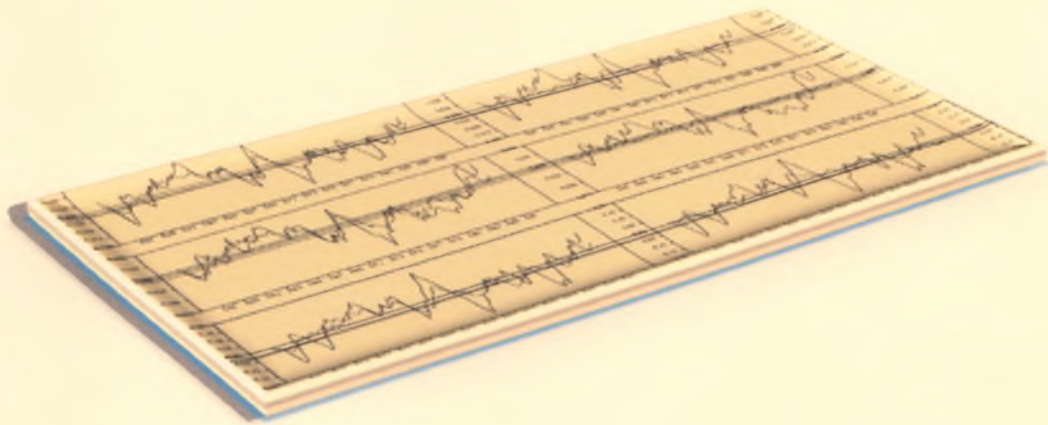


ΠΜΣ Εφαρμοσμένης Οικονομικής

Τμήμα Οικονομικών Επιστημών

Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας

**ΣΤΟΧΑΣΤΙΚΕΣ ΤΑΣΕΙΣ ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΕΣ
ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΙΣ**



**ΝΙΚΟΛΑΟΣ ΚΟΣΜΑΣ του
ΔΗΜΗΤΡΙΟΥ**

**ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ:
ΑΝΑΠ. ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ ΧΑΛΚΟΣ**

Βόλος 2010



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ & ΚΕΝΤΡΟ ΠΛΗΡΟΦΟΡΗΣΗΣ
ΕΙΔΙΚΗ ΣΥΛΛΟΓΗ «ΓΚΡΙΖΑ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ»**

Αριθ. Εισ.: 8277/1
Ημερ. Εισ.: 26-03-2010
Δωρεά: Συγγραφέας
Ταξιθετικός Κωδικός: Δ
338.54
ΚΟΣ

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.

Βόλος, Ιανουάριος 2010

Ο δηλών

Νικόλαος Κοσμάς

Ευχαριστίες

Ευχαριστώ ιδιαιτέρως τον επιβλέποντα καθηγητή μου Χάλκο Γεώργιο για την βοήθεια που μου πρόσφερε, καθώς επίσης και όλους τους καθηγητές του Μεταπτυχιακού τμήματος για τις πολύτιμες συμβουλές που μου έδωσαν κατά καιρούς.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ	σελ.1
ΕΙΣΑΓΩΓΗ	3
1. ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΕΣ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΙΣ	5
1.1 ΓΕΝΙΚΑ	5
1.1.1 Οι κύκλοι Kondratieff	7
1.1.2 Οι κύκλοι Kitchin	7
1.1.3 Οι κύκλοι Junglar	8
1.2 Τα γενικά χαρακτηριστικά του οικονομικού κύκλου	9
1.3 Συμπεριφορά ορισμένων μακροοικονομικών μεταβλητών	10
2. ΘΕΩΡΙΕΣ ΚΥΚΛΙΚΩΝ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ	12
2.1 εξωγενείς και ενδογενείς θεωρίες	12
2.2 Η ψυχολογική θεωρία	13
2.3 Η νομισματική θεωρία	13
2.4 Θεωρία της υποκατανάλωσης	13
2.4.1 Jean Charles de Léonard Sismondi	14
2.5 Η θεωρία της υπερπαραγωγής Karl Marx	14
2.6 Η θεωρία των υπερεπενδύσεων Johan Gustaf Knut Wicksell	14
2.7 Η Αυστριακή σχολή	15
2.8 Οι κλασικοί	16
2.9 Οι μονεταριστές	16
2.10 Οι Νεοκλασικοί	16
2.11 Πραγματικοί επιχειρηματικοί κύκλοι (RBC)	17
2.12 Νεοκενσιανά μοντέλα	20
2.13 Περιοχές συμφωνίας του οικονομικού κύκλου	21
2.14 Προβλέψεις των οικονομικών κύκλων	22
2.14.1 Παρακολούθηση των εθνικών λογαριασμών	23
2.14.2 Προβλέψεις και επισκοπήσεις των διεθνών οίκων	23
2.14.3 Προτεινόμενη μεθοδολογία	24
2.14.4 Προπορευόμενοι δείκτες	24
2.14.5 Δείκτης καταναλωτικού κλίματος	26
3. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ	27
4. ΜΕΓΕΘΥΝΣΗ ΚΑΙ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΙΣ	30
4.1 Θεωρητικό υπόβαθρο	30

4.2 Οικονομετρική μεθοδολογία	32
4.3 Χρονική τάση	36
4.4 Στοχαστική διαδικασία	37
4.4.1 Μη στάσιμες χρονολογικές σειρές	38
4.5 Στοχαστική μεγέθυνση	41
4.6 Προσδιοριστική και στοχαστική τάση	42
4.7 Κοινές τάσεις	46
4.8 VAR	48
4.9 Τι εννοούμε με τον όρο διαταραχή (shock)	50
5. ΔΕΔΟΜΕΝΑ	52
6. ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ	52
6.1 Ολοκλήρωση και συνολοκλήρωση -ιδιότητες των δεδομένων	52
6.2 Ένα τριμεταβλητό σύστημα μεταβλητών πραγματικής ροής	67
6.3 Έξι-μεταβλητό σύστημα με ονομαστικές μεταβλητές	72
7. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΕΣ ΕΠΕΚΤΑΣΕΙΣ	77
8. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	80
9. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ	83

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Ένα από τα πιο δύσκολα ερωτήματα στην μακροοικονομική είναι το ποιες είναι οι διαταραχές που προκαλούν οικονομικές διακυμάνσεις; Είναι οι επιχειρηματικοί κύκλοι κυρίως το αποτέλεσμα των μόνιμων διαταραχών στην παραγωγικότητα; Οι μόνιμες διαταραχές της παραγωγικότητας ταυτοποιούνται ως διαταραχές στην κοινή στοχαστική τάση της παραγωγής, της κατανάλωσης και της επένδυσης. Οικονομικές χρονολογικές σειρές συχνά μοντελοποιούνται επειδή έχουν μοναδιαία ρίζα στην αυτοπαλίνδρομη παρουσίασή τους ή ισοδύναμα επειδή περιέχουν στοχαστική τάση αλλά πολλές χρονολογικές σειρές μπορεί να περιέχουν την ίδια στοχαστική τάση, δηλαδή να είναι συνολοκληρωμένες. Οικονομετρικά τεστ αποδεικνύουν ότι αυτή η κοινή στοχαστική τάση είναι συνεπής με τα Αμερικανικά μεταπολεμικά δεδομένα. Εντούτοις σε συστήματα με ονομαστικές μεταβλητές οι υπολογισμοί της κοινής στοχαστικής τάσης αποδεικνύουν ότι οι μόνιμες διαταραχές στην παραγωγικότητα εξηγούν λιγότερο από το μισό της μεταβλητότητας του οικονομικού κύκλου της παραγωγής, κατανάλωσης και επένδυσης.

ΛΕΞΕΙΣ ΚΛΕΙΔΙΑ: RBC, Κοινή στοχαστική τάση, Συνολοκλήρωση, Τεχνολογικά σοκ, Οικονομικές διακυμάνσεις.

Κωδικοί JEL: C32, E32

ABSTRACT

One of the most difficult questions in macroeconomics asks, what are the shocks that cause business fluctuations? Are business cycles mainly the result of permanent shocks to productivity? The permanent productivity shocks identifying as shocks to the common stochastic trend in output, consumption and investment. Economic time series are often modeled as having a unit root in their autoregressive representation or equivalently as containing a stochastic trend, but many series might contain the same stochastic trends so that they are cointegrated. Econometric tests indicate that this common – stochastic –trend is consistent with postwar U.S. data. However, in systems with nominal variables, the estimates of this common stochastic trend indicate that permanent productivity shocks typically explain less than half of the business- cycle variability in output, consumption and investment.

KEY WORDS: RBC, Common stochastic trend, Cointegration, Technological shock, Economic fluctuations.

JEL Classifications: C32, E32

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Ένα σημαντικό αλλά αμφισβητήσιμο αποτέλεσμα κάποιων ερευνών πάνω στους οικονομικούς κύκλους είναι η απαίτηση ότι η κοινή στοχαστική τάση - η σωρευτική επίδραση των μόνιμων διαταραχών στην παραγωγικότητα- είναι υπεύθυνη για το κύριο μέρος των οικονομικών αυτών διακυμάνσεων. Εάν ισχύει, αυτό θα σημαίνει ότι πολλές άλλες δυνάμεις θα είναι σχετικά ασήμαντες πάνω στο ιστορικό των οικονομικών κύκλων, περιλαμβανομένου σ' αυτές την νομισματική και δημοσιονομική πολιτική της παραδοσιακής μακροοικονομικής ανάλυσης. Τα αμερικανικά δεδομένα είναι συνεπή με την παρουσία της κοινής στοχαστικής παραγωγικής τάσης. Αυτή η τάση είναι ικανή να εξηγήσει σημαντικά συστατικά της διακύμανσης, της κατανάλωσης, των επενδύσεων και της παραγωγής με ένα σύστημα τριών μεταβλητών μειούμενης μορφής. Εντούτοις η ερμηνευτική δύναμη της κοινής τάσης πέφτει απότομα όταν μετρήσεις του χρήματος, του επιπέδου τιμών και του ονομαστικού επιτοκίου προστίθενται στο σύστημα. Άμεσο συμπέρασμα στο μοντέλο του οικονομικού κύκλου ότι δηλαδή οι μόνιμες παραγωγικές διαταραχές είναι η κύρια πηγή των οικονομικών διακυμάνσεων δεν υποστηρίζεται από αυτά τα δεδομένα.

Η οικονομετρική μας μεθοδολογία μπορεί να ορίσει την σημαντικότητα των παραγωγικών διαταραχών εντός μιας ευρείας κατηγορίας μοντέλων οικονομικού κύκλου με μόνιμες παραγωγικές διαταραχές. Για να εξηγήσουμε γιατί συμβαίνει αυτό, ξεκινάμε συζητώντας τρία χαρακτηριστικά της έρευνας της οποίας την ανάλυση χτίζουμε. Πρώτον, υπάρχει μεγάλη παράδοση εμπειρικής υποστήριξης για ισόρροπη μεγέθυνση¹ στην οποία παραγωγή, επένδυση και κατανάλωση εκδηλώνουν θετική αυξητική τάση αλλά οι λόγοι (δείκτες) κατανάλωση/παραγωγή και επένδυση/παραγωγή δεν δείχνουν. Δεύτερον, εξαιτίας αυτής της σταθερότητας των λόγων, τα περισσότερα RBC μοντέλα είναι μοντέλα ενός τομέα τα οποία περιορίζουν τις προτιμήσεις και τις πιθανότητες παραγωγής έτσι ώστε η ισόρροπη μεγέθυνση συμβαίνει ασυμπτωτικά όταν υπάρχει μια συνεχής τιμή τεχνολογικής προόδου. Τρίτο, τα μοντέλα RBC προϋποθέτουν ότι μόνιμες αλλαγές στην παραγωγή θα προκαλέσουν

¹ Ισόρροπη μεγέθυνση ονομάζουμε το γεγονός ότι όλες οι μεταβλητές ενός συστήματος αυξάνουν με σταθερό ρυθμό. Τα μοντέλα ισόρροπης μεγέθυνσης χρησιμοποιούνται ευρύτατα στην μακροοικονομία επειδή είναι συνεπή με τα γνωστά ως *kaldor facts* σχετικά με την οικονομική ανάπτυξη. Ο Kaldor επισήμανε ότι τα ποσοστά αύξησης της παραγωγής, του πραγματικού επιτοκίου, του λόγου κεφάλαιο προς παραγωγή και το εισοδηματικό μερίδιο εργασίας είναι όλα σταθερά κατά τη διάρκεια του χρόνου. Η σταθερότητα αυτών των "great ratios" παρέχουν μια καλή περιγραφή της μακροχρόνιας συμπεριφοράς της Αμερικάνικης οικονομίας. (Kongsamut et al., 2001)

1) μακροχρόνιες ίσο-αναλογικές αλλαγές στην πορεία της παραγωγής, κατανάλωσης και επένδυσης και 2) δυναμικές προσαρμογές με διαφοροποιημένες κινήσεις στην κατανάλωση, επένδυση και παραγωγή.

Οι οικονομετρικές διαδικασίες που αναπτύσσονται εδώ χρησιμοποιούν μοντέλα μακροχρόνιας ισόρροπης-μεγέθυνσης για να απομονώσουν τις μόνιμες διαταραχές στην παραγωγή και έπειτα να αποκαλυφτούν οι βραχυχρόνιες επιδράσεις αυτών των διαταραχών. Αυτές οι οικονομετρικές διαδικασίες βασίζονται στο γεγονός ότι η ισόρροπη μεγέθυνση συνεπάγεται ότι η κατανάλωση, η επένδυση και η παραγωγή είναι συνολοκληρώσιμες² σύμφωνα με την λογική των Engle και Granger (1987). Η εμπειρική μας ανάλυση βασίζεται σε τέτοια συνολοκληρωμένα VAR μοντέλα.

Η εμπειρική ανάλυση δομήθηκε γύρω από τρεις ερωτήσεις: 1) ποιες είναι οι ιδιότητες συνολοκλήρωσης των μεταπολεμικών Αμερικάνικων δεδομένων που είναι σύμφωνες (συνεπής) με τις προβλέψεις της ισόρροπης μεγέθυνσης. 2) πόση από την κυκλική απόκλιση στα δεδομένα μπορεί να αποδοθεί σε καινοτομίες πάνω στην κοινή στοχαστική τάση; 3) ένα φυσικό εναλλακτικό RBC μοντέλο είναι εκείνο στο οποίο οι ονομαστικές μεταβλητές παίζουν ένα σημαντικό ρόλο. Μπορούν οι καινοτομίες να συνεταιριστούν με τις ονομαστικές μεταβλητές εξηγώντας σημαντικές κυκλικές κινήσεις των πραγματικών μεταβλητών;

Τα αποτελέσματα δίνουν γερές απαντήσεις σε αυτές τις ερωτήσεις. Πρώτον, τα τεστ συνολοκλήρωσης και τα υπολογισμένα διανύσματα συνολοκλήρωσης δείχνουν ότι τα δεδομένα είναι συνεπή με την υπόθεση της ισόρροπης – μεγέθυνσης. Δεύτερον, σε ένα υπόδειγμα τριών μεταβλητών δηλαδή της παραγωγής, κατανάλωσης και επένδυσης η διαταραχή ισόρροπης – μεγέθυνσης εξηγεί το 60-75% της απόκλισης της παραγωγής στον επιχειρηματικό κύκλο σε ορίζοντα 4-20 τρίμηνα. Τρίτον, τα αποτελέσματα αλλάζουν σημαντικά όταν ονομαστικές μεταβλητές προστεθούν στο εμπειρικό μοντέλο. Όταν χρήμα, τιμές και επιτόκια προστεθούν η διαταραχή ισόρροπης μεγέθυνσης εξηγεί λιγότερες από 35-44% των διακυμάνσεων στην παραγωγή εξαρτώμενο από τους ιδιαίτερους προσδιορισμούς που χρησιμοποιούνται. Μόνιμες ονομαστικές διαταραχές, ταυτοποιούνται από μακροχρόνια ουδετερότητα στην παραγωγή και εξηγούν λιγότερη από την

² Η μέθοδος της συνολοκλήρωσης είναι ένας τρόπος με τον οποίο μπορούμε να εκτιμήσουμε τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που υπάρχει μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών. Οι Engle και Granger (1987) έδειξαν ότι αν δυο μεταβλητές Y και X είναι συνολοκληρωμένες, τότε υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών αυτών.

παραγωγικότητα στις πραγματικές μεταβλητές. Περισσότερη βραχυχρόνια μεταβλητότητα στην παραγωγή και την επένδυση σχετίζεται με διαταραχές οι οποίες έχουν συνεχή επίδραση στα πραγματικά επιτόκια. Αυτά τα αποτελέσματα δείχνουν ότι τα μοντέλα που βασίζονται μόνο σε μόνιμη παραγωγικότητα ή μακροχρόνια ουδετερότητα ονομαστικών διαταραχών δεν είναι ικανά να συλλάβουν σημαντικά χαρακτηριστικά της μεταπολεμικής Αμερικάνικης εμπειρίας

1. ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΕΣ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΙΣ

1.1 Γενικά

Οι οικονομικές διακυμάνσεις αποτελούν ένα από τα πιο ενδιαφέροντα αλλά και ταυτόχρονα από τα πιο δισεπύληπτα θέματα της οικονομικής θεωρίας και πολιτικής. Το ερώτημα σχετικά με τις οικονομικές διακυμάνσεις είναι το εξής: τι είναι αυτό που προκαλεί την άνοδο και την ύφεση στην οικονομική δραστηριότητα ;

Σύμφωνα με τους Burns και Mitchell (1946) στους οποίους αποδίδεται η απαρχή των σύγχρονων μεθόδων των οικονομικών διακυμάνσεων, οι οικονομικές διακυμάνσεις συνίστανται σε ένα επαναλαμβανόμενο πρότυπο από υφέσεις και ανόδους της οικονομικής δραστηριότητας γύρω από μια νοητή «φυσιολογική» μακροχρόνια τάση.

Το εθνικό προϊόν, το εθνικό εισόδημα, η εθνική δαπάνη, η απασχόληση, η αποταμίευση, οι επενδύσεις και γενικά όλα τα μακροοικονομικά μεγέθη σημειώνουν διακυμάνσεις μικρής ή μεγάλης διάρκειας. Οι διακυμάνσεις αυτές οφείλονται ή σε τυχαία γεγονότα, ή είναι εποχικές διακυμάνσεις διάρκειας ενός έτους³ ή οικονομικές διακυμάνσεις διάρκειας κατά μέσον όρο 40 μηνών³ ή διακυμάνσεις διάρκειας 8-11ετών⁴ και τέλος μπορεί να είναι διακυμάνσεις μακράς διάρκειας οι οποίες καλύπτουν περιόδους 30-40 ετών⁵.

Η αντίληψη που έχουν οι οικονομολόγοι για τις οικονομικές διακυμάνσεις δεν είναι η ίδια διαχρονικά. Πριν από τον Κέυνς οι ερευνητές των οικονομικών διακυμάνσεων διέκριναν περιόδους ευημερίας και περιόδους κρίσης. Όμως την δεκαετία του 1930 οι οικονομολόγοι είχαν καταλάβει ότι η διάκριση αυτή δεν εξέφραζε την πραγματικότητα διότι ναι μεν κατά την διάρκεια της οικονομικής ανάπτυξης υπάρχει ευημερία, ενδέχεται δε να υπάρχει και ανεργία, κάτι που συνιστά κρίση. Για αυτόν τον λόγο οι λέξεις ευημερία και κρίση αντικαταστάθηκαν από τις

³ Κύκλος Kitchin

⁴ Κύκλος Juglar

⁵ Κύκλος Kondratieff

λέξεις κορυφή (peak) και κατώτατο σημείο (nadir, trough). Η κορυφή αντιστοιχεί στο μέγιστο σημείο του ΑΕΠ της τελευταίας χρονικής περιόδου της οικονομικής άνθισης, παρομοίως το κατώτατο σημείο αντιστοιχεί στην τελευταία χρονική περίοδο κατά την οποία παρατηρείται μείωση της οικονομικής δραστηριότητας.

Στην πρώτη φάση έχουμε μέγιστη ανάπτυξη της οικονομίας με ρυθμό μεγαλύτερο από αυτόν της τάσης. Αυτό είναι το ξεκίνημα της ανάκαμψης, στη δεύτερη φάση παρατηρείται μείωση του ρυθμού ανάπτυξης η οποία καταλήγει στο ανώτατο σημείο του κύκλου, δηλαδή την κορυφή. Στην τρίτη φάση παρατηρείται μείωση της οικονομικής δραστηριότητας η οποία καταλήγει στο κατώτατο σημείο του κύκλου. Οι κυκλικές διακυμάνσεις ανάλογα με τη διάρκειά τους στο χρόνο διακρίνονται σε μακροχρόνιες που διαρκούν έως 50 χρόνια (ή αλλιώς μακρά κύματα που παρατήρησε ο Kondratieff), σε μέσης διάρκειας ή κυρίως κυκλικές διακυμάνσεις που διαρκούν από 7-12 χρόνια (ή κύκλοι Junglar) και σε βραχυχρόνιους κύκλους ή εμπορικούς κύκλους που διαρκούν από 3-4 χρόνια (κύκλοι Kitchin). Ακόμα έχουν παρατηρηθεί και κάποιοι άλλοι οικονομικοί κύκλοι όπως του Kuznets που διαρκούν 15 έως 25 χρόνια ενώ δε λείπουν και οι ακραίες εκδοχές όπως οι κύκλοι Forrester που διαρκούν 200 χρόνια και οι πολιτισμικοί κύκλοι Toffler που διαρκούν 1000 έως 2000 χρόνια.

Συνήθως ο πλήρης κύκλος διαρκεί 6-9 έτη. Για έναν τέτοιο κύκλο η πρώτη φάση διαρκεί περίπου 2-3 έτη, η δεύτερη 3-4 έτη και η τρίτη 1-2 έτη. Θα πρέπει να αναφερθεί ότι η έννοια του οικονομικού κύκλου δεν αναφέρεται σε μια μόνο μεταβλητή πχ στο ΑΕΠ αλλά επεκτείνεται σχεδόν σε όλες τις οικονομικές μεταβλητές όπως στην κατανάλωση, την επένδυση, τις τιμές, τις δημόσιες δαπάνες κτλ. Αν θεωρήσουμε ως γενικό δείκτη της οικονομικής δραστηριότητας το ΑΕΠ τότε οι άλλες μεταβλητές μπορεί να συμπορεύονται, να προηγούνται ή να έπονται του ΑΕΠ, πχ μια μεταβλητή συμπορεύεται με το ΑΕΠ αν η κορυφή της συμπίπτει χρονικά με την κορυφή του ΑΕΠ. Επιπλέον ορισμένες μεταβλητές κινούνται κατά αντίθετη φορά. Για παράδειγμα η άνοδος του ΑΕΠ συνοδεύεται από πτώση της ανεργίας, οι μεταβλητές με αυτό το χαρακτηριστικό λέγονται αντικυκλικές. Αντίθετα οι μεταβλητές των οποίων η κυκλική διακύμανση είναι θετικά συσχετισμένη με την κυκλική διακύμανση του ΑΕΠ λέγονται προκυκλικές. Η κατανάλωση, η επένδυση, η απασχόληση, η προσφορά και η ζήτηση χρήματος αποτελούν παραδείγματα προκυκλικών μεταβλητών. Υπάρχει και το ενδεχόμενο να μην υπάρχει καμιά θετική ή

αρνητική συσχέτιση με το ΑΕΠ, οι μεταβλητές αυτές λέγονται ακυκλικές. Παράδειγμα ακυκλικής μεταβλητής αποτελεί το πραγματικό επιτόκιο.

1.1.1 Οι κύκλοι Kondratieff

Σύμφωνα με τη θεωρία των **μακρών κυμάτων** που διατύπωσε πρώτος ο Ρώσος οικονομολόγος Nicolai D. Kondratieff, υπάρχουν περίπου 25 χρόνια ευημερίας (άνοδος τιμών και παραγωγής) τα οποία τα διαδέχονται 25 χρόνια πτώσης αυτών.

- Ο Kondratieff στις έρευνές τους παρατήρησε 5 κύματα⁶:
 - 1^ο κύμα: 1789-1816 & 1816-1847
 - 2^ο κύμα: 1847-1873 & 1873-1896
 - 3^ο κύμα: 1896-1921 / 1929-1945
 - 4^ο κύμα: 1945-1973 & 1973-1990
 - 5^ο κύμα: 1990-2015; Ίσως 2008;;;(λόγω της κρίσης που εμφανίστηκε το 2008)

Η πρώτη περίοδος αναφέρεται στα χρόνια της ανάπτυξης της οικονομίας ενώ το δεύτερο σκέλος αναφέρεται στην ύφεση της οικονομίας. Ο Kondratieff διαπίστωσε με την έρευνά του ότι τα χρόνια της ανάπτυξης είναι περισσότερα από τα χρόνια της ύφεσης. Ακόμη υποστήριξε ότι οι διακυμάνσεις αυτές εκδηλώνονται στις καπιταλιστικές χώρες (Αγγλία, Γαλλία, Γερμανία, ΗΠΑ) ενώ οφείλονται στις ίδιες δυνάμεις που προκαλούν τις κυκλικές διακυμάνσεις και είναι σύμφυτες με το καπιταλιστικό σύστημα.

1.1.2 Οι κύκλοι Kitchin

Αναφορικά με τις **βραχυχρόνιες διακυμάνσεις** (κύκλοι Kitchin), αυτές σχετίζονται με τις βραχυχρόνιες μεταβολές των τιμών, της παραγωγής, της απασχόλησης που οφείλονται κυρίως σε μεταβολές των αποθεμάτων εμπορευμάτων και σε εφευρέσεις μηχανημάτων που μπορούν να παραχθούν σε σύντομο χρονικό διάστημα.

Όπως αναφέρθηκε πιο πάνω οι κύκλοι αυτοί διαρκούν 3 έως 4 χρόνια και οι οποίοι είναι φυσικό επακόλουθο του καπιταλιστικού συστήματος και η πραγματοποίησή τους δεν οδηγεί σε κάποια μεγάλη γενικότερη κρίση.

⁶ (Οι περίοδοι από το 1929 και μετά είναι σύμφωνα με μελέτες άλλων οικονομολόγων καθώς ο Kondratieff πεθαίνει το 1938).

1.1.3 Οι κύκλοι *Junglar*

Τέλος η θεωρία των κυρίως κυκλικών διακυμάνσεων (κύκλοι *Junglar*) διατυπώθηκε το 1860 από τον Γάλλο οικονομολόγο *Clement Junglar*.

Σύμφωνα με τον *Junglar* οι κύκλοι αποδίδονται στις επενδύσεις σε κεφαλαιουχικό εξοπλισμό ενώ η διαδικασία αυτών των κύκλων παρουσιάζει συνεχώς τα ίδια χαρακτηριστικά, ξεκινώντας από μια ανεπτυγμένη οικονομία και έναν κλάδο της που βρίσκεται σε πλήρη ανάπτυξη, έπειτα οι επιπτώσεις μετακυλύονται στις τιμές των χρηματιστηρίων και η κρίση τελικά παίρνει πραγματικές διαστάσεις καθώς επηρεάζονται οι πραγματικές μεταβλητές της οικονομίας δηλαδή το ΑΕΠ, η ανεργία, οι τιμές και τα κέρδη.

Αυτοί οι κύκλοι είναι γνωστοί και ως επιχειρηματικοί κύκλοι και διακρίνονται σε τέσσερα στάδια το καθένα συνδεδεμένο με τις τιμές, την παραγωγή και τα επιτόκια. Τα στάδια αυτά είναι:

- Η άνοδος (*prosperity*)
- Η κρίση (*recession*)
- Η ύφεση (*depression*)
- Η ανάκαμψη (*recovery*)

Οικονομικές κρίσεις από το 1817 – 1929

ΚΡΙΣΗ	ΑΝΑΚΑΜΨΗ	ΧΩΡΑ ΑΦΕΤΗΡΙΑΣ
1817	1819	ΑΓΓΛΙΑ
1825	1832	ΑΓΓΛΙΑ
1836	1843	ΑΓΓΛΙΑ
1847	1852	ΑΓΓΛΙΑ
1857	1860	ΗΠΑ
1866	1869	ΑΓΓΛΙΑ
1873	1878	ΓΕΡΜΑΝΙΑ
1882	1886	ΓΑΛΛΙΑ
1890	1896	ΑΓΓΛΙΑ
1900	1902	ΡΩΣΙΑ
1907	1910	ΓΕΡΜΑΝΙΑ
1913	1914	ΑΓΓΛΙΑ
1920	1922	ΑΓΓΛΙΑ

1929	1932	ΗΠΑ
------	------	-----

Πηγή: Σημειώσεις του Αναπληρωτή καθηγητή Μ. Ζουμπουλάκη

Οι επιστήμονες που πρώτοι ασχολήθηκαν με την ερμηνεία των διάφορων κρίσεων, από την εποχή του 19^{ου} αιώνα έδιναν μονιστικές εξηγήσεις. Δηλαδή προσπαθούσαν να αιτιολογήσουν την εκάστοτε κρίση με μόνο μία αιτία (σήμερα βέβαια γνωρίζουμε ότι τα αίτια των κρίσεων δεν είναι μόνο ένα αλλά ένας συνδυασμός αυτών). Χαρακτηριστικά αναφέρουμε ως μονιστικές εξηγήσεις των κρίσεων:

- Υποκατανάλωση (Sismondi 1819)
- Υπερπαραγωγή (Marx 1867)
- Ηλιακές κηλίδες (Jevons 1884)
- Υποεπένδυση (Tugan-Baranovsky 1894)
- Υπερεπένδυση (Wicksell 1898)
- Υπεραποταμίευση (Hobson 1909)
- Υπερδανεισμός των επιχειρήσεων (Von Mises 1912)
- Υπερβολική πίστωση (Hawtrey 1913)
- Υπερκεφαλαιοποίηση (Spiethoff 1925)
- Έλλειμμα ενεργούς ζήτησης (Keynes 1936)
- Υπερεπένδυση (Kalecki 1939 / Samuelson 1939)

Επίσης εμφανίστηκαν στις αρχές του 20^{ου} αιώνα και οι πολυαιτιακές εξηγήσεις των κρίσεων (δηλαδή που οφείλονταν σε περισσότερους από έναν λόγους).

- Εξάντληση κύκλου επενδύσεων (Kondratieff 1925)
- Εξάντληση των καινοτομιών (Schumpeter 1939)

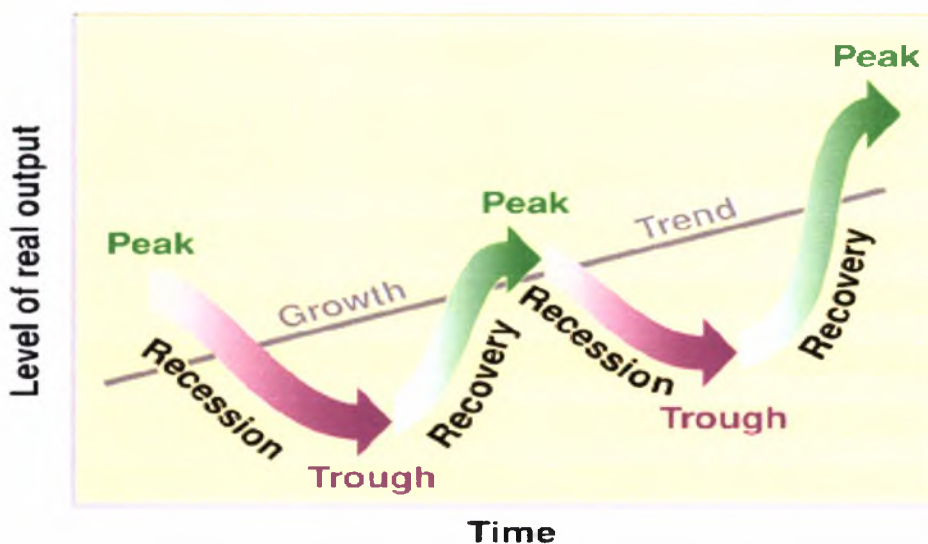
1.2 Τα γενικά χαρακτηριστικά του οικονομικού κύκλου

Ας παρακολουθήσουμε την ζωή μιας πλήρους διακύμανσης του εθνικού προϊόντος. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι η μεταβλητότητα της οικονομίας δεν καθιστά δυνατή την ακριβή επανάληψη του ίδιου κύκλου δια μέσου του χρόνου. Θα ήταν ωστόσο δυνατόν να διακρίνουμε τις παρακάτω έξι φάσεις του κύκλου:

- 1) Στην πρώτη φάση περιλαμβάνεται η περίοδος κατά την οποία οι προωθητικές δυνάμεις της οικονομίας οδηγούν σε ταχεία αύξηση του εισοδήματος.
- 2) Κατά τη δεύτερη φάση αρχίζουν να εμφανίζονται οι συμπιεστικές δυνάμεις με αποτέλεσμα την χαλάρωση του ρυθμού ανάπτυξης.

- 3) Κατά τη τρίτη φάση οι προωθητικές δυνάμεις εξαφανίζονται και ο ρυθμός ανάπτυξης σταματά.
- 4) Στη τέταρτη φάση αρχίζουν να επενεργούν οι συσταλτικές δυνάμεις της οικονομίας με αποτέλεσμα την έντονη μείωση της οικονομικής δραστηριότητας.
- 5) Στο πέμπτη φάση αρχίζουν να περιορίζονται οι συσταλτικοί παράγοντες, να εμφανίζονται ορισμένες επεκτατικές δυνάμεις με αποτέλεσμα τον περιορισμό του ρυθμού της ύφεσης της οικονομίας.
- 6) Τέλος στην έκτη φάση έχουν εξουδετερωθεί πλέον οι δυνάμεις συμπίεσης της οικονομίας. Η οικονομία βρίσκεται σε κατάσταση στασιμότητας και αναμονής περιμένοντας καινούριες προωθητικές δυνάμεις.

Ένα διάγραμμα των φάσεων του επιχειρηματικού κύκλου παρουσιάζεται παρακάτω:



Πηγή: www.wikipedia

1.3 Συμπεριφορά ορισμένων μακροοικονομικών μεγεθών

Ένα χαρακτηριστικό που παρατηρείται κατά την πρώτη φάση του οικονομικού κύκλου είναι η σημαντική αύξηση των παραγγελιών για αύξηση των επενδύσεων σε αποθέματα και για την απόκτηση νέων διαρκών καταναλωτικών αγαθών. Το συνολικό ύψος των κερδών και το συνολικό ύψος των μισθών αυξάνουν ως συνέπεια της αύξησης της παραγωγικής δραστηριότητας.

Κατά τη δεύτερη φάση του οικονομικού κύκλου η επένδυση σε πάγιο κεφάλαιο εξακολουθεί να είναι έντονη. Η ζήτηση όμως για τον σχηματισμό

αποθεμάτων εμφανίζεται μειωμένη. Το ίδιο ισχύει και για την ζήτηση διαρκών καταναλωτικών αγαθών. Βέβαια οι τιμές αυξάνουν ως συνέπεια του αυξανόμενου κόστους. Κατά το τέλος της δεύτερης φάσης οι συμπιεστικές δυνάμεις της οικονομίας γίνονται εντονότερες και οι προοπτικές λιγότερο αισιόδοξες λόγω της ελάττωσης της συνολικής ζήτησης.

Στην τέταρτη φάση του οικονομικού κύκλου αυτό που παρατηρείται είναι η αντίστροφη πορεία των μακροοικονομικών μεγεθών. Δηλαδή η οριακή ροπή προς κατανάλωση είναι χαμηλή, το κόστος παραγωγής υψηλό, οι τιμές υψηλές, το ύψος του επιτοκίου υψηλό με αποτέλεσμα την αναθεώρηση των όποιων σχεδίων για επενδύσεις των παραγωγικών μονάδων.

Κατά την πέμπτη φάση συνεχίζεται η πτωτική πορεία των επενδύσεων, της κατανάλωσης, του εισοδήματος, της παραγωγής και της απασχόλησης. Η εξάντληση όμως των αποθεμάτων και η μείωση της κατανάλωσης αρχίζουν να θέτουν ορισμένους φραγμούς στην πτωτική πορεία της οικονομίας.

Κατά την έκτη φάση παρατηρείται στασιμότητα. Οι επενδύσεις παραμένουν σε χαμηλά επίπεδα ενώ η ανεργία είναι μεγάλη. Όλα αυτά αρχίζουν να δημιουργούν ορισμένες αισιόδοξες προοπτικές οι οποίες αποτελούν το έναυσμα για την έναρξη της πρώτης φάσης του νέου οικονομικού κύκλου.

Τα αποτελέσματα από την αρχή της ανάκαμψης είναι η αύξηση της παραγωγής, η οποία θα έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση της απασχόλησης και τη δημιουργία νέων εισοδημάτων. Αυτό θα έχει, ως αποτέλεσμα, μια μικρή αύξηση των τιμών και την εμφάνιση χαμηλών κερδών στις επιχειρήσεις. Το κόστος παραγωγής προς το παρόν, δε θα ακολουθήσει καμία ανοδικά πορεία γιατί την περίοδο αυτή υπάρχουν μεγάλες ποσότητες υποαπασχολούμενων παραγωγικών συντελεστών που δεν επιτρέπουν την αύξηση του.

Τέλος, αξιοσημείωτο είναι ότι κατά τη διάρκεια της ύφεσης τα άτομα αποταμιεύουν μεγάλο μέρος των εισοδημάτων τους, με σκοπό την «αποθησαύριση». Έτσι, όταν η ανάγκη για «αποθησαύριση» κορεστεί, τα άτομα θα προβούν σε αύξηση της κατανάλωσης τους ή θα διοχετεύσουν τα κεφάλαια αυτά στην οικονομία με την μορφή των δανειακών κεφαλαίων. Αυτό τελικά, θα έχει ως αποτέλεσμα την τόνωση της οικονομίας, είτε μέσω της αύξησης της συνολικής κατανάλωσης είτε μέσω της αύξησης των συνολικών επενδύσεων που θα προέλθει από την πτώση του επιτοκίου στην αγορά κεφαλαίων.

Με λίγα λόγια την περίοδο αυτή η ζήτηση αγαθών, η απασχόληση και το εισόδημα αναζωογονούνται. Η αύξηση της παραγωγής, των πωλήσεων, και των κερδών δημιουργούν ένα κλίμα αισιοδοξίας. Ταυτόχρονα οι επενδύσεις που στο προηγούμενο στάδιο θεωρούνταν επισφαλείς και ριψοκίνδυνες, τώρα αναλαμβάνονται με προθυμία και τέλος οι τιμές αρχίζουν να αυξάνονται και πάλι.

Από τις προηγούμενες παρατηρήσεις προκύπτει ότι κατά την διάρκεια των οικονομικών διακυμάνσεων μεταβάλλονται όλα τα μεγέθη της οικονομίας. Γεννάται λοιπόν το ερώτημα , ποια είναι τα αίτια των μεταβολών ; Θα ερευνήσουμε αυτό το ερώτημα μελετώντας ορισμένες θεωρίες για τις οικονομικές διακυμάνσεις.

2. ΘΕΩΡΙΕΣ ΚΥΚΛΙΚΩΝ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ

Γιατί όμως υπάρχουν αυτοί οι κύκλοι; Ποιο ακριβώς είναι το ασταθές στην οικονομική δραστηριότητα που δημιουργεί τις κυκλικές διακυμάνσεις; Η απάντηση στο ερώτημα αυτό δεν είναι μονοσήμαντα ορισμένη και ποικίλει ανάλογα με την σχολή σκέψης. Συνοπτικά οι ερμηνείες που έχουν δοθεί από τις διαφορετικές σχολές σκέψης είναι οι ακόλουθες.

2.1 Εξωγενείς και ενδογενείς θεωρίες.

Μια διάκριση των θεωριών που εξηγούν τους επιχειρηματικούς κύκλους είναι σε εξωγενείς και ενδογενείς θεωρίες. Οι εξωγενείς θεωρίες εστιάζουν στο γεγονός ότι οι εξωγενείς παράγοντες είναι οι υπαίτιοι της δημιουργίας των οικονομικών κύκλων. Για παράδειγμα ένας πόλεμος ή μία νέα τεχνολογική καινοτομία μπορούν να επιδράσουν θετικά ή αρνητικά στην εξέλιξη της οικονομίας. Αντίθετα μία μεταβολή στην ποσότητα του χρήματος από την κεντρική τράπεζα θεωρείται ως ενδογενής παράγοντας. Όμως στη θεωρία αυτή συναντάμε προβλήματα στη διάκριση μεταξύ των εξωγενών και των ενδογενών επιδράσεων. Η λύση για το αν μία μεταβλητή μπορεί να θεωρηθεί ενδογενής ή εξωγενής δίνεται από το αν αυτή η δεδομένη μεταβλητή μπορεί να εξηγηθεί από αυτή τη θεωρία. Δηλαδή, η αν η θεωρία για τους επιχειρηματικούς κύκλους εξηγεί τον τρόπο συμπεριφοράς μιας συγκεκριμένης μεταβλητής τότε η μεταβλητή αυτή θεωρείται ενδογενής. Αντίθετα αν η θεωρία ούτε εξηγεί ούτε ενδιαφέρεται για τον τρόπο συμπεριφοράς ενός παράγοντα τότε αυτός ο παράγοντας θεωρείται εξωγενής.

2.2 Η ψυχολογική θεωρία

Οι οπαδοί αυτής της θεωρίας εξηγούν τους επιχειρηματικούς κύκλους αναφορικά με την επίδραση που ασκεί ο ψυχολογικός παράγοντας στις αποφάσεις των επιχειρηματιών, χωρίς βέβαια να παραβλέπουν τους οικονομικούς παράγοντες.

Υποστηρίζει ότι οι προβλέψεις και οι προσδοκίες των επιχειρηματιών επηρεάζονται από ψυχολογικούς παράγοντες, με τέτοιο τρόπο ώστε να δημιουργούνται άλλοτε κύματα αισιοδοξίας και άλλοτε κύματα απαισιοδοξίας που με τη σειρά τους έχουν αντίκτυπο οι αποφάσεις τους.

Συνεπώς κατά τη διάρκεια της ανόδου τα λάθη της υπεραισιοδοξίας δε φαίνονται διότι ο χρόνος που απαιτείται για την παραγωγή των αγαθών είναι πολύ μεγάλος, γεγονός που εμποδίζει τους επιχειρηματίες να καταλάβουν ότι η ζήτηση που εμφανίστηκε δεν είναι μόνιμη αλλά προσωρινή. Όταν τελικά γίνουν φανερά τα λάθη αυτά η φάση της ανόδου διακόπτεται και η φάση της ύφεσης αρχίζει και η απαισιοδοξία εξαπλώνεται σε όλων τον επιχειρηματικό κόσμο. Αντίστοιχα τα σφάλματα της απαισιοδοξίας θα τροφοδοτήσουν την ύφεση μέχρι να ανακαλυφθούν και η φάση της ύφεσης να διακοπεί και η φάση της ανάκαμψης της οικονομίας να ξεκινήσει.

2.3 Η νομισματική θεωρία

Σύμφωνά με τους οπαδούς της Νομισματικής θεωρίας, κύριος εκπρόσωπος της οποίας, ήταν ο Ralph G. Hawtry, οι μεταβολές στην ποσότητα του χρήματος είναι αυτές που προκαλούν τις διάφορες φάσεις του επιχειρηματικού κύκλου. Πιο αναλυτικά οι μεταβολές αυτές έχουν ως συνέπεια τις μεταβολές στις δαπάνες των καταναλωτών που επιδρούν στον όγκο των πωλήσεων και μετέπειτα στο εμπόριο. Έτσι ο έμπορος που κατέχει στρατηγική θέση στη θεωρία αυτή αντιδρά ακόμη και στις μικρότερες μεταβολές του επιτοκίου στρεφόμενος στην αγορά δανειακών κεφαλαίων. Όμως η κεντρική τράπεζα θα αναγκαστεί σε κάποια στιγμή να βάλει κάποιο φραγμό στις χορηγήσεις δανείων με αποτέλεσμα την κρίση και την ύφεσή της οικονομίας. Έτσι σύμφωνα με την νομισματική θεωρία αν η ποσότητα του χρήματος παρέμενε σταθερή, δε θα υπήρχαν οι κυκλικές διακυμάνσεις.

2.4 Θεωρία της υποκατανάλωσης

Για τη θεωρία της υποκατανάλωσης είχαν ασχοληθεί πολλοί οικονομολόγοι όπως ο Malthus το 1820 και ακόμα και ο Marx το 1910 υποστήριξαν ότι οι διακυμάνσεις στην παραγωγή μπορεί να είχαν προκληθεί από προσωρινά ελλείμματα στη ζήτηση

αγαθών αλλά δεν το είχαν υιοθετήσει σαν ένα αποδεκτό μοντέλο. Έτσι έρχεται λίγο αργότερα ο Sismondi για να θεμελιώσει αυτό το μοντέλο.

2.4.1 Jean Charles de Léonard Sismondi

Η θεωρία αυτή υποστηρίχτηκε λοιπόν πρώτα από τον Jean Charles de Léonard Sismondi το 1819. Σύμφωνα με αυτή κατά τη διάρκεια της ανόδου παρουσιάζεται μία ακαμψία των μισθών σε σχέση με τα υπόλοιπα εισοδήματα. Συνεπώς, τα άτομα με πολύ μεγάλα εισοδήματα συνεχώς αυξάνουν το μέγεθος των αποταμιεύσεών τους, ενώ αντίθετα οι μισθωτοί καταναλώνουν το μεγαλύτερο μέρος των εισοδημάτων τους και έτσι το μέγεθος των αποταμιεύσεών τους είναι πολύ μικρό.

Μ' αυτόν τον τρόπο, με την πάροδο του χρόνου η συνολική αποταμίευση θα είναι πολύ μεγαλύτερη από τις συνολικές επενδύσεις, που είναι όμως απαραίτητες για την παραγωγή καταναλωτικών αγαθών, με αποτέλεσμα να προκληθεί η φάση της κρίσεως. Επιπρόσθετα, στη φάση της ύφεσης η πτώση των εισοδημάτων που προέρχονται από κέρδη είναι πολύ μεγαλύτερη από την πτώση των μισθών. Έτσι η αποταμίευση μειώνεται με ταχύτερους ρυθμούς από ότι η κατανάλωση.

Επιπλέον, παρατηρείται πτώση των επενδύσεων τόση όση απαιτείται για την ικανοποίηση της τρέχουσας κατανάλωσης.

2.5 Η θεωρία της υπερπαραγωγής Karl Marx

Ο Μαρξ υποστήριξε, ότι ο αριθμός των συνθηκών που απαιτούνταν για μια σταδιακή οικονομική ανάπτυξη ήταν πολύ μεγάλος για να μπορέσει το καπιταλιστικό σύστημα να αποφύγει την κατάρρευση. Έτσι, οι επαναλαμβανόμενες κρίσεις των επιχειρηματικών κύκλων ήταν αναπόφευκτα αποτελέσματα του καπιταλιστικού συστήματος. Από αυτή την άποψη, το μόνο που μπορεί να κάνει η κυβέρνηση είναι να αλλάξει το χρονικό ορίζοντα της κρίσης (δηλαδή να αλλάξει το πότε θα συμβεί μια κρίση). Οι κρίσεις θα μπορούσαν επίσης να εμφανιστούν με διαφορετική μορφή, για παράδειγμα ένας σημαντικός πληθωρισμός ή μια σταδιακή αύξηση του δημόσιου ελλείμματος. Τελικά όμως, η καθυστέρηση της κρίσης κάνει την κυβερνητική πολιτική να είναι περισσότερο δραματική και συνεπώς πιο επίπονη.

2.6 Θεωρία των υπερεπενδύσεων Johan Gustaf Knut Wicksell

Η θεωρία αυτή υποστηρίχτηκε από τον Johan Gustaf Knut Wicksell το 1898. Σύμφωνα με αυτή τη θεωρία, κατά την διάρκεια της ανόδου οι βιομηχανίες παραγωγής κεφαλαιουχικών αγαθών αναπτύσσονται με τρόπο δυσανάλογο από ότι οι βιομηχανίες παραγωγής αγαθών. Αυτού του είδους η αναντιστοιχία της ανάπτυξης

των βιομηχανιών είναι πολύ μεγαλύτερη από ότι μπορεί να αντέξει η οικονομία με αποτέλεσμα να καταρρέει η οικονομία και να πέφτει σε ύφεση.

Πιο αναλυτικά, υπερεπένδυση έχουμε όταν ο εργοδότης απαιτεί λιγότερη ποσότητα εργασίας από τους υπαλλήλους του, και έτσι δαπανά για μισθούς πολύ περισσότερα χρήματα από όσα εισπράττει από τις πωλήσεις του. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα ο παραγωγός να έχει ζημίες τουλάχιστον βραχυπρόθεσμα, ενώ μακροπρόθεσμα αν υπήρχαν καταλληλότερες συνθήκες εργασίας (π.χ. νέες τεχνολογικές εξελίξεις ή πιο εξειδικευμένο προσωπικό) θα μπορούσε να έχει κέρδη.

2.7 Η αυστριακή σχολή

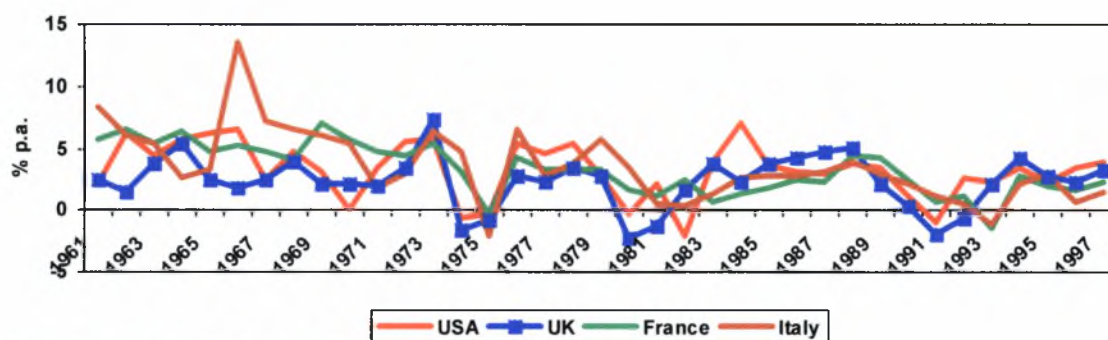
Η αυστριακή σχολή των οικονομολόγων απορρίπτει την πρόταση ότι οι επιχειρηματικοί κύκλοι είναι φυσικό χαρακτηριστικό της ανοιχτής οικονομίας και υποστηρίζει ότι προκαλείται συνήθως εξαιτίας της κυβερνητικής παρέμβασης στην προσφορά χρήματος. Ακολουθώντας την θεωρία του Ludwig von Mises, τονίζουν το ρόλο που παίζει το επιτόκιο δανεισμού, καθώς η τιμή των επενδυτικών κεφαλαίων είναι αυτό που καθοδηγεί τις επενδυτικές αποφάσεις. Σε μία κλειστή οικονομία όπου δεν υπάρχει κεντρική τράπεζα, θεωρείται ότι η τιμή του επιτοκίου αντικατοπτρίζει την πραγματική χρονική προτίμηση των δανειστών και των καταναλωτών.

Παρακάτω παρουσιάζεται ένα διάγραμμα που παρουσιάζει τους πολιτικούς οικονομικούς κύκλους όπως έχουν εξελιχθεί στο χρόνο και πως αυτοί επηρέασαν τον ρυθμό αύξησης του εισοδήματος.



Πηγή: Παγκόσμια Τράπεζα, 2008

Ακολουθεί δεύτερο διάγραμμα που δείχνει την εξέλιξη των διεθνών πολιτικών οικονομικών κύκλων.



Πηγή: *International Financial Statistics* (1999)

2.8 Οι κλασικοί

Οι **κλασικοί** (Smith, Mills, Ricardo, Pigou) θεωρούν ότι μια μεταβολή στη συνάρτηση της ζήτησης αντισταθμίζεται από αντίστοιχη μεταβολή στη συνάρτηση προσφοράς ή αντιστρόφως και συνεπώς το ΑΕΠ αποκλίνει από την δυναμική του τιμή η οποία εκφράζεται μέσω της μακροχρόνιας τάσης του. Αυτό γίνεται μέσω του μηχανισμού των τιμών στις διάφορες αγορές ,συμπεριλαμβανομένης και της αγοράς εργασίας την οποία οι κλασικοί είδαν ως ένα δευτερεύουσας σημασίας φαινόμενο. Συνεπώς οι τιμές αποτελούν τον εξισορροπητικό παράγοντα ο οποίος εξασφαλίζει την ισότητα μεταξύ πραγματικού και δυναμικού ΑΕΠ , άρα και την αποφυγή κυκλικών διακυμάνσεων .

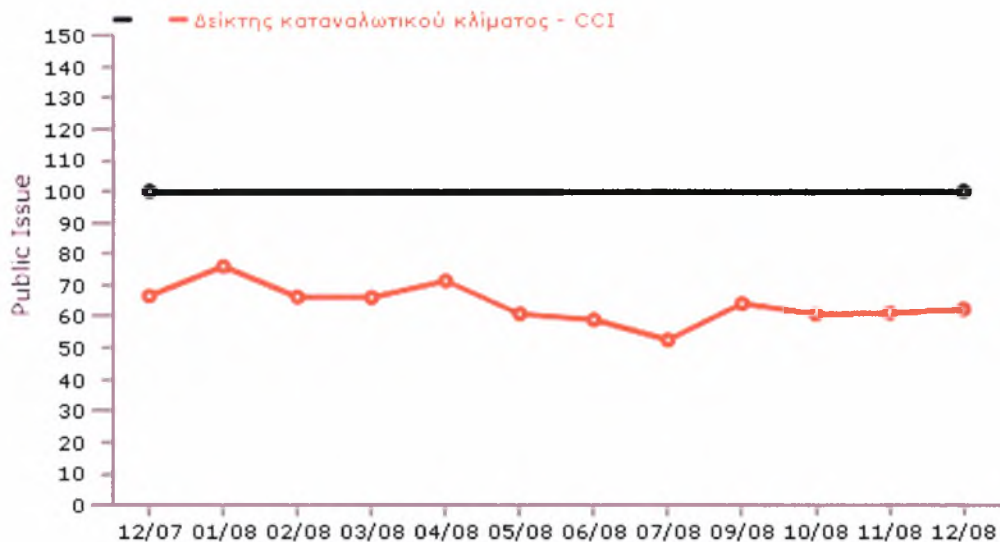
2.9 Οι Μονεταριστές

Οι **Μονεταριστές** θεωρούν ότι ο μηχανισμός τιμών στην αγορά εργασίας είναι καθοριστικός στο μηχανισμό εξισορρόπησης μεταξύ προσφοράς και ζήτησης. Ωστόσο κατά τον πιο επιφανή εκπρόσωπό τους τον Friedman , οι εργαζόμενοι δεν έχουν πλήρη πληροφόρηση σχετικά με τις συνθήκες που επικρατούν στην γενικότερη αγορά εργασίας αλλά μόνο στην αγορά εργασίας στην οποία εργάζονται. Συνεπώς η μετακίνηση από την μια αγορά εργασίας σε μια άλλη η οποία θα μπορούσε να εξισορροπήσει την προσφορά και την ζήτηση δεν πραγματοποιείται λόγω ακριβώς της έλλειψης πλήρους πληροφόρησης.

2.10 Οι Νεοκλασικοί

Η σχολή των **Νέων κλασικών**, με σημαντικότερο εκπρόσωπο τον Lucas αποδέχεται τη θέση του Friedman σχετικά με τα λάθη πληροφόρησης στην αγορά εργασίας, αλλά οι προσδοκίες εδώ διαμορφώνονται με ορθολογικό τρόπο (rational expectations) λαμβάνοντας υπόψη τις τρέχουσες εκτιμήσεις για τις επερχόμενες

Δείκτης καταναλωτικού κλίματος - CCI



www.publicissue.gr

3.ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ

Ένα από τα πιο δύσκολα ερωτήματα στην μακροοικονομική είναι ποιες είναι οι διαταραχές που προκαλούν οικονομικές διακυμάνσεις; Μακροχρόνια ύποπτοι είναι η νομισματική και δημοσιονομική πολιτική όπως και οι διακυμάνσεις στην τιμή του πετρελαίου. Σε αυτόν τον κατάλογο ο Prescott (1986), πρόσθεσε τεχνολογικές διαταραχές και υποστήριξε ότι σ'αυτές οφείλεται πάνω από το μισό των διακυμάνσεων στην μεταπολεμική περίοδο. Η ιδέα ότι τα τεχνολογικά σοκ είναι η κύρια αιτία των οικονομικών κύκλων είναι αμφισβητούμενη. Ο Prescott (1986) υπολόγισε τον συνολικό παράγοντα παραγωγικότητας (TFP) και τον χρησιμοποίησε ως μέτρηση των εξωγενών τεχνολογικών διαταραχών. Ωστόσο υπάρχουν πολλοί λόγοι που αμφισβητούν τον TFP ως μέτρηση των αληθινών διαταραχών στη τεχνολογία. Και αυτό γιατί πχ. στον TFP μπορεί να συμπεριληφθούν τα στρατιωτικά έξοδα (Hall(1988))⁹ ή δείκτες νομισματικής πολιτικής (Evans(1992)), όμως και οι δυο αυτές μεταβλητές είναι απίθανο να επιδρούν στο ποσοστό της τεχνολογικής προόδου. Άρα ο συνολικός παράγοντας παραγωγικότητας που υπολόγισε ο Prescott δεν είναι μια καθαρή εξωγενής διαταραχή αλλά περιέχει και ενδογενή συστατικά και έτσι το

⁹ Ο Hall (1988) έδειξε ότι οι μεταβολές στο κατάλοιπο Solow συσχετίζονται με το κόμμα του προέδρου των ΗΠΑ, τις μεταβολές στις εξοπλιστικές δαπάνες και τις μεταβολές στις τιμές του πετρελαίου. Όμως καμία από αυτές τις μεταβλητές δεν φαίνεται να επηρεάζει σημαντικά την τεχνολογία στη βραχυχρόνια περίοδο.

μέγεθος των αληθινών τεχνολογικών διαταραχών είναι πιθανό να είναι πολύ μικρότερο από αυτό που υπολογίζεται με την διαταραχή του TFP του Prescott.

Οι Burnside και Eichenbaum (1996), και οι King και Rebelo (1999) συμφώνησαν ότι οι αληθινές τεχνολογικές διαταραχές είναι μικρότερες από τις διαταραχές του TFP αλλά αυτό δεν σημαίνει ότι τα τεχνολογικά σοκ δεν είναι σημαντικά. Συγκεκριμένα βρήκαν ότι τα τεχνολογικά σοκ παρουσιάζουν μικρότερη μεταβλητότητα από τα σοκ του TFP.

Η συζήτηση σχετικά με το ρόλο των τεχνολογικών διαταραχών στις οικονομικές διακυμάνσεις έχει επηρεάσει και έχει εμπνεύσει έρευνες πάνω σε μοντέλα όπου τα τεχνολογικά σοκ είτε είναι λιγότερο σημαντικά είτε δεν παίζουν κανένα ρόλο απολύτως. Βέβαια όλες αυτές οι εναλλακτικές θεωρίες παίρνουν ως σημείο εκκίνησης τα RBC μοντέλα.

Έτσι ένα εναλλακτικό μοντέλο είναι αυτό που λαμβάνει υπόψη τις διαταραχές στην τιμή του πετρελαίου. Οι κινήσεις στις τιμές πετρελαίου και ενέργειας συνδέονται άοριστα με τις υφέσεις σύμφωνα με τους Barsky και Killian (2004). Από την άλλη οι Kim και Loungani (1992), καθώς και ο Finn (2000), μελέτησαν τις επιδράσεις των διαταραχών στις ενεργειακές τιμές πάνω στα RBC μοντέλα. Αυτά τα σοκ βελτιώνουν την προβλεπτική ικανότητα των RBC μοντέλων, αλλά δείχνουν ότι δεν είναι αυτά μια κύρια αιτία των διακυμάνσεων της παραγωγής (ΑΕΠ). Συγκεκριμένα βρήκαν ότι παρότι οι ενεργειακές τιμές παρουσιάζουν υψηλή μεταβλητότητα, το ενεργειακό κόστος είναι πολύ μικρό ως μέρος του συνολικού ΑΕΠ ώστε αυτές οι αλλαγές να έχουν την κύρια επίδραση στην οικονομική δραστηριότητα.

Μια άλλη σημαντική επέκταση στα υποδείγματα των πραγματικών οικονομικών διακυμάνσεων είναι αυτή που συμπεριλαμβάνει πολλούς κλάδους της οικονομίας και ειδικές διαταραχές κατά κλάδο. Ο Lilien (1982) πρότεινε έναν ευδιάκριτο μηχανισμό μέσω του οποίου η τεχνολογία κατά κλάδους ή οι σχετικές διαταραχές της ζήτησης προκαλούν διακυμάνσεις στην απασχόληση. Η βασική ιδέα είναι ότι, εάν η ανακατανομή της εργασίας μεταξύ των κλάδων είναι χρονοβόρα, τότε η απασχόληση μειώνεται ταχύτερα σε κλάδους ή τομείς που υφίστανται ευνοϊκές διαταραχές. Με αποτέλεσμα οι ιδιάζουσες κλαδικές διαταραχές να προκαλούν προσωρινή αύξηση της ανεργίας.

Μια ακόμη επέκταση ήταν να περιλαμβάνονται δημοσιονομικές διαταραχές. Christiano και Eichenbaum (1992) καθώς και οι Baxter και King (1993) μεταξύ

άλλων μελέτησαν την επίδραση των διαταραχών στους φόρους και στα κυβερνητικά έξοδα. Αυτά τα δημοσιονομικά σοκ βελτίωσαν την ικανότητα των RBC μοντέλων στην πρόβλεψη αφού βρήκαν παρόμοια μεταβλητότητα της κατανάλωσης και των ωρών εργασίας με τα πραγματικά δεδομένα και την χαμηλή συσχέτιση μεταξύ ωρών εργασίας και της μέσης παραγωγικότητας της εργασίας. Τα δημοσιονομικά σοκ επίσης αυξάνουν την μεταβλητότητα της παραγωγής που προβλέπεται από το RBC μοντέλο. Εντούτοις συμπαιρένουν ότι δεν υπάρχει αρκετή κυκλική διακύμανση στους φόρους και στα κυβερνητικά έξοδα ώστε οι δημοσιονομικές διαταραχές να είναι η κύρια πηγή των οικονομικών διακυμάνσεων.

Μια φυσική εναλλακτική επιλογή των τεχνολογικών σοκ είναι η επένδυση – σε μια συγκεκριμένη τεχνολογική αλλαγή ή η αφομοίωση των τεχνολογικών αλλαγών. Στο τυπικό RBC μοντέλο, μια θετική τεχνολογική διαταραχή κάνει και την εργασία αλλά και το υπάρχον κεφαλαιακό εξοπλισμό περισσότερο παραγωγικό. Σε αντίθεση μια συγκεκριμένη τεχνολογική βελτίωση δεν έχει καμία επίδραση πάνω στην παραγωγικότητα του παλιού κεφαλαιακού εξοπλισμού. Μάλλον κάνει τον καινούριο κεφαλαιακό εξοπλισμό περισσότερο παραγωγικό ή λιγότερο ακριβό, αυξάνοντας έτσι την πραγματική απόδοση της επένδυσης. Μπορούμε να μετρήσουμε το ρυθμό των επενδύσεων πάνω στις συγκεκριμένες τεχνολογικές αλλαγές με χρησιμοποίηση της σχετικής τιμής των αγαθών επένδυσης σε όρους των αγαθών κατανάλωσης. Σύμφωνα με τον Gordon (1990) αυτή η σχετική τιμή έχει μειωθεί δραματικά τα τελευταία σαράντα χρόνια. Βασισμένη σ'αυτή την παρατήρηση οι Greenwood, Hercowitz και Krusell (1997) βρήκαν ότι το 60% της μεταπολεμικής μεγέθυνσης στην παραγωγή/ανθρώπινη ώρα οφείλεται σ'αυτές τις συγκεκριμένες τεχνολογικές αλλαγές ή στην αφομοίωση των τεχνολογικών αλλαγών.

Υπάρχουν επίσης πολλές μελέτες που ερευνούν τον ρόλο των νομισματικών διαταραχών σε RBC μοντέλα τα οποία επεκτείνονται έτσι ώστε να περιλαμβάνουν τόσο πραγματικές μεταβλητές όσο και ονομαστικές μεταβλητές. Οι πιο σημαντικές ονομαστικές μεταβλητές που εισάγονται στα RBC μοντέλα είναι οι άκαμπτοι μισθοί και τιμές.

Μια ακόμη προσέγγιση προέκυψε από των Friedman και Schwartz (1963). Αυτοί ανέλαβαν μια προσεκτική ιστορική ανάλυση των αιτιών των μεταβολών της ποσότητας του χρήματος στις Ηνωμένες πολιτείες από το τέλος του εμφυλίου πολέμου ως το 1960. Στη βάση αυτής της ανάλυσης υποστήριξαν ότι πολλές από τις μεταβολές στην ποσότητα χρήματος, ιδιαίτερα οι μεγαλύτερες, οφείλονταν

περισσότερο στην ανάπτυξη του νομισματικού τομέα της οικονομίας, παρά στην αντίδραση του χρήματος σε πραγματικές εξελίξεις. Οι Friedman και Schwartz αποδεικνύουν ότι αυτές οι νομισματικές μεταβολές ακολουθήθηκαν από μεταβολές στην παραγωγή προς την ίδια κατεύθυνση. Οι Friedman και Schwartz συνεπώς καταλήγουν ότι εάν η σχέση χρήματος – παραγωγής σ' αυτά τα επεισόδια δεν είναι μια τυχαία μια σχέση απροσδόκητα τυχαία, θα πρέπει να αντανακλά μια αιτιότητα που να κινείται από το χρήμα προς την παραγωγή μάλλον, παρά προς την αντίθετη κατεύθυνση.

Μια άλλη εναλλακτική προσέγγιση η οποία βρίσκεται στα αρχικά της στάδια και η οποία αναφέρθηκε για πρώτη φορά από τον Cochrane (1994) ερευνά την πιθανότητα οι νέες διαταραχές να είναι "ίσως" σημαντικοί οδηγοί των οικονομικών κύκλων. Συγκεκριμένα υποθέτει ότι οι άνθρωποι μαθαίνουν ότι θα υπάρξουν στο κοντινό μέλλον καινούριες τεχνολογίες, όπως κάποτε το ίντερνετ, και οι οποίες πιθανόν να έχουν σημαντική επίδραση στην μελλοντική παραγωγικότητα. Το ερώτημα είναι αν αυτά τα νέα θα προκαλέσουν μια επέκταση σήμερα. Και υποθέτοντας ότι τελικά αυτή η επίδραση της νέας τεχνολογίας βρέθηκε τελικά να είναι μικρότερη από ότι αναμενόταν, μήπως τελικά θα υπάρξει τότε μια ύφεση; Οι Beaudry και Portier (2004) βρήκαν ότι μελλοντικές αυξήσεις της παραγωγικότητας αυξάνουν την πραγματική απόδοση της επένδυσης και δημιουργούν έτσι περισσότερο πλούτο (positive wealth effect). Έτσι η κατανάλωση και ο ελεύθερος χρόνος (leisure time) αυξάνουν ενώ οι ώρες εργασίας και η παραγωγή πέφτει. Αφού η κατανάλωση αυξάνει και η παραγωγή πέφτει τότε η επένδυση πρέπει να πέσει. Παράγοντας εναλλακτικά μοντέλα των Beaudry και Portier, είναι μια ενδιαφέρουσα πρόκληση για περαιτέρω έρευνα.

4. ΜΕΓΕΘΥΝΣΗ ΚΑΙ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΙΣ

4.1 Θεωρητικό υπόβαθρο

Αυτό το τμήμα παράγει ένα απλό μοντέλο RBC με μόνιμα παραγωγικά σοκ. Το μοντέλο είναι μια γενική εξομοίωση από τους Kydland και Prescott (1982). Υπεί είναι η παραγωγή που επιτυγχάνεται διαμέσου μίας σταθερής απόδοσης κλίμακας συνάρτησης παραγωγής Cobb-Douglas:

$$Y_t = \lambda_t k_t^{1-\theta} N_t^\theta \quad (1)$$

όπου k_t είναι το απόθεμα κεφαλαίου και το N_t είναι η εργασία. Η συνολική παραγωγικότητα λ_t ακολουθεί ένα λογαριθμικό τυχαίο περίπατο:

$$\log(\lambda_t) = \mu_\lambda + \log(\lambda_{t-1}) + \xi_t \quad (2)$$

όπου οι καινοτομίες ξ_t είναι ανεξάρτητες και ταυτόσημα κατανομημένες με μέσο 0 και διακύμανση σ^2 . Η παράμετρος μ_λ παριστάνει το μέσο ποσό της μεγέθυνσης της παραγωγικότητας και ξ_t παριστάνει τις αποκλίσεις της μεγέθυνσης από αυτόν τον μέσο.

Στο βασικό νεοκλασικό μοντέλο με αιτιοκρατικές τάσεις, είναι γνωστό από τον Solow (1970) ότι η κατά κεφαλή κατανάλωση, επένδυση και παραγωγή όλα μεγεθύνονται με ποσοστό μ_λ/θ στη σταθερή κατάσταση. Η κοινή αιτιοκρατική τάση συνεπάγεται ότι οι λόγοι επενδύσεων και κατανάλωσης με την παραγωγή είναι σταθερή κατά την διαδρομή steady-state growth. Όταν η αβεβαιότητα προστεθεί οι αντιλήψεις του ξ_t αλλάζουν την πρόβλεψη της τάσης παραγωγικότητας εξίσου για όλες τις μελλοντικές ημερομηνίες:

$$E_t \log(\lambda_{t+s}) = E_{t-1}(\lambda_{t+s}) + \xi_t$$

Μια θετική παραγωγική τάση αυξάνει το αναμενόμενο μακροχρόνιο μονοπάτι μεγέθυνσης: υπάρχει μια κοινή στοχαστική τάση μέσα στους λογαρίθμους της κατανάλωσης, επένδυσης και παραγωγής. Η στοχαστική τάση είναι $\log(\lambda_t)/\theta$ και το ποσοστό αύξησης είναι $(\mu_\lambda + \xi_t)/\theta$ το αναλογικό του αιτιοκρατικού μοντέλου μ_λ/θ . Με τις κοινές στοχαστικές τάσεις οι λόγοι C_t/y_t και I_t/y_t γίνονται στάσιμες στοχαστικές διαδικασίες.

Αυτά τα θεωρητικά αποτελέσματα έχουν μια φυσική ερμηνεία σε όρους συνολοκλήρωσης. Έστω X_t είναι ένα διάνυσμα των λογαρίθμων της παραγωγής, κατανάλωσης και επένδυσης τον χρόνο t , δηλωμένο με y_t , c_t και i_t . Κάθε στοιχείο του X_t είναι ολοκληρωμένο πρώτης τάξης $I(1)$ εξαιτίας του τυχαίου περιπάτου της παραγωγικότητας; Επίσης συνέπεια της θεωρίας ισόρροπης μεγέθυνσης είναι ότι οι διαφορές μεταξύ δυο στοιχείων του X_t είναι ολοκληρωμένες μηδενικής τάξης $I(0)$, δηλαδή στάσιμες. Σύμφωνα με την ορολογία των Engle και Granger (1987) δυο γραμμικά ανεξάρτητα συνολοκληρωμένα διανύσματα $\alpha_1 = (-1, 1, 0)$ και $\alpha_2 = (-1, 0, 1)$ απομονώνουν στάσιμους γραμμικούς συνδυασμούς του X_t αντίστοιχους με τους λογαρίθμους των λόγων της ισόρροπης μεγέθυνσης.

Στο βασικό ενός τομέα μοντέλο και παραλλαγές αυτού, η ακριβής διαδικασία δυναμικής προσαρμογής σε μια μόνιμη παραγωγική διαταραχή εξαρτάται από τις λεπτομέρειες των προτιμήσεων και της τεχνολογίας. π.χ διάφορες RBC έρευνες έχουν μελετήσει μεταβολές στις επενδύσεις, στην τεχνολογία (κόστη προσαρμογής, εφευρέσεις, χρόνος κατασκευής), στην τεχνολογία παραγωγής (μεταβλητή

χρησιμότητα, εργασιακές αδιαιρετότητες και εργασιακά προσαρμοστικά κόστη), προτιμήσεις (ελεύθερος χρόνος) και συσχετίσή τους με την διαδικασία μεγέθυνσης παραγωγικότητας. Δύο γενικές ιδιότητες εξάγονται από αυτές τις έρευνες. Πρώτον, η παραγωγική διαταραχή ξεκινά με ενδιάμεση δυναμική, όσο το κεφάλαιο συσσωρεύεται και η οικονομία κινείται προς την καινούρια σταθερή κατάσταση η εργασιακή προσπάθεια και οι λόγοι αλλάζουν προσωρινά. Δεύτερον, υπάρχει μια κοινή στοχαστική τάση στην κατανάλωση, επένδυση και παραγωγή αυξανόμενη από την μεγέθυνση παραγωγικότητας.

Σε συστήματα που ενσωματώνουν και πραγματικές και ονομαστικές μεταβλητές, δύο είναι οι σχέσεις σχετικά με την εμπειρική μας ανάλυση. Πρώτον, η σχέση ζήτησης χρήματος:

$$m_t - p_t = \beta_y y_t - \beta_R R_t + u_t \quad (3)$$

Όπου $m_t - p_t$ είναι ο λογάριθμος της πραγματικής ισορροπίας, R_t είναι το ονομαστικό επιτόκιο και u_t είναι η διαταραχή στην ζήτηση χρήματος. Η δεύτερη είναι η τυπική σχέση του Fisher:

$$R_t = r_t + E_t \Delta p_{t+1} \quad (4)$$

όπου r_t είναι το *ex ante* (εκ των προτέρων) πραγματικό επιτόκιο, p_t είναι ο λογάριθμος του επιπέδου των τιμών και $E_t \Delta p_{t+1}$ δηλώνει τον αναμενόμενο λόγω του πληθωρισμού μεταξύ t και $t+1$. Εάν η πραγματική ισορροπία, η παραγωγή και τα επιτόκια είναι μη στάσιμα, $I(1)$, ενώ η διαταραχή ζήτησης χρήματος είναι στάσιμη, δηλαδή $I(0)$, τότε η πραγματική ισορροπία, η παραγωγή και το ονομαστικό επιτόκιο είναι συνολοκληρώσιμα. Εάν ο πραγματικός λόγος είναι $I(0)$ και ο πληθωρισμός είναι $I(1)$ τότε η (4) συνεπάγεται ότι το ονομαστικό επιτόκιο και ο πληθωρισμός είναι συνολοκληρωμένες. Η εμπειρική ανάλυση ερευνά αυτές τις σχέσεις συνολοκλήρωσης και απομονώνει την κοινή στοχαστική τάση που συνεπάγεται.

4.2 Οικονομετρική μεθοδολογία

Σ' αυτό το τμήμα παρέχουμε μια περίληψη των οικονομετρικών τεχνικών που χρησιμοποιήθηκαν. Καταρχήν εξετάζουμε για την ύπαρξη στασιμότητας στις χρονολογικές σειρές και τις ιδιότητες ολοκλήρωσης και συνολοκλήρωσης των δεδομένων. Επικεντρωθήκαμε στον προσδιορισμό ενός οικονομετρικού μοντέλου του οποίου οι συναρτήσεις αιφνίδιας αντίδρασης (impulse response functions) μπορούν να ταυτοποιηθούν και να υπολογιστούν. X_t ορίζουμε ένα $n \times 1$ διάνυσμα των χρονολογικών σειρών. Η κάθε μια χρονολογική σειρά του διανύσματος είναι $I(1)$

(άρα πρέπει να πάρουμε πρώτες διαφορές για να γίνει στάσιμη), η αναπαράσταση του Wold είναι :

$$\Delta X_t = \mu + C(L) \varepsilon_t \quad (5)$$

Όπου ε_t είναι ένα διάνυσμα ενός βήματος μπροστά της γραμμικής πρόβλεψης του σφάλματος του X_t δίνοντας πληροφορίες για τις υστερημένες τιμές του X_t . Αυτό που έχει ενδιαφέρον είναι το σύνολο των σχέσεων που οδηγεί στην (5). Δηλαδή πως η ισόρροπη μεγέθυνση και οι περιορισμοί συνολοκλήρωσης περιορίζουν αυτό το σύνολο των σχέσεων.

Συγκεκριμένα εξετάζουμε ένα μοντέλο της μορφής :

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma(L)n_t \quad (6)$$

Όπου n_t είναι ένα $n \times 1$ διάνυσμα των σειριακά ασυσχέτιστων διαταραχών με μέσο μηδέν και πίνακα συνδιακυμάνσεων Σ_n . Η μειωμένη μορφή της (6) θα είναι της μορφής (5) με $\varepsilon_t = \Gamma_0 n_t$ και $C(L) = \Gamma(L) \Gamma_0^{-1}$ (αυτό σημαίνει ότι οι διαταραχές βρίσκονται στο διάστημα που εκτείνεται από τις υστερημένες ως τις τρέχουσες τιμές του X_t). Το πρόβλημα προσδιορισμού μπορεί τώρα να οριστεί ως εξής: κάτω από ποιες συνθήκες είναι δυνατόν να εξαχθούν οι διαταραχές n_t και η μήτρα των πολυωνυμικών υστερήσεων $\Gamma(L)$ από τα μειωμένης μορφής σφάλματα ε_t και την μήτρα των πολυωνυμικών υστερήσεων; Στην κλασική βιβλιογραφία των μοντέλων ταυτόχρονων εξισώσεων το πρόβλημα προσδιορισμού λύνεται θέτοντας ότι ορισμένοι φραγμοί του $\Gamma(L)$ είναι μηδέν, έτσι ώστε μερικά από τα x 's να είναι εξωγενή ή προκαθορισμένα. Στα μοντέλα γραμμικών ορθολογικών προσδοκιών το πρόβλημα προσδιορισμού λύνεται θέτοντας περιορισμούς cross-equation στα διάφορα στοιχεία της $\Gamma(L)$ όπως περιγράφει ο Wallis (1980). Στη βιβλιογραφία πάνω στα υποδείγματα VAR, το πρόβλημα προσδιορισμού διευθετείται θέτοντας περιορισμούς στη μήτρα συνδιακυμάνσεων Σ_n και στη μήτρα των δομικών πολλαπλασιαστών Γ_0 . Εδώ ο προσδιορισμός επιτυγχάνεται διαμέσου δυο συνόλων περιορισμών. Πρώτον, οι περιορισμοί συνολοκλήρωσης θέτουν περιορισμούς στη μήτρα μακροχρόνιων πολλαπλασιαστών $\Gamma(1) (= \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i)$ στην (6). Αυτή προσδιορίζει τα μόνιμα στοιχεία. Δεύτερον, οι καινοτομίες στα μόνιμα στοιχεία υποτίθεται ότι είναι ασυσχέτιστες με τις καινοτομίες στα υπόλοιπα παροδικά στοιχεία. Αυτό προσδιορίζει την δυναμική απάντηση των οικονομικών μεταβλητών στις μόνιμες καινοτομίες. Π.χ. έστω ένα τριμετάβλητο υπόδειγμα με $X_t = (y_t, c_t, i_t)$. Επειδή

υπάρχουν δυο συνολοκληρωμένα διανύσματα, υπάρχει μια μόνο μόνιμη καινοτομία, η καινοτομία ισόρροπης μεγέθυνσης n_t^1 . Αυτή η διαταραχή (σοκ) αντιστοιχεί στο ξ_t στο νεοκλασικό υπόδειγμα του τμήματος 1. Οι άλλες δύο διαταραχές οι n_t^2 και n_t^3 έχουν μόνο προσωρινές επιδράσεις στο X_t . Έτσι ο πρώτος προσδιοριστικός περιορισμός (τα συνολοκληρωμένα διανύσματα ισόρροπης μεγέθυνσης) συνεπάγεται ότι η μήτρα των μακροχρόνιων πολλαπλασιαστών είναι:

$$\Gamma(1) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (7)$$

Όπου οι τιμές των συντελεστών στην πρώτη στήλη του πίνακα είναι ομαλοποιημένες σε 1 για να καθορίσει την κλίμακα του n_t . Η εξίσωση (7) εξυπηρετεί στον προσδιορισμό της διαταραχής ισόρροπης μεγέθυνσης σαν κοινό μακροχρόνιο στοιχείο του X_t αφού η καινοτομία στην μακροχρόνια πρόβλεψη του X_t είναι $(1 \ 1 \ 1)'$ $n_t^1 = C(1)\varepsilon_t$ η οποία μπορεί να υπολογιστεί κατευθείαν από την μειωμένη μορφή (5). Ο δεύτερος περιορισμός, ότι το n_t^1 είναι ασυσχέτιστο με τα n_t^2 και n_t^3 , χρησιμοποιείται για να ορίσει την δυναμική επίδραση του n_t^1 στο X_t , έτσι ώστε να προσδιορίσει την πρώτη στήλη του $\Gamma(L)$. Η αιτία αυτών των υποθέσεων είναι ότι: οι αιφνίδιες αντιδράσεις που δίνονται από την πρώτη στήλη της $\Gamma(L)$ είναι οι μερικές παράγωγοι της ΔX_{t+k} όσον αφορά το n_t^1 . Ο δεύτερος περιορισμός διευκρινίζει αυτό που κρατιέται σταθερό στον υπολογισμό αυτών των μερικών παραγώγων.

Άλλος τρόπος να προσδιοριστούν οι περιορισμοί είναι να ξαναγραφτεί το πρότυπο σε όρους στάσιμων μεταβλητών $Z_t = (\Delta y_t, c_t - y_t, i_t - y_t)$. Το σοκ παραγωγικότητας n_t^1 , έχει μακροχρόνια επίδραση πάνω στο y_t αλλά όχι μακροχρόνια επίδραση πάνω στους στάσιμους λόγους $c_t - y_t$ και $i_t - y_t$, έτσι η n_t^1 μπορεί να προσδιοριστεί ως η καινοτομία στο μακροχρόνιο τμήμα του πρώτου στοιχείου του Z_t . Οι άλλοι δύο περιορισμοί n_t^2 και n_t^3 , έχουν προσωρινές επιδράσεις πάνω στο y_t και τους λόγους.

Οι Blanchard και Quah(1989) χρησιμοποίησαν μια ειδική περίπτωση αυτού του προσδιοριστικού σχεδίου για να αναλύσουν το $Z_t = (\Delta y_t, u_t)$ όπου u_t είναι το ποσοστό ανεργίας το οποίο υποτίθεται ότι είναι $I(0)$. Οι διαταραχές τους ήταν η \tilde{n}_t^1

(διαταραχή προσφοράς) και η \tilde{n}_i^2 (διαταραχή ζήτησης). Αυτές οι διαταραχές ήταν περιορισμένες να είναι ασυσχέτιστες και μόνο η διαταραχή προσφοράς \tilde{n}_i^1 επιτρεπόταν να έχει μια μακροχρόνια επίδραση πάνω στη y_i . Έτσι εκτός από το γεγονός ότι το σύστημά τους είναι διμεταβλητό ενώ το δικό μας τριμεταβλητό, οι περιορισμοί προσδιορισμού είναι οι ίδιοι.. Πράγματι εάν αποβάλλουμε έναν από τους λόγους (αναλογίες) έτσι ώστε το μοντέλο μας να είναι διμεταβλητό, οι προσδιοριστικοί μας περιορισμοί είναι ισοδύναμοι με εκείνους που χρησιμοποιήθηκαν από τους Blanchard και Quah.

Αυτή η ισοδυναμία δίνει έμφαση σ'αυτά που θεωρούμε ότι είναι τα δυο πλεονεκτήματα της εμπειρικής μας εφαρμογής. Πρώτον, σύμφωνα με την παράδοση του Milton Freedman(1957) που συνδέει την κατανάλωση με το μόνιμο εισόδημα των ατόμων, αυτό σημαίνει ότι η έμφαση στις πραγματικές μεταβλητές ροής, παρά στην ανεργία και την παραγωγή όπως οι Blanchard και Quah, αναμφισβήτητα θα οδηγήσει σε καλύτερες εκτιμήσεις του τμήματος της τάσης της παραγωγής και των άλλων παραμέτρων του μοντέλου¹⁰. Δεύτερον η εφαρμογή μας ανήκει στα πολυμεταβλητά συστήματα και όχι στα διμεταβλητά, αυτό έχει σαν πλεονέκτημα τόσο ότι χρησιμοποιούνται περισσότερες μακροοικονομικές μεταβλητές για την εκτίμηση της κοινής τάσης όσο και το ότι λαμβάνεται υπόψη ένα ευρύτερο φάσμα διαταραχών .

Για να εισαχθούν και ονομαστικές μεταβλητές στο τριμεταβλητό πραγματικό μοντέλο, προστίθενται με την πραγματική ισορροπία, το ονομαστικό επιτόκιο R , και τον πληθωρισμό Δp . Το προκύπτον έξι-μεταβλητό υπόδειγμα έχει τρεις κοινές στοχαστικές τάσεις και αυτό κάνει τον προσδιορισμό του πιο πολύπλοκο, δεδομένου ότι οι μεμονωμένες καινοτομίες πρέπει να ξεχωριστούν. Χρησιμοποιούμε μια έκδοση της διαδικασίας του Sims (1980) για αυτό τον σκοπό. Το γενικό πρόβλημα προσδιορισμού μπορεί να περιγραφεί ως εξής: υποθέτουμε ότι υπάρχουν K κοινές στοχαστικές τάσεις οδηγώντας το $n \times 1$ διάνυσμα X_t . Χωρίζοντας το διάνυσμα από τις

¹⁰ Άλλωστε σύμφωνα και με άρθρο των Cochrane και Sbordone (1988) η κατανάλωση παρέχει μια καλή μέτρηση του μόνιμου εισοδήματος, αφού η στατιστική υπόθεση ότι ο λόγος **κατανάλωσης / μόνιμο εισόδημα** είναι στάσιμος σημαίνει ότι το μόνιμο (ή τμήμα τυχαίου περιπάτου) σε κάθε χρονολογική σειρά πρέπει να είναι το ίδιο. Έτσι, αυτό μας επιτρέπει να υπολογίσουμε την διακύμανση του μόνιμου τμήματος της μιας σειράς (π.χ του μόνιμου εισοδήματος) , από την διακύμανση του μόνιμου τμήματος της άλλης (δηλαδή της κατανάλωσης).

δομικές διαταραχές n_t σε δυο τμήματα (συστατικά), $n_t = (n_t^1, n_t^2)'$, όπου το n_t^1 περιέχει τις διαταραχές οι οποίες έχουν μόνιμες επιδράσεις στο στοιχείο του X_t και το n_t^2 περιέχει διαταραχές που έχουν μόνο προσωρινές επιδράσεις. (Στο δικό μας έξι-μεταβλητό υπόδειγμα $K=3$ και n_t^1 είναι ένα 3×1 διάνυσμα περιέχοντας την διαταραχή ισόρροπης μεγέθυνσης, ένα μακροχρόνιο ουδέτερο πληθωριστικό σοκ (διαταραχή) και μια διαταραχή στο πραγματικό επιτόκιο). Χωρίζοντας το $\Gamma(1)$ σύμφωνα με το n_t ως $\Gamma(1) = [A \ 0]$ όπου A είναι η $n \times k$ μήτρα των μακροχρόνιων πολλαπλασιαστών για το n_t και μηδέν είναι μια μήτρα $n \times (n-k)$ των μηδενικών που αντιστοιχούν στους μακροχρόνιους πολλαπλασιαστές για το n_t . Η μήτρα των μακροχρόνιων πολλαπλασιαστών καθορίζεται με την συνθήκη ότι οι στήλες της είναι ορθογώνιες στα συνολοκληρωμένα διανύσματα και $A n_t^1$ αντιπροσωπεύει τις καινοτομίες των μακροχρόνιων συστατικών του X_t .

Οι ακόλουθοι περιορισμοί χρησιμοποιούνται για να προσδιορίσουν το μοντέλο. Πρώτον, όπως στο μοντέλο με $K=1$, υποθέτουμε ότι n_t^1 και n_t^2 είναι ασυσχέτιστα. Δεύτερον, οι μόνιμες διαταραχές, n_t^1 , υποτίθεται ότι είναι αμοιβαία ασυσχέτιστες. Τρίτον, η A υποτίθεται ότι είναι η χαμηλότερη τριγωνική η οποία επιτρέπει να γράψουμε την A ως $A = \tilde{A}\Pi$ όπου \tilde{A} είναι μια μήτρα χωρίς άγνωστες παραμέτρους και Π είναι μία $K \times K$ χαμηλότερη τριγωνική μήτρα Η \tilde{A} μπορεί να επιλεχτεί με έναν τρόπο που συνδέει κάθε διαταραχή με έναν γνωστό οικονομικό μηχανισμό: η πρώτη διαταραχή ερμηνεύεται ως διαταραχή ισόρροπης μεγέθυνσης, η δεύτερη είναι μια μακροχρόνια ουδέτερη διαταραχή πληθωρισμού και η τρίτη είναι μια μόνιμη διαταραχή στο πραγματικό επιτόκιο. Τέλος η περιορισμένη μειωμένη μορφή υπολογίζεται ως VAR με όρους διόρθωσης λαθών (VECM).

4.3 Χρονική τάση

Χρονική τάση (time trend) λέμε την μακροχρόνια μεταβολή (αύξηση ή μείωση) που παρατηρείται σε μια μεταβλητή κατά τη διάρκεια μιας χρονικής περιόδου, δηλαδή την τάση που έχει μια μη στάσιμη χρονική σειρά. Έστω το υπόδειγμα:

$$X_t = \alpha + \beta_t + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου ε_t είναι λευκός θόρυβος και t ο χρόνος ως μια ανεξάρτητη μεταβλητή.

1) Αν $\beta=0$ και $\gamma=1$ τότε το υπόδειγμα γράφεται ως ακολούθως:

$$X_t = \alpha + X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{ή} \quad \Delta X_t = \alpha + \varepsilon_t$$

Στην τελευταία αυτή συνάρτηση η μεταβλητή X_t κινείται ανοδικά ή καθοδικά ανάλογα με το πρόσημο του α . Στην περίπτωση αυτή λέμε ότι έχουμε στοχαστική τάση και η συνάρτηση ονομάζεται στάσιμη διαδικασία των διαφορών, διότι η μη στασιμότητα στη X_t μπορεί να απαλειφθεί όταν πάρουμε τις πρώτες (ή δεύτερες) διαφορές αυτής της χρονικής σειράς.

2) Αν $\beta \neq 0$ και $\gamma = 0$ τότε το υπόδειγμα γράφεται ως ακολούθως:

$$X_t = \alpha + \beta_t + \varepsilon_t$$

Στην περίπτωση αυτή η μεταβλητή X_t κινείται ανοδικά ή καθοδικά ανάλογα με το πρόσημο του β οπότε λέμε ότι έχουμε προσδιοριστική τάση και η συνάρτηση ονομάζεται στάσιμη διαδικασία τάσεως, διότι η μη στασιμότητα στην X_t μπορεί να απαλειφθεί αν αφαιρέσουμε την τάση ($\alpha + \beta_t$) από την χρονική αυτή σειρά.

Οι δύο παραπάνω μορφές (στοχαστική και προσδιοριστική) έχουν ουσιαστικές διαφορές οι οποίες έχουν να κάνουν κυρίως με τις επιπτώσεις που ασκούν οι βραχυχρόνιες τυχαίες διαταραχές στη μακροχρόνια πορεία τους. Έτσι, η στοχαστική μορφή τάσης συνεπάγεται ότι σε μια τυχαία διαταραχή θα υπάρξουν μόνιμες επιπτώσεις στο μακροχρόνιο επίπεδο της χρονικής σειράς, ενώ στην προσδιοριστική μορφή τάσης θα υπάρξουν παροδικές μόνο επιπτώσεις.

4.4 Στοχαστική διαδικασία

Καταρχήν τι εννοούμε με τον όρο στοχαστική διαδικασία; Μια τυχαία ή στοχαστική διαδικασία είναι μια συλλογή τυχαίων μεταβλητών που διατάσσονται στον χρόνο¹¹. Εάν ορίσουμε το Y ως μια τυχαία μεταβλητή, και εάν είναι συνεχείς θα την γράφουμε ως $Y(t)$, αλλά εάν είναι διακριτή την ορίζουμε ως Y_t . Ένα παράδειγμα από τα πρώτα είναι το καρδιογράφημα, ενώ ένα παράδειγμα από τα τελευταία αποτελούν τα δεδομένα $\pi\chi$ του ΑΕΠ κτλ. Έτσι αφού τα περισσότερα οικονομικά δεδομένα που συλλέγονται είναι διακριτά σημεία στον χρόνο χρησιμοποιούμε το Y_t . Εάν λοιπόν Y_t ορίσουμε το ΑΕΠ για τα δεδομένα μας θα έχουμε $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_{88}$, όπου ο δείκτης 1 δείχνει την πρώτη παρατήρηση και ο δείκτης 88 δείχνει την τελευταία. Το σημαντικό είναι ότι κάθε ένα από αυτά τα Y 's είναι μια τυχαία μεταβλητή.

¹¹ Ο όρος "στοχαστικός" έρχεται από την ελληνική λέξη "stokhos" που σημαίνει στόχος ή τα μάτια του ταύρου. Εάν έχετε ρίξει βέλη σε έναν πίνακα βελών με το στόχο τα μάτια του ταύρου πόσο συχνά το καταφέρατε; Σε 100 βέλη θα είστε τυχεροί εάν τα πετύχατε μερικές φορές, τις άλλες φορές τα βέλη θα διαχυθούν τυχαία γύρω από τον στόχο (Damodar N. Gujarati).

Υπό ποια έννοια μπορούμε να θεωρήσουμε το ΑΕΠ ως μια στοχαστική διαδικασία; Έστω για παράδειγμα το ΑΕΠ ότι είναι 2872 δισεκατομμύρια \$ το πρώτο τρίμηνο του 1970, σύμφωνα με την θεωρία, το ΑΕΠ θα μπορούσε να έχει μια οποιαδήποτε τιμή, εξαρτώμενο από τις οικονομικές και πολιτικές συνθήκες που επικρατούν. Δηλαδή η τιμή του ΑΕΠ είναι μια ιδιαίτερη πραγματοποίηση όλων αυτών των πιθανοτήτων¹². Επομένως μπορούμε να πούμε ότι το ΑΕΠ είναι μια στοχαστική διαδικασία και οι πραγματικές τιμές που παρατηρήσαμε είναι μια ιδιαίτερη πραγματοποίηση εκείνης της διαδικασίας. Η διάκριση μεταξύ της στοχαστικής διαδικασίας και της πραγματοποίησής της είναι συγγενής στη διάκριση μεταξύ του πληθυσμού και του δείγματος. Ακριβώς όπως χρησιμοποιούμε τα στοιχεία των δειγμάτων για να βγάλουμε συμπεράσματα για έναν πληθυσμό, στις χρονολογικές σειρές χρησιμοποιούμε την πραγματοποίηση για να βγάλουμε συμπεράσματα για την ελλοχεύουσα στοχαστική διαδικασία.

4.4.1 Μη στάσιμες χρονολογικές σειρές

Τυχαίος περίπατος, χωρίς περιπλάνηση : $Y_t = Y_{t-1} + u_t$

Βλέπουμε δηλαδή ότι η τιμή του Y την χρονική στιγμή t είναι ίση με την τιμή την χρονική στιγμή $(t-1)$ συν μία τυχαία διαταραχή.

$$Y_1 = Y_0 + u_1 \quad (1)$$

$$Y_2 = Y_1 + u_2 = Y_0 + u_1 + u_2 \quad (2)$$

$$\text{Γενικά : } Y_t = Y_0 + \sum u_t \quad (3)$$

$$E(Y_t) = E(Y_0 + \sum u_t) = Y_0 \quad (4)$$

$$\text{Var}(Y_t) = t\sigma^2 \quad (5)$$

Δηλαδή η μέση τιμή είναι ίση με την αρχική τιμή της η οποία είναι σταθερή, αλλά όσο ο χρόνος αυξάνει, η διακύμανση αυξάνει απεριόριστα, παραβιάζοντας έτσι μια ιδιότητα της στασιμότητας.

Ένα ενδιαφέρον χαρακτηριστικό του υποδείγματος του τυχαίου περιπάτου είναι η εμμονή των τυχαίων διαταραχών που φαίνεται καθαρά από την εξίσωση (3) η Y_t είναι το άθροισμα της αρχικής τιμής συν το άθροισμα των τυχαίων διαταραχών. Κατά συνέπεια, ο αντίκτυπος μιας ιδιαίτερης διαταραχής δεν πεθαίνει. Για παράδειγμα εάν το $u_2 = 2$ αντί για $u_2 = 0$, έπειτα όλο το Y_t "s από το Y_2 προς τα

¹² Μπορείτε να σκεφτείτε την αξία των \$2872 δισεκατομμυρίων ως την μέση τιμή όλων των πιθανών τιμών του ΑΕΠ για την συγκεκριμένη περίοδο.

εμπρός θα είναι 2 μονάδες υψηλότερο και η επίδραση αυτής της διαταραχής δεν χάνεται ποτέ. Για αυτό ο τυχαίος περίπατος λέγεται ότι έχει μια άπειρη μνήμη

Στοχαστική διαδικασία μοναδιαίας ρίζας.

Γράφουμε το μοντέλο του τυχαίου περιπάτου:

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

Εάν $\rho=1$ ¹³ έχουμε το υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου. Εάν $\rho=1$ έχουμε αυτό που είναι γνωστό ως πρόβλημα μοναδιαίας ρίζας, γνωρίζουμε ότι σ αυτή την περίπτωση η διακύμανση του Y_t δεν είναι στάσιμη. Έτσι οι όροι μη στασιμότητα, τυχαίος περίπατος και μοναδιαία ρίζα μπορούν να θεωρηθούν ως συνώνυμα.

Εάν $\rho < 1$ τότε η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη¹⁴.

Στάσιμα τάσης (TS) και στάσιμα διαφορών (DS)

Η διάκριση μεταξύ των στάσιμων και μη στάσιμων στοχαστικών διαδικασιών (ή των χρονολογικών σειρών) έχει κρίσιμη σημασία στο πότε η τάση (η αργή και μακροχρόνια εξέλιξη της υπό εξέταση χρονολογικής σειράς) που παρατηρείται στην κατασκευασμένη χρονική σειρά ή στην πραγματική οικονομική χρονολογική σειρά είναι προσδιοριστική ή στοχαστική. Μιλώντας γενικά, εάν η τάση μέσα στην χρονολογική σειρά είναι τελείως προβλέψιμη και μη μεταβλητή την ονομάζουμε προσδιοριστική τάση, αντίθετα εάν δεν είναι προβλέψιμη την ονομάζουμε στοχαστική τάση. Για να καταστήσουμε τον καθορισμό πιο επίσημο, θεωρήστε το ακόλουθο πρότυπο:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Όπου u_t είναι λευκός θόρυβος. Τώρα έχουμε τις εξής περιπτώσεις :

Καθαρός τυχαίος περίπατος: εάν στην (1) θέσουμε $\beta_1=0$, $\beta_2 = 0$, $\beta_3=1$, έχουμε:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Η οποία είναι τυχαίος περίπατος χωρίς περιπλάνηση και άρα είναι μη στάσιμη. Αλλά εάν την γράψουμε ως εξής :

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad (3)$$

¹³ Εάν $\rho=1$ τότε $Y_t - Y_{t-1} = u_t$. Χρησιμοποιώντας τον τελεστή υστέρησης B έχουμε: $BY_t = Y_{t-1}$ άρα μπορούμε να γράψουμε την σχέση ως $(1-B)Y_t = u_t$. ο όρος μοναδιαία ρίζα αναφέρεται στη ρίζα του πολυωνύμου στο τελεστή υστέρησης $(1-B) = 0$ δηλαδή $B=1$.

¹⁴ Εάν υποθέσουμε ότι η αρχική τιμή της $Y(=Y_0)$ είναι μηδέν, ότι $\rho \leq 1$, και u_t είναι λευκός θόρυβος και κανονικά κατανοημένη με μέσο μηδέν και μοναδιαία διακύμανση τότε έπεται ότι $E(Y_t) = 0$ και $\text{var}(Y_t) = 1 / (1-\rho^2)$. Επειδή και οι δύο αυτοί είναι σταθεροί, από τον ορισμό της αδύναμης στασιμότητας, συμπαίρνουμε ότι η Y_t είναι στάσιμη.

Γίνεται στάσιμη. Άρα ο τυχαίος περίπατος χωρίς περιπλάνηση είναι μια **στάσιμη διαδικασία διαφορών**.

Τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση: Εάν θέσουμε $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 = 0$, $\beta_3 = 1$, έχουμε:

$$Y_t = \beta_1 + Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Η οποία είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση και άρα μη στάσιμη. Εάν την ξαναγράψουμε ως:

$$(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t = \beta_1 + u_t \quad (5)$$

Αυτό σημαίνει ότι η Y_t παρουσιάζει θετική (εάν $\beta_1 > 0$) ή αρνητική (εάν $\beta_1 < 0$) τάση. Αυτή η τάση ονομάζεται **στοχαστική**. Η σχέση (5) είναι μια στάσιμη διαδικασία διαφορών επειδή η μη στασιμότητα της Y_t εξαλείφεται παίρνοντας πρώτες διαφορές στη χρονολογική σειρά.

Προσδιοριστική τάση: Εάν θέσουμε $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$, $\beta_3 = 0$, έχουμε :

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \quad (6)$$

Η οποία ονομάζεται **στάσιμη διαδικασία τάσης**. Αν και ο μέσος όρος της Y_t δεν είναι σταθερός, η διακύμανσή της είναι ($= \sigma^2$). Από την στιγμή που οι τιμές των β_1 και β_2 είναι γνωστές, ο μέσος μπορεί να προβλεφθεί τέλεια. Επομένως, εάν αφαιρούμε τον μέσο της σειράς Y_t από την Y_t σειρά που προκύπτει θα είναι στάσιμη. Έτσι βγήκε και το όνομα στάσιμη τάσης.

Τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση και προσδιοριστική τάση: Εάν θέσουμε $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$, $\beta_3 = 1$, έχουμε:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Δηλαδή είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση και μια προσδιοριστική τάση, η οποία μπορεί να φανεί εάν γράψουμε την σχέση ως:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \quad (8)$$

Που σημαίνει ότι η Y_t είναι μη στάσιμη.

Στην περίπτωση της προσδιοριστικής τάσης, οι αποκλίσεις από τη γραμμή τάσης είναι τελείως τυχαίες και εξαφανίζονται γρήγορα, δηλαδή δεν συμβάλλουν στην μακροχρόνια εξέλιξη της χρονολογικής σειράς, η οποία είναι καθορισμένη από το στοιχείο της τάσης. Στην περίπτωση της στοχαστικής τάσης το τυχαίο στοιχείο u_t επιδρά στην μακροχρόνια πορεία της σειράς.

4.5 Στοχαστική μεγέθυνση

Σ' αυτήν την ενότητα θα αναφερθούμε σε μοντέλα των οποίων ο δρόμος της μεγέθυνσης είναι στοχαστικός. Αυτά τα μοντέλα μπορούν να μελετηθούν με μικρές επεκτάσεις πάνω στα μοντέλα που αναπτύχθηκαν από τους King, Plosser και Rebelo (1988) επειδή μοντέλα με μακροχρόνια σταθερή ισορροπία μπορούν εύκολα να μετατραπούν και να περιλαμβάνουν στοχαστική μεγέθυνση. Ξεκινάμε με μια μικρή σύνοψη των προτιμήσεων, της τεχνολογίας του βασικού νεοκλασικού μοντέλου.

Προτιμήσεις :

Η οικονομία αποτελείται από πολλά ομοειδή άτομα με τις προτιμήσεις πάνω σε αγαθά και ελεύθερο χρόνο να αναπαρίστανται με την συνάρτηση:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t), \quad \beta < 1, \quad (1)$$

Όπου C_t είναι η κατανάλωση προϊόντων την περίοδο t και L_t είναι ο ελεύθερος χρόνος την περίοδο t . Η κατανάλωση και ο ελεύθερος χρόνος θεωρούνται αγαθά έτσι ώστε η χρησιμότητα των ατόμων να αυξάνει είτε με την αύξηση της κατανάλωσης είτε με την αύξηση του ελεύθερου χρόνου.

Δυνατότητες παραγωγής :

Το αγαθό παράγεται σύμφωνα με μια σταθερής απόδοσης κλίμακας συνάρτηση παραγωγής που δίνεται από την σχέση:

$$Y_t = A_t K_t^{1-\alpha} (N_t X_t)^\alpha, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (2)$$

Όπου K_t είναι το προκαθορισμένο απόθεμα κεφαλαίου (επιλεγμένο στη χρονική περίοδο $t-1$) και N_t είναι η εισροή εργασίας την περίοδο t . Το αρχικό απόθεμα κεφαλαίου της οικονομίας, K_0 , δίνεται. Επιτρέπουμε τις προσωρινές αλλαγές στη συνολική παραγωγικότητα μέσω του παράγοντα A_t . Οι μόνιμες διακυμάνσεις, X_t , της τεχνολογίας είναι περιορισμένες να είναι στην παραγωγικότητα της εργασίας.

Συσσώρευση κεφαλαίου:

Το απόθεμα κεφαλαίου εξελίσσεται σύμφωνα με :

$$K_{t+1} = (1 - \delta_K) K_t + I_t, \quad (3)$$

Όπου I_t είναι η ακαθάριστη επένδυση και δ_K είναι το ποσοστό απόσβεσης για το κεφάλαιο.

Περιορισμοί των πόρων:

Σε κάθε περίοδο t , κάθε άτομο αντιμετωπίζει δυο πηγές περιορισμών που δίνονται από τις σχέσεις:

$$L_t + N_t \leq 1, \quad C_t + I_t \leq Y_t, \quad (4)$$

Υπάρχουν επίσης οι περιορισμοί μη αρνητικότητας για τις μεταβλητές I_t , N_t , C_t , και K_t .

4.6 Προσδιοριστική και στοχαστική τάση

Η τάση που παρουσιάζουν πολλές χρονολογικές σειρές, κυρίως μακροοικονομικές μεταβλητές, συνεπάγεται την μη στασιμότητα των χρονολογικών αυτών σειρών. Η τάση μπορεί να είναι είτε προσδιορισμένη, δηλαδή μη στοχαστική, είτε να έχει στοχαστική φύση. Οι δυο αυτές μορφές συνεπάγονται ουσιαστικές διαφορές, οι οποίες έχουν να κάνουν κατά κύριο λόγο με τις επιπτώσεις που ασκούν οι βραχυχρόνιες τυχαίες διαταραχές (shocks) στη μακροχρόνια πορεία τους. Έτσι η πρώτη μορφή τάσης συνεπάγεται ότι μια τυχαία διαταραχή θα έχει παροδικές επιπτώσεις στο μακροχρόνιο επίπεδο της χρονολογικής σειράς, ενώ η δεύτερη μορφή τάσης συνεπάγεται μόνιμες επιπτώσεις. Τα θέματα αυτά αποκτούν ιδιαίτερη βαρύτητα στα πλαίσια άσκησης οικονομικής πολιτικής. Για παράδειγμα, έστω ότι η χρονολογική σειρά του προϊόντος παρουσιάζει ανοδική μακροχρόνια τάση, που καθιστά την σειρά μη στάσιμη. Σε μια τέτοια περίπτωση υποθέτουμε ότι η οικονομία (μετρούμενη με το ΑΧΠ) ακολουθεί μια σταθερή και ανοδική μακροχρόνια πορεία και ότι οποιεσδήποτε βραχυχρόνιες διαταραχές εξαλείφονται μετά από λίγες περιόδους αφήνοντας αμετάβλητη την πορεία της σειράς, η οποία ακολουθεί την τάση της. Αντίθετα, η υπόθεση ύπαρξης μιας στοχαστικής τάσης στα στοιχεία του ΑΧΠ θα σήμαινε ότι μια τυχαία διαταραχή θα επιφέρει μεταβολή της μακροχρόνιας πορείας του ΑΧΠ. Πράγματι, η θεωρία των πραγματικών οικονομικών κύκλων (real business cycle theory) προβλέπει ότι μια τυχαία τεχνολογική καινοτομία μπορεί να οδηγήσει σε μόνιμη άνοδο του μακροχρόνιου επιπέδου του πραγματικού προϊόντος.

Γνωρίζουμε τις επιπτώσεις της τεχνολογικής αλλαγής πάνω στην εργασία για το βασικό νεοκλασικό μοντέλο. Συγκεκριμένα κάτω από την υπόθεση ότι ο δείκτης της εργασίας προσαυξημένος με τις τεχνολογικές συνθήκες (X_t) μεγεθύνεται με μια σταθερή αναλογία ($X_{t+1}/X_t = \gamma_X$) όλες οι μεταβλητές ποσότητας έχουν μια κοινή προσδιοριστική τάση. Έτσι η κατανάλωση, επένδυση και παραγωγή είναι η κάθε μια το άθροισμα μιας κοινής προσδιοριστικής τάσης και ενός στάσιμου στοχαστικού συστατικού. Σε ορολογία των Nelson και Plosser (1982), το βασικό νεοκλασικό

μοντέλο συμπαιρνεί ότι οι χρονολογικές σειρές της κατανάλωσης, επένδυσης και παραγωγής είναι στάσιμες ως προς την τάση (ο όρος αυτός σημαίνει ότι δεν είναι μεγάλη η διαφορά π.χ. μεταξύ της πραγματικής παραγωγής και μιας προσδιοριστικής τάσης).

Αλλά οι Nelson και Plosser (1982) παρουσίασαν αποδείξεις ότι πολλές μακροοικονομικές σειρές- περιλαμβανομένου της κατανάλωσης, επένδυσης και παραγωγής- μπορεί να μην είναι στάσιμες ως προς την τάση, δηλαδή ότι έχουν ένα μόνιμο χαρακτήρα. Δηλαδή ασχολήθηκαν με το ερώτημα εάν οι διακυμάνσεις έχουν ένα έμμονο συστατικό. Η ιδέα πίσω από τον έλεγχο τους είναι εννοιολογικά απλή, αν οι μεταβολές της παραγωγής αποτελούν διακυμάνσεις γύρω από μια προσδιοριστική τάση, τότε η αύξηση της παραγωγής θα τείνει να είναι μικρότερη από την κανονική, όταν η παραγωγή βρίσκεται πάνω από αυτή την τάση, και μεγαλύτερη από την κανονική όταν βρίσκεται κάτω από αυτή την τάση. Που σημαίνει μελέτη μιας παλινδρόμησης της μορφής:

$$\Delta \ln y_t = \alpha + b\{\ln y_{t-1} - [\alpha + \beta(t-1)]\} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Όπου $\ln y$ είναι ο λογάριθμος του πραγματικού GDP, $\alpha + \beta t$ είναι η πορεία της τάσης και ε_t είναι μηδενικός μέσος διαταρακτικός όρος που δεν συσχετίζεται με το $\ln y_{t-1} - [\alpha + \beta(t-1)]$. Ο όρος $\ln y_{t-1} - [\alpha + \beta(t-1)]$ εκφράζει την διαφορά ανάμεσα στον λογάριθμο του προϊόντος και την τάση κατά την περίοδο $t-1$. Έτσι εάν το προϊόν επαναπροσεγγίζει την τάση, τότε το b είναι αρνητικό, εάν όχι τότε το b είναι μηδέν. Μπορούμε να ξαναγράψουμε την (1) ως:

$$\Delta \ln y_t = a' + \beta' t + b \ln y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Όπου $a' \equiv \alpha - b\alpha + b\beta$ και $\beta' \equiv -b\beta$. Έτσι προκειμένου να εκλεχθεί η επάνοδος της παραγωγής στην τάση, έναντι της υπόθεσης των έμμονων διαταραχών, χρειάζεται μόνο να εκτιμήσουμε την (2) και να ελέγξουμε αν $b=0$. Σημειώστε ότι με αυτή την έκφραση, η μηδενική υπόθεση (null hypothesis) θεωρεί ότι το προϊόν δεν επανακάμπτει στην τάση. Τυπικά, η μηδενική υπόθεση λέει ότι το προϊόν είναι μη στάσιμο ή ότι έχει μοναδιαία ρίζα. Η αντίθετη διατύπωση υποστηρίζει ότι είναι στάσιμο ως προς την τάση.

Ειδικότερα, χρησιμοποιώντας τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας των Dickey και Fuller (1979) οι Nelson και Plosser έδειξαν ότι δεν μπορούν να απορρίψουν την υπόθεση ότι πολλές μακροοικονομικές χρονολογικές σειρές είναι συνολοκληρωμένες στοχαστικές διαδικασίες των οποίων οι πρώτες διαφορές είναι στάσιμες και

αντιστρέψιμες. Συγκεκριμένα εκτίμησαν εξισώσεις λίγο πιο σύνθετες από την (2) για το πραγματικό GDP, τη βιομηχανική παραγωγή και την απασχόληση των ΗΠΑ. Διαπίστωσαν ότι οι εκτιμήσεις των OLS για το b βρίσκονται ανάμεσα στο $-0,1$ και το $-0,2$, με τις στατιστικές t να κυμαίνονται από $-2,5$ ως $-3,0$. όλες αυτές είναι αρκετά μικρότερες από την ορθή κρίσιμη τιμή 5 τοις εκατό του $-3,45$. Βασιζόμενοι σ' αυτήν και σε άλλες ενδείξεις καταλήγουν στο ότι δεν μπορεί κανείς να απορρίψει την μηδενική υπόθεση ότι οι διακυμάνσεις έχουν ένα μόνιμο χαρακτήρα.

Εντός της κατηγορίας γραμμικών μοντέλων χρονολογικών σειρών της μορφής αυτοπαλίνδρομου κινητού μέσου [wold (1938), Box and Jenkins (1970)] η υπόθεση ότι οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες υπονοεί μια ιδιαίτερη κατηγορία παραμετρικών μορφών. Για παράδειγμα εάν ο λογάριθμος της τεχνολογίας είναι μια στάσιμη διαφορών στοχαστική διαδικασία τότε θα έχει την γενική μορφή:

$$\varphi(B) (1-B)\log(X_t) = \log(\gamma_x) + \theta(B) \varepsilon_t,$$

όπου B είναι τελεστής υστέρησης και $\varphi(B)$ και $\theta(B)$ είναι πολυώνυμα στο B του οποίου οι ρίζες είναι έξω από τον μοναδιαίο κύκλο (γενικότερα οι στάσιμες διαδικασίες έχουν ρίζες έξω από τον μοναδιαίο κύκλο). Σ' αυτήν την κατηγορία της συνολοκληρωμένης στοχαστικής διαδικασίας οι Beveridge και Nelson (1981) έδειξαν ότι οι χρονολογικές σειρές $\log(X_t)$ μπορούν να διασπαστούν σε δυο συστατικά : ένα μόνιμο συστατικό το οποίο είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση (η στοχαστική τάση) και μια στάσιμη στοχαστική διαδικασία. Η στοχαστική τάση μπορεί να οριστεί ως :

$$\log(X_t^p) = \log(X_0) + t \log(\gamma_x) + \sum_{i=0}^t \varepsilon_{t-i}^p$$

όπου ε_t^p είναι ανάλογο προς το ε_t . Το σημείο κλειδί της στοχαστικής τάσης είναι ότι οι διαταραχές στην στοχαστική τάση στο χρόνο t , ε_t^p έχουν αποτέλεσμα μια μόνιμη μετατόπιση στο επίπεδο του $\log(X_t^p)$ και έτσι του $\log(X_t)$.

Η μεθοδολογία για την μέτρηση των κυκλικών κινήσεων την οποία προτείνουν οι Stephen Beveridge και Charles R. Nelson (1981) βασίζεται στο γεγονός ότι οποιαδήποτε χρονολογική σειρά η οποία παρουσιάζει μη στασιμότητα συνηθισμένο φαινόμενο σε οικονομικές χρονολογικές σειρές, μπορεί να διασπαστεί σε δυο στοιχεία, μια στάσιμη σειρά και έναν τυχαίο περίπατο. Το στάσιμο τμήμα το οποίο ονομάζουν κυκλικό στοιχείο είναι η προαναγγελία της ορμής της σειράς σε

κάθε σημείο του χρόνου. Ο τυχαίος περίπατος είναι απλά το μέσο σημείο της προβλεπόμενης κατανομής για την μελλοντική πορεία της σειράς.

Ένας μεγάλος αριθμός μελετών έχει δείξει τις τελευταίες δεκαετίες ότι πολλές οικονομικές χρονολογικές σειρές αντιπροσωπεύεται καλά από την κατηγορία των μη στάσιμων ARIMA διαδικασιών για τις οποίες οι πρώτες διαφορές είναι μια στάσιμη διαδικασία μορφής αυτοπαλίνδρομου κινητού μέσου. Μια τέτοια διαδικασία είναι στην πραγματικότητα η συσσώρευση των αλλαγών που έχουν συμβεί και γενικά είναι αυτοσυσχετιζόμενη και έχει θετική μέση τιμή.

Ορίζουμε τις παρατηρήσεις τις μη στάσιμης σειράς ως z_t και τις πρώτες διαφορές ως w_t έτσι ώστε $w_t = z_t - z_{t-1}$ εάν η w_t 's είναι στάσιμη δηλαδή έχει διακύμανση γύρω από έναν σταθερό μέσο και μια σταθερή autocovariance δομή τότε σύμφωνα με το θεώρημα διάσπασης του Wold (1938) η w_t μπορεί να γραφτεί:

$$w_t = \mu + \varepsilon_t + \lambda_1 \varepsilon_{t-1} + \dots, \quad (1)$$

όπου μ είναι ο μακροχρόνιος μέσος της σειράς w_t , το λ_i είναι ο σταθερός και το ε_t 's είναι ασυσχέτιστες τυχαίες διακυμάνσεις με μέσο μηδέν και διακύμανση σ^2 . Το ε_t 's συχνά αναφέρεται και ως καινοτομίες λόγω του ότι είναι το τμήμα του w_t και του z_t το οποίο δεν είναι προβλέψιμο από το παρελθόν. Η έννοια της διάσπασης του z_t γίνεται με την εξέταση της σχέσης της τρέχουσας τιμής του z_t για να προβλέψει την μελλοντική τιμή. Στο πλαίσιο μας, το σχεδιάγραμμα πρόβλεψης παίρνει τη θέση μιας προσδιοριστικής τάσης ως σημείο αναφοράς των επιδόσεων για τη θέση της σειράς και άρα για την μέτρηση του κυκλικού συστατικού. Η προσδοκία του z_{t+k} υπό όρους στα στοιχεία για το z_t μέσω του χρόνου t ορίζεται ως $\tilde{z}_t(k)$ και δίνεται από την σχέση:

$$\begin{aligned} \tilde{z}_t(k) &= E(z_{t+k} | \dots, z_{t-1}, z_t) \\ &= z_t + E(w_{t+1} + \dots + w_{t+k} | \dots, w_{t-1}, w_t) \\ &= z_t + \hat{w}_t(1) + \dots + \hat{w}_t(k), \quad (2) \end{aligned}$$

δεδομένου ότι τα z_t 's μπορούν να εκφραστούν ως συσσωρεύσεις των w_t 's. Από την (1) είναι εύκολο να δούμε ότι η πρόβλεψη του w_{t+1} στον χρόνο t είναι:

$$\begin{aligned} \hat{w}_t(1) &= \mu + \lambda_1 \varepsilon_t + \lambda_2 \varepsilon_{t-1} + \dots \\ &= \mu + \sum_{j=1}^{\infty} \lambda_j \varepsilon_{t-j}, \quad (3) \end{aligned}$$

αφού οι μελλοντικές διαταραχές ε_{t+1} είναι άγνωστες αλλά έχουν την προσδοκία μηδέν. Αντικαθιστώντας την (3) στην (2) έχουμε και υποθέτοντας μακροχρόνια πρόβλεψη έχουμε:

$$\tilde{Z}_t(k) \approx k\mu + z_t + (\Sigma_1^\infty \lambda_i)\varepsilon_t + (\Sigma_2^\infty \lambda_i)\varepsilon_{t-1} + \dots \quad (4)$$

Είναι προφανές ότι η πρόβλεψη τείνει ασυμπτωτικά σε μια γραμμική συνάρτηση σε ορίζοντα k περιόδων με κλίση ίση με μ , το ποσοστό κλίσης της σειράς, και ένα “επίπεδο” το οποίο είναι στοχαστική διαδικασία. Ερμηνεύουμε αυτό το επίπεδο ως το **μόνιμο** ή συστατικό **τάσης**. Ορίζοντας αυτό το επίπεδο ως \tilde{z} έχουμε:

$$\tilde{z}_t = z_t + (\Sigma_1^\infty \lambda_i)\varepsilon_t + (\Sigma_2^\infty \lambda_i)\varepsilon_{t-1} + \dots \quad (5)$$

το οποίο για να αποδείξουμε ότι είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση μ αρκεί να δείξουμε ότι η πρώτη διαφορά του \tilde{z}_t είναι μ συν έναν μη αυτοσυσχετισμένο θόρυβο. Οπότε παίρνοντας τις πρώτες διαφορές τις (5) έχουμε:

$$\tilde{z}_t - \tilde{z}_{t-1} = w_t + (\Sigma_1^\infty \lambda_i)\varepsilon_t - (\lambda_1\varepsilon_{t-1} + \lambda_2\varepsilon_{t-2} + \dots), \quad (6)$$

και σύμφωνα με την (1)

$$\tilde{z}_t - \tilde{z}_{t-1} = \mu + (\Sigma_0^\infty \lambda_i)\varepsilon_t, \quad \lambda_0 \equiv 1 \quad (7)$$

Έτσι αφού το ε_t είναι τυχαίο εξ ορισμού, το μόνιμο συστατικό \tilde{z}_t είναι πράγματι ένας τυχαίος περίπατος με ποσοστό κλίσης ίσο με μ και μια μη-αυτοσυσχετιζόμενη καινοτομία ίση με $(\Sigma_0^\infty \lambda_i)\varepsilon_t$. Συνοψίζοντας έχουμε διαπιστώσει ότι το προφίλ της πρόβλεψης προσεγγίζει μια γραμμική πορεία όπως επεκτείνεται στο μέλλον και έχουμε ορίσει το μόνιμο συστατικό της σειράς ως την τιμή που η σειρά θα είχε εάν ήταν σε εκείνο το μακροχρόνιο σημείο στο τρέχον χρονικό διάστημα. Δηλαδή το μόνιμο συστατικό είναι η μακροχρόνια πρόβλεψη της σειράς προσαρμοσμένη για το μέσο ποσοστό αλλαγής της και δείξαμε ότι ακολουθεί τυχαίο περίπατο.

Μια σημαντική παρατήρηση είναι ότι η διακύμανση της καινοτομίας του μόνιμου συστατικού είναι $(\Sigma_0^\infty \lambda_i)^2 \sigma^2$ η οποία μπορεί να είναι μεγαλύτερη ή μικρότερη από σ^2 , την διακύμανση της καινοτομίας ε_t των παρατηρήσεων των δεδομένων z_t .

4.7 Κοινές τάσεις (*common trends*)

Στην ενότητα αυτή θα εξηγήσουμε τον όρο κοινή τάση (*common trend*). Οι Stock και Watson έχουν πει σε άρθρο τους (1988) ότι συνολοκληρωμένες

χρονολογικές σειρές μοιράζονται τουλάχιστον μια κοινή τάση. Υπάρχουν πολλές εμπειρικές αποδείξεις ότι πολλές μακροοικονομικές μεταβλητές περιγράφονται καλά από ένα ARIMA μοντέλο, έτσι παίρνοντας πρώτες διαφορές (ή και παραπάνω) παράγονται σειρές οι οποίες εμφανίζονται να είναι στάσιμες διακύμανσης. Είναι όμως λιγότερο ξεκάθαρο, ποιοι μετασχηματισμοί πρέπει να γίνουν στα δεδομένα των πολυμεταβλητών μοντέλων, αφού ο αριθμός των μοναδιαίων ριζών που περιέχονται μπορεί να είναι μικρότερος από το άθροισμα του αριθμού των μοναδιαίων ριζών που βρίσκεται σε κάθε μια από τις ατομικές (συστατικές) σειρές που αποτελείται. Ισοδύναμα αυτό σημαίνει ότι αν και κάθε ατομική σειρά μπορεί να περιέχει μια στοχαστική τάση, σε μια διανυσματική διαδικασία αυτές οι στοχαστικές τάσεις μπορεί να είναι κοινές σε αρκετές από τις μεταβλητές. Οι Stock και Watson ανέπτυξαν μια διαδικασία όπου X_t είναι ένα $n \times 1$ διάνυσμα των μεταβλητών των χρονολογικών σειρών που αποτελείται και η μηδενική υπόθεση είναι ότι έχει $K \leq n$ κοινές στοχαστικές τάσεις έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι έχει $m < K$ κοινές τάσεις. Υποτίθεται ότι κάθε συστατικό του X_t είναι ολοκληρωμένο πρώτης τάξης, αλλά υπάρχουν $n-K$ γραμμικοί συνδυασμοί του X_t που είναι ολοκληρωμένοι μηδενικής τάξης. Εάν ο στάσιμος γραμμικός συνδυασμός είναι $a'X_t$ τότε οι στήλες του a ορίζουν τα συνολοκληρωμένα διανύσματα του X_t .

Πιο απλά εάν δυο μεταβλητές έστω $I(1)$ είναι συνολοκληρωμένες, τότε υπάρχει κάποιος γραμμικός συνδυασμός αυτών ο οποίος είναι $I(0)$. Η διαίσθηση θα μάς έλεγε ότι ο γραμμικός συνδυασμός δεν δημιουργεί μυστηριωδώς μια καλά - συμπεριφερόμενη νέα μεταβλητή, μάλλον, κάτι που υπάρχει στις αρχικές μεταβλητές πρέπει να λείπει από την τελική (την άθροιση των δυο σε μια). Έστω το παράδειγμα, υποθέστε ότι δυο $I(1)$ μεταβλητές έχουν γραμμική τάση.

$$Y_{1t} = a + bt + u_t,$$

$$Y_{2t} = \gamma + \delta t + v_t,$$

Όπου v_t και u_t είναι λευκός θόρυβος. Ένας γραμμικός συνδυασμός των Y_{1t} και Y_{2t} με διάνυσμα $(1, \theta)$ παράγει μια καινούρια μεταβλητή την Z

$$Z_t = (\alpha + \theta\gamma) + (\beta + \theta\delta)t + u_t + \theta v_t,$$

Η οποία είναι ακόμα $I(1)$. Ο μόνος τρόπος η σειρά να είναι στάσιμη είναι εάν $\theta = -\beta/\delta$. Σε αυτή την περίπτωση, η επίδραση του συνδυασμού των δύο μεταβλητών είναι να αφαιρεθεί η κοινή γραμμική τάση, όπου είναι η βάση της ανάλυσης του προβλήματος των Stock και Watson(1988). Ο μόνος τρόπος οι Y_{1t} και Y_{2t} να είναι συνολοκληρωμένες είναι εάν έχουν μια κοινή τάση κάποιου είδους. Για να

συνεχίσουμε, υποθέστε ότι αντίθετα από γραμμική τάση t , οι όροι στη δεξιά πλευρά y_1 και y_2 είναι συναρτήσεις ενός τυχαίου περιπάτου, $w_t = w_{t-1} + n_t$, όπου n_t είναι λευκός θόρυβος. Η ανάλυση είναι ίδια. Με την διαφορά ότι τώρα η κάθε μεταβλητή έχει το δικό της συστατικό τυχαίου περιπάτου w_{it} , με $i = 1, 2$, οποιοσδήποτε γραμμικός συνδυασμός των Y_{1t} και Y_{2t} πρέπει να συμπεριλάβει και τους δύο τυχαίους περιπάτους. Άρα είναι ξεκάθαρο ότι δεν μπορεί να είναι συνολοκληρωμένες εκτός και εάν $w_{1t} = w_{2t}$. Δηλαδή άλλη μια φορά, πρέπει να έχουν μια κοινή τάση. Τελικά υποθέστε ότι Y_{1t} και Y_{2t} μοιράζονται 2 κοινές τάσεις

$$Y_{1t} = a + bt + \lambda w_t + u_t,$$

$$Y_{2t} = \gamma + \delta t + \pi w_t + v_t,$$

Δεν βάζουμε κανέναν περιορισμό σε λ και π . κατόπιν, με λίγο χειρισμό θα δούμε ότι δεν είναι δυνατό να βρεθεί ένας γραμμικός συνδυασμός των Y_{1t} και Y_{2t} ο οποίος να είναι συνολοκληρωμένος ακόμα και εάν μοιράζονται κοινές τάσεις. Το τελικό αποτέλεσμα για αυτό το παράδειγμα είμαι ότι εάν οι Y_{1t} και Y_{2t} είναι συνολοκληρώσιμες, θα πρέπει να μοιράζονται ακριβώς μία κοινή τάση. Όπως οι Stock και Watson καθόρισαν τα προηγούμενα είναι το επίκεντρο της συνολοκλήρωσης των οικονομικών μεταβλητών. Ένα σύνολο από M μεταβλητές οι οποίες είναι συνολοκληρώσιμες μπορεί να γραφτεί ως ένα στάσιμο τμήμα συν γραμμικούς συνδιασμούς από ένα μικρότερο σύνολο κοινών τάσεων. Εάν ο βαθμός συνολοκλήρωσης του συστήματος είναι r , κατόπιν μπορεί να υπάρξει μέχρι $M-r$ γραμμικές τάσεις και $M-r$ κοινή τυχαίοι περιπάτοι. Σε ένα διμεταβλητό σύστημα μπορεί να υπάρχει μόνο κοινή τάση συνολικά. Η επίδραση της συνολοκλήρωσης είναι να καθαρίσει αυτές τις κοινές τάσεις από την συνισταμένη των μεταβλητών.

4.8 VAR

Το υπόδειγμα VAR έχει την μορφή:

$$Y_t = \mu + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

Το VAR έχει χρησιμοποιηθεί πρώτιστα στην μακροοικονομία. Στην αρχή της ανάπτυξης τους, υποστηρίχτηκε από μερικούς συγγραφείς Sims(1980), Litterman (1979, 1986) ότι τα VAR προβλέπανε καλύτερα από το είδος των μοντέλων των αλληλοεξαρτώμενων εξισώσεων. Κάποιος θα μπορούσε να υποστηρίξει ότι εφόσον το μ περιλαμβάνει τις τρέχουσες παρατηρήσεις στις (αληθινά) σχετικές εξωγενείς μεταβλητές, το VAR είναι απλά μια overfit μειούμενη μορφή από κάποιο μοντέλο αλληλοεξαρτώμενων εξισώσεων. Το overfitting αναφέρεται στα αποτελέσματα από

τον πιθανό συνυπολογισμό περισσότερων υστερήσεων από ότι θα ήταν κατάλληλο στο αρχικό μοντέλο. Από την άλλη πλευρά, μια από τις αρετές των VAR είναι ότι προλαμβάνει μια απόφαση για το ποιες μεταβλητές είναι εξωγενείς, αφού περιλαμβάνει μόνο υστερημένες μεταβλητές στη δεξιά πλευρά οι οποίες είναι όλες ενδογενείς.

Τα μεγάλα μοντέλα των αλληλοεξαρτώμενων εξισώσεων του 1950 και 1960 βασίστηκαν σε ένα θεωρητικό υπόβαθρο το οποίο δεν είχε αποδειχτεί ικανοποιητικό. Π.χ το Κευνσιανό μοντέλο δομημένων εξισώσεων περιέγραφε ένα σύνολο αποφάσεων (κατανάλωση, επένδυση) που φαίνεται αόριστα να μιμείται την ατομική συμπεριφορά. Πρακτικά, ο υψηλός πληθωρισμός και η υψηλή αεργία του 1970 ήταν πολύ άσχημες προβλέψεις του Κευνσιανού μοντέλου. Η πιο σκληρή κριτική της προσέγγισης των μοντέλων αλληλοεξαρτημένων εξισώσεων ήρθε από τον Lukas (1976), όπου αμφισβητούσε ότι οι παράμετροι των κανόνων απόφασης (“decision rules”), που ενσωματώνονταν στο σύστημα των δομημένων εξισώσεων, δεν παρέμεναν σταθεροί όταν οι οικονομικές πολιτικές άλλαζαν. Όλα αυτά οδήγησαν τους ερευνητές σε συστήματα με λιγότερες αλληλοεξαρτημένες εξισώσεις για πρόβλεψη, δηλαδή στα VAR, τα οποία αποδείχτηκαν το ίδιο καλά αν όχι και καλύτερα στις προβλέψεις τους. Επιπλέον εκτός από την πρόβλεψη τα VAR χρησιμοποιήθηκαν για δυο επιπλέον λόγους, εξετάζουν την αιτιότητα κατά Granger και μελετούν τις επιδράσεις των πολιτικών μέσω χαρακτηριστικών ώθησης – αντίδρασης.

Τα πλεονεκτήματα του VAR είναι :

- Όλες οι μεταβλητές του υποδείγματος είναι ενδογενείς.
- Η εκτίμηση του συστήματος είναι απλή αφού κάθε εξίσωση του υποδείγματος μπορεί να εκτιμηθεί με την OLS.
- Οι προβλέψεις με το υπόδειγμα VAR είναι καλύτερες εκείνων που παίρνουμε από τα συστήματα των αλληλοεξαρτημένων εξισώσεων.

Τα μειονεκτήματα του υποδείγματος VAR είναι:

- Από οικονομικής πλευράς είναι αρκετά δύσκολο να ερμηνευθούν οι εκτιμήσεις των συντελεστών του υποδείγματος. Για αυτόν τον λόγο οι υποστηρικτές του VAR εκτιμούν τις συναρτήσεις των αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response function). Αυτή η

διαδικασία προσδιορίζει τις αντιδράσεις που προέρχονται από διαταραχές από συγκεκριμένες μεταβλητές του συστήματος (π.χ. το διαταρακτικό όρο μιας εξίσωσης του συστήματος). Αυτές οι μεταβλητές μπορούν να επηρεάσουν τόσο τις ενδογενείς μεταβλητές, όσο και τις χρονικές υστερήσεις αυτών των μεταβλητών.

- Ένα άλλο μειονέκτημα είναι η επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων
- Τέλος, στην περίπτωση που οι χρονολογικές σειρές δεν είναι στάσιμες, όπως το υπόδειγμα υποθέτει, τότε απαιτείται η μετατροπή τους σε στάσιμες.

4.9 Τι εννοούμε με τον όρο διαταραχή (shock)

Οι προσεγγίσεις που χρησιμοποιήθηκαν σε άλλα άρθρα γύρω από το θέμα των διαταραχών (shocks) συνοψίζονται παρακάτω.

Οι Olivier Jean Blanchard και Danny Quah (1989) υπέθεσαν την ύπαρξη δυο τύπων διαταραχών. Ερμήνευσε τις διαταραχές που έχουν μια προσωρινή επίδραση στην παραγωγή ως διαταραχές ζήτησης και εκείνες που έχουν μια μόνιμη επίδραση ως διαταραχές προσφοράς. Οι διαταραχές ζήτησης έχουν κυρτό σχήμα (hump-shaped, δηλαδή σχήμα καμπούρας) στη γραφική παράσταση (με κάθετο άξονα τον λογάριθμο της παραγωγής και το ποσοστό της ανεργίας και στον οριζόντιο άξονα τον χρόνο σε τρίμηνα), στην επίδρασή τους στην παραγωγή και την ανεργία η οποία εξαφανίζεται μετά από 2-3 χρόνια αφού έχει φτάσει στην κορυφή μετά από 1 χρόνο. Και η επίδραση των διαταραχών προσφοράς αυξάνει σταθερά με τον χρόνο για να φτάσει σε κορυφή μετά από σχεδόν 2 χρόνια και να σταθεροποιηθεί μετά από 5 χρόνια. Δηλαδή η διαταραχή ζήτησης δεν έχει μακροχρόνια επίδραση στην ανεργία και την παραγωγή ενώ η διαταραχή προσφοράς δεν έχει μακροχρόνια επίδραση στην ανεργία αλλά μπορεί να έχει στην παραγωγή.

Οι Campell και Mankiw (1987 b) υπέθεσαν και αυτοί την ύπαρξη δυο τύπων διαταραχών την “τάση” και τις “κυκλικές” διαταραχές οι οποίες υπέθεσε ότι είναι ασυσχέτιστες μεταξύ τους. Ο προσδιοριστικός τους προσδιορισμός συνεπάγεται για τις διακυμάνσεις τάσεις ότι δεν έχουν επίδραση στην ανεργία. Έτσι το άρθρο προχωράει παρακάτω και συμπαιρνεί ότι η υπόθεση της μηδενικής συσχέτισης μεταξύ κυκλικών και συστατικών τάσεις είναι μη ελκυστική. Εάν οι δυο διαταραχές

τους ερμηνευθούν ως διαταραχές προσφοράς και ζήτησης αντίστοιχα (σε όρους Blanchard και Danny Quah) τότε ο προσδιοριστικός τους προσδιορισμός ότι οι διαταραχές προσφοράς δεν επιδρούν στη ανεργία είναι επίσης μη ελκυστικός.

Ο Clark (1987) επίσης υποθέτει την ύπαρξη των δυο διαταραχών της “τάσεις” και την “κυκλική” και επίσης υποθέτει ότι οι διαταραχές τάσεις δεν επιδρούν στην ανεργία αλλά επιτρέπει μια ταυτόχρονη συσχέτιση μεταξύ διαταραχών τάσεις και κυκλικών. Παρότι αυτό αποτελεί μια βελτίωση σε σχέση με την εργασία των Campbell και Mankiw ακόμα παραμένουν περιορισμένες οι δυναμικές επιδράσεις των διαταραχών πάνω στην παραγωγή και την ανεργία.

Τέλος ένα άρθρο που είναι πιο κοντά σ’ αυτό των Olivier Jean Blanchard και Danny Quah είναι του Evans (1987) ο οποίος υπέθεσε δυο είδη διαταραχών , τις διαταραχές “ανεργίας” και “παραγωγής” οι οποίες μπορούν να ερμηνευθούν ως διαταραχές προσφοράς και ζήτησης αντίστοιχα σε όρους Olivier Jean Blanchard και Danny Quah. Και αυτός υποστηρίζει ότι ούτε η διαταραχή προσφοράς ούτε της ζήτησης έχουν μακροχρόνια επίδραση πάνω στην ανεργία αλλά και οι δυο διαταραχές ίσως έχουν μακροχρόνια επίδραση πάνω στο επίπεδο της παραγωγής.

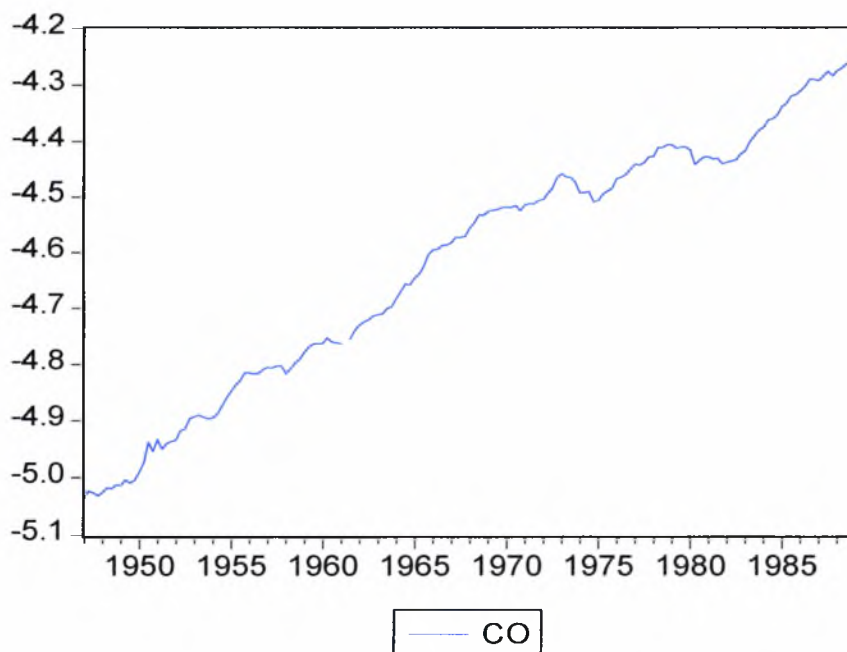
5. ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Τα δεδομένα είναι τριμηνιαίες παρατηρήσεις των ΗΠΑ στις μεταβλητές της προσφοράς χρήματος M_2 , του πληθωρισμού D_p και του βραχυπρόθεσμου επιτοκίου R . Οι τρεις πραγματικές μεταβλητές είναι οι λογάριθμοι των κατά κεφαλήν δαπανών κατανάλωσης (co), της κατά κεφαλή ακαθάριστης ιδιωτικής επένδυσης (in) και το κατά κεφαλή ιδιωτικό ακαθάριστο εθνικό προϊόν. Για την μέτρηση της προσφοράς χρήματος χρησιμοποιείται το M_2 , το επιτόκιο R είναι το τριμηνιαίο επιτόκιο των Αμερικανικών ομολόγων. Τις παλινδρομήσεις με τις πραγματικές μεταβλητές τις τρέξαμε για το διάστημα 1949:01 – 1988:04, ενώ στις παλινδρομήσεις που περιλαμβάνονται και ονομαστικές μεταβλητές τις τρέξαμε στο διάστημα 1954:01-1988:04 για να αποφύγουμε περιόδους με ελέγχους τιμών και τον πόλεμο της Κορέας.

6. ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

6.1 Ολοκλήρωση και συνολοκλήρωση- ιδιότητες των δεδομένων

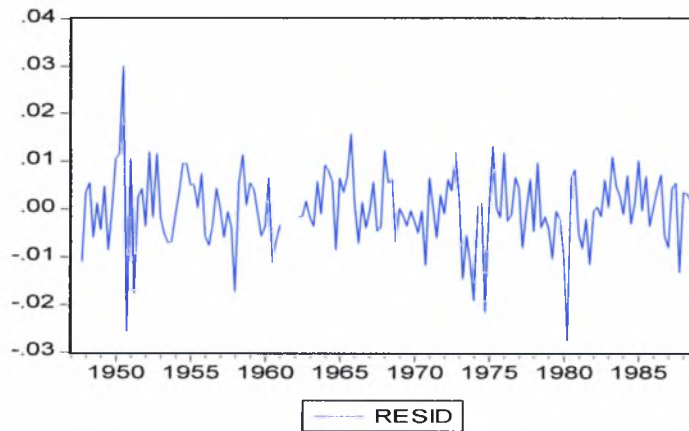
Καταρχήν παρουσιάζουμε το γράφημα της μεταβλητής κατανάλωση (co), από όπου μπορούμε να βγάλουμε ένα πρώτο συμπέρασμα για την ύπαρξη στασιμότητας ή όχι της χρονολογικής σειράς. Βλέπουμε ότι υπάρχει ανοδική τάση τουλάχιστον ως προς τον μέσο της σειράς άρα θα πρόκειται για μη στάσιμη σειρά όπως συνηθίζεται με τις οικονομικές χρονολογικές σειρές.



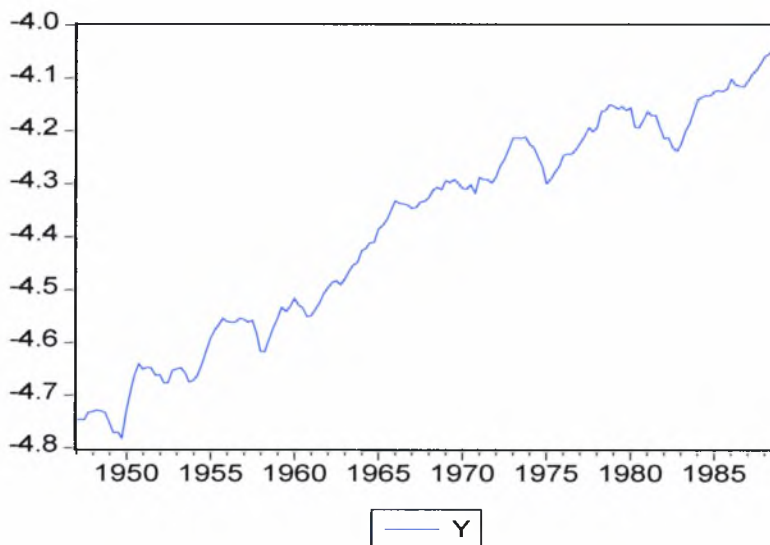
Ο έλεγχος στασιμότητας για την μεταβλητή κατανάλωση (co) μπορεί να γίνει καταρχήν με την συνάρτηση αυτοσυσχέτισης μέσω του κορροελλογράμματος (σε επίπεδα). Το χαρακτηριστικό γνώρισμα σ' αυτό το correlogram είναι ότι οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης σε διάφορες υστερήσεις είναι πολύ υψηλοί. Ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης ξεκινάει με μια πολύ υψηλή τιμή 0,978 (βλέπε παράρτημα) και μειώνεται πολύ αργά προς το μηδέν όσο οι υστερήσεις αυξάνουν. Άρα πρόκειται για μη στάσιμη σειρά. Αυτό το διαπιστώνουμε και με την στατιστική Q των Box και Pierce, η στατιστική αυτή χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της συνδυαστικής υπόθεσης ότι όλοι οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης είναι μηδέν. Η στατιστική Q ακολουθεί την X^2 κατανομή, αν $Q > X^2$ η χρονολογική σειρά δεν είναι στάσιμη. Πράγματι δεν είναι στάσιμη αφού $162,75 > 61,526$ (για $\alpha=0,05$ και 36 υστερήσεις).

Αν κάνουμε τον ίδιο έλεγχο αλλά τώρα παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής consume βλέπουμε ότι είναι στάσιμη αφού οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης για διάφορες υστερήσεις είναι γύρω στο μηδέν (βλέπε παράρτημα).

Επίσης μπορούμε να κάνουμε και τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας για την ύπαρξη ή όχι στασιμότητας, καταρχήν σε επίπεδα και για 5 υστερήσεις (αφού είχε το μικρότερο Akaike). Τα αποτελέσματα με το Augmented Dickey-Fuller test statistic είναι: -1,9217 ενώ οι κριτικές τιμές σε επίπεδα 1%, 5% και 10% είναι αντίστοιχα -4,018, -3,439, -3,143. Άρα επειδή το 1,92 είναι μικρότερο σε απόλυτη τιμή από οποιαδήποτε κριτική τιμή σε οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας, συμπεραίνουμε ότι δεν είναι στάσιμη. Επίσης από τα αποτελέσματα διαπιστώσαμε ότι δεν χρειάζεται να βάλουμε τάση αφού ο συντελεστής ήταν στατιστικά ασήμαντος. Αν πάρουμε τώρα τις πρώτες διαφορές με σταθερό μόνο και για 5 υστερήσεις έχουμε t-statistic ίσο με -5,12, ενώ οι κριτικές τιμές σε επίπεδα 1%, 5% και 10% είναι αντίστοιχα -3,47, -2,88, -2,57 (βλέπε παράρτημα πίνακας 1). Επειδή το 5,12 είναι μεγαλύτερο σε απόλυτη τιμή από οποιαδήποτε κριτική τιμή σε οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας, συμπεραίνουμε ότι είναι στάσιμη η μεταβλητή κατανάλωση (consume) σε πρώτες διαφορές δηλαδή είναι I(1) με σταθερά (drift). Αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα της μεταβλητής consume σε πρώτες διαφορές (που βλέπουμε παρακάτω).



Όσον αφορά την μεταβλητή Y παρουσιάζουμε καταρχήν το γράφημα της. Από όπου συμπεραίνουμε ότι προφανώς δεν είναι στάσιμη αφού υπάρχει ανοδική τάση.

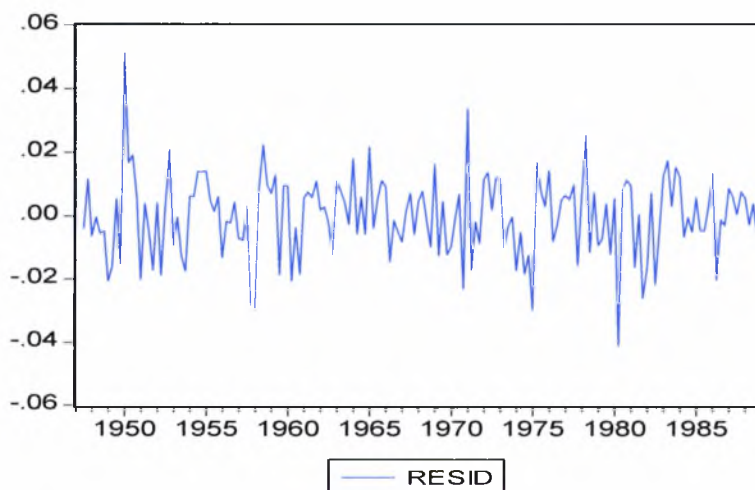


Κάνουμε τον έλεγχο στασιμότητας για την μεταβλητή Y καταρχήν με το correlogram. Βλέπουμε ότι δεν είναι στάσιμη σε επίπεδα αφού ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης μειώνεται πολύ αργά ξεκινώντας από 0,981 μετά σε 0,96, μετά σε 0,938 κτλ.(βλέπε παράρτημα).

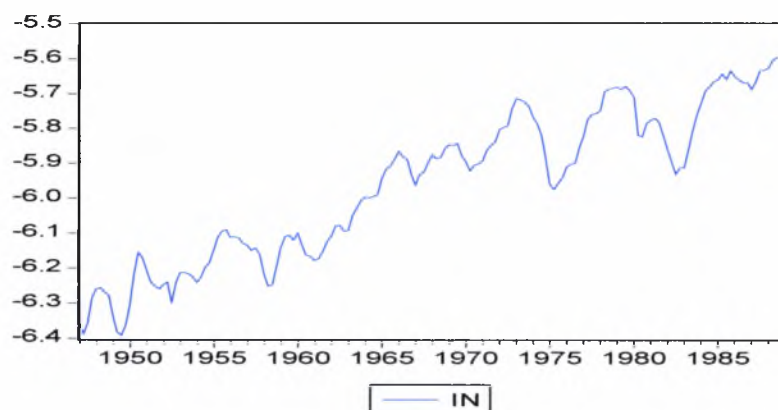
Αν πάρουμε τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής, το correlogram μας δίνει ότι είναι στάσιμη αφού ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης μειώνεται με ταχύ ρυθμό προς το μηδέν και επιπλέον το $Q < X^2$ αφού $20,611 < 61,526$ για $\alpha=0,05$ και $m=36$ (βλέπε παράρτημα).

Επίσης κάνουμε και τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας για την ύπαρξη ή όχι στασιμότητας στην μεταβλητή Y , καταρχήν σε επίπεδα και για 5 υστερήσεις που έχει την μικρότερη τιμή Akaike . Τα αποτελέσματα είναι t-statistic ίσο με -2,428 ενώ οι κριτικές τιμές σε επίπεδα 1%,5% και 10% είναι αντίστοιχα -4,01, -3,437, -3,143. Άρα πράγματι η μεταβλητή Y δεν είναι στάσιμη σε επίπεδα αφού το 2,428 είναι μικρότερο από οποιαδήποτε κριτική τιμή σε οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.

Αν πάρουμε τις πρώτες διαφορές μόνο με σταθερό γιατί η τιμή του συντελεστή της τάσης είναι στατιστικά ασήμαντη, έχουμε ότι το Augmented Dickey-Fuller test statistic είναι ίσο με -5,93 ενώ οι κριτικές τιμές σε επίπεδα 1%,5% και 10% είναι αντίστοιχα -3,47, -2,87, -2,57 (πίνακας 2 στο παράρτημα). Άρα πλέον η μεταβλητή Y γίνεται στάσιμη άρα είναι και αυτή $I(1)$ με σταθερά (drift), αποτέλεσμα που συμφωνεί με αυτό από το correlogram, όπως επίσης συμφωνεί και με το διάγραμμα των καταλοίπων από τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής Y που κινείται γύρω από μια νοητή μέση τιμή.



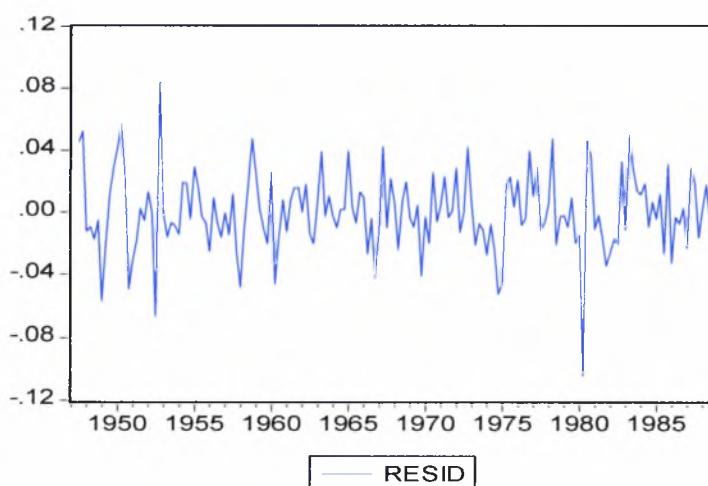
Όσον αφορά την μεταβλητή IN , το γράφημα της μεταβλητής επένδυση (IN) φαίνεται παρακάτω. Συμπεραίνουμε ότι δεν πρέπει να είναι στάσιμη αφού υπάρχει ανοδική τάση.



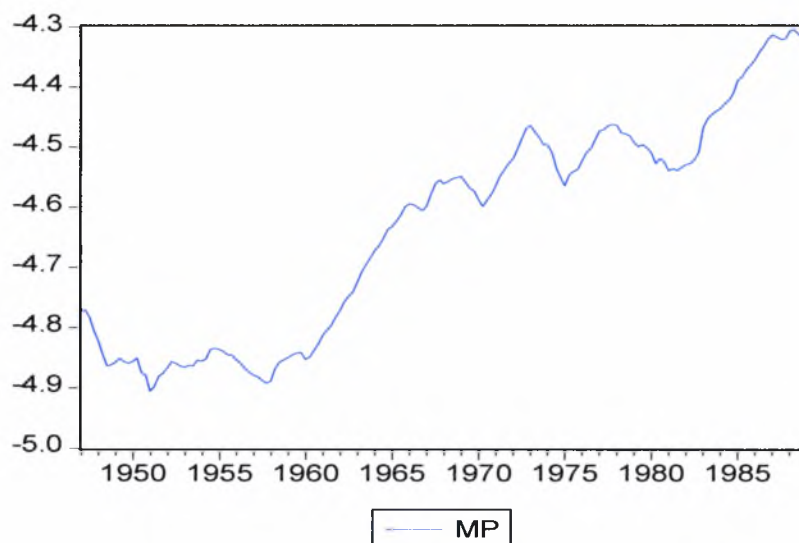
Κάνοντας τον έλεγχο με το κορελόγραμμα για την μεταβλητή επένδυση (In), βλέπουμε ότι δεν είναι στάσιμη σε επίπεδα αφού ξεκινάει με μια τιμή στο AC ίση με 0,972 μετά σε 0,934 κτλ, δείχνοντας μια πολύ αργή πορεία προς το μηδέν (παράρτημα).

Αν πάρουμε τις πρώτες διαφορές όμως βλέπουμε ότι η χρονολογική σειρά γίνεται στάσιμη αφού η τιμή του AC από 0,477 πέφτει στη δεύτερη παρατήρηση σε 0,142 (παράρτημα)

Ας κάνουμε και τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας για την ύπαρξη η όχι στασιμότητας στην IN. Καταρχήν σε επίπεδα έχουμε ότι το t-statistic του τεστ ίσο με -3,463 ενώ οι κριτικές τιμές σε επίπεδα 1%,5% και 10% είναι αντίστοιχα -4,01, -3,44 και -3,14 άρα η μεταβλητή μας δεν είναι στάσιμη σε επίπεδα. Σε πρώτες διαφορές όμως βλέπουμε ότι έχουμε στασιμότητα αφού το t-statistic είναι ίσο με 5,51 και είναι μεγαλύτερο από οποιαδήποτε κριτική τιμή σε οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας (παράρτημα πίνακας 3). Άρα και αυτή η μεταβλητή είναι I(1). Αν κάνουμε και το διάγραμμα καταλοίπων από τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής IN φαίνεται και εδώ η στασιμότητα.



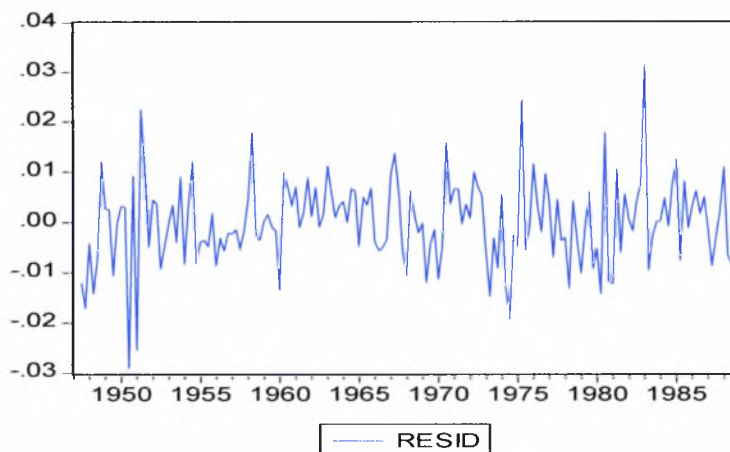
Όσον αφορά την μεταβλητή MP, το γράφημα της μεταβλητής MP φαίνεται παρακάτω. Συμπεραίνουμε ότι δεν πρέπει να είναι στάσιμη αφού υπάρχει ανοδική τάση.



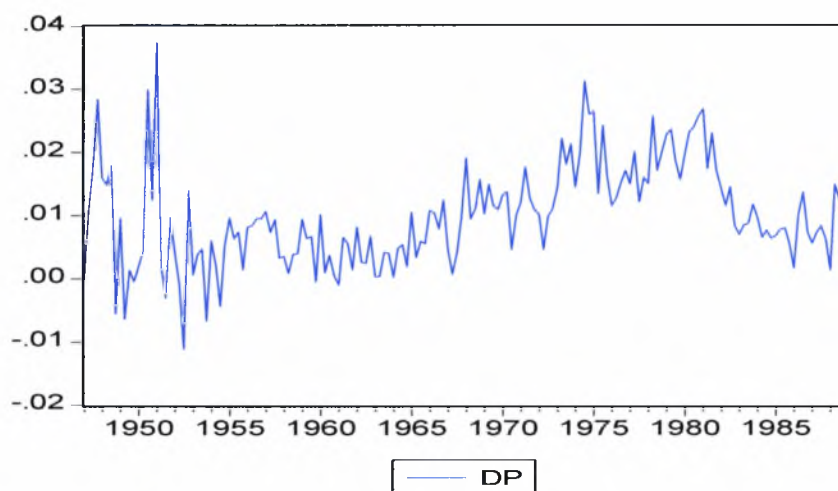
Από το κορελόγραμμα της μεταβλητής σε επίπεδα βλέπουμε ότι δεν είναι στάσιμη αφού οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης μειώνονται πολύ αργά. Συγκεκριμένα από 0,987 στην πρώτη παρατήρηση πέφτει σε 0,972 στην δεύτερη δείχνοντας ότι δεν είναι στάσιμη.

Αν πάρουμε τις πρώτες διαφορές όμως βλέπουμε ότι η χρονολογική σειρά γίνεται στάσιμη αφού από 0,583 η τιμή της AC πέφτει σε 0,375 στην δεύτερη παρατήρηση (παράρτημα).

Από τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας για την ύπαρξη η όχι στασιμότητας στην MP. Καταρχήν σε επίπεδα έχουμε ότι Augmented Dickey-Fuller test statistic ίσο με -2,57 ενώ οι κριτικές τιμές σε επίπεδα 1%,5% και 10% είναι αντίστοιχα -4,01, -3,437, -3,14 άρα δεν είναι στάσιμη σε επίπεδα όπως άλλωστε το είχαμε προβλέψει τόσο από το διάγραμμα όσο και από το κορελόγραμμα. Σε πρώτες διαφορές όμως βλέπουμε ότι υπάρχει στασιμότητα αφού t-statistic είναι ίσο με -4,16 και είναι μεγαλύτερο από οποιαδήποτε κριτική τιμή και μάλιστα χωρίς σταθερό και τάση αφού οι συντελεστές τους βρέθηκαν στατιστικά ασήμαντοι Άρα και η μεταβλητή MP είναι I(1)και μάλιστα χωρίς περιπλάνηση (drift), αφού δεν βάλαμε και σταθερό όρο. Αν κάνουμε και το διάγραμμα καταλοίπων από τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής MP φαίνεται και εδώ η στασιμότητα.



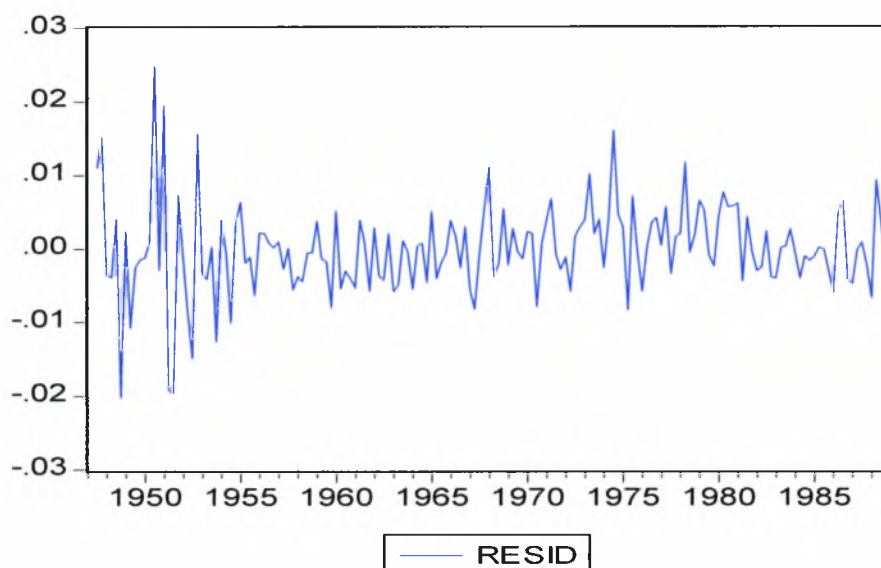
Όσον αφορά την μεταβλητή DP, το γράφημα της μεταβλητής DP φαίνεται παρακάτω. Δεν μπορούμε να βγάλουμε σαφές συμπέρασμα.



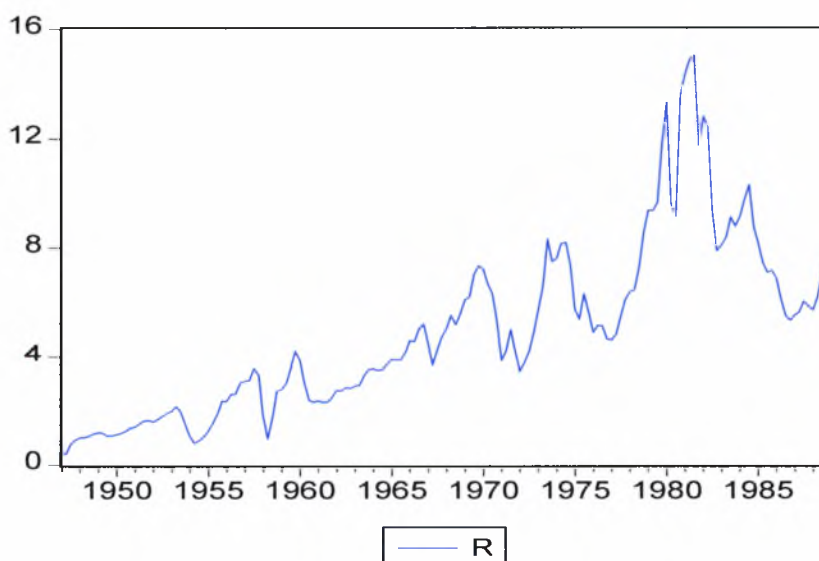
Από το κορελόγραμμα της μεταβλητής σε επίπεδα βλέπουμε ότι δεν είναι στάσιμη αφού οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης μειώνονται αργά. Συγκεκριμένα από 0,561 σε 0,559. Σε πρώτες διαφορές όμως το κορελόγραμμα μας δείχνει ότι πλέον υπάρχει στασιμότητα.

Κάνουμε τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας για την ύπαρξη η όχι στασιμότητας στην DP. Καταρχήν σε επίπεδα , όπου βλέπουμε ότι δεν είναι στάσιμη αφού τα t-statistic του τεστ είναι -3,76 ενώ οι κριτικές τιμές σε επίπεδα 1%,5% και 10% είναι αντίστοιχα -4,01, -3,45 και -3,14. Σε πρώτες διαφορές όμως έχουμε στασιμότητα της μεταβλητής Dp και μάλιστα χωρίς σταθερό όρο και τάση αφού οι συντελεστές τους ήταν στατιστικά ασήμαντοι (βλέπε πίνακα 5 παράρτημα).

Αν κάνουμε και το διάγραμμα καταλοίπων της μεταβλητής DP φαίνεται και εδώ η στασιμότητα.

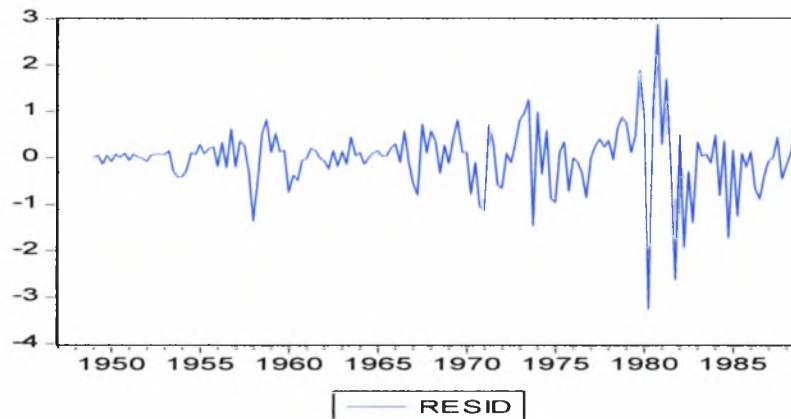


Όσον αφορά την μεταβλητή R, το γράφημα της μεταβλητής R φαίνεται παρακάτω, όπου παρατηρούμε μια ανοδική τάση με έντονες διακυμάνσεις.

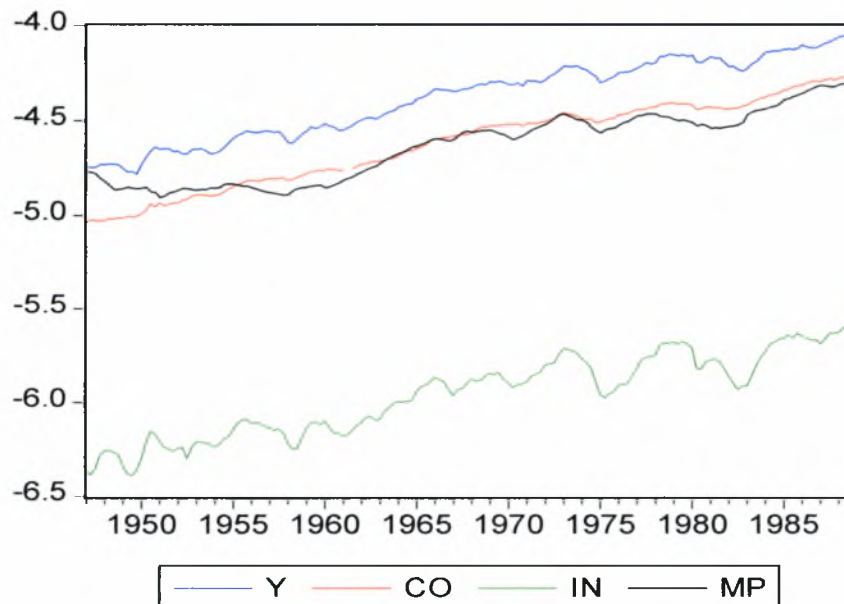


Από το κορελόγραμμα της μεταβλητής R σε επίπεδα παρατηρούμε ότι δεν είναι στάσιμη, αφού υπάρχει αργή μείωση των συντελεστών αυτοσυσχέτισης (βλέπε παράρτημα). Ενώ σε πρώτες διαφορές το κορελόγραμμα μας δείχνει ότι υπάρχει στασιμότητα αφού ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης πέφτει γρήγορα προς το μηδέν. Κάνοντας τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας για την ύπαρξη ή όχι στασιμότητας στην

R. Καταρχήν σε επίπεδα έχουμε Augmented Dickey-Fuller test statistic ίσο με $-2,96$ που είναι μικρότερο από τις αντίστοιχες κριτικές τιμές. Άρα δεν είναι στάσιμη σε επίπεδα. Παίρνοντας πρώτες διαφορές βλέπουμε ότι η μεταβλητή R γίνεται στάσιμη άρα είναι $I(1)$, αφού το t-statistic είναι ίσο με $-5,27$ και είναι μεγαλύτερο από οποιαδήποτε κριτική τιμή σε επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% και μάλιστα μπορεί να χαρακτηριστεί ως $I(1)$ χωρίς περιπλάνηση (drift) αφού δεν έχουμε σταθερό όρο (παράρτημα πίνακας 6). Το διάγραμμα των καταλοίπων από τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής R είναι:



Αν βάλουμε μαζί τις μεταβλητές Y, CO, IN και MP σε ένα γράφημα θα έχουμε την εξής εικόνα:

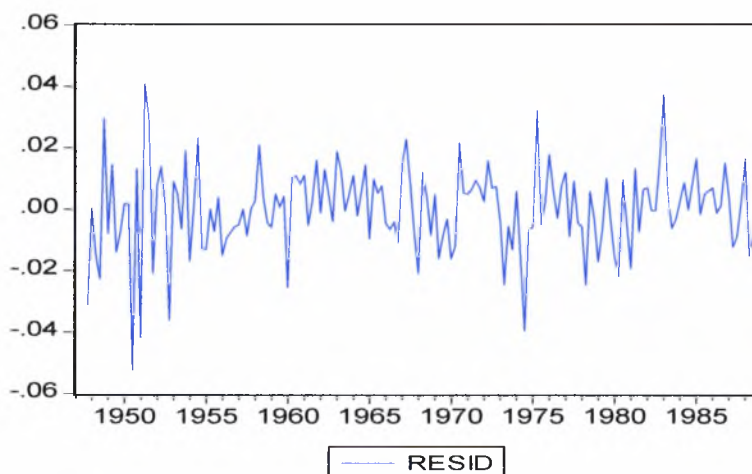


Τα γραφήματα δείχνουν την οικία (κοινή) αύξηση και τα κυκλικά χαρακτηριστικά των δεδομένων.

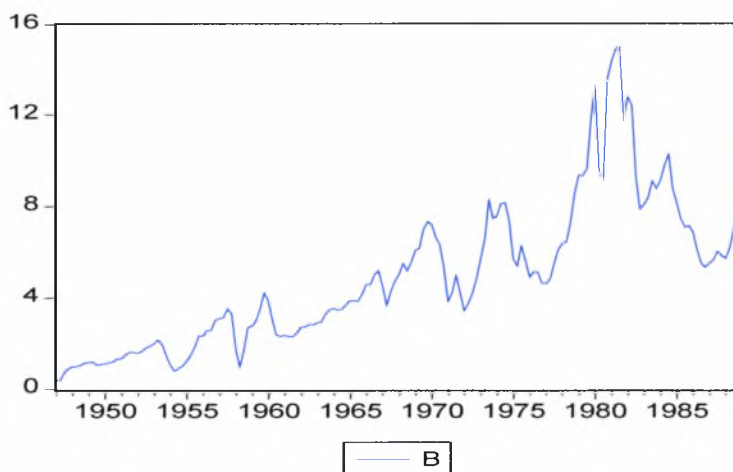
Παραγωγή, κατανάλωση και επένδυση δείχνουν ισχυρές ανοδικές τάσεις. Η επένδυση είναι το πιο μεταβλητό στοιχείο ακολουθούμενη από την παραγωγή και την κατανάλωση. Η ΜΡ δείχνει επίσης αυξητική τάση.

Η μεταβλητή ΜΡ είναι ο λογάριθμος της ονομαστικής προσφοράς χρήματος Μ2. Και η μεταβλητή Δρ είναι ο πληθωρισμός, άρα η διαφορά μεταξύ Μρ και Δρ είναι ο λογάριθμος της πραγματικής μεταβολής της προσφοράς χρήματος. Αν ονομάσουμε λοιπόν την πραγματική μεταβολή στην προσφορά χρήματος ως $A = M_p - \Delta p$ από την εξέταση της στασιμότητας της βλέπουμε ότι η μεταβλητή Α δεν είναι στάσιμη σε επίπεδα αφού το t-statistic με το τεστ μοναδιαίας ρίζας των Dickey-Fuller είναι -2,6 και είναι μικρότερο από οποιαδήποτε κριτική τιμή σε οποιοδήποτε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας όπως φαίνεται και από τον πίνακα 7 στο παράρτημα

Σε πρώτες διαφορές όμως είναι στάσιμη άρα και αυτή είναι $I(1)$. Και μάλιστα με σταθερό (drift) αλλά χωρίς τάση αφού ο συντελεστής της βγήκε στατιστικά ασήμαντος (βλέπε παράρτημα πίνακας 8). Αυτό φαίνεται και από το διάγραμμα των καταλοίπων των πρώτων διαφορών της μεταβλητής πραγματική προσφορά χρήματος.



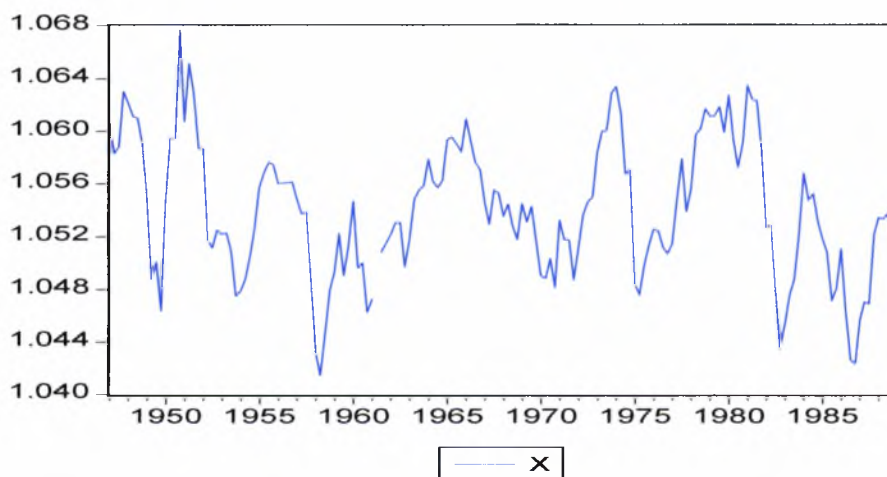
Η μεταβλητή R είναι το ονομαστικό επιτόκιο, όπως έχουμε πει, άρα αν αφαιρέσουμε από αυτό τον πληθωρισμό Δρ έχουμε το πραγματικό επιτόκιο, που το ονομάζω Β, δηλαδή ισχύει ότι $B = R - \Delta p$. Ας ελέγξουμε αν είναι στάσιμη.



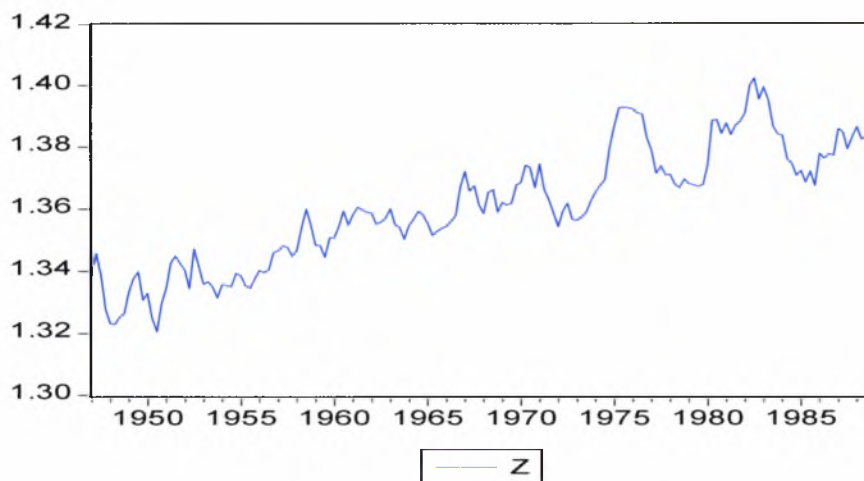
Από το διάγραμμα της βλέπουμε ότι υπάρχει ανοδική τάση, και από τον έλεγχο στασιμότητας (πίνακας 9 παράρτημα) βλέπουμε ότι δεν είναι στάσιμη σε επίπεδα ενώ γίνεται στάσιμη σε πρώτες διαφορές (πίνακας 10 παράρτημα), χωρίς τάση και σταθερό.

Για τον λόγο $\chi = c_0/y$, δηλαδή κατανάλωση προς παραγωγή βλέπουμε ότι γίνεται στάσιμος σε επίπεδα (παράρτημα πίνακας 11). Δηλαδή υπάρχει μια ισορροπία μεγέθυνση μεταξύ κατανάλωσης και παραγωγής.

Στο παρακάτω σχήμα είναι ο λογάριθμος του λόγου κατανάλωσης : παραγωγή



Στο παρακάτω σχήμα φαίνεται ο λόγος επένδυση προς παραγωγή.



Ο έλεγχος στασιμότητας για την μεταβλητή $z=ln/y$ δείχνει ότι είναι στάσιμος σε επίπεδα, έστω για επίπεδο από 5% και πάνω με σταθερό και τάση (παράρτημα πίνακας 12). Άρα και ο λόγος επένδυση προς παραγωγή είναι σταθερός, για αυτό και τον ονομάζουμε λόγω ισόρροπης μεγέθυνσης.

Και από το γράφημα της χ η οποία είναι ο λογάριθμος της κατανάλωσης προς την παραγωγή και της z η οποία είναι ο λογάριθμος της επένδυσης προς την παραγωγή μπορούμε να τις δούμε σαν την διακύμανση γύρω από έναν σταθερό μέσο. Αυτό σημαίνει ότι η αύξηση που είναι εμφανής στα σχήματα με ξεχωριστά τις μεταβλητές co και y και ln και y εμφανίζονται με έναν τρόπο που είναι ισορροπημένος μεταξύ της επένδυσης και της κατανάλωσης.

Οι όροι ισόρροπης μεγέθυνσης δηλαδή οι όροι x και z εμφανίζονται να είναι σύμφωνοι με τα δεδομένα: μπορούμε να απορρίψουμε την παρουσία τμημάτων μοναδιαίας ρίζας στους λόγους x και z άρα οι λόγοι x και z είναι στάσιμη, δηλαδή οι μεταβλητές x και z έχουν σταθερούς μέσους και διακυμάνσεις που δεν εξαρτώνται από τον χρόνο t . Τα t -statistic του επαυξημένου Dickey-Fuller δοκιμάζουν για μια μοναδιαία αυτοπαλίνδρομη ρίζα στην $c-y$ και $i-y$ και έχουν τιμές 4,16 και 3,90 αντίστοιχα. Και οι δύο είναι σημαντικές σε επίπεδα 1% για τη (co,y) και σε 5% για την (I,y) δηλώνοντας ότι (co, y) και (I,y) είναι συνολοκληρώσιμες. Γνωρίζουμε ότι η μέθοδος συνολοκλήρωσης είναι ένας τρόπος με τον οποίο μπορούμε να εκτιμήσουμε την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που υπάρχει μεταξύ δυο η περισσότερων μεταβλητών. Οι Engle και Granger (1987) έχουν δείξει ότι αν δυο μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, τότε υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών αυτών. Για αυτό και βγαίνει το συμπέρασμα ότι όντως υπάρχει μια

ισόρροπη μεγέθυνση μεταξύ των μεταβλητών c , y , in . Γενικά, η ανάλυση της συνολοκλήρωσης είναι μια τεχνική που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση των μακροχρόνιων παραμέτρων, ή των παραμέτρων ισορροπίας σε μια σχέση όπου οι μεταβλητές είναι στάσιμες.

Στον πίνακα 13 του παραρτήματος υπολογίσαμε το VAR(6) για τις μεταβλητές Y , CO , IN . Γνωρίζουμε οι τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR), είναι συστήματα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και κάθε μία από αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Ορισμένες βασικές υποθέσεις που πρέπει να ικανοποιούνται τόσο για τις ενδογενείς μεταβλητές όσο και για τα κατάλοιπα είναι ότι το διάνυσμα των καταλοίπων ενός VAR συστήματος έχει μέσο μηδέν και 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 (Δημέλη 2003). Επίσης θα πρέπει το VAR σύστημα να είναι στάσιμο, δηλαδή το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών να έχει σταθερό μέσο, σταθερή διακύμανση και οι μήτρες των συνδιακυμάνσεων μεταξύ των Y_t και Y_{t+k} να εξαρτώνται μόνο από την απόσταση k μεταξύ των τιμών και όχι από τον χρόνο t (Κάτος 2004). Στην πράξη οι υποθέσεις περί στασιμότητας, που ισχύουν στις μεταβλητές μας (y , co , in), υποδηλώνουν ότι οι μεταβλητές του VAR συστήματος δεν θα πρέπει να έχουν τάση, ούτε εποχικότητα, ούτε διακυμάνσεις που μεταβάλλονται διαχρονικά. Είδαμε παραπάνω ότι και τους λόγους ισόρροπης μεγέθυνσης x και z τους βγάλαμε στάσιμους άρα ισχύουν οι υποθέσεις για να εφαρμοστεί το VAR υπόδειγμα. Βλέπουμε στα αποτελέσματα ότι παρότι κάθε συντελεστής που υπολογίστηκε για την κάθε μεταβλητή σε κάθε υστέρηση μπορεί να μην είναι στατιστικά σημαντικός πιθανόν εξαιτίας της πολυσυγραμμικότητας, όμως συνολικά είναι στατιστικά σημαντικό με βάση την στατιστική F που είναι πολύ μεγάλη. Επίσης διαλέξαμε 6 υστερήσεις γιατί παρουσίαζαν την μικρότερη τιμή στο Akaike criterion. Ο πίνακας δείχνει τις μεγαλύτερες ιδιοτιμές από ένα VAR(6). Το μοντέλο με μια κοινή στοχαστική τάση (ισόρροπης μεγέθυνσης), σημαίνει ότι ο πίνακας θα πρέπει να έχει μια μοναδιαία ιδιοτιμή, σύμφωνα με την κοινή τάση, και όλες οι άλλες ιδιοτιμές θα πρέπει να είναι μικρότερες από 1 στην μονάδα μέτρησης (modulus). Γεγονός που ισχύει, άρα έχουμε μία κοινή στοχαστική τάση.

Επειδή πολλές φορές υπάρχουν περισσότερες από μια σχέσεις συνολοκλήρωσης χρησιμοποιείται η μεθοδολογία του Johansen (1988) η οποία

βασίζεται στην μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας. Ένας συντελεστής αυτοπαλίνδρομου σχήματος χρησιμοποιείται για την μοντελοποίηση κάθε μεταβλητής (η οποία θεωρείται ότι είναι ενδογενής) σαν μια συνάρτηση όλων των ενδογενών με χρονικές υστερήσεις μεταβλητών του συστήματος. Ένα βασικό σημείο που πρέπει να προσέξουμε για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης είναι ότι αν υπάρχουν h διανύσματα συνολοκλήρωσης, τότε μόνο h γραμμικοί συνδυασμοί των μεταβλητών είναι στάσιμοι ολοκληρωμένοι μηδενικής τάξης $I(0)$, ενώ οι υπόλοιποι είναι μη στάσιμοι. Η υπόθεση μηδέν ότι έχουμε h το πολύ διανύσματα συνολοκλήρωσης μπορεί να διατυπωθεί με την υπόθεση στατιστικής σημαντικότητας των τελευταίων ιδιοτιμών.

$$H_0: \lambda_i = 0 \quad i = h+1, \dots, \rho$$

Όπου h δείχνει ότι μόνο οι πρώτες $\lambda_1, \dots, \lambda_h$ ιδιοτιμές είναι μη μηδενικές (βαθμός συνολοκλήρωσης) Ο έλεγχος αυτός γίνεται συγκρίνοντας την λογαριθμική συνάρτηση πιθανοφάνειας όταν επιβάλουμε τον παραπάνω περιορισμό για διάφορες τιμές του h με την αντίστοιχη χωρίς τον περιορισμό. Αυτό είναι το κριτήριο του λόγου πιθανοφανειών και ακολουθεί την X^2 κατανομή.

Από τα αποτελέσματα που φαίνονται στον πίνακα 14 στο παράρτημα βλέπουμε ότι και με τον έλεγχο του ίχνους (trace test) αλλά και με τον έλεγχο μεγίστης ιδιοτιμής (eigenvalue) ότι έχουμε ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης Άρα τα αποτελέσματα είναι συνεπή με την παρουσία μίας μοναδιαίας ρίζας. Το τελικό πάνελ του πίνακα παρουσιάζει τους υπολογισμούς μεγίστης πιθανοφάνειας των συνολοκληρωμένων τμημάτων (για co, y, in) χρησιμοποιώντας την διαδικασία δυναμικού OLS των Stock και Watson (1989). Οι εκτιμήσεις είναι κοντά στο $(1,0,-1)$ και $(0,1,-1)$. Οι συντελεστές $D(Y)$, $D(CO)$ και $D(IN)$ μπορούν να ερμηνευθούν ως οι συντελεστές ταχύτητας προσαρμογής (adjustment speed) των λαθών ισορροπίας. Επειδή οι συντελεστές αυτοί έχουν μικροί τιμή σημαίνει ότι οι βραχυχρόνιες μεταβολές των ενδογενών μεταβλητών επηρεάζονται λίγο από τα λάθη ισορροπίας. Συνοπτικά θα λέγαμε ότι διερευνήσαμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των τριών μεταβλητών, (y, co, in), οι οποίες είναι συνολοκληρωμένες ίδιας τάξης.

Στους πίνακες 15, 16, 17 του παραρτήματος ερευνώνται οι συνολοκληρωμένες σχέσεις που προτείνονται από την μη στασιμότητα των ονομαστικών και πραγματικών επιτοκίων.

Ο πίνακας 15 εκθέτει την υπολογισμένη συνολοκληρωμένη σχέση μεταξύ προσφοράς χρήματος M_p , παραγωγής και ονομαστικού επιτοκίου $mp = 1.134y - 0.0093R$. Από τα αποτελέσματα βλέπουμε ότι η υπολογισμένη μακροχρόνια

εισοδηματική ελαστικότητα είναι κοντά στην μονάδα. Η υπολογισμένη ημιελαστικότητα του ονομαστικού επιτοκίου είναι μικρή¹⁵.

Στους πίνακες 16 και 17 του παραρτήματος εξετάζεται η πιθανότητα οι διαφορές μεταξύ κατανάλωσης και παραγωγής $V = (co-y)$ και επένδυσης με παραγωγή $Q=(in-y)$ να εμφανίζουν μόνιμες αλλαγές ως αποτέλεσμα των μόνιμων αλλαγών στο πραγματικό επιτόκιο.

Η εκτιμημένη διμεταβλητή συνολοκληρωμένη σχέση (του πίνακα 16) $(C-Y) = \phi_1(R-\Delta p)$, μας δίνει ότι $(C-Y) = 0.0035(R-\Delta p)$.

Ομοίως η εκτιμημένη διμεταβλητή συνολοκληρωμένη σχέση του πίνακα 17 μας δίνει : $(In - Y) = -0.0028 (R-\Delta p)$. Και από τους 2 πίνακες τα αποτελέσματα συμφωνούν με την θεωρία μεγέθυνσης αφού ένα υψηλότερο πραγματικό επιτόκιο μειώνει το μερίδιο του προϊόντος που πηγαίνει στην επένδυση και συμμετρικά αυξάνει το μερίδιο της κατανάλωσης. Εντούτοις οι μακροχρόνιες επιδράσεις είναι μικρές, π.χ. μια μόνιμη αύξηση στο ετήσιο πραγματικό επιτόκιο κατά 1% συνδέεται με μια αύξηση στον λόγο κατανάλωσης/ παραγωγής κατά 0,3%.

Οι ιδιότητες συνολοκλήρωσης στο βμεταβλητό σύστημα (y, co, in, r, dp, mp) φαίνονται στον πίνακα 18 του παραρτήματος.

Η θεωρητική ανάλυση προτείνει 3 στοχαστικές τάσεις στο σύστημα : μία τάση ισόρροπης μεγέθυνσης , μια τάση πληθωρισμού /προσφοράς χρήματος και πιθανόν μια τάση πραγματικού επιτοκίου. Ισοδύναμα τρεις συνολοκληρωμένες σχέσεις θα πρέπει να παρουσιάζονται στο σύστημα: δύο σχέσεις ισόρροπης μεγέθυνσης (προσαρμοσμένες με το επιτόκιο) και μια μακροχρόνια σχέση ζήτηση χρήματος. Τα αποτελέσματα από το trace statistic του πίνακα 18 συμφωνούν με την άποψη αυτή αφού δείχνει ότι υπάρχουν τρεις συνολοκληρωμένες σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών αυτών.

¹⁵ Για να ελέγξουμε την σταθερότητα του υποδείγματος στους πίνακες 15, 16, 17 χρησιμοποιήσαμε τον υπολογισμό μεγίστης πιθανοφάνειας του johansen (1988) με 5 υστερήσεις και σταθερό. Τα αποτελέσματα του τεστ MLE του Johansen είναι παρόμοια με αυτά που δίνει το dynamic OLS.

6.2 Ένα τριμεταβλητό σύστημα μεταβλητών πραγματικής ροής.

Σ' αυτήν την ενότητα χρησιμοποιούμε το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών VECM, και τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response functions), για αυτό θα πούμε λίγα λόγια για την χρήση τους.

Έστω δυο μεταβλητές η X_t και η Y_t οι οποίες είναι $I(1)$, το στατικό υπόδειγμα συνολοκλήρωσης δίνεται από την σχέση:

$$Y_t = \lambda_0 + \lambda X_t + u_t \quad (1)$$

Όπου τα κατάλοιπα u_t εκφράζουν τις αποκλίσεις από την κατάσταση μακροχρόνιας ισορροπίας. Αντίστοιχα η δυναμική μορφή του υποδείγματος διόρθωσης λαθών δίνεται από την σχέση:

$$\Delta Y_t = -p\hat{u}_{t-1} + \text{υστερήσεις}(\Delta Y, \Delta X) + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

Η σχέση ανάμεσα στα δυο υποδείγματα μπορεί να μελετηθεί χρησιμοποιώντας τις ιδιότητες των VAR υποδειγμάτων. Πράγματι το σύστημα εξισώσεων διόρθωσης λαθών στο παράδειγμα των δυο μεταβλητών X_t και Y_t μπορεί να θεωρηθεί ως ένα VAR(2) υπόδειγμα στις πρώτες διαφορές με τον επιπλέον όρο, u_{t-1} της διόρθωσης των λαθών απόκλισης από την μακροχρόνια ισορροπία της προηγούμενης περιόδου. Άρα:

$$\Delta Y_t = -p_1(Y_{t-1} - \lambda X_{t-1}) + \sum \alpha_{1j} \Delta Y_{t-j} + \sum \beta_{1j} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta X_t = -p_2(Y_{t-1} - \lambda^{-1} X_{t-1}) + \sum \alpha_{2j} \Delta Y_{t-j} + \sum \beta_{2j} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

Η σημασία και το ενδιαφέρον του δυναμικού συστήματος εξισώσεων είναι ότι μας επιτρέπει ένα άμεσο έλεγχο του κατά πόσο οι μεταβλητές X_t και Y_t συνολοκληρώνονται ή όχι. Εφόσον X_t και Y_t είναι μη στάσιμες $I(1)$ μεταβλητές, οι πρώτες διαφορές τους ΔY_t και ΔX_t είναι πάντα στάσιμες $I(0)$. Για να είναι επομένως το σύστημα αυτό συνεπές θα πρέπει οι όροι στο δεξί μέλος να είναι $I(0)$. Αυτό διασφαλίζεται όταν ο γραμμικός συνδυασμός στις παρενθέσεις (η σχέση συνολοκλήρωσης) είναι επίσης $I(0)$, δηλαδή όταν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Συγκρίνοντας το σύστημα των εξισώσεων (3) (4) με αυτό ενός VAR παρατηρούμε ότι το σύστημα (3)(4) είναι ένα VAR υπόδειγμα που επιπλέον ενσωματώνει τις υπάρχουσες σχέσεις συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις μεταβλητές. Η εξειδίκευση αυτή αποτελεί μια ξεχωριστή κατηγορία VAR υποδειγμάτων που αφορούν μη στάσιμες μεταβλητές οι οποίες όμως συνολοκληρώνονται και ονομάζονται Διανυσματικά Υποδείγματα Διόρθωσης Λαθών (VECM). Τα VECM έχουν το πλεονέκτημα ότι

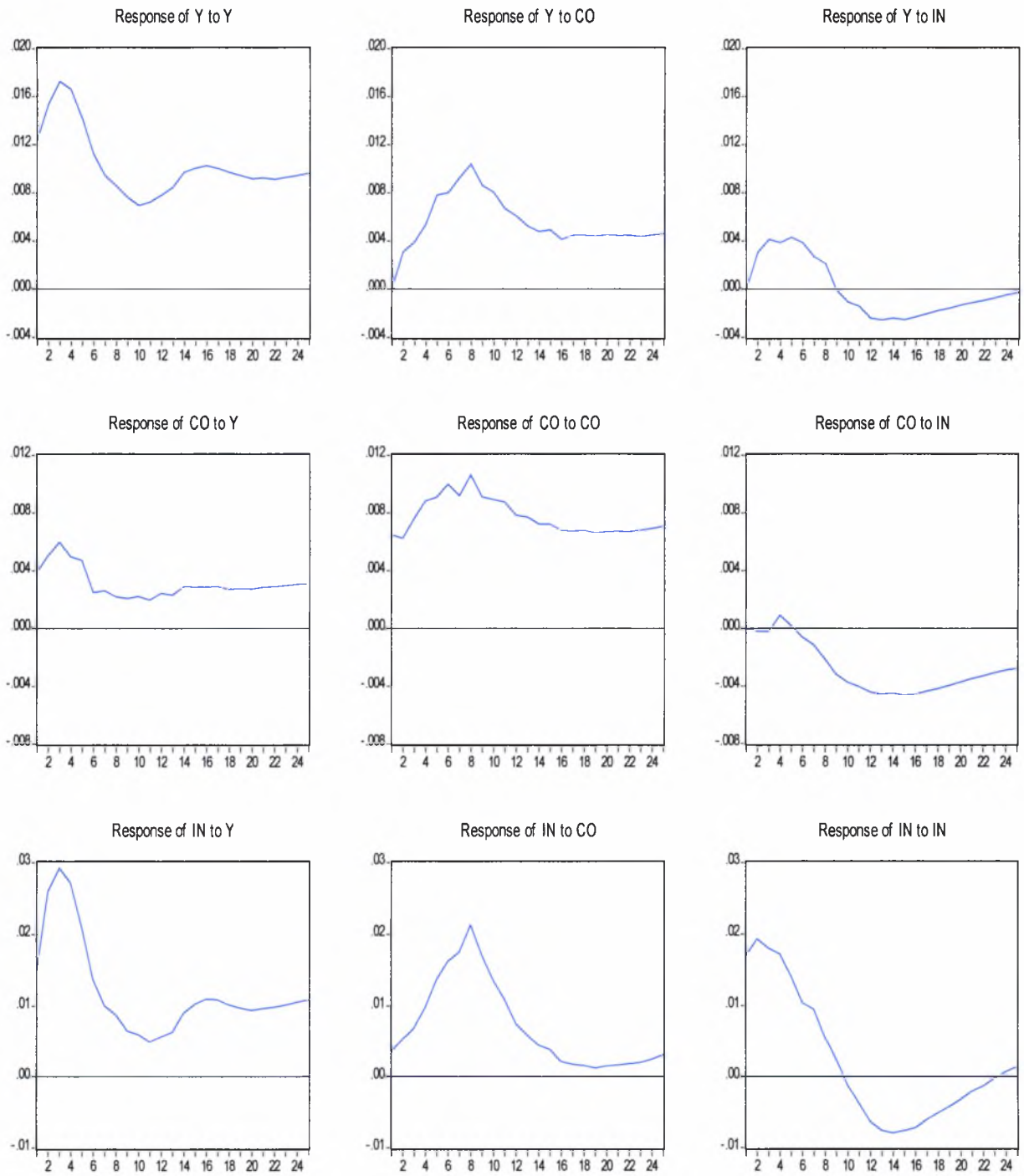
μελετούν τις βραχυχρόνιες μεταβολές των μεταβλητών, περιορίζοντας ταυτόχρονα τις μη στάσιμες αυτές σειρές να συγκλίνουν στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που συνεπάγεται η σχέση συνολοκλήρωσης τους. Θεωρούμε δηλαδή ότι τα λάθη ή οι αποκλίσεις από την μακροχρόνια ισορροπία που εξειδικεύονται στις εξισώσεις (3)(4) του VAR υποδείγματος διορθώνονται σταδιακά μέσω των βραχυχρόνιων προσαρμογών των επιμέρους μεταβλητών του συστήματος. Οι συντελεστές ρ_1 και ρ_2 μπορούν να ερμηνευθούν και ως συντελεστές της ταχύτητας προσαρμογής (speed of adjustment) των λαθών ισορροπίας. Όσο πιο μεγάλοι είναι ο συντελεστές αυτοί τόσο πιο μεγάλη (γρήγορη) θα είναι η προσαρμογή της ενδογενούς μεταβλητής στη διόρθωση του λάθους της προηγούμενης περιόδου. Αντίθετα αν οι συντελεστές αυτοί είναι μικροί σημαίνει ότι οι βραχυχρόνιες μεταβολές των ενδογενών μεταβλητών επηρεάζονται λίγο από τα λάθη ισορροπίας, ενώ στην ακραία περίπτωση που αυτοί είναι μηδενικοί, τότε οι σχέσεις συνολοκλήρωσης απαλοίφονται πράγμα που σημαίνει ότι οι μεταβλητές αυτές δεν συνολοκληρώνονται.

Τα αποτελέσματα για το σύστημα των τριών μεταβλητών βασίζονται στο VECM με 8 υστερήσεις των πρώτων διαφορών των y, co, in και φαίνονται στον πίνακα 19 του παραρτήματος.

Στο παρακάτω σχήμα φαίνονται οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων των y, co, in σε μια καινοτομία μιας τυπικής απόκλισης στην κοινή τάση. Οι συναρτήσεις αιφνίδιας αντίδρασης χρησιμοποιούνται για να παράγουν τη χρονική πορεία των εξαρτώμενων μεταβλητών στο VAR, στις διαταραχές από όλες τις επεξηγηματικές μεταβλητές. Εάν το σύστημα των εξισώσεων είναι σταθερό οποιαδήποτε διαταραχή πρέπει να μειωθεί στο μηδέν, αντίθετα ένα ασταθές σύστημα θα παρήγαγε μια εκρηκτική χρονική πορεία.

Από τα γραφήματα των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων βλέπουμε ότι η αντίδραση στη διαταραχή που οδηγεί σε 1% μόνιμη αύξηση στην παραγωγή (y) κατανάλωση (co) και επένδυση (In), η παραγωγή και η επένδυση αυξάνονται περισσότερο από 1% για τα πρώτα 1-2 χρόνια ενώ η κατανάλωση αυξάνεται λιγότερο. Επίσης οι περισσότερες από τις προσαρμογές των μεταβλητών, ως αντίδραση σε μια καινοτομία (διαταραχή) μιας τυπικής απόκλισης μιας από τις μεταβλητές, ολοκληρώνεται μέσα σε 16 τρίμηνα περίπου. Τα αποτελέσματα για την κατανάλωση και την επένδυση είναι συνεπή με το θεωρητικό μοντέλο όπου το απόθεμα κεφαλαίου αυξάνει γρήγορα με σύντομο κόστος στην κατανάλωση.

Response to Cholesky One S.D. Innovations



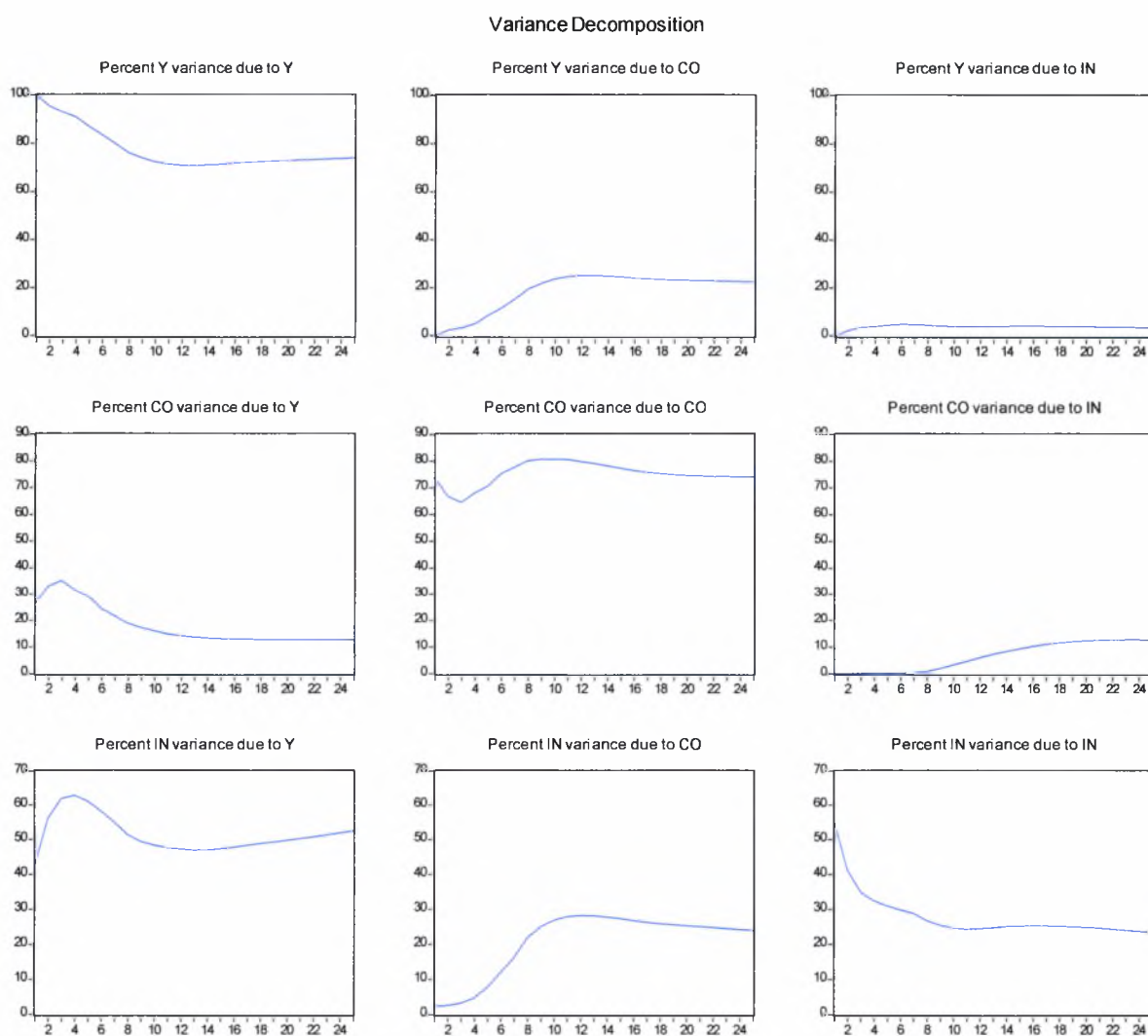
Ενώ οι συναρτήσεις αιφνίδιας αντίδρασης (impulse response functions) επισημαίνουν (ιχνηλατούν) τα αποτελέσματα μίας διαταραχής σε μια ενδογενή μεταβλητή πάνω στις άλλες μεταβλητές στο VAR, ο διαχωρισμός της διακύμανσης (variance decomposition) διαχωρίζει την διακύμανση σε μια ενδογενή μεταβλητή στις συστατικές διαταραχές στις ενδογενείς μεταβλητές στο VAR. Ο διαχωρισμός της διακύμανσης δίνει τις πληροφορίες για την σχετική σημασία κάθε τυχαίας καινοτομίας στην επίδραση (αντίδραση) των μεταβλητών στο VAR. Αυτή είναι μια εναλλακτική μέθοδος από τις συναρτήσεις αιφνίδιας αντίδρασης για την εξέταση των αποτελεσμάτων των διαταραχών στις εξαρτώμενες μεταβλητές. Αυτή η τεχνική ορίζει πόσο τμήμα από την πρόβλεψη του λάθους διακύμανσης για κάθε μεταβλητή σε ένα σύστημα, εξηγείται από τις καινοτομίες σε κάθε επεξηγηματική μεταβλητή, πέρα από μια σειρά χρονικών οριζόντων. Το ερώτημα είναι, αν αυτές οι επιδράσεις (αντιδράσεις) είναι αρκετά μεγάλες ώστε να εξηγήσουν ένα ουσιαστικό μέρος της βραχυχρόνιας διακύμανσης των δεδομένων. Το ερώτημα απαντάτε στον παρακάτω πίνακα όπου φαίνεται το τμήμα της πρόβλεψης του λάθους της διακύμανσης που οφείλεται στις καινοτομίες σε κάθε μεταβλητή. Τα αποτελέσματα από τον διαχωρισμό της διακύμανσης για το τριμεταβλητό υπόδειγμα φαίνονται στον παρακάτω συνοπτικό πίνακα.

Horizon	Μέρος της πρόβλεψης του λάθους διακύμανσης που οφείλεται στην πραγματική μόνιμη διαταραχή.		
	y	co	in
1	0.45	0.88	0.12
4	0.58	0.89	0.31
8	0.68	0.83	0.40
12	0.73	0.83	0.43
16	0.77	0.85	0.44
20	0.79	0.87	0.46
24	0.81	0.89	0.47
∞	1.00	1.00	1.00

(Πηγή: King et al., 1991)

Βλέπουμε ότι οι καινοτομίες στο μόνιμο πραγματικό στοιχείο (η αλλιώς οι διαταραχές ισορροπίας μεγέθυνσης) παίζουν ένα κυρίαρχο ρόλο στη διακύμανση της παραγωγής (ΑΕΠ) και στην κατανάλωση (co). Συγκεκριμένα σε ορίζοντα 1-4 τρίμηνα οι εκτιμήσεις δίνουν ότι το 45 – 58% των διακυμάνσεων του ΑΕΠ μπορούν να αποδοθούν στο μόνιμο πραγματικό στοιχείο. Αυτό αυξάνεται σε 68% σε ορίζοντα 2 ετών και σε 81% σε ορίζοντα 6 ετών. Όσον αφορά την κατανάλωση βλέπουμε γενικά παρόμοια αποτελέσματα με αυτά του ΑΕΠ. Όμως η μόνιμη πραγματική διαταραχή εξηγεί ένα πολύ μικρότερο μέρος από τις κινήσεις των επενδύσεων. Συγκεκριμένα μόνο το 31% σε ορίζοντα ενός έτους , ενώ αυξάνεται σε 47% σε ορίζοντα έξι ετών.

Αυτά τα στοιχεία δείχνουν την ύπαρξη ενός επίμονου , ενδεχομένως μόνιμου στοιχείου που μετατοπίζει την σύνθεση της παραγωγής μεταξύ κατανάλωσης και επένδυσης. Έτσι θα ερευνήσουμε για την ύπαρξη επιπρόσθετων μόνιμων στοιχείων.



6.3 Έξι- μεταβλητό σύστημα με ονομαστικές μεταβλητές.

Είδαμε σε προηγούμενη ενότητα ότι υπάρχουν 3 συνολοκληρωμένες σχέσεις και έτσι και 3 κοινές τάσεις μεταξύ των έξι μεταβλητών (co , in , y , $m-p$, r , dp). Το μοντέλο συγκριτικής μέτρησης επιδόσεων (benchmark model) ενσωματώνει τις σχέσεις συνολοκλήρωσης $(C-Y) = \phi_1(R-\Delta p)$, $(In - Y) = \phi_2(R-\Delta p)$ και $m-p = \beta_y y - \beta_R R$. Οι πρώτες δυο σχέσεις συνδέουν την διακύμανση στους πραγματικούς λόγους με τις μόνιμες αλλαγές στο πραγματικό επιτόκιο, αν και τα αποτελέσματα (όπως είδαμε προηγουμένως) δείχνουν ότι αυτή η επίδραση είναι μικρή. Ο υπολογισμός των ϕ_1 , ϕ_2 , β_y , β_R με OLS δόθηκε πιο πάνω. .

Τα μόνιμα στοιχεία και η επιρροή τους ταυτοποιείται (προσδιορίζεται) με την κατασκευή μιας δομής για την μήτρα των μακροχρόνιων πολλαπλασιαστών. Με X_t ορίζουμε το διάνυσμα $(y, co, in, m-p, R, \Delta p)$, η ιδιαίτερη δομή που υιοθετείται είναι:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & \Phi_1 \\ 1 & 0 & \Phi_2 \\ \beta_y & -\beta_R & -\beta_R \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \Pi_{21} & 1 & 0 \\ \Pi_{31} & \Pi_{32} & 1 \end{bmatrix}$$

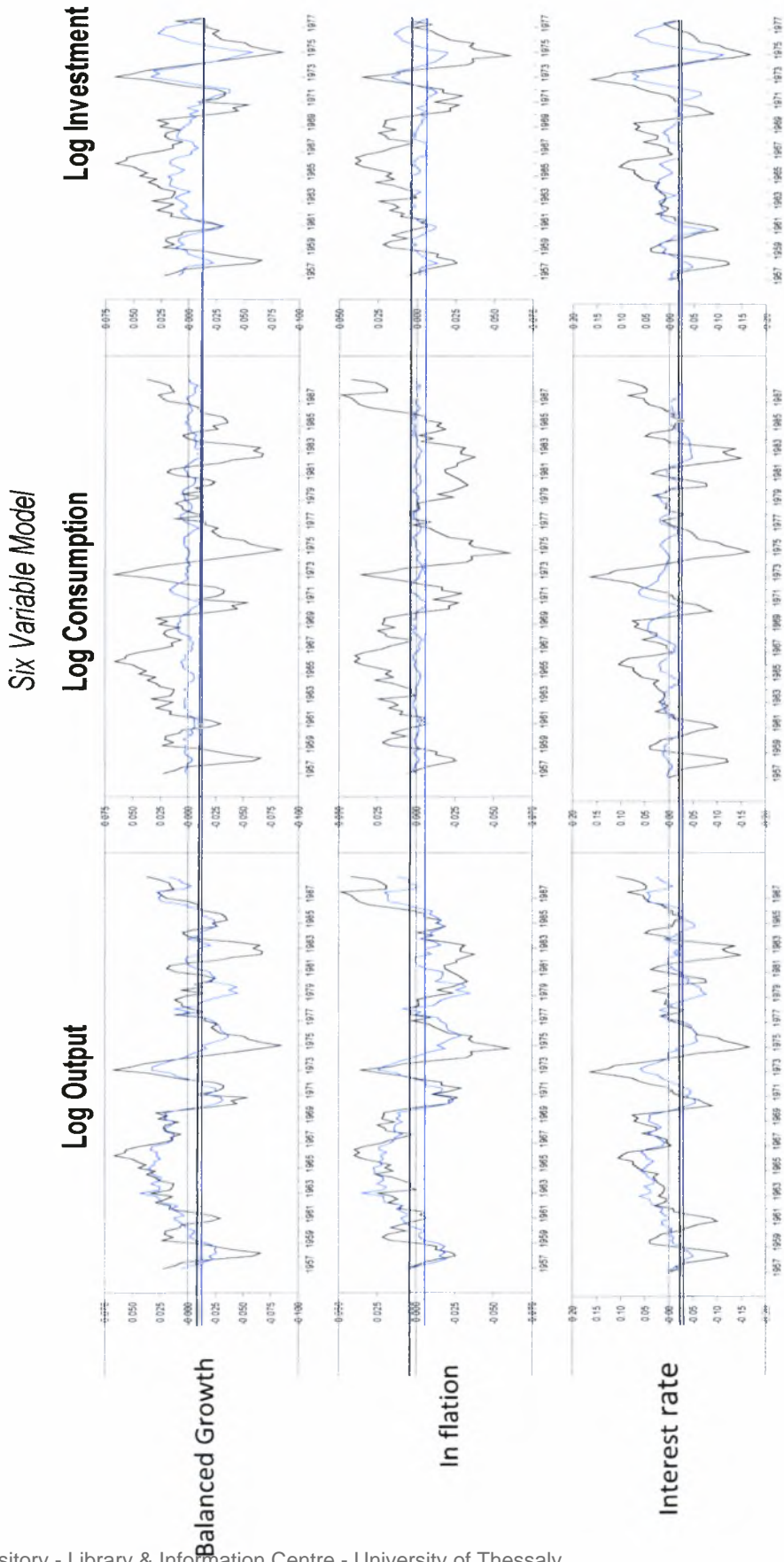
Ο 6*3 πίνακας A είναι ο πίνακας των μακροχρόνιων πολλαπλασιαστών από τις τρεις μόνιμες διαταραχές (socks). Οι δυο πίνακες στη δεξιά πλευρά είναι ο \tilde{A} και ο Π αντίστοιχα. Η ερμηνεία των διαταραχών προκύπτει από την δομή που τοποθετούνται οι μακροχρόνιοι πολλαπλασιαστές. Η πρώτη διαταραχή είναι της ισόρροπης μεγέθυνσης δεδομένου ότι οδηγεί σε μια μοναδιαία αύξηση των y , co , in . Μέσω της σχέσης ζήτησης χρήματος οδηγεί επίσης σε μια αύξηση του β_y στη πραγματική ισορροπία. Η δεύτερη διαταραχή είναι μια ουδέτερη διαταραχή του πληθωρισμού, αφού δεν έχει μακροχρόνια επίδραση πάνω στα y , co , in , και έχει μια μακροχρόνια μοναδιαία επίδραση πάνω στο ονομαστικό επιτόκιο και τον πληθωρισμό. Επιπλέον, η μοναδιαία αύξηση στα ονομαστικά επιτόκια που προκύπτουν από αυτή την διαταραχή οδηγεί σε μια μείωση του β_R της πραγματικής ισορροπίας. Η τελευταία διαταραχή είναι μια διαταραχή του πραγματικού επιτοκίου. Μια μοναδιαία αύξηση αυτής της διαταραχής οδηγεί σε μια αλλαγή των ϕ_1 και ϕ_2 στα $co-y$ και $in-y$. Επίσης οδηγεί σε μια μοναδιαία αύξηση στο ονομαστικό επιτόκιο και μια μείωση του β_R της πραγματικής ισορροπίας. Οι συντελεστές του Π καθορίζονται από την απαίτηση ότι οι μόνιμες καινοτομίες είναι αμοιβαία

ασυσχέτιστες. Στην τυποποιημένη ορολογία των VAR από τον Sims(1980), η διαταραχή ισορροπίας μεγέθυνσης διατάσσεται πρώτη, η διαταραχή του πληθωρισμού διατάσσεται δεύτερη και η διαταραχή του πραγματικού επιτοκίου τρίτη.

Το υπόδειγμα υπολογίζεται χρησιμοποιώντας ένα VECM οχτώ υστερήσεις και τρεις όρους διόρθωσης λάθους εξαιτίας των τριών συνολοκληρωμένων σχέσεων. Τέσσερα θέματα από τους πίνακες (σελ. 123-129 Παράρτημα Δ), που δείχνουν το μέρος της πρόβλεψης του λάθους της διακύμανσης που οφείλεται στην διαταραχή ισορροπίας μεγέθυνσης, έχουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον. Πρώτον, σε σχέση με το τριμεταβλητό υπόδειγμα, η “πραγματική” διαταραχή ή αλλιώς διαταραχή “ισορροπίας μεγέθυνσης” είναι λιγότερο σημαντική για την παραγωγή (Y) και την κατανάλωση (Co), ιδιαίτερα σε ορίζοντα 1-4 τρίμηνα. Σε ορίζοντα όμως 3-5 ετών αυτή η διαταραχή έχει σημαντική επεξηγηματική δύναμη αφού κατά προσέγγιση μισή διακύμανση σ αυτές τις προβλέψεις σφαλμάτων οφείλεται σε αυτήν, δηλαδή στο πρώτο μόνιμο συστατικό. Δεύτερον, σ’ αυτό το εκτεταμένο μοντέλο το πρώτο μόνιμο συστατικό δηλαδή η διαταραχή ισορροπίας μεγέθυνσης δεν εξηγεί τις βραχυχρόνιες διακυμάνσεις της επένδυσης. Τρίτον, το συστατικό (τμήμα) που συνδέεται με τις μόνιμες μετατοπίσεις στο ποσοστό του πληθωρισμού εξηγεί ένα αξιοσημείωτο ποσοστό της διακύμανσης του πληθωρισμού αλλά ελάχιστο ποσοστό από τις διακυμάνσεις των άλλων. Τέταρτων, το συστατικό που σχετίζεται με τις μόνιμες κινήσεις του πραγματικού επιτοκίου εξηγεί το μεγαλύτερο μέρος από τα λάθη πρόβλεψης του ονομαστικού επιτοκίου, ενώ επίσης είναι σημαντικό και στην εξήγηση της πραγματικής δραστηριότητας, αφού εξηγεί σημαντικό μέρος των λαθών πρόβλεψης της παραγωγής και της επένδυσης, ιδιαίτερα στο βραχυχρόνιο διάστημα.

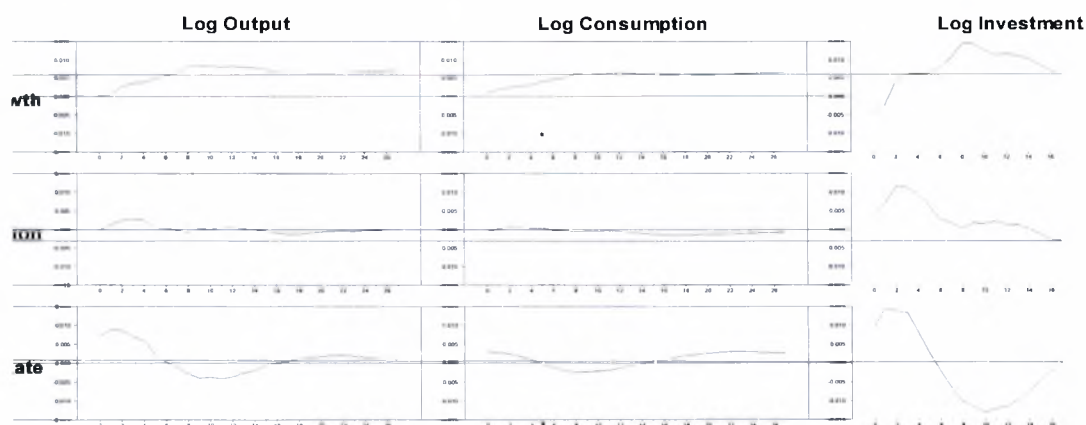
Το παρακάτω σχήμα επεξηγεί τα αποτελέσματα από την επίδραση των διαφορετικών διαταραχών με την χάραξη του λάθους πρόβλεψης και τα αποδοτέα μερίδια σε κάθε στοχαστική τάση για τα y, co, in. Από τα σχεδιαγράμματα φαίνεται ο αμελητέος ρόλος της διαταραχής του πληθωρισμού και τον ουσιαστικό ρόλο που παίζει η διαταραχή ισορροπίας μεγέθυνσης και η διαταραχή του ποσοστού του πραγματικού επιτοκίου. Εξετάζοντας συγκεκριμένα σημεία σ’ αυτήν την εικόνα διαπιστώνουμε ότι η διαταραχή ισορροπίας μεγέθυνσης έχει ιδιαίτερη επεξηγηματική δύναμη για την συνεχή αύξηση του 1960’s. Από την άλλη πλευρά, η διαταραχή του πραγματικού επιτοκίου φαίνεται να είναι ιδιαίτερα σημαντική στη συστολή του 1974 και στην ύφεση του 1981-1982.

Figure 3. Historical Forecast Error Decomposition

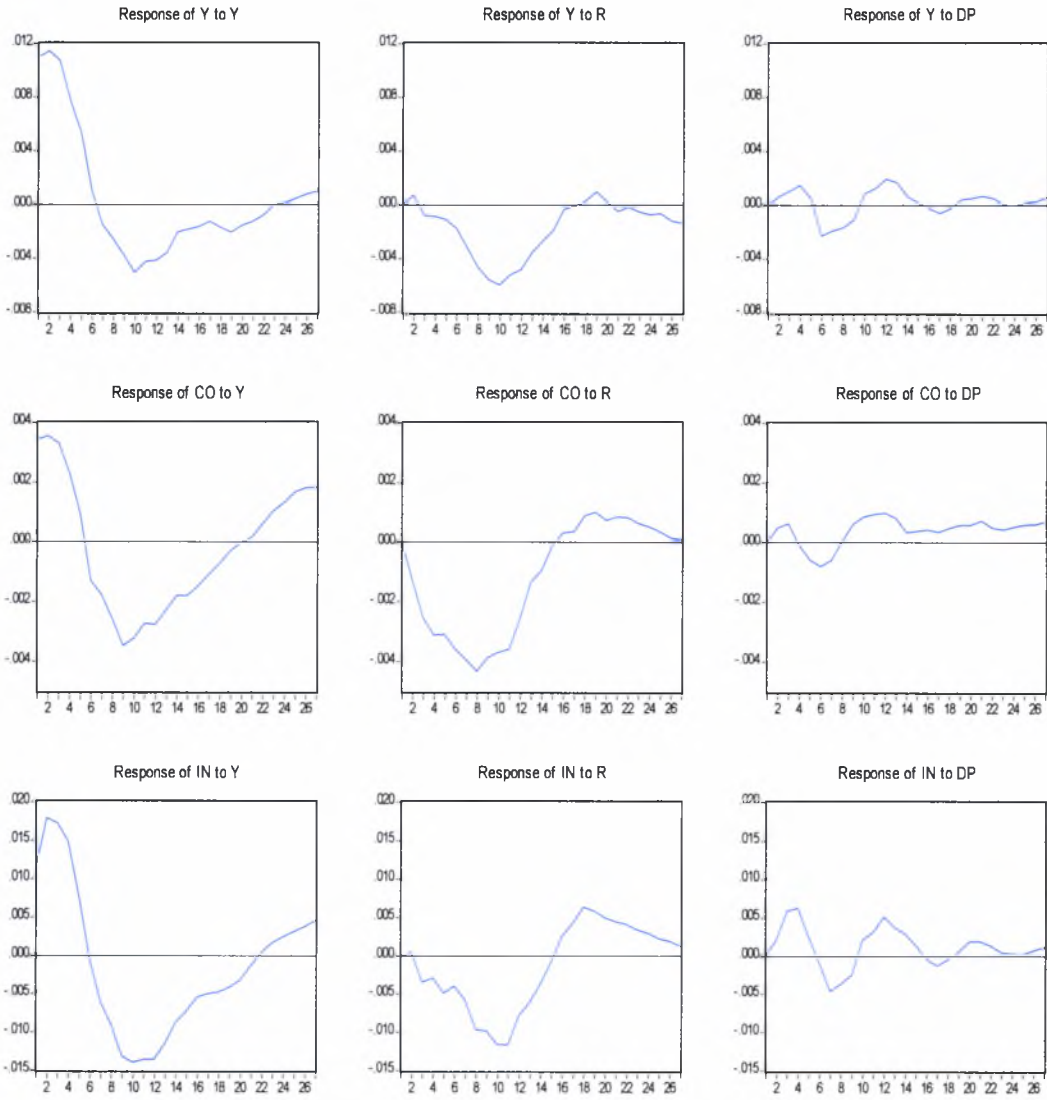


Το παρακάτω σχήμα δείχνει τις αντιδράσεις των μεταβλητών σε επιδράσεις μεγέθους μιας τυπικής απόκλισης της διαταραχής ισορροπίας μεγέθυνσης, της διαταραχής του πληθωρισμού και της διαταραχής του επιτοκίου. Η αντίδραση της παραγωγής στη διαταραχή ισορροπίας μεγέθυνσης είναι αμελητέα για τα πρώτα 2 τρίμηνα, ενώ η κατανάλωση αυξάνει ελαφρά και η επένδυση μειώνεται. Μετά από ένα χρόνο όμως έχουμε σημαντικές αυξήσεις στην παραγωγή, κατανάλωση και επένδυση. Βλέπουμε ότι αυτές οι αντιδράσεις είναι μικρότερες από ότι στο τριμεταβλητό υπόδειγμα. Η διαταραχή του πληθωρισμού έχει πολύ μικρό αντίκτυπο πάνω στην παραγωγή και την κατανάλωση. Η επένδυση από την άλλη πλευρά παρουσιάζει μια θετική ανταπόκριση σ' αυτή την διαταραχή για τα πρώτα τρία τρίμηνα. Έχουμε ήδη επισημάνει ότι η διαταραχή του επιτοκίου έχει έναν σημαντικό ρόλο στην εξήγηση της βραχυχρόνιας συμπεριφοράς της παραγωγής και της επένδυσης (όπως φαίνεται και στο παρακάτω σχήμα). Και οι τρεις από τις πραγματικές μεταβλητές ροής έχουν μια αρχική αντίδραση σ' αυτή την διαταραχή η οποία είναι πολύ θετική, πριν γυρίσει σε αρνητική μετά από 3-4 τρίμηνα.

Τρία συμπεράσματα βγαίνουν από αυτή την ανάλυση. Πρώτον, στις μόνιμες καινοτομίες οφείλεται ένα ουσιαστικό μέρος των προσωρινών οικονομικών διακυμάνσεων. Δεύτερον, ο παράγοντας ισορροπίας μεγέθυνσης διατηρεί ένα σημαντικό ρόλο στην εξήγηση των κινήσεων για ορίζοντα μεγαλύτερο από τα δύο έτη, αν και έχει μικρότερη επεξηγηματική δύναμη στο έξι-μεταβλητό σύστημα σε σχέση με το τριμεταβλητό. Τρίτον, ένα μεγάλο μέρος από την βραχυχρόνια μεταβλητότητα (0-2 χρόνια) στις παραγωγής και της επένδυσης εξηγείται από έναν παράγοντα ο οποίος σχετίζεται με τις μόνιμες κινήσεις στο ποσοστό του επιτοκίου.



Response to Cholesky One S.D. Innovations



7. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΕΣ ΕΠΕΚΤΑΣΕΙΣ

Σ' αυτήν την εργασία προσπαθήσαμε να αναλύσουμε τις ιδιότητες της στοχαστικής τάσης των Αμερικανικών μακροοικονομικών μεταπολεμικών δεδομένων για να αξιολογήσουμε την εμπειρική συσχέτιση των τυπικών RBC μοντέλων με μόνιμες διαταραχές στην παραγωγικότητα. Πολλά από τα αποτελέσματα είναι συνεπή με την κεντρική πρόταση των περισσότερων μοντέλων RBC. Πραγματική κατά κεφαλή παραγωγή, κατανάλωση και επένδυση εμφανίζουν να μοιράζονται κοινή στοχαστική τάση (όπως επίσης και το ονομαστικό και πραγματικό επιτόκιο) . Οι σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ των πραγματικών μεταβλητών ροής είναι συνεπής με την ισόρροπη μεγέθυνση και επιπλέον προσφορά χρήματος, επίπεδο τιμών, παραγωγή και επιτόκια είναι συνεπή με μια μακροχρόνια σχέση συνολοκλήρωσης ζήτησης χρήματος.

Σε ένα πολυμεταβλητό (τριμεταβλητό) υπόδειγμα οι καινοτομίες στο τμήμα (συστατικό) ισόρροπης μεγέθυνσης αποτελούν περισσότερο από τα δυο – τρίτα της απρόβλεπτης διακύμανσης στην παραγωγή σε ορίζοντα 2-5 χρόνια. Ταυτόχρονα η καινοτομία ισόρροπης μεγέθυνσης αποτελεί λιγότερο από τα 2/5 των κινήσεων της επένδυσης σε ορίζοντα μέχρι 6 χρόνια. Η επεξηγηματική δύναμη της καινοτομίας ισόρροπης μεγέθυνσης για την παραγωγή μειώνεται σε λιγότερο από 45% με την εισαγωγή ονομαστικών μεταβλητών. Η επεξηγηματική δύναμη αυξάνει κυρίως από μερικά συγκεκριμένα συμβάντα, όπως η συνεχής μεγέθυνση της δεκαετίας του '60. Η καινοτομία ισόρροπης μεγέθυνσης ρίχνει λίγο φως πάνω σε άλλα σημαντικά συμβάντα όπως οι πετρελαϊκές κρίσεις του 1974-75 και του 1981-82. Έτσι οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι τα Αμερικανικά δεδομένα δεν είναι συνεπή με την άποψη ότι μία μόνη πραγματική μόνιμη διαταραχή είναι η κυρίαρχη πηγή των διακυμάνσεων του οικονομικού κύκλου.



Ποιες είναι λοιπόν οι ξεχασμένες (αυτές που δεν έχουν ληφθεί υπόψη) πηγές του οικονομικού κύκλου; Από μονεταριστική άποψη προκαλεί έκπληξη ότι είναι τόσο μικρός ο ρόλος που διαδραματίζει η διαταραχή του πληθωρισμού. Επιταχύνσεις και επιβραδύνσεις στην προσφορά χρήματος και στον πληθωρισμό εξηγούν ένα ασήμαντο μέρος της μεταβλητότητας στην παραγωγή και την κατανάλωση και ένα μικρό μέρος της μεταβλητότητας των επενδύσεων. Τα αποτελέσματα οδηγούν προς ένα πρόσθετο μόνιμο (ή τουλάχιστον υψηλής επιμονής) συστατικό (στοιχείο) που σχετίζεται με τα πραγματικά επιτόκια το οποίο έχει μεγάλη επίδραση πάνω στην επένδυση.

Ωστόσο η έρευνα πάνω στη θεωρία των πραγματικών οικονομικών κύκλων έχει ασχοληθεί, όπως είδαμε στη βιβλιογραφική επισκόπηση, με πολλές παραλλαγές και επεκτάσεις του όπως με το να συμπεριλάβει φορολογικές στρεβλώσεις ή ακόμα και να συμπεριλάβει πολλούς κλάδους της οικονομίας και ειδικές διαταραχές κατά κλάδο ενώ υπάρχουν και μελέτες που διερεύνησαν τις συνεπαγωγές του στη διαδικασία μετάδοσης των διαταραχών μεταξύ των κλάδων. Μια πιθανή επέκταση των υποδειγμάτων, θα ήταν να συμπεριληφθεί ένας σημαντικός πραγματικός (κατά κάποιον τρόπο) παράγοντας αλλά μέχρι τώρα μη μετρήσιμος στις κρίσεις που συμβαίνουν ανά τον κόσμο όπως είναι η ψυχολογία της αγοράς.

Σύμφωνα με τον Krugman (2008) είναι πιθανόν η απώλεια εμπιστοσύνης σε μια χώρα να προκαλέσει οικονομική κρίση που δικαιώνει αυτή την απώλεια εμπιστοσύνης – δηλαδή οι χώρες μπορεί να είναι ευάλωτες σε αυτές που οι οικονομολόγοι αποκαλούν «αυτό-εκπληρούμενες κερδοσκοπικές επιθέσεις», σε κερδοσκοπικές επιθέσεις που γίνονται επειδή ακριβώς αναμένονται ή προβλέπονται. (χαρακτηριστικά παραδείγματα τέτοιων γεγονότων είναι η Λατινική Αμερική και η Ασία την δεκαετία του '90). Έτσι αποκτά κρίσιμο μέγεθος η ψυχολογία της αγοράς ,

τόσο κρίσιμο που οι προσδοκίες ακόμη και οι προκαταλήψεις των επενδυτών , μετατρέπονται σε θεμελιώδη μεγέθη της οικονομίας , επειδή ακριβώς θεωρεί πραγματικό αυτό που πιστεύει.

ΑΡΘΟΓΡΑΦΙΑ

- Barsky, Robert and Lutz Kilian,(2004), “Oil and the Macroeconomy Since the 1970s,” *Journal of Economic Perspectives*, **18**, 115-134.
- Baxter, Marianne and King, Robert G. (1993). «Fiscal Policy in General Equilibrium». *American Economic Review* 83 (Ιούλιος): 416-436.
- Beaudry, Paul and Franck Portier,(2004) “An exploration into Pigou’s theory of cycles,” *Journal of Monetary Economics*, **51**, 1183-1216.
- Beveridge Stephen, Nelson Charles R, “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with particular attention to Measurement of the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics* 7 (1981) 151-174.
- Blanchard Olivier J. and Quah, Danny, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *The American Economic Review*, Vol.79, No.4 (Sep., 1989), pp.655-673.
- Burnside, Graig, Martin Eichenbaum, and Sergio Rebelo,(1996),“Sectoral Solow Residuals,” *European Economic Review*, **40**, 861-869.
- Campell, John Y. and Mankiw, N. Gregory, (1987b) “Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations” *American Economic Review Proceedings*, May 1987, 111-17.
- Christiano, Lawrence J. και Eichenbaum, Martin (1992). “Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations”. *American Economic Review* 82 (Ιούλιος): 430-450.
- Clark, Peter, ““The cyclical component in U.S.Economic activity” *Quarterly Journal of Economics*, November 1987, 797-814.
- Dickey, David A. and Fuller, Wayne A., “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, June 1979, **74**, 427-31.
- Engle, Robert F. and Granger, Clive W.J., “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, March 1987, **55**, 251-76.
- Evans, George, “Output and unemployment dynamics in the United States: 1950-1985,” London School of Economics, 1987.
- Evans, Charles L., “Productivity Shocks and Real Business Cycles,” *Journal of Monetary Economics* **29**, 191-208,1992.

Friedman, Milton, "A theory of the Consumption Function", Princeton University Press: Princeton, NJ, 1957.

Finn E. Kydland και Edward C. Prescott το 1982 στο έργο τους "Time to Build and Aggregate Fluctuations."

Finn, Mary,(2000) "Perfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity," *Journal of Money, Credit and Banking* **32**, 400-416.

Greenwood, Jeremy, Zvi Hercowitz and Per Krusell,(1997), "Long-Run Implications of Investment-Specific Technological Change," *American Economic Review*, **87**: 342-362.

Hall, Robert,(1988),"The relation Between Price and Marginal Cost in U.S. Industry," *Journal of Political Economy*, **96**: 921-47.

Johansen, Soren, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, April 1998, **12**, 231-54.

Kim, In-Moo and Prakash Loungani,(1992), "The Role of Energy in Real Business Cycle Models," *Journal of Monetary Economics*, **29**, 173-90.

King G. Robert, Plosser I. Charles and Rebelo T. Sergio, "PRODUCTION, GROWTH AND BUSINESS CYCLES, II. New Directions", *Journal of Monetary Economics* 21 (1988) 309-341.

King G. Robert, Plosser I. Charles, Stock H. James and Watson W.Mark, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations" *American Economic Review*, September 1991, 819-840.

Lilien, David M. (1982). "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment" *Journal of Political Economy* 90 (Αύγουστος): 777-793.

Long, John B. and Plosser, Charles I. (1983). «Real Business Cycles». *Journal of Political Economy* 91(Φεβρουάριος): 39-69.

Rebelo Sergio, "Real Business Cycle Models: Past, Present and Future" March 2005.

Piyabha Kongsamut, Rebelo, S., Danyang X., "Beyond Balanced Growth", *Review of economic studies* (2001), 68, 869-882.

Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality" *Econometrica*, January 1980, **48**, 1-48.

Solow, Robert M., "Growth Theory: An Exposition", Oxford: Clarendon Press, 1970.

Stock H. James, and Watson W. Mark, "Testing for Common Trends", Journal of the American Statistical Association, Vol.83, No.404 (Dec., 1988), pp.1097-1107.

Wallis F. Kenneth., "Econometric Implications of the Rational Expectations Hypothesis", *Econometrica*, Vol.48, No.1 (Jan., 1980), pp.49-73.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Greene H. William, "*ECONOMETRIC ANALYSIS*", Sixth Edition.

Gujarati D.N.(1995), *Basic Econometrics*, Third Edition ,McGraw-Hill, New York.

Hamilton D.James, (1994) "*Time Series Analysis*" Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

Jarrett Jeffrey, "*ΜΕΘΟΔΟΙ ΠΡΟΒΛΕΨΕΩΝ για Οικονομικές και Επιχειρηματικές Αποφάσεις*" GUTENBERG, ΑΘΗΝΑ 2000,κεφ.10.

Krugman Paul, "The return of depression economics and the crisis of 2008," Εκδόσεις Καστανιώτη, Αθήνα 2009.

Romer David, "*Προχωρημένη Μακροοικονομική*", Πρώτη Έκδοση, Εκδόσεις Τυπωθήτω, Αθήνα 2006,κεφ.4-6.

Samuelson-Nordhaus (2000), *Οικονομική*, Παπαζήσης, κεφ.23-24.

Tsay S. Ruey, "*Analysis of Financial Time Series*", Copyright 2002 John Wiley & Sons, Inc, Chapter 8.

Ανδρικόπουλος Α. Ανδρέας, "*ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΑ ΒΑΣΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ ΚΑΙ ΕΦΑΡΜΟΓΕΣ*", Τόμος Α', Τρίτη έκδοση, Εκδόσεις Ευγ. Μπένου, ΑΘΗΝΑ 2003.

Δημέλη Σοφία, "*ΣΥΓΧΡΟΝΕΣ ΜΕΘΟΔΟΙ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ*", Εκδόσεις ΚΡΙΤΙΚΗ, 2003.

Τσουλιφίδης ,Λ.(2004) "*Ιστορία της Οικονομικής θεωρίας και πολιτικής*" Εκδόσεις Πανεπιστημίου Μακεδονίας ,κεφ.14.

Συριόπουλος Κ. "*Ανάλυση και έλεγχοι μονομεταβλητών χρηματοοικονομικών χρονολογιών σειρών*" κεφ.3, σελ.53).

Διαλέξεις του μαθήματος "*Μακροοικονομική Ανάλυση και Πολιτική*", έτους 2008, Αν. Καθηγητή κ. Μ. Ζουμπουλάκη.

Διαλέξεις του μαθήματος "*Μακροοικονομική Ανάλυση και Πολιτική*", έτους 2008, Λέκτορας Ι. Ψαριανός.

ΠΗΓΕΣ ΔΙΑΔΥΚΤΙΟ

- <http://www.amosweb.com>

- <http://books.google.gr>
- <http://www.britannica.com>
- <http://cepa.newschool.edu/het/profiles/sismondi.htm>
- <http://www.cyclesresearchinstitute.org/kitchin.html>
- <http://www.econlib.org/library/Enc/bios/Schumpeter.html>
- <http://www.economyprofessor.com>
- <http://www.historyguide.org/intellect/marx.html>
- <http://homepage.newschool.edu/het/profiles>
- http://www.investorwords.com/2741/leading_indicator.html
- <http://mises.org/misestributes/misesjgh.asp>
- www.nowandfutures.com
- www.publicissue.gr
- www.wikipedia.org

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

(1) Συνθήκες στασιμότητας ενός VAR(1) μοντέλου.

Υποθέτουμε ότι το πιο κάτω VAR(1) υπόδειγμα είναι στάσιμο.

$$r_t = \phi_0 + \phi r_{t-1} + a_t \quad (\text{A.1})$$

Παίρνοντας τις αναμενόμενες τιμές του μοντέλου και υποθέτοντας ότι $E(a_t)=0$ έχουμε:

$$E(r_t) = \phi_0 + \phi E(r_{t-1}) \quad (\text{A.2})$$

Επειδή $E(r_t)$ είναι ανεξάρτητο του χρόνου, έχουμε:

$$\mu \equiv E(r_t) = (I - \Phi)^{-1} \Phi_0 \quad (\text{A.3})$$

Όπου I είναι ένας $K \times K$ μοναδιαίος πίνακας.

Χρησιμοποιώντας όπου $\Phi_0 = (I - \Phi)\mu$ το VAR(1) υπόδειγμα της εξίσωσης A.1 γίνεται :

$$(r_t - \mu) = \Phi(r_{t-1} - \mu) + a_t \quad (\text{A.4})$$

Ορίζοντας με $\tilde{r}_t = r_t - \mu$ τον διόρθωμένο μέσο της χρονολογικής σειράς, το VAR(1) γίνεται:

$$\tilde{r}_t = \Phi \tilde{r}_{t-1} + a_t \quad (\text{A.5})$$

Αυτό το υπόδειγμα μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να παραγάγει ιδιότητες για το VAR(1) μοντέλο. Με αντικαταστάσεις προκύπτει:

$$\tilde{r}_t = a_t + \Phi a_{t-1} + \Phi^2 a_{t-2} + \Phi^3 a_{t-3} + \dots$$

Αυτή η έκφραση του VAR(1) δείχνει πολλές ιδιότητες του. Πρώτον, αφού το a_t είναι γραμμικά ασυσχέτιστο, έπεται ότι $\text{Cov}(a_t, r_{t-1}) = 0$. Στην πραγματικότητα, το a_t είναι ασυσχέτιστο με το $r_{t-\lambda}$ για όλα τα $\lambda > 0$. για αυτόν τον λόγο, το a_t αναφέρεται και ως διαταραχή ή καινοτομία της χρονολογικής σειράς στην χρονική στιγμή t . Επίσης το a_t είναι ασυσχέτιστο με τις περασμένες τιμές r_{t-j} ($j > 0$) για όλα τα μοντέλα χρονολογικών σειρών. Δεύτερον, για ένα VAR(1) μοντέλο, το r_t εξαρτάται από τις προηγούμενες καινοτομίες a_{t-j} με μήτρα συντελεστών Φ^j . Μια τέτοια εξάρτηση για να είναι σημαντική πρέπει η Φ^j να συγκλίνει στο μηδέν όσο το $j \rightarrow \infty$. Αυτό σημαίνει ότι οι K ιδιοτιμές της Φ πρέπει να έχουν μικρότερη τιμή από 1 στο συντελεστή. Αλλιώς η Φ^j είτε θα έχει τιμή που θα αυξάνεται συνεχώς (εκραγεί) είτε θα συγκλίνει σε μια διαφορετική από το μηδέν μήτρα όσο το $j \rightarrow \infty$. Στην πραγματικότητα, η απαίτηση ότι όλες οι ιδιοτιμές της Φ είναι μικρότερες από 1 στο συντελεστή είναι ο

απαραίτητος και ικανοποιητικός όρος για την ύπαρξη στασιμότητας του r_t υπό τον όρο ότι η μήτρα συνδιακύμανσης του a_t υπάρχει. Σημειωτέων ότι αυτή η συνθήκη στασιμότητας ανάγεται σε αυτή της μονομεταβλητής AR(1) περίπτωσης όπου η συνθήκη είναι $|\Phi| < 1$.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

Τι εννοούμε με τον όρο μειωμένη μορφή (reduced form) και τι με τον όρο δομική μορφή (structural form).

Μια πολλών μεταβλητών χρονολογική σειρά r_t είναι μια VAR διαδικασία βαθμού 1 ή VAR(1) για συντομία, εάν ακολουθεί το μοντέλο:

$$r_t = \phi_0 + \Phi r_{t-1} + a_t \quad (B.1)$$

Όπου Φ_0 είναι ένα k -διαστάσεων διάνυσμα, Φ είναι μια $k \times k$ μήτρα και $\{a_t\}$ είναι μια ακολουθία σειριακά ασυσχέτιστων τυχαίων διανυσμάτων με μέσο μηδέν και μήτρα συνδιακύμανσης Σ . Στην εφαρμογή, η μήτρα συνδιακύμανσης Σ απαιτείται να είναι θετικά ορισμένη, διαφορετικά, η διάσταση της r_t μπορεί να μειωθεί.

Έστω το διμεταβλητό σύστημα [με $k=2$, $r_t = (r_{1t}, r_{2t})'$ και $a_t = (a_{1t}, a_{2t})'$]. Το VAR(1) υπόδειγμα αποτελείται από τις παρακάτω εξισώσεις:

$$r_{1t} = \phi_{10} + \phi_{11}r_{1,t-1} + \phi_{12}r_{2,t-1} + a_{1t} \quad (B.2)$$

$$r_{2t} = \phi_{20} + \phi_{21}r_{1,t-1} + \phi_{22}r_{2,t-1} + a_{2t} \quad (B.3)$$

Όπου Φ_{ij} είναι το (i,j) στοιχείο του Φ και Φ_{i0} είναι το i στοιχείο του Φ_0 . Σύμφωνα με την δεύτερη εξίσωση το Φ_{12} δηλώνει την γραμμική εξάρτηση του r_{1t} από το $r_{2,t-1}$ υπό την παρουσία του $r_{1,t-1}$. Εάν το $\Phi_{12} = 0$ τότε το r_{1t} δεν εξαρτάται από το $r_{2,t-1}$ και το υπόδειγμα δείχνει ότι το r_{1t} εξαρτάται μόνο από τις δικές του προηγούμενες τιμές. Όμοια, εάν $\Phi_{21} = 0$, τότε η δεύτερη εξίσωση δείχνει ότι το r_{2t} δεν εξαρτάται από $r_{1,t-1}$.

Γενικά, η μήτρα των συντελεστών Φ μετράει την δυναμική εξάρτηση του r_t . Η ταυτόχρονη σχέση μεταξύ r_{1t} και r_{2t} φαίνεται από τα εκτός της διαγώνιου στοιχεία σ_{12} της μήτρας συνδιακύμανσης Σ του a_t . Εάν $\sigma_{12} = 0$, δεν υπάρχει ταυτόχρονη γραμμική σχέση μεταξύ των δυο χρονολογικών σειρών. Στην βιβλιογραφία της οικονομετρίας, το VAR(1) υπόδειγμα ονομάζεται μειωμένη-μορφή του υποδείγματος επειδή δεν παρουσιάζει σαφώς την ταυτόχρονη εξάρτηση μεταξύ των χρονολογικών σειρών. Εάν είναι απαραίτητο, μια ακριβής έκφραση που περιλαμβάνει την ταυτόχρονη σχέση μπορεί να εξαχθεί από το υπόδειγμα μειωμένης-μορφής με έναν απλό γραμμικό μετασχηματισμό. Επειδή η Σ είναι θετικά ορισμένη, υπάρχει μια

χαμηλότερη τριγωνική μήτρα L με μοναδιαία τριγωνικά στοιχεία και μια διαγώνια μήτρα G έτσι ώστε $\Sigma = LGL'$. Επομένως $L^{-1}\Sigma(L')^{-1} = G$.

Ορίζουμε $b_i = (b_{1i}, b_{2i}, \dots, b_{ki})' = L^{-1}\alpha_i$. Τότε

$$E(b_i) = L^{-1}E(\alpha_i) = 0, \text{ Cov}(b_i) = L^{-1}\Sigma(L')^{-1} = L^{-1}\Sigma(L')^{-1} = G$$

Αφού G είναι μια διαγώνια μήτρα τα συστατικά της b_i είναι ασυσχέτιστα. Πολλαπλασιάζοντας με L^{-1} από τα αριστερά το μοντέλο (B.1) γίνεται:

$$L^{-1}r_i = L^{-1}\phi_0 + L^{-1}\Phi r_{i-1} + L^{-1}\alpha_i = \phi_0^* + \phi^* r_{i-1} + b_i \quad (\text{B.4})$$

Όπου $\Phi_0^* = L^{-1}\Phi_0$ είναι ένα k διαστάσεων διάνυσμα και $\Phi^* = L^{-1}\Phi$ είναι ένας $k \times k$ πίνακας. Εξαιτίας της ειδικής δομής του πίνακα (μήτρας), η k th σειρά του L^{-1} είναι της μορφής $(w_{k1}, w_{k2}, \dots, w_{k,k-1}, 1)$. Συνεπώς, η k th εξίσωση του συστήματος του μοντέλου (B.4) είναι :

$$r_{kt} + \sum_{i=1}^{k-1} w_{ki} r_{it} = \phi_{k,0}^* + \sum_{i=1}^k \phi_{ki}^* r_{i,t-1} + b_{kt} \quad (\text{B.5})$$

Όπου $\phi_{k,0}^*$ είναι το k th στοιχείο της ϕ_0^* και ϕ_{ki}^* είναι το (k,i) th στοιχείο της Φ^* . Επειδή το b_{kt} είναι ασυσχέτιστο με το b_{it} για $1 \leq i < k$, η (B.5) δείχνει σαφώς την ταυτόχρονη γραμμική εξάρτηση του r_{kt} με το r_{it} , όπου $1 \leq i \leq k-1$. Αυτή η εξίσωση αναφέρεται ως δομική εξίσωση για το r_{kt} στην οικονομετρική βιβλιογραφία. Επομένως, η μειωμένη μορφή του μοντέλου (B.1) είναι ισοδύναμη με την δομική δομή (B.5). Στις χρονολογικές σειρές το μοντέλο μειωμένης μορφής χρησιμοποιείται για δυο λόγους. Ο πρώτος είναι η ευκολία στους υπολογισμούς, ενώ ο δεύτερος και κυριότερος λόγος είναι ότι οι ταυτόχρονες συσχετίσεις δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν στην πρόβλεψη. (Hamilton J.D.,1994).

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ

Έλεγχος αυτοσυσχέτισης με κορελόγραμμα για την μεταβλητή κατανάλωση (co) σε επίπεδα.

Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 167

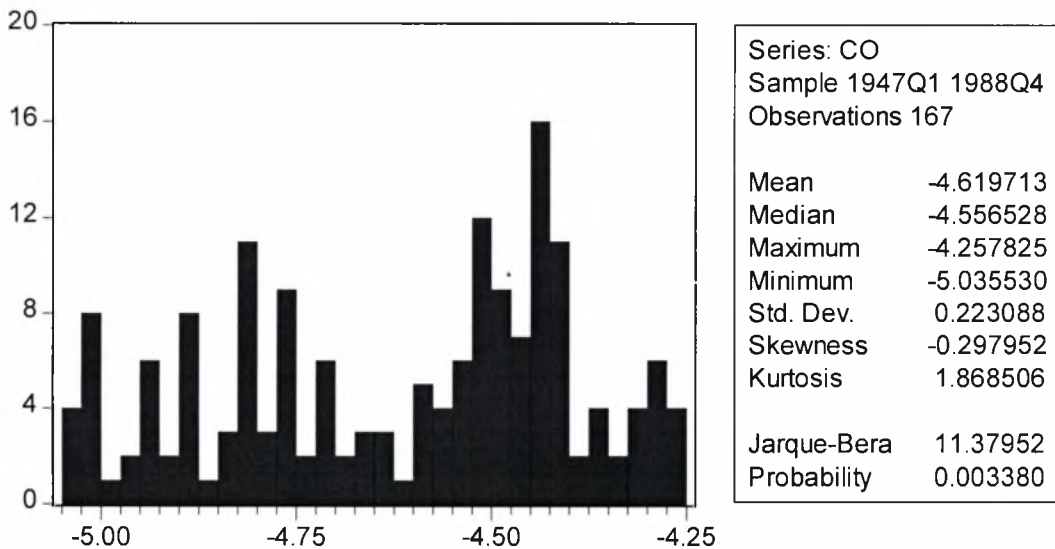
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.978	0.978	162.75	0.000
. *****	. .	2	0.960	0.059	320.31	0.000
. *****	. .	3	0.940	-0.021	472.52	0.000
. *****	. .	4	0.921	-0.023	619.27	0.000
. *****	. .	5	0.901	-0.014	760.61	0.000
. *****	. .	6	0.881	-0.014	896.58	0.000
. *****	. .	7	0.861	-0.011	1027.2	0.000
. *****	. .	8	0.841	-0.011	1152.6	0.000
. *****	. .	9	0.820	-0.017	1272.8	0.000
. *****	. .	10	0.800	-0.016	1387.8	0.000
. *****	. .	11	0.779	-0.009	1497.7	0.000
. *****	. .	12	0.759	-0.009	1602.5	0.000
. *****	. .	13	0.739	0.004	1702.7	0.000
. *****	. .	14	0.720	0.006	1798.4	0.000
. *****	. .	15	0.703	0.044	1890.3	0.000
. *****	. .	16	0.686	-0.030	1978.1	0.000
. *****	. .	17	0.669	0.019	2062.4	0.000
. *****	. .	18	0.652	-0.028	2142.9	0.000
. *****	. .	19	0.634	-0.016	2219.6	0.000
. *****	. .	20	0.617	-0.002	2292.8	0.000
. *****	. .	21	0.601	-0.005	2362.5	0.000
. *****	. .	22	0.585	0.009	2429.1	0.000
. *****	. .	23	0.569	-0.008	2492.5	0.000
. *****	. .	24	0.554	0.028	2553.1	0.000
. *****	. .	25	0.540	-0.009	2611.1	0.000
. *****	. .	26	0.526	-0.003	2666.4	0.000
. *****	. .	27	0.511	-0.014	2719.1	0.000
. *****	. .	28	0.496	-0.024	2769.1	0.000
. *****	. .	29	0.481	-0.011	2816.5	0.000
. *****	. .	30	0.466	-0.028	2861.2	0.000
. ***	. .	31	0.450	0.007	2903.3	0.000
. ***	. .	32	0.436	-0.006	2942.9	0.000
. ***	. .	33	0.421	-0.002	2980.3	0.000
. ***	. .	34	0.407	0.006	3015.5	0.000
. ***	. .	35	0.393	-0.007	3048.6	0.000
. ***	. .	36	0.379	-0.018	3079.5	0.000

Έλεγχος πρώτων διαφορών σε κορελόγραμμα για την μεταβλητή κατανάλωση
(co). Βλέπουμε ότι είναι στάσιμη.

Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 165

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.065	0.065	0.7176	0.397
. **	. **	2	0.232	0.229	9.8497	0.007
. .	. .	3	0.056	0.031	10.379	0.016
. .	* .	4	-0.009	-0.070	10.393	0.034
. .	. .	5	-0.036	-0.056	10.613	0.060
* .	* .	6	-0.104	-0.090	12.499	0.052
. *	. *	7	0.099	0.143	14.223	0.047
* .	* .	8	-0.171	-0.144	19.342	0.013
. .	. .	9	0.060	0.032	19.986	0.018
. .	. *	10	0.022	0.074	20.069	0.029
. .	. .	11	-0.010	-0.027	20.085	0.044
. .	* .	12	-0.027	-0.062	20.213	0.063
. .	. .	13	-0.028	-0.015	20.360	0.087
* .	* .	14	-0.119	-0.145	22.958	0.061
. .	. *	15	-0.015	0.078	23.000	0.084
. .	. .	16	0.026	0.060	23.125	0.110
. .	. .	17	0.029	0.022	23.279	0.140
. .	. .	18	0.027	0.006	23.415	0.175
. .	* .	19	-0.020	-0.070	23.490	0.216
* .	* .	20	-0.084	-0.137	24.825	0.208
. .	. .	21	-0.043	0.036	25.176	0.240
. .	. *	22	0.051	0.085	25.672	0.266
* .	* .	23	-0.098	-0.081	27.531	0.234
. .	. .	24	-0.005	-0.008	27.535	0.280
. .	. .	25	-0.028	-0.023	27.690	0.322
. *	. *	26	0.071	0.080	28.692	0.325
. *	. *	27	0.093	0.125	30.428	0.295
. .	. .	28	0.059	-0.043	31.130	0.311
. .	. .	29	0.055	-0.029	31.745	0.331
* .	. .	30	-0.084	-0.045	33.198	0.314
. .	* .	31	-0.039	-0.076	33.517	0.346
. .	. .	32	-0.048	0.029	34.003	0.371
. .	. .	33	-0.039	-0.011	34.324	0.404
. .	. .	34	0.031	0.021	34.524	0.443
. .	. .	35	0.019	0.065	34.599	0.487
. .	* .	36	-0.055	-0.105	35.249	0.504

Το ιστόγραμμα της μεταβλητής consume



Μια χρήσιμη ιδιότητα της κανονικής κατανομής είναι ότι όλες οι «μονές» ροπές μεγαλύτερες της δευτέρας τάξεως είναι ίσες με το μηδέν. Έτσι η ασυμμετρία (skewness), δηλαδή το στατιστικό μέτρο που μας πληροφορεί αν οι τιμές μιας μεταβλητής διατάσσονται συμμετρικά γύρω από τον μέσο της κατανομής, και που αντιστοιχεί στην ροπή τρίτης τάξης, είναι ίση με μηδέν. Επίσης η ροπή τέταρτης τάξης η οποία μετρά την κύρτωση της μεταβλητής είναι περίπου στο τρία. Υπενθυμίζεται ότι η κύρτωση μετρά τον βαθμό συγκέντρωσης των τιμών μιας μεταβλητής στην περιοχή του μέσου αριθμητικού και προς τα άκρα δεξιά και αριστερά αυτού (Συριόπουλος Κ.) Ο έλεγχος Jarque-Bera είναι ένας από κοινού έλεγχος για την κανονικότητα μιας μεταβλητής αφού χρησιμοποιεί και τους δυο συντελεστές, κύρτωσης και ασυμμετρίας. Συγκρίνουμε της στατιστική Jarque-Bera με την κριτική τιμή που παίρνουμε από την κατανομή χ^2 για δυο βαθμούς ελευθερίας. Βλέπουμε ότι η στατιστική Jarque-Bera είναι μεγαλύτερη της χ^2 για δυο βαθμούς ελευθερίας αφού $11,379 > 5,99$ για $\alpha=0,05$ άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και έτσι δεν έχουμε κανονική κατανομή.

Έλεγχος αυτοσυσχέτισης με κορελόγραμμα για την μεταβλητή παραγωγή (Y)
σε επίπεδα. Βλέπουμε ότι δεν είναι στάσιμη.

Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 168

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.981	0.981	164.54	0.000
. *****	* .	2	0.960	-0.059	323.06	0.000
. *****	. .	3	0.938	-0.031	475.36	0.000
. *****	. .	4	0.917	0.005	621.72	0.000
. *****	. .	5	0.897	0.017	762.56	0.000
. *****	. .	6	0.878	0.019	898.34	0.000
. *****	. .	7	0.859	0.000	1029.3	0.000
. *****	. .	8	0.841	0.007	1155.7	0.000
. *****	. .	9	0.823	-0.020	1277.5	0.000
. *****	. .	10	0.804	-0.039	1394.4	0.000
. *****	. .	11	0.784	-0.023	1506.3	0.000
. *****	. .	12	0.763	-0.050	1612.8	0.000
. *****	. *	13	0.745	0.080	1714.9	0.000
. *****	. .	14	0.729	0.040	1813.4	0.000
. *****	. .	15	0.714	0.027	1908.7	0.000
. *****	. .	16	0.701	0.012	2001.1	0.000
. *****	. .	17	0.687	-0.032	2090.5	0.000
. *****	. .	18	0.673	-0.019	2176.6	0.000
. *****	. .	19	0.657	-0.022	2259.5	0.000
. *****	. .	20	0.641	-0.034	2338.7	0.000
. *****	. .	21	0.624	0.010	2414.4	0.000
. *****	. .	22	0.608	-0.013	2486.8	0.000
. *****	. .	23	0.593	-0.001	2555.9	0.000
. ****	. .	24	0.579	0.037	2622.4	0.000
. ****	. .	25	0.567	0.003	2686.6	0.000
. ****	. .	26	0.553	-0.020	2748.2	0.000
. ****	. .	27	0.539	-0.045	2806.9	0.000
. ****	. .	28	0.523	-0.018	2862.6	0.000
. ****	. .	29	0.505	-0.041	2915.1	0.000
. ****	. .	30	0.487	-0.034	2964.2	0.000
. ****	. .	31	0.470	0.019	3010.2	0.000
. ***	. .	32	0.453	-0.008	3053.3	0.000
. ***	. .	33	0.439	0.030	3094.0	0.000
. ***	. .	34	0.425	0.010	3132.5	0.000
. ***	. .	35	0.411	-0.033	3168.8	0.000
. ***	. .	36	0.395	-0.039	3202.6	0.000

Έλεγχος πρώτων διαφορών σε κορελόγραμμα για την μεταβλητή παραγωγή (y). Βλέπουμε ότι είναι στάσιμη.

Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 167

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. ***	. ***	1	0.348	0.348	20.611	0.000
. *	. *	2	0.188	0.076	26.664	0.000
. .	* .	3	-0.004	-0.105	26.667	0.000
** .	** .	4	-0.198	-0.209	33.444	0.000
** .	* .	5	-0.209	-0.083	41.079	0.000
* .	. .	6	-0.156	-0.008	45.352	0.000
* .	* .	7	-0.148	-0.078	49.232	0.000
* .	* .	8	-0.107	-0.081	51.270	0.000
* .	. .	9	-0.064	-0.049	51.997	0.000
. .	. *	10	0.050	0.073	52.448	0.000
. .	* .	11	0.020	-0.059	52.518	0.000
* .	** .	12	-0.090	-0.195	53.981	0.000
* .	* .	13	-0.116	-0.117	56.456	0.000
* .	. .	14	-0.114	-0.027	58.833	0.000
* .	. .	15	-0.075	-0.017	59.887	0.000
. *	. *	16	0.079	0.066	61.055	0.000
. *	. .	17	0.114	-0.001	63.501	0.000
. *	. .	18	0.146	0.026	67.530	0.000
. *	. .	19	0.107	-0.019	69.705	0.000
. .	. .	20	0.088	0.010	71.198	0.000
. .	* .	21	-0.022	-0.090	71.295	0.000
. .	. .	22	-0.056	-0.020	71.903	0.000
* .	. .	23	-0.075	0.012	73.012	0.000
* .	. .	24	-0.072	0.005	74.026	0.000
. .	. .	25	-0.007	0.037	74.037	0.000
. .	. .	26	0.024	-0.015	74.153	0.000
. .	* .	27	-0.016	-0.089	74.204	0.000
. *	. *	28	0.079	0.094	75.475	0.000
. .	. .	29	0.010	-0.011	75.495	0.000
* .	* .	30	-0.106	-0.152	77.828	0.000
. .	. .	31	-0.046	0.034	78.259	0.000
. .	. .	32	-0.040	0.065	78.598	0.000
. .	. .	33	-0.013	0.018	78.632	0.000
. *	. *	34	0.168	0.147	84.616	0.000
. .	* .	35	0.056	-0.116	85.293	0.000
. .	. .	36	0.052	-0.047	85.885	0.000

Έλεγχος αυτοσυσχέτισης με κορελόγραμμα για την μεταβλητή επένδυση (IN)
σε επίπεδα. Βλέπουμε ότι δεν είναι στάσιμη.

Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 168

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.972	0.972	161.71	0.000
. *****	** .	2	0.934	-0.207	311.90	0.000
. *****	. .	3	0.895	-0.001	450.64	0.000
. *****	. *	4	0.861	0.072	579.77	0.000
. *****	. .	5	0.831	0.031	700.86	0.000
. *****	. .	6	0.805	0.030	815.21	0.000
. *****	. .	7	0.782	0.021	923.69	0.000
. *****	. .	8	0.761	0.024	1027.1	0.000
. *****	. .	9	0.738	-0.048	1125.0	0.000
. *****	. .	10	0.713	-0.041	1216.8	0.000
. *****	. .	11	0.685	-0.026	1302.3	0.000
. *****	. .	12	0.659	0.017	1381.8	0.000
. *****	. .	13	0.637	0.061	1456.6	0.000
. *****	. *	14	0.624	0.114	1528.8	0.000
. *****	. .	15	0.616	0.034	1599.6	0.000
. *****	. .	16	0.609	0.006	1669.4	0.000
. *****	. .	17	0.601	-0.031	1737.6	0.000
. *****	. .	18	0.590	-0.002	1803.8	0.000
. *****	. .	19	0.578	0.004	1867.8	0.000
. *****	. .	20	0.566	0.015	1929.5	0.000
. *****	. .	21	0.554	0.016	1989.2	0.000
. *****	. .	22	0.544	-0.010	2047.1	0.000
. *****	. .	23	0.532	-0.049	2102.9	0.000
. *****	. *	24	0.526	0.101	2157.7	0.000
. *****	. .	25	0.521	-0.004	2211.8	0.000
. *****	. .	26	0.516	0.011	2265.4	0.000
. *****	. .	27	0.508	-0.026	2317.7	0.000
. *****	. .	28	0.496	-0.048	2367.8	0.000
. *****	. *	29	0.479	-0.064	2414.8	0.000
. *****	. .	30	0.459	-0.037	2458.5	0.000
. *****	. .	31	0.441	0.021	2499.1	0.000
. *****	. .	32	0.425	-0.017	2537.0	0.000
. *****	. .	33	0.410	0.021	2572.6	0.000
. *****	. .	34	0.400	0.047	2606.8	0.000
. *****	. .	35	0.390	-0.044	2639.3	0.000
. *****	. *	36	0.372	-0.135	2669.3	0.000

Έλεγχος πρώτων διαφορών σε κορελόγραμμα για την μεταβλητή επένδυση
(IN) Βλέπουμε ότι είναι στάσιμη.

Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 167

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. ****	. ****	1	0.477	0.477	38.673	0.000
. *	* .	2	0.142	-0.110	42.135	0.000
. .	* .	3	-0.035	-0.075	42.343	0.000
** .	* .	4	-0.189	-0.165	48.541	0.000
** .	* .	5	-0.218	-0.065	56.839	0.000
* .	. .	6	-0.121	0.030	59.413	0.000
* .	* .	7	-0.116	-0.108	61.798	0.000
* .	* .	8	-0.149	-0.125	65.747	0.000
. .	. *	9	-0.006	0.107	65.753	0.000
. .	. .	10	0.045	-0.016	66.115	0.000
. .	* .	11	-0.029	-0.123	66.267	0.000
* .	** .	12	-0.173	-0.240	71.722	0.000
* .	. .	13	-0.187	-0.046	78.099	0.000
* .	. .	14	-0.161	-0.033	82.875	0.000
* .	* .	15	-0.112	-0.095	85.212	0.000
. .	. .	16	0.019	-0.016	85.278	0.000
. .	* .	17	0.035	-0.084	85.506	0.000
. .	. .	18	0.052	-0.001	86.026	0.000
. .	* .	19	0.054	-0.083	86.575	0.000
. .	* .	20	0.055	-0.074	87.156	0.000
. *	. .	21	0.079	0.052	88.361	0.000
. .	* .	22	0.028	-0.072	88.517	0.000
. .	* .	23	-0.012	-0.064	88.547	0.000
. .	. .	24	-0.011	-0.041	88.570	0.000
. .	. .	25	0.028	-0.000	88.723	0.000
. .	. .	26	0.063	0.014	89.514	0.000
. *	. .	27	0.117	0.013	92.292	0.000
. *	. .	28	0.087	-0.016	93.822	0.000
. .	. .	29	0.047	0.025	94.265	0.000
. .	* .	30	-0.041	-0.098	94.605	0.000
. .	. .	31	-0.035	0.038	94.855	0.000
. .	. .	32	-0.026	-0.000	95.000	0.000
. .	. .	33	-0.036	0.020	95.276	0.000
. .	. *	34	0.040	0.098	95.615	0.000
. *	. .	35	0.083	0.055	97.079	0.000
. .	* .	36	0.002	-0.070	97.080	0.000

Έλεγχος αυτοσυσχέτισης με κορελόγραμμα για την μεταβλητή προσφορά χρήματος (MP) σε επίπεδα. Βλέπουμε ότι δεν είναι στάσιμη.

Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 168

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.987	0.987	166.74	0.000
. *****	* .	2	0.972	-0.104	329.40	0.000
. *****	* .	3	0.955	-0.083	487.33	0.000
. *****	. .	4	0.937	-0.054	640.09	0.000
. *****	. .	5	0.918	-0.012	787.59	0.000
. *****	. .	6	0.897	-0.052	929.49	0.000
. *****	. .	7	0.876	-0.046	1065.5	0.000
. *****	. .	8	0.854	-0.012	1195.7	0.000
. *****	. .	9	0.832	0.016	1320.1	0.000
. *****	. .	10	0.812	0.024	1439.3	0.000
. *****	. .	11	0.791	-0.010	1553.2	0.000
. *****	. .	12	0.771	0.008	1662.1	0.000
. *****	. .	13	0.752	0.001	1766.4	0.000
. *****	. .	14	0.733	-0.001	1866.0	0.000
. *****	. .	15	0.714	-0.028	1961.1	0.000
. *****	. .	16	0.695	-0.018	2051.8	0.000
. *****	. .	17	0.676	0.003	2138.2	0.000
. *****	. .	18	0.658	0.008	2220.5	0.000
. *****	. .	19	0.639	-0.006	2298.9	0.000
. *****	. .	20	0.622	-0.003	2373.5	0.000
. *****	. .	21	0.604	-0.015	2444.3	0.000
. ****	. .	22	0.586	-0.009	2511.6	0.000
. ****	. .	23	0.569	-0.010	2575.2	0.000
. ****	. .	24	0.552	0.014	2635.6	0.000
. ****	. *	25	0.537	0.076	2693.2	0.000
. ****	. .	26	0.523	0.003	2748.3	0.000
. ****	. .	27	0.509	-0.025	2800.8	0.000
. ****	. .	28	0.496	-0.012	2850.9	0.000
. ****	. .	29	0.482	-0.008	2898.7	0.000
. ****	. .	30	0.469	0.002	2944.2	0.000
. ***	. .	31	0.456	-0.012	2987.7	0.000
. ***	. .	32	0.444	-0.009	3029.0	0.000
. ***	. .	33	0.430	-0.047	3068.1	0.000
. ***	. .	34	0.416	-0.019	3105.0	0.000
. ***	. .	35	0.402	0.013	3139.8	0.000
. ***	. .	36	0.387	-0.056	3172.2	0.000

Έλεγχος πρώτων διαφορών σε κορελόγραμμα για την μεταβλητή προσφορά χρήματος (MP), βλέπουμε ότι είναι στάσιμη.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. ****	. ****	1	0.583	0.583	57.829	0.000
. ***	. .	2	0.375	0.052	81.845	0.000
. **	. .	3	0.240	0.003	91.731	0.000
. *	. .	4	0.158	0.008	96.064	0.000
. *	. *	5	0.152	0.073	100.07	0.000
. .	* .	6	0.051	-0.107	100.53	0.000
. .	* .	7	-0.025	-0.062	100.63	0.000
. .	. .	8	-0.047	0.000	101.02	0.000
* .	. .	9	-0.074	-0.036	102.02	0.000
. .	. *	10	-0.001	0.097	102.02	0.000
. .	* .	11	-0.054	-0.099	102.55	0.000
. .	. .	12	-0.035	0.045	102.77	0.000
. .	. .	13	-0.031	-0.012	102.94	0.000
. .	. .	14	0.005	0.054	102.94	0.000
. .	. .	15	0.002	-0.053	102.94	0.000
. .	. .	16	-0.029	-0.029	103.10	0.000
. .	. *	17	0.033	0.104	103.30	0.000
. .	. .	18	0.057	0.012	103.92	0.000
. .	. .	19	0.026	-0.049	104.05	0.000
. *	. *	20	0.092	0.104	105.67	0.000
. *	. .	21	0.077	0.014	106.82	0.000
. .	* .	22	0.006	-0.136	106.82	0.000
* .	* .	23	-0.059	-0.065	107.50	0.000
* .	. .	24	-0.072	0.015	108.51	0.000
. .	. .	25	-0.040	0.032	108.82	0.000
. .	. *	26	0.032	0.106	109.03	0.000
. .	* .	27	-0.007	-0.083	109.04	0.000
. .	. .	28	-0.024	-0.001	109.16	0.000
* .	* .	29	-0.092	-0.084	110.89	0.000
* .	. .	30	-0.069	0.014	111.86	0.000
. .	. .	31	-0.033	-0.010	112.09	0.000
. .	. .	32	-0.031	0.002	112.28	0.000
. .	. .	33	-0.040	0.014	112.61	0.000
* .	. .	34	-0.065	-0.051	113.52	0.000
. .	. *	35	-0.006	0.079	113.52	0.000
. *	. *	36	0.074	0.089	114.70	0.000

Έλεγχος αυτοσυσχέτισης με κορελόγραμμα για την μεταβλητή ονομαστικό επιτόκιο (R) σε επίπεδα. Βλέπουμε ότι δεν είναι στάσιμη.

Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 168

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.961	0.961	157.92	0.000
. *****	* .	2	0.913	-0.141	301.20	0.000
. *****	. **	3	0.884	0.247	436.36	0.000
. *****	* .	4	0.851	-0.152	562.34	0.000
. *****	. .	5	0.813	0.029	678.19	0.000
. *****	* .	6	0.771	-0.141	783.00	0.000
. *****	. *	7	0.732	0.069	878.15	0.000
. *****	. **	8	0.714	0.204	969.22	0.000
. *****	. .	9	0.697	-0.045	1056.6	0.000
. *****	. .	10	0.669	-0.034	1137.5	0.000
. *****	. .	11	0.644	-0.012	1212.9	0.000
. *****	. .	12	0.626	0.048	1284.7	0.000
. *****	. .	13	0.610	-0.024	1353.3	0.000
. *****	. .	14	0.593	0.040	1418.6	0.000
. *****	. .	15	0.573	-0.024	1479.8	0.000
. *****	. .	16	0.553	0.012	1537.3	0.000
. *****	. .	17	0.539	-0.000	1592.3	0.000
. *****	. .	18	0.522	-0.052	1644.1	0.000
. *****	. .	19	0.499	-0.016	1691.7	0.000
. *****	. .	20	0.480	0.037	1736.2	0.000
. *****	. .	21	0.465	0.014	1778.2	0.000
. ****	* .	22	0.447	-0.059	1817.3	0.000
. ****	. .	23	0.430	0.062	1853.7	0.000
. ****	. .	24	0.418	0.027	1888.5	0.000
. ****	. .	25	0.411	0.056	1922.2	0.000
. ****	. .	26	0.406	-0.023	1955.3	0.000
. ****	* .	27	0.388	-0.140	1985.8	0.000
. ****	. .	28	0.367	0.014	2013.2	0.000
. ****	. .	29	0.354	-0.009	2038.9	0.000
. ****	* .	30	0.335	-0.075	2062.1	0.000
. ***	. .	31	0.313	0.040	2082.5	0.000
. ***	* .	32	0.287	-0.095	2099.9	0.000
. ***	. .	33	0.261	0.017	2114.3	0.000
. ***	. *	34	0.249	0.072	2127.5	0.000
. ***	. .	35	0.236	-0.043	2139.5	0.000
. ***	. *	36	0.221	0.104	2150.1	0.000

Έλεγχος πρώτων διαφορών σε κορρολόγραμμα για την μεταβλητή ονομαστικό επιτόκιο (R), βλέπουμε ότι είναι στάσιμη.

Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 167

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *	. *	1	0.167	0.167	4.7146	0.030
** .	** .	2	-0.281	-0.318	18.233	0.000
. *	. **	3	0.087	0.230	19.523	0.000
. *	* .	4	0.066	-0.122	20.278	0.000
. *	. **	5	0.071	0.221	21.146	0.001
. .	** .	6	-0.046	-0.208	21.521	0.001
*** .	** .	7	-0.328	-0.215	40.481	0.000
. .	. *	8	-0.014	0.074	40.514	0.000
. *	. .	9	0.171	-0.030	45.737	0.000
* .	. .	10	-0.061	0.033	46.399	0.000
* .	* .	11	-0.156	-0.152	50.828	0.000
. .	. *	12	-0.028	0.070	50.966	0.000
. .	* .	13	0.010	-0.136	50.983	0.000
. .	. .	14	0.054	0.058	51.527	0.000
. .	* .	15	-0.031	-0.089	51.708	0.000
* .	. .	16	-0.114	0.004	54.150	0.000
. .	. .	17	0.018	-0.019	54.214	0.000
. *	. .	18	0.110	0.010	56.515	0.000
* .	* .	19	-0.061	-0.080	57.218	0.000
* .	. .	20	-0.061	0.005	57.943	0.000
. .	. .	21	0.053	0.031	58.488	0.000
. .	* .	22	-0.011	-0.100	58.512	0.000
* .	. .	23	-0.064	-0.044	59.305	0.000
* .	* .	24	-0.070	-0.122	60.274	0.000
* .	. .	25	-0.059	0.030	60.955	0.000
. *	. .	26	0.106	0.032	63.203	0.000
. .	* .	27	0.014	-0.076	63.240	0.000
* .	. .	28	-0.127	-0.016	66.523	0.000
. .	* .	29	-0.012	-0.077	66.551	0.000
. .	. .	30	0.058	-0.002	67.238	0.000
. *	. .	31	0.069	0.032	68.235	0.000
. .	. .	32	0.030	-0.003	68.429	0.000
* .	. .	33	-0.090	-0.028	70.137	0.000
. .	. .	34	-0.005	-0.034	70.143	0.000
. .	** .	35	-0.040	-0.237	70.477	0.000
* .	. .	36	-0.103	-0.030	72.761	0.000

Έλεγχος αυτοσυσχέτισης με κορελόγραμμα για την μεταβλητή (DP) σε επίπεδα.

Βλέπουμε ότι δεν είναι στάσιμη.

Sample: 1947Q1 1988Q4

Included observations: 168

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. ****	. ****	1	0.561	0.561	53.862	0.000
. ****	. ***	2	0.559	0.357	107.66	0.000
. ***	. .	3	0.440	0.063	141.11	0.000
. ***	. .	4	0.380	0.015	166.23	0.000
. ***	. .	5	0.352	0.065	187.99	0.000
. **	. .	6	0.287	-0.007	202.47	0.000
. **	. *	7	0.310	0.089	219.50	0.000
. ***	. *	8	0.348	0.162	241.11	0.000
. ***	. *	9	0.369	0.115	265.57	0.000
. ***	. .	10	0.362	0.033	289.32	0.000
. ***	. .	11	0.352	0.019	311.80	0.000
. ***	. .	12	0.341	0.025	333.09	0.000
. ***	. *	13	0.362	0.090	357.19	0.000
. **	* .	14	0.258	-0.099	369.48	0.000
. **	. .	15	0.274	0.015	383.54	0.000
. *	* .	16	0.176	-0.102	389.35	0.000
. **	. *	17	0.259	0.111	402.03	0.000
. **	. *	18	0.266	0.099	415.53	0.000
. *	* .	19	0.191	-0.119	422.50	0.000
. **	. .	20	0.254	0.036	434.92	0.000
. **	. .	21	0.230	0.024	445.22	0.000
. **	. .	22	0.228	-0.032	455.40	0.000
. **	. .	23	0.221	0.024	465.05	0.000
. *	. .	24	0.196	0.021	472.67	0.000
. *	* .	25	0.164	-0.066	478.05	0.000
. *	. .	26	0.191	0.036	485.42	0.000
. *	. .	27	0.138	-0.029	489.26	0.000
. *	. .	28	0.124	-0.055	492.39	0.000
. *	. .	29	0.098	-0.016	494.36	0.000
. *	* .	30	0.078	-0.085	495.62	0.000
. .	* .	31	0.046	-0.074	496.06	0.000
. *	. .	32	0.066	0.050	496.98	0.000
. .	. .	33	0.052	-0.006	497.55	0.000
. *	. .	34	0.066	0.027	498.48	0.000
. .	* .	35	0.047	-0.079	498.96	0.000
. .	. .	36	0.059	0.026	499.72	0.000

Έλεγχος πρώτων διαφορών σε κορελόγραμμα για την μεταβλητή (DP),
βλέπουμε πλέον ότι είναι στάσιμη.

Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 167

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**** .	**** .	1	-0.492	-0.492	41.084	0.000
. *	* .	2	0.143	-0.130	44.579	0.000
. .	. .	3	-0.057	-0.056	45.137	0.000
. .	* .	4	-0.051	-0.117	45.583	0.000
. .	. .	5	0.043	-0.050	45.906	0.000
* .	* .	6	-0.099	-0.130	47.628	0.000
. .	** .	7	-0.042	-0.215	47.945	0.000
. .	* .	8	0.036	-0.137	48.172	0.000
. .	. .	9	0.014	-0.053	48.209	0.000
. .	. .	10	0.013	-0.039	48.241	0.000
. .	. .	11	-0.002	-0.051	48.242	0.000
. .	* .	12	-0.034	-0.112	48.447	0.000
. *	. *	13	0.146	0.076	52.368	0.000
* .	. .	14	-0.112	-0.003	54.675	0.000
. *	. *	15	0.115	0.092	57.109	0.000
* .	* .	16	-0.182	-0.102	63.324	0.000
. .	* .	17	0.049	-0.120	63.777	0.000
. *	. *	18	0.090	0.077	65.315	0.000
* .	. .	19	-0.146	-0.046	69.382	0.000
. *	. .	20	0.093	-0.016	71.058	0.000
. .	. .	21	-0.030	0.012	71.233	0.000
. .	. .	22	-0.006	-0.054	71.240	0.000
. .	. .	23	0.049	-0.034	71.705	0.000
. .	. .	24	-0.007	0.042	71.714	0.000
* .	* .	25	-0.065	-0.062	72.553	0.000
. *	. .	26	0.094	-0.000	74.325	0.000
* .	. .	27	-0.058	0.004	75.006	0.000
. .	. .	28	0.027	-0.024	75.154	0.000
. .	. .	29	-0.011	0.042	75.178	0.000
. .	. .	30	0.006	0.046	75.186	0.000
. .	* .	31	-0.050	-0.077	75.704	0.000
. .	. .	32	0.045	-0.017	76.122	0.000
. .	. .	33	-0.037	-0.047	76.404	0.000
. .	. .	34	0.038	0.047	76.716	0.000
. .	. .	35	-0.041	-0.040	77.075	0.000
. .	. .	36	0.062	0.015	77.908	0.000

Αποτελέσματα με το EVIEWS

Πίνακας 1

Null Hypothesis: D(CO) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.123205	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.473382	
5% level	-2.880336	
10% level	-2.576871	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CO,2)

Method: Least Squares

Date: 01/21/10 Time: 00:07

Sample (adjusted): 1948Q4 1988Q4

Included observations: 153 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CO(-1))	-0.828071	0.161631	-5.123205	0.0000
D(CO(-1),2)	-0.135653	0.150275	-0.902698	0.3682
D(CO(-2),2)	0.127392	0.138997	0.916508	0.3609
D(CO(-3),2)	0.185777	0.127896	1.452558	0.1485
D(CO(-4),2)	0.132408	0.114254	1.158894	0.2484
D(CO(-5),2)	0.096255	0.082309	1.169433	0.2441
C	0.003840	0.001000	3.841119	0.0002
R-squared	0.510022	Mean dependent var	6.92E-06	
Adjusted R-squared	0.489886	S.D. dependent var	0.011196	
S.E. of regression	0.007996	Akaike info criterion	-6.774966	
Sum squared resid	0.009336	Schwarz criterion	-6.636319	
Log likelihood	525.2849	F-statistic	25.32875	
Durbin-Watson stat	1.981402	Prob(F-statistic)	0.000000	

Πίνακας 2

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.936571	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.471192	
5% level	-2.879380	

10% level

-2.576361

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Y,2)

Method: Least Squares

Date: 01/21/10 Time: 00:05

Sample (adjusted): 1948Q4 1988Q4

Included observations: 161 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y(-1))	-0.876737	0.147684	-5.936571	0.0000
D(Y(-1),2)	0.169697	0.130562	1.299745	0.1956
D(Y(-2),2)	0.297162	0.114947	2.585206	0.0107
D(Y(-3),2)	0.274026	0.106911	2.563122	0.0113
D(Y(-4),2)	0.088931	0.098441	0.903391	0.3677
D(Y(-5),2)	0.007513	0.080448	0.093385	0.9257
C	0.003705	0.001178	3.146057	0.0020
R-squared	0.369574	Mean dependent var		1.29E-06
Adjusted R-squared	0.345012	S.D. dependent var		0.015742
S.E. of regression	0.012740	Akaike info criterion		-5.845615
Sum squared resid	0.024996	Schwarz criterion		-5.711641
Log likelihood	477.5720	F-statistic		15.04655
Durbin-Watson stat	2.001497	Prob(F-statistic)		0.000000

Πίνακας 3

Null Hypothesis: D(IN) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.516182	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.471192	
5% level	-2.879380	
10% level	-2.576361	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IN,2)

Method: Least Squares

Date: 01/21/10 Time: 00:14

Sample (adjusted): 1948Q4 1988Q4

Included observations: 161 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IN(-1))	-0.730603	0.132447	-5.516182	0.0000
D(IN(-1),2)	0.227312	0.119100	1.908582	0.0582
D(IN(-2),2)	0.178620	0.106983	1.669603	0.0970
D(IN(-3),2)	0.177899	0.097824	1.818563	0.0709
D(IN(-4),2)	0.049227	0.088029	0.559212	0.5768
D(IN(-5),2)	-0.037568	0.078715	-0.477265	0.6339
C	0.003166	0.002037	1.554630	0.1221
R-squared	0.294702	Mean dependent var	7.80E-05	
Adjusted R-squared	0.267223	S.D. dependent var	0.029002	
S.E. of regression	0.024827	Akaike info criterion	-4.511292	
Sum squared resid	0.094920	Schwarz criterion	-4.377318	
Log likelihood	370.1590	F-statistic	10.72458	
Durbin-Watson stat	1.988146	Prob(F-statistic)	0.000000	

Πίνακας 4

Null Hypothesis: D(MP) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.164936	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.579404	
5% level	-1.942818	
10% level	-1.615392	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(MP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/21/10 Time: 00:20

Sample (adjusted): 1948Q4 1988Q4

Included observations: 161 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(MP(-1))	-0.366624	0.088026	-4.164936	0.0001
D(MP(-1),2)	-0.092064	0.099447	-0.925767	0.3560
D(MP(-2),2)	-0.041973	0.094876	-0.442403	0.6588
D(MP(-3),2)	-0.044659	0.090613	-0.492853	0.6228
D(MP(-4),2)	-0.065749	0.086046	-0.764118	0.4460
D(MP(-5),2)	0.083640	0.078939	1.059550	0.2910
R-squared	0.234044	Mean dependent var	9.04E-05	
Adjusted R-squared	0.209336	S.D. dependent var	0.009621	

S.E. of regression	0.008555	Akaike info criterion	-6.648040
Sum squared resid	0.011344	Schwarz criterion	-6.533205
Log likelihood	541.1672	Durbin-Watson stat	1.972122

Πίνακας 5

Null Hypothesis: D(DP) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.385956	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.579404	
5% level	-1.942818	
10% level	-1.615392	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DP,2)

Method: Least Squares

Date: 01/21/10 Time: 00:26

Sample (adjusted): 1948Q4 1988Q4

Included observations: 161 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DP(-1))	-2.508459	0.339626	-7.385956	0.0000
D(DP(-1),2)	0.875836	0.306811	2.854645	0.0049
D(DP(-2),2)	0.628233	0.258903	2.426522	0.0164
D(DP(-3),2)	0.464893	0.204951	2.268307	0.0247
D(DP(-4),2)	0.282727	0.146298	1.932538	0.0551
D(DP(-5),2)	0.139613	0.077231	1.807721	0.0726
R-squared	0.775329	Mean dependent var	-3.42E-05	
Adjusted R-squared	0.768081	S.D. dependent var	0.012962	
S.E. of regression	0.006242	Akaike info criterion	-7.278421	
Sum squared resid	0.006040	Schwarz criterion	-7.163586	
Log likelihood	591.9129	Durbin-Watson stat	1.981385	

Πίνακας 6

Null Hypothesis: D(R) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.278643	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.579404	

5% level	-1.942818
10% level	-1.615392

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R,2)

Method: Least Squares

Date: 01/21/10 Time: 00:29

Sample (adjusted): 1948Q4 1988Q4

Included observations: 161 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(R(-1))	-0.882946	0.167268	-5.278643	0.0000
D(R(-1),2)	0.280075	0.158306	1.769202	0.0788
D(R(-2),2)	-0.233643	0.138968	-1.681274	0.0947
D(R(-3),2)	0.202917	0.128715	1.576484	0.1170
D(R(-4),2)	-0.088910	0.092830	-0.957766	0.3397
D(R(-5),2)	0.209102	0.079018	2.646260	0.0090
R-squared	0.553677	Mean dependent var		0.004141
Adjusted R-squared	0.539279	S.D. dependent var		1.055537
S.E. of regression	0.716461	Akaike info criterion		2.207568
Sum squared resid	79.56397	Schwarz criterion		2.322403
Log likelihood	-171.7092	Durbin-Watson stat		2.085128

Πίνακας 7

Null Hypothesis: A has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.609655	0.2767
Test critical values:		
1% level	-4.015700	
5% level	-3.437801	
10% level	-3.143138	

Πίνακας 8

Null Hypothesis: D(A) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.893156	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.471192	
5% level	-2.879380	
10% level	-2.576361	

Πίνακας 9

Null Hypothesis: B has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.966373	0.1450
Test critical values:		
1% level	-4.015341	
5% level	-3.437629	
10% level	-3.143037	

Πίνακας 10

Null Hypothesis: D(B) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.277021	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.579404	
5% level	-1.942818	
10% level	-1.615392	

Πίνακας 11

Null Hypothesis: X has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.164291	0.0063
Test critical values:		
1% level	-4.018349	
5% level	-3.439075	
10% level	-3.143887	

Πίνακας 12

Null Hypothesis: Z has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.900465	0.0141
Test critical values: 1% level	-4.015700	
5% level	-3.437801	
10% level	-3.143138	

Πίνακας 13

Vector Autoregression Estimates
Date: 01/21/10 Time: 12:59
Sample: 1949Q1 1988Q4
Included observations: 153
Standard errors in () & t-statistics in []

	Y	CO	IN
Y(-1)	0.915956 (0.11803) [7.76048]	0.125782 (0.07383) [1.70358]	0.653755 (0.22506) [2.90476]
Y(-2)	-0.065035 (0.14657) [-0.44372]	-0.109595 (0.09169) [-1.19532]	-0.599533 (0.27948) [-2.14514]
Y(-3)	-0.047851 (0.14807) [-0.32316]	-0.208945 (0.09263) [-2.25579]	-0.272838 (0.28235) [-0.96632]
Y(-4)	-0.171729 (0.14956) [-1.14820]	0.079177 (0.09356) [0.84626]	-0.259072 (0.28520) [-0.90839]
Y(-5)	0.119174 (0.15071) [0.79078]	-0.018471 (0.09428) [-0.19592]	0.301364 (0.28737) [1.04868]
Y(-6)	0.034184 (0.12477) [0.27398]	0.145967 (0.07805) [1.87017]	0.013394 (0.23792) [0.05630]
CO(-1)	0.278815 (0.16335) [1.70686]	0.858544 (0.10219) [8.40182]	0.047428 (0.31149) [0.15226]
CO(-2)	-0.068857	0.314916	0.215216

	(0.21057)	(0.13173)	(0.40154)
	[-0.32700]	[2.39067]	[0.53598]
CO(-3)	-0.041459	-0.050672	0.192828
	(0.21411)	(0.13394)	(0.40827)
	[-0.19364]	[-0.37833]	[0.47230]
CO(-4)	0.223531	-0.004405	0.359786
	(0.21278)	(0.13311)	(0.40575)
	[1.05051]	[-0.03309]	[0.88673]
CO(-5)	-0.257370	0.019127	-0.179221
	(0.20519)	(0.12836)	(0.39128)
	[-1.25428]	[0.14901]	[-0.45804]
CO(-6)	0.061911	-0.125809	-0.323006
	(0.16449)	(0.10290)	(0.31367)
	[0.37637]	[-1.22263]	[-1.02978]
IN(-1)	0.135434	-0.010122	1.088539
	(0.06017)	(0.03764)	(0.11473)
	[2.25096]	[-0.26893]	[9.48778]
IN(-2)	-0.114453	-0.014988	-0.317067
	(0.08490)	(0.05311)	(0.16188)
	[-1.34816]	[-0.28222]	[-1.95861]
IN(-3)	-0.031630	0.082362	0.120124
	(0.08630)	(0.05398)	(0.16456)
	[-0.36652]	[1.52567]	[0.72998]
IN(-4)	0.039914	-0.062712	-0.082518
	(0.08780)	(0.05492)	(0.16742)
	[0.45461]	[-1.14182]	[-0.49288]
IN(-5)	-0.008193	-0.006531	0.034062
	(0.08448)	(0.05285)	(0.16109)
	[-0.09699]	[-0.12358]	[0.21146]
IN(-6)	-0.016409	-0.018503	-0.010348
	(0.05595)	(0.03500)	(0.10669)
	[-0.29328]	[-0.52864]	[-0.09699]
C	-0.005398	-0.062763	-0.267439
	(0.05707)	(0.03570)	(0.10883)
	[-0.09458]	[-1.75796]	[-2.45742]
<hr/>			
R-squared	0.996784	0.998864	0.989105
Adj. R-squared	0.996352	0.998711	0.987641
Sum sq. resids	0.019691	0.007706	0.071600
S.E. equation	0.012122	0.007583	0.023115

F-statistic	2307.416	6544.661	675.8198
Log likelihood	468.1911	539.9645	369.4359
Akaike AIC	-5.871780	-6.809994	-4.580862
Schwarz SC	-5.495451	-6.433665	-4.204533
Mean dependent	-4.359619	-4.594252	-5.936813
S.D. dependent	0.200706	0.211231	0.207927
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.80E-12	
Determinant resid covariance		1.21E-12	
Log likelihood		1448.032	
Akaike information criterion		-18.18342	
Schwarz criterion		-17.05444	

Πίνακας 14

Date: 01/21/10 Time: 13:01

Sample (adjusted): 1948Q4 1988Q4

Included observations: 153 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: Y CO IN

Lags interval (in first differences): 1 to 6

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.149822	39.54526	29.79707	0.0028
At most 1	0.072097	14.71198	15.49471	0.0654
At most 2	0.021103	3.263280	3.841466	0.0708

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.149822	24.83328	21.13162	0.0144
At most 1	0.072097	11.44870	14.26460	0.1331
At most 2	0.021103	3.263280	3.841466	0.0708

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

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

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

Y	CO	IN
-9.540360	-19.80923	30.54333
85.08233	-64.07682	-17.46946
12.43511	-7.996979	1.219870

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(Y)	-0.001359	-0.002759	-0.000640
D(CO)	-0.001242	-0.000117	-0.000919
D(IN)	-0.008123	-0.002489	-0.000239

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1447.253

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

Y	CO	IN
1.000000	2.076361	-3.201486
	(0.58115)	(0.62169)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(Y)	0.012961
	(0.00963)
D(CO)	0.011854
	(0.00579)
D(IN)	0.077492
	(0.01780)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1452.977

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

Y	CO	IN
1.000000	0.000000	-1.002806
		(0.03283)
0.000000	1.000000	-1.058910
		(0.04008)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(Y)	-0.221787	0.203704
	(0.08395)	(0.06577)
D(CO)	0.001940	0.032079
	(0.05196)	(0.04070)
D(IN)	-0.134272	0.320386
	(0.15867)	(0.12430)

Πίνακας 15

Vector Error Correction Estimates

Date: 12/24/09 Time: 20:08

Sample: 1954Q1 1988Q4

Included observations: 140

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

Cointegrating Eq:	CointEq1		
MP(-1)	1.000000		
Y(-1)	-1.134471 (0.04893) [-23.1862]		
R(-1)	0.009382 (0.00296) [3.16470]		
C	-0.362673		

Error Correction:	D(MP)	D(Y)	D(R)
CointEq1	-0.047927 (0.02355) [-2.03490]	0.119729 (0.04015) [2.98176]	-3.061174 (2.82551) [-1.08340]
D(MP(-1))	0.467126 (0.08652) [5.39883]	0.124777 (0.14751) [0.84588]	-7.211657 (10.3799) [-0.69477]
D(MP(-2))	0.038417 (0.09392) [0.40902]	0.117547 (0.16013) [0.73408]	1.241174 (11.2677) [0.11015]
D(MP(-3))	0.063839 (0.09351) [0.68271]	-0.019756 (0.15942) [-0.12392]	5.920714 (11.2179) [0.52779]
D(MP(-4))	-0.068609 (0.09388) [-0.73081]	-0.119607 (0.16005) [-0.74729]	-1.033637 (11.2625) [-0.09178]
D(MP(-5))	0.262669 (0.08120) [3.23496]	0.193499 (0.13843) [1.39781]	7.793080 (9.74092) [0.80004]
D(Y(-1))	-0.085012 (0.05435) [-1.56430]	0.139068 (0.09265) [1.50099]	18.05882 (6.51959) [2.76993]

D(Y(-2))	0.015206 (0.05471) [0.27795]	0.121805 (0.09327) [1.30598]	11.74544 (6.56295) [1.78966]
D(Y(-3))	-0.029992 (0.05514) [-0.54388]	-0.002906 (0.09401) [-0.03091]	-0.988156 (6.61547) [-0.14937]
D(Y(-4))	-0.104669 (0.05423) [-1.93020]	-0.014288 (0.09245) [-0.15454]	-0.768209 (6.50544) [-0.11809]
D(Y(-5))	-0.016250 (0.05140) [-0.31614]	-0.109933 (0.08763) [-1.25451]	-4.840274 (6.16632) [-0.78495]
D(R(-1))	-0.005111 (0.00078) [-6.59428]	0.001608 (0.00132) [1.21715]	0.202807 (0.09298) [2.18111]
D(R(-2))	0.000421 (0.00090) [0.46661]	-0.003365 (0.00154) [-2.18848]	-0.614950 (0.10820) [-5.68367]
D(R(-3))	-0.002372 (0.00097) [-2.43747]	0.001274 (0.00166) [0.76754]	0.389032 (0.11676) [3.33191]
D(R(-4))	0.000450 (0.00091) [0.49346]	-0.002039 (0.00155) [-1.31175]	-0.152889 (0.10935) [-1.39810]
D(R(-5))	-0.002504 (0.00090) [-2.79308]	-0.001212 (0.00153) [-0.79336]	0.359752 (0.10753) [3.34560]
C	0.002082 (0.00067) [3.12541]	0.002835 (0.00114) [2.49591]	-0.088803 (0.07993) [-1.11105]
R-squared	0.640035	0.380376	0.346399
Adj. R-squared	0.593210	0.299774	0.261378
Sum sq. resids	0.004849	0.014094	69.78753
S.E. equation	0.006279	0.010705	0.753245
F-statistic	13.66872	4.719212	4.074267
Log likelihood	520.2913	445.6033	-149.9183
Akaike AIC	-7.189875	-6.122904	2.384547
Schwarz SC	-6.832676	-5.765704	2.741746
Mean dependent	0.003842	0.004484	0.044667
S.D. dependent	0.009844	0.012792	0.876446

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.98E-09
Determinant resid covariance	1.34E-09
Log likelihood	834.2055
Akaike information criterion	-11.14579
Schwarz criterion	-10.01116

Πίνακας 16

Vector Error Correction Estimates

Date: 12/30/09 Time: 15:21

Sample: 1954Q1 1988Q4

Included observations: 133

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

Cointegrating Eq:	CointEq1
V(-1)	1.000000
B(-1)	-0.003586 (0.00149) [-2.41426]
C	0.251635

Πίνακας 16 β (απόδειξη στασιμότητας της $V=co-y$)

Null Hypothesis: V has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.214536	0.0054
Test critical values:		
1% level	-4.018349	
5% level	-3.439075	
10% level	-3.143887	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(V)

Method: Least Squares

Date: 01/27/10 Time: 14:49

Sample (adjusted): 1948Q3 1988Q4

Included observations: 155 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
V(-1)	-0.229613	0.054481	-4.214536	0.0000
D(V(-1))	0.128242	0.082805	1.548725	0.1236
D(V(-2))	0.214979	0.078199	2.749113	0.0067
D(V(-3))	0.178206	0.079666	2.236902	0.0268
D(V(-4))	-0.137186	0.081250	-1.688445	0.0934
D(V(-5))	0.083086	0.083016	1.000844	0.3185
C	-0.059204	0.014440	-4.099901	0.0001
@TREND(1947Q1)	6.05E-05	2.45E-05	2.468515	0.0147
R-squared	0.183993	Mean dependent var	0.000557	
Adjusted R-squared	0.145136	S.D. dependent var	0.011852	
S.E. of regression	0.010958	Akaike info criterion	-6.139214	
Sum squared resid	0.017652	Schwarz criterion	-5.982134	
Log likelihood	483.7891	F-statistic	4.735079	
Durbin-Watson stat	1.979503	Prob(F-statistic)	0.000081	

Πίνακας 17

Vector Error Correction Estimates

Date: 12/30/09 Time: 15:38

Sample: 1954Q1 1988Q4

Included observations: 140

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

Cointegrating Eq:	CointEq1
Q(-1)	1.000000
B(-1)	0.002796 (0.00238) [1.17347]
C	1.563951

Πίνακας 17 β (Απόδειξη στασιμότητας της $q = in-y$)

Null Hypothesis: Q has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.064299	0.0015
Test critical values:		
1% level	-3.470934	
5% level	-2.879267	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Q)

Method: Least Squares

Date: 01/27/10 Time: 14:55

Sample (adjusted): 1948Q3 1988Q4

Included observations: 162 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Q(-1)	-0.188323	0.046336	-4.064299	0.0001
D(Q(-1))	0.276772	0.079004	3.503271	0.0006
D(Q(-2))	0.105604	0.079686	1.325257	0.1870
D(Q(-3))	0.118289	0.078974	1.497823	0.1362
D(Q(-4))	-0.057150	0.078871	-0.724602	0.4698
D(Q(-5))	0.040469	0.077694	0.520874	0.6032
C	-0.297311	0.073163	-4.063693	0.0001
R-squared	0.163407	Mean dependent var		-0.000137
Adjusted R-squared	0.131023	S.D. dependent var		0.020696
S.E. of regression	0.019293	Akaike info criterion		-5.015929
Sum squared resid	0.057692	Schwarz criterion		-4.882514
Log likelihood	413.2902	F-statistic		5.045889
Durbin-Watson stat	2.012252	Prob(F-statistic)		0.000094

Πίνακας 18

Date: 12/21/09 Time: 11:32

Sample (adjusted): 1949Q3 1988Q4

Included observations: 147 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: Y CO IN MP DP R

Lags interval (in first differences): 1 to 9

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.318398	154.7447	95.75366	0.0000
At most 1 *	0.288669	98.39826	69.81889	0.0001
At most 2 *	0.155652	48.32740	47.85613	0.0451
At most 3	0.094630	23.45636	29.79707	0.2244
At most 4	0.046238	8.842823	15.49471	0.3801
At most 5	0.012733	1.883748	3.841466	0.1699

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

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.318398	56.34644	40.07757	0.0003
At most 1 *	0.288669	50.07086	33.87687	0.0003
At most 2	0.155652	24.87104	27.58434	0.1071
At most 3	0.094630	14.61354	21.13162	0.3169
At most 4	0.046238	6.959074	14.26460	0.4940
At most 5	0.012733	1.883748	3.841466	0.1699

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):

Y	CO	IN	MP	DP	R
-54.53504	63.57406	-49.51740	33.44274	-109.3679	0.575136
232.5748	-140.7823	-54.69396	-12.94115	-514.1682	-0.729164
-2.754230	-34.00820	26.49983	11.08719	-153.4250	0.156426
-10.64276	16.06881	-11.32670	11.42561	151.7600	-0.681124
7.062222	-29.34317	12.35300	-0.356233	339.1399	0.213868
-46.59699	37.28237	13.79304	-16.01224	139.0305	-0.010557

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(Y)	0.002426	-0.000105	0.001052	0.001998	-0.000117
D(CO)	0.001502	0.001807	0.000974	0.000300	0.000407
D(IN)	0.003876	0.002592	-0.001661	0.003753	0.000589
D(MP)	0.000412	0.001547	-0.001030	-0.000381	-0.000668
D(DP)	-0.000639	-0.000401	0.000946	0.000542	-2.43E-05
D(R)	-0.144484	0.061312	-0.049592	0.094269	0.061338

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2616.806

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

Y	CO	IN	MP	DP	R
1.000000	-1.165747 (0.15207)	0.907992 (0.19386)	-0.613234 (0.10867)	2.005461 (1.31705)	-0.010546 (0.00248)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(Y)	-0.132281 (0.05160)
D(CO)	-0.081904

	(0.02964)
D(IN)	-0.211393
	(0.08788)
D(MP)	-0.022467
	(0.03241)
D(DP)	0.034837
	(0.02260)
D(R)	7.879453
	(3.22999)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2641.842

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

Y	CO	IN	MP	DP	R
1.000000	0.000000	-1.469903	0.546615	-6.764744	0.004869
		(0.12387)	(0.12753)	(1.49569)	(0.00294)
0.000000	1.000000	-2.039804	0.994941	-7.523250	0.013224
		(0.18991)	(0.19550)	(2.29295)	(0.00450)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(Y)	-0.156618	0.168938
	(0.22603)	(0.14616)
D(CO)	0.338342	-0.158904
	(0.12170)	(0.07869)
D(IN)	0.391513	-0.118521
	(0.37942)	(0.24535)
D(MP)	0.337267	-0.191564
	(0.13660)	(0.08833)
D(DP)	-0.058424	0.015842
	(0.09851)	(0.06370)
D(R)	22.13902	-17.81706
	(14.0650)	(9.09495)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2654.277

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

Y	CO	IN	MP	DP	R
1.000000	0.000000	0.000000	-0.907941	6.641096	-0.014540
			(0.11274)	(3.46860)	(0.00604)
0.000000	1.000000	0.000000	-1.023567	11.08022	-0.013712
			(0.15363)	(4.72674)	(0.00824)
0.000000	0.000000	1.000000	-0.989560	9.120222	-0.013205
			(0.09123)	(2.80688)	(0.00489)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(Y)	-0.159516	0.133154	-0.086504
	(0.22451)	(0.14864)	(0.07367)
D(CO)	0.335660	-0.192028	-0.147386
	(0.11923)	(0.07894)	(0.03913)
D(IN)	0.396087	-0.062046	-0.377733

	(0.37716)	(0.24971)	(0.12376)
D(MP)	0.340104	-0.156542	-0.132288
	(0.13415)	(0.08882)	(0.04402)
D(DP)	-0.061028	-0.016315	0.078621
	(0.09563)	(0.06331)	(0.03138)
D(R)	22.27560	-16.13053	2.486930
	(14.0109)	(9.27638)	(4.59766)

4 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2661.584

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

Y	CO	IN	MP	DP	R
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	25.79356	-0.113757
				(16.2058)	(0.02730)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	32.67173	-0.125563
				(18.3457)	(0.03091)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	29.99437	-0.121340
				(17.6593)	(0.02975)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	21.09438	-0.109276
				(17.7375)	(0.02988)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(Y)	-0.180777	0.165256	-0.109132	0.116965
	(0.21908)	(0.14565)	(0.07256)	(0.03594)
D(CO)	0.332463	-0.187202	-0.150788	0.041073
	(0.11911)	(0.07919)	(0.03945)	(0.01954)
D(IN)	0.356144	-0.001739	-0.420243	0.120555
	(0.36562)	(0.24308)	(0.12110)	(0.05999)
D(MP)	0.344154	-0.162657	-0.127977	-0.022005
	(0.13394)	(0.08905)	(0.04437)	(0.02198)
D(DP)	-0.066797	-0.007605	0.072481	0.000503
	(0.09475)	(0.06299)	(0.03138)	(0.01555)
D(R)	21.27232	-14.61574	1.419170	-5.098139
	(13.8243)	(9.19081)	(4.57898)	(2.26814)

5 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2665.064

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

Y	CO	IN	MP	DP	R
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.072387
					(0.01244)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.073161
					(0.01371)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-0.073233
					(0.01359)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-0.075443
					(0.01505)
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-0.001604
					(0.00042)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(Y)	-0.181602 (0.21915)	0.168684 (0.14810)	-0.110575 (0.07344)	0.117006 (0.03594)	-0.109364 (0.60619)
D(CO)	0.335335 (0.11873)	-0.199133 (0.08023)	-0.145765 (0.03978)	0.040928 (0.01947)	-1.059277 (0.32841)
D(IN)	0.360306 (0.36548)	-0.019029 (0.24698)	-0.412964 (0.12247)	0.120345 (0.05994)	-0.732642 (1.01095)
D(MP)	0.339433 (0.13295)	-0.143042 (0.08984)	-0.136235 (0.04455)	-0.021766 (0.02180)	-0.966802 (0.36774)
D(DP)	-0.066969 (0.09479)	-0.006891 (0.06406)	0.072181 (0.03176)	0.000511 (0.01555)	0.204973 (0.26220)
D(R)	21.70550 (13.7445)	-16.41559 (9.28805)	2.176876 (4.60558)	-5.119990 (2.25416)	26.99440 (38.0182)

Πίνακας 19

Vector Error Correction Estimates

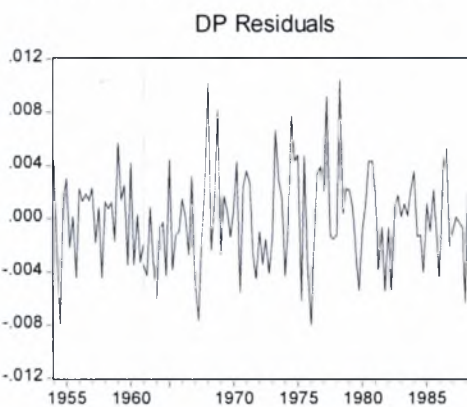
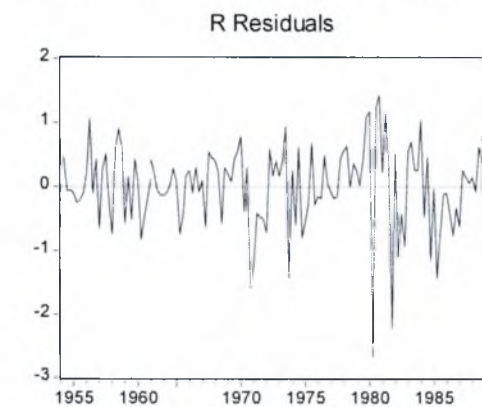
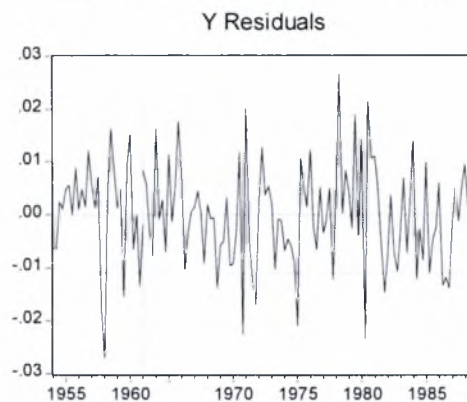
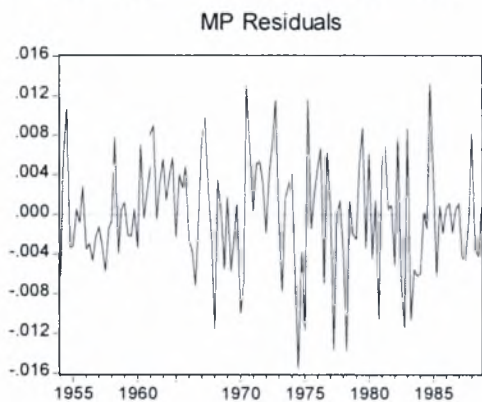
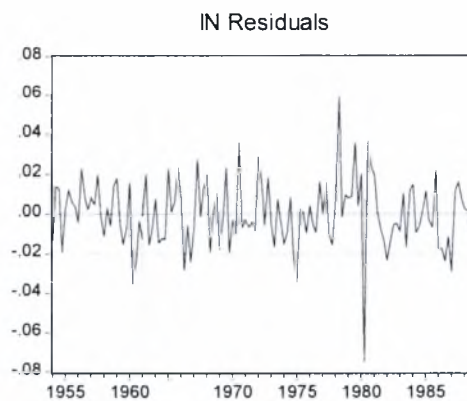
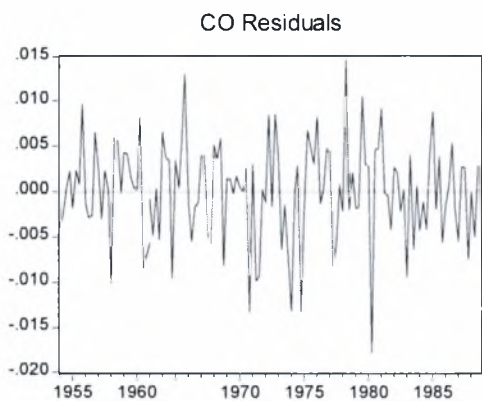
Date: 12/20/09 Time: 21:16

Sample: 1949Q2 1988Q4

Included observations: 149

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

Cointegrating Eq:	CointEq1
Y(-1)	1.000000
CO(-1)	-0.100348 (0.15175) [-0.66129]
IN(-1)	-0.892413 (0.16227) [-5.49963]
C	-1.399124



Αποτελέσματα με RATS (Σε συνεργασία με τον επιβλέποντα καθηγητή Χάλκο Γεώργιο).

```
open data kpswdata.rat
calendar(q) 1947
data(format=rats) 1947:1 1988:4 c in y mp dp r
*
* The data in figure 1a have their levels adjusted so their first values are
* .20,.40,.60 and .80 respectively.
*
set dmp = mp-mp(1947:1)+.20
set din = in-in(1947:1)+.40
set dc = c -c(1947:1)+.60
set dy = y -y(1947:1)+.80
# dmp
# din
# dc
# dy
*
set igapy = in-y
set cgapy = c-y
*
set digapy = igapy-igapy(1988:4)+.20
set dcgapy = cgapy-cgapy(1988:4)+.40
sstats(mean) / digapy>>iymean dcgapy>>cymean
graph(footer="Figure 1b. Logarithms of the great ratios",key=attached,klabels=||"i-
y","c-y"||,vgrid=||iymean,cymean||) 2
*
* Unit root tests on the basic variables
*
@dfunit(lags=5,trend) y 1947:3 *
```

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series Y
Regression Run From 1949:01 to 1988:04
Observations 161
With intercept and trend
Using 5 lags on the differences

Sig Level	Crit Value
1%(**)	-4.01751
5%(*)	-3.43837
10%	-3.14321

T-Statistic -2.44811

```
@dfunit(lags=5,trend) c 1947:3 *
```

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series C
Regression Run From 1949:01 to 1988:04
Observations 161
With intercept and trend

Using 5 lags on the differences

Sig Level	Crit Value
1%(**)	-4.01751
5%(*)	-3.43837
10%	-3.14321

T-Statistic -2.09058

@dfunit(lags=5,trend) in 1947:3 *

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series IN
Regression Run From 1949:01 to 1988:04

Observations 161

With intercept and trend

Using 5 lags on the differences

Sig Level	Crit Value
1%(**)	-4.01751
5%(*)	-3.43837
10%	-3.14321

T-Statistic -3.43635

@dfunit(lags=5,trend) mp 1952:3 *

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series MP
Regression Run From 1954:01 to 1988:04

Observations 141

With intercept and trend

Using 5 lags on the differences

Sig Level	Crit Value
1%(**)	-4.02543
5%(*)	-3.44214
10%	-3.14543

T-Statistic -2.78032

@dfunit(lags=5,trend) dp 1952:3 *

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series DP
Regression Run From 1954:01 to 1988:04

Observations 141

With intercept and trend

Using 5 lags on the differences

Sig Level	Crit Value
1%(**)	-4.02543
5%(*)	-3.44214

10% -3.14543

T-Statistic -2.10269

@dfunit(lags=5,trend) r 1952:3 *

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series R

Regression Run From 1954:01 to 1988:04

Observations 141

With intercept and trend

Using 5 lags on the differences

Sig Level Crit Value

1%(**) -4.02543

5%(*) -3.44214

10% -3.14543

T-Statistic -3.73434*

*

* And on the first difference of real money and the

* real rate

*

set dmp = mp-mp{1}

@dfunit(lags=5,trend) dmp 1952:3 *

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series DMP

Regression Run From 1954:01 to 1988:04

Observations 141

With intercept and trend

Using 5 lags on the differences

Sig Level Crit Value

1%(**) -4.02543

5%(*) -3.44214

10% -3.14543

T-Statistic -3.99802*

set rdp = r-400.0*dp

@dfunit(lags=5) rdp 1952:3 *

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series RDP

Regression Run From 1954:01 to 1988:04

Observations 141

With intercept

Using 5 lags on the differences

Sig Level Crit Value

1%(**) -3.47752

5%(*) -2.88194

10% -2.57752

T-Statistic -1.82371

*

* Unit root tests on the great ratios

*

@dfunit(lags=5,trend) cgapy 1947:3 *

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series CGAPY

Regression Run From 1949:01 to 1988:04

Observations 161

With intercept and trend

Using 5 lags on the differences

Sig Level Crit Value

1%(**) -4.01751

5%(*) -3.43837

10% -3.14321

T-Statistic -4.21134**

@dfunit(lags=5,trend) igapy 1947:3 *

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series IGAPY

Regression Run From 1949:01 to 1988:04

Observations 161

With intercept and trend

Using 5 lags on the differences

Sig Level Crit Value

1%(**) -4.01751

5%(*) -3.43837

10% -3.14321

T-Statistic -3.98587*

*

* Generate Table 1A

* Note that the log likelihoods in the article don't include

* the integrating constants.

*

@varcalc(lags=6,model=v3) 1949:1 *

y c in

eigen(cvalues=cvnot) %modelcompanion(v3)

compute loglnot=%logl

@varcalc(lags=6,model=v3,det=trend) 1949:1 *

y c in

eigen(cvalues=cvt) %modelcompanion(v3)

```

compute loglt=%logl
report(action=define)
report(row=new,atcol=1,span) "VAR(6) with constant"
report(row=current,atcol=4,span) "VAR(6) with constant and trend"
report(row=new,atcol=1) "Real" "Imaginary" "Modulus" "Real" "Imaginary"
  report(row=new,atcol=1) %real(cvnot(i)) %imag(cvnot(i)) %cabs(cvnot(i))
end do i
report(row=new,atcol=1) "Log L"
report(row=current,atcol=2) loglnot
report(row=current,atcol=5) loglt
report(action=format,picture="*.##")
report(action=show)

```

VAR(6) with constant			VAR(6) with constant and trend		
Real	Imaginary	Modulus	Real	Imaginary	Modulus
1.00	0.00	1.00	0.97	-0.00	0.97
0.83	-0.19	0.85	0.83	-0.18	0.85
0.83	0.19	0.85	0.83	0.18	0.85
-0.62	0.46	0.77	-0.62	0.46	0.77
-0.62	-0.46	0.77	-0.62	-0.46	0.77
0.50	0.50	0.71	0.49	-0.49	0.69
Log L	1518.57			1519.86	

```

*
* Generate Table 1B
*
@swtrends(lags=6,det=trend,null=3) 1949:1 *
# y c in

```

Stock-Watson Test of Number of Common Trends
Variables: Y C IN
Estimated from 1949:01 to 1988:04
Deterministic Components Removed: Constant + Trend
Lags Used in Prewhitening Filter 6
Null Versus Statistic

3	2	-27.991331
3	1	-27.991331
3	0	-5.625436

```

@johmle(lags=6,det=trend) 1949:1 *
# y c in

```

Cointegrating Vector for Largest Eigenvalue

Y	C	IN
11.962061	-38.919514	23.979213

```

@swdols(rank=2,lags=5) 1949:1 *
# c in y

```

Dynamic OLS Estimates

Estimated from 1949:01 to 1987:03
Lags/Leads Used in Dynamic Regressions 5
AR Lags in Computing S(0) 1
C IN
Y 1.058457 1.004419
(0.025687) (0.046836)

test(title="test of balanced growth")
1 2
1.0 1.0

test of balanced growth
Chi-Squared(2)= 5.208740 or F(2,*)= 2.60437 with Significance Level
0.07394970

open data kpswdata.rat
calendar(q) 1947
data(format=rats) 1947:1 1988:4 c in y mp dp r
set igapy = in-y
set cgapy = c-y
set realr = r-400*dp
*
@swdols(lags=5,ar=4) 1954:1 *
mp y r

Dynamic OLS Estimates
Estimated from 1954:01 to 1987:03
Lags/Leads Used in Dynamic Regressions 5
AR Lags in Computing S(0) 4
MP
Y 1.19701
(0.06180)
R -0.01343
(0.00377)

test(title='Velocity Restriction')
1 2
1.0 0.0

Velocity Restriction
Chi-Squared(2)= 12.735951 or F(2,*)= 6.36798 with Significance Level
0.00171563

@swtrends(lags=6,det=trend,null=3) 1954:1 *
mp y r

Stock-Watson Test of Number of Common Trends

Variables: MP Y R
 Estimated from 1954:01 to 1988:04
 Deterministic Components Removed: Constant + Trend
 Lags Used in Prewhitening Filter 6
 Null Versus Statistic

3	2	-18.794430
3	1	-11.840829
3	0	-11.840829

@johmle(lags=6,det=trend) 1954:1 *
 # mp y r

Likelihood Based Analysis of Cointegration
 Variables: MP Y R
 Estimated from 1954:01 to 1988:04
 Data Points 140 Lags 6 with Constant + Trend

Unrestricted eigenvalues and $-T \log(1-\lambda)$

Rank	EigVal	Lambda-max	Trace	Trace-95%	LogL
0			822.2778		
1	0.1974	30.7919	42.5546	34.5600	837.6738
2	0.0690	10.0076	11.7627	18.1500	842.6776
3	0.0125	1.7550	1.7550	3.8400	843.5551

Cointegrating Vector for Largest Eigenvalue
 MP Y R
 43.986530 -61.887638 0.281297

*
 @swdols(lags=5,ar=4) 1954:1 *
 # cgapy realr

Dynamic OLS Estimates
 Estimated from 1954:01 to 1987:03
 Lags/Leads Used in Dynamic Regressions 5
 AR Lags in Computing $S(0)$ 4
 CGAPY
 REALR 0.003344
 (0.002148)

@swtrends(lags=6,det=trend,null=2) 1954:1 *
 # cgapy realr

Stock-Watson Test of Number of Common Trends
 Variables: CGAPY REALR
 Estimated from 1954:01 to 1988:04
 Deterministic Components Removed: Constant + Trend
 Lags Used in Prewhitening Filter 6
 Null Versus Statistic

2	1	-62.617615
---	---	------------

2 0 -21.347620

@swtrends(lags=6,det=constant,null=2) 1954:1 *
cgapy realr

Stock-Watson Test of Number of Common Trends

Variables: CGAPY REALR

Estimated from 1954:01 to 1988:04

Deterministic Components Removed: Constant

Lags Used in Prewhitening Filter 6

Null Versus Statistic

2 1 -55.312582

2 0 -16.156850

@johmle(lags=6,det=trend) 1954:1 *

cgapy realr

Likelihood Based Analysis of Cointegration

Variables: CGAPY REALR

Estimated from 1954:01 to 1988:04

Data Points 140 Lags 6 with Constant + Trend

Unrestricted eigenvalues and $-T \log(1-\lambda)$

Rank	EigVal	Lambda-max	Trace	Trace-95%	LogL
0			170.1160		
1	0.0955	14.0531	19.3455	18.1500	177.1426
2	0.0371	5.2924	5.2924	3.8400	179.7887

Cointegrating Vector for Largest Eigenvalue

CGAPY REALR

65.881048 -0.182016

@johmle(lags=6,det=constant) 1954:1 *

cgapy realr

Likelihood Based Analysis of Cointegration

Variables: CGAPY REALR

Estimated from 1954:01 to 1988:04

Data Points 140 Lags 6 with Constant

Unrestricted eigenvalues and $-T \log(1-\lambda)$

Rank	EigVal	Lambda-max	Trace	Trace-95%	LogL
0			169.8812		
1	0.0871	12.7645	15.5983	15.4100	176.2635
2	0.0200	2.8338	2.8338	3.8400	177.6804

Cointegrating Vector for Largest Eigenvalue

CGAPY REALR

59.411461 -0.330428

*

```
@swdols(lags=5,ar=4) 1954:1 *  
# igapy realr
```

Dynamic OLS Estimates
Estimated from 1954:01 to 1987:03
Lags/Leads Used in Dynamic Regressions 5
AR Lags in Computing S(0) 4
IGAPY
REALR -0.00280
(0.00503)

```
@swtrends(lags=6,det=trend,null=2) 1954:1 *  
# igapy realr
```

Stock-Watson Test of Number of Common Trends
Variables: IGAPY REALR
Estimated from 1954:01 to 1988:04
Deterministic Components Removed: Constant + Trend
Lags Used in Prewhitening Filter 6
Null Versus Statistic
2 1 -63.416166
2 0 -23.246339

```
@johmle(lags=6,det=trend) 1954:1 *  
# igapy realr
```

Likelihood Based Analysis of Cointegration
Variables: IGAPY REALR
Estimated from 1954:01 to 1988:04
Data Points 140 Lags 6 with Constant + Trend

Unrestricted eigenvalues and -T log(1-lambda)

Rank	EigVal	Lambda-max	Trace	Trace-95%	LogL
0			83.5364		
1	0.1400	21.1146	26.9378	18.1500	94.0937
2	0.0407	5.8232	5.8232	3.8400	97.0053

Cointegrating Vector for Largest Eigenvalue
IGAPY REALR
29.911352 0.067567

```
open data kpswdata.rat  
calendar(q) 1947  
data(format=rats) 1947:1 1988:4 c in y mp dp r  
*  
set dp = dp*400.0  
# c in mp y r dp
```


Stock-Watson Test of Number of Common Trends
 Variables: C IN MP Y R DP
 Estimated from 1954:01 to 1988:04
 Deterministic Components Removed: Constant + Trend
 Lags Used in Prewhitening Filter 6
 Null Versus Statistic

3	2	-42.502856
3	1	-13.905879
3	0	-13.905879

@johmle(lags=6,det=trend) 1954:1 *
 # c in mp y r dp

Likelihood Based Analysis of Cointegration
 Variables: C IN MP Y R DP
 Estimated from 1954:01 to 1988:04
 Data Points 140 Lags 6 with Constant + Trend

Unrestricted eigenvalues and $-T \log(1-\lambda)$

Rank	EigVal	Lambda-max	Trace	Trace-95%	LogL
0			1587.7794		
1	0.2612	42.3845	120.9161	104.7600	1608.9716
2	0.2126	33.4707	78.5316	77.7900	1625.7070
3	0.1657	25.3580	45.0609	54.1100	1638.3860
4	0.0667	9.6679	19.7029	34.5600	1643.2199
5	0.0551	7.9411	10.0349	18.1500	1647.1905
6	0.0148	2.0938	2.0938	3.8400	1648.2374

Cointegrating Vector for Largest Eigenvalue

C	IN	MP	Y	R	DP
-65.112628	-2.511150	-20.226692	109.077118	-0.221097	-0.683573

@swdols(rank=3,lags=5,ar=4) 1954:1 *
 # c in mp y r dp

Dynamic OLS Estimates
 Estimated from 1954:01 to 1987:03
 Lags/Leads Used in Dynamic Regressions 5
 AR Lags in Computing S(0) 4

	C	IN	MP
Y	1.11767	1.11956	1.15247
	(0.05021)	(0.08346)	(0.06337)
R	-0.00379	-0.00243	-0.00903
	(0.00295)	(0.00490)	(0.00372)
DP	-0.00397	-0.00630	-0.00156
	(0.00263)	(0.00436)	(0.00331)

test(title="Hypothesis 1")
 # 1 2 3 4 5 6 9

```
# 1.0 0.0 0.0 1.0 0.0 0.0 0.0
```

Hypothesis 1

```
Chi-Squared(7)= 12.568298 or F(7,*)= 1.79547 with Significance Level  
0.08335187
```

*

* The second hypothesis requires an estimation with rank=4, and because R appears
* with a free coefficient in the third restriction, this is most easily done by
* rearranging the variables to put the normalizations on c, i, mp and dp

*

```
@swdols(rank=4,lags=5,ar=4) 1954:1 *
```

```
# c in mp dp y r
```

Dynamic OLS Estimates

```
Estimated from 1954:01 to 1987:03
```

```
Lags/Leads Used in Dynamic Regressions 5
```

```
AR Lags in Computing S(0) 4
```

	C	IN	MP	DP
Y	1.06721 (0.05983)	1.14708 (0.10442)	1.19701 (0.06583)	7.67797 (6.11602)
R	-0.00256 (0.00365)	-0.00863 (0.00636)	-0.01343 (0.00401)	0.05627 (0.37279)

```
test(title="Hypothesis 2")
```

```
# 1 2 3 4 7 8
```

```
# 1.0 0.0 1.0 0.0 0.0 1.0
```

Hypothesis 2

```
Chi-Squared(6)= 40.105334 or F(6,*)= 6.68422 with Significance Level  
0.00000043
```

*

* The final two restrictions return to the original specification

*

```
@swdols(rank=3,lags=5,ar=4) 1954:1 *
```

```
# c in mp y r dp
```

Dynamic OLS Estimates

```
Estimated from 1954:01 to 1987:03
```

```
Lags/Leads Used in Dynamic Regressions 5
```

```
AR Lags in Computing S(0) 4
```

	C	IN	MP
Y	1.11767 (0.05021)	1.11956 (0.08346)	1.15247 (0.06337)
R	-0.00379 (0.00295)	-0.00243 (0.00490)	-0.00903 (0.00372)
DP	-0.00397 (0.00263)	-0.00630 (0.00436)	-0.00156 (0.00331)

```
restrict(title="Hypothesis 3") 5
```

```
# 1
```

```
# 1.0 1.0
```

```
# 2 3
```

```
# 1.0 -1.0 0.0
```

```
# 4
```

```
# 1.0 1.0
```

```
# 5 6
```

```
# 1.0 -1.0 0.0
```

```
# 9
```

```
# 1.0 0.0
```

```
Hypothesis 3
```

```
Chi-Squared(5)= 12.516383 or F(5,*)= 2.50328 with Significance Level  
0.02835784
```

```
*
```

```
restrict(title="Hypothesis 4") 7
```

```
# 1
```

```
# 1.0 1.0
```

```
# 2 3
```

```
# 1.0 -1.0 0.0
```

```
# 4
```

```
# 1.0 1.0
```

```
# 5 6
```

```
# 1.0 -1.0 0.0
```

```
# 7
```

```
# 1.0 1.0
```

```
# 8
```

```
# 1.0 0.0
```

```
# 9
```

```
# 1.0 0.0
```

```
Hypothesis 4
```

```
Chi-Squared(7)= 42.816936 or F(7,*)= 6.11671 with Significance Level  
0.00000036
```

```
open data kpswdata.rat
```

```
calendar(q) 1947
```

```
data(format=rats) 1947:1 1988:4 c in y mp dp r
```

```
*
```

```
set igapy = in-y
```

```
set cgapy = c-y
```

```
set r = r/400.0
```

```
set realr = r-dp
```

```
*
```

```
* Re-estimate the equations from table 2
```

```
*
```

```
@swdols(lags=5,ar=4) 1954:1 *  
# mp y r
```

```
Dynamic OLS Estimates  
Estimated from 1954:01 to 1987:03  
Lags/Leads Used in Dynamic Regressions 5  
AR Lags in Computing S(0) 4  
MP  
Y 1.19701  
( 0.06180)  
R -5.37200  
( 1.50672)
```

```
compute betay=%beta(1),betar=%beta(2)  
*
```

```
@swdols(lags=5,ar=4) 1954:1 *  
# cgapy realr
```

```
Dynamic OLS Estimates  
Estimated from 1954:01 to 1987:03  
Lags/Leads Used in Dynamic Regressions 5  
AR Lags in Computing S(0) 4  
CGAPY  
REALR 1.337502  
(0.859072)
```

```
compute phi1=%beta(1)  
*
```

```
@swdols(lags=5,ar=4) 1954:1 *  
# igapy realr
```

```
Dynamic OLS Estimates  
Estimated from 1954:01 to 1987:03  
Lags/Leads Used in Dynamic Regressions 5  
AR Lags in Computing S(0) 4  
IGAPY  
REALR -1.12047  
( 2.01283)
```

```
compute phi2=%beta(1)  
*
```

```
* Define the error correction equations  
*
```

```
equation(coeffs=||-betay,0.0,0.0,1.0,-betar,0.0||) mdemand  
# y c in mp r dp  
equation(coeffs=||-1.0,1.0,0.0,0.0,-phi1,phi1||) cratio  
# y c in mp r dp  
equation(coeffs=||-1.0,0.0,1.0,0.0,-phi2,phi2||) iratio  
# y c in mp r dp  
*
```

```

* Define the atilde matrix
* This uses a different sign convention on betar than shown in the paper
*
compute atilde=$
||1.0 ,0.0 ,0.0|$
 1.0 ,0.0 ,phi1|$
 1.0 ,0.0 ,phi2|$
 betay,betar,betar|$
 0.0 ,1.0 ,1.0|$
 0.0 ,1.0 ,0.0||
*
* Estimate the cointegrated VAR
*
system(model=varmodel)
variables y c in mp r dp
lags 1 to 9
det constant
ect mdemand cratio iratio
end(system)
*
estimate(noprint) 1954:1 *
*
* Get the long run response matrix
*
impulse(model=varmodel,factor=%identity(6),results=baseimp,steps=200,noprint)
compute lrsum=%xt(baseimp,200)
*
@forcedfactor(force=rows) %sigma d f
*
* Compute and graph the responses of the output, consumption and investment to
* the three long-run shocks (figure 4).
*
table(noprint) 1 28 imps(1,1) to imps(3,1) imps(1,2) to imps(3,2) imps(1,3) to
imps(3,3)
spgraph(vfields=3,hfields=3,xlabels=||"Log Output","Log Consumption","Log
Investment"||,$
        ylabels=||"Balanced Growth","Inflation","Real Interest Rate"||)
do i=1,3
  do j=1,3
    graph(max=%maximum,min=%minimum,number=0)
    # imps(i,j) 1 28
  end do j
end do i
spgraph(done)
*
* Error decomposition (table 5)
*
errors(decomp=f,model=varmodel,steps=48,labels=||"BalGrowth","Inflation","Real
Rate","Misc1","Misc2","Misc3"||)

```

Decomposition of Variance for Series Y

Step	Std Error	BalGrowth	Inflation	Real Rate	Misc1	Misc2	Misc3
1	0.00859392	0.047	0.087	66.671	33.194	0.000	0.000
2	0.01292756	0.110	0.933	75.314	23.627	0.012	0.004
3	0.01624484	2.310	2.772	75.544	19.057	0.297	0.021
4	0.01834485	5.459	4.349	73.469	16.419	0.233	0.071
5	0.01982495	8.071	5.468	71.461	14.370	0.548	0.082
6	0.02058020	12.237	5.131	67.649	13.335	1.501	0.147
7	0.02151817	17.325	4.715	61.899	12.198	3.469	0.393
8	0.02284388	22.499	4.193	55.140	10.849	6.692	0.627
9	0.02470672	29.894	3.752	48.422	9.429	7.344	1.158
10	0.02660071	35.902	3.250	43.940	8.134	7.592	1.182
11	0.02826487	40.395	2.879	40.639	7.216	7.820	1.052
12	0.02972798	43.605	2.641	38.672	6.529	7.575	0.978
13	0.03105738	46.852	2.475	36.785	5.983	6.994	0.911
14	0.03218899	49.725	2.306	34.878	5.574	6.560	0.956
15	0.03320924	52.255	2.167	33.137	5.276	6.164	1.001
16	0.03404563	54.386	2.085	31.580	5.031	5.932	0.986
17	0.03472740	55.906	2.084	30.353	4.853	5.810	0.995
18	0.03535915	57.096	2.134	29.293	4.684	5.776	1.018
19	0.03604109	58.050	2.167	28.294	4.550	5.910	1.030
20	0.03669124	58.874	2.164	27.485	4.411	6.027	1.039
21	0.03730101	59.657	2.123	26.812	4.279	6.100	1.029
22	0.03793244	60.370	2.067	26.223	4.165	6.178	0.997
23	0.03855503	61.085	2.011	25.695	4.050	6.193	0.967
24	0.03916419	61.888	1.961	25.119	3.945	6.140	0.948
25	0.03978110	62.761	1.905	24.504	3.851	6.044	0.935
26	0.04039627	63.718	1.850	23.860	3.752	5.896	0.925
27	0.04101574	64.698	1.796	23.211	3.646	5.727	0.924
28	0.04165381	65.670	1.741	22.567	3.536	5.554	0.931
29	0.04230362	66.631	1.693	21.926	3.429	5.387	0.934
30	0.04295692	67.560	1.656	21.287	3.330	5.231	0.935
31	0.04360913	68.454	1.627	20.668	3.237	5.082	0.932
32	0.04424649	69.303	1.594	20.082	3.153	4.948	0.920
33	0.04486647	70.101	1.560	19.531	3.075	4.827	0.906
34	0.04547032	70.852	1.525	19.016	3.001	4.715	0.891
35	0.04606382	71.563	1.489	18.532	2.934	4.609	0.873
36	0.04664391	72.238	1.453	18.080	2.869	4.507	0.854
37	0.04720425	72.874	1.419	17.662	2.805	4.406	0.834
38	0.04773799	73.460	1.388	17.281	2.744	4.312	0.816
39	0.04825062	74.004	1.358	16.930	2.687	4.221	0.799
40	0.04874981	74.519	1.331	16.598	2.632	4.135	0.785
41	0.04923566	75.004	1.305	16.283	2.581	4.054	0.772
42	0.04970608	75.462	1.282	15.984	2.532	3.979	0.761
43	0.05016186	75.893	1.261	15.700	2.487	3.909	0.751
44	0.05060487	76.302	1.241	15.429	2.444	3.843	0.741
45	0.05103959	76.694	1.222	15.168	2.403	3.781	0.732
46	0.05146896	77.072	1.204	14.916	2.364	3.722	0.722
47	0.05189261	77.437	1.185	14.673	2.327	3.665	0.713
48	0.05231287	77.793	1.167	14.439	2.290	3.608	0.703

Decomposition of Variance for Series C

Step	Std Error	BalGrowth	Inflation	Real Rate	Misc1	Misc2	Misc3
1	0.00514258	2.507	1.444	35.148	0.864	37.427	22.611
2	0.00719827	7.724	0.756	32.656	4.452	32.483	21.927
3	0.00893636	11.773	1.218	28.519	7.229	31.852	19.409
4	0.01050852	15.079	1.301	23.581	7.688	35.632	16.720
5	0.01189276	18.206	1.090	19.048	6.692	40.419	14.546
6	0.01320695	23.343	0.974	15.645	5.624	42.363	12.051
7	0.01466148	27.647	0.814	13.291	4.689	43.656	9.903
8	0.01626357	30.907	0.689	12.315	3.917	43.703	8.469
9	0.01782850	36.715	0.719	12.017	3.283	40.138	7.127
10	0.01917170	40.809	0.684	11.825	2.856	37.575	6.251
11	0.02038673	44.191	0.662	11.525	2.549	35.387	5.686
12	0.02151804	47.773	0.631	11.145	2.290	32.837	5.324
13	0.02249447	51.264	0.627	10.535	2.103	30.379	5.093
14	0.02338341	54.197	0.741	9.856	1.946	28.288	4.972
15	0.02419060	56.683	0.927	9.224	1.822	26.447	4.896
16	0.02493871	58.783	1.145	8.716	1.726	24.890	4.740
17	0.02565198	60.413	1.450	8.366	1.637	23.558	4.577
18	0.02639366	61.679	1.767	8.230	1.581	22.357	4.385
19	0.02717531	62.641	2.006	8.340	1.549	21.284	4.180
20	0.02792398	63.405	2.190	8.557	1.508	20.349	3.991
21	0.02866979	63.962	2.291	8.931	1.479	19.544	3.792
22	0.02944282	64.426	2.378	9.392	1.447	18.762	3.596
23	0.03021271	64.901	2.424	9.865	1.402	17.990	3.418
24	0.03098316	65.405	2.442	10.283	1.359	17.244	3.268
25	0.03173830	65.939	2.435	10.654	1.310	16.524	3.138
26	0.03248118	66.539	2.422	10.921	1.259	15.830	3.029
27	0.03321144	67.156	2.394	11.125	1.209	15.175	2.941
28	0.03392786	67.799	2.353	11.272	1.160	14.556	2.861
29	0.03462687	68.479	2.300	11.342	1.113	13.978	2.788
30	0.03530785	69.173	2.241	11.347	1.073	13.445	2.721
31	0.03597312	69.858	2.185	11.311	1.037	12.953	2.657
32	0.03660975	70.529	2.138	11.229	1.006	12.507	2.592
33	0.03722011	71.183	2.098	11.112	0.978	12.100	2.528
34	0.03780601	71.819	2.065	10.968	0.953	11.729	2.465
35	0.03836920	72.428	2.043	10.808	0.930	11.388	2.402
36	0.03891382	73.006	2.029	10.645	0.908	11.072	2.340
37	0.03943560	73.545	2.021	10.485	0.886	10.782	2.281
38	0.03993367	74.045	2.018	10.331	0.866	10.514	2.225
39	0.04041317	74.511	2.020	10.184	0.847	10.266	2.172
40	0.04087831	74.939	2.027	10.048	0.828	10.035	2.123
41	0.04132944	75.330	2.040	9.924	0.810	9.818	2.078
42	0.04176707	75.688	2.054	9.813	0.793	9.615	2.036
43	0.04219418	76.015	2.071	9.716	0.777	9.424	1.997
44	0.04261363	76.316	2.088	9.633	0.762	9.241	1.960
45	0.04302718	76.595	2.104	9.562	0.748	9.067	1.924
46	0.04343581	76.855	2.118	9.504	0.734	8.899	1.890
47	0.04383922	77.103	2.128	9.454	0.721	8.738	1.857

48 0.04424023 77.342 2.134 9.412 0.708 8.581 1.824

Decomposition of Variance for Series IN.

Step	Std Error	BalGrowth	Inflation	Real Rate	Misc1	Misc2	Misc3
1	0.01474827	10.441	8.841	43.833	3.980	16.479	16.426
2	0.02393612	5.118	11.872	53.870	5.723	9.963	13.455
3	0.03129804	4.741	20.170	50.856	6.862	6.428	10.943
4	0.03682209	5.869	23.895	49.724	6.179	4.903	9.430
5	0.03970496	7.275	25.975	46.689	5.662	5.593	8.805
6	0.04124065	8.852	26.401	43.621	5.257	6.832	9.036
7	0.04340723	11.171	24.172	39.677	4.783	10.630	9.567
8	0.04670568	14.678	21.025	36.323	4.154	14.639	9.181
9	0.05114460	20.200	17.535	34.346	3.464	16.110	8.345
10	0.05525656	24.119	15.114	34.002	2.989	16.419	7.357
11	0.05875158	26.032	13.425	35.094	2.691	16.225	6.533
12	0.06127231	27.337	12.458	36.233	2.486	15.473	6.013
13	0.06351467	28.777	11.631	37.077	2.319	14.524	5.674
14	0.06528634	30.153	11.039	37.275	2.198	13.749	5.585
15	0.06660454	31.396	10.606	37.027	2.115	13.248	5.607
16	0.06745727	32.252	10.379	36.530	2.067	13.117	5.654
17	0.06806445	32.699	10.342	35.991	2.031	13.232	5.706
18	0.06866562	32.834	10.377	35.365	2.027	13.678	5.719
19	0.06932413	32.869	10.364	34.741	2.049	14.225	5.753
20	0.07000060	32.859	10.243	34.217	2.090	14.823	5.768
21	0.07065974	32.806	10.094	33.909	2.134	15.326	5.731
22	0.07129481	32.766	9.930	33.777	2.157	15.728	5.642
23	0.07186836	32.831	9.777	33.721	2.178	15.939	5.554
24	0.07240770	33.032	9.632	33.616	2.196	16.031	5.492
25	0.07290757	33.451	9.501	33.404	2.205	15.980	5.459
26	0.07339546	34.018	9.379	33.115	2.205	15.836	5.447
27	0.07388742	34.684	9.264	32.776	2.188	15.633	5.453
28	0.07441123	35.421	9.165	32.372	2.158	15.417	5.467
29	0.07500754	36.231	9.084	31.881	2.127	15.196	5.480
30	0.07567092	37.090	9.030	31.329	2.105	14.970	5.476
31	0.07636349	37.958	8.979	30.764	2.092	14.762	5.446
32	0.07704239	38.777	8.928	30.238	2.082	14.574	5.401
33	0.07770150	39.545	8.858	29.770	2.076	14.406	5.345
34	0.07834470	40.273	8.771	29.361	2.071	14.245	5.279
35	0.07897725	40.980	8.666	29.007	2.063	14.078	5.206
36	0.07958135	41.646	8.558	28.706	2.051	13.908	5.131
37	0.08014151	42.249	8.453	28.461	2.036	13.742	5.059
38	0.08064974	42.787	8.356	28.263	2.016	13.581	4.997
39	0.08111886	43.276	8.265	28.094	1.995	13.426	4.944
40	0.08155562	43.727	8.179	27.937	1.974	13.283	4.901
41	0.08196303	44.144	8.098	27.783	1.954	13.154	4.867
42	0.08233911	44.531	8.024	27.627	1.937	13.041	4.840
43	0.08268510	44.895	7.957	27.467	1.923	12.943	4.815
44	0.08300807	45.242	7.896	27.301	1.911	12.859	4.792
45	0.08331584	45.581	7.838	27.129	1.901	12.782	4.768
46	0.08361281	45.918	7.782	26.954	1.893	12.709	4.744

47	0.08390376	46.256	7.729	26.777	1.884	12.636	4.718
48	0.08419271	46.600	7.678	26.597	1.874	12.561	4.690

Decomposition of Variance for Series MP

Step	Std Error	BalGrowth	Inflation	Real Rate	Misc1	Misc2	Misc3
1	0.00496905	78.683	1.165	3.374	2.745	0.298	13.736
2	0.01003784	79.242	5.133	3.114	0.804	4.259	7.448
3	0.01461125	77.157	5.466	5.026	0.452	6.225	5.675
4	0.01882189	76.392	3.994	6.673	0.579	7.415	4.947
5	0.02275450	74.685	2.733	10.209	0.556	7.629	4.188
6	0.02720843	72.410	1.916	14.447	0.425	7.217	3.585
7	0.03195474	70.566	1.390	18.165	0.310	6.691	2.878
8	0.03638766	70.287	1.073	19.795	0.263	6.248	2.334
9	0.04042597	70.735	0.870	20.563	0.245	5.596	1.991
10	0.04367140	71.252	0.747	20.945	0.240	5.075	1.741
11	0.04644717	71.840	0.662	21.183	0.234	4.530	1.550
12	0.04905016	72.207	0.610	21.501	0.220	4.071	1.390
13	0.05135592	72.640	0.602	21.472	0.204	3.813	1.269
14	0.05338551	73.118	0.672	21.169	0.189	3.674	1.178
15	0.05512049	73.541	0.777	20.753	0.177	3.640	1.111
16	0.05669688	73.927	0.887	20.226	0.171	3.739	1.050
17	0.05815908	74.223	0.993	19.705	0.170	3.910	0.999
18	0.05957038	74.463	1.089	19.172	0.183	4.140	0.953
19	0.06089632	74.697	1.150	18.664	0.206	4.370	0.912
20	0.06209147	74.965	1.192	18.229	0.221	4.516	0.878
21	0.06323634	75.288	1.216	17.812	0.231	4.605	0.849
22	0.06437507	75.659	1.225	17.416	0.237	4.635	0.828
23	0.06550296	76.075	1.221	17.051	0.236	4.603	0.814
24	0.06661627	76.487	1.202	16.751	0.232	4.522	0.806
25	0.06771143	76.878	1.175	16.508	0.227	4.412	0.801
26	0.06881535	77.247	1.144	16.307	0.219	4.284	0.798
27	0.06993887	77.581	1.110	16.151	0.213	4.150	0.796
28	0.07109129	77.875	1.075	16.034	0.208	4.016	0.791
29	0.07227169	78.099	1.040	15.980	0.208	3.890	0.784
30	0.07346345	78.245	1.007	15.992	0.209	3.773	0.775
31	0.07466623	78.327	0.975	16.063	0.209	3.664	0.762
32	0.07587757	78.339	0.944	16.198	0.209	3.564	0.746
33	0.07709748	78.289	0.915	16.392	0.209	3.469	0.726
34	0.07832011	78.190	0.888	16.632	0.208	3.378	0.705
35	0.07952869	78.061	0.863	16.897	0.206	3.289	0.684
36	0.08071373	77.918	0.841	17.172	0.202	3.203	0.664
37	0.08186731	77.762	0.823	17.453	0.198	3.119	0.646
38	0.08299030	77.602	0.807	17.730	0.194	3.038	0.630
39	0.08408322	77.446	0.794	17.994	0.189	2.961	0.617
40	0.08514024	77.306	0.784	18.233	0.184	2.888	0.606
41	0.08615818	77.188	0.777	18.440	0.180	2.820	0.596
42	0.08713883	77.090	0.771	18.618	0.176	2.757	0.587
43	0.08808743	77.018	0.767	18.766	0.173	2.699	0.579
44	0.08900965	76.969	0.762	18.884	0.170	2.644	0.570
45	0.08990822	76.944	0.758	18.977	0.167	2.593	0.562

46	0.09078677	76.939	0.753	19.047	0.164	2.544	0.553
47	0.09165008	76.949	0.747	19.101	0.162	2.497	0.544
48	0.09250535	76.974	0.740	19.140	0.159	2.452	0.534

Decomposition of Variance for Series R

Step	Std Error	BalGrowth	Inflation	Real Rate	Misc1	Misc2	Misc3
1	0.00146834	13.541	2.551	63.373	13.685	6.786	0.064
2	0.00240774	13.974	1.390	72.046	6.822	5.742	0.025
3	0.00290216	13.028	1.886	73.040	4.932	7.046	0.069
4	0.00348837	11.414	4.354	71.703	3.522	8.953	0.053
5	0.00405383	10.392	3.769	73.514	2.978	9.305	0.040
6	0.00450459	10.248	3.055	75.414	2.724	8.501	0.059
7	0.00493255	10.834	2.615	76.181	2.679	7.418	0.273
8	0.00516981	11.439	2.413	76.461	2.482	6.753	0.453
9	0.00532363	11.348	2.286	76.802	2.445	6.400	0.719
10	0.00550526	10.890	2.139	77.456	2.474	6.011	1.030
11	0.00566767	10.823	2.050	77.922	2.335	5.776	1.095
12	0.00580404	11.001	2.306	77.593	2.226	5.705	1.168
13	0.00593650	11.012	2.687	77.456	2.128	5.480	1.237
14	0.00604403	10.866	2.784	77.721	2.080	5.311	1.238
15	0.00614508	10.766	2.854	77.964	2.022	5.162	1.232
16	0.00625447	10.890	2.918	77.963	1.977	5.050	1.203
17	0.00636211	11.232	2.929	77.710	1.991	4.967	1.170
18	0.00646177	11.516	2.859	77.695	1.951	4.827	1.152
19	0.00656939	11.675	2.771	77.876	1.891	4.671	1.117
20	0.00667424	11.944	2.702	77.889	1.840	4.531	1.094
21	0.00678315	12.406	2.675	77.673	1.786	4.386	1.073
22	0.00689802	12.867	2.628	77.477	1.729	4.256	1.043
23	0.00701531	13.277	2.549	77.353	1.672	4.131	1.017
24	0.00713235	13.658	2.470	77.242	1.622	4.016	0.992
25	0.00724666	14.072	2.408	77.067	1.574	3.909	0.970
26	0.00735719	14.526	2.346	76.849	1.528	3.802	0.950
27	0.00747049	14.915	2.277	76.689	1.489	3.706	0.924
28	0.00758934	15.228	2.207	76.608	1.453	3.605	0.898
29	0.00770914	15.537	2.148	76.531	1.412	3.498	0.874
30	0.00782510	15.827	2.114	76.441	1.371	3.397	0.850
31	0.00794076	16.047	2.088	76.404	1.332	3.303	0.826
32	0.00805755	16.219	2.052	76.424	1.294	3.209	0.802
33	0.00817348	16.386	2.020	76.437	1.258	3.119	0.780
34	0.00828541	16.552	2.002	76.427	1.224	3.036	0.759
35	0.00839112	16.698	1.988	76.416	1.194	2.962	0.741
36	0.00849197	16.804	1.970	76.441	1.166	2.895	0.725
37	0.00859139	16.886	1.950	76.484	1.139	2.832	0.710
38	0.00868808	16.984	1.937	76.492	1.115	2.777	0.695
39	0.00878010	17.091	1.935	76.474	1.092	2.726	0.681
40	0.00886836	17.180	1.931	76.472	1.071	2.677	0.669
41	0.00895425	17.257	1.921	76.486	1.051	2.629	0.656
42	0.00903813	17.341	1.910	76.489	1.032	2.584	0.644
43	0.00912079	17.440	1.901	76.472	1.014	2.540	0.633
44	0.00920199	17.544	1.889	76.451	0.996	2.498	0.621

45	0.00928247	17.640	1.872	76.444	0.979	2.455	0.611
46	0.00936377	17.730	1.853	76.442	0.962	2.413	0.600
47	0.00944570	17.828	1.835	76.429	0.946	2.371	0.591
48	0.00952804	17.933	1.819	76.408	0.929	2.330	0.581

Decomposition of Variance for Series DP

Step	Std Error	BalGrowth	Inflation	Real Rate	Misc1	Misc2	Misc3
1	0.00329344	30.342	42.430	0.111	1.293	1.517	24.307
2	0.00361203	26.333	35.366	6.393	1.192	7.827	22.890
3	0.00382933	23.856	36.482	8.190	1.316	9.766	20.391
4	0.00401996	21.684	36.962	9.738	3.100	9.840	18.676
5	0.00424121	20.249	37.498	13.619	3.007	8.841	16.785
6	0.00436331	21.191	36.733	14.371	3.033	8.666	16.007
7	0.00445669	20.594	35.761	15.522	3.170	9.213	15.739
8	0.00448707	20.324	35.945	15.556	3.388	9.195	15.592
9	0.00460054	19.369	38.046	15.696	3.284	8.772	14.833
10	0.00476070	18.312	41.438	14.842	3.237	8.238	13.932
11	0.00491146	17.284	43.825	14.441	3.076	8.084	13.289
12	0.00503891	16.769	45.366	13.998	2.967	7.951	12.949
13	0.00514393	16.497	46.871	13.514	2.851	7.746	12.522
14	0.00523837	16.023	48.283	13.129	2.751	7.694	12.119
15	0.00532552	15.815	48.643	13.302	2.738	7.717	11.786
16	0.00540778	15.711	49.173	13.173	2.702	7.794	11.447
17	0.00547580	15.761	49.736	12.852	2.640	7.786	11.225
18	0.00556388	15.526	50.571	12.511	2.735	7.784	10.873
19	0.00565453	15.234	51.806	12.189	2.692	7.551	10.528
20	0.00572762	15.013	52.807	11.921	2.625	7.368	10.267
21	0.00578338	14.793	53.480	11.792	2.577	7.235	10.124
22	0.00582912	14.620	54.091	11.619	2.545	7.147	9.977
23	0.00587245	14.430	54.696	11.461	2.508	7.049	9.856
24	0.00591257	14.285	55.209	11.329	2.480	6.969	9.729
25	0.00595223	14.148	55.659	11.179	2.468	6.944	9.602
26	0.00598912	13.997	56.074	11.049	2.454	6.928	9.498
27	0.00603297	13.803	56.623	10.890	2.433	6.872	9.378
28	0.00608364	13.580	57.233	10.713	2.417	6.824	9.234
29	0.00613359	13.377	57.808	10.567	2.386	6.770	9.091
30	0.00618119	13.213	58.344	10.434	2.353	6.703	8.953
31	0.00623172	13.028	58.908	10.321	2.319	6.616	8.809
32	0.00628252	12.842	59.501	10.193	2.281	6.514	8.669
33	0.00633138	12.671	60.073	10.055	2.247	6.415	8.539
34	0.00638027	12.525	60.594	9.929	2.215	6.320	8.416
35	0.00643032	12.392	61.120	9.796	2.181	6.223	8.289
36	0.00648494	12.241	61.693	9.642	2.146	6.126	8.152
37	0.00654275	12.093	62.276	9.480	2.110	6.024	8.017
38	0.00659899	11.963	62.819	9.323	2.079	5.929	7.887
39	0.00665257	11.854	63.314	9.174	2.048	5.843	7.767
40	0.00670620	11.746	63.803	9.028	2.016	5.759	7.648
41	0.00675865	11.639	64.268	8.893	1.987	5.682	7.531
42	0.00680857	11.543	64.695	8.772	1.960	5.608	7.422
43	0.00685614	11.460	65.092	8.659	1.934	5.535	7.320

44	0.00690267	11.378	65.477	8.549	1.908	5.466	7.221
45	0.00694963	11.285	65.868	8.444	1.884	5.395	7.124
46	0.00699614	11.190	66.256	8,341	1.859	5.324	7.030
47	0.00704043	11.101	66.621	8.242	1.836	5.257	6.943
48	0.00708286	11.012	66.970	8.148	1.814	5.195	6.862

*

* Historical decomposition (figure 3). Because this uses fixed horizons rather
 * than a fixed forecast start period used by the standard HISTORY instruction, it
 * needs to be done by a sequence of HISTORY instructions, where a single time
 * period is extracted each period.

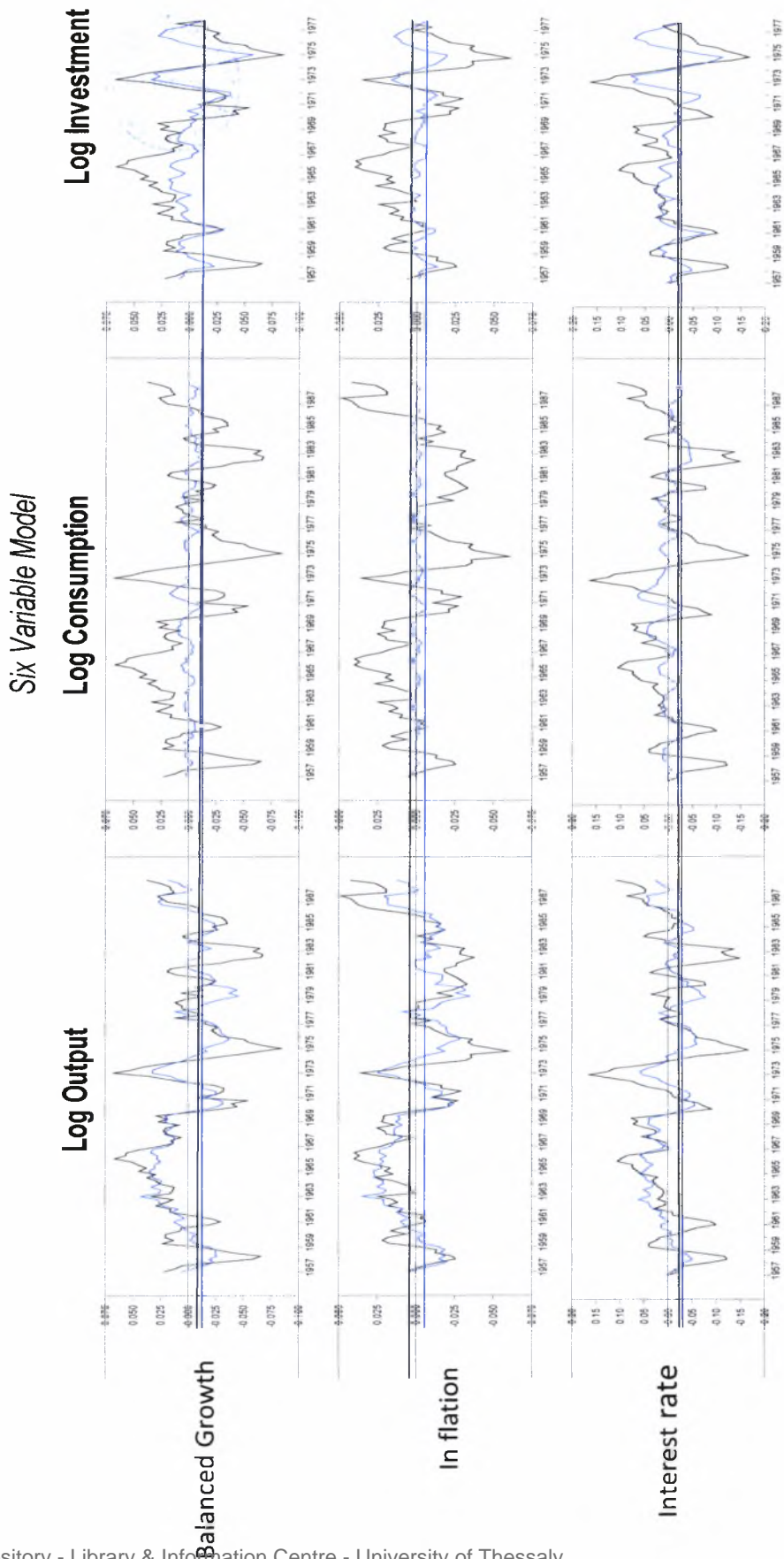
*

```

dec vect[series] e12(3)
dec rect[series] h12(3,3)
do time=1957:1,1988:4
  set e12(1) time time = y-hdecomp(1,1)
  set e12(2) time time = c-hdecomp(1,2)
  set e12(3) time time = in-hdecomp(1,3)
  do i=1,3
    do j=1,3
      set h12(i,j) time time = hdecomp(i+1,j)
    end do j
  end do i
end do time
spgraph(vfields=3,hfields=3,$
  header="Figure 3. Historical Forecast Error Decomposition",subheader="Six
Variable Model",$
  xlabel=||"Log Output", "Log Consumption", "Log Investment"||,$
  ylabel=||"Balanced Growth", "Inflation", "Real Interest Rate"||)
do i=1,3
  do j=1,3
    graph 2 i j
    # e12(j)
    # h12(i,j)
  end do j
end do i
spgraph(done)

```


Figure 3. Historical Forecast Error Decomposition



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ



004000073793

