihov (2001) εφαρμόζουν την Επαναληπτική προσέγγιση (*Recursive approach*) για την εύρεση των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής σύμφωνα με τη μεθοδολογία διάσπασης κατά Cholesky. Διαπίστωσαν ότι ο πολλαπλασιαστής δημοσίων δαπανών προκύπτει μεγαλύτερος της μονάδας, δηλαδή μια αύξηση των κρατικών δαπανών οδηγεί σε μεγαλύτερη αύξηση του προϊόντος που οφείλεται σε αύξηση της ιδιωτικής κατανάλωσης εξαιτίας επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής (όπως προβλέπει η κεϋνσιανή θεωρία).

Οι Rotemberg-Woodford (1992) πραγματοποιούν στη μελέτη τους ένα συναφές διαχωρισμό των δημοσίων δαπανών σε αμυντικές και μη αμυντικές δαπάνες, όπως και οι Blanchard-Perotti. Για την περίοδο 1947-1989 εξετάζουν τις επιδράσεις που προκύπτουν στο ΑΕΠ όταν μεταβάλλονται οι στρατιωτικές δαπάνες και η απασχόληση. Η κατ' εκτίμηση ελαστικότητα του ιδιωτικού ΑΕΠ ως προς τις στρατιωτικές δαπάνες είναι μεγαλύτερη της μονάδας ( $>1$ ) αλλά μικρότερη από τα αποτελέσματα της μελέτης των Blanchard-Perotti.

Ο Prammer D. (2004) πραγματοποίησε εμπειρική μελέτη όμως τα εμπειρικά ευρήματα έχουν δώσει διαφορετική απάντηση για τα αποτελέσματα των δημοσιονομικών συστολών στην ιδιωτική κατανάλωση, επένδυση, εθνική αποταμίευση και παραγωγή. Σύμφωνα με τα συμπεράσματα της έρευνας του, η δημοσιονομική πολιτική έχει χάσει την ικανότητα της να σταθεροποιεί την οικονομία από το πρόσφατο παρελθόν.

Οι Fragetta-Melina (2010) χρησιμοποιούν τη *Structural VAR approach*. Εντόπισαν ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών οδηγεί σε αύξηση της ιδιωτικής κατανάλωσης, του ΑΕΠ, της εγχώριας επένδυσης και του πραγματικού μισθού. Ταυτόχρονα μια θετική διαταραχή των φόρων επιφέρει μείωση της κατανάλωσης, της μη εγχώριας επένδυσης και των ωρών εργασίας. Τα αποτελέσματα αυτά είναι συνεπή με την μελέτη των Blanchard-Perotti (2002) και την νεοκεϋνσιανή θεωρία.

Οι Ramey-Shapiro (1997), Edelberg-Eichenbaum-Fisher (1999) και Burnside-Eichenbaum-Fisher (2000) χρησιμοποιούν την προσέγγιση Ψευδομεταβλητών (*Event-study, Narrative ή Dummy-variable approach*). Ορίζουν μια ψευδομεταβλητή με τιμή 1 στην αρχή τριών στρατιωτικών αναδιαρθρώσεων (*military buildups*) τις περιόδους 1950:3, 1965:1 και 1980:1 όπου παρατηρείται υψηλή συγκέντρωση στρατιωτικών δαπανών και ερευνούν τα αποτελέσματα των στρατιωτικών αναδιαρθρώσεων στη μακροοικονομική δραστηριότητα. Και οι τρεις μελέτες εξάγουν το κοινό συμπέρασμα ότι μια συμπτωματική αύξηση των αμυντικών δαπανών θα προκαλέσει αύξηση του προϊόντος, της μη εγχώριας επένδυσης και μείωση της κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν είναι συμβατά με τους νεοκλασικούς οικονομολόγους.

Οι Alesina-Perotti-Schiantarelli (1999) βρίσκουν ότι μια αύξηση των κυβερνητικών δαπανών μπορεί να μεταβάλει τις επενδύσεις είτε θετικά είτε αρνητικά ανάλογα με την επίδραση των μεταβολών των δημοσίων δαπανών πάνω στο επίπεδο παραγωγής και το επιτόκιο. Οι διάφοροι τύποι φόρων επιφέρουν επίσης αρνητικές επιδράσεις στα κέρδη, αλλά κατά ενδιαφέροντα τρόπο, τα αποτελέσματα των κυβερνητικών δαπανών στην επένδυση είναι μεγαλύτερα από την επίδραση των φόρων.

Οι Cohen-Follette (2000) πραγματοποιούν μια θεωρητική και εμπειρική ανάλυση των αυτόματων φορολογικών σταθεροποιητών. Η βέλτιστη αντίδραση της ιδιωτικής κατανάλωσης που προγραμματίζει να αθροίσει τους εισοδηματικούς κλονισμούς εξισορροπείται από τους αυτόματους φορολογικούς σταθεροποιητές. Οι αυτόματοι φορολογικοί σταθεροποιητές διαδραματίζουν έναν μέτριο ρόλο στην ελάττωση του βραχυπρόθεσμου αποτελέσματος των διαταραχών της συναθροιστικής ζήτησης (AD) ως προς το ΑΕΠ, μειώνοντας τον πολλαπλασιαστή κατά περίπου 10%. Έχουν την δυνατότητα να διαδραματίσουν ένα ποσοτικά σημαντικό ρόλο στη διαδικασία οικονομικής σταθεροποίησης.

## Κεφάλαιο 4

### Εμπειρική Μεθοδολογία

#### 4.1 Περιγραφή δείγματος δεδομένων

Αρχικό βήμα για την διεξαγωγή της μελέτης μας σχετικά με την αποτελεσματικότητα της δημοσιονομικής πολιτικής ήταν η συλλογή των στατιστικών δεδομένων. Οι μακροοικονομικές μεταβλητές που συγκεντρώσαμε για την περίπτωση της Ελλάδας είναι οι εξής: ΑΕΠ, εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση, ακαθάριστες επενδύσεις παγίου κεφαλαίου και ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση. Ανακτήθηκαν από το OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) και είναι διαθέσιμα στο διαδικτυακό τόπο: <http://stats.oecd.org/Index.aspx>. Το δείγμα περιλαμβάνει τριμηνιαία (quarterly) δεδομένα ξεκινώντας από το 1<sup>ο</sup> τρίμηνο του έτους 1960 (1960Q<sub>1</sub>) και καλύπτοντας την χρονική περίοδο έως το 4<sup>ο</sup> τρίμηνο του έτους 2010 (2010Q<sub>4</sub>) (δηλαδή 200 τριμηνιαίες παρατηρήσεις ανά εξεταζόμενη μεταβλητή). Οι μεταβλητές των εισαγωγών και των κυβερνητικών δαπανών μετασχηματίστηκαν σε λογαριθμική μορφή για την καλύτερη εξομάλυνση τους. Επιλέγονται τριμηνιαία δεδομένα καθώς οι υπό εξέταση μεταβλητές μεταβάλλονται με αργούς ρυθμούς και είναι εφικτό να αντιμετωπιστούν πιθανά προβλήματα στασιμότητας συγκριτικά με τη χρήση μηνιαίων δεδομένων (Brooks, 2007). Σύμφωνα με την μελέτη των Blanchard-Perotti (2002) η δημοσιονομική πολιτική προσαρμόζεται σε απροσδόκητους κλονισμούς του ΑΕΠ περίπου μέσα σε ένα χρόνο καθώς απαιτείται περισσότερο από ένα τρίμηνο ώστε οι σχεδιαστές πολιτικής να αντιληφθούν πλήρως μία διαταραχή του ΑΕΠ, να αποφασίσουν ποια μέτρα οικονομικής πολιτικής θα επιλέξουν και τελικά θα εφαρμόσουν. Για την εμπειρική μελέτη και οικονομετρική ανάλυση των στατιστικών δεδομένων χρησιμοποιείται η μεθοδολογία των διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων που αναλύεται στο παρόν κεφάλαιο.



## 4.2 Μεθοδολογία VAR - Οικονομετρικό Υπόδειγμα

### 4.2.1 Υποδείγματα Διανυσματικών Αυτοπαλινδρομήσεων (VAR)

Τα μοντέλα δυναμικής παλινδρόμησης (ή αλλιώς αυτοπαλινδρομούμενα μοντέλα καταμερισμένων υστερήσεων) χρησιμοποιούνται για την πρόβλεψη πολυμεταβλητών χρονοσειρών σε διάφορους κλάδους, όπως η οικονομετρία, η μετεωρολογία και η ιατρική. Αποτελούν βασικό εργαλείο για την ανάλυση πολλαπλών χρονολογικών σειρών και είναι αποτελεσματικά και επιτυχή στην πρόβλεψη συστημάτων αλληλοσυσχετιζόμενων μεταβλητών. Αντικαθιστούν σήμερα σε κύριο βαθμό τα υποδείγματα συστημάτων εξισώσεων (*simultaneous equations models*) διότι τα εν λόγω συστήματα εμφανίζουν πολυπλοκότητα και μικρή προβλεπτική ικανότητα.

Τα υποδείγματα VAR χρησιμοποιούνται στα συστήματα αλληλοεξαρτημένων υποδειγμάτων όπου όλες οι μεταβλητές του συστήματος θεωρούνται ενδογενείς και εκφράζονται ως συνάρτηση όλων των μεταβλητών του συστήματος με χρονικές υστερήσεις. Οι πιο σημαντικές εφαρμογές των υποδειγμάτων VAR είναι οι ακόλουθες: **α)** η διάσπαση της διακύμανσης τους, **β)** η χρήση τους στους ελέγχους αιτιότητας και **γ)** ο υπολογισμός των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων κάθε μεταβλητής του VAR μετά από μια τυχαία διαταραχή σε συγκεκριμένη εξίσωση του συστήματος.

Οι δύο πιο γνωστές κατηγορίες μοντέλων πολυμεταβλητών χρονοσειρών είναι το διανυσματικό αυτοπαλινδρομούμενο μοντέλο (*vector autoregressive - VAR*) και το μοντέλο δυναμικής παλινδρόμησης (*dynamic regression - DR*).

**Μοντέλο VAR(k):** Τα VAR αποτελούν γενίκευση/επέκταση των μονοδιάστατων/ μονομεταβλητών αυτοπαλινδρομούμενων μοντέλων AR(p) σε πολυμεταβλητή χρονοσειρά  $x_t = [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}]$  για χρόνους  $t = 1, \dots, N$ . Το μοντέλο VAR ορίζεται ως:

$$X_{t+1} = a_0 + A_1 X_t + A_2 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k+1} + e_t = a_0 + A(B)X_t + e_t \quad (4.2.1.1)$$

όπου  $a_0$  είναι ένα διάνυσμα σταθερών όρων,  $A(B) = A_1 + A_2 B + \dots + A_k B_{k-1}$  είναι πολυώνυμο πινάκων τάξης  $k-1$  του τελεστή υστέρησης  $B$  και  $e_t$  το διάνυσμα λευκού θορύβου. Η εκτίμηση των παραμέτρων του VAR είναι αντίστοιχη με αυτή που χρησιμοποιείται για το AR αλλά σε διανύσματα (π.χ. αντί για άθροισμα τετραγώνων των σφαλμάτων έχουμε άθροισμα μέτρων διανυσμάτων σφαλμάτων στο τετράγωνο).

Η διανυσματική μορφή του VAR θέτει περιορισμούς στην εκτίμηση των παραμέτρων του (για μεγάλο  $n$  η επίλυση για τους πίνακες  $A_i$  μπορεί να είναι αριθμητικά ασταθής) και στην πρόβλεψη (μια συνολικά βέλτιστη προσαρμογή μπορεί να μην είναι η κατάλληλη για την πρόβλεψη μιας συνιστώσας).

Σύμφωνα με τον Brooks (2008) η απλούστερη μορφή του υποδείγματος VAR είναι το διμεταβλητό υπόδειγμα όπως παρουσιάζεται παρακάτω:

$$y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \dots + \beta_{1k}y_{1t-k} + \alpha_{11}y_{2t-1} + \dots + \alpha_{1k}y_{2t-k} + u_{1t} \quad (4.2.1.2)$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{2t-1} + \dots + \beta_{2k}y_{2t-k} + \alpha_{21}y_{1t-1} + \dots + \alpha_{2k}y_{1t-k} + u_{2t} \quad (4.2.1.3)$$

Η καθεμία από τις ενδογενείς μεταβλητές  $y_{1t}$  και  $y_{2t}$  εξαρτάται από τους διαφορετικούς συνδυασμούς των  $k$  προηγούμενων τιμών των ενδογενών μεταβλητών και τους διαταρακτικούς όρους (για τον παραπάνω λόγο το σχήμα ονομάζεται αυτοπαλίνδρομο). Δεν υπάρχουν εξωγενείς μεταβλητές στο διμεταβλητό υπόδειγμα και όλες οι ενδογενείς μεταβλητές εκφράζονται μόνο ως προς τις ενδογενείς με χρονική υστέρηση μεταβλητές. Τα βασικά βήματα για την ανάλυση ενός υποδείγματος VAR είναι τα ακόλουθα:

- Προσδιορισμός και εκτίμηση της μειωμένης μορφής του VAR.
- Έλεγχος της καταλληλότητας του μοντέλου που οδηγεί σε αποδοχή ή απόρριψη του μοντέλου. Εφόσον το μοντέλο γίνει αποδεκτό, μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τη διενέργεια προβλέψεων, την ανάλυση αιτιότητας (*causality analysis*) και την structural ανάλυση.

#### 4.2.2 Γενική μορφή και εκτίμηση υποδείγματος VAR

Για την καλύτερη κατανόηση των υποδειγμάτων VAR θα παρουσιάσουμε το παρακάτω παράδειγμα. Θεωρούμε το διμεταβλητό υπόδειγμα VAR με μεταβλητές: το προϊόν,  $X_t$  και την προσφορά χρήματος,  $M_t$ . Το σύστημα που προκύπτει θα είναι<sup>1</sup>:

$$X_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}X_{t-1} + \alpha_{12}X_{t-2} + \beta_{11}M_{t-1} + \beta_{12}M_{t-2} + e_{t1} \quad (4.2.2.1)$$

$$M_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}X_{t-1} + \alpha_{22}X_{t-2} + \beta_{21}M_{t-1} + \beta_{22}M_{t-2} + e_{t2} \quad (4.2.2.2)$$

Κάθε ενδογενής μεταβλητή  $X_t$  και  $M_t$  έχει δύο υστερήσεις. Το σύστημα σε διανυσματική μορφή γράφεται:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \beta_{11} \\ \alpha_{21} & \beta_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ M_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{12} & \beta_{12} \\ \alpha_{22} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-2} \\ M_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{t1} \\ e_{t2} \end{bmatrix} \quad (4.2.2.3)$$

$$\text{ή αλλιώς: } Y_t = \delta + A_1Y_{t-1} + A_2Y_{t-2} + e_t \quad (4.2.2.4)$$

<sup>1</sup> Δημέλη (2003)

όπου  $Y_t$  είναι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών,  $\delta$  το διάνυσμα των σταθερών όρων,  $A_i$  είναι οι μήτρες των συντελεστών των ενδογενών μεταβλητών χρονικής υστέρησης και  $e_t$  το διάνυσμα των καταλοίπων. Αξίζει να αναφερθεί πως το υπόδειγμα αυτό μπορεί να γενικευθεί ώστε να περιλαμβάνει ενδογενείς μεταβλητές με περισσότερες από 2 υστερήσεις.

Έστω ένα υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων ή διαδικασιών τάξεως  $k$  το οποίο σε σύστημα  $m$  μεταβλητών γράφεται ως εξής<sup>2</sup>:

$$\begin{aligned}
 Y_{1t} &= \alpha_{10} + \alpha_{11,1}Y_{1,t-1} + \alpha_{12,1}Y_{1,t-2} + \dots + \alpha_{1k,1}Y_{1,t-k} + \dots + \alpha_{11,m}Y_{m,t-1} + \\
 &+ \alpha_{12,m}Y_{m,t-2} + \dots + \alpha_{1k,m}Y_{m,t-k} + u_{1t} \\
 \dots & \\
 \dots & \\
 Y_{mt} &= \alpha_{m0} + \alpha_{m1,1}Y_{1,t-1} + \alpha_{m2,1}Y_{1,t-2} + \dots + \alpha_{mk,1}Y_{1,t-k} + \dots + \alpha_{m1,m}Y_{m,t-1} + \\
 &+ \alpha_{m2,m}Y_{m,t-2} + \dots + \alpha_{mk,m}Y_{m,t-k} + u_{mt}
 \end{aligned}
 \tag{4.2.2.5}$$

Στη συνέχεια γράφουμε το παραπάνω σύστημα VAR(k)  $k$  υστερήσεων (Κάτος, 2004) σε μορφή μητρών:

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + u_t = \delta + \sum_{j=1}^k A_j Y_{t-j} + u_t \tag{4.2.2.6}$$

όπου

$$Y_t = \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \dots \\ \dots \\ Y_{mt} \end{bmatrix} \delta = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \\ \dots \\ \dots \\ \alpha_{m0} \end{bmatrix} A_j = \begin{bmatrix} \alpha_{11,j} & \alpha_{12,j} & \dots & \alpha_{1k,j} \\ \alpha_{21,j} & \alpha_{22,j} & \dots & \alpha_{2k,j} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_{m1,j} & a_{m2,j} & \dots & a_{mk,j} \end{bmatrix} u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \dots \\ \dots \\ u_{mt} \end{bmatrix} \tag{4.2.2.7}$$

Για να εκτιμηθεί ένα σύστημα VAR σωστά θα πρέπει να ικανοποιούνται οι βασικές υποθέσεις για τα κατάλοιπα ενός ανοιγμένου υποδείγματος ταυτόχρονων εξισώσεων και τις ενδογενείς μεταβλητές. Οι κυριότερες υποθέσεις για τα κατάλοιπα αναλύονται ως εξής<sup>3</sup>:

$$\begin{aligned}
 u_{it} &\sim N(0, \omega_{ii}), \text{ για όλα τα } t \text{ και } i = 1, 2, \dots, m \text{ όπου } \omega_{ii} = \text{var}(u_{it}) \\
 E(u_{it} u_{is}) &= 0, \text{ για } t \neq s, \text{ και } i = 1, 2, \dots, m \\
 E(u_{it} u_{jt}) &= \omega_{ij}, \text{ για όλα τα } t \text{ και } i, j = 1, 2, \dots, m \text{ όπου } \omega_{ii} = \text{cov}(u_{it}, u_{jt})
 \end{aligned}
 \tag{4.2.2.8}$$

<sup>2</sup> Κάτος (2004)

<sup>3</sup> Κάτος (2004)

Οι παραπάνω υποθέσεις ορίζουν πως το διάνυσμα των καταλοίπων ενός υποδείγματος VAR  $u_t$  έχει μέσο μηδέν και ότι 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. Επίσης τα κατάλοιπα των εξισώσεων του συστήματος αλληλοεξαρτώνται (δηλαδή μπορεί να σχετίζονται μεταξύ τους κατά την τρέχουσα περίοδο) και είναι λευκός θόρυβος. Ακολούθως για την σωστή εκτίμηση των υποδειγμάτων VAR πρέπει να ικανοποιείται η υπόθεση της στασιμότητας των μεταβλητών. Μια διανυσματική στοχαστική διαδικασία  $\{Y_t\}$  ονομάζεται στάσιμη εάν ισχύουν (Judge et al., 1988):

$$\left. \begin{aligned} E(Y_t) &= \mu \text{ για όλα τα } t \\ \text{Var}(Y_{jt}) &< \infty \text{ για } j = 1, 2, \dots, m \text{ και για όλα τα } t \\ \text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) &= E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)'] = \Gamma_k \text{ για όλα τα } t \end{aligned} \right\} \quad (4.2.2.9)$$

Όπως προκύπτει από τις παραπάνω ιδιότητες, 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 μόνο από την απόσταση  $k$  μεταξύ των τιμών και όχι από το χρόνο  $t$ . Επιπρόσθετα, μια διαδικασία VAR(k) είναι στάσιμη εάν οι μέσοι και οι μήτρες συνδιακυμάνσεων της είναι περιορισμένες και το πολυώνυμο που ορίζεται από την ορίζουσα έχει όλες τις ρίζες του έξω από το μιγαδικό μοναδιαίο κύκλο (Judge et al., 1988).

$$|I - A_1\lambda - A_2\lambda^2 - \dots - A_k\lambda^k| = 0 \quad (4.2.2.10)$$

Όταν πληρούνται όλες οι προαναφερθείσες υποθέσεις τότε όπως έχει αποδειχθεί από τον Sims και άλλους, οι παράμετροι του υποδείγματος VAR(k) μπορούν να εκτιμηθούν με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Αυτή η εκτίμηση δίνει συνεπείς και αποτελεσματικούς εκτιμητές των συντελεστών του συστήματος. Σύμφωνα με τον Κάτο (2004) για την εξίσωση  $i$  ο εκτιμητής OLS δίνεται ως εξής:

$$a_i = (X'X)^{-1}X'Y_i \sim N(a_i, \omega_{ii}(X'X)^{-1}) \quad (4.2.2.11)$$

$$\text{όπου } a_i = [a_{i0} \ a_{i1,1} \ \dots \ a_{ik,m}] \text{ αποτελεί εκτίμηση του } a_i = [a_{i0} \ a_{i1,1} \ \dots \ a_{ik,m}] \quad (4.2.2.12)$$

$$\text{και } Y_i = [Y_{i1} \ Y_{i2} \ \dots \ Y_{in}]', \ X = [1 \ Y_{1,-1} \ \dots \ Y_{m,-k}] \quad (4.2.2.13)$$

Οι συνεπείς εκτιμήσεις των  $w_{ij}$  των παραμέτρων  $\omega_{ij}$  δίνονται από:

$$w_{ij} = \frac{(Y_i - Xa_i)' \cdot (Y_i - Xa_i)}{n} \quad \text{ή} \quad \frac{(Y_i - Xa_i)' \cdot (Y_i - Xa_i)}{n - m \cdot k - 1} \quad (4.2.2.14)$$

Η μεθοδολογία εκτίμησης OLS χρησιμοποιείται όταν γνωρίζουμε την τάξη του υποδείγματος VAR. Σε περιπτώσεις όπου η τάξη του VAR είναι μεγάλη, προκύπτει το πρόβλημα της υπερ-παραμετροποίησης στην ανάλυση του μοντέλου VAR. Στις συνηθέστερες περιπτώσεις όπου η τάξη του VAR είναι άγνωστη, για τον προσδιορισμό της τάξης γίνεται χρήση γνωστών ελέγχων (έλεγχος λόγου πιθανοφανειών LR, κριτήρια πληροφορίας Akaike και Schartz).

#### 4.2.3 Προσδιορισμός του υποδείγματος VAR – Επιλογή της τάξης του υποδείγματος VAR

##### 4.2.3 (A) Ο Έλεγχος λόγου πιθανοφανειών (LR)

Ο έλεγχος αυτός βασίζεται στο γνωστό στατιστικό έλεγχο του λόγου πιθανοφανειών και δίνεται ως εξής<sup>4</sup>:

$$LR = 2[\log l_u - \log l_r] \quad \chi^2(v) \quad (4.2.3.1)$$

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

$$\text{με } l = \frac{n \cdot m}{2} \cdot (1 + \log 2\pi) - \frac{n}{2} \cdot \log |W| \quad (4.2.3.2)$$

$$\text{και } |W| = \text{ορίζουσα} \left( \frac{1}{n} \cdot \sum u_i u_i' \right) \quad (4.2.3.3)$$

Υποθέτουμε ότι οι συντελεστές ενός υποδείγματος VAR(k) που αντιστοιχούν στις μεταβλητές με υστερήσεις σημειώνονται με τη μήτρα  $A = [A_1 \ A_2 \ \dots \ A_k]$ . Ο στόχος του ελέγχου LR είναι να ελέγξει διαδοχικά τις παρακάτω υποθέσεις, αρχίζοντας από ένα μεγάλο αριθμό υστερήσεων k:

$$H_0: A_k = 0 \text{ με } H_1: A_k \neq 0$$

$$H_0: A_{k-1} = 0 \text{ με } H_1: A_{k-1} \neq 0, \text{ δοθέντος ότι } A_k = 0$$

$$H_0: A_{k-2} = 0 \text{ με } H_1: A_{k-2} \neq 0, \text{ δοθέντος ότι } A_k = A_{k-1} = 0$$

.....

$$H_0: A_1 = 0 \text{ με } H_1: A_1 \neq 0, \text{ δοθέντος ότι } A_k = A_{k-1} = \dots = A_2 = 0$$

$$\left. \begin{array}{l} \\ \\ \\ \dots \\ \end{array} \right\} \quad (4.2.3.4)$$

<sup>4</sup> Κάτος (2004)

Η τιμή του στατιστικού LR συγκρίνεται με την κριτική τιμή  $x^2$  για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0,05. Ο έλεγχος σταματά όταν, χρησιμοποιώντας το στατιστικό LR, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και επιλέγεται έτσι αντίστοιχα η τάξη  $p$  του υποδείγματος VAR, για  $1 \leq p \leq k$ .

#### 4.2.3 (B) Τα κριτήρια πληροφορίας Akaike και Schartz<sup>5</sup>

Τα συνηθέστερα κριτήρια πληροφορίας Akaike και Schartz ορίζονται για το υπόδειγμα VAR ως εξής:

$$AIC(p) = \frac{-2l}{n} + \frac{2m^2 \cdot p}{n} \quad (4.2.3.5)$$

$$\text{και SCH}(p) = \frac{-2l}{n} + \frac{m^2 \cdot p}{n} \cdot \log(n) \quad (4.2.3.6)$$

όπου  $p$  = αριθμός υστερήσεων. Η τάξη  $p$  του VAR επιλέγεται αντίστοιχα από την ελαχιστοποίηση του κριτηρίου.

#### 4.3 Έλεγχος Στασιμότητας: Η μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών

Στην ανάλυση των χρονολογικών σειρών πρωταρχικό βήμα αποτελεί ο έλεγχος της στασιμότητας των μεταβλητών. Η πιθανότητα της μη στασιμότητας των μεταβλητών στις χρονολογικές σειρές είναι υψηλή καθώς παρατηρείται εξάρτηση των παρατηρήσεων από το χρόνο. Αν οι μεταβλητές είναι μη στάσιμες, μία ή περισσότερες από τις στατιστικές τους ιδιότητες μεταβάλλονται διαχρονικά, οι εκτιμητές της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων είναι ασυνεπείς και οι στατιστικοί έλεγχοι μη έγκυροι. Σύμφωνα με τον Κάτο (2004) όταν ο μέσος και η διακύμανση μεταβάλλονται με το χρόνο και υπάρχει τάση σε μια χρονολογική σειρά, τότε η σειρά αυτή είναι μη στάσιμη. Αν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες αλλά συνολοκληρώνονται, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τις μεταβλητές σε επίπεδα. Από την άλλη πλευρά, μια χρονολογική σειρά θεωρείται στάσιμη αν οι μέσοι και οι διακυμάνσεις είναι σταθερές και οι συνδιακυμάνσεις μεταξύ δύο χρονικών περιόδων  $t$  και  $t+k$ , εξαρτώνται μόνο από την απόσταση  $k$  μεταξύ των δύο αυτών χρονικών περιόδων.

---

<sup>5</sup> Κάτος (2004)

Πιο συγκεκριμένα:

- ο μέσος  $E(X_t) = \mu$  είναι σταθερός για όλα τα  $t$  και δεν εξαρτάται από το χρόνο
- η διακύμανση  $Var(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = \sigma^2$  είναι σταθερή για όλα τα  $t$ ,
- η συνδιακύμανση  $Cov(X_t, X_{t+k}) = E[(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$  είναι σταθερή για όλα τα  $t, k \neq 0$ .

#### 4.3.1 Η μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών

Σε αυτή την ενότητα θα δούμε πως πραγματοποιείται ο έλεγχος στασιμότητας μιας χρονολογικής σειράς. Σύμφωνα με τον Κάτο (2004) θεωρούμε το αυτοπαλίνδρομο σχήμα πρώτου βαθμού AR(1) ως εξής:

$$X_t = \phi * X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3.1.1)$$

όπου  $\varepsilon_t$  είναι λευκός θόρυβος (*white noise*) με σταθερό μέσο, σταθερή διακύμανση και τιμές που δεν αυτοσυσχετίζονται. Πραγματοποιώντας ορισμένους μετασχηματισμούς το αυτοπαλίνδρομο σχήμα πρώτου βαθμού AR(1) γράφεται:

$$X_t - \phi * X_{t-1} = \varepsilon_t \quad \text{ή} \quad (4.3.1.2)$$

$$(1 - \phi L) * X_t = \varepsilon_t \quad (4.3.1.3)$$

Για να είναι η τελευταία σειρά (4.3.1.3) στάσιμη, θα πρέπει η ρίζα της εξίσωσης

$$1 - \phi L = 0 \quad (4.3.1.4)$$

να είναι μεγαλύτερη σε απόλυτες τιμές από τη μονάδα. Όπως προκύπτει, η εξίσωση αυτή έχει μόνο μία ρίζα ( $L = \frac{1}{\phi}$ ). Συνεπώς για να ισχύει η υπόθεση της στασιμότητας πρέπει  $-1 < \phi < 1$ .

Ως επόμενο βήμα οι υποθέσεις για τον έλεγχο στασιμότητας της σειράς  $X_t$  γράφονται ως εξής:

$$H_0: |\phi| \geq 1, \text{ για μη στασιμότητα} \quad (4.3.1.5)$$

$$H_1: |\phi| < 1, \text{ για στασιμότητα}$$

Στη περίπτωση όπου  $\phi=1$ , δηλαδή όταν η  $H_0$  στην (4.3.1.5) είναι αληθής, τότε η (4.3.1.1) αποτελεί την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου (*random walk* - μη στάσιμη διαδικασία). Όταν το  $\phi$  ισούται με τη μονάδα, προκύπτει το γνωστό πρόβλημα της μοναδιαίας ρίζας (δηλαδή το πρόβλημα της μη στασιμότητας της αντίστοιχης διαδικασίας). Σε αυτή την περίπτωση η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (*autocorrelation function, ACF*) θα είναι κοντά στη μονάδα και δεν θα μειώνεται γρήγορα όσο θα αυξάνονται οι υστερήσεις.

Συνεχίζοντας αφαιρούμε τον όρο  $X_{t-1}$  από τα δύο μέλη της εξίσωσης (4.3.1.1) αντίστοιχα και παίρνουμε:

$$X_t - X_{t-1} = \varphi * X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{ή} \quad (4.3.1.6)$$

$$\Delta X_t = \delta * X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3.1.7)$$

όπου  $\delta = \varphi - 1$ . Θεωρούμε  $\varphi > 0$  και οι υποθέσεις για τον έλεγχο στασιμότητας (4.3.1.5) ξαναγράφονται ισοδύναμα ως εξής:

$$H_0: \delta \geq 0, \text{ για μη στασιμότητα} \quad (4.3.1.8)$$

$$H_1: \delta < 0, \text{ για στασιμότητα}$$

Στην περίπτωση όπου  $\delta = 0$  ή επαγωγικά  $\varphi = 1$  (ισχύει η μηδενική υπόθεση), η αντίστοιχη διαδικασία είναι μη στάσιμη. Το πρόβλημα της μοναδιαίας ρίζας (αλλιώς μη στασιμότητα) είναι δυνατόν να αποτυπωθεί με δύο εναλλακτικούς τρόπους: α)  $\varphi = 1$  ή β)  $\delta = 0$ . Συνεπώς για να επιλύσουμε το πρόβλημα της μη στασιμότητας μιας χρονολογικής σειράς αρκεί να πραγματοποιήσουμε είτε έλεγχο της παραμέτρου  $\varphi = 1$  στην εξίσωση παλινδρόμησης (4.3.1.1) είτε έλεγχο της παραμέτρου  $\delta = 0$  στην εξίσωση παλινδρόμησης (4.3.1.7). Ένας τέτοιος έλεγχος θα μπορούσε να πραγματοποιηθεί εφαρμόζοντας τους δύο ελέγχους,

$$t_\varphi = (\varphi - 1) / s_\varphi \quad \text{ή} \quad t_\delta = \delta / s_\delta \quad (4.3.1.9)$$

όπου  $s_\varphi$  και  $s_\delta$  αποτελούν τα εκτιμημένα τυπικά σφάλματα των εκτιμημένων παραμέτρων  $\varphi$  και  $\delta$  αντίστοιχα. Παρόλα αυτά η διαδικασία δεν είναι τόσο απλοποιημένη. Αυτό συμβαίνει γιατί κάτω από την  $H_0$  της μη στασιμότητας (δηλαδή αν  $\varphi = 1$  ή  $\delta = 0$ ), οι τιμές του  $t$  που υπολογίζονται στην (4.3.1.9) δεν ακολουθούν τη συνηθισμένη κατανομή  $t$ , αλλά ακολουθούν μια μη τυπική και μη συμμετρική κατανομή. Πρέπει να τονίσουμε εδώ ότι ο έλεγχος της στασιμότητας μιας χρονολογικής σειράς εξαρτάται πάντοτε από το συντελεστή  $\delta$  του παλινδρομητή  $X_{t-1}$ .

Αξίζει σε αυτό το σημείο να αναφερθεί ότι στην περίπτωση όπου οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες σε πρώτες διαφορές ( $I(1)$ ) και μη στάσιμες σε επίπεδα, προχωράμε στο επόμενο βήμα και ερευνούμε αν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Θα πρέπει τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης σε επίπεδα να είναι στάσιμα. Με την πραγματοποίηση του επαυξημένου ελέγχου Dickey-Fuller ή ελέγχου Engle-Granger, μπορούμε να εξετάσουμε εάν οι σειρές μας συνολοκληρώνονται.



### 4.3.2 Ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (ADF)<sup>6</sup>

Έστω ότι η χρονολογική σειρά  $X_t$  αποτελεί μια αυτοπαλινδρομη διαδικασία  $p$  τάξεως AR( $p$ ) ως εξής:  $X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$  (4.3.2.1)

Οι πρώτες διαφορές της χρονολογικής σειράς αποτυπώνονται στις ακόλουθες γενικές εξισώσεις:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.3.2.2)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.3.2.3)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \delta X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.3.2.4)$$

Η πρώτη εξίσωση δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο και τάση, η δεύτερη περιλαμβάνει τη σταθερά  $\alpha$  και η τρίτη εξίσωση περιλαμβάνει σταθερά αλλά και τάση. Οι υποθέσεις για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας είναι:

$$H_0: \delta = 0, \text{ για μη στασιμότητα} \quad (4.3.2.5)$$

$$H_1: \delta < 0, \text{ για στασιμότητα}$$

Ο έλεγχος γίνεται μέσω των πινάκων κρίσιμων τιμών  $\tau$  για τα συνήθη επίπεδα εμπιστοσύνης για την στατιστική  $t_\delta$ . Η μηδενική υπόθεση  $H_0$  απορρίπτεται εάν  $\tau_\delta < \tau$ . Όταν γίνεται αποδεκτή η  $H_0$ , η σειρά χαρακτηρίζεται μη στάσιμη και θα πρέπει να πάρουμε τις πρώτες διαφορές της σειράς:  $X_t = \Delta^d X_t$ . Ο έλεγχος για την ύπαρξη στασιμότητας επαναλαμβάνεται μέχρι το σημείο στο οποίο οι  $d$  τάξης διαφορές της σειράς να αποδειχθούν στάσιμες. Συμπερασματικά, τα αποτελέσματα του ελέγχου για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας εξαρτώνται από την εξειδίκευση της εξίσωσης Dickey-Fuller, δηλαδή αν η εξίσωση παλινδρόμησης περιλαμβάνει σταθερό όρο ή/και χρονική τάση ή όχι.

### 4.4 Υποδείγματα VAR και Συνολοκλήρωση

Όπως έχουμε αναφέρει στην ενότητα 4.2 για την στασιμότητα των μεταβλητών, αν οι χρονολογικές σειρές έχουν μοναδιαίες ρίζες (δηλαδή είναι μη στάσιμες), η παλινδρόμηση είναι φαινομενική και οδηγεί σε λανθασμένα (*spurious*) αποτελέσματα. Σε αυτή την περίπτωση προτείνεται ο μετασχηματισμός των μεταβλητών και η χρήση τους σε πρώτες διαφορές (όχι στα επίπεδα), εκτός αν αυτές συνολοκληρώνονται.

<sup>6</sup> Κάτος (2004)

Ο αριθμός των διαφορών που χρειάζεται για να μετατραπεί μια χρονολογική σειρά σε στάσιμη εξαρτάται από τις χαρακτηριστικές ρίζες του πολυωνύμου που αντιστοιχεί σε μια δεδομένη χρονολογική σειρά. Η συνολοκλήρωση αντιπροσωπεύει την ύπαρξη μακροχρόνιας ισορροπίας ανάμεσα σε οικονομικές μεταβλητές. Ως μακροχρόνια ισορροπία ορίζεται μια σταθερή σχέση ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές στη μακροχρόνια περίοδο. Δύο χρονολογικές σειρές  $Y_t$  και  $X_t$  καλούνται συνολοκληρωμένες τάξης  $d, g$  εάν<sup>7</sup>:

**α)** και οι δύο είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης  $d$  και

**β)** υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός των δύο χρονολογικών σειρών, έστω  $\alpha_1 Y_t + \alpha_2 X_t$  που αποτελεί ολοκληρωμένη σειρά τάξης  $d-g$  με  $g > 0$ .

Αν οι δύο μεταβλητές έστω  $X_t$  και  $Y_t$  συνολοκληρώνονται τότε η σχέση μεταξύ τους μπορεί να εκφραστεί με το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (*error correction model, ECM*). Τα VECM αποτελούν μια μειωμένη μορφή υποδειγμάτων VAR και αποτυπώνονται σε δύο στάδια<sup>8</sup>:

1. Ελέγχουμε αν οι μεταβλητές  $Y, X_1, X_2, \dots$  είναι στάσιμες και αν συνολοκληρώνονται. Στη συνέχεια παλινδρομούμε την  $Y_t$  πάνω στις ανεξάρτητες μεταβλητές και κρατάμε τα κατάλοιπα ( $e_t$ ).
2. Παλινδρομούμε την  $\Delta Y$  πάνω στις  $\Delta X_1, \Delta X_2, \dots$  και τα κατάλοιπα με μια υστέρηση ( $e_{t-1}$ ). Προκύπτει η παλινδρόμηση της μορφής:

$$\Delta Y = \gamma_1 \Delta X_1 + \gamma_2 \Delta X_2 + \dots + \lambda e_{t-1} + v_t \quad (4.4.1)$$

Το υπόδειγμα ECM δείχνει την επίδραση των βραχυχρόνιων αλλαγών των  $X_1, X_2, \dots, X_k$  πάνω στην  $Y$ , περιορίζοντας τις μη στάσιμες σειρές να συγκλίνουν στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Τα λάθη ή οι αποκλίσεις από τη μακροχρόνια ισορροπία σε ένα υπόδειγμα VAR διορθώνονται σταδιακά μέσω των βραχυχρόνιων προσαρμογών των επιμέρους μεταβλητών του συστήματος. Ο συντελεστής των καταλοίπων της προηγούμενης περιόδου ( $\lambda$ ) δείχνει τη μακροχρόνια προσαρμογή. Η τιμή  $\lambda$  απεικονίζει την απόκλιση της πραγματικής  $Y$  από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας που διορθώνεται σε κάθε περίοδο.

Ας θεωρήσουμε την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας<sup>9</sup>:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t \Leftrightarrow Y_t - \alpha_0 - \alpha_1 X_t = 0 \quad (4.4.2)$$

Το σφάλμα ανισορροπίας που παριστάνει την ανισορροπία ισούται με  $u_t = Y_t - \alpha_0 - \alpha_1 X_t$ .

<sup>7</sup> Χάλκος (2006)

<sup>8</sup> Χάλκος (2006)

<sup>9</sup> Χάλκος (2006)

Όποτε έχουμε:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \gamma_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4.3)$$

Επαναπαραμετροποιούμε την σχέση

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - (1 - \gamma_1) (Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4.4.4)$$

δηλαδή αφαιρούμε από την (4.3.3) την  $Y_{t-1}$ , και προσθαφαιρούμε από τη δεξιά πλευρά το  $\beta_1 X_{t-1}$  και αντικαθιστούμε το  $\beta_0$  και  $(\beta_1 + \beta_2)$  με τα ίσα τους. Οι μεταβολές της  $Y$  εξαρτώνται από τις μεταβολές της  $X$  και από το λάθος ανισορροπίας της προηγούμενης περιόδου που παριστάνει ο όρος  $(Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1})$ . Η τιμή της  $Y$  διορθώνεται για το λάθος ανισορροπίας της προηγούμενης περιόδου με το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών. Ο συντελεστής  $\gamma_1$  κάνει μερική διόρθωση ( $0 < \gamma_1 < 1$ ).

#### 4.4.1 Μεθοδολογία του Johansen<sup>10</sup>

Θεωρούμε ένα υπόδειγμα VAR  $p$  τάξεως:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_n Y_{t-n} + B X_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (4.4.1.1)$$

όπου  $Y_t$  είναι ένα διάνυσμα  $n \times 1$  μη στάσιμων  $I(1)$  μεταβλητών,  $\varepsilon_t$  είναι το διάνυσμα καταλοίπων και  $A_1, \dots, A_n$  είναι οι μήτρες των παραμέτρων τάξεως  $n \times n$  η καθεμία. Το υπόδειγμα VAR στα επίπεδα είναι δυνατόν να μετασχηματιστεί σε υπόδειγμα πρώτων διαφορών με διόρθωση λαθών VECM:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + B X_t + \varepsilon_t \quad (4.4.1.2)$$

$$\text{όπου: } \Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \text{ και } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j, \quad i = 1, \dots, p \quad (4.4.1.3)$$

Εάν όλες οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, τότε οι μεταβλητές  $\Delta Y_{t-j}$  είναι στάσιμες. Η μήτρα  $\Pi$  των παραμέτρων που πολλαπλασιάζει το διάνυσμα της υστέρησης  $Y_{t-1}$  των ενδογενών μεταβλητών ονομάζεται μήτρα ισορροπίας. Ο βαθμός της μήτρας αυτής προσδιορίζει την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος  $Y_t$ . Εντοπίζονται τρεις διαφορετικές περιπτώσεις σχετικά με το βαθμό της μήτρας  $\Pi$ , που έχει τον συμβολισμό  $r(\Pi)$  (Enders, 1995).

<sup>10</sup> Δημέλη (2003), Κάτος (2004)

1.  $r(\Pi) = 0$  (μηδενικός βαθμός)

Κάθε στοιχείο σε αυτή την μήτρα  $\Pi$  είναι μηδενικό, οπότε το υπόδειγμα VECM μετατρέπεται σε ένα υπόδειγμα VAR στις πρώτες διαφορές,  $\Delta Y_t$  όπου οι μεταβλητές είναι στάσιμες  $I(0)$ , αφού οι μεταβλητές του  $Y_t$  είναι  $I(1)$ . Δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών του υποδείματος. Εδώ οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.

2.  $r(\Pi) = p$  (πλήρης βαθμός)

Εάν ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  ισούται με  $p$ , οι γραμμές της μήτρας είναι γραμμικά ανεξάρτητες. Αυτή η περίπτωση συναντάται μόνο όταν το διάνυσμα των μεταβλητών  $Y_t$  είναι στάσιμο, δηλαδή όταν όλες οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες τάξεως μηδέν. Συνεπώς το υπόδειγμα VECM δεν υφίσταται. Ως το πλέον κατάλληλο προτείνεται το υπόδειγμα VAR στα επίπεδα.

3.  $r(\Pi) < p$  (μειωμένος βαθμός)

Στην περίπτωση όπου η μήτρα  $\Pi$  έχει βαθμό μικρότερο από την τάξη της  $p$  που ισούται με τον αριθμό των ενδογενών μεταβλητών, τότε οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Οι στήλες της μήτρας  $\Pi$  δεν είναι γραμμικά ανεξάρτητες. Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης ονομάζεται έλεγχος μειωμένου βαθμού (*reduced rank test*) για τους συντελεστές  $\Pi$ . Το πιο κατάλληλο υπόδειγμα προς εκτίμηση θεωρείται το VECM και όχι το VAR στις πρώτες διαφορές. Η παράλειψη του όρου διόρθωσης ( $\Pi Y_{t-1}$ ) από το υπόδειγμα ενδεχομένως να οδηγήσει σε σημαντικά λάθη εξειδίκευσης καθώς οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται και η βραχυχρόνια συμπεριφορά των ενδογενών μεταβλητών επηρεάζεται από την πορεία προς τη μακροχρόνια ισορροπία.

Στο επόμενο βήμα η μήτρα  $\Pi$  διασπάται σε δύο επιμέρους μήτρες τις  $\alpha$  και  $\beta$  (τάξης  $p \times k$  και βαθμού  $k$ ) ώστε:

$$\Pi_{p \times p} = \alpha_{p \times k} \beta'_{k \times p} \quad (4.4.1.4)$$

Τα στοιχεία της μήτρας  $\alpha$  είναι οι συντελεστές ταχύτητας προσαρμογής. Το  $\beta'_{k \times p}$  θεωρείται στάσιμο και δίνει  $k$  σχέσεις συνολοκλήρωσης. Κάθε στήλη της μήτρας  $\beta$  δίνει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Τα στοιχεία των μητρών  $\alpha$ ,  $\beta$  δεν είναι εφικτό να εκτιμηθούν με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και είναι σημαντικό να γίνουν περιορισμοί ανάμεσα στις παραμέτρους (*cross-equation restrictions*). Ο Johansen (1988) όταν εφάρμοσε τη μεθοδολογία του, έθεσε ως στόχο τον προσδιορισμό του όρου  $\alpha\beta'\Pi$ . Προκειμένου να απομονώσουμε την επίδραση των λαθών μπορούμε να απαλείψουμε τις επιδράσεις  $A_1, \dots, A_{p-1}$  των πρώτων διαφορών. Για αυτό το σκοπό ο Johansen πρότεινε τις ακόλουθες ενέργειες:

Ξεκινώντας παλινδρομούμε το  $\Delta Y_t$  πάνω στις πρώτες διαφορές  $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}$  και παίρνουμε τις εκτιμήσεις των καταλοίπων ( $R_{0t}$ ).

$$\Delta Y_t = \Pi_0 + \Pi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Pi_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + R_{0t} \quad (4.4.1.5)$$

Έπειτα 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 ( $R_{1t}$ ).

$$Y_{t-1} = \tau_0 + \tau_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \tau_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + R_{1t} \quad (4.4.1.6)$$

Συνεχίζουμε και παλινδρομούμε τις εκτιμήσεις των καταλοίπων της πρώτης παλινδρόμησης  $\hat{R}_{0t}$  στις εκτιμήσεις των καταλοίπων της δεύτερης  $\hat{R}_{1t}$ . Προκύπτει η ελαττωμένη παλινδρόμηση (*canonical equation*):

$$\hat{R}_{0t} = \alpha \beta' R_{1t} + u_t \quad (4.4.1.7)$$

Τώρα εφαρμόζουμε την ανάλυση των μερικών κανονικών συσχετίσεων (*partial canonical correlation analysis*) για να υπολογίσουμε τις κανονικές συσχετίσεις. Ο Johansen (1991,1995) χρησιμοποίησε τη μέθοδο μέγιστης πιθανοφάνειας ML για να εκτιμήσει τις παραμέτρους των σχέσεων συνολοκλήρωσης. Η εκτίμηση ML της μήτρας  $\beta$  προκύπτει από τα ιδιοδιανύσματα που αντιστοιχούν στις  $k$  μεγαλύτερες ιδιοτιμές  $\lambda_i$  από τη λύση της εξίσωσης:

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S^{-1}_{00} S_{01}| = 0 \quad (4.4.1.8)$$

όπου  $\lambda$  το διάνυσμα των ιδιοτιμών και

$$S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it} R'_{jt} = \begin{bmatrix} S_{00} & S_{01} \\ S_{10} & S_{11} \end{bmatrix} \quad \text{για } i, j = 0, 1 \quad (4.4.1.9)$$

είναι οι τέσσερις μήτρες διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των καταλοίπων  $R_{0t}$  και  $R_{1t}$ .

Επειδή η ορίζουσα μιας μήτρας ισούται με το γινόμενο των ιδιοτιμών της  $\lambda_i$ , παίρνουμε 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.

#### 4.4.2 Έλεγχος Βαθμού Συνολοκλήρωσης<sup>11</sup>

Η μεθοδολογία Johansen οδηγεί σε δύο τύπους ελέγχου του αριθμού των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης μεταξύ των  $p$  μεταβλητών του διανύσματος  $Y_t$ . Αν ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  είναι μικρότερος από τον αριθμό των μεταβλητών  $p$  (έστω  $r(\Pi)=h < p$ ), τότε οι μεταβλητές συνοκληρώνονται. Ο αριθμός  $h$  δίνει τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης που εμπεριέχονται στη μήτρα  $\beta$ . Αν υπάρχουν  $h$  διανύσματα συνολοκλήρωσης, τότε μόνο  $h$  γραμμικοί συνδυασμοί των μεταβλητών είναι στάσιμοι  $I(0)$ , ενώ οι υπόλοιποι είναι μη στάσιμοι. Σε αυτό το σημείο μπορούμε να ελέγξουμε αν οι τελευταίες  $p-h$  στήλες της μήτρας  $\alpha$  διαφέρουν από το μηδέν.

Η μεθοδολογία Johansen δίνει τη δυνατότητα να εκτιμηθούν οι  $p$  ιδιοτιμές της μήτρας  $\Pi$  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. Τα  $h$  διανύσματα είναι στάσιμοι γραμμικοί συνδυασμοί και αποτελούν τα στοιχεία της μήτρας  $\beta$  (διανύσματα συνολοκλήρωσης).

Οι ιδιοτιμές που αντιστοιχούν στο μη-στάσιμο μέρος του υποδείγματος έχουν μηδενικές τιμές  $\lambda_i = 0$  για  $i = h+1, \dots, p$ . Η μηδενική υπόθεση για τον έλεγχο του βαθμού συνολοκλήρωσης διατυπώνεται με την υπόθεση στατιστικής σημαντικότητας των τελευταίων ιδιοτιμών ως:

$H_0$ : υπάρχουν το πολύ  $h$  ιδιοδιανύσματα συνολοκλήρωσης ή  $\lambda_i = 0$  για  $i = h+1, \dots, p$

όπου το  $h$  υποδεικνύει ότι μόνο οι πρώτες ιδιοτιμές  $\lambda_1, \dots, \lambda_h$  είναι μη μηδενικές. Ο έλεγχος πραγματοποιείται συγκρίνοντας τη λογαριθμική συνάρτηση πιθανοφάνειας επιβάλλοντας τον παραπάνω περιορισμό για διάφορες τιμές του  $h$  με την αντίστοιχη χωρίς τον περιορισμό. Αυτό είναι το κριτήριο του λόγου πιθανοφανειών ακολουθώντας την κατανομή  $\chi^2$ . Για την διατύπωση της εναλλακτικής υπόθεσης συναντούμε 2 τύπους ελέγχων, οι οποίοι αναλύονται παρακάτω.

---

<sup>11</sup> Δημέλη (2003), Κάτος (2004)

#### 4.4.2.1 Έλεγχος ίχνους (trace test)<sup>12</sup>

Χρησιμοποιούμε το ακόλουθο στατιστικό του λόγου πιθανοφαινών και ελέγχουμε την υπόθεση πως υπάρχουν το πολύ  $h$  ιδιοδιανύσματα:

$$\lambda_{\text{trace}} = -T \sum_{i=h+1}^p \log(1 - \hat{\lambda}_i) \text{ για } h=0,1,2,\dots, p-1 \quad (4.4.2.1.1)$$

$$\left. \begin{array}{l} H_0: h = 0 \text{ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης } H_a: h \geq 1, \text{ εάν } \lambda_{\text{trace}} > \text{ κρίσιμη τιμή} \\ H_0: h \leq 1 \text{ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης } H_a: h \geq 2, \text{ εάν } \lambda_{\text{trace}} > \text{ κρίσιμη τιμή} \\ \dots\dots\dots \\ H_0: h \leq p-1 \text{ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης } H_a: h = p, \text{ εάν } \lambda_{\text{trace}} > \text{ κρίσιμη τιμή} \end{array} \right\} (4.4.2.1.2)$$

Ο έλεγχος εφαρμόζεται διαδοχικά για κάθε μία από τις τιμές αυτές και σταματά όταν προχωρώντας από πάνω προς τα κάτω συναντάμε το πρώτο μη στατιστικό αποτέλεσμα. Ο έλεγχος ολοκληρώνεται με την αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης για  $h=0$  και ο βαθμός  $h$  είναι εκείνος που προκύπτει από την αντίστοιχη  $H_0$ .

#### 4.4.2.2 Έλεγχος Μεγίστης Ιδιοτιμής ( $\lambda$ -max test)<sup>13</sup>

Χρησιμοποιούμε το ακόλουθο στατιστικό και ελέγχουμε την υπόθεση πως υπάρχουν το πολύ  $h$  διανύσματα συνολοκλήρωσης ως προς την εναλλακτική ότι υπάρχουν  $h+1$  διανύσματα.

$$\lambda_{\text{max}} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{h+1}) \text{ για } h = 0,1,2,\dots,p-1. \quad (4.4.2.2.1)$$

$$\left. \begin{array}{l} H_0: h = 0 \text{ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης } H_a: h = 1, \text{ εάν } \lambda_{\text{max}} > \text{ κρίσιμη τιμή} \\ H_0: h \leq 1 \text{ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης } H_a: h = 2, \text{ εάν } \lambda_{\text{max}} > \text{ κρίσιμη τιμή} \\ \dots\dots\dots \\ H_0: h \leq p-1 \text{ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης } H_a: h = p, \text{ εάν } \lambda_{\text{max}} > \text{ κρίσιμη τιμή} \end{array} \right\} (4.4.2.2.2)$$

<sup>12</sup> Δημέλη (2003), Κάτος (2004)

<sup>13</sup> Δημέλη (2003), Κάτος (2004)

Ο έλεγχος εφαρμόζεται διαδοχικά για κάθε μία από τις τιμές αυτές. Ο έλεγχος ολοκληρώνεται με την αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης και ο βαθμός  $h$  είναι εκείνος που προκύπτει από την αντίστοιχη  $H_0$ .

Αξίζει να αναφερθεί πως σε κάθε ιδιοτιμή αντιστοιχεί και ένα ιδιοδιάνυσμα. Ας θεωρήσουμε τα  $\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_n$  ιδιοδιανύσματα τα οποία απαρτίζουν την ιδιομήτρα  $\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_n)$ . Τα ιδιοδιανύσματα αυτά είναι δυνατόν να ομαλοποιηθούν χρησιμοποιώντας ότι  $V'SkV=I$ . Παραπάνω βρήκαμε ότι  $h$  είναι ο βαθμός της μήτρας  $B$ . Τότε τα πρώτα  $h$  ιδιοδιανύσματα στην  $V$  είναι τα  $h$  διανύσματα συνολοκλήρωσης τα οποία αποτελούν την μήτρα συνολοκλήρωσης  $C = [v_1 \ v_2 \ \dots \ v_r]$ . Η μήτρα προσαρμογής βρίσκεται από το  $D = S_{OK}C$ . Αυτές αποτελούν τους εκτιμητές μεγίστης πιθανοφάνειας των  $C$  και  $D$ .

#### 4.5 Διαγνωστικοί Έλεγχοι των Καταλοίπων

Για τον έλεγχο της καταλληλότητας του υποδείγματος VAR απαραίτητο βήμα αποτελεί η διενέργεια διαγνωστικών ελέγχων για τα κατάλοιπα. Οι βασικοί έλεγχοι αφορούν την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης (*autocorrelation LM test*) και ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα (*White heteroskedasticity test*).

##### 4.5.1 Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων <sup>14</sup>

Βασική υπόθεση στην ανάλυση παλινδρόμησης για την εξαγωγή των καλύτερων γραμμικών αμερόληπτων εκτιμητών με την μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων είναι οι τιμές του διαταρακτικού όρου να είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους. Δηλαδή η συσχέτιση μεταξύ των διαταρακτικών όρων που αντιστοιχούν σε δύο οποιεσδήποτε παρατηρήσεις του δείγματος πρέπει να ισούται με 0.

Έστω ένα αυτοπαλίνδρομο σχήμα  $k$  βαθμού ως εξής:

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \rho_k \varepsilon_{t-k} + u_t \quad (4.5.1.1)$$

<sup>14</sup> Κάτος (2004)



Το σχήμα αυτό είναι ένα  $k$  τάξης αυτοπαλίνδρομο σχήμα  $AR(k)$  όπου τα σημερινά κατάλοιπα σχετίζονται συστηματικά με τα κατάλοιπα των προηγούμενων  $k$  περιόδων. Αυτό αποτελεί ένα συνηθισμένο πρόβλημα σε χρονολογικές σειρές και οδηγεί σε υποεκτιμημένα τυπικά σφάλματα.

Για να ελέγξουμε για αυτοσυσχέτιση διεξάγουμε το γνωστό έλεγχο Breusch-Godfrey παλινδρομώντας τα κατάλοιπα που προκύπτουν από μια παλινδρόμηση ελαχίστων τετραγώνων μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής, των ερμηνευτικών μεταβλητών και ένα σύνολο καταλοίπων με υστερήσεις. Πιο αναλυτικά, τα βήματα του ελέγχου LM για ένα υπόδειγμα VAR είναι τα ακόλουθα:

#### *Βήμα 1<sup>ο</sup>*

Εκτιμούμε τη βασική συνάρτηση της διανυσματικής παλινδρόμησης VAR και παίρνουμε τα κατάλοιπα  $\hat{u}_t$ .

#### *Βήμα 2<sup>ο</sup>*

Εκτιμούμε μια βοηθητική παλινδρόμηση ανάμεσα στα εκτιμημένα κατάλοιπα και τα εκτιμημένα κατάλοιπα με μια σειρά  $p$  υστερήσεων και με  $N-p$  παρατηρήσεις. Συγκεκριμένα η βοηθητική παλινδρόμηση είναι η ακόλουθη:

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \dots + \alpha_k X_{kt} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \rho_{t-p} \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.5.1.2)$$

Κρατάμε τον συντελεστή προσδιορισμού ( $R^2$ ) από την βοηθητική παλινδρόμηση.

#### *Βήμα 3<sup>ο</sup>*

Για μεγάλα δείγματα υπολογίζουμε το στατιστικό BG, για το οποίο ισχύει ότι:

$$BG = (N-p) \cdot R^2 \sim \chi^2(p) \quad (4.5.1.3)$$

#### *Βήμα 4<sup>ο</sup>*

Ελέγχουμε την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης σύμφωνα με τις παρακάτω υποθέσεις:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0, \text{ η } H_0 \text{ γίνεται αποδεκτή όταν } BG < \chi_{\alpha}^2(p) \quad (4.5.1.4)$$

$$H_1: VAR(p), \text{ η } H_1 \text{ γίνεται αποδεκτή όταν } BG > \chi_{\alpha}^2(p)$$

Η αποδοχή της  $H_0$  υποδηλώνει ότι τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονται.

#### 4.5.2 Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων<sup>15</sup>

Μια από τις βασικές υποθέσεις της ανάλυσης παλινδρόμησης είναι ότι η διακύμανση του διαταρακτικού όρου παρουσιάζει ομοσκεδαστικότητα. Δηλαδή η διακύμανση του διαταρακτικού όρου πρέπει να διατηρείται σταθερή κατά μήκος των παρατηρήσεων. Αν η παραπάνω υπόθεση δεν ισχύει, τότε έχουμε το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας. Στην περίπτωση όπου τα σφάλματα είναι ετεροσκεδαστικά, οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων είναι αμερόληπτοι (*unbiased*), συνεπείς (*consistent*) αλλά δεν είναι αποτελεσματικοί (*efficient*).

Για τον έλεγχο ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας, διεξάγουμε το γενικό τεστ του White. Παλινδρομούμε τα υψωμένα στο τετράγωνο κατάλοιπα από μια OLS παλινδρόμηση πάνω στις ερμηνευτικές μεταβλητές, τα τετράγωνα τους, όλα τα γινόμενα και ένα σταθερό όρο. Τα βήματα για την πραγματοποίηση του τεστ White αναλύονται παρακάτω:

##### Βήμα 1<sup>ο</sup>

Εκτιμούμε την ακόλουθη τριμεταβλητή παλινδρόμηση με δύο ερμηνευτικές μεταβλητές και παίρνουμε τα κατάλοιπα  $\hat{u}_t$ .

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + u_i \quad (4.5.2.1)$$

##### Βήμα 2<sup>ο</sup>

Τρέχουμε την βοηθητική παλινδρόμηση:

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{1i}^2 + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_6 X_{1i} X_{2i} + v_i \quad (4.5.2.2)$$

Παίρνουμε το  $R^2$  της βοηθητικής παλινδρόμησης. Ο σταθερός όρος συμπεριλαμβάνεται στην βοηθητική παλινδρόμηση είτε υπάρχει είτε όχι στην αρχική παλινδρόμηση.

##### Βήμα 3<sup>ο</sup>

Οι υποθέσεις ελέγχου είναι οι ακόλουθες:

$H_0$ : Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, τα σφάλματα συμπεριφέρονται ομοσκεδαστικά

$H_1$ : Υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα (σφάλματα ετεροσκεδαστικά) (4.5.2.3)

Το τεστ υπολογίζεται με βάση το λαγκρασιανό πολλαπλασιαστή LM για τη συνολική σημαντικότητα των παλινδρομητών ως εξής:

$$W = n \cdot R^2 \sim \chi^2_{\beta\epsilon} \quad (4.5.2.4)$$

---

<sup>15</sup> Χάλκος (2006)

όπου βε οι βαθμοί ελευθερίας που είναι ίσοι με τον αριθμό των ανεξάρτητων μεταβλητών  $k$  στην βοηθητική παλινδρόμηση. Αν η τιμή του τεστ  $W$  είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή των πινάκων  $\chi^2$ , τότε απορρίπτουμε την  $H_0$  και έχουμε ετεροσκεδαστικότητα στα σφάλματα.

#### 4.6 Υποδείγματα VAR και Αιτιότητα κατά Granger

Σε αυτή την ενότητα θα προσπαθήσουμε να προσδιορίσουμε την ύπαρξη αιτιώδους σχέσης μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών. Όταν σε μια παλινδρόμηση λέμε ότι η ερμηνευτική μεταβλητή  $X_t$  επηρεάζει την εξαρτημένη  $Y_t$ , τότε δεχόμαστε πως η μεταβλητή  $X_t$  «προκαλεί» την  $Y_t$ . Απόρροια της συνολοκλήρωσης είναι το θεώρημα του Granger που διατυπώνεται ως εξής:

Αν δύο ή περισσότερες χρονολογικές σειρές είναι συνολοκληρωμένες με βαθμό συνολοκλήρωσης  $\{1,1\}$ , τότε η διαδικασία διόρθωσης του σφάλματος αποδεικνύεται αποτελεσματική. Αν δύο χρονολογικές σειρές είναι συνολοκληρωμένες τότε:

Η μεταβλητή  $X_t$  αιτιάζει την μεταβλητή  $Y_t$  ή η μεταβλητή  $Y_t$  αιτιάζει την μεταβλητή  $X_t$ . Σαφώς υπάρχει αιτιότητα προς ορισμένη κατεύθυνση ανάμεσα στις μεταβλητές του υποδείγματος. Στα υποδείγματα VAR η αιτιότητα (σχέση αιτίας-αιτιατού) θεωρείται εκ των προτέρων δεδομένη (*a priori*).

Σκοπός της αιτιότητας είναι η διαπίστωση της προήγησης, δηλαδή αν οι μεταβολές μιας μεταβλητής προηγούνται ή έπονται των μεταβολών μιας άλλης μεταβλητής. Υπάρχουν δύο περιπτώσεις σχετικά με την κατεύθυνση της αιτιότητας (Κάτος, 2004):

1. Μονόδρομη αιτιότητα ή αιτιότητα μιας κατεύθυνσης: η  $X_t$  μεταβλητή προκαλεί την  $Y_t$  άλλα η  $Y_t$  δεν προκαλεί την  $X_t$ .
2. Αμφίδρομη αιτιότητα ή αιτιότητα αναδράσεως: οι μεταβλητές  $X_t$  και  $Y_t$  προσδιορίζονται από κοινού.

Συνήθως η κατεύθυνση της αιτιότητας δεν είναι γνωστή. Ο εντοπισμός της κατεύθυνσης της αιτιώδους σχέσης (*cause and effect relationship*) μπορεί να επιτευχθεί με τους δύο στατιστικούς έλεγχους που αναλύονται ακριβώς παρακάτω.

#### 4.6.1 Έλεγχος Αιτιότητας Granger<sup>16</sup>

Ο έλεγχος εφαρμόστηκε από τον Granger (1969) και στηρίζεται στη βασική ιδέα: «το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν». Αν η μεταβλητή  $X$  επηρεάζει την μεταβλητή  $Y$ , τότε οι μεταβολές της  $X$  πρέπει να προηγούνται εκείνων της μεταβλητής  $Y$ . Δηλαδή η μεταβλητή  $X$  βοηθά στη πρόβλεψη της μεταβλητής  $Y$  και η μεταβλητή  $Y$  δεν βοηθά στη πρόβλεψη της μεταβλητής  $X$ . Θεωρούμε ένα υπόδειγμα VAR(k) δύο μεταβλητών:

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^k \alpha_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (4.6.1.1)$$

$$X_t = \alpha_{20} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2j} X_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4.6.1.2)$$

Λαμβάνοντας υπόψη το παραπάνω υπόδειγμα συναντάμε τις εξής τέσσερις περιπτώσεις:

1. Αν  $\{\alpha_{11}, \alpha_{12}, \dots, \alpha_{1k}\} \neq 0$  και  $\{\beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{2k}\} = 0$ , τότε υπάρχει μια 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 μια 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 μια αμφίδρομη αιτιότητα μεταξύ των  $Y_t$  και  $X_t$ , 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  $Y_t$  και  $X_t$ , δηλαδή οι μεταβλητές είναι ανεξάρτητες.

Για τον έλεγχο των υποθέσεων σχετικά με την σημαντικότητα των συνόλων των συντελεστών του υποδείγματος VAR εφαρμόζεται το στατιστικό F ελέγχου του Wald:

$$F_c = \frac{(ESS_R - ESS_U) / k}{ESS_U / (n - 2k - 1)} \sim F(k, n - 2k - 1) \quad (4.6.1.3)$$

όπου  $ESS_U$ : άθροισμα τετραγώνων καταλοίπων από την ελεύθερη εξίσωση

$ESS_R$ : άθροισμα τετραγώνων καταλοίπων από την περιορισμένη εξίσωση

Ελέγχουμε στατιστικά τις παρακάτω υποθέσεις:

$H_0$ : Το  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger το  $Y$ , δηλαδή  $\{\alpha_{11}, \alpha_{12}, \dots, \alpha_{1k}\} = 0$ , εάν  $F_c <$  κρίσιμη τιμή του  $F$

$H_1$ : Το  $X$  προκαλεί κατά Granger το  $Y$ , δηλαδή  $\{\alpha_{11}, \alpha_{12}, \dots, \alpha_{1k}\} \neq 0$ , εάν  $F_c >$  κρίσιμη τιμή του  $F$

και

<sup>16</sup> Κάτος (2004), Ανδρικόπουλος (2000)

$H_0$ : Το Y δεν προκαλεί κατά Granger το X, δηλαδή  $\{\beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{2k}\} = 0$ , εάν  $F_c <$  κρίσιμη τιμή του F  
 $H_1$ : Το Y προκαλεί κατά Granger το X, δηλαδή  $\{\beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{2k}\} \neq 0$ , εάν  $F_c >$  κρίσιμη τιμή του F

Οι υποθέσεις αυτές ελέγχουν εάν το X προκαλεί κατά Granger το Y και όχι αν το X προκαλεί το Y, διότι ο έλεγχος Granger είναι απλώς ένας στατιστικός έλεγχος. Δεν στηρίζεται σε συγκεκριμένη θεωρία αιτιότητας αλλά στην ικανότητα της εξίσωσης να προβλέψει καλύτερα την εξαρτημένη μεταβλητή. Τέλος, η αξιοπιστία του ελέγχου εξαρτάται από την τάξη του υποδείγματος VAR και από τη στασιμότητα των μεταβλητών.

#### 4.6.2 Έλεγχος Sims<sup>17</sup>

Εκτός από τον έλεγχο του Granger, προτάθηκαν και άλλοι έλεγχοι αιτιότητας όπως ο έλεγχος του Sims (1972) που θα εξετάσουμε εδώ. Ο έλεγχος Sims χρησιμοποιεί την ακόλουθη εξίσωση:

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j Y_{t+j} + \varepsilon_t \quad (4.6.2.1)$$

Σε αυτή την εξίσωση περιλαμβάνονται οι χρονικές υστερήσεις των μεταβλητών X και Y καθώς και οι χρονικές «προηγήμες» της μεταβλητής Y. Οι χρονικές προηγήμες  $Y_{t+j}$  της μεταβλητής Y έχουν θέση ερμηνευτικών μεταβλητών αλλά δεν προκαλούν την εξαρτημένη μεταβλητή X. Οι συντελεστές  $\gamma_j$  δείχνουν ότι το X προκαλεί το Y. Οι υποθέσεις διαμορφώνονται ως εξής:

$H_0$ : Το X δεν προκαλεί κατά Granger το Y, δηλαδή  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$ , εάν  $F_c <$  κρίσιμη τιμή του F  
 $H_1$ : Το X προκαλεί κατά Granger το Y, δηλαδή  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$ , εάν  $F_c >$  κρίσιμη τιμή του F

όπου F το στατιστικό έλεγχο του Wald που χρησιμοποιήσαμε παραπάνω στο έλεγχο αιτιότητας του Granger.

<sup>17</sup> Κάτος (2004)

Συμπερασματικά και οι δύο έλεγχοι αιτιότητας που αναλύσαμε (*Granger και Sims*) επηρεάζονται σε μεγάλο βαθμό από το μέγιστο αριθμό υστερήσεων και προηγήσεων που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα. Το προτιμότερο θα ήταν να συμπεριλαμβάνονται τόσες υστερήσεις και προηγήσεις όσες είναι αρκετές για να μηδενισθεί η πιθανή αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

#### 4.7 Αιφνίδιες Αντιδράσεις (*Impulse Responses*)<sup>18</sup>

Η προσομοίωση και οι δυναμικοί πολλαπλασιαστές αποτελούν δύο βασικά εργαλεία στην ανάλυση των δυναμικών υποδειγμάτων ταυτόχρονων εξισώσεων. Υπάρχει η δυνατότητα να χρησιμοποιηθούν και στην ανάλυση των υποδειγμάτων VAR για τη διενέργεια προβλέψεων. Η διαδικασία ανάλυσης των δυναμικών πολλαπλασιαστών όμως παρουσιάζει ορισμένες διαφορές στην τεχνική της εφαρμογής.

Πιο συγκεκριμένα, οι δυναμικοί πολλαπλασιαστές απεικονίζουν την μεταβολή των ενδογενών μεταβλητών ενός υποδείγματος σε διαταραχές των εξωγενών μεταβλητών. Στα υποδείγματα δυναμικών αυτοπαλινδρομήσεων όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς. Οπότε οι δυναμικοί πολλαπλασιαστές στα VAR περιγράφουν την αντίδραση των ενδογενών μεταβλητών σε πιθανές διαταράξεις των ενδογενών επίσης μεταβλητών του υποδείγματος. Εδώ η ανάλυση πραγματοποιείται με την συνάρτηση των «αιφνιδίων αντιδράσεων» (*impulse response functions*). Οι συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων παρουσιάζουν διαχρονικά την αντίδραση των ενδογενών μεταβλητών του VAR που προκύπτει από μια απρόσμενη διαταραχή σε μία ή περισσότερες ενδογενείς μεταβλητές του υποδείγματος. Οι εν λόγω διαταραχές στις ενδογενείς μεταβλητές γίνονται με αλλαγές στα σφάλματα της μεταβλητής, δηλαδή αλλαγές στις «καινοτομίες» (Κάτος, 2004). Οι αλλαγές στις καινοτομίες (*innovations*) εκφράζονται σε μονάδες τυπικών αποκλίσεων.

Η μεταβολή μιας τυπικής απόκλισης στις καινοτομίες  $v_{it}$  στην εξίσωση ενός υποδείγματος VAR, θα οδηγήσει σε άμεση αλλαγή στη μεταβλητή της κατανάλωσης και μέσα από αυτή θα προκληθεί έπειτα αλλαγή και στο εισόδημα. Παρακάτω θα αναλύσουμε την μεθοδολογία των συναρτήσεων των αιφνιδίων αντιδράσεων. Εντοπίζονται δύο περιπτώσεις γύρω από τη συμπεριφορά των καινοτομιών:

---

<sup>18</sup> Κάτος (2004)

1. Ασυσχετίστες καινοτομίες: Εάν στο παράδειγμα της ανοιγμένης μορφής, οι καινοτομίες  $u_{1t}$  και  $u_{2t}$  είναι ασυσχετίστες, τότε η συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων για αλλαγές στο  $u_{2t}$  μετρά τα αποτελέσματα στις τρέχουσες και τις 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: Οι καινοτομίες εδώ έχουν μια κοινή συνιστώσα, η οποία δεν είναι δυνατόν να αντιστοιχηθεί με τη συγκεκριμένη μεταβλητή. Συνήθως όλη η επίδραση που επέρχεται στο υπόδειγμα από τη κοινή συνιστώσα αποδίδεται στην πρώτη κατά σειρά μεταβλητή που εμφανίζεται στο VAR.

Στο παράδειγμα της ανοιγμένης μορφής, η κοινή συνιστώσα των καινοτομιών αποδίδεται στην  $u_{1t}$ , επειδή το  $u_{1t}$  προηγείται του  $u_{2t}$ . Αυτό επιτυγχάνεται με την «ορθογωνοποίηση» των καινοτομιών ώστε η μήτρα των συνδιακυμάνσεων των καινοτομιών που προκύπτει να είναι κάτω τριγωνική.

Σαφώς η εν λόγω μεθοδολογία είναι αυθαίρετη, οπότε τα αποτελέσματα που προκύπτουν θα πρέπει να ερμηνεύονται προσεκτικά. Η ενδεχόμενη αλλαγή της σειράς των εξισώσεων του VAR ίσως επιφέρει μεγάλες αλλαγές στα αποτελέσματα της συνάρτησης αιφνιδίων αντιδράσεων.

Έστω η ακόλουθη συνάρτηση:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots \quad (4.7.1)$$

Η μήτρα  $\psi_s$  περιέχει τις οριακές επιδράσεις των καινοτομιών του συστήματος πάνω στην  $Y_{t+s}$  ως εξής:

$$\psi_s = \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} \quad (4.7.2) \quad \text{όπου} \quad \psi_{ij,s} = \frac{\partial Y_{i,t+s}}{\partial \varepsilon_{jt}} \quad (4.7.3)$$

Η συνάρτηση που προσδιορίζει την εξίσωση (4.7.2) και για κάθε  $s > 0$  καλείται συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων. Το διάνυσμα  $\delta'_{n \times 1}$  λαμβάνει υπόψη τις διαταράξεις των καινοτομιών του συστήματος και ονομάζεται δυναμικός πολλαπλασιαστής.

$$\Delta Y_{t+s} = \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} \delta_1 + \dots + \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{nt}} \delta_n = \psi_s \delta \quad (4.7.4)$$

Σε ένα υπόδειγμα VAR(p) η συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων μπορεί να εκτιμηθεί εφαρμόζοντας την παρακάτω διαδικασία:

- Ορίζουμε το  $Y_{t-1} = \dots = Y_{t-p} = 0$  (4.7.5)
- Ορίζουμε  $\varepsilon_{jt} = 1$  και  $\varepsilon_{is} = 0$  για  $i \neq j$  και για  $t \neq s$ , όταν το  $i = j$
- Η τιμή της  $Y_{t+s}$  δίνεται από του υπολογισμό της  $j^{\text{th}}$  στήλης της μήτρας  $\psi_s$ .

Οι συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων απεικονίζουν τη δυναμική αντίδραση που προκύπτει από ένα κλονισμό στην καινοτομία  $\varepsilon_{it}$  πάνω στις καινοτομίες των υπολοίπων μεταβλητών  $\varepsilon_{jt}$ . Έπειτα θα πρέπει να υπολογίσουμε το:

$$\frac{\partial E(\varepsilon_t | y_{it}, X_{t-1})}{\partial y_{it}} \quad (4.7.6)$$

κάνοντας χρήση της:

$$\Delta Y_{t+s} = \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} \frac{\partial \varepsilon_{1t}}{\partial \varepsilon_{it}} + \dots + \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{nt}} \frac{\partial \varepsilon_{nt}}{\partial \varepsilon_{it}} \quad (4.7.7)$$

Στη συνέχεια προκύπτει το ερώτημα: ποιο ποσοστό της διακύμανσης του  $y_i$  εξηγείται από τις μεταβολές της  $j^{\text{th}}$  εξίσωσης; Η απάντηση δίνεται με την ανάλυση της διάσπασης διακύμανσης (*variance decomposition*) η οποία σύμφωνα με τον Brooks (2008) ορίζει ποιο ποσό της διακύμανσης των σφαλμάτων μιας συγκεκριμένης μεταβλητής εξηγείται από κάθε ερμηνευτική μεταβλητή. Προσδιορίζεται το ποσοστό των μεταβολών των εξαρτημένων μεταβλητών που οφείλονται στις δικές τους διαταραχές και όχι στις διαταραχές των άλλων μεταβλητών. Η διάσπαση διακύμανσης διαχωρίζει τη μεταβλητότητα μιας ενδογενούς μεταβλητής στα επιμέρους στοιχεία των διαταραχών και παρέχει πληροφορίες σχετικά με την σημαντικότητα κάθε τυχαίας καινοτομίας ως προς την επίδραση των διαταραχών του υποδείγματος VAR. Μια διαταραχή στη μεταβλητή  $i$  επηρεάζει άμεσα εκείνη τη μεταβλητή, αλλά μεταδίδεται και στις άλλες μεταβλητές.

Θεωρούμε πως τα κατάλοιπα της αρχικής εξίσωσης  $\varepsilon_t$  έχουν ορθογωνοποιηθεί με  $u_t = A^{-1}\varepsilon_t$  και  $v_t = P^{-1}\varepsilon_t$ .

Εφαρμόζουμε την διάσπαση κατά Cholesky και έχουμε:

$$Y_t = \mu + M_0 v_t + M_1 v_{t-1} + \dots \quad \text{με } M_s = \psi_s * P \quad (4.7.8)$$

ή

$$\begin{aligned} Y_{t+s} - Y_{t+s|t} &= \varepsilon_{t+s} + \psi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \dots + \psi_{s-1} \varepsilon_{t+1} = A u_{t+s} + \psi_1 A u_{t+s-1} + \dots + \psi_{s-1} A u_{t+1} = \\ &= A D^{1/2} v_{t+s} + \dots + \psi_{s-1} A D^{1/2} v_{t+1} \end{aligned} \quad (4.7.9)$$



#### 4.8 Πλεονεκτήματα και Μειονεκτήματα των υποδειγμάτων VAR

Αξίζει να αναφερθεί πως στα συστήματα αλληλοεξαρτημένων εξισώσεων<sup>19</sup>:

- Μερικές από τις μεταβλητές του υποδείγματος θεωρούνται ως ενδογενείς και άλλες ως εξωγενείς μεταβλητές.
- Πριν από την εκτίμηση του υποδείγματος έγινε έλεγχος για να διαπιστωθεί αν οι εξισώσεις του συστήματος ταυτοποιούνται ακριβώς ή υπερταυτοποιούνται.
- Η ταυτοποίηση επιτυγχάνεται υπό την προϋπόθεση ότι μερικές από τις εξωγενείς μεταβλητές εμφανίζονται μόνο σε μερικές εξισώσεις.

Τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλιδρόμησεων VAR αποφεύγουν τα παραπάνω προβλήματα καθώς:

- Όλες οι μεταβλητές του υποδείγματος θεωρούνται ενδογενείς. Αξίζει να αναφερθεί ότι αυτό είναι πολύ σημαντικό καθώς για την εκτίμηση των structural υποδειγμάτων συστημάτων εξισώσεων πρέπει να οριστούν όλες οι εξισώσεις του υποδείγματος.
- Η εκτίμηση του υποδείγματος είναι απλή, καθώς κάθε εξίσωση μπορεί να εκτιμηθεί με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων OLS.
- Οι προβλέψεις που προκύπτουν από το υπόδειγμα VAR είναι καλύτερες και πιο ακριβείς από εκείνες που παίρνουμε από τα συστήματα αλληλοεξαρτημένων εξισώσεων διότι θέτουν εκ των προτέρων (*ad hoc*) τους περιορισμούς.
- 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.

Τα μειονεκτήματα του υποδείγματος VAR αναλύονται ακολούθως<sup>20</sup>:

- Τα υποδείγματα VAR είναι μη θεωρητικά δηλαδή δεν στηρίζονται σε συγκεκριμένη συστηματική θεωρία.
- Ένα σημαντικό πρόβλημα του VAR είναι η επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων.

---

<sup>19</sup> Brooks (2008)

<sup>20</sup> Gujarati (1995)

- Στις περιπτώσεις όπου οι χρονολογικές σειρές δεν είναι στάσιμες, απαιτείται η μετατροπή τους σε στάσιμες (αρκετά δύσκολη διαδικασία που οι ερευνητές αποφεύγουν διότι οδηγεί σε αποτελέσματα και εκτιμήσεις μη κατανοητές).
- Λόγω των μετασχηματισμών των μεταβλητών και της υπερ-παραμετροποίησης των υποδειγμάτων VAR καθίσταται αρκετά δύσκολο να ερμηνευθούν οι εκτιμήσεις των συντελεστών του υποδείγματος από οικονομικής πλευράς. Για αυτόν ακριβώς το λόγο γίνεται εκτίμηση των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων (*impulse response function*). Αυτή η διαδικασία προσδιορίζει τις αντιδράσεις των ενδογενών μεταβλητών από αντιδράσεις που προέρχονται από διαταραχές από συγκεκριμένες μεταβλητές του συστήματος. Αυτές οι μεταβλητές μπορούν να επηρεάσουν τόσο τις ενδογενείς μεταβλητές, όσο και τις χρονικές υστερήσεις αυτών των μεταβλητών.
- Ως βασικότερος στόχος των υποδειγμάτων VAR είναι η διενέργεια προβλέψεων. Αλλά δεν προτείνεται για πειραματισμούς πολιτικής καθώς τα αποτελέσματα είναι πιθανόν να πάσχουν από υπέρ-παραμετροποίηση.

## Κεφάλαιο 5

### Εμπειρικά Αποτελέσματα

#### 5.1 Εισαγωγή

Σε αυτό το κεφάλαιο θα παρουσιάσουμε τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης μας σχετικά με την αποτελεσματικότητα της δημοσιονομικής πολιτικής στην ελληνική οικονομία. Χρησιμοποιούμε τις ακόλουθες μακροοικονομικές μεταβλητές: ΑΕΠ, εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση, ακαθάριστες επενδύσεις παγίου κεφαλαίου και ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση. Εφαρμόζουμε στις παραπάνω χρονοσειρές (*time series*) την εμπειρική μεθοδολογία των διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR) που αναλύσαμε στο κεφάλαιο 4 και εξετάζουμε την συμβατότητα των αποτελεσμάτων της μελέτης μας με τις προηγούμενες μελέτες που έχουν εκπονηθεί και τις οικονομικές θεωρίες που έχουν αναπτυχθεί γύρω από το ζήτημα της δημοσιονομικής πολιτικής.

#### 5.2 Έλεγχοι Στασιμότητας των Χρονοσειρών (*Unit Root Test*)

Όπως είδαμε στην εμπειρική μεθοδολογία των διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων, πρωταρχικό μας βήμα αποτελεί ο έλεγχος της στασιμότητας των μεταβλητών. Σύμφωνα με τον Enders (1995) για να γίνει χρήση των υποδειγμάτων VAR με τις μεταβλητές σε επίπεδα, θα πρέπει οι μεταβλητές να είναι στάσιμες σε επίπεδα ή τουλάχιστον να συνολοκληρώνονται. Χρησιμοποιούμε τον επαυξημένο έλεγχο Augmented Dickey-Fuller (ADF) για να ερευνήσουμε την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών (*unit root test*). Τα αποτελέσματα του ελέγχου ADF (όπως προκύπτουν με την χρήση του οικονομετρικού πακέτου E-Views) απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα για την κάθε μεταβλητή σε επίπεδα:

**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
GDP	-4.509276	-4.004132	-3.432226	-3.139858	0.0019
EXPORTS	-6.004305	-4.004132	-3.432226	-3.139858	0.0000
LOGIMPORTS	-14.83206	-4.003902	-3.432115	-3.139793	0.0000
GFCF	-4.235997	-4.004365	-3.432339	-3.139924	0.0048
LOGGOVSPENDING	-14.43590	-4.003902	-3.432115	-3.139793	0.0000
PFCE	-3.456775	-4.004132	-3.432226	-3.139858	0.0470

Από τον **πίνακα 1** εξάγουμε το συμπέρασμα ότι όλες οι μεταβλητές GDP, EXPORTS, LOGIMPORTS, GFCF, LOGGOVSPENDING, PFCE είναι στάσιμες (*stationary*) στα επίπεδα (*levels*) 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 απορρίπτεται ( $H_0$ : η μεταβλητή έχει μοναδιαία ρίζα). Πιο συγκεκριμένα, η τιμή του τεστ t είναι μικρότερη από τις αντίστοιχες κριτικές τιμές σε όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας και η τιμή P είναι μικρότερη από όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας ( $\alpha=0,05$ ).

### 5.3 Προσδιορισμός του Υποδείγματος VAR και Διαγνωστικοί Έλεγχοι (*Model Checking*)

Για τον προσδιορισμό της τάξης του υποδείγματος εκτιμήθηκαν τα VAR(1), VAR(2), VAR(3) και VAR(4). Στην εμπειρική μεθοδολογία των υποδειγμάτων VAR αναφέραμε πως το πιο κατάλληλο και σωστά προτεινόμενο υπόδειγμα είναι εκείνο που έχει τις μικρότερες τιμές των κριτηρίων LR, AIC και SCH. Σύμφωνα με τα κριτήρια LR, AIC και SCH η κατάλληλη τάξη του υποδείγματος ισούται με 2. Οπότε το υπόδειγμα VAR(2) προτείνεται ως το πλέον κατάλληλο.

Σε αυτό το σημείο απαραίτητο βήμα είναι να ελέγξουμε την καταλληλότητα του υποδείγματος VAR. Θα εφαρμόσουμε μια σειρά ελέγχων σχετικά με τη σταθερότητα του υποδείγματος VAR και τα κριτήρια επιλογής του αριθμού των υστερήσεων. Επίσης θα πραγματοποιήσουμε διαγνωστικούς ελέγχους στα κατάλοιπα, δηλαδή έλεγχο αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας. Οι παραπάνω έλεγχοι πραγματοποιούνται για να ελέγξουμε αν το υπόδειγμα VAR που επιλέξαμε είναι το κατάλληλο ώστε ακολούθως να χρησιμοποιηθεί για την διενέργεια προβλέψεων και την ανάλυση αιτιότητας.

### *5.3.1 Κριτήρια Επιλογής του Αριθμού των Υστερήσεων (Lag Length Criteria)*

Η τάξη του υποδείγματος VAR μπορεί να επιλέγει με τη χρήση του παρακάτω κριτηρίου. Χρησιμοποιούμε το κριτήριο επιλογής του αριθμού των υστερήσεων (*Lag Length Criteria*) ώστε να διαπιστώσουμε αν η τάξη του υποδείγματος που επιλέξαμε είναι η κατάλληλη. Το οικονομετρικό πακέτο E-Views δίνει 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 του E-Views για το υπόδειγμα μας (παρατίθενται στο παράρτημα) σύμφωνα με τα κριτήρια FPE, AIC και HQ η τάξη του υποδείγματος είναι δύο.

### *5.3.2 Έλεγχος Σταθερότητας του υποδείγματος VAR (Inverse roots of AR characteristic Polynomial)*

Εφαρμόζουμε τον έλεγχο των inverse roots του χαρακτηριστικού AR πολυωνύμου με στόχο να δούμε αν το υπόδειγμα που έχουμε διαλέξει ικανοποιεί τις συνθήκες σταθερότητας (*stability conditions*). Στο παράρτημα της παρούσας μελέτης απεικονίζονται το AR graph και το AR table. Διαγραμματικά οι μεταβλητές και οι μεταβλητές με τις υστερήσεις τους βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου (αυτό ισχύει και στους δύο ελέγχους). Άρα το υπόδειγμα μας πληροί τις συνθήκες σταθερότητας.

### 5.3.3 Διαγνωστικοί Έλεγχοι Καταλοίπων

Σε αυτή την ενότητα θα πραγματοποιήσουμε μια σειρά διαγνωστικών τεστ στα κατάλοιπα του υποδείγματος VAR για τον έλεγχο ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας (*White heteroskedasticity test*) και αυτοσυσχέτισης (*autocorrelation LM Test*).

#### 5.3.3.1 Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (*Autocorrelation LM Test*)

Θα εξετάσουμε αν τα κατάλοιπα αυτοσυσχετίζονται χρησιμοποιώντας τον ευρέως γνωστό έλεγχο LM-Test των Breusch-Godfrey. Τα αποτελέσματα από την εφαρμογή του τεστ με τη χρήση του οικονομετρικού πακέτου E-Views παρουσιάζονται περιληπτικά στον ακόλουθο πίνακα:

**Πίνακας 2: Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (Autocorrelation LM Test) του υποδείγματος VAR**

Υστερήσεις (Lags)	LM-Stat	P-Value
1	49,67869	0,0642
2	56,85485	0,0149
3	35,77560	0,4792
4	23,02175	0,9539
5	52,14838	0,0399
6	31,51530	0,6818
7	55,41235	0,0203
8	33,52644	0,5868
9	54,93813	0,0225
10	45,67170	0,1296

Ως μηδενική υπόθεση ορίζεται η  $H_0$ : τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονται. Στις περισσότερες υστερήσεις (*lags*) που αναλύσαμε, η τιμή P-value είναι μεγαλύτερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ . Η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται και κατ' επέκταση τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονται.

### 5.3.3.2 Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων (*White heteroskedasticity test*)

Ο πιο ευρέως διαδεδομένος έλεγχος για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στα οικονομετρικά υποδείγματα είναι το τεστ White. Τα αποτελέσματα από την εφαρμογή του τεστ με τη χρήση του οικονομετρικού πακέτου E-Views παρουσιάζονται συνοπτικά στον **πίνακα 3**.

**Πίνακας 3: Αποτελέσματα του Ελέγχου Ετεροσκεδαστικότητας του White του υποδείγματος VAR**

Chi-sq	df	P-Value
2275,680	1890	0,0000

Από τα αποτελέσματα του **πίνακα 3** παρατηρούμε ότι η τιμή P-value είναι μικρότερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$  ( $P=0<\alpha$ ). Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται. Επαγωγικά εντοπίζεται πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας στο υπόδειγμα μας και από ότι αποδεικνύεται τα κατάλοιπα συμπεριφέρονται ετεροσκεδαστικά.

## 5.4 Υποδείγματα VAR και Συνολοκλήρωση

Σε προηγούμενη ενότητα μετά την διενέργεια των οικονομετρικών ελέγχων καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι οι χρονοσειρές που μελετάμε είναι στάσιμες σε επίπεδα. Στο σημείο αυτό είναι αναγκαίο να εξετάσουμε αν οι σειρές μας συνολοκληρώνονται (Brooks, 2007). Θα προχωρήσουμε σε χρήση των διανυσματικών υποδειγμάτων διόρθωσης λαθών VECM για έλεγχο ύπαρξης συνολοκλήρωσης και παρακάτω θα εκτιμήσουμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης εφαρμόζοντας τη μεθοδολογία Johansen.

### 5.4.1 Διανυσματικά Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών (*Vector Error Correction Model*)

Πρωταρχικό βήμα σε αυτή την παράγραφο αποτελεί ο έλεγχος ύπαρξης συνολοκλήρωσης. Για αυτό το σκοπό εκτιμούμε το VECM και τα αποτελέσματα που εξάγονται από το οικονομετρικό πακέτο E-Views παρουσιάζονται συνοπτικά στον ακόλουθο πίνακα:

**Πίνακας 4: Αποτελέσματα της εκτίμησης του Διανυσματικού Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών (VECM)**

<b>Cointegrating Eq:</b>	<b>CointEq1</b>	
GDP(-1)	1.000000	
EXPORTS(-1)	-2.357843	[-0.59807]
GFCF(-1)	9.600471	[ 2.49466]
PFCE(-1)	3.058172	[ 1.04031]
LOGIMPORTS(-1)	120.9792	[ 9.28597]
LOGGOVSPENDING(-1)	-114.3635	[-8.36673]

Από τα παραπάνω αποτελέσματα βγάζουμε το συμπέρασμα πως οι μεταβλητές GFCF, LOGIMPORTS και LOGGOVSPENDING είναι στατιστικά σημαντικές. Αυτό προκύπτει διότι η τιμή του τεστ t-statistic είναι μεγαλύτερη του 2 σε απόλυτες τιμές. Οι μεταβλητές μας συνολοκληρώνονται και η παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης τους είναι η ακόλουθη:

$$\text{GDP} = -2,357843\text{EXPORTS} + 9,600471\text{GFCF} + 3,058172\text{PFCE} + 120,9792\text{LOGIMPORTS} - 114,3635\text{LOGGOVSPENDING} \quad (5.5.1.1)$$

**Πίνακας 5: Αποτελέσματα t-statistics από το υπόδειγμα VECM**

<b>Variables</b>	<b>t-statistics</b>
EXPORTS	-0,59807
GFCF	2,49466
PFCE	1,04031
LOGIMPORTS	9,28597
LOGGOVSPENDING	-8,36673

Ταυτόχρονα ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι ίσος με 0,002092 σύμφωνα με τα αποτελέσματα που πήραμε από το E-Views. 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 (ή απόκλισης) που απαιτείται για την αποκατάσταση της ισορροπίας.



Στην δική μας μελέτη, ο βραχυχρόνιος συντελεστής δείχνει ότι το 0,02092 της απόκλισης (ή προσαρμογής) του ΑΕΠ από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας διορθώνεται ετησίως.

Συνεχίζοντας θα εξετάσουμε την καταλληλότητα του υποδείγματος VECM. Θα πραγματοποιήσουμε διαγνωστικούς ελέγχους και πιο συγκεκριμένα έλεγχο αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας. Ξεκινώντας εφαρμόζουμε τον έλεγχο Autocorrelation LM test για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης. Τα αποτελέσματα σύμφωνα το E-Views απεικονίζονται στον **πίνακα 6**.

**Πίνακας 6: Αποτελέσματα του Ελέγχου Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (Autocorrelation LM Test) του υποδείγματος VECM**

<b>Υστερήσεις (Lags)</b>	<b>LM-Stat</b>	<b>P-Value</b>
1	42.99575	0.1966
2	85.28362	0.0000
3	85.81660	0.0000
4	26.74938	0.8687
5	44.67256	0.1522
6	32.92680	0.6155
7	48.90944	0.0740
8	33.69151	0.5789
9	50.73285	0.0526
10	47.29838	0.0985
11	31.05946	0.7025
12	42.19831	0.2207

Η μηδενική υπόθεση είναι  $H_0$ : τα κατάλοιπα δεν αυτοσυσχετίζονται. Σε κάθε υστέρηση (*lag*) (εκτός από την περίπτωση με 2 και 3 υστερήσεις) η τιμή P-Value είναι μεγαλύτερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας που ορίσαμε σε  $\alpha = 0,05$ . Οπότε δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση.

Στη συνέχεια θα εφαρμόσουμε τον έλεγχο του White για να ελέγξουμε αν εντοπίζεται το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα. Η μηδενική υπόθεση ορίζεται ως  $H_0$ : τα κατάλοιπα συμπεριφέρονται ομοσκεδαστικά. Τα αποτελέσματα που εξάγονται από το οικονομετρικό πακέτο E-Views παρουσιάζονται συνοπτικά στον ακόλουθο πίνακα:

**Πίνακας 7: Αποτελέσματα του Ελέγχου Ετεροσκεδαστικότητας των Καταλοίπων του White για το υπόδειγμα VECM**

Chi-sq	df	P-value
2217,120	2184	0,3055

Όπως προκύπτει από την διενέργεια του παραπάνω ελέγχου, η τιμή P-value είναι μεγαλύτερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha = 0,05$ . Προφανώς η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται και δεν εντοπίζεται πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας στο υπόδειγμα VECM.

#### 5.4.2 Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη Μεθοδολογία Johansen

Μέχρι στιγμής έχουμε εξάγει το συμπέρασμα πως οι χρονοσειρές μας είναι στάσιμες σε επίπεδα και συνολοκληρώνονται σύμφωνα με την εκτίμηση του υποδείγματος VECM. Σε αυτό το σημείο θα ελέγξουμε το βαθμό συνολοκλήρωσης. Στο κεφάλαιο 4 είδαμε ότι προτείνονται δύο τύποι ελέγχων: ο έλεγχος ίχνους (*trace test*) και ο έλεγχος μεγίστης ιδιοτιμής (*max-eigenvalue test*). Στον επόμενο πίνακα απεικονίζονται τα αποτελέσματα των δύο αυτών ελέγχων όπως προέκυψαν από το πρόγραμμα E-Views:

**Πίνακας 8: Αποτελέσματα του Ελέγχου 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	175,6470	95,75366	0,0000	79,51079	40,07757	0,0000
At most 1	96,13620	69,81889	0,0001	34,14644	33,87687	0,0464
At most 2	61,98976	47,85613	0,0014	26,02127	27,58434	0,0782
At most 3	35,96848	29,79707	0,0086	18,04968	21,13162	0,1280

Από την διενέργεια των δύο ελέγχων βλέπουμε ότι υπάρχουν δύο εξισώσεις συνολοκλήρωσης. Ο έλεγχος υποθέσεων σταματά με την αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης και ο βαθμός  $h$  είναι αυτός που υποδεικνύεται από την  $H_0$ . Στην μελέτη μας, αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση όταν  $h = 2$ . Εδώ η τιμή του τεστ  $\lambda$  είναι μικρότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha = 0,05$  ( $\lambda = 26,02127 < 27,58434$ ).

## 5.5 Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger (Granger Causality)

Σε αυτή την ενότητα θα κάνουμε προσπάθεια να ελέγξουμε την ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών και την πιθανή κατεύθυνση της. Ο έλεγχος που θα χρησιμοποιήσουμε είναι αυτός του Granger (*VAR Granger Causality*). Τα αποτελέσματα από την εφαρμογή του τεστ VAR Granger Causality παρουσιάζονται αναλυτικά στο παράρτημα. Στον **Πίνακα 9** που ακολουθεί παρουσιάζονται συνοπτικά τα αποτελέσματα από τον έλεγχο ύπαρξης αιτιότητας μεταξύ της μεταβλητής GDP και των μεταβλητών EXPORTS, GFCF, LOGGOVSPENDING, PFCE και LOGIMPORTS.

**Πίνακας 9: Αποτελέσματα του ελέγχου Αιτιότητας κατά Granger (Dependent Value: GDP)**

Dependent Value: GDP			
Excluded	Chi-sq	df	P-value
EXPORTS	0,382116	2	0,8261
GFCF	0,070894	2	0,9652
LOGGOVSPENDING	4,934554	2	0,0848
PFCE	1,072539	2	0,5849
LOGIMPORTS	3,511678	2	0,1728

Από τα αποτελέσματα του **πίνακα 9** παρατηρούμε ότι η μηδενική υπόθεση γίνεται δεκτή. Δεν υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ του ΑΕΠ με κάποια από τις υπόλοιπες μεταβλητές: εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, ακαθάριστες επενδύσεις παγίου κεφαλαίου, κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση, ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση και εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών. Συγκρίνουμε τις τιμές P-Value κάθε μεταβλητής με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$  και η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται. Στον **πίνακα 10** παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας Granger μεταξύ της μεταβλητής EXPORTS και των μεταβλητών GDP, GFCF, LOGGOVSPENDING, PFCE και LOGIMPORTS.

**Πίνακας 10: Αποτελέσματα του ελέγχου Αιτιότητας κατά Granger (Dependent Value: EXPORTS)**

<b>Dependent Value: EXPORTS</b>			
<b>Excluded</b>	<b>Chi-sq</b>	<b>df</b>	<b>P-value</b>
GDP	2,369890	2	0,3058
GFCF	5,128961	2	0,0770
LOGGOVSPENDING	2,315517	2	0,3142
PFCE	1,057565	2	0,5893
LOGIMPORTS	6,530966	2	0,0382

Όπως προκύπτει από τον παραπάνω πίνακα οι εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών προκαλούν κατά Granger τις εξαγωγές, δηλαδή μεταβολές στις εισαγωγές προκαλούν κατά Granger μεταβολές στις εξαγωγές. Συγκρίναμε τις τιμές P-Value κάθε μεταβλητής με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$  και η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται μόνο σε αυτή τη περίπτωση ( $0,0382 < 0,05$ ). Άρα υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών και όπως προκύπτει από τα εμπειρικά αποτελέσματα η κατεύθυνση της είναι μονόδρομη. Στον **πίνακα 11** απεικονίζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας Granger μεταξύ της μεταβλητής GFCF και των μεταβλητών GDP, EXPORTS, LOGGOVSPENDING, PFCE και LOGIMPORTS.

**Πίνακας 11: Αποτελέσματα του ελέγχου Αιτιότητας κατά Granger (Dependent Value: GFCF)**

<b>Dependent Value: GFCF</b>			
<b>Excluded</b>	<b>Chi-sq</b>	<b>df</b>	<b>P-value</b>
GDP	4,331187	2	0,1147
EXPORTS	0,042065	2	0,9792
LOGGOVSPENDING	0,267410	2	0,8748
PFCE	0,803300	2	0,6692
LOGIMPORTS	4,120933	2	0,1274

Από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι η μηδενική υπόθεση γίνεται αποδεκτή. Δεν υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ των ακαθάριστων επενδύσεων παγίου κεφαλαίου με κάποια από τις υπόλοιπες μεταβλητές: ΑΕΠ, εξαγωγές, κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση, ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση και εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών. Συγκρίνουμε τις τιμές P-Value κάθε μεταβλητής με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$  και η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται. Στον επόμενο πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας Granger μεταξύ της μεταβλητής LOGGOVSPENDING και των μεταβλητών GDP, EXPORTS, GFCF, PFCE και LOGIMPORTS.

**Πίνακας 12: Αποτελέσματα του ελέγχου Αιτιότητας κατά Granger (Dependent Value: LOGGOVSPENDING)**

<b>Dependent Value: LOGGOVSPENDING</b>			
<b>Excluded</b>	<b>Chi-sq</b>	<b>df</b>	<b>P-value</b>
GDP	1,036533	2	0,5956
EXPORTS	3,900727	2	0,1422
GFCF	1,932382	2	0,3805
PFCE	0,768117	2	0,6811
LOGIMPORTS	29,99987	2	0,0000

Όπως προκύπτει από τον **πίνακα 12** οι εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών προκαλούν κατά Granger τις κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση, δηλαδή μεταβολές στις εισαγωγές προκαλούν κατά Granger μεταβολές στις κυβερνητικές δαπάνες. Συγκρίναμε τις τιμές P-Value κάθε μεταβλητής με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$  και η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται μόνο σε αυτή τη περίπτωση ( $0,000 < 0,05$ ). Άρα υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών. Στον **πίνακα 13** παρακάτω απεικονίζονται συνοπτικά τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας Granger μεταξύ της μεταβλητής PFCE και των μεταβλητών GDP, EXPORTS, GFCF, LOGGOVSPENDING και LOGIMPORTS.

**Πίνακας 13: Αποτελέσματα του ελέγχου Αιτιότητας κατά Granger (Dependent Value: PFCE)**

<b>Dependent Value: PFCE</b>			
<b>Excluded</b>	<b>Chi-sq</b>	<b>df</b>	<b>P-value</b>
GDP	9,588270	2	0,0083
EXPORTS	4,726950	2	0,0941
GFCF	0,087496	2	0,9572
LOGGOVSPENDING	0,389444	2	0,8231
LOGIMPORTS	0,702154	2	0,7039

Όπως προκύπτει από τον παραπάνω πίνακα το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν προκαλεί κατά Granger τις ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση, δηλαδή μεταβολές στο ΑΕΠ προκαλούν κατά Granger μεταβολές στις ιδιωτικές δαπάνες. Συγκρίναμε τις τιμές P-Value κάθε μεταβλητής με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$  και η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται μόνο σε αυτή τη περίπτωση ( $0,0083 < 0,05$ ). Άρα υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών και είναι μονόδρομη. Τέλος, στον **πίνακα 14** παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας Granger μεταξύ της μεταβλητής LOGIMPORTS και των μεταβλητών GDP, EXPORTS, GFCF, LOGGOVSPENDING και PFCE.

**Πίνακας 14: Αποτελέσματα του ελέγχου Αιτιότητας κατά Granger (Dependent Value: LOGIMPORTS)**

<b>Dependent Value: LOGIMPORTS</b>			
<b>Excluded</b>	<b>Chi-sq</b>	<b>df</b>	<b>P-value</b>
GDP	1,369450	2	0,5042
EXPORTS	0,030804	2	0,9847
GFCF	5,338602	2	0,0693
LOGGOVSPENDING	17,10691	2	0,0002
PFCE	0,751847	2	0,6867

Όπως προκύπτει από τον παραπάνω πίνακα οι κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση προκαλούν κατά Granger τις εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, δηλαδή μεταβολές στις κυβερνητικές δαπάνες προκαλούν κατά Granger μεταβολές στις εισαγωγές. Συγκρίναμε τις τιμές P-Value κάθε μεταβλητής με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$  και η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται μόνο σε αυτή τη περίπτωση ( $0,0002 < 0,05$ ). Άρα υπάρχει αμφίδρομη αιτιώδης σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών καθώς στα παραπάνω αποτελέσματα βρήκαμε ότι οι εισαγωγές προκαλούν κατά Granger τις κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση.

### 5.6 Συναρτήσεις Αιφνιδίων Αντιδράσεων (*Impulse Response Functions*)

Θα μελετήσουμε τις συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων (*impulse response functions*) για να δούμε πως επηρεάζονται από μια τυχαία απροσδόκητη μεταβολή/διαταραχή μιας ή περισσότερων μεταβλητών οι ενδογενείς μεταβλητές του υποδείγματος μας. Με τις συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων θα εξετάσουμε την επίδραση που έχει μια διαταραχή των κυβερνητικών δαπανών στις άλλες μακροοικονομικές μεταβλητές, δηλαδή στο ΑΕΠ, στις εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, στις εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, στις ακαθάριστες επενδύσεις παγίου κεφαλαίου και στις ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση. Με αυτό τον τρόπο θα μπορέσουμε να πραγματοποιήσουμε σύγκριση των εμπειρικών αποτελεσμάτων της μελέτης μας με αυτή των Blanchard-Perotti (2002).

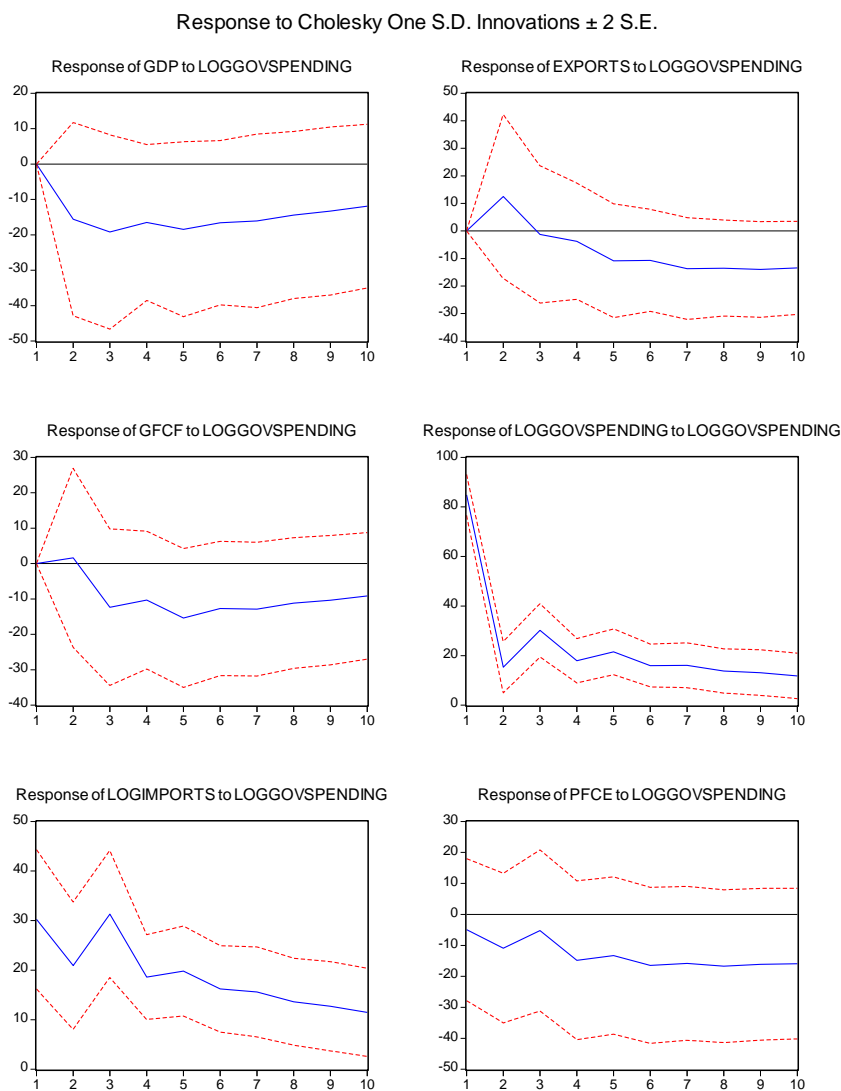
Σε αυτό το σημείο θα εξετάσουμε την μεταβολή των μακροοικονομικών μεταβλητών μετά από μια θετική διαταραχή των κυβερνητικών δαπανών για τελική κατανάλωση. Στην επόμενη σελίδα παρουσιάζονται γραφικά (**Σχήμα 1**) οι συναρτήσεις των αιφνιδίων διαταραχών από το οικονομετρικό πακέτο E-Views.

Από το πρώτο σχήμα αντιλαμβανόμαστε ότι μια θετική διαταραχή των κυβερνητικών δαπανών έχει ως αποτέλεσμα την σημαντική μείωση του ΑΕΠ ως το δεύτερο τρίμηνο. Πιο συγκεκριμένα παρατηρούμε σταδιακά πως το ΑΕΠ μειώνεται αισθητά και συνοδεύεται από σταθεροποίηση στη πορεία του μετά το τρίτο τρίμηνο.

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

Στο τρίτο σχήμα παρατηρούμε ότι μια θετική διαταραχή των κυβερνητικών δαπανών προκαλεί μια οριακή αύξηση στο επίπεδο των ακαθάριστων επενδύσεων παγίου κεφαλαίου τα δύο πρώτα τρίμηνα και στη συνέχεια μια απότομη πτώση κατά τη διάρκεια του τρίτου έως το πέμπτο εξάμηνο. Από εκεί και έπειτα σταθεροποιούνται στο ίδιο σταθερό επίπεδο.

**Σχήμα 1: Γραφικές απεικονίσεις των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων μετά από μια θετική διαταραχή των κυβερνητικών δαπανών**



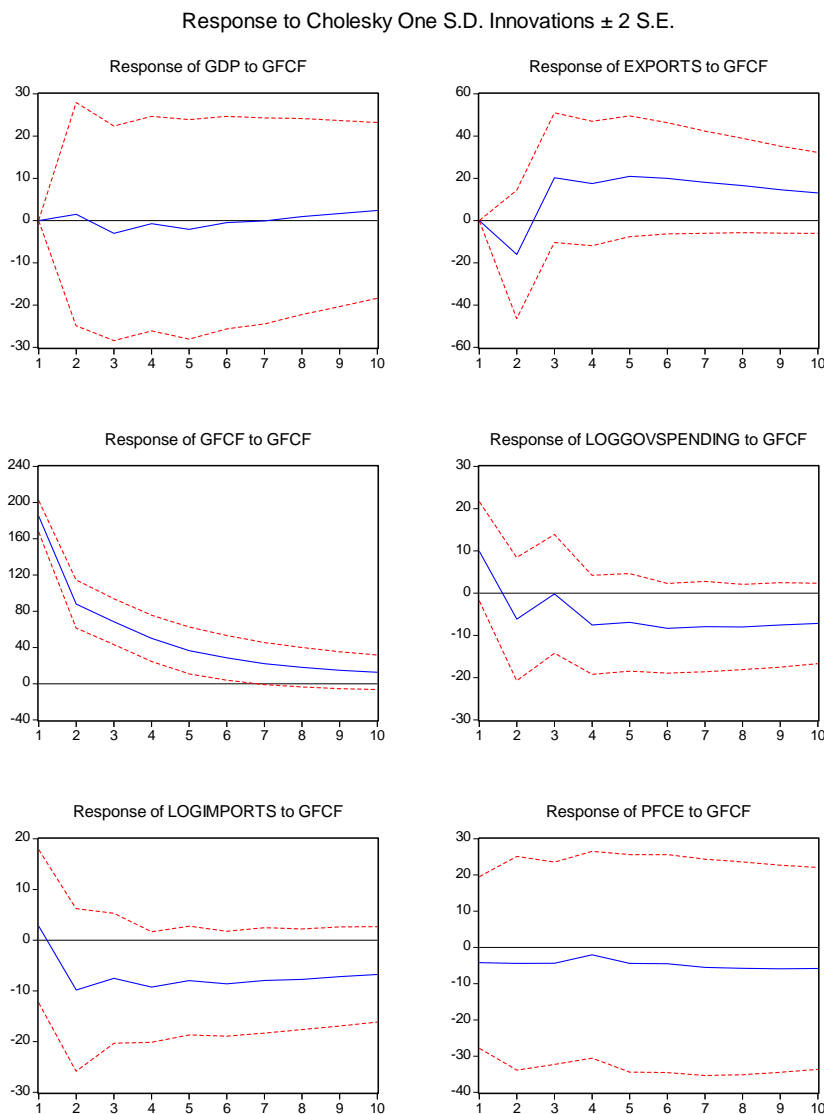
Από το τέταρτο σχήμα είναι φανερό ότι μια θετική διαταραχή των κυβερνητικών δαπανών έχει αρνητική επίδραση στις κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση. Η πτώση είναι ξαφνική και απότομη κατά το δεύτερο τρίμηνο. Οι κυβερνητικές δαπάνες αυξομειώνονται έως το πέμπτο τρίμηνο και έπειτα ακολουθούν σταθερή πορεία.



Στο πέμπτο σχήμα παρατηρούμε ότι μια θετική διαταραχή των κυβερνητικών δαπανών προκαλεί έντονες αυξομειώσεις στο επίπεδο των εισαγωγών έως το πέμπτο τρίμηνο. Μετά το πέμπτο τρίμηνο παρουσιάζεται σταδιακή πτώση των εισαγωγών.

Τέλος, μια θετική διαταραχή των κυβερνητικών δαπανών προκαλεί μείωση στις ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση έως το δεύτερο τρίμηνο. Έπειτα έχουμε εναλλασσόμενες αυξομειώσεις ως το πέμπτο τρίμηνο και σταδιακά η πορεία των ιδιωτικών δαπανών ακολουθεί σταθερή πορεία.

**Σχήμα 2: Γραφικές απεικονίσεις των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων μετά από μια θετική διαταραχή των κυβερνητικών δαπανών**



Επιπρόσθετα με τις συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων θα εξετάσουμε την επίδραση που έχει μια διαταραχή δημοσίων επενδύσεων παγίου κεφαλαίου στις άλλες μακροοικονομικές μεταβλητές, δηλαδή στο ΑΕΠ, στις εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, στις εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών και στις ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση (Σχήμα 2).

Από το πρώτο σχήμα αντιλαμβανόμαστε ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων επενδύσεων έχει ως αποτέλεσμα μια αύξηση του ΑΕΠ ως το δεύτερο τρίμηνο. Στη συνέχεια παρατηρούμε πως το ΑΕΠ μειώνεται σταδιακά έως το έκτο τρίμηνο όπου αυξάνεται αισθητά και ακολουθεί σταθερή πορεία.

Στο δεύτερο σχήμα παρατηρούμε ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων επενδύσεων προκαλεί πτώση στο επίπεδο των εξαγωγών ως το δεύτερο τρίμηνο. Από το τρίτο τρίμηνο έχουμε ραγδαία αύξηση με το υψηλότερο σημείο να εμφανίζεται το τρίτο τρίμηνο. Ακολούθως η πορεία των εξαγωγών είναι σταθερή στο ίδιο επίπεδο.

Στο τρίτο σχήμα παρατηρούμε ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων επενδύσεων προκαλεί κατακόρυφη πτώση στο επίπεδο των ακαθάριστων επενδύσεων παγίου κεφαλαίου και η ίδια πτωτική πορεία διατηρείται σε όλη την εξεταζόμενη χρονική περίοδο.

Από το τέταρτο σχήμα είναι φανερό ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων επενδύσεων έχει αρνητική επίδραση στις κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση. Η πτώση είναι απότομη με χαμηλότερο σημείο κατά το δεύτερο τρίμηνο. Έπειτα οι κυβερνητικές δαπάνες αυξομειώνονται έως το τέταρτο τρίμηνο και έπειτα ακολουθούν σταθερή πορεία.

Στο πέμπτο σχήμα παρατηρούμε ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων επενδύσεων προκαλεί πτώση στο επίπεδο των εισαγωγών ως το δεύτερο τρίμηνο. Από το τρίτο τρίμηνο η πορεία των εξαγωγών είναι σταθερή και διατηρείται στο ίδιο επίπεδο.

Τέλος, μια θετική διαταραχή των δημοσίων επενδύσεων διατηρεί τις ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση σε σταθερό επίπεδο σε όλη την διάρκεια της χρονικής περιόδου που εκτιμούμε.

## 5.7 Ανάλυση Διάσπασης Διακύμανσης (Variance Decomposition)

Η διάσπαση διακύμανσης προσδιορίζει το ποσοστό των μεταβολών των εξαρτημένων μεταβλητών που οφείλονται στις δικές τους διαταραχές. Από το οικονομετρικό πρόγραμμα E-Views εξάγουμε τα αποτελέσματα της διάσπασης διακύμανσης για την μεταβλητή των κυβερνητικών δαπανών τα οποία απεικονίζονται στον **πίνακα 15** παρακάτω.

Από τα αποτελέσματα του **πίνακα 15** παρατηρούμε ότι την πρώτη περίοδο οι μεταβολές των κυβερνητικών δαπανών ερμηνεύουν τις δικές τους μεταβολές κατά 97,07% και κατά 1,33% τις μεταβολές των ακαθάριστων επενδύσεων παγίου κεφαλαίου. Οι μεταβολές των άλλων μεταβλητών δεν διαδραματίζουν ουσιαστικό ρόλο στις διαταραχές των δημοσίων δαπανών. Στη συνέχεια βλέπουμε ότι από την τρίτη-τέταρτη περίοδο οι μεταβολές των δημοσίων δαπανών εξηγούν τις μεταβολές του ΑΕΠ σε ποσοστό 1,75%, τις μεταβολές των εξαγωγών σε ποσοστό 2,29% και των εισαγωγών σε ποσοστό 13,29%. Τα ποσοστά αυτά είναι συνεχώς αυξανόμενα από χρονική περίοδο σε περίοδο.

**Πίνακας 15: Αποτελέσματα της Διάσπασης Διακύμανσης για τη μεταβλητή των Δημοσίων Δαπανών**

Variance Decomposition of LOGGOVSPENDING							
Period	S.E.	GDP	EXPORT S	GFCF	LOGGOV SPENDING	PFCE	LOGIMPORTS
1	86.14991	0.623113	0.975268	1.330055	97.07156	0.000000	0.000000
2	89.18900	0.590959	1.893004	1.716781	93.52438	0.357058	1.917817
3	101.4922	1.746788	2.293663	1.326046	81.07183	0.276211	13.28546
4	105.0978	2.080315	2.733770	1.746639	78.50831	0.323212	14.60775
5	109.7998	2.613432	3.137879	1.997077	75.76675	0.322088	16.16277
6	112.7209	2.972150	3.406762	2.440304	73.90102	0.339589	16.94018
7	115.5759	3.351486	3.600804	2.791196	72.22871	0.342339	17.68546
8	117.7220	3.640645	3.738412	3.153161	70.99462	0.346619	18.12654
9	119.6128	3.896046	3.837293	3.449902	69.97115	0.346355	18.49925
10	121.1406	4.099099	3.909923	3.713300	69.16331	0.345244	18.76912

Επιπρόσθετα, παρακάτω θα δούμε τα αποτελέσματα από την διάσπαση διακύμανσης για την μεταβλητή των ακαθάριστων επενδύσεων παγίου κεφαλαίου όπως προκύπτουν από το οικονομετρικό πακέτο E-Views (**πίνακας 16**). Από τα αποτελέσματα του **πίνακα 16** είναι εμφανές πως κατά την διάρκεια της πρώτης περιόδου οι μεταβολές των ακαθάριστων επενδύσεων παγίου κεφαλαίου ερμηνεύουν τις δικές τους μεταβολές κατά 99,25% και κατά 0,39% τις μεταβολές του ΑΕΠ. Οι μεταβολές των άλλων μεταβλητών δεν διαδραματίζουν ουσιαστικό ρόλο στις διαταραχές των ακαθάριστων επενδύσεων παγίου κεφαλαίου.

Επίσης είναι αξιοσημείωτο να αναφερθεί ότι από την πέμπτη-έκτη περίοδο οι μεταβολές των ακαθάριστων επενδύσεων ερμηνεύουν τις μεταβολές του ΑΕΠ σε ποσοστό 3,76% και τις μεταβολές των εισαγωγών σε ποσοστό 3,44%. Τα ποσοστά αυτά παραμένουν συνεχώς ανοδικά με τη πάροδο του χρόνου.

**Πίνακας 16: Αποτελέσματα της Διάσπασης Διακύμανσης για τη μεταβλητή των Δημοσίων Επενδύσεων**

<b>Variance Decomposition GFCF</b>							
Period	S.E.	GDP	EXPORTS	GFCF	LOGGOV SPENDIN G	PFCE	LOGIMP ORTS
1	185.6004	0.388176	0.361092	99.25073	0.000000	0.000000	0.000000
2	206.8094	1.536447	0.404254	98.00117	0.006091	0.006181	0.045860
3	221.4321	2.215906	0.358012	95.02923	0.315787	0.097411	1.983651
4	229.3946	3.063694	0.348573	93.31422	0.496889	0.140913	2.635707
5	234.9886	3.756703	0.360855	91.35648	0.902544	0.184549	3.438872
6	238.8265	4.357038	0.387728	89.87332	1.156440	0.208020	4.017452
7	241.7133	4.793845	0.429858	88.58120	1.412913	0.222799	4.559389
8	243.8210	5.126268	0.477073	87.60789	1.598388	0.228801	4.961578
9	245.4223	5.356190	0.526625	86.83804	1.755758	0.230464	5.292925
10	246.6203	5.516067	0.572739	86.25909	1.875653	0.229801	5.546645

## Κεφάλαιο 6

### Συμπεράσματα

Στη παρούσα εργασία κάναμε προσπάθεια να διερευνήσουμε τις επιδράσεις των διαταραχών της δημοσιονομικής πολιτικής στη μακροοικονομική δραστηριότητα. Κάθε κράτος χρησιμοποιεί τα εργαλεία δημοσιονομικής πολιτικής (δημόσιες δαπάνες και φορολογικοί συντελεστές) ώστε να εξασφαλίσει οικονομική ευημερία και αειφόρο ανάπτυξη για το κοινωνικό σύνολο. Η άσκηση της δημοσιονομικής πολιτικής αποτελεί μείζον ζήτημα ιδιαίτερα τις χρονικές περιόδους όπου οι οικονομίες των χωρών βρίσκονται σε ύφεση. Για τον παραπάνω λόγο όλα τα κράτη παγκοσμίως εξετάζουν την αποτελεσματικότητα της δημοσιονομικής πολιτικής και το επίπεδο στο οποίο θα πρέπει να ορίζονται τα δημόσια έσοδα και οι δημόσιες δαπάνες. Η παρούσα εργασία βασίζεται στη μελέτη των Blanchard-Perotti (2002) και εξετάζει τα αποτελέσματα των μη προβλεπόμενων διαταραχών που επέρχονται στις κυβερνητικές δαπάνες και τους φορολογικούς συντελεστές κατά τη μεταπολεμική περίοδο στις ΗΠΑ.

Για να αντιληφθούμε την έννοια και το σκοπό άσκησης της δημοσιονομικής πολιτικής πραγματοποιήσαμε μια βιβλιογραφική επισκόπηση παρουσιάζοντας τις θέσεις των διαφόρων σχολών οικονομικής σκέψης (κεϋνσιανοί, κλασικοί, νεοκλασικοί, οικονομολόγοι της προσφοράς, μονεταριστές). Επιπρόσθετα εντοπίσαμε και παραθέσαμε σημαντικές εμπειρικές μελέτες για την αξιολόγηση της αποτελεσματικότητας άσκησης της δημοσιονομικής πολιτικής από την διεθνή αρθρογραφία/βιβλιογραφία. Στόχος μας είναι να συγκρίνουμε τις θεωρητικές προσεγγίσεις με τις εμπειρικές μελέτες και να δούμε αν οδηγούν σε κοινά συμπεράσματα. Τα βασικά ευρήματα των εμπειρικών μελετών αποδεικνύουν ότι μια θετική διαταραχή των κρατικών δαπανών θα οδηγήσει σε άνοδο του ΑΕΠ, της ιδιωτικής κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού. Αντιθέτως, μια θετική διαταραχή των δημοσίων εσόδων επιφέρει πτώση του ΑΕΠ, της ιδιωτικής κατανάλωσης και του πραγματικού μισθού.

Η οικονομετρική ανάλυση των δεδομένων έγινε με τη χρήση της μεθόδου των διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR). Η συγκεκριμένη μεθοδολογία χρησιμοποιείται ευρέως στη διεθνή αρθρογραφία και βιβλιογραφία για την ανάλυση των διαταραχών της νομισματικής και δημοσιονομικής πολιτικής. Εκτιμήσαμε ένα υπόδειγμα VAR δύο υστερήσεων (χωρίς σταθερό όρο και τάση) που περιλαμβάνει τριμηνιαία δεδομένα από το 1<sup>ο</sup> τρίμηνο του 1960 έως το 4<sup>ο</sup> τρίμηνο του 2010 για την περίπτωση της Ελλάδας.

Το υπόδειγμα αποτελείται από τις παρακάτω μακροοικονομικές μεταβλητές: ΑΕΠ, εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, εξαγωγές αγαθών και υπηρεσιών, κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση, ακαθάριστες επενδύσεις παγίου κεφαλαίου και ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση. Εν συνεχεία διεξήγαμε μια σειρά διαγνωστικών ελέγχων για να διαπιστώσουμε αν το υπόδειγμα που επιλέξαμε είναι κατάλληλο και μπορεί να χρησιμοποιηθεί περαιτέρω για την διενέργεια προβλέψεων και την ανάλυση αιτιότητας. Οι διαγνωστικοί έλεγχοι περιελάμβαναν: έλεγχο σταθερότητας και ελέγχους αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων. Μετά την διενέργεια των οικονομετρικών τεστ, κρίναμε πως το υπόδειγμα VAR(2) είναι το πλέον κατάλληλο για την μελέτη μας και προχωρήσαμε στην εξαγωγή των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων, των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger και στην ανάλυση της διάσπασης διακύμανσης. Πιο συγκεκριμένα από τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger συμπεράναμε ότι οι εισαγωγές αγαθών και υπηρεσιών προκαλούν κατά Granger τις εξαγωγές και τις κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση και το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν προκαλεί κατά Granger τις ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση.

Επιπλέον για να είναι η μελέτη μας συγκρίσιμη με τις υπόλοιπες εμπειρικές μελέτες, όπως των Blanchard-Perotti (2002), χρησιμοποιήσαμε τις συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων. Κύρια συμπεράσματα της μελέτης των Blanchard-Perotti (2002) είναι ότι μια θετική διαταραχή των δημοσίων δαπανών έχει θετικές επιδράσεις στο προϊόν, στην ιδιωτική κατανάλωση και στον πραγματικό μισθό αλλά αρνητική επίδραση στις ιδιωτικές επενδύσεις. Αντιθέτως, μια θετική διαταραχή των φορολογικών συντελεστών έχει αρνητική επίδραση στο προϊόν αλλά και στις ιδιωτικές επενδύσεις. Εμείς στη μελέτη μας βρήκαμε ότι μια απρόσμενη αύξηση στις κυβερνητικές δαπάνες για τελική κατανάλωση θα οδηγήσει σε μείωση του ΑΕΠ, των εισαγωγών, των εξαγωγών και των ακαθάριστων επενδύσεων παγίου κεφαλαίου. Από την άλλη πλευρά, μια απρόβλεπτη διαταραχή στις ακαθάριστες επενδύσεις παγίου κεφαλαίου θα οδηγήσει σε άνοδο των εξαγωγών, πτώση των εισαγωγών ενώ σταθερή πορεία ακολουθούν οι μεταβλητές: ΑΕΠ, κυβερνητικές και ιδιωτικές δαπάνες για τελική κατανάλωση. Τα εξαγόμενα αποτελέσματα παρουσιάζουν ορισμένες διαφορές αλλά δεν είναι τόσο ισχυρές καθώς δεν είναι στατιστικά σημαντικές οι επιδράσεις.

Σε αυτό το σημείο ολοκληρώνοντας την ανάλυση της μελέτης μας θεωρείται αναγκαίο να αναφερθούν ορισμένες προεκτάσεις για περαιτέρω έρευνα. Προτείνεται να μελετηθούν οι επιδράσεις των μεταβολών της δημοσιονομικής πολιτικής σε περισσότερες μακροοικονομικές μεταβλητές όπως τα δημόσια έσοδα, οι φορολογικοί συντελεστές, οι ονομαστικοί μισθοί, η απασχόληση, οι επενδύσεις και τα επιτόκια.

Επίσης η μελέτη θα μπορούσε να διεξαχθεί και σε άλλα κράτη της ευρωζώνης με παρόμοια χαρακτηριστικά με την Ελλάδα καλύπτοντας μεγαλύτερο χρονικό ορίζοντα ώστε να γίνει αποτελεσματικότερη ανάλυση-σύγκριση των αποτελεσμάτων και να προταθούν κανόνες μέσα από τις πρόσφατες εμπειρίες των κρατών-μελών της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Σαφώς το μείζον θέμα της δημοσιονομικής πολιτικής πρέπει να τίθεται συνεχώς υπό διερεύνηση ειδικότερα σε δύσκολες οικονομικές περιόδους, όπως αυτή που διανύουμε τώρα στη χώρα μας.

## Βιβλιογραφία

### Ξενόγλωσση Βιβλιογραφία

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

Alesina A., S. Ardagna, R. Perotti & F. Schiantarelli (1999), “Fiscal Policy, Profits, and Investment,” mimeo, Boston College.

Bagliano F.C. & Favero C.A. (1998), “Measuring monetary policy with VAR models: an evaluation”, *European Economic Review*, **42(6)**, pages 1096-1112.

Barro R. (1981), “Output Effects of Government Purchases,” *Journal of Political Economy*, **LXXXIX**, pages 1086–1121.

Baxter M. & R. King (1993), “Fiscal Policy in General Equilibrium,” *American Economic Review*, **LXXXIII**, pages 315–339.

Beetsma R., Favero C., Missale A., Muscatelli V.A., Natale P. & Tirelli P. (2004), “*Monetary Policy, Fiscal Policies and Labour Markets, Macroeconomic Policymaking in the EMU*”, Cambridge University Press.

Bernanke Ben S. (1983), “Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression”, *American Economic Review*, **Vol.73, no.3**, June, pages 257-76.

Bernanke B. & Mihov I. (1998), “Measuring Monetary Policy”, *The Quarterly Journal of Economics*, Volume (Year): **113(3)** (1998), pages 869-902.

Blanchard Ol. & Perotti R. (2002), “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output”, *The Quarterly Journal of Economics*, Volume (Year): **117** (November 2002), pages 1329-1368.

Blanchard O. & M. Watson (1986), “Are All Business Cycles Alike?” *The American Business Cycle: Continuity and Change*, Robert Gordon, ed. (Chicago: NBER and University of Chicago Press), pages 123–156.



Bernanke B. and I. Mihov (1998), “Measuring Monetary Policy,” *Quarterly Journal of Economics*, **CXIII**, pages 315–334.

Bilbiie O. Florin (2009), “Nonseparable Preferences, Fiscal Policy Puzzles, and Inferior Goods”, *Journal of Money, Credit and Banking*, **41:2-3**, pages 443-450.

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

Burnside C., M. Eichenbaum & J. Fisher (2000), “Assessing the Effects of Fiscal Shocks,” Northwestern University

Burnside C., M. Eichenbaum & J. Fisher (2004), “Fiscal Shocks and Their Consequences”, *Journal of Economic Theory*, **115**, pages 89-115.

Canova Fabio & Pappa Evi (2007), “Price Differentials in Monetary Unions: The Role of Fiscal Shocks”, *The Economic Journal*, **117:520**, pages 713-737.

Cohen D. & G. Folette (2000), “The Automatic Fiscal Stabilizers: Quietly Doing Their Thing,” in Fiscal policy in an era of surpluses: Economic and financial implications, *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, **VI**, pages 35–68.

Coutinho Leonor (2005), “Fiscal Policy in the New Open Economy Macroeconomics and Prospects for Fiscal Policy Coordination”, *Journal of Economic Surveys*, **19:5**, pages 789-822.

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

Edelberg W., M. Eichenbaum & J. Fisher (1999), “Understanding the Effects of Shocks to Government Purchases,” *Review of Economic Dynamics*, **II**, pages 166–206.

EViews: “EViews 6 (2007) , User Guide”, Quantitative Micro Software, LLC, Irvine, CA.

Fatas A. & I. Mihov (1998), “Measuring the Effects of Fiscal Policy,” INSEAD.

Fatas A. & I. Mihov (2001), “The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence”, CEPR Discussion Paper 2760.

Fragetta M. & Melina G., “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.

Greene W.H. (1997), “Econometric Analysis”, 3<sup>rd</sup> ed., New York: Macmillan.

Gujarati D. N. (1995): “Basic Econometrics”, 3<sup>rd</sup> edition, New York: McGraw-Hill.

Linnemann L. & Schaubert A. (2003), “Fiscal Policy in the neoclassical synthesis”, *Journal of Money Credit and Banking*, **35**, pages 911-929.

Linnemann L. (2006), “The Effects of Government Spending on Private Consumption: A Puzzle?”, *Journal of Money Credit and Banking*, **38**, pages 1715-1736.

Lutkepohl H. & Kratzig M. (2007), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, 2<sup>nd</sup> edition, NY, USA.

Mertens K. & Morten O. Ravn. (2010), “Measuring the Impact of Fiscal Policy in the Face of Anticipation: A Structural VAR Approach”, *The Economic Journal*, **120:554**, pages 393-413.

Monacelli Tommaso & Roberto Perotti (2008), “Openness and the Sectoral Effects of Fiscal Policy Openness and the Sectoral Effects of Fiscal Policy”, *Journal of the European Economic Association*, **6:2-3**, pages 395-403.

Mountford A. & Uhlig H. (2009), “What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?”, *Journal of Applied Economics*, John Wiley Sons, Ltd., **24**, pages 960-992.

Pappa Evi (2009), “The Effects of fiscal shocks on employment and the real wage”, *International Economic Review*, **50:1**, 217-244.

Perotti R. (1999), “Fiscal Policy in good times and bad”, *Quarterly Journal of Economics*, **114**, pages 1399-1436.

Perotti R. (2007), “In search of the transmission mechanism of fiscal policy”, *NBER Macroeconomics Annual*, **22**, pages 169-226.

Prammer D., “Expansionary Fiscal Consolidations? An Appraisal of the Literature on Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy and a Case Study for Austria”, *Monetary Policy & the Economy* **Q3/04**, pages 34-52.

Rotemberg J. & M. Woodford (1992), “Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity,” *Journal of Political Economy*, **CX (1992), 110(6)**, pages 1153–1207.

Tagkalakis Athanasios (2006), “The effects of macroeconomic policy shocks on the UK labour market”, *International Journal of Finance & Economics*, **11:3**, pages 229-244.

Uhlig H. (2005), “What are the effects of monetary policy? Results from an agnostic identification procedure”, *Journal Monetary Economics*, **52**, pages 381-419.

Vergos Kon., Mylonakis John, Christopoulos Apostolos (2010), “Could business cycles and economic crises smooth out at a reasonable cost?: Empirical findings from the US economy”, *EuroMed Journal of Business* **5:1**, pages 57-69.

## **Ελληνική Βιβλιογραφία**

Ανδρικόπουλος Α. (2000): “*Οικονομετρία, Θεωρία και Εμπειρικές Εφαρμογές*”, Εκδόσεις Μπένου, Δεύτερη Έκδοση, Αθήνα

Γεωργακόπουλος Θ., Πατσουράτης Β. (1991): “*Δημόσια Οικονομική*”, Εκδόσεις Σμπίλιας «Το Οικονομικό», Αθήνα

Δαλαμάγκας Β. (2003): “*Εισαγωγή στην Δημόσια Οικονομική*”, Εκδόσεις Κριτική, Αθήνα

Δημέλη Σ. (2003): “*Σύγχρονες Μέθοδοι Ανάλυσης Χρονολογικών Σειρών*”, Εκδόσεις Κριτική, Αθήνα

Δημόπουλος Γ. (1998), “*Μακροοικονομική Θεωρία*”, Τόμος Ι, Δεύτερη Έκδοση, Αθήνα

Καραγιωργά Δ.Π. (1979): “*Δημόσια Οικονομική Ι- Οι οικονομικές λειτουργίες του κράτους*”, Εκδόσεις Παπαζήση, Αθήνα

Κάτος Α. (2004): “*Οικονομετρία, Θεωρία και Εφαρμογές*”, Εκδόσεις Ζυγός, Θεσσαλονίκη

Λιανός Θ.- Μπένος Θ.: *‘Μακροοικονομική Ανάλυση και Δημοσιονομική Πολιτική’*, 3<sup>η</sup> έκδοση, Εκδόσεις Οδυσσέας

Χάλκος Γ. (2006): *‘Οικονομετρία, Θεωρία και Πράξη’*, Εκδόσεις Γκιούρδας, Αθήνα

Χρήστου Γ. (2003): *‘Εισαγωγή στην Οικονομετρία’*, Τόμος Β΄, Εκδόσεις Gutenberg, Αθήνα

Mankiw G. (2000): *‘Μακροοικονομική Θεωρία’*, Τόμος Β΄, Εκδόσεις Gutenberg, Αθήνα

Musgrave R., Musgrave P. (1983): *‘Δημόσια Οικονομική στη Θεωρία και πράξη’*, Τόμοι Β΄ και Γ΄, Εκδόσεις Παπαζήση, Αθήνα

Stiglitz Joseph (1986): *‘Οικονομική του Δημοσίου Τομέα’*, Εκδόσεις Κριτική, Επιστημονική Βιβλιοθήκη

## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

### Έλεγχος Στασιμότητας των μεταβλητών σε επίπεδα

#### Πίνακας Α1: Έλεγχος στασιμότητας του GDP σε επίπεδα

Null Hypothesis: GDP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.509276	0.0019
Test critical values:		
1% level	-4.004132	
5% level	-3.432226	
10% level	-3.139858	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDP)

Method: Least Squares

Date: 01/19/12 Time: 19:17

Sample (adjusted): 1960Q3 2010Q4

Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP(-1)	-0.267027	0.059217	-4.509276	0.0000
D(GDP(-1))	-0.303040	0.067696	-4.476482	0.0000
C	128.6561	39.46314	3.260158	0.0013
@TREND(1960Q1)	-0.407337	0.247389	-1.646545	0.1012
R-squared	0.265868	Mean dependent var		-0.798332
Adjusted R-squared	0.254745	S.D. dependent var		222.0042
S.E. of regression	191.6521	Akaike info criterion		13.36884
Sum squared resid	7272647.	Schwarz criterion		13.43435
Log likelihood	-1346.253	F-statistic		23.90214
Durbin-Watson stat	2.092342	Prob(F-statistic)		0.000000

## Πίνακας Α2: Έλεγχος στασιμότητας του EXPORTS σε επίπεδα

Null Hypothesis: EXPORTS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.004305	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.004132	
5% level	-3.432226	
10% level	-3.139858	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPORTS)

Method: Least Squares

Date: 01/19/12 Time: 19:10

Sample (adjusted): 1960Q3 2010Q4

Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPORTS(-1)	-0.440196	0.073313	-6.004305	0.0000
D(EXPORTS(-1))	-0.218670	0.069201	-3.159920	0.0018
C	232.6412	48.37053	4.809564	0.0000
@TREND(1960Q1)	-0.892183	0.288630	-3.091092	0.0023
R-squared	0.316519	Mean dependent var		-1.355500
Adjusted R-squared	0.306164	S.D. dependent var		251.7336
S.E. of regression	209.6861	Akaike info criterion		13.54870
Sum squared resid	8705716.	Schwarz criterion		13.61421
Log likelihood	-1364.419	F-statistic		30.56455
Durbin-Watson stat	2.059484	Prob(F-statistic)		0.000000

### Πίνακας Α3: Έλεγχος στασιμότητας του LOGIMPORTS σε επίπεδα

Null Hypothesis: LOGIMPORTS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.83206	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.003902	
5% level	-3.432115	
10% level	-3.139793	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGIMPORTS)

Method: Least Squares

Date: 01/19/12 Time: 19:11

Sample (adjusted): 1960Q2 2010Q4

Included observations: 203 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGIMPORTS(-1)	-1.041789	0.070239	-14.83206	0.0000
C	165.7485	16.78242	9.876317	0.0000
@TREND(1960Q1)	1.747617	0.161478	10.82265	0.0000
R-squared	0.523848	Mean dependent var		2.292695
Adjusted R-squared	0.519087	S.D. dependent var		130.9270
S.E. of regression	90.79513	Akaike info criterion		11.86976
Sum squared resid	1648751.	Schwarz criterion		11.91872
Log likelihood	-1201.780	F-statistic		110.0171
Durbin-Watson stat	1.998584	Prob(F-statistic)		0.000000

#### Πίνακας Α4: Έλεγχος στασιμότητας του GFCF σε επίπεδα

Null Hypothesis: GFCF has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.235997	0.0048
Test critical values:		
1% level	-4.004365	
5% level	-3.432339	
10% level	-3.139924	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GFCF)

Method: Least Squares

Date: 01/19/12 Time: 19:12

Sample (adjusted): 1960Q4 2010Q4

Included observations: 201 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GFCF(-1)	-0.278639	0.065779	-4.235997	0.0000
D(GFCF(-1))	-0.251063	0.077203	-3.251969	0.0013
D(GFCF(-2))	-0.179338	0.069995	-2.562139	0.0112
C	107.9989	39.37402	2.742897	0.0067
@TREND(1960Q1)	-0.284458	0.242421	-1.173407	0.2421
R-squared	0.249437	Mean dependent var		-2.182423
Adjusted R-squared	0.234119	S.D. dependent var		209.3101
S.E. of regression	183.1770	Akaike info criterion		13.28334
Sum squared resid	6576545.	Schwarz criterion		13.36552
Log likelihood	-1329.976	F-statistic		16.28429
Durbin-Watson stat	2.030816	Prob(F-statistic)		0.000000



## Πίνακας Α5: Έλεγχος στασιμότητας του LOGGOVSPENDING σε επίπεδα

Null Hypothesis: LOGGOVSPENDING has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.43590	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.003902	
5% level	-3.432115	
10% level	-3.139793	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGGOVSPENDING)

Method: Least Squares

Date: 01/19/12 Time: 19:13

Sample (adjusted): 1960Q2 2010Q4

Included observations: 203 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGGOVSPENDING(-1)	-1.020557	0.070696	-14.43590	0.0000
C	140.4340	15.00683	9.358000	0.0000
@TREND(1960Q1)	1.694264	0.152828	11.08608	0.0000
R-squared	0.510278	Mean dependent var		1.510192
Adjusted R-squared	0.505381	S.D. dependent var		116.2086
S.E. of regression	81.72853	Akaike info criterion		11.65935
Sum squared resid	1335910.	Schwarz criterion		11.70831
Log likelihood	-1180.424	F-statistic		104.1976
Durbin-Watson stat	1.996565	Prob(F-statistic)		0.000000

## Πίνακας Α6: Έλεγχος στασιμότητας του PFCE σε επίπεδα

Null Hypothesis: PFCE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.456775	0.0470
Test critical values:		
1% level	-4.004132	
5% level	-3.432226	
10% level	-3.139858	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PFCE)

Method: Least Squares

Date: 01/19/12 Time: 19:16

Sample (adjusted): 1960Q3 2010Q4

Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PFCE(-1)	-0.157783	0.045644	-3.456775	0.0007
D(PFCE(-1))	-0.319343	0.067273	-4.746955	0.0000
C	88.57366	34.51329	2.566364	0.0110
@TREND(1960Q1)	-0.276520	0.216421	-1.277693	0.2029
R-squared	0.206354	Mean dependent var		-0.938094
Adjusted R-squared	0.194329	S.D. dependent var		190.5577
S.E. of regression	171.0431	Akaike info criterion		13.14131
Sum squared resid	5792636.	Schwarz criterion		13.20682
Log likelihood	-1323.272	F-statistic		17.16048
Durbin-Watson stat	2.030819	Prob(F-statistic)		0.000000

## Πίνακας Α7: Εκτίμηση Διανυσματικού Υποδείγματος Αυτοπαλινδρόμησης (VAR)

Vector Autoregression Estimates

Date: 01/22/12 Time: 02:39

Sample (adjusted): 1960Q3 2010Q4

Included observations: 202 after adjustments

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

	GDP	EXPORTS	GFCF	LOGGOVS PENDING	LOGIMPO RTS	PFCE
GDP(-1)	0.440285 (0.07021) [ 6.27065]	0.010975 (0.07581) [ 0.14477]	-0.093695 (0.06732) [-1.39169]	0.016468 (0.03125) [ 0.52696]	-0.026959 (0.03694) [-0.72973]	0.041164 (0.06110) [ 0.67367]
GDP(-2)	0.320635 (0.07165) [ 4.47491]	0.087045 (0.07736) [ 1.12513]	-0.025781 (0.06870) [-0.37525]	-0.032261 (0.03189) [-1.01161]	-0.010507 (0.03770) [-0.27870]	0.123567 (0.06236) [ 1.98166]
EXPORTS(-1)	0.008177 (0.06535) [ 0.12513]	0.372174 (0.07056) [ 5.27488]	0.011203 (0.06266) [ 0.17879]	-0.035639 (0.02908) [-1.22539]	0.000476 (0.03438) [ 0.01385]	0.025717 (0.05687) [ 0.45223]
EXPORTS(-2)	-0.039105 (0.06576) [-0.59469]	0.230588 (0.07100) [ 3.24773]	-0.010828 (0.06305) [-0.17172]	-0.023635 (0.02927) [-0.80756]	-0.005590 (0.03460) [-0.16157]	-0.119886 (0.05723) [-2.09497]
GFCF(-1)	0.018956 (0.07419) [ 0.25549]	-0.097215 (0.08011) [-1.21356]	0.473950 (0.07114) [ 6.66221]	-0.043032 (0.03302) [-1.30317]	-0.065949 (0.03904) [-1.68936]	-0.007743 (0.06457) [-0.11992]
GFCF(-2)	-0.015607 (0.07426) [-0.21016]	0.181282 (0.08018) [ 2.26081]	0.152195 (0.07121) [ 2.13730]	0.012203 (0.03305) [ 0.36919]	-0.011387 (0.03908) [-0.29141]	-0.009648 (0.06463) [-0.14929]
LOGGOVSPENDIN G(-1)	-0.279623 (0.15852) [-1.76396]	0.247945 (0.17116) [ 1.44863]	0.034821 (0.15200) [ 0.22908]	0.133128 (0.07055) [ 1.88693]	0.200836 (0.08341) [ 2.40784]	-0.064337 (0.13795) [-0.46637]
LOGGOVSPENDIN G(-2)	-0.160147 (0.15767) [-1.01569]	0.034272 (0.17024) [ 0.20131]	-0.075125 (0.15119) [-0.49690]	0.196342 (0.07018) [ 2.79786]	0.239115 (0.08296) [ 2.88218]	0.067352 (0.13722) [ 0.49085]

LOGIMPORTS(-1)	0.268365 (0.14363) [ 1.86839]	-0.296262 (0.15508) [-1.91033]	-0.046017 (0.13772) [-0.33413]	0.128336 (0.06393) [ 2.00752]	0.126321 (0.07558) [ 1.67144]	-0.100592 (0.12500) [-0.80475]
LOGIMPORTS(-2)	-0.016091 (0.14536) [-0.11070]	-0.223272 (0.15695) [-1.42258]	-0.270182 (0.13938) [-1.93845]	0.309018 (0.06470) [ 4.77647]	0.158526 (0.07648) [ 2.07265]	-0.015451 (0.12650) [-0.12214]
PFCE(-1)	-0.005628 (0.07761) [-0.07252]	-0.084999 (0.08380) [-1.01430]	-0.010320 (0.07442) [-0.13867]	-0.030258 (0.03454) [-0.87595]	-0.009647 (0.04084) [-0.23622]	0.487800 (0.06754) [ 7.22202]
PFCE(-2)	-0.045894 (0.07688) [-0.59692]	0.056340 (0.08301) [ 0.67869]	-0.033347 (0.07372) [-0.45234]	0.022601 (0.03422) [ 0.66047]	-0.013932 (0.04045) [-0.34440]	0.344611 (0.06691) [ 5.15051]
C	158.1733 (83.0454) [ 1.90466]	165.1449 (89.6659) [ 1.84178]	280.1526 (79.6289) [ 3.51823]	100.2586 (36.9613) [ 2.71253]	149.2690 (43.6962) [ 3.41607]	82.96557 (72.2706) [ 1.14798]

---



---

R-squared	0.510830	0.407863	0.470192	0.566280	0.453654	0.690613
Adj. R-squared	0.479772	0.370267	0.436553	0.538742	0.418965	0.670970
Sum sq. resids	7081247.	8255305.	6510578.	1402722.	1960490.	5362929.
S.E. equation	193.5637	208.9949	185.6004	86.14991	101.8477	168.4496
F-statistic	16.44739	10.84859	13.97774	20.56377	13.07787	35.15714
Log likelihood	-1343.560	-1359.054	-1335.073	-1180.037	-1213.850	-1315.488
Akaike AIC	13.43128	13.58469	13.34726	11.81225	12.14703	13.15334
Schwarz SC	13.64419	13.79760	13.56017	12.02516	12.35994	13.36625
Mean dependent	328.4273	323.1251	293.4052	307.7276	331.0447	388.5300
S.D. dependent	268.3656	263.3647	247.2592	126.8478	133.6135	293.6649

---



---

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.03E+26
Determinant resid covariance	6.92E+25
Log likelihood	-7729.196
Akaike information criterion	77.29897
Schwarz criterion	78.57642

---



---

## Πίνακας Α8: Κριτήριο Επιλογής Αριθμού Υστερήσεων

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: GDP GFCF EXPORTS LOGGOVSPENDING LOGIMPORTS PFCE

Exogenous variables: C

Date: 01/20/12 Time: 18:48

Sample: 1960Q1 2010Q4

Included observations: 194

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-7774.102	NA	2.75e+27	80.20724	80.30831	80.24816
1	-7490.759	546.2384	2.14e+26	77.65731	78.36479*	77.94379
2	-7420.428	131.2375	1.51e+26*	77.30338*	78.61726	77.83540*
3	-7393.049	49.39415	1.65e+26	77.39226	79.31255	78.16984
4	-7371.340	37.82253	1.92e+26	77.53959	80.06629	78.56272
5	-7330.929	67.90744	1.85e+26	77.49411	80.62722	78.76280
6	-7305.915	40.48703	2.10e+26	77.60737	81.34688	79.12160
7	-7273.814	49.97123	2.22e+26	77.64757	81.99348	79.40735
8	-7253.748	29.99556	2.68e+26	77.81184	82.76416	79.81717
9	-7212.526	59.07021	2.61e+26	77.75800	83.31673	80.00889
10	-7173.802	53.09692*	2.63e+26	77.72991	83.89505	80.22635

\* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

## Πίνακας Α9: Έλεγχος Σταθερότητας του υποδείγματος VAR

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: GDP GFCF EXPORTS LOGGOVSPENDING  
LOGIMPORTS PFCE

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 2

Date: 01/20/12 Time: 18:53

---

---

Root	Modulus
0.916213	0.916213
0.862602 - 0.053472i	0.864258
0.862602 + 0.053472i	0.864258
0.652084 - 0.096909i	0.659246
0.652084 + 0.096909i	0.659246
-0.539555	0.539555
-0.351959 - 0.101849i	0.366399
-0.351959 + 0.101849i	0.366399
-0.009029 - 0.342183i	0.342302
-0.009029 + 0.342183i	0.342302
-0.325198 - 0.055422i	0.329887
-0.325198 + 0.055422i	0.329887

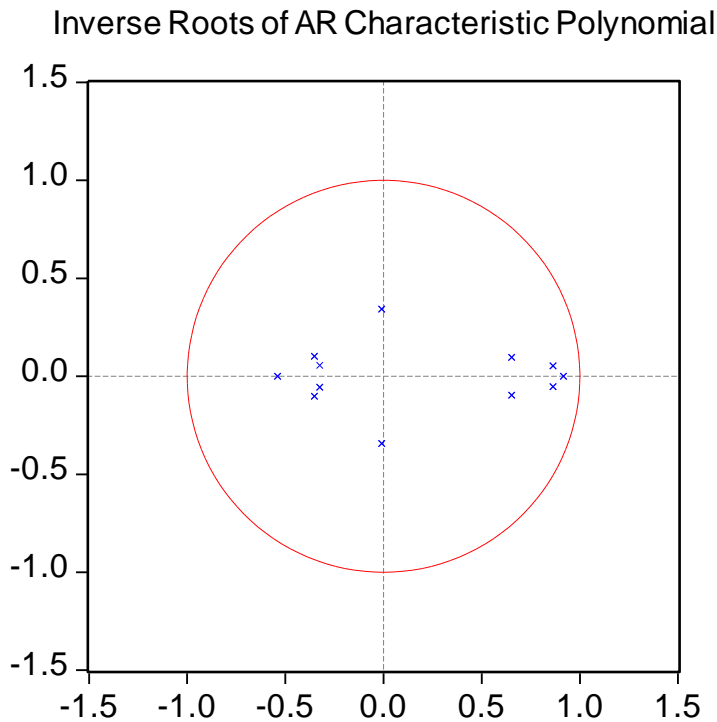
---

---

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

### Διάγραμμα A1: Έλεγχος Σταθερότητας του υποδείγματος VAR



### Πίνακας A10: Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (Autocorrelation LM Test) του υποδείγματος VAR

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Date: 01/20/12 Time: 19:38

Sample: 1960Q1 2010Q4

Included observations: 202

Lags	LM-Stat	Prob
1	49.67869	0.0642
2	56.85485	0.0149
3	35.77560	0.4792
4	23.02175	0.9539
5	52.14838	0.0399
6	31.51530	0.6818
7	55.41235	0.0203
8	33.52644	0.5868
9	54.93813	0.0225
10	45.67170	0.1296

Probs from chi-square with 36 df.

## Πίνακας A11: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας Καταλοίπων (White Heteroskedasticity Test) του υποδείγματος VAR

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms

Date: 01/20/12 Time: 19:47

Sample: 1960Q1 2010Q4

Included observations: 202

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
2275.680	1890	0.0000

Individual components:

Dependent	R-squared	F(90,111)	Prob.	Chi-sq(90)	Prob.
res1*res1	0.644162	2.232667	0.0000	130.1208	0.0036
res2*res2	0.551563	1.516962	0.0185	111.4158	0.0626
res3*res3	0.717451	3.131697	0.0000	144.9252	0.0002
res4*res4	0.442483	0.978857	0.5395	89.38162	0.4986
res5*res5	0.244189	0.398468	1.0000	49.32614	0.9998
res6*res6	0.490965	1.189550	0.1916	99.17487	0.2385
res2*res1	0.430348	0.931730	0.6346	86.93023	0.5721
res3*res1	0.622181	2.031020	0.0002	125.6806	0.0078
res3*res2	0.568995	1.628198	0.0074	114.9371	0.0393
res4*res1	0.695794	2.820940	0.0000	140.5504	0.0005
res4*res2	0.757764	3.858115	0.0000	153.0683	0.0000
res4*res3	0.377871	0.749105	0.9222	76.32987	0.8474
res5*res1	0.579967	1.702942	0.0039	117.1533	0.0288
res5*res2	0.427266	0.920079	0.6578	86.30767	0.5906
res5*res3	0.413172	0.868362	0.7558	83.46075	0.6735
res5*res4	0.305892	0.543528	0.9985	61.79018	0.9899
res6*res1	0.679904	2.619675	0.0000	137.3406	0.0010
res6*res2	0.722813	3.216128	0.0000	146.0082	0.0002
res6*res3	0.650175	2.292243	0.0000	131.3354	0.0029
res6*res4	0.683103	2.658571	0.0000	137.9868	0.0009
res6*res5	0.306751	0.545728	0.9984	61.96362	0.9895



## Πίνακας A12: Εκτίμηση του Διανυσματικού Υποδείγματος Διόρθωσης Λαθών (VECM)

Vector Error Correction Estimates

Date: 01/22/12 Time: 02:44

Sample (adjusted): 1960Q4 2010Q4

Included observations: 201 after adjustments

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

Cointegrating Eq:		CointEq1				
	GDP(-1)					
	EXPORTS(-1)					
	GFCF(-1)					
	LOGGOVSPENDING(-1)					
	PFCE(-1)					
	LOGIMPORTS(-1)					
	C					
Error Correction:	D(GDP)	D(EXPORTS)	D(GFCF)	D(LOGGOVSPENDING)	D(PFCE)	D(LOGIMPORTS)
CointEq1	0.002092 (0.00198) [ 1.05859]	-0.004040 (0.00218) [-1.85080]	-0.005002 (0.00189) [-2.64680]	0.004181 (0.00088) [ 4.77466]	-0.002292 (0.00175) [-1.30756]	-0.005594 (0.00101) [-5.54767]

D(GDP(-1))	-0.530875 (0.07235) [-7.33765]	-0.005147 (0.07990) [-0.06442]	-0.022474 (0.06918) [-0.32488]	0.040303 (0.03205) [ 1.25730]	0.025732 (0.06417) [ 0.40098]	0.000726 (0.03691) [ 0.01966]
D(GDP(-2))	-0.213493 (0.07245) [-2.94660]	0.003271 (0.08001) [ 0.04088]	0.051757 (0.06928) [ 0.74711]	0.035636 (0.03210) [ 1.11013]	0.098015 (0.06426) [ 1.52518]	0.012664 (0.03696) [ 0.34265]
D(EXPORTS(-1))	-0.006026 (0.06518) [-0.09245]	-0.552609 (0.07198) [-7.67695]	0.003773 (0.06232) [ 0.06054]	-0.012215 (0.02888) [-0.42296]	0.008371 (0.05781) [ 0.14479]	-0.008629 (0.03325) [-0.25953]
D(EXPORTS(-2))	-0.057222 (0.06461) [-0.88564]	-0.259638 (0.07135) [-3.63881]	0.067229 (0.06178) [ 1.08825]	-0.015152 (0.02863) [-0.52931]	-0.132347 (0.05731) [-2.30939]	-0.005141 (0.03296) [-0.15600]
D(GFCF(-1))	-0.007365 (0.07267) [-0.10135]	-0.130376 (0.08025) [-1.62468]	-0.402314 (0.06948) [-5.79045]	-0.049465 (0.03219) [-1.53641]	0.005115 (0.06445) [ 0.07936]	0.001110 (0.03707) [ 0.02995]
D(GFCF(-2))	0.008135 (0.07233) [ 0.11247]	-0.044458 (0.07988) [-0.55655]	-0.259729 (0.06916) [-3.75539]	-0.036651 (0.03205) [-1.14363]	0.002398 (0.06416) [ 0.03737]	-0.032383 (0.03690) [-0.87765]
D(LOGGOVSPENDI NG(-1))	0.127383 (0.20537) [ 0.62025]	-0.144823 (0.22680) [-0.63854]	-0.413185 (0.19637) [-2.10414]	-0.399709 (0.09099) [-4.39278]	-0.246538 (0.18216) [-1.35341]	-0.501189 (0.10476) [-4.78414]
D(LOGGOVSPENDI NG(-2))	0.047486 (0.16214) [ 0.29286]	-0.041666 (0.17906) [-0.23269]	-0.347055 (0.15503) [-2.23860]	-0.159807 (0.07184) [-2.22452]	-0.077551 (0.14382) [-0.53924]	-0.263616 (0.08271) [-3.18728]
D(PFCE(-1))	-0.028519 (0.08172) [-0.34900]	0.020822 (0.09024) [ 0.23073]	-0.004241 (0.07813) [-0.05428]	-0.033256 (0.03620) [-0.91855]	-0.411705 (0.07248) [-5.68029]	0.000920 (0.04168) [ 0.02206]
D(PFCE(-2))	-0.059062 (0.08129) [-0.72656]	0.126590 (0.08977) [ 1.41014]	-0.009786 (0.07773) [-0.12591]	0.001777 (0.03602) [ 0.04935]	-0.066495 (0.07210) [-0.92223]	-0.004838 (0.04147) [-0.11668]
D(LOGIMPORTS(- 1))	0.086068	0.157122	0.565397	-0.376140	0.173592	-0.208055

	(0.21097)	(0.23298)	(0.20171)	(0.09347)	(0.18712)	(0.10761)
	[ 0.40797]	[ 0.67441]	[ 2.80297]	[-4.02421]	[ 0.92770]	[-1.93337]
D(LOGIMPORTS(-2))	0.132098	-0.074355	0.317627	-0.067102	0.144300	-0.056847
	(0.15911)	(0.17571)	(0.15213)	(0.07049)	(0.14112)	(0.08116)
	[ 0.83024]	[-0.42317]	[ 2.08786]	[-0.95189]	[ 1.02251]	[-0.70043]
C	-2.287781	-2.532171	-3.812103	2.914036	-1.580914	3.050771
	(13.9521)	(15.4077)	(13.3402)	(6.18152)	(12.3751)	(7.11688)
	[-0.16397]	[-0.16434]	[-0.28576]	[ 0.47141]	[-0.12775]	[ 0.42867]
R-squared	0.263119	0.301067	0.238377	0.474719	0.213175	0.447397
Adj. R-squared	0.211892	0.252478	0.185430	0.438202	0.158475	0.408980
Sum sq. resids	7299731.	8902394.	6673453.	1432911.	5742794.	1899364.
S.E. equation	197.5753	218.1889	188.9098	87.53644	175.2431	100.7821
F-statistic	5.136322	6.196218	4.502169	13.00001	3.897223	11.64601
Log likelihood	-1340.461	-1360.408	-1331.446	-1176.834	-1316.352	-1205.156
Akaike AIC	13.47722	13.67571	13.38752	11.84909	13.23733	12.13091
Schwarz SC	13.70730	13.90579	13.61760	12.07918	13.46741	12.36099
Mean dependent	-0.870532	-1.425483	-2.182423	1.515920	-0.980756	1.504940
S.D. dependent	222.5562	252.3601	209.3101	116.7882	191.0326	131.0939
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.34E+26				
Determinant resid covariance		8.72E+25				
Log likelihood		-7714.075				
Akaike information criterion		77.65249				
Schwarz criterion		79.13158				

**Πίνακας A13 : Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης Καταλοίπων (Autocorrelation LM Test) του υποδείγματος VECM**

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Date: 01/22/12 Time: 02:21

Sample: 1960Q1 2010Q4

Included observations: 201

---

---

Lags	LM-Stat	Prob
1	42.99575	0.1966
2	85.28362	0.0000
3	85.81660	0.0000
4	26.74938	0.8687
5	44.67256	0.1522
6	32.92680	0.6155
7	48.90944	0.0740
8	33.69151	0.5789
9	50.73285	0.0526
10	47.29838	0.0985
11	31.05946	0.7025
12	42.19831	0.2207

---

---

Probs from chi-square with 36 df.

**Πίνακας A14: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας των Καταλοίπων (White Heteroskedasticity test) του υπόδειγματος VECM**

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms

Date: 01/22/12 Time: 02:24

Sample: 1960Q1 2010Q4

Included observations: 201

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
2217.120	2184	0.3055

Individual components:

Dependent	R-squared	F(104,96)	Prob.	Chi-sq(104)	Prob.
res1*res1	0.434580	0.709473	0.9566	87.35051	0.8801
res2*res2	0.517679	0.990744	0.5195	104.0534	0.4801
res3*res3	0.417202	0.660793	0.9806	83.85753	0.9267
res4*res4	0.244770	0.299170	1.0000	49.19882	1.0000
res5*res5	0.428425	0.691894	0.9669	86.11344	0.8984
res6*res6	0.228403	0.273243	1.0000	45.90902	1.0000
res2*res1	0.398962	0.612727	0.9926	80.19129	0.9599
res3*res1	0.576294	1.255504	0.1296	115.8352	0.2012
res3*res2	0.439560	0.723980	0.9465	88.35154	0.8639
res4*res1	0.675267	1.919499	0.0007	135.7288	0.0200
res4*res2	0.381606	0.569624	0.9974	76.70282	0.9794
res4*res3	0.503300	0.935343	0.6315	101.1633	0.5605
res5*res1	0.551567	1.135375	0.2646	110.8651	0.3044
res5*res2	0.748728	2.750546	0.0000	150.4944	0.0020
res5*res3	0.630319	1.573879	0.0125	126.6941	0.0646
res5*res4	0.134073	0.142922	1.0000	26.94869	1.0000
res6*res1	0.696385	2.117216	0.0001	139.9735	0.0108
res6*res2	0.733378	2.539039	0.0000	147.4089	0.0033
res6*res3	0.329195	0.452997	1.0000	66.16829	0.9986
res6*res4	0.506828	0.948637	0.6047	101.8724	0.5407
res6*res5	0.786881	3.408191	0.0000	158.1630	0.0005

## Πίνακας A15: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης με τη Μεθοδολογία Johansen

Date: 01/22/12 Time: 02:27

Sample (adjusted): 1960Q4 2010Q4

Included observations: 201 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: GDP EXPORTS GFCF LOGIMPORTS  
LOGGOVSPENDING PFCE

Lags interval (in first differences): 1 to 2

### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesize d	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.326708	175.6470	95.75366	0.0000
At most 1 *	0.156236	96.13620	69.81889	0.0001
At most 2 *	0.121429	61.98976	47.85613	0.0014
At most 3 *	0.085885	35.96848	29.79707	0.0086
At most 4 *	0.058825	17.91881	15.49471	0.0212
At most 5 *	0.028119	5.732853	3.841466	0.0166

Trace test indicates 6 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)

Hypothesize d	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.326708	79.51079	40.07757	0.0000
At most 1 *	0.156236	34.14644	33.87687	0.0464
At most 2	0.121429	26.02127	27.58434	0.0782
At most 3	0.085885	18.04968	21.13162	0.1280
At most 4	0.058825	12.18595	14.26460	0.1038
At most 5 *	0.028119	5.732853	3.841466	0.0166

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

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

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

GDP	EXPORTS	GFCF	LOGIMPOR TS	LOGGOVSP ENDING	PFCE
0.000142	-0.000334	0.001362	0.017160	-0.016221	0.000434
0.003589	-0.001622	0.004573	0.001126	0.003578	-5.06E-05
-0.000120	-0.004999	-0.000740	-0.000871	-0.006620	-0.001285
0.002845	0.000467	-0.002404	0.001115	-0.002061	-0.002223
0.001815	-0.001380	-0.000872	0.001855	0.001585	0.002824
0.000566	0.000330	0.000212	-0.003692	-0.004008	0.001015

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDP)	14.75233	-18.84362	18.09819	-22.61098	-34.48727	-11.52897
D(EXPORTS)	-28.48353	43.56627	54.34327	-14.82826	9.385279	-7.670496
D(GFCF)	-35.26778	-51.52351	25.35860	12.30159	16.27961	-7.654201
D(LOGIMP ORTS)	-39.43629	-3.743222	5.805827	-4.302924	-3.932199	12.32104
D(LOGGOV SPENDING)	29.48036	-10.90926	13.49646	2.509015	0.404449	9.184491
D(PFCE)	-16.16229	20.50703	12.11463	42.34094	-13.74659	-1.141180

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood      -7714.075

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDP	EXPORTS	GFCF	LOGIMPOR TS	LOGGOVSP ENDING	PFCE
1.000000	-2.357843	9.600471	120.9792	-114.3635	3.058172
	(3.94241)	(3.84841)	(13.0282)	(13.6688)	(2.93968)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDP)	0.002092
	(0.00198)
D(EXPORTS)	-0.004040
	(0.00218)
D(GFCF)	-0.005002
	(0.00189)
D(LOGIMP ORTS)	-0.005594
	(0.00101)
D(LOGGOV SPENDING)	0.004181
	(0.00088)

D(PFCE) -0.002292  
(0.00175)

---



---

2 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood      -7697.002

---



---

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

			LOGIMPOR	LOGGOVSP	
GDP	EXPORTS	GFCF	TS	ENDING	PFCE
1.000000	0.000000	-0.699687	-28.29025	28.34293	-0.742368
		(0.95952)	(3.25338)	(3.25556)	(0.73253)
0.000000	1.000000	-4.368467	-63.30764	60.52415	-1.611872
		(2.01850)	(6.84401)	(6.84859)	(1.54098)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDP)	-0.065544	0.025626
	(0.04981)	(0.02296)
D(EXPORTS)	0.152335	-0.061128
	(0.05409)	(0.02493)
D(GFCF)	-0.189938	0.095353
	(0.04591)	(0.02116)
D(LOGIMPARTS)	-0.019029	0.019259
	(0.02552)	(0.01176)
D(LOGGOVSPENDING)	-0.034976	0.007833
	(0.02199)	(0.01014)
D(PFCE)	0.071314	-0.027852
	(0.04407)	(0.02032)

---



---

3 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood      -7683.991

---



---

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

			LOGIMPOR	LOGGOVSP	
GDP	EXPORTS	GFCF	TS	ENDING	PFCE
1.000000	0.000000	0.000000	-18.38745	19.10084	-0.451162
			(2.18409)	(2.24001)	(0.49066)
0.000000	1.000000	0.000000	-1.479954	2.821626	0.206263
			(0.67316)	(0.69039)	(0.15123)
0.000000	0.000000	1.000000	14.15318	-13.20887	0.416195
			(1.49641)	(1.53472)	(0.33617)



Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDP)	-0.067708	-0.064850	-0.079472
	(0.04961)	(0.07270)	(0.06665)
D(EXPORTS)	0.145836	-0.332799	0.120254
	(0.05220)	(0.07648)	(0.07012)
D(GFCF)	-0.192971	-0.031419	-0.302405
	(0.04545)	(0.06660)	(0.06106)
D(LOGIMPORTS)	-0.019724	-0.009765	-0.075114
	(0.02548)	(0.03734)	(0.03424)
D(LOGGOVSPENDING)	-0.036590	-0.059638	-0.019728
	(0.02172)	(0.03182)	(0.02918)
D(PFCE)	0.069866	-0.088415	0.062813
	(0.04398)	(0.06445)	(0.05909)

4 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood      -7674.967

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

			LOGIMPOR	LOGGOVSP	
GDP	EXPORTS	GFCF	TS	ENDING	PFCE
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.435425	-0.458518
				(0.51246)	(0.20583)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	1.319300	0.205671
				(0.36430)	(0.14632)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.158257	0.421857
				(0.43266)	(0.17378)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-1.015117	-0.000400
				(0.06668)	(0.02678)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDP)	-0.132041	-0.075406	-0.025121	0.190972
	(0.06282)	(0.07246)	(0.07392)	(0.23647)
D(EXPORTS)	0.103646	-0.339722	0.155897	-0.503572
	(0.06639)	(0.07657)	(0.07811)	(0.24988)
D(GFCF)	-0.157970	-0.025676	-0.331975	-0.671538
	(0.05782)	(0.06669)	(0.06803)	(0.21764)
D(LOGIMPORTS)	-0.031966	-0.011774	-0.064771	-0.690777
	(0.03247)	(0.03745)	(0.03821)	(0.12223)
D(LOGGOVSPENDING)	-0.029451	-0.058467	-0.025759	0.484640
	(0.02769)	(0.03193)	(0.03258)	(0.10421)



## Πίνακας A16: Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 01/22/12 Time: 02:47

Sample: 1960Q1 2010Q4

Included observations: 202

Dependent variable: GDP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
EXPORTS	0.382116	2	0.8261
GFCF	0.070894	2	0.9652
LOGGOVSPENDI			
NG	4.934554	2	0.0848
PFCE	1.072539	2	0.5849
LOGIMPORTS	3.511678	2	0.1728
All	7.766338	10	0.6516

Dependent variable: EXPORTS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GDP	2.369890	2	0.3058
GFCF	5.128961	2	0.0770
LOGGOVSPENDI			
NG	2.315517	2	0.3142
PFCE	1.057565	2	0.5893
LOGIMPORTS	6.530966	2	0.0382
All	19.93003	10	0.0299

Dependent variable: GFCF

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GDP	4.331187	2	0.1147
EXPORTS	0.042065	2	0.9792
LOGGOVSPENDI			
NG	0.267410	2	0.8748

PFCE	0.803300	2	0.6692
LOGIMPORTS	4.120933	2	0.1274
All	11.46400	10	0.3225

Dependent variable: LOGGOVSPENDING

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GDP	1.036533	2	0.5956
EXPORTS	3.900727	2	0.1422
GFCF	1.932382	2	0.3805
PFCE	0.768117	2	0.6811
LOGIMPORTS	29.99987	2	0.0000
All	47.10661	10	0.0000

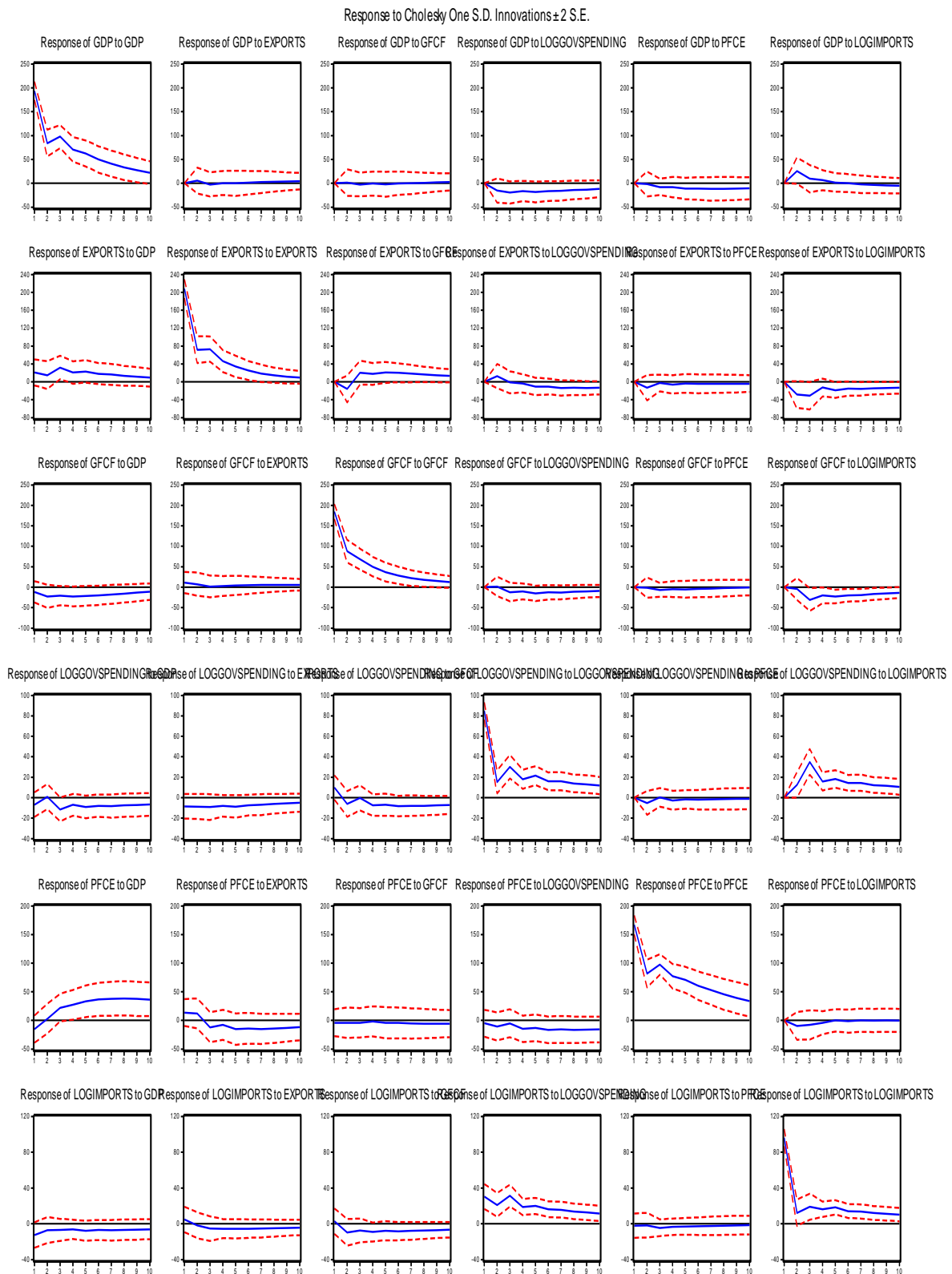
Dependent variable: PFCE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GDP	9.588270	2	0.0083
EXPORTS	4.726950	2	0.0941
GFCF	0.087496	2	0.9572
LOGGOVSPENDING	0.389444	2	0.8231
LOGIMPORTS	0.702154	2	0.7039
All	16.82685	10	0.0783

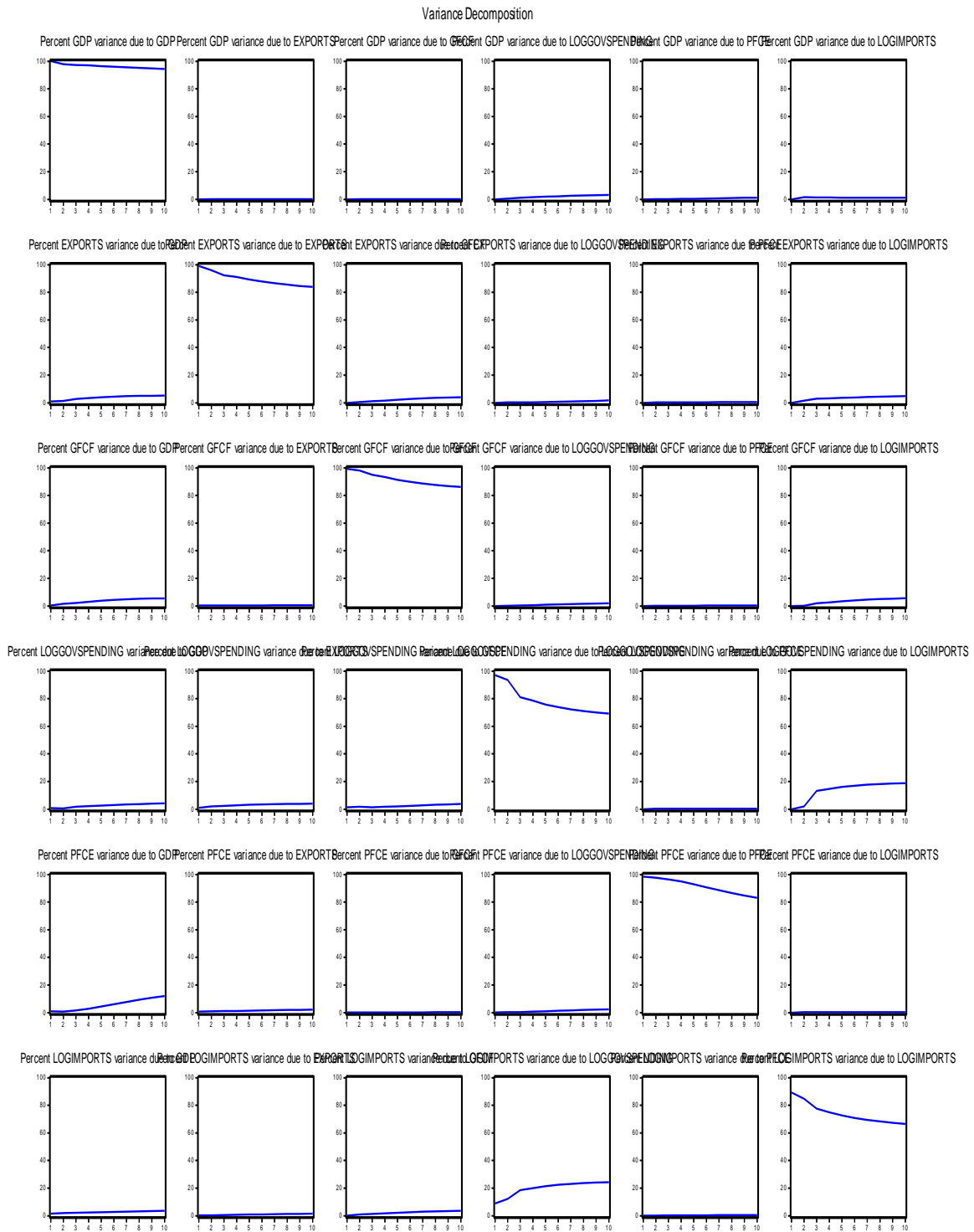
Dependent variable: LOGIMPORTS

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GDP	1.369450	2	0.5042
EXPORTS	0.030804	2	0.9847
GFCF	5.338602	2	0.0693
LOGGOVSPENDING	17.10691	2	0.0002
PFCE	0.751847	2	0.6867
All	29.70763	10	0.0010

## Διάγραμμα Α2: Συναρτήσεις Αιφνιδίων Αντιδράσεων (Impulse Responses Functions)



## Διάγραμμα Α3: Διάσπαση Διακύμανσης (Variance Decomposition)



## Πίνακας Α17: Διάσπαση Διακύμανσης (Variance Decomposition)

Variance Decomposition of GDP:							
Period	S.E.	GDP	EXPORTS	GFCF	LOGGOVSP ENDING	LOGIMPORT S	PFCE
1	193.5637	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	213.1350	97.92126	0.065555	0.004911	0.534723	1.471604	0.001946
3	235.6304	97.33574	0.066071	0.020489	1.101110	1.368046	0.108545
4	246.7705	96.94229	0.060489	0.019573	1.451452	1.318482	0.207711
5	255.4444	96.42446	0.056488	0.024938	1.875511	1.235113	0.383485
6	260.9972	95.98573	0.056507	0.024240	2.200603	1.183356	0.549565
7	265.0032	95.52582	0.061954	0.023524	2.501809	1.153805	0.733091
8	267.7731	95.11150	0.074024	0.024267	2.740037	1.144061	0.906110
9	269.7783	94.71454	0.093004	0.027695	2.942080	1.152378	1.070307
10	271.2245	94.35385	0.117112	0.035160	3.103659	1.172081	1.218141

Variance Decomposition of EXPORTS:							
Period	S.E.	GDP	EXPORTS	GFCF	LOGGOVSP ENDING	LOGIMPORT S	PFCE
1	208.9949	0.991573	99.00843	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	224.5666	1.268142	95.93864	0.506202	0.309857	1.577466	0.399688
3	241.1202	2.851023	92.33890	1.146843	0.271541	3.024908	0.366781
4	247.4481	3.397309	91.18565	1.591075	0.281077	3.131465	0.413422
5	252.7024	4.084732	89.27840	2.212264	0.453542	3.543690	0.427367
6	256.0626	4.473114	87.90296	2.763420	0.616448	3.789192	0.454861
7	258.7924	4.782818	86.57607	3.194611	0.883890	4.081455	0.481160
8	260.8507	4.969449	85.52455	3.547313	1.138967	4.312490	0.507232
9	262.5532	5.093447	84.61561	3.809945	1.409161	4.539462	0.532371
10	263.9228	5.166364	83.87464	4.015366	1.652588	4.736078	0.554961

Variance  
Decompo  
sition of  
GFCF:

Period	S.E.	GDP	EXPORTS	GFCF	LOGGOVSP ENDING	LOGIMPORT S	PFCE
1	185.6004	0.388176	0.361092	99.25073	0.000000	0.000000	0.000000
2	206.8094	1.536447	0.404254	98.00117	0.006091	0.045094	0.006947
3	221.4321	2.215906	0.358012	95.02923	0.315787	1.963304	0.117757
4	229.3946	3.063694	0.348573	93.31422	0.496889	2.607568	0.169052
5	234.9886	3.756703	0.360855	91.35648	0.902544	3.402046	0.221375
6	238.8265	4.357038	0.387728	89.87332	1.156440	3.975168	0.250304
7	241.7133	4.793845	0.429858	88.58120	1.412913	4.512830	0.269358
8	243.8210	5.126268	0.477073	87.60789	1.598388	4.912538	0.277841
9	245.4223	5.356190	0.526625	86.83804	1.755758	5.242428	0.280961
10	246.6203	5.516067	0.572739	86.25909	1.875653	5.495517	0.280929

Variance  
Decompo  
sition of  
LOGGO  
VSPEND  
ING:

Period	S.E.	GDP	EXPORTS	GFCF	LOGGOVSP ENDING	LOGIMPORT S	PFCE
1	86.14991	0.623113	0.975268	1.330055	97.07156	0.000000	0.000000
2	89.18900	0.590959	1.893004	1.716781	93.52438	1.953768	0.321107
3	101.4922	1.746788	2.293663	1.326046	81.07183	13.30410	0.257579
4	105.0978	2.080315	2.733770	1.746639	78.50831	14.64100	0.289966
5	109.7998	2.613432	3.137879	1.997077	75.76675	16.20379	0.281064
6	112.7209	2.972150	3.406762	2.440304	73.90102	16.98869	0.291077
7	115.5759	3.351486	3.600804	2.791196	72.22871	17.73858	0.289226
8	117.7220	3.640645	3.738412	3.153161	70.99462	18.18316	0.289999
9	119.6128	3.896046	3.837293	3.449902	69.97115	18.55807	0.287535
10	121.1406	4.099099	3.909923	3.713300	69.16331	18.82941	0.284949



Variance Decomposition of LOGIMPORTS:							
Period	S.E.	GDP	EXPORTS	GFCF	LOGGOVSP ENDING	LOGIMPORT S	PFCE
1	101.8477	1.551422	0.206896	0.073956	8.827758	89.33997	0.000000
2	105.4249	1.922989	0.225296	0.934654	12.17536	84.71834	0.023360
3	112.2937	2.078494	0.437001	1.271011	18.50486	77.54819	0.160441
4	115.7016	2.258447	0.642009	1.836649	20.01752	75.02400	0.221367
5	119.5113	2.564932	0.832321	2.165143	21.51159	72.67064	0.255378
6	122.0917	2.796585	1.006618	2.570357	22.37478	70.96362	0.288035
7	124.4415	3.037234	1.157689	2.881495	23.10856	69.50707	0.307956
8	126.2905	3.240540	1.281102	3.170994	23.60099	68.38366	0.322713
9	127.8847	3.427626	1.382619	3.406647	24.00278	67.44927	0.331056
10	129.1926	3.586433	1.465225	3.610805	24.30865	66.69268	0.336202

Variance Decomposition of PFCE:							
Period	S.E.	GDP	EXPORTS	GFCF	LOGGOVSP ENDING	LOGIMPORT S	PFCE
1	168.4496	0.825897	0.658649	0.061480	0.086124	0.048446	98.31940
2	188.2459	0.684065	0.934563	0.103539	0.405243	0.411492	97.46110
3	213.7961	1.594133	1.057660	0.122326	0.373386	0.538976	96.31352
4	229.5138	2.787866	1.025454	0.113952	0.742581	0.533939	94.79621
5	243.3634	4.358888	1.305724	0.134255	0.959503	0.479389	92.76224
6	254.3930	6.045364	1.500207	0.153831	1.297483	0.450509	90.55261
7	263.5387	7.694193	1.725972	0.186842	1.569728	0.420821	88.40244
8	271.1203	9.266343	1.896763	0.222056	1.864091	0.399708	86.35104
9	277.3521	10.69034	2.034318	0.257531	2.118513	0.382518	84.51678
10	282.5010	11.96891	2.132266	0.290456	2.358949	0.369774	82.87964