

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ

ΠΤΥΧΙΑΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

**Εκτίμηση των παραμέτρων ενός μακροοικονομικού
υποδείγματος**

Φοιτητής: Επαμεινώνδας Παϊζάνος

Επιβλέπων : Αναπληρωτής Καθηγητής Γεώργιος Χάλκος

ΒΟΛΟΣ, ΙΟΥΝΙΟΣ 2007



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

Αριθ. Εισ.: 5464/1

Ημερ. Εισ.: 02-07-2007

Δωρεά: Συγγραφέα

Ταξιθετικός Κωδικός: ΠΤ – ΟΕ

2007

ΠΑΙ

Στην οικογένειά μου

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Περίληψη.....	6
Λέξεις Κλειδιά.....	6
Abstract.....	7
Εισαγωγή.....	8
Κεφάλαιο 1: Βιβλιογραφική Ανασκόπηση.....	11
Η καμπύλη Phillips και οι ορθολογικές προσδοκίες.....	11
Η κριτική του Lucas.....	14
Διεθνή Υποδείγματα.....	19
Το υπόδειγμα του Tinbergen για την Ολλανδική οικονομία.....	21
Το υπόδειγμα του Klein για την Αμερικανική οικονομία 1921-1941...	23
Το υπόδειγμα των Klein και Goldberger για την Αμερικανική οικονομία.....	25
Υπόδειγμα με ορθολογικές προσδοκίες.....	26
Το MC μοντέλο του Fair	28
Οικονομετρικά υποδείγματα για την Ελληνική οικονομία.....	29
Το υπόδειγμα IS-LM.....	33
Το υπόδειγμα Mundell-Fleming.....	35
Κεφάλαιο 2: Θεωρητικό Υπόβαθρο.....	37
Το Υπόδειγμα Mundell-Fleming.....	37
Μαθηματική παρουσίαση.....	45
Εύρεση των εξισώσεων μειωμένης μορφής.....	49
Κεφάλαιο 3: Δεδομένα.....	51
Κεφάλαιο 4: Μεθοδολογία.....	55
Το σφάλμα αλληλεξαρτήσεως.....	55
Εξισώσεις μειωμένης μορφής.....	56

Ταυτοποίηση.....	56
Μέθοδοι Εκτιμήσεως Συστημάτων.....	57
Έμμεση μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (ILS).....	58
Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια (2SLS).....	58
Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια με αυτοσυσχέτιση (2SLS/AR).....	59
Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων σε τρία στάδια (3SLS).....	59
Μέθοδος μεγίστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης (FIML)...	60
Διαγνωστικοί Έλεγχοι.....	60
Μέτρηση της προβλεπτικής ικανότητας του υποδείγματος.....	63
Προβλέψεις.....	64
Επίλυση του συστήματος και προσομοίωση.....	64
Γενικές παρατηρήσεις.....	65
Κεφάλαιο 5: Εμπειρικά Αποτελέσματα.....	66
Εκτίμηση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS).....	68
Εκτίμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια (2SLS)...	69
Εκτίμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια με αυτοσυσχέτιση (2SLS/AR).....	72
Εκτίμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε τρία στάδια (3SLS)...	73
Εκτίμηση με την μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης (FIML).....	74
Επίλυση των συστημάτων και προσομοίωση.....	75
Σύγκριση των μεθόδων εκτίμησης.....	78
Σχολιασμός αποτελεσμάτων.....	78
Πολλαπλασιαστές Οικονομικής Πολιτικής.....	81
Εκ των υστέρων προβλέψεις.....	89
Επίλογος.....	90
Βιβλιογραφία.....	93
Παράρτημα Α: Υπολογισμοί και αποτελέσματα.....	100
Παράρτημα Β: Δεδομένα.....	138

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Σκοπός αυτής της εργασίας είναι η εκτίμηση των παραμέτρων ενός μακροοικονομικού υποδείγματος για την ελληνική οικονομία. Πιο συγκεκριμένα, με τη χρήση πέντε μεθόδων εκτιμήσεως αλληλοεξαρτωμένων εξισώσεων (OLS, 2SLS, 2SLS/AR, 3SLS, FIML) και εξετάζοντας δεδομένα για την περίοδο 1960-2000, εκτιμήθηκαν οι παράμετροι των διαρθρωτικών εξισώσεων του υποδείγματος Mundell-Fleming για μια μικρή ανοικτή οικονομία, όπως η ελληνική. Στην συνέχεια με τη χρήση τεσσάρων μέτρων ακρίβειας, έγινε η επιλογή της εκτίμησης που οδηγεί στις καλύτερες προβλέψεις σχετικά με το επίπεδο του συνολικού εισοδήματος. Με τη χρήση της μεθόδου Gauss-Seidel, πραγματοποιήθηκε ιστορική προσομοίωση, ενώ στην συνέχεια υπολογίστηκαν οι πολλαπλασιαστές οικονομικής πολιτικής. Τέλος, προχωρήσαμε σε εκ των υστέρων πρόβλεψη του συνολικού εισοδήματος της οικονομίας. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι εκτιμήσεις του υποδείγματος είναι σύμφωνες με την οικονομική θεωρία και τελικά αυτό μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την ανάλυση της οικονομικής πολιτικής, αλλά όχι και για την πραγματοποίηση προβλέψεων για την περίοδο μετά το 2000, καθώς οι διαρθρωτικές μεταβολές στην ελληνική οικονομία δεν εγγυώνται την ευστάθεια των εκτιμημένων παραμέτρων.

ΛΕΞΕΙΣ ΚΛΕΙΔΙΑ: Υπόδειγμα Αλληλοεξαρτωμένων Εξισώσεων, Υπόδειγμα Mundell-Fleming, 2SLS, 2SLS/AR, 3SLS, FIML, Μέθοδος Gauss-Seidel, Προσομοίωση, Πολλαπλασιαστές Οικονομικής Πολιτικής, Προβλέψεις, Κριτική του Lucas

ABSTRACT

The purpose of this paper is the parameter estimation of a macroeconomic model for the Greek economy. Specifically, using five different simultaneous-equation methods (OLS, 2SLS, 2SLS/AR, 3SLS, FIML) and analysing data for the period 1960-2000, the structural equation parameters are estimated for a Mundell-Fleming type model referring to a small open economy like the Greek. Then with the help of four forecast measures we choose the estimation that leads to the more accurate forecasts regarding the economy's total income. Furthermore, we set up historical simulations using the Gauss-Seidel method, and then the multipliers of economic policy are calculated. Finally we make an attempt to forecast the total income of the year 2000, using "ex-post" analysis. The results suggest that the parameter estimations coincide with economic theory and that the estimated model can be used for the evaluation of economic policy, but not for forecasting for the period after 2000 because there is no evidence supporting parameter stability.

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Ένα μακροοικονομετρικό υπόδειγμα αποτελεί ένα από τα σημαντικότερα εργαλεία που έχουν στην διάθεσή τους οι οικονομολόγοι για να περιγράψουν, αναλύσουν και να προβλέψουν της πορεία μιας οικονομίας. Με τη βοήθεια τέτοιων υποδειγμάτων οι οικονομολόγοι ποσοτικοποιούν την αλληλεξάρτηση ορισμένων μακροοικονομικών μεγεθών, με βάση τα δεδομένα του παρελθόντος, και στη συνέχεια προσπαθούν να προβλέψουν τον τρόπο που οι μεταβολές σε ορισμένες οικονομικές μεταβλητές θα επηρεάσουν τις άλλες. Για τη δημιουργία τέτοιων υποδειγμάτων είναι απαραίτητη η γνώση της οικονομικής θεωρίας και πιο συγκεκριμένα η γνώση για τον τρόπο με τον οποίο οι μακροοικονομικές μεταβλητές αλληλεπιδρούν μεταξύ τους.

Τα μακροοικονομετρικά υποδείγματα, χρησιμοποιούνται ολοένα και περισσότερο από τις κυβερνήσεις των κρατών αλλά και από διεθνείς οργανισμούς, για τη διαμόρφωση και αξιολόγηση της οικονομικής πολιτικής. Προβλέψεις από τέτοιου είδους μοντέλα δημοσιεύονται τακτικά, ενώ τα στοιχεία που προκύπτουν χρησιμοποιούνται όχι μόνο από τις κυβερνήσεις αλλά και από ιδιωτικές επιχειρήσεις για τη διαμόρφωση της επενδυτικής τους πολιτικής. Παρόλα αυτά, η διεξαγωγή προβλέψεων δεν είναι ο μόνος τρόπος χρήσης ενός μακροοικονομετρικού υποδείγματος καθώς αποτελούν ταυτόχρονα ισχυρά εργαλεία που μέσω της διαδικασίας της προσομοίωσης μπορούν να ενισχύσουν την κατανόηση για την λειτουργία μιας οικονομίας, αλλά και να βοηθήσουν στην αξιολόγηση των πιθανών αποτελεσμάτων που προκύπτουν από τη χρήση εναλλακτικών οικονομικών πολιτικών.

Τα πρώτα μακροοικονομετρικά υποδείγματα εμφανίστηκαν την δεκαετία του 1930 με πιο γνωστά τα υποδείγματα περιγραφής του οικονομικού κύκλου του Tinbergen. Εκείνη την εποχή το μέγεθος των υποδειγμάτων αυτών ήταν σχετικά μικρό, ως προς τον αριθμό των εξισώσεων που περιείχαν, ενώ σήμερα τα πιο πολύπλοκα από αυτά περιέχουν χιλιάδες διαρθρωτικές εξισώσεις. Με βάση τις κυρίαρχες σχολές οικονομικές σκέψεις που τροφοδοτούν τα μακροοικονομετρικά υποδείγματα με τη θεωρία που τα θεμελιώνει, αναπτύχθηκαν δύο μεγάλες υποκατηγορίες μοντέλων, ήτοι τα Κεϋνσιανού τύπου και αυτά της μονεταριστικής προσέγγισης. Τα πρώτα δίνουν έμφαση στην συνολική ενεργό ζήτηση για να

αναλύσουν τα επίπεδα της ανεργίας και τις διακυμάνσεις του οικονομικού κύκλου. Η μονεταριστική προσέγγιση στηρίζεται στην αξία του χρήματος όπως αυτή προσδιορίζεται από την προσφορά και την ζήτηση χρήματος. Φυσικά οι προτάσεις οικονομικής πολιτικής που προκύπτουν από αυτές τις εναλλακτικές προσεγγίσεις διαφέρουν σημαντικά.

Ένα μεγάλο πλήγμα που δέχτηκαν τα μακροοικονομικά υποδείγματα και κυρίως αυτά του κείνσιανού τύπου ήταν η κριτική του Lucas κατά την δεκαετία του 1970. Πιο συγκεκριμένα τα υποδείγματα αυτά δεν μπορούσαν να δώσουν σωστές προβλέψεις και εκτιμήσεις για την πορεία των μακροοικονομικών μεγεθών, για την περίοδο πέρα από αυτή στην οποία αναφερόταν το δείγμα με βάση το οποίο εκτιμήθηκαν. Δηλαδή κάτω από διαφορετικές οικονομικές πολιτικές η συμπεριφορά των οικονομικών παραγόντων (αντιδρώντας ως ορθολογικά όντα) μεταβάλλεται και επομένως μεταβάλλονται και οι εκτιμημένες παράμετροι του υποδείγματος, καθιστώντας αμφίβολη την χρήση των υποδειγμάτων ως εργαλείο ανάλυσης της οικονομικής πολιτικής.

Ένα άλλο σημαντικό ζήτημα που προκύπτει κατά την εκτίμηση τέτοιων υποδειγμάτων είναι ο προσδιορισμός και η επιλογή της κατάλληλης μεθόδου για την εκτίμησή τους. Η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων οδηγεί σε σφάλμα αλληλεξαρτήσεως εξαιτίας της συσχέτισης μεταξύ των διαταρακτικών όρων των διαρθρωτικών εξισώσεων και των ερμηνευτικών μεταβλητών. Για το λόγο αυτό χρησιμοποιούνται μέθοδοι εκτίμησης συστημάτων όπως η *Μέθοδος των Ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια* (2SLS) και η *Μέθοδος Μεγίστης Πιθανοφάνειας Πλήρους Πληροφόρησης* (FIML).

Σκοπός αυτής της εργασίας είναι η εκτίμηση των παραμέτρων ενός μακροοικονομικού υποδείγματος (τύπου Mundell-Fleming) για την ελληνική οικονομία και για την περίοδο 1960 έως το 2000. Στο πρώτο κεφάλαιο γίνεται μια ανασκόπηση της διεθνούς βιβλιογραφίας σχετικά με τον προσδιορισμό και την εκτίμηση των μακροοικονομικών μοντέλων. Στο κεφάλαιο που ακολουθεί γίνεται η περιγραφή του θεωρητικού υποδείγματος Mundell-Fleming για μια μικρή ανοικτή οικονομία, και στην συνέχεια παρατίθεται η αλγεβρική παρουσίαση του υποδείγματος. Ακολουθεί μια σύντομη περιγραφή των δεδομένων που χρησιμοποιήθηκαν, ενώ στην συνέχεια προσδιορίζεται η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε. Τέλος στο κεφάλαιο 5 περιγράφονται τα εμπειρικά αποτελεσμάτα

και παρατίθενται οι εκτιμήσεις του υποδείγματος από τις διαφορετικές μεθόδους που χρησιμοποιήθηκαν, συνοδευόμενες από τον σχολιασμό τους.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ

Η εύρεση ενός κατάλληλου μακροοικονομικού υποδείγματος που θα περιγράφει την διαχρονική πορεία των μακροοικονομικών μεγεθών μιας οικονομικής περιοχής (χώρας ή ομάδας χωρών) αποτέλεσε κατά τον τελευταίο αιώνα μία από τις μεγαλύτερες προκλήσεις για τους οικονομολόγους. Σε αυτό συνετέλεσε η ανάγκη για επιτυχείς προβλέψεις όσον αφορά την μελλοντική πορεία των βασικότερων μακροοικονομικών μεγεθών, αλλά και για τον προσδιορισμό της μεταβολής που επέρχεται σε αυτά ως επακόλουθο της άσκησης οικονομικής πολιτικής (πολλαπλασιαστές). Αυτό το κεφάλαιο συνοψίζει τις εξελίξεις σε αυτόν τον τομέα των οικονομικών. Στην πρώτη ενότητα περιγράφουμε τις προσπάθειες για τον εντοπισμό της εμπειρικής σχέσης μεταξύ του ποσοστού ανεργίας και του πληθωρισμού (καμπύλη Phillips). Στη δεύτερη ενότητα θα εξετάσουμε την κριτική του Lucas ως προς τη χρήση των ίδιων εκτιμήσεων των παραμέτρων για μακρά χρονικά διαστήματα. Στην συνέχεια θα εξετάσουμε συνοπτικά μερικά από τα σημαντικότερα μακροοικονομικά υποδείγματα διεθνώς, ενώ οι δύο ενότητες που ακολουθούν περιγράφουν την πορεία για την θεωρητική θεμελίωση του υποδείγματος IS-LM και της επέκτασής του για μια ανοικτή οικονομία, ήτοι του υποδείγματος Mundell-Fleming.

Η καμπύλη Phillips και οι ορθολογικές προσδοκίες

Η εξέταση της βιβλιογραφίας που σχετίζεται με τον εμπειρικό προσδιορισμό της καμπύλης Phillips, κρίνεται απαραίτητη καθώς ήταν αυτή που ανέδειξε την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών (rational expectations hypothesis, REH) [Muth, 1961]. Η εξέλιξη αυτών των υποδειγμάτων αποτέλεσε την βάση για την κριτική του Lucas η οποία κατέχει σημαντικό ρόλο στα σύγχρονα μακροοικονομικά υποδείγματα και την οποία θα εξετάσουμε στη συνέχεια.

Την πρώτη μελέτη για τον προσδιορισμό της εμπειρικής αντίστροφης σχέσης μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας πραγματοποίησε ο Irving Fisher [1926] όταν εξέτασε στοιχεία για την Αμερικανική οικονομία για την περίοδο 1915-1924.

Αντίθετα με την μεταγενέστερη μελέτη του Phillips, ο Fisher βρήκε ενδείξεις ότι η ενδογενής μεταβλητή είναι η ανεργία.

Ο Phillips ανέλυσε δεδομένα για την Βρετανική οικονομία για την περίοδο 1861-1957 και έδειξε ότι υπάρχει αντίστροφη σχέση μεταξύ του ρυθμού ανόδου των ονομαστικών μισθών και του ποσοστού ανεργίας και επιπλέον υποστήριξε ότι αυτή η σχέση είναι μη γραμμική [Phillips, 1958]. Στην αρχική της μορφή η καμπύλη Phillips έδειχνε την, εμπειρικά προσδιορισμένη, αντίστροφη σχέση μεταξύ της μεταβολής στους ονομαστικούς μισθούς οι οποίοι αποτελούν την εξαρτημένη μεταβλητή και το ποσοστό ανεργίας, που στην ανάλυση αποτελεί την ερμηνευτική μεταβλητή. Εκτός όμως από το ποσοστό ανεργίας, ο Phillips πίστευε ότι και ο ρυθμός μεταβολής του ποσοστού της ανεργίας επηρεάζει επίσης τις μεταβολές στους μισθούς, καθώς όταν ο ρυθμός αύξησης της ανεργίας μειώνεται οι εργοδότες είναι διατεθειμένοι να πληρώσουν υψηλότερους μισθούς από ότι στην περίπτωση που ο ρυθμός μεταβολής της ανεργίας είναι μηδενικός αλλά βρισκόμαστε στο ίδιο μέσο επίπεδο ανεργίας.

Ο Phillips χώρισε τα ετήσια δεδομένα που διέθετε σε τρεις περιόδους (1861-1913, 1913-1948, 1948-1957). Χρησιμοποιώντας δεδομένα για την περίοδο 1861-1913 δημιούργησε ένα διάγραμμα διασποράς για τον ρυθμό αύξησης των ονομαστικών μισθών και το ποσοστό ανεργίας. Η σχέση που προέκυπτε ήταν αντίστροφη και μη γραμμική, με κάποιες ακραίες τιμές τις οποίες ο Phillips απέδωσε στις επιδράσεις του ρυθμού μεταβολής του ποσοστού ανεργίας στην μεταβολή των μισθών. Για να εξαλείψει αυτή την επίδραση χρησιμοποίησε μέσες παρατηρήσεις αποτελούμενες από μέσες τιμές για τους ονομαστικούς μισθούς και το ποσοστό ανεργίας για διάφορα επίπεδα του ποσοστού ανεργίας. Κατάφερε έτσι να ακυρώσει την επίδραση της μεταβολής του ποσοστού ανεργίας καθώς κάθε διάστημα περιείχε έτη στα οποία η ανεργία αυξανόταν και άλλα στα οποία μειωνόταν. Χρησιμοποιώντας αυτές τις παρατηρήσεις σε λογαριθμική μορφή (εξαιτίας της μη γραμμικής σχέσης που ανέμενε) και με την χρήση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων υπολόγισε το μοντέλο για την περίοδο 1862-1913, που συγκρινόμενο με τα πραγματικά δεδομένα έδινε πολύ καλές εκτιμήσεις. Χρησιμοποιώντας την εκτιμημένη εξίσωση για να εκτιμήσει την μεταβολή του μισθού για τις περιόδους 1913-1948 και 1948-1957 τα αποτελέσματα ήταν πολύ ικανοποιητικά ειδικά για την περίοδο 1948-1957. Τα αποτελέσματα αυτά αποτελούσαν μια πρώτη εμπειρική ένδειξη για μια σταθερή (διαχρονικά) σχέση μεταξύ της μεταβολής των ονομαστικών

μισθών και του ποσοστού ανεργίας. Παρόλο που η μέθοδος εκτίμησης που χρησιμοποίησε ο Phillips υστερεί σε σύγκριση με τις σύγχρονες οικονομετρικές μεθόδους, ο Gilbert [1976] έδειξε ότι η χρήση μιας μη γραμμικής διαδικασίας μεγίστης πιθανοφάνειας για τα ετήσια δεδομένα που χρησιμοποίησε και ο Phillips, δίνει παρόμοιες εκτιμήσεις των παραμέτρων. Ο Phillips τόνισε ότι η εξίσωση του κατέδειχνε στους υπεύθυνους της οικονομικής πολιτικής ότι μπορούν να επιλέξουν μεταξύ διαφορετικών συνδυασμών ανεργίας και πληθωρισμού μισθών, χωρίς να προχωρήσει όμως σε διαχωρισμό μεταξύ της βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας σχέσης αλλά ούτε μεταξύ πραγματικού και ονομαστικού μισθού, θέματα που απασχόλησαν την βιβλιογραφία τα επόμενα χρόνια.

Οι Samuelson και Solow [1960] μελέτησαν δεδομένα για τον πληθωρισμό και το ποσοστό ανεργίας για την Αμερικανική οικονομία καταλήγοντας σε μια καμπύλη παρόμοιας μορφής με αυτή του Phillips. Αντίθετα όμως από τον Phillips, οι Samuelson και Solow τόνισαν ότι η σχέση ανταλλαγής μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας ίσχυε μόνο στην βραχυχρόνια περίοδο, επισημαίνοντας ότι οι κυβερνητικές πολιτικές πιθανώς να αλλάζουν την μορφή ή ακόμα και να μετατοπίζουν την καμπύλη Phillips, αλλά δεν μίλησαν για κατακόρυφη καμπύλη Phillips στην μακροχρόνια περίοδο. Την ίδια χρονιά ο Lipsey [1960] βασιζόμενος στην νεοκλασική μικροοικονομική θεωρία υποστήριξε ότι αν η αγορά εργασίας για οποιαδήποτε αιτία βρίσκεται σε ανισορροπία τότε ο ρυθμός (ταχύτητα) με τον οποίο ο ονομαστικός μισθός αναπροσαρμόζεται, εξαρτάται από το μέγεθος της διαφοράς μεταξύ της ζητήσεως και της προσφοράς εργασίας. Μετονόμασε την παραδοσιακή καμπύλη Phillips σε *συνάρτηση αναπροσαρμογής* καθώς αυτή αναπαριστούσε τον ρυθμό με τον οποίο ο ονομαστικός μισθός επανερχόταν στην ισορροπία, και επισήμανε ότι η καμπύλη Phillips δεν αναμένεται να είναι σταθερή αλλά να μετατοπίζεται επιφέροντας ένα πρώτο σημαντικό πλήγμα στην άποψη ότι υπάρχει μια βραχυχρόνια σχέση μεταξύ του ρυθμού μεταβολής των μισθών και της ανεργίας τόσο ισχυρή που μπορεί να χρησιμοποιηθεί στην οικονομική πολιτική. Μεγαλύτερο όμως πλήγμα για την παραδοσιακή καμπύλη Phillips αποτελεί η ανάλυση των Phelps [1965] και M. Friedman, οι οποίοι εισήγαγαν στην ανάλυση την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών (rational expectations). Υποστήριζαν ότι δεν υπάρχει αντίστροφη σχέση μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας στην μακροχρόνια περίοδο (κατακόρυφη καμπύλη Phillips) και ότι το πόσο γρήγορα εξαφανίζεται η βραχυχρόνια αντίστροφη σχέση

εξαρτάται από το πόσο γρήγορα προσαρμόζονται οι προσδοκίες, επισημαίνοντας παράλληλα ότι οι κινήσεις πάνω στην καμπύλη Phillips αντιπροσωπεύουν τον μη αναμενόμενο πληθωρισμό. Οι Lucas και Rapping [1970] βασιζόμενοι στην ανάλυση των Phelps και Friedman ενισχύουν την άποψη ότι παρότι βραχυχρόνια μπορεί να υπάρχει μια αντίστροφη σχέση μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας, αυτό είναι δύσκολο να συμβαίνει στον μακροχρόνιο ορίζοντα. Έτσι κάθε προσπάθεια των κυβερνητικών αρχών να κινήσουν την οικονομία κατά μήκος μιας καμπύλης Phillips θα αποτύχει εξαιτίας των αλλαγών που θα επιφέρει αυτή η ίδια πολιτική στις προσδοκίες των ατόμων, αλλαγές που μπορεί να μετατοπίζουν την καμπύλη Phillips και να μειώσουν την αποτελεσματικότητα της οικονομικής πολιτικής.

Η κριτική του Lucas

Η βραχυχρόνια αντίστροφη σχέση μεταξύ πληθωρισμού και ανεργίας και η μακροχρόνια κάθετη μορφή της καμπύλης Phillips, δείχνουν πόσο προσεκτικοί πρέπει να είναι οι οικονομολόγοι όταν προσπαθούν να εξάγουν συμπεράσματα σχετικά με την επιρροή της οικονομικής πολιτικής στα μακροοικονομικά μεγέθη, βασιζόμενοι σε μακροοικονομικά υποδείγματα και στην στατιστική. Ο Lucas [1976] υποστήριξε ότι σχέσεις μεταξύ μακροοικονομικών μεταβλητών που μέχρι τότε θεωρούντο «διαρθρωτικές» (structural) στην οικονομετρική ανάλυση, επηρεάζονταν σε μεγάλο βαθμό από την οικονομική πολιτική του παρελθόντος. Μέχρι τα μέσα της δεκαετίας του 1970 η πλειοψηφία των μακροοικονομικών υποδειγμάτων περιείχαν σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών, πλήρως εξαρτημένες από την δημοσιονομική και νομισματική πολιτική που διενεργήθηκε κατά την περίοδο από την οποία χρησιμοποιήθηκαν τα δεδομένα για την εκτίμηση των παραμέτρων. Ο Lucas ισχυρίστηκε ότι οι ίδιες εκτιμημένες παράμετροι δεν θα ήταν σωστό να χρησιμοποιούνται για προσομοιώσεις και προβλέψεις σε μια άλλη χρονική περίοδο ή για να εκτιμήσουν τα αποτελέσματα μιας άλλης διαφορετικής οικονομικής πολιτικής. Το ζήτημα είναι πολύ σημαντικό καθώς οποιοδήποτε οικονομετρικό μοντέλο δεν ενσωματώνει κατηγορηματικά κάποιου είδους ορθολογικές προσδοκίες, δεν μπορεί να παρέχει σωστές πληροφορίες όσον αφορά τις πραγματικές επιπτώσεις των εναλλακτικών οικονομικών πολιτικών. Όπως ο ίδιος τονίζει το πρόβλημα προκύπτει

όχι τόσο από τις αποκλίσεις μεταξύ των εκτιμημένων και των «πραγματικών» διαρθρωτικών παραμέτρων πριν από την εφαρμογή της πολιτικής, αλλά κυρίως από τις αποκλίσεις μεταξύ των «πραγματικών» παραμέτρων πριν από την εφαρμογή με τις «πραγματικές παραμέτρους μετά την εφαρμογή» της οικονομικής πολιτικής. Πιο συγκεκριμένα οι εκτιμημένες εξισώσεις ενός μακροοικονομικού υποδείγματος βασίζονται στην οικονομική πολιτική και τους κανόνες που καθορίζουν την συμπεριφορά των ατόμων, για την δεδομένη αυτή την χρονική στιγμή κατάσταση της οικονομίας και της κοινωνίας. Παρόλα αυτά ο τρόπος που οι άνθρωποι αντιλαμβάνονται την οικονομική πολιτική και τους κανόνες εξαρτάται από τις προσδοκίες τους περί των μελλοντικών πολιτικών, οι οποίες προσδοκίες με την σειρά τους βασίζονται στην μορφή και τις επιδράσεις που είχε η οικονομική πολιτική του παρελθόντος. Αν οι υπεύθυνοι για την άσκηση οικονομικής πολιτικής επιλέξουν πολιτικές διαφορετικές από εκείνες που ίσχυαν κατά την περίοδο στην οποία αναφέρεται το δείγμα, οι προσδοκίες των ατόμων θα μεταβληθούν και ο τρόπος που θα αντιδρούν θα αλλάξει.

Για να θεμελιώσει την κριτική του ο Lucas χρησιμοποίησε αρκετά παραδείγματα, ένα εκ των οποίων βασίζεται στην *υπόθεση του μόνιμου εισοδήματος* του M. Friedman. Η θεωρία αυτή συσχετίζει την κατανάλωση με το τρέχον εισόδημα καθώς και με το εισόδημα που απολάμβανε το άτομο κατά το παρελθόν. Πρακτικά μπορούμε να εκτιμήσουμε την σχέση αυτή με την χρήση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων χρησιμοποιώντας ιστορικά δεδομένα. Κατά τον Lucas οι εκτιμήσεις μιας τέτοιας εξίσωσης δεν μπορούν να είναι ανεξάρτητες από τις μεταβολές στην οικονομική πολιτική. Για παράδειγμα ας υποθέσουμε μια πολιτική που ενισχύει το προσωπικό εισόδημα με ένα σταθερό ποσό εις το διηνεκές. Αν αυτή η πολιτική είναι γνωστή στο άτομο είναι ξεκάθαρο ότι το μόνιμο εισόδημα αυξάνεται κατά το ποσό της επιδότησης και επιπλέον η κατανάλωση θα αυξηθεί σε αναλογία με το μόνιμο εισόδημα. Η παραδοσιακή χρήση των μακροοικονομετρικών μοντέλων θα θεωρούσε την σχέση μεταξύ κατανάλωσης και εισοδήματος ως δεδομένη (όπως έχει εκτιμηθεί από τα ιστορικά στοιχεία) και θα προέβαινε σε προβλέψεις με βάση αυτή την σχέση για την μελλοντική πορεία της κατανάλωσης. Αυτή όμως η προσέγγιση θα έδειχνε ότι η κατανάλωση θα αυξανόταν σταδιακά. Η θεωρία παρόλα αυτά επισημαίνει ότι η κατανάλωση θα έπρεπε άμεσα να αυξηθεί και ότι η αναμενόμενη κατανάλωση θα έπρεπε να καταστεί μονίμως υψηλότερα άμεσα, κατά την χρονική στιγμή εφαρμογής

της πολιτικής. Αυτή η φαινομενική σύγκρουση μεταξύ των επιπτώσεων μίας κοινά αποδεκτής θεωρίας και μιας παραδοσιακής διαδικασίας προκάλεσε συρροή δημοσιεύσεων επιστημονικών άρθρων και συζητήσεων μεταξύ των οικονομολόγων. Οι περισσότεροι μακροοικονομολόγοι σήμερα συμφωνούν ότι κάθε ανάλυση οικονομικής πολιτικής πρέπει να εμπεριέχει έναν σαφή προσδιορισμό για τον τρόπο που μια επιλογή οικονομικής πολιτικής θα μεταβάλλει τις προσδοκίες σχετικά με τις μελλοντικές πολιτικές.

Η κριτική του Lucas βοήθησε τους οικονομολόγους να κατανοήσουν ότι ο τρόπος με τον οποίο λαμβάνουν οι άνθρωποι τις αποφάσεις τους αλλάζει όταν μεταβάλλεται η οικονομική πολιτική και επομένως το να προσπαθήσουμε να καθορίσουμε τις επιπτώσεις μιας πολιτικής από ένα υπόδειγμα του οποίου οι παράμετροι έχουν εκτιμηθεί με κάποιο δείγμα του παρελθόντος, θα οδηγήσει με βεβαιότητα σε εσφαλμένα συμπεράσματα. Στις περισσότερες περιπτώσεις οι αποφάσεις των ανθρώπων εξαρτώνται από τις προσδοκίες τους ως προς τις μελλοντικές οικονομικές πολιτικές. Αυτές οι προσδοκίες εξαρτώνται εν μέρει από τον τρόπο που αναμένεται να συμπεριφερθούν οι ασκούντες την οικονομική πολιτική. Για παράδειγμα η απόφαση για την πραγματοποίηση μιας επένδυσης εξαρτάται από τις προσδοκίες του επενδυτή σχετικά με τους μελλοντικούς φορολογικούς συντελεστές. Αν οι επενδυτές προσδοκούν χαμηλούς φορολογικούς συντελεστές στο μέλλον οι ιδιωτικές επενδύσεις θα αυξηθούν σήμερα, ενώ το αντίθετο θα συμβεί για μια αναμενόμενη αύξηση των φορολογικών συντελεστών.

Ο Lucas έδειξε τον τρόπο με τον οποίο μπορεί να μοντελοποιηθούν οι προσδοκίες [1972], βασιζόμενος σε προγενέστερη δημοσίευση του Muth [1961]. Η έρευνα του Lucas κατέληξε σε ένα νέο «πρόγραμμα» ο σκοπός του οποίου ήταν ο σχηματισμός μακροοικονομετρικών υποδειγμάτων τέτοιων ώστε οι σχέσεις που θα περιγράφουν δεν θα είναι ευαίσθητες σε μεταβολές της οικονομικής πολιτικής, ώστε να μπορούν να συνεισφέρουν σε μια αξιόπιστη αποτίμηση των εναλλακτικών οικονομικών πολιτικών. Για να συμβεί αυτό θα πρέπει τα υποδείγματα να είναι υποδείγματα γενικής ισορροπίας με ενσωματωμένη την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών. Αυτό σημαίνει ότι όλες οι σημαντικές μεταβλητές θα πρέπει να προσδιορίζονται μέσα από το υπόδειγμα, με βάση την αλληλεπίδραση μεταξύ των ορθολογικών παραγόντων που δρουν στην οικονομία και οι οποίοι διαμορφώνουν ορθολογικές προσδοκίες και ενεργούν σε ένα σαφώς προσδιορισμένο οικονομικό

περιβάλλον. Στον μακροπρόθεσμο ορίζοντα μία διαδικασία διατύπωσης των ορθολογικών προσδοκιών θα πρέπει να απορρίπτει την ύπαρξη της αυταπάτης του χρήματος καθώς αυτή είναι ασυνεπής με την ατομική μεγιστοποίηση της χρησιμότητας των καταναλωτών και των εργοδοτών που διέπουν την μακροχρόνια ισορροπία. Επιπλέον θα πρέπει τα υποδείγματα να διαμορφώνονται με τέτοιο τρόπο ώστε να περιέχουν μόνο παραμέτρους οι οποίες είναι ανεξάρτητες από το είδος της οικονομικής πολιτικής που θα ακολουθηθεί. Για να συμβεί αυτό απαιτείται ισχυρή μικροοικονομική θεμελίωση, δηλαδή οι αποφάσεις του κάθε ατόμου πρέπει να προσδιορίζονται εξ'ολοκλήρου από το υπόδειγμα. Στην συνέχεια μπορούν να εκτιμηθούν οι παράμετροι του υποδείγματος χρησιμοποιώντας κατάλληλες οικονομετρικές μεθόδους. Παραδείγματα όπου χρησιμοποιήθηκε το συγκεκριμένο πρόγραμμα είναι η εμπειρική ανάλυση των επενδύσεων, της κατανάλωσης, της απασχόλησης καθώς και των περιουσιακών στοιχείων στις χρηματοπιστωτικές αγορές. Το πρόγραμμα πάντως έχει αποδειχτεί δύσκολο στην πρακτική εφαρμογή του και δεν έχουν στεφθεί όλες οι προσπάθειες χρήσης του με επιτυχία.

Στον μακροχρόνιο ορίζοντα οι προσδοκίες και η «πραγματικότητα» τείνουν να συγκλίνουν σε ισορροπία και αφού οι οικονομικοί δρώντες είναι πλήρως πληροφορημένοι για αυτή την ισορροπία όταν σχηματίζουν τις προσδοκίες τους ισχύει ο παρακάτω αλγεβρικά διατυπωμένος περιορισμός, ο οποίος εφαρμόζεται σε κάθε περίοδο t :

$$E[P_t^* - P_t] = 0$$

Όπου P^* η προσδοκώμενη τιμή της μεταβλητής και P_t η τιμή της μεταβλητής σήμερα.

Επιπλέον γίνεται η υπόθεση ότι σε κάθε περίοδο οι τιμές είναι επαρκώς ευέλικτες ώστε να εγγυώνται την άμεση προσαρμογή στην ισορροπία μεταξύ της προσφοράς και της ζήτησης.

Η κριτική στην θεωρία του Lucas στρέφεται κυρίως στον μηχανισμό εκκαθάρισης της αγοράς και στην πλήρη ευελιξία των τιμών και των μισθών. Σύμφωνα με τους επικριτές του «προγράμματος» του Lucas αυτή η ευελιξία δεν αντικατοπτρίζεται στις πραγματικές αγορές, με χαρακτηριστικότερο παράδειγμα τις μακροπρόθεσμες συμβάσεις εργασίας που μπορεί να ισχύουν για δύο ή και περισσότερα χρόνια. Στην πραγματικότητα τέτοια συμβόλαια ενισχύουν την ακαμψία των μισθών και ελαττώνουν την ευκαμψία των τιμών γενικότερα [S. Fischer, 1977,

J.B.Taylor, 1980]. Ως απάντηση οι Lucas και Sargent [1978] πρότειναν να συμπεριλαμβάνεται στα υποδείγματα, ως ενδογενής μεταβλητή, η διάρκεια των συμβολαίων. Μεταξύ των επικριτών του Lucas οι Νεοκεϋνσιανοί αποδέχονται την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών αλλά αποκλείουν την πλήρη ευκαμψία των μισθών και των τιμών καθώς η (βραχυχρόνια) ακαμψία αυτών είναι για αυτούς το κλειδί για την εξήγηση των βραχυχρόνιων διακυμάνσεων του οικονομικού κύκλου. Ο F. Modigliani ως κριτική για την συνεχή ισορροπία στην αγορά εργασίας που υποθέτουν τα υποδείγματα γενικής ισορροπίας, αναφέρει το χαρακτηριστικό παράδειγμα της υψηλότατης ανεργίας στις Η.Π.Α το 1930. Επιπλέον σύμφωνα με τον Fair [2004] έχει μεγάλη σημασία να καθορίζεται αν οι προσδοκίες είναι ορθολογικές ή όχι κατά την εκτίμηση ενός υποδείγματος. Στην πρώτη περίπτωση ένα υπόδειγμα γενικής ισορροπίας κρίνεται μάλλον απαραίτητο. Αν όμως οι προσδοκίες δεν είναι ορθολογικές τότε οι οικονομικοί δρώντες στο σύνολο τους θα λαμβάνουν τις αποφάσεις τους, μάλλον, τυχαία και επομένως η κριτική του Lucas δεν αποτελεί πρόβλημα κατά την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος. Επιπλέον υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών είναι δύσκολο να ελεγχθεί εμπειρικά ενώ η διεύρυνση της χρήσης της έχει απομακρύνει την μακροοικονομία από την οικονομετρική εκτίμηση των υποδειγμάτων και την έστρεψε στην θεωρητική αναζήτηση υποδειγμάτων γενικής ισορροπίας.

Όπως είδαμε οι υποθέσεις των νεοκλασικών οικονομολόγων σχετικά με την πλήρη ευκαμψία των τιμών και των μισθών σε συνδυασμό με την υπόθεση για την συνεχή ισορροπία της αγοράς εργασίας έχουν προκαλέσει πολλές αντιδράσεις από τους κεϋνσιανούς οικονομολόγους. Πάντως σήμερα τα υποδείγματα γενικής ισορροπίας χρησιμοποιούνται ολοένα και περισσότερο. Συνοψίζοντας, ο Lucas υποστήριξε ότι τα παραδοσιακά κεϋνσιανά υποδείγματα δεν ήταν χρήσιμα για την ανάλυση των οικονομικών πολιτικών γιατί δεν λάμβαναν υπόψη τους τις προσδοκίες. Σαν αποτέλεσμα οι εκτιμώμενες εμπειρικά παράμετροι των διαρθρωτικών τους εξισώσεων δεν θα ίσχυαν αν στο μέλλον εφαρμοζόταν μια διαφορετική οικονομική πολιτική [Mankiw, 2006]. Οι πρακτικές συνέπειες της κριτικής του Lucas είναι ότι τόσο οι ακαδημαϊκοί οικονομολόγοι, όσο και οι ασκούντες την οικονομική πολιτική, λαμβάνουν πλέον σοβαρά υπόψη μία ανάλυση σχετικά με τις επιπτώσεις μιας πολιτικής, μόνο αν γνωρίζουν ότι βασίζεται σε μοντέλα γενικής ισορροπίας στα οποία οι παράμετροι είναι απαλλαγμένες από τις μεταβολές στην οικονομική πολιτική, ήτοι

το υπόδειγμα έχει την εγγενή ικανότητα να αναπροσαρμόζεται ώστε να λάβει υπόψη τις διαφορές αυτές [Chari και Kehoe, 2006].

Διεθνή Υποδείγματα

Τα πρώτα μακροοικονομικά μοντέλα παρουσιάστηκαν κατά την δεκαετία του 1930, με την εμφάνιση των υποδειγμάτων περιγραφής των οικονομικών κύκλων του Tinbergen [1939,1951]. Τα τελευταία χρόνια το μέγεθος των μακροοικονομικών υποδειγμάτων (ως προς τον αριθμό των διαρθρωτικών εξισώσεων που εμπεριέχουν) έχει αυξηθεί σημαντικά. Το 1950 ένα από τα μεγαλύτερα υποδείγματα, αυτό των Klein και Goldberger για την αμερικανική οικονομία, περιείχε 22 διαρθρωτικές εξισώσεις ενώ σήμερα τα μεγαλύτερα μοντέλα χρησιμοποιούν τετραμηνιαία δεδομένα και περιέχουν εκατοντάδες και μερικές φορές χιλιάδες εξισώσεις. Εξαιτίας των διαφορετικών θεωρητικών αντιλήψεων για την λειτουργία μιας οικονομίας, ήτοι εξαιτίας των διαφορετικών υποθέσεων που υιοθετούν οι διάφορες σχολές οικονομικής σκέψης, έχουν αναπτυχθεί δύο μεγάλες κατηγορίες μακροοικονομικών υποδειγμάτων.

Τα **Κεϋνσιανά ή Νέο-Κεϋνσιανά** υποδείγματα βασίζονται στην διάσπαση της οικονομίας ανά κλάδο οικονομικής δραστηριότητας και κατηγορία δαπανών και χρησιμοποιούν συχνά μεγάλο αριθμό διαρθρωτικών εξισώσεων. Τα υποδείγματα αυτά θεωρούνται τα ισχυρότερα για τον καθορισμό και την προσομοίωση των βραχυχρόνιων διακυμάνσεων του οικονομικού κύκλου. Τα σύγχρονα υποδείγματα αυτής της μορφής επεκτείνουν το κεϋνσιανό υπόδειγμα σε τέσσερα κυρίως σημεία [Κατσέλη και Μαγουλά, 2002]:

- 1) Οι τιμές και οι μισθοί καθορίζονται ενδογενώς και η διαχρονική τους πορεία επηρεάζεται από τις ανισορροπίες τόσο στις αγορές αγαθών όσο και στην αγορά εργασίας.
- 2) Τα υποδείγματα αναφέρονται σε μια ανοικτή οικονομία. Ο προσδιορισμός των εισαγωγών γίνεται από την πλευρά της προσφοράς, ενώ αυτός των εξαγωγών από την πλευρά της ζήτησης. Πάλι σημαντικό ρόλο εδώ κατέχουν οι τάσεις ανισορροπίας στις αγορές αλλά και οι ανισορροπίες στο ισοζύγιο πληρωμών της υπό μελέτη χώρας καθώς και των εμπορικών εταιρών της.
- 3) Αντλούν από τη νεοκλασική προσέγγιση το θεωρητικό υπόβαθρο της ζήτησης συντελεστών παραγωγής. Λαμβάνουν επομένως υπόψη την

μεγιστοποίηση του κέρδους των παραγωγών υπό τους περιορισμούς που ορίζει η υφιστάμενη τεχνολογία παραγωγής.

4) Στηρίζονται στην διαμόρφωση των προσδοκιών των οικονομικών παραγόντων, όπως και στον καθορισμό των τιμών όλων των ενδογενών μεταβλητών στις βέλτιστες συνθήκες.

Η δυναμική αλληλεπίδραση μεταξύ των μακροοικονομικών μεγεθών εξασφαλίζεται στα νέο-κεϋνσιανά υποδείγματα από την ύπαρξη μεταβλητών που αντιπροσωπεύουν τις πιέσεις ανισορροπίας στις αγορές καθώς και από τη μελέτη των μηχανισμών προσαρμογής. Μερικές μεταβλητές που χρησιμοποιούνται κατά κόρων για να προσομοιώσουν τις πιέσεις ανισορροπίας είναι ο βαθμός χρησιμοποίησης του παραγωγικού δυναμικού, το ποσοστό ανεργίας και οι ανισορροπίες στον εξωτερικό τομέα της οικονομίας. Για παράδειγμα το ποσοστό ανεργίας θεωρείται δείκτης της υπερβάλλουσας προσφοράς εργασίας και επηρεάζει αρνητικά τόσο την ιδιωτική κατανάλωση, δημιουργώντας αβεβαιότητα για το μελλοντικό εισόδημα.

Τα υποδείγματα **γενικής ισορροπίας** αναγνωρίζουν την αλληλεξάρτηση των τιμών και των ποσοτήτων όλων των προϊόντων και των συντελεστών παραγωγής σε μια οικονομία. Με την λύση ενός συστήματος γενικής ισορροπίας όλες οι μεταβλητές του υποδείγματος προσδιορίζονται ταυτόχρονα. Πιο συγκεκριμένα το σύνολο των τιμών και των ποσοτήτων των αγαθών και των συντελεστών παραγωγής που προσφέρονται και ζητούνται, λαμβάνουν ταυτόχρονα τις τιμές τους ώστε να καταλήξει το σύνολο της οικονομίας σε μια γενική ισορροπία. Τα υποδείγματα γενικής ισορροπίας περιλαμβάνουν εξισώσεις για τους θεσμικούς παράγοντες και τομείς της οικονομίας οι οποίοι συμπεριλαμβάνουν τους παραγωγούς, τους καταναλωτές και τη δημόσια διοίκηση. Το μεγαλύτερο μέρος των συναρτήσεων που συμπεριλαμβάνονται σε τέτοια υποδείγματα είναι συναρτήσεις τιμών. Μέσω της αλληλεπίδρασης των τιμών των αγαθών, των υπηρεσιών και των συντελεστών παραγωγής, επιτυγχάνεται η γενική ισορροπία όταν εξισορροπούνται ταυτόχρονα όλες οι αγορές. Τα υποδείγματα αυτά, λόγω της μεγάλης ευκαμψίας των τιμών και των μισθών που υποθέτουν, προσδιορίζουν καλύτερα την εξέλιξη των μακροοικονομικών μεταβλητών για τον μακροχρόνιο ορίζοντα, ενώ τα τελευταία χρόνια χρησιμοποιούνται, ολοένα και περισσότερο, για την ανάλυση των διανεμητικών αποτελεσμάτων του εισοδήματος σε μακροχρόνια βάση.

Παρόλο την ευρύτερη γενική αποδοχή των υποδειγμάτων γενικής ισορροπίας στην σύγχρονη μακροοικονομική ανάλυση, τα περισσότερα μοντέλα που

χρησιμοποιούνται από τους οργανισμούς αλλά και από τους ασκούντες την οικονομική πολιτική διατηρούν την κενσσιανή χροιά των προγενέστερων μακροοικονομικών μοντέλων που αναπτύχθηκαν μέχρι το 1970. Έτσι η μορφή των υποδειγμάτων διατηρεί την προσέγγιση της συνολικής ζήτησεως και δαπάνης, χωρίς αυτό να σημαίνει ότι δεν γίνεται χρήση μακροοικονομικών υποδειγμάτων στα οποία οι νομισματικής φύσεως μεταβλητές επηρεάζουν την εξέλιξη των μεταβλητών, αλλά και υποδειγμάτων που δίνουν έμφαση στην πλευρά της προσφοράς.

Στην συνέχεια εξετάζονται εκτενώς μερικά σημαντικά μακροοικονομικά υποδείγματα. Αρχικά θα εξετάσουμε τρία από τα πρώτα μοντέλα κενσσιανού τύπου που καθόρισαν σε μεγάλο βαθμό τον τρόπο ανάπτυξης, εξέτασης και χρήσης των μακροοικονομικών υποδειγμάτων μέχρι σήμερα. Στην συνέχεια θα περιγράψουμε κάποιες άλλες σημαντικές συνεισφορές για να φτάσουμε σε κάποιες πιο σύγχρονες προσεγγίσεις που λαμβάνουν υπόψη τις ορθολογικές προσδοκίες των οικονομικών παραγόντων.

Το υπόδειγμα του Tinbergen για την Ολλανδική οικονομία

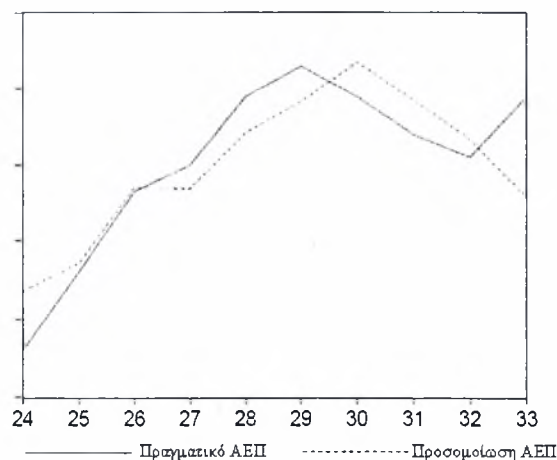
Το υπόδειγμα που δημιούργησε ο Tinbergen για την Ολλανδική οικονομία [1936,1959] ήταν το πρώτο μακροοικονομικό υπόδειγμα που κατασκευάστηκε με πρωταρχικό σκοπό να προσομοιώσει την οικονομική πολιτική. Όπως συμβαίνει σε όλες τις περιπτώσεις, η διάρθρωση του υποδείγματος επηρεάστηκε σε μεγάλο βαθμό από τις πολιτικό-οικονομικές συνθήκες της εποχής [Dhaene και Barten, 1989]. Πιο συγκεκριμένα εξεταζόταν αν ήταν δυνατή η ανάκαμψη της Ολλανδικής οικονομίας την δεκαετία του 1930 με ή χωρίς επεκτατική οικονομική πολιτική, λαμβάνοντας υπόψη τον ρόλο του εξωτερικού τομέα της οικονομίας. Την εποχή εκείνη το διεθνές εμπόριο, στο οποίο η Ολλανδική οικονομία στηριζόταν σε μεγάλο βαθμό, είχε σημειώσει πτώση έως και 30%. Το μοντέλο είναι σχεδιασμένο για την περιγραφή μιας μικρής ανοικτής οικονομίας και αφορά την περίοδο 1924-1934. Περιέχει 34 εξισώσεις για τον προσδιορισμό επτά κυρίως μεγεθών. Αυτές είναι η κατανάλωση, οι επενδύσεις, οι εξαγωγές και οι εισαγωγές, το συνολικό εισόδημα, η ισορροπία στην αγορά εργασίας καθώς και το εισοδήματα που προέρχονται από πηγές εκτός της εργασίας. Ο σχηματισμός των διαρθρωτικών εξισώσεων βασίζεται σε μεγάλο βαθμό στο έργο του Keynes.

Η εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος έγινε με την χρήση απλών για την σημερινή εποχή οικονομετρικών μεθόδων όπως ο υπολογισμός των συντελεστών συσχέτισης και η απλή παλινδρόμηση με την χρήση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων.

Η χρήση του υποδείγματος κατέδειξε ως κυρίαρχη πολιτική για την έξοδο της οικονομίας από την κρίση, την υποτίμηση του guilder για την καταπολέμηση της ανεργίας. Εξαιτίας της μεγάλης εξάρτησης της Ολλανδίας από το διεθνές εμπόριο και της κρίσης που διερχόταν εκείνη την εποχή, μια πολιτική υποτίμησης του εθνικού νομίσματος κρινόταν ότι θα προσέδιδε στον εξαγωγικό τομέα της χώρας την τόνωση που χρειαζόταν.

Η ικανότητα προσομοίωσης του υποδείγματος όσον αφορά το συνολικό εισόδημα φαίνεται στο παρακάτω διάγραμμα, όπου συγκρίνονται οι εκτιμημένες τιμές από το υπόδειγμα με τις πραγματικές τιμές για την περίοδο 1924-1933 [Robert Dixon, University of Melbourne].

Παρόλο που η κάθε διαρθρωτική εξίσωση χωριστά έδινε πολύ υψηλούς συντελεστές προσδιορισμού (R^2), το υπόδειγμα συνολικά (όταν οι εξισώσεις λύνονται ταυτόχρονα), δεν δίνει τόσο αξιόπιστες εκτιμήσεις σε μια ιστορική προσομοίωση για την περίοδο 1924-1933. Στο διάγραμμα δεν φαίνεται να υπάρχει οικονομική ανάπτυξη μεταξύ 1926 και 1927 ενώ το πραγματικό ΑΕΠ αυξήθηκε εκείνη την περίοδο. Επιπλέον η προσομοίωση δείχνει ότι το συνολικό εισόδημα ακολούθησε ανοδική τάση μέχρι το 1930, ενώ το πραγματικό ΑΕΠ σημείωσε πτώση ήδη από το 1929. Ακόμα παρατηρούμε ότι το υπόδειγμα προβλέπει πτώση του συνολικού εισοδήματος μεταξύ 1932 και 1933 ενώ στην πραγματικότητα αυξήθηκε σημαντικά εκείνη την περίοδο.



Πηγή: Robert Dixon, Melbourne University

Από το πρώτο αυτό μακροοικονομικό υπόδειγμα του 1936, έχει σημειωθεί σημαντική πρόοδος τόσο ως προς τις υποθέσεις που ενσωματώνονται, αλλά κυρίως ως προς τις οικονομετρικές μεθόδους που χρησιμοποιούνται για την εκτίμησή των διαρθρωτικών παραμέτρων ή αυτών των εξισώσεων ανοιγμένης μορφής. Η δημιουργία αυτού του υποδείγματος ήταν πολύ σημαντική για την οικονομική επιστήμη. Για πρώτη φορά οι διένεξη για την χρήση της σωστής οικονομικής πολιτικής δεν βασιζόταν μόνο σε θεωρητικές σκέψεις (verbal approach) αλλά σε εμπειρικά προσδιορισμένες σχέσεις μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών (ποσοτική οικονομική ανάλυση) [Cornelisse και H. K. van Dijk, 2006].

Το υπόδειγμα του Klein για την Αμερικανική οικονομία 1921-1941

Παρότι ο Tinbergen ήταν ο πρώτος που δημιούργησε ένα μακροοικονομικό υπόδειγμα, ο Klein [1950] ήταν αυτός που χρησιμοποίησε για πρώτη φορά εξειδικευμένες μεθόδους εκτίμησης για τις παραμέτρους ταυτόχρονα προσδιοριζόμενων εξισώσεων, όπως η μέθοδος μέγιστης πιθανοφάνειας. Το υπόδειγμα είναι υπερβολικά συγκεντρωμένο, ακολουθεί τις κεϋνσιανές αρχές και χρησιμοποιεί αποκλειστικά πραγματικές μεταβλητές.

Η πρώτη εξίσωση του υποδείγματος είναι μία συνάρτηση κατανάλωσης, όπου οι προσδιοριστικές μεταβλητές είναι το συνολικό εισόδημα των απασχολουμένων (στον ιδιωτικό και στον δημόσιο τομέα, W_1 και W_2 αντίστοιχα) και τα καθαρά κέρδη των επιχειρήσεων για την τρέχουσα περίοδο και με μία υστέρηση.

$$CN_t = \alpha_0 + \alpha_1(W_{1t} + W_{2t}) + a_2P_t + a_3P_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

Η συνάρτηση επενδύσεων συνδέει τις επενδύσεις με τα κέρδη των επιχειρήσεων στην ίδια αλλά και στην προηγούμενη περίοδο, καθώς και με το κεφαλαιουχικό απόθεμα στην αρχή του έτους.

$$I_t = \beta_0 + \beta_1P_t + \beta_2P_{t-1} + \beta_3K_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Η τρίτη στοχαστική εξίσωση του υποδείγματος συσχετίζει τον μισθό στον ιδιωτικό τομέα με το συνολικό προϊόν που παράγεται στον ιδιωτικό τομέα E (και με υστέρηση) καθώς και με την τάση.

$$W_{1t} = \gamma_0 + \gamma_1 E_t + \gamma_2 E_{t-1} + \gamma_3 \text{TIME} + \varepsilon_{3t}$$

Επιπλέον περιέχονται στο υπόδειγμα και τέσσερις ταυτότητες:

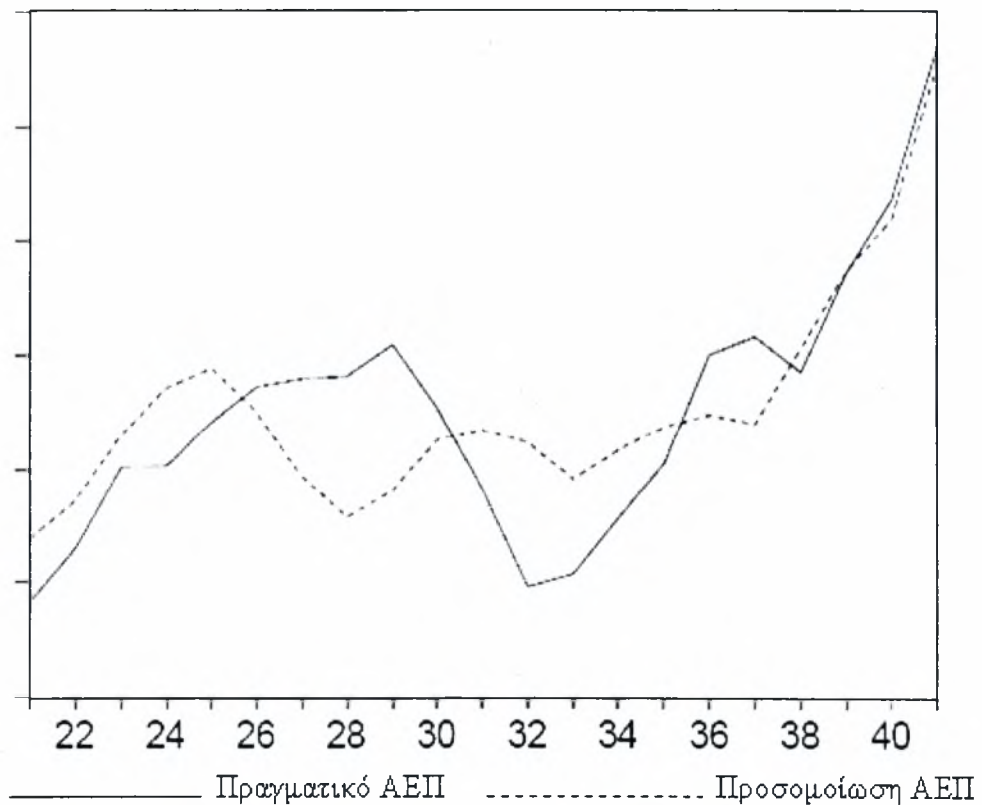
Κεφάλαιο: $K_t = I_t + K_{t-1}$

Σύνολο μισθών: $W_t = W_{1t} + W_{2t}$

Ιδιωτικό προϊόν: $E_t = Y_t + TX_t - W_{2t}$

Συνολικό προϊόν: $Y_t = CN_t + I_t + G_t$

Το παρακάτω διάγραμμα δείχνει την προσομοίωση του υποδείγματος για το Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν, για την Αμερικανική την περίοδο 1920-1941 [Robert Dixon, Melbourne University].



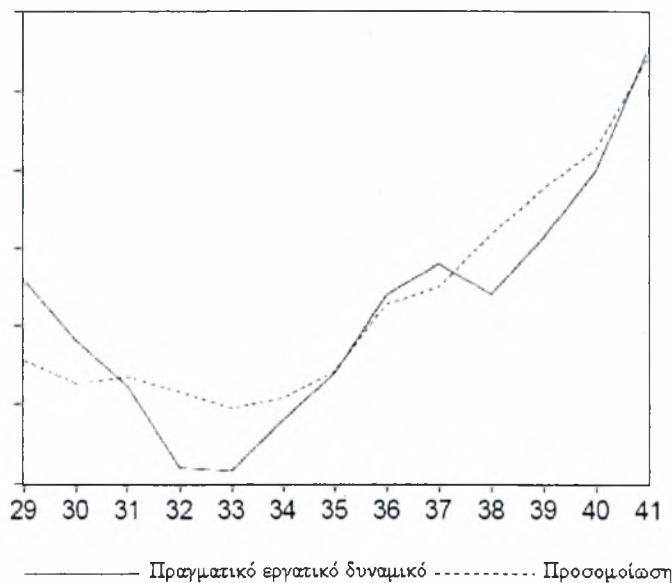
Πηγή: Robert Dixon, Melbourne University

Το μοντέλο δεν προσομοιώνει τα ιστορικά δεδομένα ικανοποιητικά για την περίοδο 1920-1941. Διαφαίνεται το ξεκίνημα μιας ύφεσης το 1926 όταν στην πραγματικότητα το Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν συνέχισε να αυξάνεται μέχρι το 1929. Η ύφεση που συνέβη στην πραγματικότητα από το 1929 έως το 1936 δεν αντικατοπτρίζεται στην λύση του υποδείγματος, ενώ η μικρή ύφεση πριν τον Β' Παγκόσμιο Πόλεμο παρουσιάζεται ένα χρόνο νωρίτερα από το υπόδειγμα του Klein (το 1936 αντί για το 1937).

Το υπόδειγμα των Klein και Goldberger για την Αμερικανική οικονομία

Το μοντέλο αυτό [Klein και Goldberger, 1955 αλλά και Christ 1956] αποτελεί ένα κείνσιανού τύπου υπόδειγμα και καλύπτει την Αμερικανική οικονομία την περίοδο 1929-1952. Το υπόδειγμα ήταν το μεγαλύτερο (ως προς τον αριθμό των εξισώσεων) την εποχή που αναπτύχθηκε και περιέχει 30 εξισώσεις εκ των οποίων οι 16 είναι ταυτότητες. Διαφέρει από τα προηγούμενα μοντέλα, αφού προσδιορίζει με μεγαλύτερη λεπτομέρεια τα επιμέρους στοιχεία που συναποτελούν την συνολική δαπάνη, την διάρθρωση της εργασίας, τις διαφορετικές πηγές του εισοδήματος, τους προσδιοριστικούς παράγοντες του εμπορίου αλλά και την λειτουργία των χρηματαγορών [Robert Dixon, Melbourne University].

Το υπόδειγμα αυτό οδηγεί σε καλύτερη προσομοίωση της Αμερικανικής οικονομίας αν συγκριθεί με το προγενέστερο υπόδειγμα του Klein¹.



Πηγή: Robert Dixon, Melbourne University

¹ Η εξέταση της ακρίβειας του υποδείγματος εδώ γίνεται με την χρήση του αριθμού του εργατικού δυναμικού καθώς οι Klein και Goldberger δεν δημοσίευσαν δεδομένα για το ΑΕΠ.

Υπόδειγμα με ορθολογικές προσδοκίες

Σε αυτή την ενότητα θα περιγράψουμε ένα μοντέλο δύο εξισώσεων που αναπτύχθηκε από τον J. B. Taylor [1979] και ενσωματώνει τις ορθολογικές προσδοκίες των οικονομικών παραγόντων. Εδώ οι προσδοκίες σχετικά με την μελλοντική πορεία των μακροοικονομικών μεγεθών διαμορφώνονται με ορθολογικό τρόπο αλλά γίνεται η υπόθεση ότι δεν υπάρχει μεγάλη ευκαμψία των τιμών και ότι δεν δημιουργείται άμεσα η ισορροπία, συστήνοντας έτσι ένα νέο-κεϋνσιανό μακροοικονομικό υπόδειγμα. Σε αντίθεση με το υπόδειγμα που αναπτύχθηκε από τους Lucas και Rapping το 1970 στο οποίο αναφερθήκαμε ακροθιγώς σε προηγούμενη ενότητα, εδώ η συνολική ζήτηση και το επίπεδο των τιμών αποτελούν ενδογενείς μεταβλητές.

Η διαρθρωτική εξίσωση συνολικής ζήτησεως εδώ είναι μια παραλλαγή των κλασικών συναρτήσεων που συναντάμε σε ένα παραδοσιακό υπόδειγμα IS-LM. Η εξίσωση συνολική ζήτησης (AgD) ορίζεται ως:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 (m-p)_t + \beta_4 (m-p)_{t-1} + \beta_5 \pi_t + \beta_6 t + u_t$$

όπου y_t η απόκλιση του συνολικού εισοδήματος από το δυνητικό εισόδημα, m η πραγματική προσφορά χρήματος, p ο αποπληθωριστής του ΑΕΠ, π ο αναμενόμενος πληθωρισμός με βάση την εμπειρία του παρελθόντος, και u_t ο διαταρακτικός όρος. Οι δύο όροι του συνολικού εισοδήματος με υστερήσεις αντιπροσωπεύουν τους «επιταχυνόμενους πολλαπλασιαστές». Η ισορροπία της πραγματικής ποσότητας χρήματος επηρεάζει το εισόδημα με την τιμή της την τρέχουσα περίοδο αλλά και με μια υστέρηση. Ο αναμενόμενος πληθωρισμός επηρεάζει την ζήτηση, αφού μία αναμενόμενη αύξηση των μελλοντικών τιμών των αγαθών θα τείνει να αυξάνει την συνολική ζήτηση σήμερα ($\beta_5 > 0$). Εξαιτίας των ορθολογικών προσδοκιών που ενσωματώνονται στο μοντέλο, ο Taylor υπέθεσε ότι οι εκτιμημένες παράμετροι b , είναι ανεξάρτητες της κυβερνητικής πολιτικής, καθιστώντας την χρήση του υποδείγματος κατάλληλη και για περιόδους εκτός εκείνης που καλύπτουν τα δεδομένα.

Η εξίσωση προσδιορισμού του επιπέδου των τιμών είναι η:

$$\pi_t = \gamma_0 + \pi_{t-1} + \gamma_1 y_t + v_t$$

όπου \hat{y} η προσδοκία για το επίπεδο του συνολικού εισοδήματος σήμερα με βάση την πληροφόρηση της προηγούμενης περιόδου (t-1), και v_t ο διαταρακτικός όρος. Εδώ γίνεται η υπόθεση ότι η πολιτική τιμών που ακολουθεί μια επιχείρηση θα επηρεάζεται από την διαμόρφωση των τιμών την αμέσως προηγούμενη περίοδο από άλλες επιχειρήσεις (υποθέτοντας έναν μοναδιαίο συντελεστή). Τέλος όταν υπάρχει μεγάλη ζήτηση στις αγορές ($\hat{y} > 0$), αναμένεται ότι οι τιμές θα αυξηθούν με πιο γρήγορο ρυθμό από αυτόν που υπαγορεύει ο πληθωρισμός της προηγούμενης περιόδου ($\gamma_1 > 0$). Είναι σημαντικό να παρατηρήσουμε ότι με τον όρο γ_1 να είναι θετικός, είναι αδύνατο το συνολικό εισόδημα να αυξηθεί μόνιμα πάνω από το φυσικό (δυναμικό) του επίπεδο, χωρίς να επιταχυνθεί ο πληθωρισμός (NAIRU hypothesis).

Ενσωματώνοντας τις ορθολογικές προσδοκίες (REH) ως:

$$\hat{y} = y_t \text{ και } \hat{\pi}_t = \pi_t$$

και λύνοντας το σύστημα των δύο εξισώσεων ως προς τις δύο ενδογενείς ο Taylor κατέληξε στις δύο εξισώσεις μειωμένης μορφής, ήτοι στις συναρτησιακές σχέσεις των δύο ενδογενών μεταβλητών ως προς όλες τις εξωγενείς μεταβλητές του υποδείγματος. Οι δύο εξισώσεις ανοιγμένης μορφής αντανακλούν την υπόθεση ότι οι οικονομικοί δρώντες αντιλαμβάνονται πλήρως την λειτουργία της οικονομίας, ενώ η ύπαρξη της υπόθεσης των ορθολογικών προσδοκιών οδηγεί στην θέσπιση κάποιων περιορισμών (φαινόμενο συχνό στα υποδείγματα ορθολογικών προσδοκιών), καθώς οι εξισώσεις περιλαμβάνουν 16 συντελεστές, ενώ οι διαρθρωτικές εξισώσεις περιλαμβάνουν μόλις 11 διαρθρωτικές παραμέτρους. Επιπλέον γίνεται η υπόθεση ότι οι μεταβλητές m και p είναι εξωγενείς για την περίοδο t-1, οι συντελεστές των εξισώσεων ανοιγμένης μορφής είναι επίσης ανεξάρτητοι από τις μεταβολές στην οικονομική πολιτική.

Πραγματοποιώντας ελέγχους για την σωστή εξειδίκευση του υποδείγματος (likelihood ratio test statistic), ο Taylor καταλήγει ότι οι περιορισμοί που ορίστηκαν στο υπόδειγμα δεν απορρίπτονται και επομένως σωστά συμπεριλήφθηκαν οι ορθολογικές προσδοκίες στο υπόδειγμα.

Το MC μοντέλο του Fair

Το υπόδειγμα αυτό αναπτύχθηκε από τον R. Fair [Fair, 1974, 2004] και βασίζεται στην μικροοικονομική θεμελίωση της μακροοικονομικής. Περιλαμβάνει δεδομένα για 39 χώρες (MC – multicountry model). Το μέρος που αναφέρεται στις Η.Π.Α. είναι γνωστό ως «US Model» και αυτό που αναφέρεται στις υπόλοιπες χώρες «ROW» model. Το μοντέλο είναι πιο λεπτομερές όσον αφορά τις Η.Π.Α. (31 στοχαστικές εξισώσεις) και λιγότερο για κάθε μία από τις υπόλοιπες χώρες (μέχρι 15 στοχαστικές εξισώσεις). Συνολικά υπάρχουν 362 στοχαστικές εξισώσεις και παραπάνω από 1600 παράμετροι προς εκτίμηση.

Η εκτίμηση του υποδείγματος ξεκινά από το 1954 για τις Η.Π.Α. και από το 1960 για τις περισσότερες από τις υπόλοιπες χώρες, ενώ η χρήση του συνεχίζεται μέχρι σήμερα. Έχει εκτιμηθεί με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια (2SLS) εκτός από συγκεκριμένες εξισώσεις που τα δεδομένα δεν ήταν αρκετά ώστε η 2SLS μέθοδος να δίνει αποτελεσματικές εκτιμήσεις και προτιμήθηκε η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων.

Σε πολλές εξισώσεις του υποδείγματος έχουν συμπεριληφθεί πολλές εξαρτημένες μεταβλητές με υστέρηση ως προσδιοριστικές μεταβλητές. Αυτές αντικατοπτρίζουν το αποτέλεσμα της μερικής προσαρμογής αλλά και τις προσδοκίες των οικονομικών παραγόντων, χωρίς ο διαχωρισμός μεταξύ των δύο αποτελεσμάτων να είναι εύκολη υπόθεση. Παρόλα αυτά γίνεται η υπόθεση ότι οι προσδοκίες των ατόμων δεν είναι ορθολογικές και επομένως η *κριτική του Lucas* δεν αποτελεί πρόβλημα [Fair, 2004].

Κάποιες από τις σημαντικότερες μεταβλητές που προσδιορίζονται από το υπόδειγμα για κάθε χώρα είναι οι παρακάτω:

- Η κατανάλωση η οποία εξαρτάται από το εισόδημα, το επιτόκιο και τον πλούτο. Έτσι η νομισματική πολιτική έχει άμεσο αποτέλεσμα στον προσδιορισμό της κατανάλωσης.
- Οι επενδύσεις εξαρτώνται από το εισόδημα και από το επιτόκιο
- Το επίπεδο των εισαγωγών εξαρτάται από την κατανάλωση, τις επενδύσεις, τις δημόσιες δαπάνες και από το επίπεδο των τιμών των εγχωρίων και των ξένων αγαθών.

- Το εγχώριο επίπεδο των τιμών εξαρτάται από το εισόδημα (σαν μέτρηση της πίεσης της ζήτησης) και από τις εισαγωγές.
- Το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο εξαρτάται από το εισόδημα και από τον πληθωρισμό. Διατηρώντας τους άλλους παράγοντες σταθερούς, μία αύξηση του εισοδήματος ή μία αύξηση του πληθωρισμού θα οδηγήσει σε αύξηση το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο.
- Η συναλλαγματική ισοτιμία εξαρτάται από το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο και από το εγχώριο επίπεδο των τιμών. Υποτίμηση του νομίσματος μίας χώρας συμβαίνει όταν υπάρχει μια σχετική μείωση του εγχωρίου επιπέδου των επιτοκίων ή μια αύξηση του εγχωρίου επιπέδου των τιμών.

Επιπλέον όταν οι οικονομίες των χωρών συνδέονται μεταξύ τους υπολογίζονται επίσης:

- Το επίπεδο των τιμών των εισαγωγών και των εξαγωγών.
- Οι συνολικές εξαγωγές.

Τέλος περιλαμβάνονται ταυτότητες για τον προσδιορισμό μεταβλητών όπως το συνολικό εισόδημα και το ισοζύγιο πληρωμών.

Οικονομετρικά υποδείγματα για την Ελληνική οικονομία

Οι πρώτες προσπάθειες δημιουργίας ενός μακροοικονομετρικού υποδείγματος για την «ποσοτικοποίηση» της ελληνικής οικονομίας ξεκίνησαν στο πρώτο μισό της δεκαετίας του 1960 και έκτοτε έχει δημοσιευτεί πληθώρα υποδειγμάτων που ανήκουν τόσο στην κατηγορία των νέο-κεϋνσιανών όσο και των γενικής ισορροπίας υποδειγμάτων. Παρακάτω ακολουθεί μια σύντομη περιγραφή των κυριότερων ελληνικών οικονομετρικών υποδειγμάτων [Κατσέλη, Μαγουλά, 2002].

Το πρώτο οικονομετρικό υπόδειγμα που έγινε γνωστό στην βιβλιογραφία είναι αυτό του Suits [1964], το οποίο αποτελείται από 35 εξισώσεις εκ των οποίων οι 25 είναι διαρθρωτικές. Σε αυτό προσδιορίζονται συναρτήσεις κατανάλωσης για έξι οικονομικούς κλάδους, ενώ σε έξι κατηγορίες συναρτήσεων προσδιορίζονται επίσης οι επενδύσεις και οι εισαγωγές. Υπάρχουν ακόμα συναρτήσεις ζήτησης αποθεμάτων βιομηχανικών προϊόντων, εισαγωγών, παραγωγής και εισοδήματος.

Το υπόδειγμα του Παυλόπουλου [1966] περιλαμβάνει δώδεκα εξισώσεις συμπεριφοράς και πέντε ταυτότητες, και αφορά κυρίως την γεωργία για την περίοδο 1949-1959. Οι επενδύσεις διακρίνονται σε επενδύσεις σε κατοικίες και σε λοιπές επενδύσεις. Το υπόδειγμα δεν είναι ιδιαίτερα λεπτομερές, αναφέρεται σε βραχυχρόνιο ορίζοντα και βασίζεται σε μεγάλο βαθμό στα οικονομετρικά μοντέλα που αναπτύχθηκαν για πιο αναπτυγμένες χώρες όπως το Ηνωμένο Βασίλειο και οι Η.Π.Α. [Nugent, 1968].

Οι Adelman και Chenery [1966] στην προσπάθειά τους να αναλύσουν την συμβολή των διεθνών μεταβιβαστικών πληρωμών στην ανάπτυξη μιας χώρας ανέπτυξαν ένα υπόδειγμα για την ελληνική οικονομία το οποίο αποτελείται από είκοσι εξισώσεις συμπεριφοράς και εννέα ταυτότητες. Οι εξισώσεις ερμηνεύουν την κατανάλωση, την επένδυση, τον εξωτερικό τομέα της οικονομίας, ενώ η παραγωγή προσδιορίζεται ως το υπόλοιπο άλλων μεταβλητών.

Ο Ν. Τσώρης κατασκεύασε το 1976 το πρώτο ελληνικό πολυκλαδικό υπόδειγμα. Περιέχει περίπου εκατό εξισώσεις συμπεριφοράς ενώ χαρακτηριστικό είναι ότι σε αυτό γίνεται αναλυτική περιγραφή του δημοσιονομικού συστήματος, παρουσίαση του χρηματο-πιστωτικού τομέα αλλά και χρήση του πίνακα εισροών-εκροών του Leontief.

Ο Βερναρδάκης [1978] ανέπτυξε επίσης ένα πολυκλαδικό υπόδειγμα με έμφαση στον κλάδο της γεωργίας. Ένα χρόνο αργότερα ο Κάτος [1979] παρουσίασε ένα μακροοικονομικό μοντέλο για την ελληνική οικονομία χρησιμοποιώντας δεδομένα για την περίοδο 1954-1972.

Το υπόδειγμα του Ν. Deimezis το 1984, είναι το πρώτο μεγάλου μεγέθους υπόδειγμα για την ελληνική οικονομία περιέχοντας περισσότερες από 400 εξισώσεις για 7 κλάδους της οικονομίας.

Το 1986 ο Κ. Προδρομίδης δημοσιεύει ένα υπόδειγμα 78 εξισώσεων με σκοπό την ανάλυση των εναλλακτικών μέτρων πολιτικής.

Για την εξέταση της εξέλιξης του πληθωρισμού κατά την περίοδο 1962-1985 και τις επιπτώσεις του στην αναπτυξιακή διαδικασία, οι μ. Σάλλας, Λ. Θαλασσινός, Ν. Παπανδρέου και Δ. Τσερκέζου κατασκεύασαν ένα υπόδειγμα για το Ινστιτούτο Περιφερειακής Ανάπτυξης το 1988. Στο υπόδειγμα προσδιορίζεται επίσης η πορεία και η αλληλεπίδραση νομισματικών μεγεθών όπως η βραχυπρόθεσμη χρηματοδότηση του ιδιωτικού τομέα, το προεξοφλητικό επιτόκιο και η συναλλαγματική ισοτιμία.

Στην Τράπεζα της Ελλάδος η κατασκευή μακροοικονομικών υποδειγμάτων ξεκίνησε το 1975 όταν το πρώτο μοντέλο, νέο-κεϋνσιανού τύπου, της Τράπεζας για την ελληνική οικονομία αναπτύχθηκε από τον Ν. Γκαργκάνα [1975]. Το μοντέλο χρησιμοποιήθηκε εντατικά για πολλά χρόνια για προβλέψεις αλλά και για την ανάλυση της οικονομικής πολιτικής, και αποδείχτηκε αναγκαίο εργαλείο για τις αποφάσεις σχετικά με την πολιτική που θα ακολουθούσε η Τράπεζα σχετικά με διάφορα ζητήματα. Η κατασκευή και η τελειοποίηση των μακροοικονομικών υποδειγμάτων της Τράπεζας της Ελλάδος είναι μια συνεχής διαδικασία που επιβάλλεται από της αλλαγές στο διεθνές περιβάλλον αλλά και από την πρόοδο της οικονομικής επιστήμης στον τομέα αυτό [Zonzilos, 2004].

Το *Κέντρο Προγραμματισμού και Οικονομικών Ερευνών* έχει επίσης αναπτύξει μακροοικονομικά υποδείγματα για την ελληνική οικονομία. Το μακροοικονομικό υπόδειγμα KEPE-LINK [Karadeloglou και Koutsouvelis, 1991] εξετάζει την εξέλιξη της συνολικής δαπάνης και του ΑΕΠ, χωρίς να γίνεται αναφορά σε επιμέρους κλάδους, εκτός από το εξωτερικό εμπόριο. Το υπόδειγμα αποτελείται από 110 εξισώσεις και έχει ως κύριο σκοπό την πρόβλεψη και την ανάλυση των επιπτώσεων από την υιοθέτηση εναλλακτικών οικονομικών πολιτικών. Χρησιμοποιήθηκε για την κατασκευή των μακροοικονομικών σεναρίων των Πενταετών Προγραμμάτων 1983-1987 και 1988-1992, και αποτελεί την επίσημη συμμετοχή της Ελλάδας στο project LINK του Πανεπιστημίου της Pennsylvania.

Το μακροοικονομικό υπόδειγμα GEM (Greek Economic Model) είναι ένα πολυκλαδικό μακροοικονομικό υπόδειγμα για την ελληνική οικονομία, νέο-κεϋνσιανού χαρακτήρα [Capros et al., 1990]. Περιέχει 320 εξισώσεις και αναλύει τους κλάδους της γεωργίας, της βιομηχανίας, της ενέργειας και των υπηρεσιών.

Ο Parpanikos [1991] δημοσίευσε ένα μικρό μακροοικονομικό μοντέλο για την ανάλυση της οικονομικής πολιτικής. Η έμφαση δίνεται στις κυβερνητικές δραστηριότητες και επιλογές στις οποίες δεν αποδιδόταν ιδιαίτερη προσοχή σε προηγούμενα υποδείγματα, όπως η δημόσια παραγωγή, απασχόληση, κατανάλωση, οι δημόσιες επενδύσεις και ο προσδιορισμός της προσφοράς χρήματος. Το μοντέλο εκτιμήθηκε με δεδομένα για την канаδική οικονομία για τις δεκαετίες 1970 και 1980. Το κύριο εμπειρικό εύρημα ήταν ότι η κυβερνητική πολιτική δεν ήταν αποτελεσματική και φάνηκε ότι μία αναδιάρθρωση της κυβερνητικής παρέμβασης της οικονομίας θα προωθούσε πιο αποτελεσματικά την οικονομική ανάπτυξη και θα οδηγούσε σε αύξηση της απασχόλησης και σε μείωση του πληθωρισμού.

Το υπόδειγμα HERMES που δημιουργήθηκε το 1993 είναι ένα μεσοχρόνιο διακλαδικό υπόδειγμα της ελληνικής οικονομίας και αποτελεί ταυτόχρονα μέρος του μακροκλαδικού οικονομετρικού υποδείγματος των χωρών της ΕΟΚ. Αποτελεί συνδυασμό της κεϋνσιανής προσέγγισης καθώς τα στοιχεία της ζήτησης διαμορφώνουν την συνολική οικονομική δραστηριότητα, καθώς και της κλασικής αφού σημαντικό ρόλο παίζουν οι σχετικές τιμές και οι επιδράσεις της προσφοράς. Το υπόδειγμα είναι μεγέθους 930 εξισώσεων εκ των οποίων οι 270 είναι διαρθρωτικές, και περιγράφει την οικονομική δραστηριότητα σε εννέα κλάδους. Δεν υπάρχει νομισματικός τομέας, εκτός από το επιτόκιο. Η ζήτηση των συντελεστών παραγωγής και το προϊόν πλήρους απασχολήσεως του παραγωγικού δυναμικού (δυναμικό) προσδιορίζονται στον τομέα παραγωγής.

Το μακροοικονομικό υπόδειγμα των Sakellariou και Howland [1993], αναφέρεται σε μια μικρή ανοικτή οικονομία. Το μοντέλο ενσωματώνει τα μακροχρόνια διαρθρωτικά προβλήματα της ελληνικής οικονομίας, ενώ περιγράφει επίσης αναλυτικά την σχέση μεταξύ των τραπεζικών δανείων και της ιδιωτικής επένδυσης.

Οι Kollintzas και Vassilatos [1996], παρουσίασαν ένα υπόδειγμα γενικής ισορροπίας για την ελληνική οικονομία βασιζόμενο στις διακυμάνσεις του οικονομικού κύκλου. Το υπόδειγμα εξετάζει την ελληνική οικονομία για την περίοδο 1960-1992 και χρησιμοποιείται κυρίως για τον εντοπισμό των επιπτώσεων των μεταβολών της κυβερνητικής οικονομικής πολιτικής και τις επιδράσεις των διεθνών μεταβιβαστικών πληρωμών αλλά και της διεθνούς κίνησης κεφαλαίων γενικότερα.

Ένα μακροοικονομετρικό υπόδειγμα 4 κλάδων παρουσιάστηκε από τους Christodoulakis και Kalyvitis [1998]. Κύριος σκοπός από την χρήση του μοντέλου αυτού είναι ο προσδιορισμός των επιπτώσεων από τις εισροές κεφαλαίων στην ελληνική οικονομία και κυρίως στις επιπτώσεις από τα έσοδα από τα «Κοινωνικά Πλαίσια Στήριξης» από την Ευρωπαϊκή Ένωση. Οι τέσσερις κλάδοι οικονομικής δραστηριότητας που περιέχονται αφορούν τα εμπορεύσιμα και μη-εμπορεύσιμα αγαθά, τον δημόσιο τομέα, την γεωργία και τον χρηματοπιστωτικό τομέα. Το βασικό συμπέρασμα είναι ότι στην απουσία εξωτερικότητας τα οφέλη (αύξηση της οικονομικής δραστηριότητας και μείωση της ανεργίας) που προκύπτουν από τα ΚΠΣ είναι μόνο προσωρινά. Μόλις ολοκληρωθεί η περίοδος κατά την οποία γίνονται οι εισροές, η οικονομία επιστρέφει στην κατάσταση που θα ήταν πριν την εισροή των κεφαλαίων. Αντίθετα αν υποθέσουμε ότι υπάρχουν εξωτερικότητες, προκύπτουν

πολλαπλασιαστικά οφέλη, και η παραγωγή, η απασχόληση και οι εξαγωγικές δυνατότητες της οικονομίας βελτιώνονται δραματικά και για μεγάλο χρονικό διάστημα.

Το οικονομετρικό μοντέλο των Ζωγραφάκη και Σαρρή [1999] είναι επίσης ένα υπόδειγμα γενικής ισορροπίας για την ελληνική οικονομία. Περιέχει πολλούς τομείς και εξισορροπεί ταυτόχρονα τις αγορές των αγαθών και των παραγωγικών συντελεστών, ενώ περιλαμβάνονται ορθολογικές προσδοκίες καθιστώντας την χρήση του μοντέλου για ανάλυση πολιτικής με εναλλακτικούς μηχανισμούς εξισορρόπησης αγορών. Το υπόδειγμα έχει χρησιμοποιηθεί για τον εντοπισμό των επιπτώσεων της δημοσιονομικής πολιτικής, την αξιολόγηση των επιπτώσεων διαφόρων πολιτικών στην κατανομή του εισοδήματος και για την εξέταση των διανεμητικών επιπτώσεων της μετανάστευσης και της μεταναστευτικής πολιτικής.

Τέλος, οι Loizides και Vamvoukas [2005], ανέπτυξαν ένα υπόδειγμα για να προσδιορίσουν την σχέση μεταξύ του μεγέθους του δημοσίου τομέα μιας χώρας και του ρυθμού μεγέθυνσης, χρησιμοποιώντας δεδομένα για την Ελλάδα, το Ηνωμένο Βασίλειο και την Ιρλανδία. Απέδειξαν εμπειρικά ότι το μέγεθος του δημοσίου τομέα επηρεάζει (κατά Granger) τον ρυθμό οικονομικής ανάπτυξης. Αυτή η σχέση ισχύει σε βραχυχρόνιο επίπεδο και για τις τρεις χώρες, ενώ σε μακροχρόνιο ορίζοντα δεν φαίνεται να ισχύει για την Ελλάδα. Ο ρυθμός ανάπτυξης προκαλεί αύξηση του μεγέθους του δημοσίου τομέα (κατά Granger) στην Ελλάδα, αλλά και στο Ηνωμένο Βασίλειο (όταν λαμβάνεται υπόψη και ο πληθωρισμός).

Το υπόδειγμα IS-LM

Οι πρώτοι οικονομολόγοι που προσπάθησαν να εκφράσουν τις βασικές σχέσεις της θεωρίας του Keynes με την χρήση εξισώσεων ήταν η Harrod [1937], Meade [1937] και Lange [1938]. Σκοπός τους ήταν να αποσαφηνίσουν την αλληλεπίδραση μεταξύ της θεωρίας ενεργούς ζητήσεως και της θεωρίας προτίμησης της ρευστότητας [History of Economics Thought, Website]. Το υπόδειγμα IS-LM εμφανίστηκε για πρώτη φορά από τον Hicks [1937], ο οποίος κατασκεύασε τις δύο καμπύλες «SI-LL» για να παρουσιάσει την θεωρία του Keynes. Η παρουσίαση του Hicks έμεινε γνωστή ως μοντέλο IS-LM και έγινε ευρύτερα γνωστή μέσα από δύο βιβλία του Hansen [1949,1953].

Οι Hicks και Hansen, είχαν ως κύριο σκοπό, κατά την κατασκευή του υποδείγματος IS-LM, να εξηγήσουν την αλληλεπίδραση μεταξύ της αγοράς αγαθών και υπηρεσιών και της αγοράς χρήματος. Από την αγορά προϊόντος προσδιορίζεται το επίπεδο του εισοδήματος και από την αγορά χρήματος προσδιορίζεται το επιτόκιο. Οι δύο αυτές μεταβλητές επηρεάζουν με την σειρά τους μεταβλητές στην άλλη αγορά. Στην απλούστερη μορφή του υποδείγματος το εισόδημα επηρεάζει την ζήτηση χρήματος, ενώ το επιτόκιο τις επενδύσεις. Αυτή η αλληλεπίδραση παραβιάζει την *κλασική διχοτόμηση* μεταξύ πραγματικών και ονομαστικών μεταβλητών. Σύμφωνα με τον Hicks [1937] η λύση του υποδείγματος δίνεται από την ταυτόχρονη επίλυση της αγοράς προϊόντος και της αγοράς χρήματος, ακολουθώντας την Walra-σιανή προσέγγιση γενικής ισορροπίας. Ο κεϋνσιανός σταυρός που κατέχει σημαντικό ρόλο στην παρουσίαση της Γενικής Θεωρίας έγινε ευρύτερα γνωστός από τους Samuelson [1948], Lerner και Hansen [1953]. Ένα παράδειγμα εμπειρική χρήσης του υποδείγματος δίνεται από τον M. Ahmed [2005] για την Ινδική οικονομία.

Ορισμένοι κεϋνσιανοί οικονομολόγοι άσκησαν κριτική στην παραπάνω προσέγγιση. Πιο συγκεκριμένα ο Pasinetti [1974] υποστήριξε ότι το κεϋνσιανό σύστημα θα έπρεπε να εκτιμηθεί σαν ένα περιοδικό σύστημα («block recursively») και όχι ως ταυτόχρονα προσδιοριζόμενο (simultaneous solution). Ο Pasinetti αναφέρει ότι το κεϋνσιανό σύστημα αποτελείται από μια σειρά εναλασσόμενων αποφάσεων στην αγορά χρήματος και στην αγορά προϊόντος. Δηλαδή αφού προσδιοριστεί το επιτόκιο στις χρηματοπιστωτικές αγορές, μόνο τότε μπορεί να επηρεάσει τις επενδύσεις, το εισόδημα και την απασχόληση. Οι νέες τιμές των τελευταίων αυτών μεταβλητών θα μεταβάλλουν με την σειρά τους τις αποφάσεις σχετικά με την επιλογή του χαρτοφυλακίου και με αυτό τον τρόπο συνεχίζεται αυτός ο κύκλος διακριτών επιρροών. Επιπλέον οι Kahn [1984] και Robinson [1979] επισήμαναν ότι ο ταυτόχρονος προσδιορισμός των τιμών στο υπόδειγμα IS-LM, με την κατάργηση της χρονικής αλληλουχίας, καταργεί επίσης την αβεβαιότητα, τις προσδοκίες, την κερδοσκοπία και γενικότερα την ιδέα των «animal spirits», που κατέχουν ιδιαίτερα σημαντική θέση στην Γενική Θεωρία του Keynes. Ο ίδιος ο Hicks το 1980 ανακάλεσε την αρχική του άποψη, θεωρώντας ότι εξαιτίας αυτών των διακριτών χρονικών περιόδων που πρέπει να ληφθούν υπόψη στην παρουσίαση της Γενικής Θεωρίας, η ταυτόχρονη επίλυση των εξισώσεων του υποδείγματος IS-LM δεν δίνει συμβατά με την θεωρία αποτελέσματα.

Τα τελευταία χρόνια γίνονται προσπάθειες για την κατασκευή ενός νέου *IS-LM* υποδείγματος για την καλύτερη κατανόηση των οικονομικών shocks και της οικονομικής πολιτικής. Αυτό το νεότερο υπόδειγμα βασίζεται στην μικροοικονομική θεμελίωση της μακροοικονομικής και ενσωματώνει τις ορθολογικές προσδοκίες σχετικά με τις μελλοντικές συνθήκες της οικονομίας. Η προσπάθεια για επιρροή του επιπέδου των τιμών και των επιτοκίων ως σταθεροποιητική πολιτική από την κυβέρνηση είναι επιθυμητή σε αυτό το υπόδειγμα.

Παρόλα τα προβλήματα που παρουσιάζει το υπόδειγμα *IS-LM* χρησιμοποιείτε πολύ συχνά από τους οικονομολόγους, εξαιτίας της εξαιρετικής και καθαρής προσέγγισης που δίνει για την ανάλυση της οικονομικής πολιτικής.

Το υπόδειγμα Mundell-Fleming

Οι Meade [1951] και Tinbergen [1952] ήταν οι πρώτοι που προσπάθησαν να ενσωματώσουν τον εξωτερικό τομέα της οικονομίας στα κείνσιανά υποδείγματα (βλ. και Tobin, 1989). Η πιο επιτυχής προσπάθεια πάντως θεωρείται το υπόδειγμα «Mundell-Fleming» που αναπτύχθηκε από τους Mundell [1962, 1963] και Fleming [1962], το διάστημα που εργάζονταν στο Διεθνές Νομισματικό Ταμείο [Boughton, 2003]. Το υπόδειγμα δείχνει ότι στην περίπτωση που η διεθνής ροή κεφαλαίων ανταποκρίνεται στα επιτόκια, η νομισματική πολιτική μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την επίτευξη σταθερότητας στον εξωτερικό τομέα, ενώ η δημοσιονομική πολιτική για την επίτευξη εσωτερικής σταθερότητας [Blomquist, 1970]. Στο υπόδειγμα γίνεται μια συστηματική ανάλυση για τον προσδιορισμό της αποτελεσματικότητας της μακροοικονομικής πολιτικής κάτω από διαφορετικά καθεστώτα συναλλαγματικών ισοτιμιών [Razin, 1989].

Μέχρι την δεκαετία του 1970 το υπόδειγμα Mundell-Fleming ήταν το περισσότερο χρησιμοποιούμενο υπόδειγμα για την περιγραφή μιας ανοικτής οικονομίας. Προσθήκες στο υπόδειγμα έγιναν από τους Swoboda [1972, 1973] για την αποτελεσματικότητα της μακροοικονομικής πολιτικής με σταθερές συναλλαγματικές ισοτιμίες, Branson [1975] σχετικά με την επιρροή του πλούτου και της επιλογής χαρτοφυλακίου, και του Mussa το 1979 όσον αφορά την αλληλεπίδραση των πολιτικών σε διεθνές επίπεδο και τον συντονισμό των μακροοικονομικών

πολιτικών μεταξύ των χωρών. Ένα παράδειγμα χρήσης του υποδείγματος για την Αυστραλιανή οικονομία δίνεται από τον H. Seung Huh [1999].

Στο υπόδειγμα ασκήθηκε κριτική από τους μονεταριστές, και πιο συγκεκριμένα από την *μονεταριστική προσέγγιση* για την ισορροπία στο ισοζύγιο πληρωμών. Η μονεταριστική προσέγγιση προτάθηκε αρχικά από τον Hahn [1958] και από τον ίδιο τον Mundell, και η συστηματοποίηση της έγινε από τους Johnson [1972,1978] και Dornbusch [1973-1976].

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ

Το Υπόδειγμα Mundell-Fleming

Σε αυτή την ενότητα θα παρουσιάσουμε το υπόδειγμα στο οποίο θα βασιστούμε στην συνέχεια για να περιγράψουμε την ελληνική οικονομία. Το υπόδειγμα Mundell-Fleming, είναι μια εκδοχή του υποδείγματος IS-LM για την ανοικτή οικονομία. Και τα δύο υποδείγματα παρουσιάζουν την αλληλεπίδραση μεταξύ των αγορών προϊόντος και χρήματος, υποθέτοντας ότι το επίπεδο των τιμών είναι σταθερό, ώστε να δείξουν τι προκαλεί τις βραχυχρόνιες διακυμάνσεις στο συνολικό εισόδημα. Το υπόδειγμα IS-LM όμως εξετάζει μια κλειστή οικονομία, ενώ το υπόδειγμα Mundell-Fleming υποθέτει μια ανοικτή οικονομία συμπεριλαμβάνοντας έτσι στην ανάλυση τις επιπτώσεις του διεθνούς εμπορίου και της διεθνούς χρηματοδότησης. Εξαιτίας της μεγάλης ομοιότητας μεταξύ των δύο υποδειγμάτων θα ξεκινήσουμε με την περιγραφή του υποδείγματος IS-LM και στην συνέχεια εισάγοντας την διεθνή ροή των αγαθών, υπηρεσιών και κεφαλαίου θα εξετάσουμε τις θεωρητικές πτυχές του υποδείγματος Mundell-Fleming για μια μικρή ανοικτή οικονομία όπως η ελληνική.

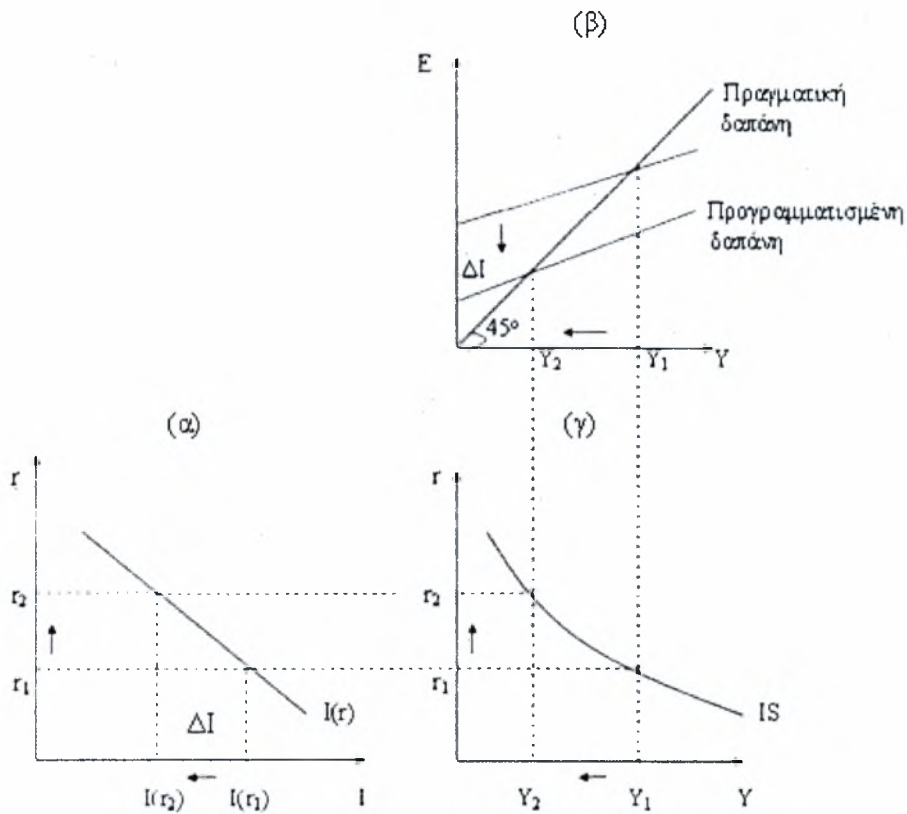
Το υπόδειγμα της συναθροιστικής ζήτησης IS-LM είναι η βασικότερη παρουσίαση της θεωρίας που ανέπτυξε ο J. M. Keynes στο βιβλίο του *Η Γενική Θεωρία της Απασχόλησης, του Τόκου και του Χρήματος* (1936). Το μοντέλο αναπτύχθηκε από τον J. R. Hicks το 1937 και αποτελείται ουσιαστικά από δύο μέρη, ήτοι από την καμπύλη IS (Investment, Saving) η οποία αντιπροσωπεύει την αγορά αγαθών και υπηρεσιών και από την καμπύλη LM (Liquidity, Money) που εκφράζει την ισορροπία στην αγορά χρήματος. Το υπόδειγμα δείχνει τον τρόπο με τον οποίο προσδιορίζεται το επίπεδο του εθνικού εισοδήματος μέσω των διαδράσεων μεταξύ των δύο αυτών αγορών.

Για την εξαγωγή της καμπύλης IS είναι χρήσιμος ο κεϋνσιανός σταυρός όπου φαίνεται το πώς οι δαπάνες των νοικοκυριών, των επιχειρήσεων και του κράτους καθορίζουν το εισόδημα της οικονομίας. Πάνω στην γραμμή των 45° υπάρχει ισότητα μεταξύ προγραμματισμένης και πραγματικής δαπάνης ($E = Y$). Η προγραμματισμένη

δαπάνη αποτελεί το άθροισμα της κατανάλωσης, της προγραμματισμένης επένδυσης και των δημοσίων δαπανών, δηλαδή ισχύει:

$$E = C + I + G$$

Η προγραμματισμένη δαπάνη εξαρτάται από το εισόδημα επειδή το υψηλότερο εισόδημα οδηγεί σε αύξηση της κατανάλωσης. Η κλίση της καμπύλης της προγραμματισμένης δαπάνης είναι θετική και ισούται με την οριακή ροπή κατανάλωσης (σχήμα 1β).



Σχήμα 1

Στο σχήμα 1α απεικονίζεται η αρνητική σχέση των προγραμματισμένων επενδύσεων με το επιτόκιο. Επιπλέον έχει παρατηρηθεί ότι οι επενδύσεις συνδέονται θετικά με το συνολικό εισόδημα της οικονομίας. Αυτές οι σχέσεις συνοψίζονται στην σχέση:

$$I = I(r^-, Y^+)$$

Για να δούμε πώς εξάγεται η καμπύλη IS (σχήμα 1γ) ας δούμε τι θα συμβεί αν αυξηθεί το κόστος δανεισμού από r_1 σε r_2 . Επειδή η επένδυση συνδέεται αντίστροφα με το επιτόκιο, η αύξηση του επιτοκίου θα μειώσει την ποσότητα της επένδυσης από $I(r_1)$ σε $I(r_2)$, δηλαδή οι επενδύσεις θα μειωθούν κατά ΔI . Η μείωση της προγραμματισμένης επένδυσης προκαλεί την μετατόπιση της συνάρτησης της προγραμματισμένης δαπάνης προς τα κάτω κατά ΔI (σχήμα 1β). Η μείωση της προγραμματισμένης δαπάνης οδηγεί σε ένα χαμηλότερο επίπεδο εισοδήματος από Y_1 σε Y_2 . Η αύξηση του επιτοκίου προκαλεί τελικά μείωση του εισοδήματος. Επαναλαμβάνοντας την ίδια διαδικασία για διάφορες τιμές του επιτοκίου r_1, r_2, \dots, r_n θα λαμβάνουμε αντίστοιχα επίπεδα ισορροπίας εισοδήματος Y_1, Y_2, \dots, Y_n . Η καμπύλη IS συνοψίζει την σχέση αυτή ανάμεσα στο επιτόκιο και το εισόδημα. Από την παραπάνω ανάλυση συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει μόνο ένα επίπεδο εισοδήματος το οποίο εξασφαλίζει την ισορροπία της αγοράς προϊόντος, αλλά διαφορετικά επίπεδα που αντιστοιχούν σε διαφορετικές τιμές επιτοκίου. Η καμπύλη IS αποτελεί τον γεωμετρικό τόπο των απείρων συνδυασμών επιτοκίου και εισοδήματος που αντιστοιχούν σε ισορροπία της αγοράς προϊόντος.

Όλοι οι συνδυασμοί επί της καμπύλης IS αποτελούν εξίσου πιθανούς συνδυασμούς εισοδήματος και επιτοκίου που εξισορροπούν την αγορά προϊόντος. Επομένως είναι αδύνατος ο προσδιορισμός ενός συγκεκριμένου συνδυασμού ισορροπίας εισοδήματος και επιτοκίου, μόνο με την καμπύλη IS. Για να γίνει αυτό πρέπει να εξεταστεί και η αγορά χρήματος η μελέτη της οποίας θα μας οδηγήσει στην εξαγωγή της καμπύλης LM.

Η αγορά χρήματος προσδιορίζει το επίπεδο ισορροπίας του επιτοκίου σε δεδομένο επίπεδο εθνικού εισοδήματος. Επομένως ο προσδιορισμός του επιτοκίου προϋποθέτει τη γνώση του επιπέδου ισορροπίας του εθνικού εισοδήματος το οποίο προσδιορίζεται στην αγορά προϊόντος. Είναι φανερό ότι υπάρχει πλήρης αλληλεξάρτηση μεταξύ των αγορών προϊόντος και χρήματος.

Η ισορροπία της αγοράς χρήματος απαιτεί την ισορροπία της προσφοράς και της ζήτησης χρήματος, η οποία εξηγείται από την θεωρία της προτίμησης ρευστότητας. Η προσφορά χρήματος αποτελεί εξωγενή μεταβλητή αφού το ύψος της προσδιορίζεται από τις νομισματικές αρχές και επομένως είναι ανεξάρτητη της τιμής

του επιτοκίου, δηλαδή η καμπύλη προσφοράς για πραγματικά χρηματικά διαθέσιμα είναι κατακόρυφη².

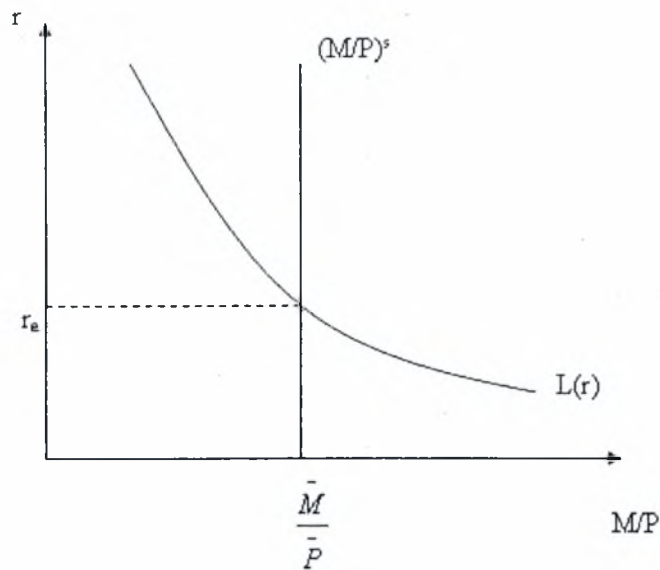
$$\left(\frac{M}{P}\right)^s = \frac{\bar{M}}{\bar{P}}$$

Σύμφωνα με την θεωρία της προτίμησης ρευστότητας το ποσό του χρήματος που επιλέγουν οι άνθρωποι να διακρατούν εξαρτάται από το επιτόκιο. Επειδή το χρήμα είναι περιουσιακό στοιχείο χωρίς απόδοση (δεν αποφέρει τόκο) το επιτόκιο συνιστά το κόστος ευκαιρίας της διακράτησης χρήματος. Δηλαδή μια αύξηση του επιτοκίου μειώνει το ποσοστό του πλούτου που διατηρείται σε μορφή χρήματος. Με άλλα λόγια αναφερόμενοι στην διακράτηση χρήματος για κερδοσκοπικούς σκοπούς, όταν το επιτόκιο είναι αρκετά υψηλό, οι άνθρωποι θα αναμένουν μείωση του και επομένως αύξηση της τιμής των ομολογιών. Έτσι σε υψηλά επιτόκια οι άνθρωποι δεν διακρατούν μεγάλο μέρος του πλούτου τους σε ρευστά καθώς δεν υπάρχουν πολλές νέες επενδυτικές ευκαιρίες για να τα τοποθετήσουν. Επομένως ισχύει η σχέση:

$$\left(\frac{M}{P}\right)^d = L(r^-)$$

Η ισορροπία στην αγορά χρήματος, ήτοι η ισότητα της προσφοράς και της ζήτησεως χρήματος καθορίζει το επιτόκιο ισορροπίας (σχήμα 2).

² Αυτή η πρόταση αποτελεί απλούστευση της πραγματικότητας όπου η προσφορά χρήματος προσδιορίζεται από την ταυτόχρονη συμπεριφορά της Κεντρικής Τράπεζας, των εμπορικών τραπεζών και άλλων χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων και του κοινού. Για παράδειγμα υπάρχει η περίπτωση η Κεντρική Τράπεζα να ορίζει ως ελάχιστο ποσοστό ρευστών διαθεσίμων για τις εμπορικές τράπεζες το 10% των συνολικών καταθέσεων τους και αυτές να αποφασίζουν να διακρατούν τελικά το 20% με αποτέλεσμα να μειώνεται ο πολλαπλασιαστής κυκλοφορίας του χρήματος στην οικονομία και τελικά η ίδια η προσφορά χρήματος. Στην πραγματικότητα λοιπόν η προσφορά χρήματος αποτελεί συνάρτηση του επιτοκίου.

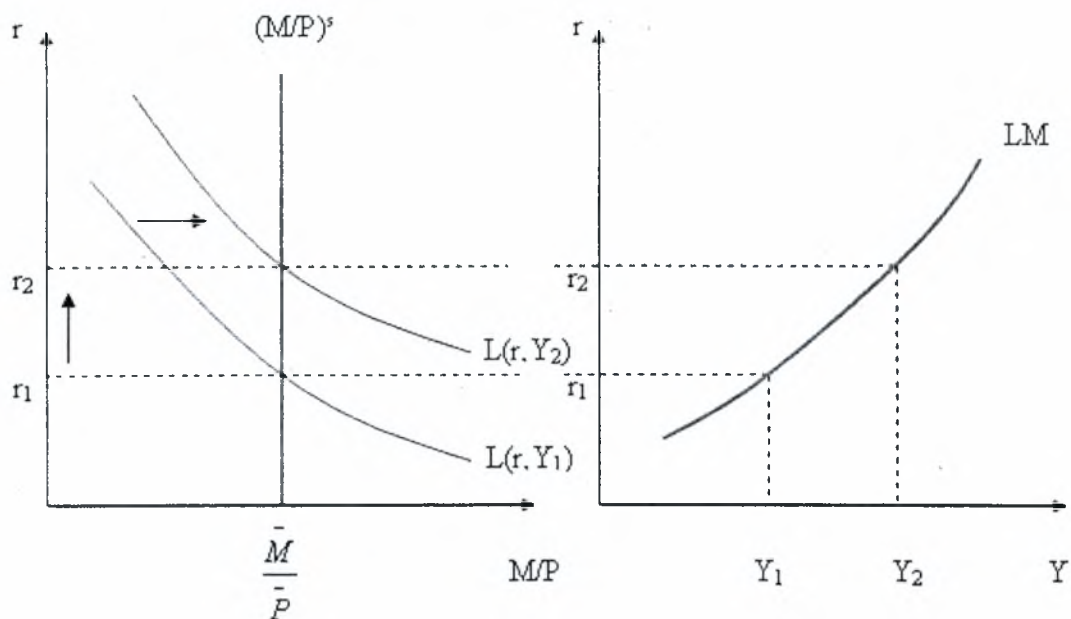


Σχήμα 2

Ο Keynes επηρεάστηκε όμως και από τη θεωρία ζήτησεως ρευστών διαθεσίμων ή χρήματος που διαμόρφωσαν οι Νεοκλασικοί οικονομολόγοι του Cambridge. Σύμφωνα με αυτή τη θεωρία οι παράγοντες που επηρεάζουν τη ζήτηση ρευστών διαθεσίμων είναι το κόστος των συναλλαγών, ο πλούτος των ατόμων και οι προσδοκίες τους αναφορικά με τις μελλοντικές εξελίξεις των επιτοκίων και του επιπέδου των τιμών. Γενικότερα θεώρησαν ότι η ζήτηση χρήματος μεταβάλλεται ανάλογα με το μέγεθος του χρηματικού εισοδήματος. Έτσι μια αύξηση του εισοδήματος από Y_1 σε Y_2 μετατοπίζει την καμπύλη ζήτησης χρήματος προς τα δεξιά. Ισχύει δηλαδή:

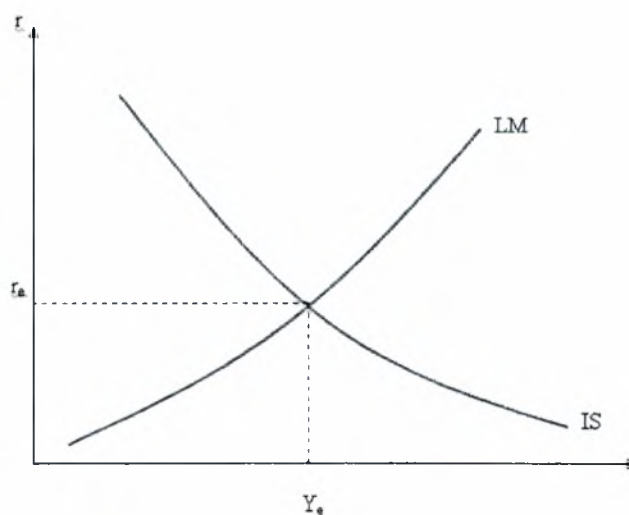
$$\left(\frac{M}{P}\right)^d = L(r^-, Y^+)$$

Με την προσφορά πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων αμετάβλητη, το επιτόκιο πρέπει να αυξηθεί από r_1 σε r_2 για να επέλθει και η ισορροπία στην αγορά χρήματος. Η καμπύλη LM αποτελεί τον γεωμετρικό τόπο όλων των συνδυασμών εισοδήματος και επιτοκίου που εξασφαλίζουν την ισορροπία στην αγορά χρήματος (σχήμα 3).



Σχήμα 3

Με δεδομένες τις εξωγενείς μεταβλητές ($G, T, M/P$) η ισορροπία επιτυγχάνεται στο σημείο όπου τέμνονται οι καμπύλες IS και LM (σχήμα 4). Στην ισορροπία ορίζονται το επιτόκιο και το επίπεδο εισοδήματος που ικανοποιούν τις συνθήκες ισορροπίας τόσο στην αγορά προϊόντων όσο και στην αγορά χρήματος. Το αποτέλεσμα της άσκησης δημοσιονομικής και νομισματικής πολιτικής στο σύνολο της οικονομίας μπορεί εύκολα να γίνει αντιληπτό στο παρακάτω διάγραμμα καθώς οι μεταβολές στις εξωγενείς μεταβλητές μετατοπίζουν τις καμπύλες IS και LM και μεταβάλλουν το εισόδημα και επιτόκιο ισορροπίας.



Σχήμα 4

Εξετάσαμε τον προσδιορισμό της βραχυχρόνιας ισορροπίας για μια κλειστή οικονομία με το υπόδειγμα IS-LM. Τώρα μπορούμε εύκολα να επεκτείνουμε την ανάλυση μας για μια μικρή ανοικτή οικονομία με τέλεια κινητικότητα κεφαλαίου, εισάγοντας τις επιπτώσεις του διεθνούς εμπορίου και της διεθνούς χρηματοδότησης. Στο υπόδειγμα IS-LM είχαμε ως εξωγενείς μεταβλητές τις δημόσιες δαπάνες G , το επίπεδο των φόρων T και την πραγματική προσφορά χρήματος, ενώ ενδογενείς μεταβλητές ήταν το επίπεδο του συνολικού εισοδήματος Y και το επιτόκιο r . Στο υπόδειγμα Mundell-Fleming εφόσον γίνεται η υπόθεση για την τέλεια κινητικότητα του κεφαλαίου το επιτόκιο της οικονομίας καθορίζεται από το διεθνές επιτόκιο r^* και λαμβάνεται πλέον ως εξωγενής μεταβλητή. Τελικά σε αυτό το υπόδειγμα ενδογενείς μεταβλητές είναι το εισόδημα Y και η συναλλαγματική ισοτιμία e .

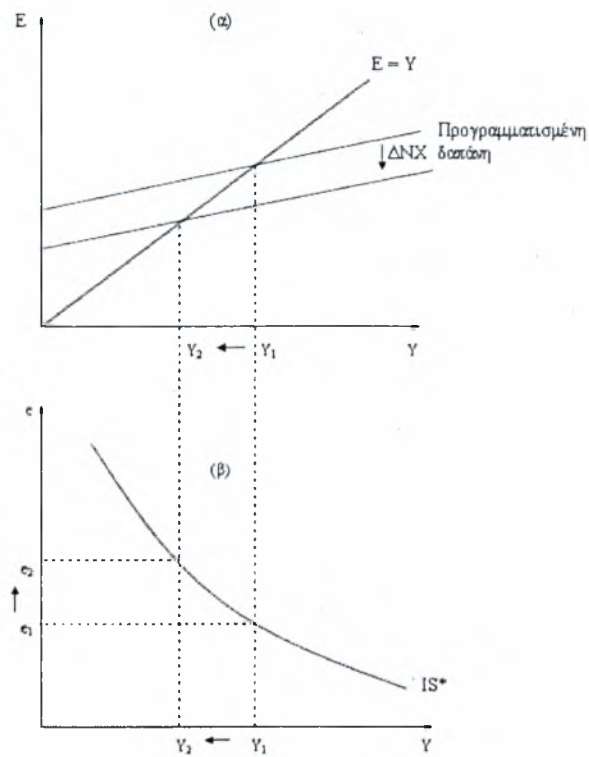
Στην περιγραφή της αγοράς αγαθών και υπηρεσιών προστίθενται οι καθαρές εξαγωγές, οι οποίες συνδέονται αρνητικά με την πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία. Ως συναλλαγματική ισοτιμία ορίζουμε εδώ την ποσότητα του ξένου νομίσματος ανά μονάδα εθνικού νομίσματος. Ισχύει:

$$NX = NX(e)$$

Η προγραμματισμένη δαπάνη εδώ αποτελεί το άθροισμα της κατανάλωσης, της προγραμματισμένης επένδυσης των δημοσίων δαπανών και των καθαρών εξαγωγών, δηλαδή ισχύει:

$$E = C + I + G + NX$$

Η αγορά αγαθών μπορεί να απεικονιστεί σε ένα διάγραμμα με το εισόδημα στον οριζόντιο άξονα και την συναλλαγματική ισοτιμία στον κάθετο (σχήμα 5β). Ο προσδιορισμός της καμπύλης IS^* γίνεται από τον κενόνσιανό σταυρό. Μια αύξηση της τιμής συναλλάγματος από e_1 σε e_2 , καθιστά τα εγχώρια προϊόντα ακριβότερα και μειώνει τις καθαρές εξαγωγές κατά ΔNX . Η μείωση των καθαρών εξαγωγών μετατοπίζει την καμπύλη της προγραμματισμένης δαπάνης προς τα κάτω μειώνοντας έτσι το εισόδημα από Y_1 σε Y_2 .



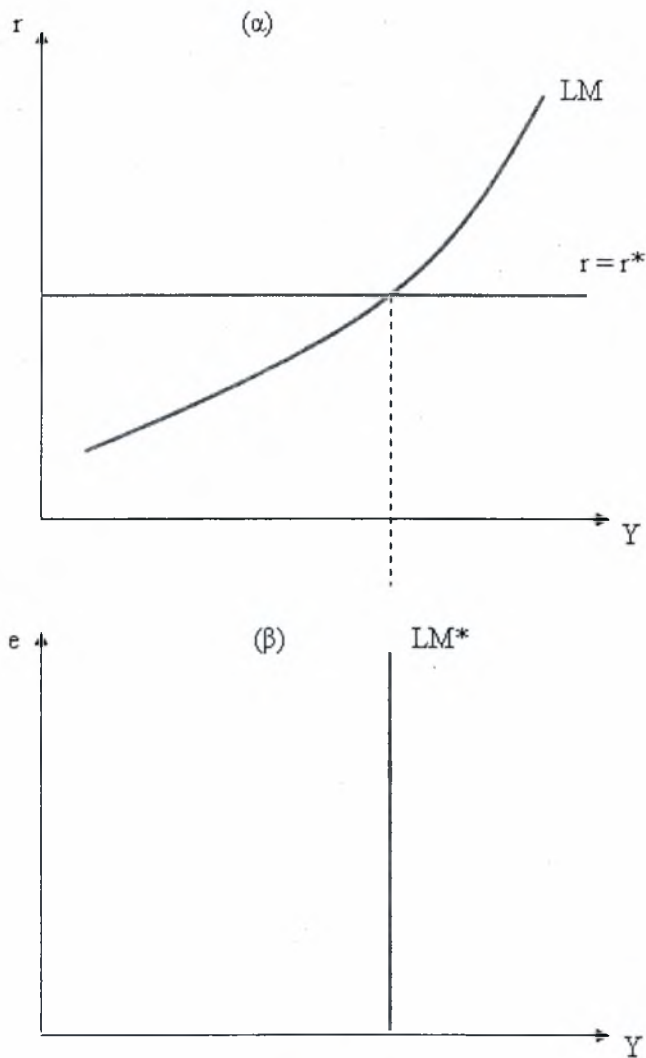
Σχήμα 5

Η καμπύλη IS* αποτελεί τον γεωμετρικό τόπο των απείρων συνδυασμών συναλλαγματικής ισοτιμίας και εισοδήματος που αντιστοιχούν σε ισορροπία της αγοράς προϊόντος.

Στην αγορά χρήματος για μια ανοικτή οικονομία η μόνη διαφορά από το υπόδειγμα IS-LM είναι ότι υιοθετούμε την υπόθεση ότι το εγχώριο επιτόκιο είναι ίσο με το διεθνές επιτόκιο, δηλαδή η αγορά χρήματος εκφράζεται από την εξίσωση:

$$\left(\frac{M}{P}\right)^d = L(r^*, Y^+)$$

Η καμπύλη LM* φαίνεται στο σχήμα 6β. Παρατηρούμε ότι η καμπύλη LM* είναι κατακόρυφη καθώς το επίπεδο εισοδήματος προσδιορίζεται ανεξάρτητα από την συναλλαγματική ισοτιμία.



Σχήμα 6

Μαθηματική παρουσίαση

Προχωρούμε στην αλγεβρική παρουσίαση του υποδείγματος Mundell-Fleming. Αυτό θα μας βοηθήσει στην συνέχεια να διαμορφώσουμε τις διαρθρωτικές εξισώσεις του υποδείγματος, ώστε να εκτιμήσουμε τις παραμέτρους αυτών για την ελληνική οικονομία, που είναι και ο απώτερος σκοπός αυτής της εργασίας. Επιπλέον θα είμαστε σε θέση να παρουσιάσουμε την μαθηματική διατύπωση των καμπυλών IS^* και LM^* , των κλίσεων τους, τον προσδιορισμό του εισοδήματος ισορροπίας και τέλος θα μπορούμε να υπολογίσουμε τους πολλαπλασιαστές των μεταβλητών οικονομικής πολιτικής.

Το πλήρες υπόδειγμα των αγορών προϊόντος και χρήματος για μια ανοικτή οικονομία δίνεται από τις ακόλουθες εξισώσεις:

$$Y = C + I + G + NX \quad (1)$$

$$C = a + b (Y_{t-1} - T_{t-1}) \quad (2)$$

$$I = c - d r^* + \rho Y \quad (3)$$

$$G = G_0 \quad (4)$$

$$NX = k - h e \quad (5)$$

$$(M/P)^d = q Y - m r^* \quad (6)$$

$$(M/P)^s = (\bar{M}/\bar{P})^s \quad (7)$$

$$(M/P)^d = (M/P)^s \quad (8)$$

Οι εξισώσεις (1) – (5) περιγράφουν την αγορά προϊόντος, ενώ οι εξισώσεις (6) – (8) περιγράφουν την αγορά χρήματος.

Αν αντικαταστήσουμε τις εξισώσεις (2) – (5) στην εξίσωση (1) και λύσουμε ως προς την συναλλαγματική ισοτιμία e με ανεξάρτητη μεταβλητή το Y , έχουμε:

$$\begin{aligned} Y &= a + b (Y_{t-1} - T_{t-1}) + c - d r^* + \rho Y + G_0 + k - h e \Rightarrow \\ h e &= a + b Y_{t-1} - b T_{t-1} - Y + \rho Y + c - d r^* + G_0 + k \Rightarrow \\ e &= \left[\frac{a + c + k - b T_{t-1} - d r^* + G_0 + b Y_{t-1}}{h} \right] - \left[\frac{1 - \rho}{h} \right] Y \end{aligned} \quad (9)$$

Η εξίσωση (9) αποτελεί την αλγεβρική μορφή της καμπύλης IS*.

Από την εξίσωση (9) προκύπτει ότι η κλίση της καμπύλης IS* είναι:

$$\frac{de}{dY} = - \left[\frac{1 - \rho}{h} \right]$$

Αντικαθιστώντας τις εξισώσεις (6) και (7) στην (8) λαμβάνουμε:

$$\begin{aligned} (\bar{M}/\bar{P})^s &= q Y - m r^* \\ r^* &= - \frac{1}{m} \left(\frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^s + \frac{q}{m} Y \end{aligned} \quad (10)$$

Η εξίσωση (10) αποτελεί την αλγεβρική μορφή της καμπύλης LM*.

Επειδή η εξίσωση της καμπύλης LM* προσδιορίζεται στην αγορά χρήματος όπου δεν εμπλέκεται η συναλλαγματική ισοτιμία, θα είναι κατακόρυφη, δηλαδή το εισόδημα είναι πλήρως ανελαστικό ως προς την συναλλαγματική ισοτιμία.

Μπορούμε πλέον να προσδιορίσουμε το εισόδημα ισορροπίας αντικαθιστώντας την εξίσωση (10) στην εξίσωση (9) και λύσουμε ως προς το Y:

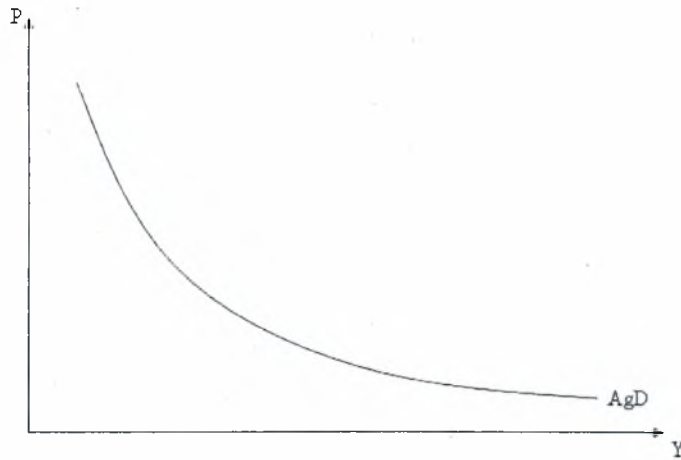
$$e = \left[\frac{a + c + k - bT_{t-1} - d \left(\frac{\bar{M}/\bar{P}}{m} + \frac{q}{m} Y \right) + G_0 + bY_{t-1}}{h} - \left[\frac{1-\rho}{h} \right] Y \right] \Rightarrow$$

$$e = \frac{(a + c + k) - bT_{t-1} + d \frac{\bar{M}/\bar{P}}{m} - d \frac{q}{m} Y + G_0 + bY_{t-1} - Y + \rho Y}{h}$$

$$h e = (a + c + k) - b T_{t-1} + d \frac{\bar{M}/\bar{P}}{m} + G_0 + b Y_{t-1} - (1 - \rho + d \frac{q}{m}) Y$$

$$Y = \frac{1}{1 - \rho + d \frac{q}{m}} \left[a + c + k - bT_{t-1} + G_0 + \frac{d}{m} \left(\bar{M}/\bar{P} \right)^s + bY_{t-1} - he \right] \quad (11)$$

Η συνθήκη ισορροπίας (11) προσδιορίζει την καμπύλη συνολικής ζήτησης AgD, η οποία έχει αρνητική κλίση καθώς αν αυξηθεί το επίπεδο των τιμών μειώνεται η πραγματική προσφορά χρήματος και μέσω του πολλαπλασιαστή μειώνεται και το συνολικό εισόδημα. Η καμπύλη της συνολικής ζήτησης φαίνεται διαγραμματικά στο σχήμα 7.



Σχήμα 7

Η επίδραση της δημοσιονομικής (G_0, T) και νομισματικής $\left(\bar{M}/\bar{P}\right)^s$ πολιτικής καθώς και η επίδραση μίας μεταβολής στην συναλλαγματική ισοτιμία στο Y , προσδιορίζονται μέσω των σχετικών πολλαπλασιαστών τους οποίους μπορούμε να προσδιορίσουμε με την μέθοδο της παραγωγήσεως στην από την εξίσωση (11).

Ο πολλαπλασιαστής δημοσίων δαπανών είναι:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta G} = \frac{1}{1 - \rho + d \frac{q}{m}} \quad (12)$$

Ο πολλαπλασιαστής φορολογίας:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta T_{t-1}} = - \frac{b}{1 - \rho + d \frac{q}{m}} \quad (13)$$

Ο πολλαπλασιαστής χρήματος:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta \bar{M}/\bar{P}} = \frac{1}{[1 - \rho] \frac{m}{d} + q} \quad (14)$$

Ο πολλαπλασιαστής της συναλλαγματικής ισοτιμίας:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta e} = - \frac{h}{1 - \rho + d \frac{q}{m}} \quad (15)$$

Εύρεση των εξισώσεων μειωμένης μορφής

Για να μπορέσουμε να πραγματοποιήσουμε την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια πρέπει να εκφράσουμε τις ενδογενείς μεταβλητές ως συνάρτηση όλων των εξωγενών μεταβλητών του συστήματος ώστε να εκτιμήσουμε τις τιμές τους, οι οποίες δεν θα συσχετίζονται με τα κατάλοιπα, τις οποίες θα χρησιμοποιήσουμε στο δεύτερο στάδιο της μεθόδου (2SLS). Οι δύο ενδογενείς μεταβλητές στο υπόδειγμα Mundell-Fleming είναι το e και το Y . Οι εξισώσεις μειωμένης μορφής εξάγονται παρακάτω:

Από την (9) είναι:

$$e = \frac{(a+c+k)}{h} - \frac{b}{h}T_{t-1} - \frac{d}{h}r^* + \frac{1}{h}G_0 + \frac{b}{h}Y_{t-1} - \frac{1-\rho}{h}Y$$
$$e = A_0 + A_1T_{t-1} + A_2r^* + A_3G_0 + A_4Y_{t-1} + A_5Y \quad (16)$$

Στην αγορά χρήματος:

$$r^* = -\frac{1}{m}(\bar{M}/\bar{P})^s + \frac{q}{m}Y \Rightarrow$$
$$r^* = A_6(\bar{M}/\bar{P})^s + A_7Y \Rightarrow$$
$$Y = \frac{r^*}{A_7} - \frac{A_6}{A_7}(\bar{M}/\bar{P})^s \quad (17)$$

Αντικαθιστώντας την (17) στην (16):

$$e = A_0 + A_1T_{t-1} + A_2r^* + A_3G_0 + A_4Y_{t-1} + \frac{A_5}{A_7}r^* - \frac{A_5A_6}{A_7}(\bar{M}/\bar{P})^s \Rightarrow$$
$$e = A_0 + A_1T_{t-1} + A_3G_0 + A_4Y_{t-1} + \frac{A_2A_7 + A_5}{A_7}r^* - \frac{A_5A_6}{A_7}(\bar{M}/\bar{P})^s \Rightarrow \quad (18)$$

$$e = \Pi_0 + \Pi_1T_{t-1} + \Pi_2G_0 + \Pi_3Y_{t-1} + \Pi_4r^* + \Pi_5(\bar{M}/\bar{P})^s \quad (19)$$

Η εξίσωση (19) αποτελεί την πρώτη συνάρτηση μειωμένης μορφής.

Επιπλέον είναι:

$$Y - \rho Y = (a + c + k) - bT_{t-1} + G_0 - dr^* + bY_{t-1} - he$$

$$Y = A_8 + A_9T_{t-1} + A_{10}G_0 + A_{11}r^* + A_{12}Y_{t-1} + A_{13}e \quad (20)$$

Αντικαθιστώντας την (18) στην (20):

$$Y = A_8 + A_9T_{t-1} + A_{10}G_0 + A_{11}r^* + A_{12}Y_{t-1} + A_{13}A_0 + A_{13}A_1T_{t-1} + A_{13}A_3G_0 + A_{13}A_4Y_{t-1} + A_{13} \frac{(A_2A_7 + A_5)}{A_7} r^* - \frac{A_{13}A_5A_6}{A_7} (\bar{M}/\bar{P})^s \Rightarrow$$

$$Y = (A_8 + A_{13}A_0) + (A_9 + A_{13}A_1)T_{t-1} + (A_{10} + A_{13}A_3)G_0 + \frac{(A_{11}A_7 + A_{13}A_2A_7 + A_5)}{A_7} r^* - \frac{A_{13}A_5A_6}{A_7} (\bar{M}/\bar{P})^s + (A_{12} + A_{13}A_{14})Y_{t-1} \Rightarrow$$

$$Y = \Pi_6 + \Pi_7T_{t-1} + \Pi_8G_0 + \Pi_9r^* + \Pi_{10}Y_{t-1} + \Pi_{11}(\bar{M}/\bar{P})^s \quad (21)$$

Η εξίσωση (21) αποτελεί την δεύτερη συνάρτηση μειωμένης μορφής.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Σε αυτή την ενότητα θα περιγράψουμε τα δεδομένα που θα χρησιμοποιηθούν στην συνέχεια για την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος Mundell-Fleming για την ελληνική οικονομία. Επίσης γίνεται αναφορά στην πηγή από όπου αυτά προήλθαν και πλήρης παρουσίαση των προσωπικών υπολογισμών για την τροποποίηση κάποιων μεταβλητών ώστε να εξασφαλίζεται η συνοχή μεταξύ αυτών.

Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν

Τα δεδομένα για το ΑΕΠ της ελληνικής οικονομίας για την περίοδο 1960-2000 βασίζονται στο *Penn World Table* του πανεπιστημίου της Πενσυλβάνιας (έκδοση 6.2). Πιο συγκεκριμένα χρησιμοποιούμε την μεταβλητή «κατά κεφαλήν ΑΕΠ» σε σταθερές τιμές 2000. Επειδή για την εκτίμηση του υποδείγματός μας ενδιαφερόμαστε για το συνολικό και όχι το κ.κ. ΑΕΠ, πολλαπλασιάσαμε το κ.κ. ΑΕΠ με τον πληθυσμό (από την ίδια πηγή) για κάθε έτος. Για να μετατρέψουμε σε δραχμές το ΑΕΠ εκφρασμένο σε \$ πολλαπλασιάσαμε με την ισοτιμία δρχ. / δολαρίου (365,386225) για το 2000 (από την ίδια πηγή). Τέλος διαιρέσαμε με 1 δις ώστε να εκφράσουμε το ΑΕΠ σε δις δραχμές.

Κατανάλωση

Χρησιμοποιούμε και εδώ τον *Penn World Table*. Η μεταβλητή «consumption share of rgdpl» δίνει την κατανάλωση ως ποσοστό του κ.κ. ΑΕΠ. Χρησιμοποιώντας το συνολικό ΑΕΠ μπορούμε εκφράσουμε την κατανάλωση σε δις δολάρια, πολλαπλασιάζοντας το ποσοστό της κατανάλωσης επί το ΑΕΠ της ελληνικής οικονομίας για κάθε έτος.

Ιδιωτικές Επενδύσεις

Γίνεται χρήση της ίδιας μεθοδολογίας όπως και για την κατανάλωση για δεδομένα από τον *Penn World Table*.

Δημόσιες Επενδύσεις

Εξάγεται χρησιμοποιώντας την ίδια μέθοδο και πηγή όπως για την κατανάλωση και τις επενδύσεις.

Φορολογικά έσοδα από άμεσους φόρους

Για να υπολογίσουμε τα φορολογικά έσοδα από άμεσους φόρους χρησιμοποιήσαμε τους άμεσους φόρους ως ποσοστό του ΑΕΠ για την περίοδο 1960-2000. Η εύρεση αξιόπιστων δεδομένων, από μία συγκεκριμένη πηγή, αποδείχτηκε ιδιαίτερα δύσκολη υπόθεση και γι' αυτό χρησιμοποιούμε στοιχεία από τρεις πηγές δεδομένων. Πιο συγκεκριμένα για την περίοδο 1960-1969 υπολογίστηκε το ποσοστό του ΑΕΠ που αποτελούσαν η άμεσοι φόροι από την βάση δεδομένων *Η Ελληνική Οικονομία σε Αριθμούς* (από την κατηγορία Δημόσια Οικονομικά). Για την περίοδο 1970-1989 βασιστήκαμε στην ετήσια έκθεση του ΟΟΣΑ για την διάρθρωση των φορολογικών εσόδων. Εδώ όμως υπάρχει το πρόβλημα ότι τα δεδομένα αναφέρονται σε πενταετή βάση. Τελικά αποφασίσαμε να χρησιμοποιήσουμε την μέση αύξηση από έτος σε έτος εντός μιας πενταετίας για να διαμορφώσουμε το ποσοστό της φορολογίας για κάθε έτος. Αυτή η λύση αν και δεν δίνει εντελώς αξιόπιστα αποτελέσματα μπορεί να υιοθετηθεί εδώ για τουλάχιστον δύο λόγους: α) Στην εξεταζόμενη περίοδο παρατηρείται σημαντική τάση αύξησης των άμεσων φορολογικών εσόδων ως ποσοστό του ΑΕΠ, επομένως μπορούμε να κάνουμε την υπόθεση, ότι αν αυξήθηκε το ποσοστό των άμεσων φόρων σε ορίζοντα πενταετίας, θα αυξήθηκε και σε κάθε επιμέρους έτος αυτής. β) Αν επιλέγαμε να χρησιμοποιήσουμε τον ίδιο συντελεστή για ολόκληρη την πενταετία δεν θα αντικατοπτριζόταν στα δεδομένα το γεγονός ότι συνήθως οι φορολογικοί συντελεστές δεν μεταβάλλονται απότομα από έτος σε έτος αλλά μια μεταβολή τους ανακοινώνεται εκ των προτέρων και πραγματοποιείται σταδιακά. Τέλος για την περίοδο 1990-2000 χρησιμοποιούμε δεδομένα από το *Υπουργείο Οικονομικών* και τον *Κρατικό Προϋπολογισμό*.

Προσφορά Χρήματος

Χρησιμοποιούμε στοιχεία για την προσφορά χρήματος με τη στενή ή παραδοσιακή έννοια του όρου (M_1), που αποτελείται από τα μέσα πληρωμών, ήτοι από την νομισματική κυκλοφορία και τις καταθέσεις όψεων. Για την περίοδο 1960-1989 τα δεδομένα είναι από το *Διεθνές Νομισματικό Ταμείο* και για την περίοδο 1990-2000 από την *Τράπεζα της Ελλάδος* (Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο, Φεβρουάριος 2004).

Τιμές

Το επίπεδο τιμών για την Ελλάδα δίνεται από την βάση δεδομένων *Η Ελληνική Οικονομία σε Αριθμούς*³ (προσαρμοσμένα ώστε ως έτος βάσης να είναι το 2000) και για τις Η.Π.Α. προέρχονται από τον δείκτη τιμών καταναλωτή του ΟΟΣΑ.

Πληθωρισμός

Χρησιμοποιώντας τον δείκτη τιμών καταναλωτή, από τον τύπο $\left(\frac{\text{Τελικό} - \text{Αρχικό}}{\text{Αρχικό}} \right) * 100$ υπολογίζουμε το επίπεδο του πληθωρισμού για την ελληνική οικονομία.

Επιτόκιο

Το επιτόκιο στο υπόδειγμα Mundell-Fleming θεωρείται εξωγενής μεταβλητή. Εδώ χρησιμοποιήσαμε για την περίοδο 1960-1995 το μακροπρόθεσμο επιτόκιο από την βάση δεδομένων *Η Ελληνική Οικονομία σε Αριθμούς*. Για τα έτη 1996-2000 χρησιμοποιήθηκε το μακροπρόθεσμο επιτόκιο χορηγήσεων όπως αυτό δίνεται από την *Τράπεζα της Ελλάδος* (Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο, Φεβρουάριος 2004).

Πραγματικό Επιτόκιο

Αφαιρούμε τον πληθωρισμό από το μακροπρόθεσμο επιτόκιο.

Συναλλαγματική Ισοτιμία

Εδώ γίνεται η υπόθεση ότι σε μεγάλο βαθμό οι διεθνείς οικονομικές συναλλαγές της Ελλάδας πραγματοποιούνται με την χρήση του δολαρίου. Αυτή είναι μια «γενναία» υπόθεση, ειδικά όταν η Ελλάδα πραγματοποιεί τις περισσότερες διεθνείς συναλλαγές με χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Σε κάθε περίπτωση η συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής – δολαρίου κατείχε σημαντικό ρόλο στην περίοδο από το 1960-2000, ειδικά αν λάβουμε υπόψη ότι οι διεθνείς αγοραπωλησίες πετρελαίου γίνονται με την χρήση του δολαρίου. Τα δεδομένα αντλήθηκαν από τον *Penn World Table*, όπου δίνεται για κάθε έτος το ποσό των δραχμών που αντιστοιχούν σε ένα δολάριο. Επειδή εμείς θέλουμε να γνωρίζουμε το πόσα δολάρια αντιστοιχούν σε κάθε δραχμή τροποποιούμε τα δεδομένα χρησιμοποιώντας τον αντίστροφό τους. Έτσι μια αύξηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας «δολάρια ανά

³ Για την Ελλάδα δεν γίνεται χρήση των δεδομένων του ΟΟΣΑ καθώς ο δείκτης τιμών καταναλωτή δίνεται με δύο δεκαδικά ψηφία, με αποτέλεσμα ο πληθωρισμός που προκύπτει να είναι πολλές φορές μηδενικός.



δραχμή» θεωρείται ανατίμηση της δραχμής και καθιστά τα ελληνικά προϊόντα περισσότερο ακριβά. Το αντίθετο συμβαίνει για μια μείωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας, δηλαδή ένα δολάριο αγοράζει περισσότερες δραχμές και τα ελληνικά προϊόντα καθίστανται φθηνότερα.

Πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία

Πολλαπλασιάζουμε την συναλλαγματική ισοτιμία με το πηλίκο του επιπέδου των τιμών $\frac{P}{P^*}$, όπου το P είναι το εγχώριο και P* επίπεδο των τιμών των Η.Π.Α..

Αυτή η μεταβλητή λαμβάνει υπόψη την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης. Με σταθερή την ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία μια αύξηση του επιπέδου των τιμών της Ελλάδας αυξάνει την πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία δολάριο/δραχμή και καθιστά τα ξένα (αμερικανικά) προϊόντα φθηνότερα σε σύγκριση με τα ελληνικά, γεγονός που σε θεωρητικό επίπεδο προκαλεί την πτώση των εξαγωγών και την αύξηση των εισαγωγών, δυσχεραίνοντας το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών.

Καθαρές Εξαγωγές

Η διαφορά εξαγωγών και εισαγωγών. Τα δεδομένα προέρχονται από τον *Penn World Table* και υπολογίστηκαν ως εξής: Από την ταυτότητα $Y = \text{Cons} + I + G + \text{NX}$, εφόσον διαθέτουμε όλα τα υπόλοιπα μεγέθη, με αναδιάταξη των όρων και αντικατάσταση μπορούμε να εκτιμήσουμε τις καθαρές εξαγωγές. Ο υπολογισμός αυτός δικαιολογείται με την χρήση των στοιχείων του *Penn World Table* καθώς στα δεδομένα αυτά λαμβάνεται υπόψη ο εξωτερικός τομέας της εκάστοτε οικονομίας.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Το υπόδειγμα Mundell-Fleming, τις παραμέτρους του οποίου θέλουμε να εκτιμήσουμε για την ελληνική οικονομία, αποτελεί ένα χαρακτηριστικό παράδειγμα συστήματος εξισώσεων. Η λογική που διέπει τα υποδείγματα συστημάτων εξισώσεων είναι ότι δοθέντων των εξωγενών μεταβλητών, είναι δυνατό να υπολογιστούν από κοινού και αλληλεξαρτώμενα [Κάτος, 2004] οι ενδογενείς μεταβλητές από τη λύση του συστήματος των εξισώσεων. Η εκτίμηση των παραμέτρων των υποδειγμάτων ταυτόχρονα προσδιορισμένων εξισώσεων, δεν πρέπει να γίνεται μεμονωμένα για κάθε εξίσωση χωρίς να λαμβάνονται υπόψη οι πληροφορίες που δίνονται σε άλλες εξισώσεις του συστήματος. Για αυτό το λόγο κρίνεται αναγκαία η ειδική μεταχείριση αυτών των υποδειγμάτων, κατά την εμπειρική προσέγγισή τους.

Το σφάλμα αλληλεξαρτήσεως

Μία από τις βασικές υποθέσεις της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων είναι ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές είναι μη στοχαστικές, ή στην περίπτωση που είναι στοχαστικές κατανέμονται ανεξάρτητα από τον στοχαστικό διαταρακτικό όρο. Αν δεν ισχύουν αυτές οι υποθέσεις η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων δίνει εκτιμητές μεροληπτικούς και ασυνεπείς. Γενικά, η αλληλεξάρτηση μεταξύ των ενδογενών μεταβλητών της καθιστά μη ανεξάρτητες από τους στοχαστικούς διαταρακτικούς όρους και η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων δεν είναι κατάλληλη για την εκτίμηση των παραμέτρων των εξισώσεων συμπεριφοράς. Αποδεικνύεται ότι [Gujarati, 2003]:

$$\text{cov}(Y_i, u_i) = \frac{\sigma^2}{1 - \beta_1}$$

Η παραπάνω σχέση δείχνει ότι η ερμηνευτική μεταβλητή δεν είναι ανεξάρτητη από τον διαταρακτικό όρο και οι εκτιμητές από την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων είναι μεροληπτικοί και ασυνεπείς. Επιπλέον ισχύει ότι:

$$E(\hat{\beta}_1) = \beta_1 + E\left[\frac{\sum y_i u_i}{\sum y_i^2}\right]$$

όπου φαίνεται ότι ο εκτιμητής b_1 των ελαχίστων τετραγώνων είναι μεροληπτικός εκτιμητής του β_1 . Τέλος χρησιμοποιώντας τα όρια πιθανοτήτων αποδεικνύεται ότι ο εκτιμητής για το β_1 , που προκύπτει από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, υπερεκτιμά την πληθυσμιακή παράμετρο β_1 ακόμα και σε μεγάλα δείγματα.

Η αποτυχία αυτή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων ονομάζεται «σφάλμα αλληλεξαρτήσεως» ή «μεροληψία ταυτόχρονων εξισώσεων».

Εξισώσεις μειωμένης μορφής

Αν λύσουμε τις εξισώσεις συμπεριφοράς του υποδείγματος ως προς τις ενδογενείς μεταβλητές, λαμβάνουμε το *ανοιγμένο υπόδειγμα*, όπου οι όλες οι ενδογενείς μεταβλητές εκφράζονται ως συνάρτηση μόνο των προκαθορισμένων μεταβλητών, οι οποίες δεν συσχετίζονται με τους διαταρακτικούς όρους. Οι παράμετροι των εξισώσεων μειωμένης μορφής, αποτελούν μη γραμμικούς συνδυασμούς των συντελεστών των συναρτήσεων συμπεριφοράς, και ονομάζονται «άμεσοι / βραχυχρόνιοι πολλαπλασιαστές», γιατί μετρούν την άμεση επίδραση στις ενδογενείς μεταβλητές που προέρχεται από μία μοναδιαία μεταβολή σε μία εξωγενή μεταβλητή [Maddala, 1992]. Υποθέτοντας ότι οι ανοιγμένοι διαταρακτικοί όροι ικανοποιούν τις υποθέσεις του κλασσικού γραμμικού υποδείγματος παλινδρομήσεως, η εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων στις εξισώσεις μειωμένης μορφής θα δώσουν αμερόληπτες και συνεπείς εκτιμήσεις. Η σπουδαιότητα των εξισώσεων μειωμένης μορφής έγκειται στο γεγονός ότι από τους εκτιμημένους ανοιγμένους συντελεστές μπορούμε να εκτιμήσουμε τις παραμέτρους των εξισώσεων συμπεριφοράς του υποδείγματος.

Ταυτοποίηση

Πολλές φορές επιλύοντας το σύστημα το σύστημα των ανοιγμένων συντελεστών δεν λαμβάνουμε μοναδικές (ταυτοποιημένες εξισώσεις) εκτιμήσεις των διαρθρωτικών συντελεστών (υπερταυτοποιημένες εξισώσεις), ή δεν παίρνουμε καθόλου εκτιμήσεις αυτών (υπο-ταυτοποιημένες εξισώσεις).

Σε ένα υπόδειγμα με M ταυτόχρονες εξισώσεις, για να είναι μία εξίσωση ταυτοποιημένη, πρέπει ο αριθμός των προκαθορισμένων μεταβλητών που δεν περιλαμβάνονται σε αυτή να μην είναι μικρότερος του αριθμού των ενδογενών μεταβλητών που περιλαμβάνονται σε αυτή μείον 1. Δηλαδή πρέπει να ισχύει:

$$K - k \geq m - 1$$

- Αν $K - k = m - 1$ τότε η εξίσωση είναι ακριβώς ταυτοποιημένη.
- Αν $K - k > m - 1$ η εξίσωση είναι υπερταυτοποιημένη.

Πρακτικά μία εξίσωση ενός συστήματος ταυτόχρονα προσδιοριζόμενων εξισώσεων θεωρείται ταυτοποιημένη μόνο όταν οι άλλες εξισώσεις του συστήματος περιέχουν τουλάχιστον μία προκαθορισμένη μεταβλητή (με στατιστικά σημαντικό συντελεστή) που δεν περιέχεται και στην εν λόγω εξίσωση [Wooldridge, 2002].

Μέθοδοι Εκτιμήσεως Συστημάτων

Οι μέθοδοι εκτιμήσεως των παραμέτρων των εξισώσεων συμπεριφοράς ενός υποδείγματος ταυτόχρονων εξισώσεων μπορούν να διαχωριστούν σε δύο κατηγορίες [Κάτος, 2004]:

- Μέθοδοι εκτιμήσεως μεμονωμένων εξισώσεων ή μέθοδοι περιορισμένης πληροφόρησης
- Μέθοδοι εκτιμήσεως συστημάτων

Οι μέθοδοι εκτιμήσεως μεμονωμένων εξισώσεων (ILS, 2SLS) χαρακτηρίζονται από την ατομική εκτίμηση της κάθε εξίσωσης του υποδείγματος, λαμβάνοντας δηλαδή μόνο την πληροφόρηση που περιλαμβάνεται στην συγκεκριμένη εξίσωση και χωρίς να λαμβάνεται υπόψη όλη η άλλη πληροφόρηση που περιλαμβάνεται στις υπόλοιπες εξισώσεις του συστήματος. Οι μέθοδοι αυτοί μολονότι δίνουν συνεπείς εκτιμητές, εντούτοις οι εκτιμητές αυτοί είναι ασυμπτωτικά μη αποτελεσματικοί.

Οι μέθοδοι εκτιμήσεως συστημάτων (3SLS, FIML) λαμβάνουν υπόψη όλη την πληροφόρηση που περιλαμβάνεται στο σύστημα και εκτιμούν τις παραμέτρους όλων των εξισώσεων του υποδείγματος ταυτόχρονα. Οι μέθοδοι αυτοί αυξάνουν την αποτελεσματικότητα των εκτιμητών, επειδή περιλαμβάνουν την συσχέτιση μεταξύ των σφαλμάτων των εξισώσεων.

Στην συνέχεια εξετάζονται οι κυριότερες μέθοδοι εκτιμήσεων οι οποίες θα χρησιμοποιηθούν στο επόμενο κεφάλαιο για την εκτίμηση του υποδείγματος Mundell-Fleming για την ελληνική οικονομία. Οι τρεις πρώτες μέθοδοι που παρουσιάζονται είναι μέθοδοι εκτιμήσεως μεμονωμένων εξισώσεων, ενώ οι δύο μέθοδοι που ακολουθούν είναι μέθοδοι εκτιμήσεως συστημάτων.

Έμμεση μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (ILS)

Αυτή η μέθοδος χρησιμοποιείται μόνο για πλήρως ταυτοποιημένες εξισώσεις. Αρχικά γίνεται η εκτίμηση των ανοιγμένων συντελεστών με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και στην συνέχεια επιλύεται το σύστημα των συντελεστών ώστε να εξαχθούν οι εκτιμήσεις των διαρθρωτικών συντελεστών. Σημειώνεται ότι δεν υπάρχει τρόπος να υπολογιστούν τα τυπικά σφάλματα των εκτιμημένων συντελεστών. Οι εκτιμήσεις είναι συνεπείς και ασυμπτωτικά αποτελεσματικές [Gujarati, 2003].

Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια (2SLS)

Η μέθοδος αυτή αναπτύχθηκε από τους Theil [1953] και Basmann [1957]. Εδώ γίνεται χρήση της μεθόδου των τεχνητών μεταβλητών (instruments).

Πιο συγκεκριμένα εφαρμόζεται σε πρώτο στάδιο η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων σε όλες τις ανοιγμένες εξισώσεις του συστήματος. Έτσι επιτυγχάνεται η απαλοιφή της συσχέτισης μεταξύ των ενδογενών μεταβλητών και των στοχαστικών διαταρακτικών όρων. Οι προβλεπόμενες τιμές των ενδογενών μεταβλητών που εκτιμήθηκαν στο πρώτο στάδιο αποτελούν εκτίμηση των ενδογενών μεταβλητών αλλά έχουν το πλεονέκτημα ότι δεν συσχετίζονται με τους διαταρακτικούς όρους.

Στο δεύτερο στάδιο χρησιμοποιούνται οι προβλεπόμενες δειγματικές τιμές (\hat{Y}_i) των ενδογενών μεταβλητών στη θέση των ενδογενών μεταβλητών που βρίσκονται στο δεξιό μέλος εκάστης εξισώσεως συμπεριφοράς του υποδείγματος και εφαρμόζεται η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων.

Οι εκτιμήσεις των διαρθρωτικών συντελεστών που προκύπτουν είναι συνεπείς. Σύμφωνα με τον Gujarati [2003] στην περίπτωση που ο συντελεστής προσδιορισμού (R^2) από την εκτίμηση των εξισώσεων μειωμένης μορφής είναι πολύ υψηλός και προσεγγίζει την μονάδα, η διαφορά στις εκτιμήσεις των παραμέτρων μεταξύ των

μεθόδων 2SLS και OLS δεν θα είναι στατιστικά σημαντική. Αξίζει να σημειωθεί ότι κατά την εφαρμογή της μεθόδου των τεχνητών μεταβλητών μπορεί να χρησιμοποιηθεί οποιοσδήποτε συνδυασμός από τις προκαθορισμένες μεταβλητές. Στην περίπτωση όμως που δεν χρησιμοποιούνται ως τεχνητές μεταβλητές όλες οι εξωγενείς και προκαθορισμένες μεταβλητές, τότε χάνεται πληροφορία, γεγονός που μπορεί να προκαλέσει μη αποτελεσματικές εκτιμήσεις. Πάντως η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια χρησιμοποιεί ως τεχνητές μεταβλητές όλες τις προκαθορισμένες μεταβλητές [Κάτος, 2004]. Επιπλέον σε μία ακριβώς ταυτοποιημένη εξίσωση ο εκτιμητής της έμμεσης μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων είναι ο ίδιος με τον εκτιμητή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια.

Το σημαντικότερο πλεονέκτημα που προκύπτει από την χρήση αυτής της μεθόδου σύμφωνα με τον Wallis είναι ότι για τον προσδιορισμό μιας εξίσωσης δεν είναι αναγκαίο να είναι γνωστή ή σωστή η εξειδίκευση όλων των εξισώσεων του υποδείγματος

Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια με αυτοσυσχέτιση (2SLS/AR)

Στην περίπτωση που οι διαταρακτικοί όροι, που προκύπτουν από την εφαρμογή της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, αυτοσυσχετίζονται χρησιμοποιούμε την μέθοδο 2SLS/AR [Κάτος, 2004]. Αρχικά εφαρμόζονται τα δύο στάδια της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια. Η απαλοιφή της αυτοσυσχέτισης στις εξισώσεις που παρουσιάζουν το συγκεκριμένο πρόβλημα γίνεται με την μέθοδο του Durbin.

Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων σε τρία στάδια (3SLS)

Η μέθοδος αυτή λαμβάνει υπόψη την συσχέτιση μεταξύ των ερμηνευτικών ενδογενών μεταβλητών στις διαρθρωτικές υπό εκτίμηση εξισώσεις και των διαταρακτικών τους όρων.

Τα πρώτα δύο στάδια είναι τα ίδια με αυτά της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια. Στο τρίτο στάδιο χρησιμοποιούνται τα αποτελέσματα (τα κατάλοιπα) από τα δύο πρώτα στάδια και εφαρμόζεται η γενικευμένη μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (GLS) με την χρήση της μήτρας διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων των καταλοίπων [Greene, 2003].

Μέθοδος μεγίστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης (FIML)

Η μέθοδος αυτή βασίζεται σε ολόκληρο το σύστημα των ταυτόχρονων εξισώσεων. Οι εκτιμητές υπολογίζονται με την μεγιστοποίηση της λογαριθμικής συναρτήσεως πιθανοφάνειας. Όταν οι διαταρακτικοί όροι είναι κανονικά κατανοημένοι οι εκτιμητές που προκύπτουν από την μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης είναι συνεπείς και ασυμπτωτικά αποτελεσματικοί [Greene, 2003].

Η μέθοδος αυτή θεωρητικά δίνει τις βέλτιστες εκτιμήσεις των παραμέτρων των εξισώσεων συμπεριφοράς ενός συστήματος. Στην πράξη όμως δεν χρησιμοποιούνται συχνά για διάφορους λόγους [Gujarati, 2003]. Τα μεγάλα μακροοικονομικά υποδείγματα απαιτούν μεγάλη υπολογιστική ισχύ για να εκτιμηθούν με την FIML αλλά και με άλλους μεθόδους εκτιμήσεως συστημάτων. Το σημαντικότερο μειονέκτημα όμως αυτών των μεθόδων είναι ότι με την χρήση τους όταν υπάρχει σφάλμα εξειδίκευσης σε μία εξίσωση του συστήματος, μεταδίδεται και στο υπόλοιπο υπόδειγμα, δηλαδή οι μέθοδοι εκτιμήσεως συστημάτων είναι πολύ ευαίσθητες στην ύπαρξη σφαλμάτων εξειδίκευσης.

Διαγνωστικοί Έλεγχοι

Κάθε μία εξίσωση που εκτιμήθηκε με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, εξετάστηκε από σειρά διαγνωστικών ελέγχων οι οποίοι παρουσιάζονται συνοπτικά σε αυτή την ενότητα.

Έλεγχος αυτοσυσχέτισης

Η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης είναι ένα συνηθισμένο πρόβλημα σε χρονολογικές σειρές και εμφανίζεται όταν διαδοχικά κατάλοιπα συσχετίζονται μεταξύ τους. Οι εκτιμητές που προκύπτουν από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων δεν είναι οι καλύτεροι γραμμικοί συνεπείς εκτιμητές, τα τυπικά σφάλματα είναι υποεκτιμημένα, οι έλεγχοι F και t δεν ισχύουν, και γενικά υπάρχουν σημαντικές επιπτώσεις στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων της παλινδρόμησης [Χάλκος, 2006].

Ο έλεγχος για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στον διαταρακτικό όρο σε αυτή την εργασία θα γίνεται με τον έλεγχο Durbin-Watson (d-test), καθώς μας ενδιαφέρει να ελέγξουμε για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης πρώτου βαθμού.

Οι υποθέσεις του ελέγχου είναι:

H_0 : Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

H_1 : Υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού

Αυτοπαλίνδρομη υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα (ARCH)

Σε ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης που ο διαταρακτικός όρος συμπεριφέρεται ως μια ARCH διαδικασία τα κατάλοιπα θα εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση ενώ στην πραγματικότητα αυτό που υπάρχει είναι το αποτέλεσμα ARCH που οφείλεται στην διακύμανση του διαταρακτικού όρου η οποία είναι συνάρτηση των τιμών του με υστέρηση [Χάλκος, 2006]. Οι υποθέσεις που ελέγχονται είναι:

H_0 : Δεν υπάρχει αποτέλεσμα ARCH

H_1 : Υπάρχει αποτέλεσμα ARCH

Σε περίπτωση που το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης, που εντοπίζεται με τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης Durbin-Watson, δεν λύνεται με την χρήση της μεθόδου του Durbin ή αυτή δίνει πρόσημα που δεν είναι συμβατά με την οικονομική θεωρία, θα ελέγχουμε για ύπαρξη αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα στην εξίσωση και για την λύση ενός θα χρησιμοποιούμε την προσέγγιση ενός γενικευμένης αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκης ετεροσκεδαστικότητας (GARCH).

Έλεγχος λάθους εξειδίκευσης

Ο έλεγχος σφάλματος εξειδίκευσης εδώ θα πραγματοποιηθεί [Fair, 2004] για τον εντοπισμό πιθανής δυναμικής εξειδίκευσης ενός εξισώσεως του υποδείγματος. Αν η παράλειψη ενός ερμηνευτικής μεταβλητής με μία υστέρηση δίνει μεροληπτικούς εκτιμητές αυτό θα είναι ένδειξη ότι η πραγματική ερμηνευτική μεταβλητή (X_i) είναι η μεταβολή στην X_i , ήτοι η ΔX_i .

Ο έλεγχος του λάθους εξειδίκευσης θα πραγματοποιηθεί με το RESET τεστ του Ramsey. Τα βήματα που ακολουθούνται είναι τα παρακάτω [Χάλκος, 2006]:

- Εκτιμάται το αρχικό υπόδειγμα και αποθηκεύονται τα κατάλοιπα και οι εκτιμημένες τιμές.
- Οι εκτιμημένες τιμές ενός εξαρτημένης μεταβλητής εισάγονται ως ανεξάρτητη μεταβλητή και υπολογίζεται η νέα παλινδρόμηση η οποία έχει ως εξαρτημένη μεταβλητή την εκτίμηση από την αρχική

παλινδρόμηση, και ως ανεξάρτητες ενός προκαθορισμένες μεταβλητές και την εκτίμηση από την πρώτη παλινδρόμηση.

- Οι συντελεστές προσδιορισμού από την αρχική και από την νέα παλινδρόμηση χρησιμοποιούνται για την πραγματοποίηση ενός ελέγχου F.

H_0 : Δεν υπάρχει σφάλμα εξειδίκευσης

H_1 : Υπάρχει σφάλμα εξειδίκευσης

Έλεγχοι σταθερότητας των συντελεστών

Η εκτίμηση του υποδείγματος Mundell-Fleming που θα πραγματοποιηθεί στο επόμενο κεφάλαιο, βασίζεται σε δεδομένα μιας μεγάλης χρονικής περιόδου (1960-2000). Σε αυτή την περίοδο συνέβησαν πολλές μεταβολές τόσο στο διεθνές περιβάλλον, αλλά και κυρίως στις οικονομικές πολιτικές που εφαρμόζονταν στην Ελλάδα, αλλά και στον τρόπο που αυτές εφαρμόζονταν. Σε προηγούμενο κεφάλαιο είδαμε ότι στην περίπτωση ύπαρξης ορθολογικών προσδοκιών σε μια οικονομία, η εκτίμηση των παραμέτρων δεν μπορούν να δίνουν τις βέλτιστες εκτιμήσεις υπό διαφορετικά καθεστάτα οικονομικής πολιτικής. Η μη σταθερότητα των συντελεστών παλινδρόμησης θα αποτελούσε ένδειξη ότι οι ορθολογικές προσδοκίες θα έπρεπε να συμπεριληφθούν στο υπόδειγμα.

Το τεστ που χρησιμοποιείται εδώ για τον έλεγχο ισοδυναμίας γίνεται με την χρήση του ελέγχου CUSUM (που θα μας δώσει το έτος όπου πιθανώς ξεκίνησαν να διαφοροποιούνται σημαντικά οι πληθυσμιακοί παράμετροι). Στην συνέχεια θα επαληθεύουμε το αποτέλεσμα του πρώτου ελέγχου με την χρήση του Chow τεστ. Οι υποθέσεις είναι:

H_0 : Υπάρχει ισοδυναμία συντελεστών

H_1 : Δεν υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών

Έλεγχος κανονικότητας καταλοίπων

Πραγματοποιείται με την στατιστική Jarque-Bera. Οι υποθέσεις που ελέγχονται είναι:

H_0 : Τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή

H_1 : Τα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή

Μέτρηση της προβλεπτικής ικανότητας του υποδείγματος

Η αξιολόγηση της προβλεπτικής ικανότητας (ολόκληρου) του υποδείγματος πραγματοποιείται με την χρήση ορισμένων μέτρων ακρίβειας. Σε κάθε περίπτωση οι μικρότερες τιμές των μέτρων ακρίβειας δείχνουν ότι η χρησιμοποιούμενη μέθοδος εκτίμησης, δίνει καλύτερη προσαρμογή των εκτιμημένων χρονοσειρών στις αντίστοιχες πραγματικές χρονοσειρές. Τα κυριότερα μέτρα που θα χρησιμοποιηθούν για αυτό το λόγο στην παρούσα εργασία παρουσιάζονται συνοπτικά παρακάτω:

Ρίζα του μέσου τετραγώνου σφάλματος

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{Y}_t - Y_t)^2}$$

Το μέτρο αυτό έχει το πλεονέκτημα ότι είναι εύκολο να χειριστεί αλγεβρικά και χρησιμοποιείται συχνά στην στατιστική βελτιστοποίηση. Επιπλέον εξαρτάται από τις μονάδες μέτρησης των μεταβλητών και θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί ως μέτρο σύγκρισης της ίδιας μεταβλητής σε διάφορα εναλλακτικά υποδείγματα [Κάτος, 2004].

Μέσο απόλυτο σφάλμα

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |\hat{Y}_t - Y_t|$$

Το μέτρο αυτό εκφράζει το μέσο σφάλμα πρόβλεψης στις ίδιες τιμές με τις τιμές των μεταβλητών και επομένως είναι πολύ απλό στην ερμηνεία του.

Μέσο απόλυτο ποσοστιαίο σφάλμα

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{\hat{Y}_t - Y_t}{Y_t} \right|$$

Το πλεονέκτημα από την χρήση αυτού του μέτρου είναι ότι δίνει άμεσα συγκρίσιμα αποτελέσματα ακόμα και για την ακρίβεια στην πρόβλεψη διαφορετικών μεταβλητών. Παρουσιάζει όμως προβλήματα όταν η χρονολογική σειρά παρουσιάζει μηδενικές τιμές, καθώς το μέτρο αυτό δεν μπορεί να υπολογιστεί σε αυτή την περίπτωση.

Το στατιστικό U του Theil

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - Y_i)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i)^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i)^2}}$$

Ο δείκτης αυτός παίρνει τιμές μεταξύ μηδέν και ένα, με το μηδέν να υποδεικνύει τέλεια προσαρμογή [Κάτος, 2004].

Προβλέψεις

Σε αυτή την εργασία θα ασχοληθούμε με δύο ειδών προβλέψεις

- Ιστορική προσομοίωση: Ο χρονικός ορίζοντας της προσομοίωσης είναι ο ίδιος ακριβώς με το χρονικό δείγμα εκτιμήσεως του υποδείγματος.
- Εκ των υστέρων (ex post) πρόβλεψη: Ο χρονικός ορίζοντας της προσομοίωσης ξεκινά από το τέλος του χρονικού δείγματος της εκτιμήσεως.

Επίλυση του συστήματος και προσομοίωση

Η επίλυση του συστήματος των εξισώσεων για την προσομοίωση του υποδείγματος, στο επόμενο κεφάλαιο, πραγματοποιείται με την χρήση οικονομετρικών πακέτων, όπου γίνεται εφαρμογή της μεθόδου Gauss-Seidel.

Η μέθοδος Gauss-Seidel επιλύει το σύστημα των εξισώσεων για κάθε περίοδο χρησιμοποιώντας μια σειρά επαναλήψεων. Πιο συγκεκριμένα για κάθε περίοδο της προσομοίωσης η τιμές όλων των προκαθορισμένων μεταβλητών θεωρούνται γνωστές, ενώ οι αρχικές τιμές των ενδογενών μεταβλητών θα πρέπει να είναι επίσης γνωστές ή να εικάζονται κάποιες τιμές για αυτές. Χρησιμοποιώντας τις πληροφορίες από όλες τις εξισώσεις του συστήματος επιλύεται η πρώτη εξίσωση και με αφού γίνεται γνωστή η πρώτη εκτίμηση για την πρώτη ενδογενή μεταβλητή, αυτή χρησιμοποιείται για την επίλυση των άλλων εξισώσεων του συστήματος. Έτσι για τον υπολογισμό της τιμής μιας ενδογενούς μεταβλητής (αριστερό μέλος των εξισώσεων) για την ν-ιοστή εξίσωση, ο υπολογιστής χρησιμοποιεί πληροφορίες για τις εξωγενείς μεταβλητές, για τις ενδογενείς μεταβλητές με υστέρηση (οι οποίες θεωρούνται προκαθορισμένες μεταβλητές) και τις εκτιμημένες τιμές των ενδογενών μεταβλητών

των $n-1$ εξισώσεων που προηγούνται της εξίσωσης n . Οι επαναλήψεις συνεχίζονται μέχρι ο αριθμός τους να φτάσει ένα προκαθορισμένο αριθμό, ή όταν η εκτιμημένες τιμές αλλάζουν κατά ένα πολύ μικρό αριθμό μεταξύ δύο διαδοχικών επαναλήψεων.

Η προσομοίωση διακρίνεται σε:

- ο Στατική προσομοίωση όπου στην θέση των ενδογενών μεταβλητών με υστέρηση που βρίσκονται στο δεξιό μέλος των εξισώσεων, χρησιμοποιούνται οι παρατηρούμενες τιμές τους από τα δεδομένα.
- ο Δυναμική προσομοίωση όπου στην θέση των ενδογενών μεταβλητών με υστέρηση που βρίσκονται στο δεξιό μέλος των εξισώσεων του συστήματος, χρησιμοποιούνται οι εκτιμημένες από την μέθοδο προσομοίωσης τιμές.

Γενικές παρατηρήσεις

Στο υπόδειγμα που θα εκτιμήσουμε στο επόμενο κεφάλαιο, γίνεται η υπόθεση ότι οι προσδοκίες των οικονομικών παραγόντων δεν είναι ορθολογικές. Τα νοικοκυριά για παράδειγμα, όπως φαίνεται από την εξίσωση κατανάλωσης, σχηματίζουν κάποιες προσδοκίες (λαμβάνουν υπόψη το διαθέσιμο εισόδημα της προηγούμενης περιόδου) αλλά σε κανένα σημείο του υποδείγματος δεν δίνεται κατηγορηματικά ότι αυτές οι προσδοκίες είναι ορθολογικές. Αν οι προσδοκίες δεν είναι ορθολογικές και στην πραγματική οικονομία, τότε η *κριτική του Lucas* δεν αποτελεί πρόβλημα. Στην βιβλιογραφία δεν υπάρχουν αδιαμφισβήτητες ενδείξεις για την ύπαρξη των ορθολογικών προσδοκιών και γενικά είναι δύσκολο να πιστέψει κανείς ότι οι άνθρωποι λαμβάνουν τόσο πολύπλοκες αποφάσεις που να προσομοιάζουν την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών [Fair, 2004].

Επίσης γίνεται η οικονομετρική υπόθεση (κάτι σύνηθες σε εκτιμήσεις συστημάτων εξισώσεων) ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες. Αν αυτή η υπόθεση είναι λανθασμένη τότε τα εκτιμημένα τυπικά σφάλματα είναι ασυμπτωτικά ασυνεπείς εκτιμήσεις των πραγματικών τυπικών σφαλμάτων.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Σε αυτό το κεφάλαιο θα παρουσιαστεί η εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος Mundell-Fleming για την ελληνική οικονομία, για την περίοδο 1960-2000⁴. Η εκτίμηση των διαρθρωτικών εξισώσεων θα γίνει με την χρήση όλων των οικονομετρικών μεθόδων που συζητήθηκαν στην προηγούμενη ενότητα. Στην συνέχεια θα εξεταστεί ποια μέθοδος εκτίμησης δίνει την καλύτερη προσομοίωση της διαχρονικής εξέλιξης των μακροοικονομικών μεγεθών της ελληνικής οικονομίας για την εξεταζόμενη περίοδο. Οι εκτιμημένες παράμετροι που θα προκύψουν από την καλύτερη (σύμφωνα με τα μέτρα ακρίβειας) μέθοδο, θα χρησιμοποιηθούν στην συνέχεια για τα τον σχολιασμό της ελληνικής οικονομίας καθώς και για την ανάλυση της μακροοικονομικής πολιτικής. Η ανάλυση των αποτελεσμάτων θα πραγματοποιηθεί κυρίως για τις εκτιμήσεις της μεθόδου που δίνει τις βέλτιστες εκτιμημένες τιμές για τις ενδογενείς μεταβλητές του υποδείγματος.

Προτού προχωρήσουμε στην εκτίμηση του υποδείγματος, κρίνεται απαραίτητο να κάνουμε κάποιες παρατηρήσεις σχετικά με την εξειδίκευση κάποιων εξισώσεων αλλά και σχετικά με την χρήση κάποιων δεδομένων.

* Είναι σύνηθες στο υπόδειγμα Mundell-Fleming η εξίσωση των καθαρών εξαγωγών να περιέχει και σταθερό όρο. Αρχικά το υπόδειγμα εκτιμήθηκε με την χρήση του σταθερού όρου στην συνάρτηση των καθαρών εξαγωγών, όμως ο συντελεστής αυτός δεν ήταν στατιστικά σημαντικός. Επιπλέον ο συντελεστής της συναλλαγματικής ισοτιμίας ήταν μη στατιστικά σημαντικός και είχε θετικό πρόσημο, γεγονός αντίθετο με την οικονομική θεωρία. Η εξίσωση των καθαρών εξαγωγών σε αυτή την περίπτωση ήταν⁵:

$$NX = -2621.166 + 281985.055 * e$$

(0,33) (0,72)

⁴ Όλα τα αποτελέσματα από την χρήση των οικονομετρικών και στατιστικών πακέτων δίνονται στο Παράρτημα Ι.

⁵ Στις παρενθέσεις δίνονται τα p-value για τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών.

Με την αφαίρεση του σταθερού όρου ο συντελεστής της συναλλαγματικής ισοτιμίας γίνεται στατιστικά σημαντικός και παίρνει αρνητικό πρόσημο, συμβαδίζοντας με την οικονομική θεωρία:

$$NX = -483618.5002 * e \\ (0,00)$$

Επομένως η καλύτερη εξειδίκευση της εξίσωσης των καθαρών εξαγωγών είναι χωρίς τον σταθερό όρο.

* Στην συνέχεια εξετάζεται αν θα πρέπει να συμπεριληφθεί το εισόδημα (Y) ως ερμηνευτική μεταβλητή στην συνάρτηση επενδύσεων. Συνήθως η συνάρτηση επενδύσεων περιέχει μόνο τον σταθερό όρο, και το επιτόκιο ως ερμηνευτική μεταβλητή.

Η εκτίμηση του υποδείγματος με την μέθοδο 2SLS, και χωρίς την χρήση του εισοδήματος ως ερμηνευτική μεταβλητή στην συνάρτηση επενδύσεων, δίνει τη παρακάτω εκτιμημένη εξίσωση επενδύσεων:

$$I = 8033.49 + 42.73 * r \quad R^2 = 0,017 \\ (0,00) \quad (0,41)$$

Ο σταθερός όρος είναι στατιστικά σημαντικός, αλλά όχι και ο συντελεστής του επιτοκίου. Επιπλέον το πρόσημο του συντελεστή του επιτοκίου είναι θετικό, γεγονός που δεν συμβαδίζει με την οικονομική θεωρία.

Με την προσθήκη του εισοδήματος ως ερμηνευτική μεταβλητή των επενδύσεων, ο συντελεστής του επιτοκίου γίνεται στατιστικά σημαντικός και παίρνει αρνητικό πρόσημο συμβαδίζοντας, έτσι, με την οικονομική θεωρία:

$$I = 3716.58 - 219.34 * r + 0.23 * Y \quad R^2 = 0,752 \\ (0,00) \quad (0,00) \quad (0,00)$$

Επιπλέον παρατηρούμε ότι στην δεύτερη περίπτωση ο συντελεστής προσδιορισμού είναι πολύ μεγαλύτερος. Τελικά, η καλύτερη εξειδίκευση της συνάρτησης επενδύσεων είναι με την χρησιμοποίηση του εισοδήματος ως ερμηνευτική μεταβλητή.

* Σχετικά με την συνάρτηση κατανάλωσης, αν χρησιμοποιηθεί ως ερμηνευτική μεταβλητή το διαθέσιμο εισόδημα της τρέχουσας περιόδου η προσομοίωση των μακροοικονομικών μεγεθών που προκύπτει είναι ασταθής και αποκλίνουσα με ταλαντώσεις, με αποτέλεσμα οι προβλέψεις για τις ενδογενείς να μην

ανταποκρίνονται στις παρατηρούμενες τιμές τους. Αντίθετα, αν ως ερμηνευτική μεταβλητή χρησιμοποιηθεί το διαθέσιμο εισόδημα με υστέρηση, τότε οι τιμές των ενδογενών μεταβλητών προσομοιώνονται ικανοποιητικά. Μια τέτοια συνάρτηση κατανάλωσης έχει χρησιμοποιηθεί συχνά στην βιβλιογραφία, όπως για παράδειγμα σε ένα υπόδειγμα που ανέπτυξαν οι Pindyck και Rubinfeld [1991].

* Τέλος, είναι σημαντικό να αναφερθεί ότι ως επιτόκιο στην εκτίμηση του υποδείγματος, χρησιμοποιείται το ονομαστικό επιτόκιο. Αν χρησιμοποιηθεί το πραγματικό επιτόκιο τότε με την εκτίμηση του υποδείγματος με την μέθοδο 2SLS, η εξίσωση που περιγράφει την αγορά χρήματος είναι:

$$MP = 0.094 * Y + 12.498 * r \quad R^2 = 0,872$$

$$(0,00) \quad (0,39)$$

Παρατηρούμε ότι ο συντελεστής του επιτοκίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός, ενώ επιπλέον το πρόσημό του δεν συμβαδίζει με την οικονομική θεωρία.

Αντίθετα, αν χρησιμοποιηθεί το ονομαστικό επιτόκιο η εκτίμηση της εξίσωσης που περιγράφει την αγορά χρήματος είναι:

$$MP = 0.12 * Y - 62.31 * r \quad R^2 = 0,917$$

$$(0,00) \quad (0,00)$$

Μετά την επισήμανση αυτών των σημείων μπορούμε να προχωρήσουμε στην εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος.

Εκτίμηση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS)

Αρχικά γίνεται εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Η εκτιμημένες εξισώσεις που παρατίθενται παρακάτω είναι απαλλαγμένες από το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης ή, όπου αυτό κρίθηκε απαραίτητο, από την αυτοπαλίνδρομη υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα (ARCH).

Η εκτίμηση της συνάρτησης κατανάλωσης είναι:

$$CONS = - 4164 + 0.883 * Yd(-1)$$

Η εκτιμημένη εξίσωση επενδύσεων είναι η:

$$I = 2662.8571 - 176.5 r + 0.245 Y$$

Η εκτιμημένη εξίσωση των καθαρών εξαγωγών είναι η:

$$NX = - 465928.5 e$$

Η εκτιμημένη εξίσωση που προσδιορίζει την αγορά χρήματος είναι η:

$$mp = 0.122 Y - 57.3 r$$

Εκτίμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια (2SLS)

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, οι εκτιμημένες παράμετροι από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων χαρακτηρίζονται από το σφάλμα αλληλεξαρτήσεως, ήτοι δεν λαμβάνεται υπόψη κατά την εκτίμηση η συσχέτιση μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών και των διαταρακτικών όρων.

Στο υπόδειγμα Mundell-Fleming το οποίο εξετάζουμε υπάρχει εξάρτηση μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών και του διαταρακτικού όρου. Για παράδειγμα η κατανάλωση (Cons) και το εισόδημα (Y) είναι αλληλοεξαρτώμενες μεταβλητές (βλ. ταυτότητα 1). Επιπλέον το εισόδημα δεν αναμένεται να είναι ανεξάρτητο του διαταρακτικού όρου στην συνάρτηση κατανάλωσης καθώς όταν υπάρχει μια μεταβολή στον διαταρακτικό όρο τότε η συνάρτηση κατανάλωσης μετατοπίζεται, και αυτό επηρεάζει με την σειρά του το εισόδημα. Το ίδιο συμβαίνει και στην συνάρτηση επένδυσης. Μία μεταβολή του διαταρακτικού όρου στην εξίσωση επένδυσης θα μεταβάλλει τις επενδύσεις, η οποία με την σειρά της θα μεταβάλλει το εισόδημα, το οποίο όμως είναι ερμηνευτική μεταβλητή των επενδύσεων.

Αν δεν ληφθούν υπόψη στην ανάλυση αυτές οι αλληλεπιδράσεις, οι εκτιμημένες παράμετροι θα χαρακτηρίζονται από το σφάλμα αλληλεξάρτησης. Για αυτό κρίνεται απαραίτητο κατά την εκτίμηση του υποδείγματος Mundell-Fleming, να χρησιμοποιηθούν μέθοδοι που λαμβάνουν υπόψη την αλληλεξάρτηση μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών και των διαταρακτικών όρων. Η πρώτη μέθοδος που θα χρησιμοποιήσουμε για αυτό το σκοπό είναι η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια (2SLS). Για αυτή τη μέθοδο επειδή είναι η πιο διαδεδομένη κατά την εκτίμηση των παραμέτρων των υποδειγμάτων, θα χρησιμοποιήσουμε όλους τους ελέγχους που αναφέρθηκαν στο προηγούμενο κεφάλαιο εκτός από τον έλεγχο

αυτοσυσχέτισης ο οποίος θα πραγματοποιηθεί κατά την εκτίμηση του υποδείγματος με την χρήση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια με αυτοσυσχέτιση (2SLS/AR).

Ακολουθούν οι εκτιμήσεις των εξισώσεων του υποδείγματος καθώς και τα σχόλια για τους διαγνωστικούς ελέγχους που πραγματοποιήθηκαν:

Συνάρτηση κατανάλωσης

$$\text{CONS} = - 5080 + 0.875 * Yd(-1) \quad R^2 = 0,932$$

(0,00) (0,00)

Για τον εντοπισμό πιθανής δυναμικής εξειδίκευσης στην εξίσωση κατανάλωσης εξετάσαμε αν ήταν σωστή η επιλογή να παραλειφθεί το διαθέσιμο εισόδημα στην τρέχουσα περίοδο. Με την χρήση του ελέγχου Ramsey RESET δεν απορρίπτουμε την H_0 και επομένως σωστά δεν συμπεριλήφθηκε στην εξίσωση το διαθέσιμο εισόδημα στην τρέχουσα περίοδο.

Όσον αφορά την ισοδυναμία των συντελεστών, αυτοί αρχίζουν να διαφοροποιούνται στατιστικά σημαντικά το 1993.

Τέλος με την χρήση του ελέγχου Jarque-Bera δεν απορρίπτεται η H_0 και επομένως τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Συνάρτηση επενδύσεων

$$I = 3847 - 211.42 r + 0.226 Y \quad R^2 = 0,673$$

(0,00) (0,00) (0,00)

Πραγματοποιώντας τον έλεγχο για πιθανή δυναμική εξειδίκευση στην εξίσωση επενδύσεων, παρατηρούμε ότι η προσθήκη του επιτοκίου με υστέρηση είναι επιθυμητή. Το γεγονός αυτό καταδεικνύει ότι ως ερμηνευτική μεταβλητή ίσως να έπρεπε να χρησιμοποιηθεί η διαφορά του επιτοκίου από το ένα έτος στο άλλο. Όσον αφορά την προσθήκη του εισοδήματος με υστέρηση κρίνεται ότι σωστά δεν συμπεριλήφθηκε στην εξίσωση των επενδύσεων.

Η ισοδυναμία των συντελεστών ισχύει σε όλη την εξεταζόμενη περίοδο για την συνάρτηση επενδύσεων.

Ο έλεγχος κανονικότητας Jarque-Bera για τα κατάλοιπα, δείχνει ότι τα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή. Αυτό αποτελεί ένδειξη αυτοσυσχέτισης του διαταρακτικού όρου, πρόβλημα το οποίο θα αντιμετωπιστεί στην εκτίμηση του υποδείγματος με την 2SLS/AR.

Συνάρτηση καθαρών εξαγωγών

$$NX = - 483618.5002 e \quad R^2 = 0,02$$

(0,00)

Για τον εντοπισμό πιθανού σφάλματος εξειδίκευσης στην εξίσωση των καθαρών εξαγωγών εξετάστηκε αν ήταν σωστή η παράλειψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας με υστέρηση. Με την χρήση του Ramsey RESET test η H_0 δεν απορρίπτεται και επομένως σωστά δεν συμπεριλήφθηκε στην εξίσωση η συναλλαγματική ισοτιμία με υστέρηση.

Η ισοδυναμία των συντελεστών φαίνεται να αναιρείται μετά το 1997, ενώ ο διαταρακτικός όρος δεν ακολουθεί την κανονική κατανομή γεγονός που αποτελεί ένδειξη για πιθανή αυτοσυσχέτισή του.

Συνάρτηση αγοράς χρήματος

$$MP = 0.124648 Y - 65.244 r \quad R^2 = 0,936$$

(0,00) (0,00)

Στην εξίσωση υπάρχει σφάλμα εξειδίκευσης, αλλά δεν προσδιορίζεται αν το εισόδημα ή το επιτόκιο με υστέρηση θα μπορούσαν να συμπεριληφθούν στην εξίσωση.

Η ισοδυναμία των συντελεστών σταματάει το 1997. Τέλος τα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή, υποδεικνύοντας πιθανή αυτοσυσχέτιση του διαταρακτικού όρου, η οποία θα διορθωθεί κατά την εκτίμηση του υποδείγματος με την μέθοδο 2SLS/AR.

Το γεγονός ότι οι εκτιμημένες παράμετροι όλων των εξισώσεων πλην της εξίσωσης επενδύσεων, διαφοροποιούνται σημαντικά στην δεκαετία του 1990, αποτελεί ένδειξη ότι ισχύει η κριτική του Lucas και πιθανώς το υπόδειγμα να μην είναι κατάλληλο για προβλέψεις και προσομοίωση της οικονομικής πολιτικής για την περίοδο μετά τα μέσα της δεκαετίας του 1990.

Εκτίμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια με αυτοσυσχέτιση (2SLS/AR)

Με αυτή τη μέθοδο εκτίμησης ακολουθούνται τα δύο βήματα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, και στην συνέχεια οι εξισώσεις ελέγχονται για αυτοσυσχέτιση και διορθώνονται αν αυτό κρίνεται απαραίτητο.

Συνάρτηση Κατανάλωσης

$$\text{CONS} = -4976.6 + 0.835 * Yd(-1) \quad R^2 = 0,910$$

(0,00) (0,00)

Η αρχική εκτίμηση είχε πρόβλημα αυτοσυσχέτισης. Χρησιμοποιώντας την μέθοδο του Durbin για την απαλοιφή της προέκυψε μια εξίσωση στην οποία η οριακή ροπή προς κατανάλωση δεν ανταποκρινόταν στην οικονομική θεωρία. Στην συνέχεια έγινε έλεγχος για αποτέλεσμα ARCH στον οποίο απορρίφθηκε η H_0 και η εξίσωση εκτιμήθηκε τελικά με την χρήση της γενικευμένης αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκης ετεροσκεδαστικότητας (GARCH 1,1).

Εξίσωση επενδύσεων

$$I = 6107.7441 - 168.61 r + 0.15399 Y$$

Η εξίσωση παλινδρόμησης που εκτιμήθηκε αρχικά είχε πρόβλημα αυτοσυσχέτισης. Για την διόρθωση του προβλήματος χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος του Durbin.

Εξίσωση καθαρών εξαγωγών

$$NX = - 483491.0754 e$$

(0,00)

Η αρχική εκτίμηση της εξίσωσης χαρακτηριζόταν από πρόβλημα αυτοσυσχέτισης του διαταρακτικού όρου και χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος του Durbin για την διόρθωσή της. Επειδή όμως η εκτίμηση του συντελεστή αυτοσυσχέτισης ρ ήταν μεγαλύτερη της μονάδος, προτιμήθηκε να διερευνηθεί η εξίσωση για πιθανό αποτέλεσμα ARCH. Η ύπαρξη αποτελέσματος ARCH μας οδήγησε στην τελική εκτίμηση της εξίσωσης με την χρήση της προσέγγισης της γενικευμένης αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκης ετεροσκεδαστικότητας (GARCH 1,1).

Εξίσωση Αγοράς Χρήματος

$$MP = 0.1246481255 Y - 65.24392527 r \quad R^2 = 0,936$$

(0,00)

(0,00)

Στην πρώτη εκτίμηση της εξίσωσης υπήρχε το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης του διαταρακτικού όρου και την διόρθωσή της χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος του Durbin. Όμως επειδή και εδώ η εκτίμηση του συντελεστή αυτοσυσχέτισης ρ είναι μεγαλύτερη της μονάδος, διευρενήθηκε μήπως το πραγματικό πρόβλημα της εξίσωσης ήταν το αποτέλεσμα ARCH. Στον έλεγχο που έγινε δεν υπήρχαν ενδείξεις για την απόρριψη της H_0 και επομένως δεν υπήρχε αποτέλεσμα ARCH.

Εκτίμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε τρία στάδια (3SLS)

Οι εκτιμημένες εξισώσεις συμπεριφοράς που προκύπτουν με την χρήση της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε τρία στάδια δίνονται παρακάτω. Ως βοηθητικές μεταβλητές χρησιμοποιήθηκαν όλες οι προκαθορισμένες μεταβλητές, όπως αυτές εμφανίζονται στις εξισώσεις μειωμένης μορφής.

Εξίσωση κατανάλωσης

$$CONS = -1074.52 + 0.759 Yd(-1) \quad R^2 = 0,926$$

(0,2572) (0,00)

Εξίσωση επενδύσεων

$$I = 2903.57 - 197.27 r + 0.245 Y \quad R^2 = 0,739$$

(0,00) (0,00) (0,00)

Εξίσωση καθαρών εξαγωγών

$$NX = - 494562.5743 * E \quad R^2 = 0,038$$

(0,00)

Εξίσωση αγοράς χρήματος

$$MP = 0.1163773762 * Y - 49.84465012 * R \quad R^2 = 0,914$$

(0,00) (0,00)

Εκτίμηση με την μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης (FIML)

Το εκτιμημένο υπόδειγμα που προκύπτει από την μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης παρουσιάζεται παρακάτω:

Εξίσωση κατανάλωσης

$$CONS = - 658.569 + 0.743 Yd(-1) \quad R^2 = 0,922$$

(0,73) (0,00)

Εξίσωση επενδύσεων

$$I = 3116.764 - 164.069 r + 0.226 Y \quad R^2 = 0,729$$

(0,08) (0,02) (0,00)

Εξίσωση καθαρών εξαγωγών

$$NX = - 494559.148 e \quad R^2 = 0,038$$

(0,00)

Εξίσωση αγοράς χρήματος

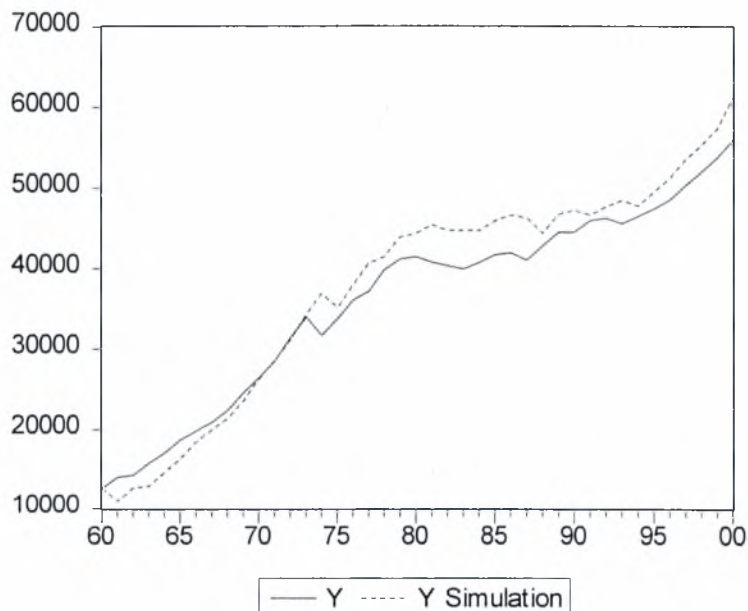
$$MP = 0.115 Y - 48.313 r \quad R^2 = 0,913$$

(0,00) (0,00)

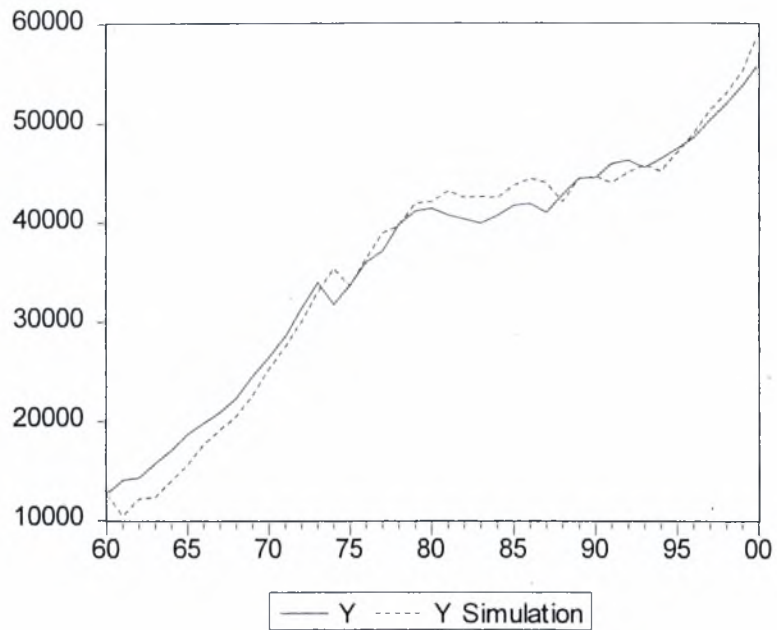
Επίλυση των συστημάτων και προσομοίωση

Σε αυτή την ενότητα τα συστήματα των εκτιμημένων διαρθρωτικών εξισώσεων που προέκυψαν από τις πέντε μεθόδους εκτίμησης που χρησιμοποιήθηκαν, επιλύονται με την μέθοδο Gauss-Seidel. Η προσομοίωση των ενδογενών μεταβλητών που προκύπτει από αυτή τη διαδικασία δείχνει και την ικανότητα του υποδείγματος για την διενέργεια προβλέψεων όσον αφορά τις μελλοντικές τιμές των ενδογενών μεταβλητών, καθώς και για την προσομοίωση οικονομικής πολιτικής και για την ανάλυση αυτής. Ακολουθεί η σχηματική προσομοίωση του συνολικού εισοδήματος της ελληνικής οικονομίας όπως προκύπτει από τις εκτιμημένες διαρθρωτικές εξισώσεις. Σημειώνεται ότι η προσομοίωση που ακολουθείται εδώ είναι στατική, ήτοι στην συνάρτηση κατανάλωσης, όπου το εισόδημα (ενδογενής μεταβλητή) παρουσιάζεται με χρονική υστέρηση, χρησιμοποιούνται οι παρατηρούμενες τιμές του και όχι αυτές που προέκυψαν από την λύση του συστήματος.

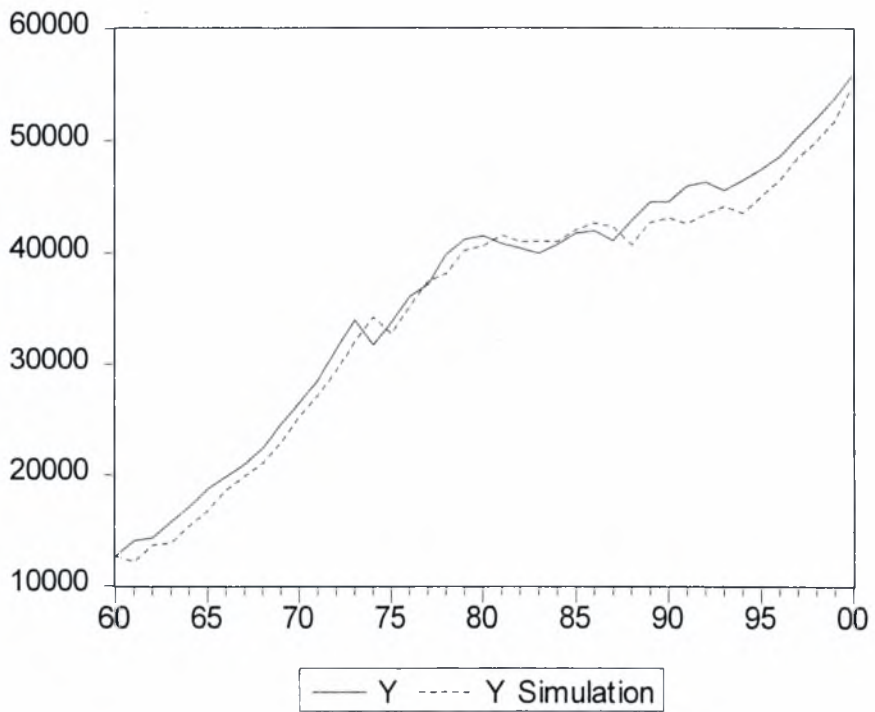
Μέθοδος OLS



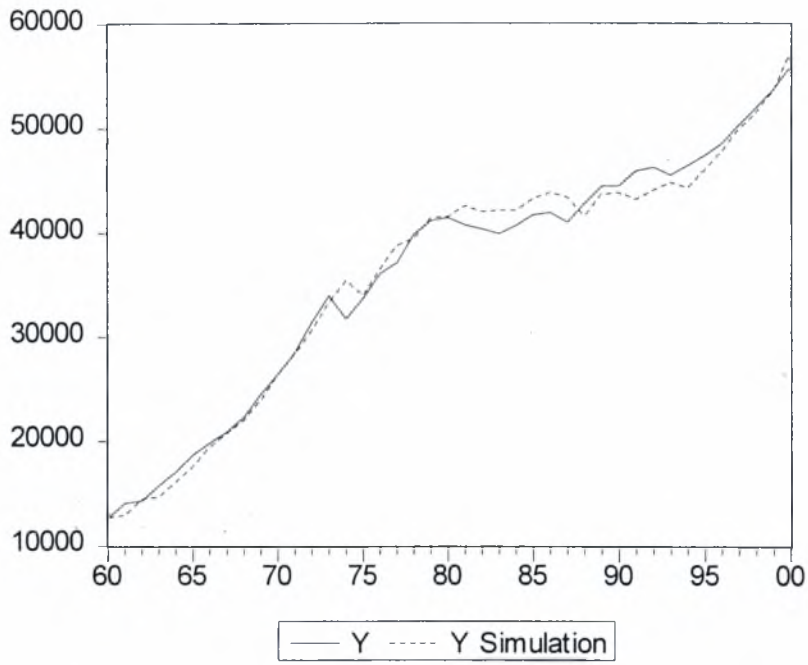
Μέθοδος 2SLS



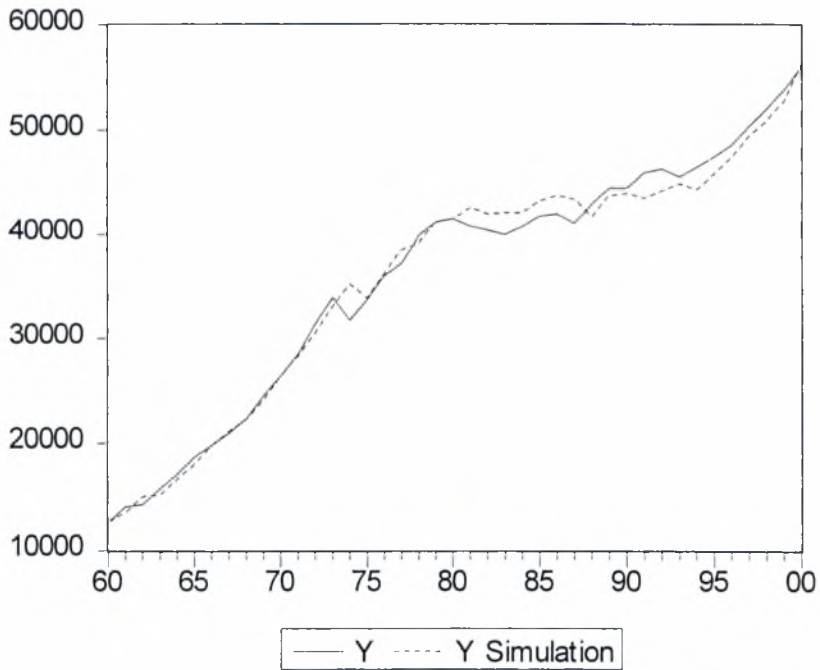
Μέθοδος 2SLS/AR



Μέθοδος 3SLS



Μέθοδος FIML



Σύγκριση των μεθόδων εκτίμησης

Εξετάζοντας τα διαγράμματα της προσομοίωσης για το συνολικό εισόδημα δεν είναι δυνατό να επιλέξουμε την μέθοδο εκείνη που δίνει τις καλύτερες προβλέψεις για την διαχρονική πορεία του εισοδήματος. Για αυτό κρίνεται απαραίτητος ο υπολογισμός των μέτρων ακρίβειας, που θα βοηθήσει στην διαδικασία επιλογής της βέλτιστης μεθόδου εκτίμησης για τις παραμέτρους του υποδείγματος. Τα μέτρα ακρίβειας RMSE, MAE, MAPE και Theil's U statistic, για όλες τις μεθόδους εκτίμησης, εμφανίζονται στον παρακάτω πίνακα.

Μέθοδος Εκτίμησης	RMSE	MAE	MAPE	Theil
OLS	2891,66	2462,55	0,0726	0,037
2SLS	1898.23	1573.70	0.0574714	0.0249349
2SLS/AR	1672.60	1485.46	0.0463749	0.0223948
3SLS	1329.46	1024.13	0.0296687	0.0175361
FIML	1259.51	966.453	0.0264595	0.0166452

Η μέθοδος που δίνει τα μικρότερα μέτρα ακρίβειας και επομένως ελαχιστοποιεί το σφάλμα πρόβλεψης είναι η μέθοδος μεγίστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης.

Σχολιασμός αποτελεσμάτων

Σύμφωνα με την σύγκριση των μέτρων ακρίβειας που προηγήθηκε, οι καλύτερες εκτιμήσεις των παραμέτρων του υποδείγματος Mundell-Fleming για την ελληνική οικονομία δίνονται από την μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης (FIML). Επομένως το τελικό εκτιμημένο υπόδειγμα είναι:

$$\text{CONS} = - 658.569 + 0.743 Yd(-1) \quad R_{adj}^2 = 0,920$$

$$(0,73) \quad (0,00)$$

$$I = 3116.764 - 164.069 r + 0.226 Y \quad R_{adj}^2 = 0,715$$

$$(0,08) \quad (0,02) \quad (0,00)$$

$$NX = - 494559.148 e \quad R_{adj}^2 = 0,038$$

$$(0,00)$$

$$MP = 0.115 Y - 48.313 r \quad R_{adj}^2 = 0,911$$

$$(0,00) \quad (0,00)$$

Ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού της εξίσωσης κατανάλωσης είναι 0,920, δηλαδή το διαθέσιμο εισόδημα με υστέρηση ερμηνεύει το 92% της συμπεριφοράς της κατανάλωσης. Ο σταθερός όρος είναι στατιστικά ασήμαντος σε κάθε επίπεδο σημαντικότητας, ενώ ο συντελεστής του διαθέσιμου εισοδήματος είναι στατιστικά σημαντικός. Ο σταθερός όρος είναι αρνητικός και με βάση την οικονομική θεωρία αντιπροσωπεύει την αυτόνομη κατανάλωση, ήτοι την κατανάλωση όταν το διαθέσιμο εισόδημα της προηγούμενης περιόδου ήταν μηδέν. Αυτό δεν φαίνεται να έχει κάποια οικονομική ερμηνεία παρόλα αυτά υπάρχει μία λογική εξήγηση. Ο Κέυνς υποθέτοντας ότι η αυτόνομη κατανάλωση είναι θετική προσδιόρισε μια φθίνουσα μέση ροπή κατανάλωσης (Average Propensity to Consume):

$$APC = \frac{Cons}{Y} = \frac{a}{Y} + c$$

Πιο συγκεκριμένα αν $a > 0$, καθώς το εισόδημα στην οικονομία αυξάνεται με την πάροδο του χρόνου, τα νοικοκυριά θα καταναλώνουν ολοένα και μικρότερο μέρος των εισοδημάτων τους. Οι κείνσιανοί οικονομολόγοι πίστευαν ότι αυτή η χαμηλή κατανάλωση θα οδηγούσε σε ανεπαρκή ζήτηση για αγαθά και υπηρεσίες, πτώση των επενδύσεων και τελικά την οικονομία σε ύφεση. Προβλεπόταν δηλαδή ότι η οικονομία θα γνώριζε μια κατάσταση *χρόνιας στασιμότητας* (secular stagnation)- μια μακρά ύφεση απροσδιόριστης διάρκειας- εκτός αν η πολιτεία χρησιμοποιούσε

επεκτατική δημοσιονομική πολιτική για να απορροφήσει την υπερβάλλουσα προσφορά αποταμιευτικών κεφαλαίων και να επεκτείνει τελικά την συναθροιστική ζήτηση. Εμπειρικές έρευνες σε μεταγενέστερα χρόνια έδειξαν ότι η μέση ροπή προς κατανάλωση ήταν αξιοσημείωτα σταθερή σε μακρά χρονικά διαστήματα. Στο υπόδειγμα που εξετάζουμε αφού ισχύει $\alpha < 0$ παρατηρούμε ότι αυξάνεται η μέση ροπή προς κατανάλωση και δεν υπάρχει το πρόβλημα της *χρόνιας στασιμότητας*.

Η οριακή ροπή προς κατανάλωση ανταποκρίνεται στην συνάρτηση κατανάλωσης του Κέϋνς, καθώς είναι θετική και μεγαλύτερη της μονάδος. Σύμφωνα με την εκτίμηση στην περίπτωση που το διαθέσιμο εισόδημα της προηγούμενης περιόδου ήταν αυξημένο κατά 1 δις δραχμές τότε η τρέχουσα κατανάλωση θα αυξηθεί κατά 743 εκ. δραχμές.

Συνεχίζοντας με την διαρθρωτική εξίσωση των επενδύσεων, ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού δείχνει ότι το 71,5% της συμπεριφοράς των ιδιωτικών επενδύσεων προσδιορίζεται από το επιτόκιο και από το εισόδημα. Ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05$, ενώ οι συντελεστές του επιτοκίου και του εισοδήματος είναι στατιστικά σημαντικοί.

Τα πρόσημα όλων των συντελεστών συμβαδίζουν με την οικονομική θεωρία. Ο σταθερός όρος δείχνει την μέση ποσότητα των επενδύσεων (3847 δις δρχ.) στην περίπτωση που τόσο το επιτόκιο όσο και το εισόδημα της οικονομίας ήταν μηδενικά. Ο συντελεστής του επιτοκίου είναι αρνητικός, καθώς το επιτόκιο είναι το κόστος δανεισμού για τη χρηματοδότηση των επενδυτικών προγραμμάτων και μία άνοδος του μειώνει τις επενδύσεις. Εδώ μία άνοδος του διεθνούς επιτοκίου κατά 1% οδηγεί σε μείωση των επενδύσεων κατά 164 δις δρχ. Ο συντελεστής του εισοδήματος είναι θετικός αντικατοπτρίζοντας το γεγονός ότι μια αύξηση του εισοδήματος βελτιώνει το επενδυτικό κλίμα στην οικονομία ενώ δημιουργεί παράλληλα μεγαλύτερη ροή κεφαλαίων μέρος των οποίων χρηματοδοτεί τις επενδύσεις. Πιο συγκεκριμένα μια αύξηση του συνολικού εισοδήματος κατά 1 δις δρχ. εκτιμάται ότι αυξάνει την ιδιωτικές επενδύσεις κατά 226 εκ. δρχ.

Στην διαρθρωτική εξίσωση των καθαρών εξαγωγών ο συντελεστής της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι στατιστικά σημαντικός σε κάθε επίπεδο σημαντικότητας. Επιπλέον, το πρόσημο του συντελεστή είναι αρνητικό, επιβεβαιώνοντας την θεωρία ότι οι καθαρές εξαγωγές συνδέονται αρνητικά με την

συναλλαγματική ισοτιμία, καθώς μια αύξηση της τελευταίας (ξένο νόμισμα / εγχώριο νόμισμα) καθιστά τα εγχώρια προϊόντα λιγότερο ανταγωνιστικά στην διεθνή αγορά.

Στην καμπύλη που περιγράφει την αγορά χρήματος ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού είναι 0,911 υποδεικνύονται ότι το 91,1% της συμπεριφοράς της πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων, ερμηνεύεται από το επιτόκιο και από το εισόδημα. Τα πρόσημα των συντελεστών επαληθεύουν την θεωρία προτίμησης της ρευστότητας. Η ζήτηση για πραγματικά χρηματικά διαθέσιμα συνδέεται αρνητικά με το επιτόκιο, το οποίο εδώ ισούται με το διεθνές επιτόκιο. Πιο συγκεκριμένα το επιτόκιο αποτελεί το κόστος διακράτησης χρήματος, έτσι ένα υψηλότερο επιτόκιο μειώνει την ζητούμενη ποσότητα πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων. Στο υπόδειγμα που εκτιμήσαμε μία αύξηση του επιτοκίου κατά 1% οδηγεί σε μείωση της ζήτησης για πραγματικά χρηματικά διαθέσιμα κατά 48,3 δις δραχμές. Αντίθετα το εισόδημα συνδέεται θετικά με την ζητούμενη ποσότητα πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων, καθώς μια αύξηση του εισοδήματος οδηγεί σε αύξηση της δαπάνης και των συναλλαγών που απαιτούν την χρήση του χρήματος. Μια αύξηση του εισοδήματος κατά ένα δις δραχμές στην ελληνική οικονομία οδηγεί σε αύξηση της ζήτησης πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων κατά 115 εκ. δραχμές.

Πολλαπλασιαστές Οικονομικής Πολιτικής

Οι πολλαπλασιαστές των μεταβλητών της οικονομικής πολιτικής, μπορούν να υπολογιστούν με την χρήση των σχέσεων (12) έως (15).

Ο πολλαπλασιαστής δημοσίων δαπανών είναι:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta G} = \frac{1}{1 - \rho + d \frac{q}{m}} = 0,859$$

Η τιμή του πολλαπλασιαστή των δημοσίων δαπανών είναι 0,859. Αυτό σημαίνει ότι αν αυξηθούν οι δημόσιες δαπάνες κατά 1 δις δραχμές, το επίπεδο ισορροπίας του εισοδήματος θα αυξηθεί κατά 859 εκ. δραχμές. Το πρόσημο του πολλαπλασιαστή που εκτιμήσαμε συμβαδίζει με την οικονομική θεωρία.

Ο πολλαπλασιαστής φορολογίας είναι:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta T_{t-1}} = -\frac{b}{1 - \rho + d \frac{q}{m}} = -0,638$$

Ο πολλαπλασιαστής φόρων είναι $-0,638$. Με λόγια, μια αύξηση των φορολογικών εσόδων κατά 1 δις δραχμές, οδηγεί σε μείωση της συνολικής ζήτησως (δηλαδή το επίπεδο ισορροπίας του εισοδήματος) κατά 638 εκ. δραχμές. Το αρνητικό πρόσημο του πολλαπλασιαστή αυτού δείχνει ότι μια αύξηση των φόρων μειώνει το διαθέσιμο εισόδημα και συνεπώς την κατανάλωση και κατ' επέκταση και τη συνολική ζήτηση, συμβαδίζοντας έτσι με την οικονομική θεωρία.

Ο πολλαπλασιαστής χρήματος είναι:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta \bar{M}/\bar{P}} = \frac{1}{[1 - \rho] \frac{m}{d} + q} = 2,915$$

Η τιμή του πολλαπλασιαστή του χρήματος είναι 2,915. Αυτό σημαίνει ότι αν αυξηθεί η προσφορά χρήματος κατά 1 δις δραχμές, το επίπεδο ισορροπίας του εισοδήματος θα αυξηθεί κατά 2,915 εκ. δραχμές. Το πρόσημο αυτό επίσης συμβαδίζει με την οικονομική θεωρία.

Για να αναλυθούν και να προσδιοριστούν με μεγαλύτερη λεπτομέρεια η πολλαπλασιαστές της οικονομικής πολιτικής πρέπει να οριστεί το διεθνές νομισματικό σύστημα στο οποίο είναι ενταγμένη η Ελλάδα. Στην πλειοψηφία των ετών της περιόδου μεταξύ 1960-2000, η Ελλάδα συμμετείχε σε ένα σύστημα κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών, με εξαίρεση την περίοδο 1960-1971 όταν η Ελλάδα ήταν ενταγμένη στο σύστημα Bretton Woods⁶. Στην ανάλυση που ακολουθεί γίνεται η υπόθεση ότι η Ελλάδα συμμετείχε σε ένα διεθνές σύστημα κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών (floating exchange rates).

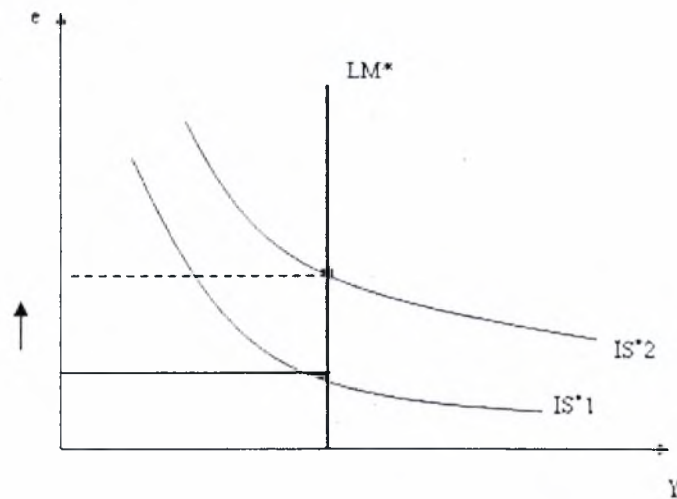
Παρατηρούμε ότι η νομισματική πολιτική είναι πιο αποτελεσματική από την δημοσιονομική πολιτική. Δηλαδή ισχύει:

⁶ Το σύστημα Bretton Woods προέβλεπε σταθερές ισοτιμίες έναντι του αμερικανικού δολαρίου και αμετάβλητη τιμή του χρυσού σε δολάρια, στα 35 δολάρια η ουγκιά. Η ισοτιμία δραχμής – δολαρίου που είχε οριστεί, ήταν 0,0333 δολάρια / δραχμή.

$$\frac{\Delta Y}{\Delta G} < \frac{\Delta Y}{\Delta M}$$

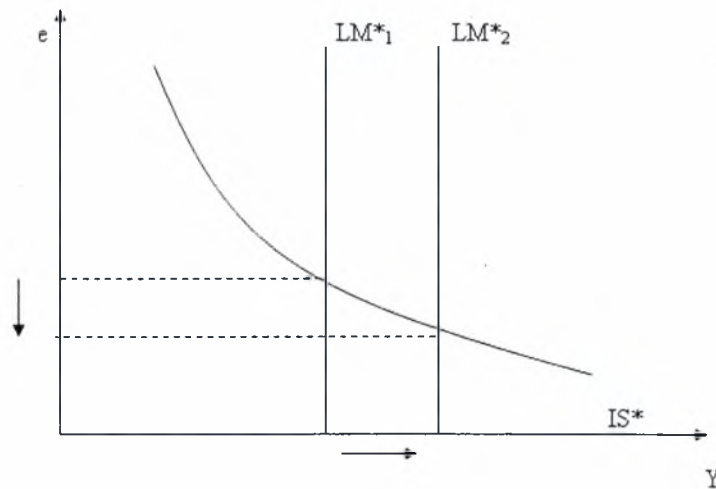
Αυτό το αποτέλεσμα είναι αναμενόμενο με βάση το υπόδειγμα Mundell-Fleming που χρησιμοποιήθηκε.

Πιο συγκεκριμένα η επεκτατική δημοσιονομική πολιτική από την πλευρά του δημοσίου αυξάνει την προγραμματισμένη δαπάνη και μετατοπίζει την καμπύλη IS* προς τα δεξιά.



Η δημοσιονομική επέκταση στην μικρή ανοικτή οικονομία δεν επηρεάζει το εισόδημα, σε αντίθεση με ότι συμβαίνει σε μια κλειστή οικονομία. Σε μια κλειστή οικονομία όταν αυξάνεται το εισόδημα ανέρχεται το επιτόκιο επειδή το υψηλότερο εισόδημα αυξάνει την ζήτηση χρήματος. Αυτό όμως δεν είναι δυνατό σε μια μικρή ανοικτή οικονομία καθώς μόλις το εγχώριο επιτόκιο εκδηλώσει την τάση να ανέβει πάνω από το διεθνές επιτόκιο, θα αρχίσει η εισροή κεφαλαίων από το εξωτερικό. Η εισροή αυτή κεφαλαίων αυξάνει την ζήτηση για το εγχώριο νόμισμα στην αγορά ξένου συναλλάγματος και έτσι θα προκαλέσει την ανατίμηση της αξίας του. Η ανατίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχωρίου νομίσματος καθιστά τα εγχώρια αγαθά ακριβότερα σε σύγκριση με τα ξένα, γεγονός που οδηγεί σε μείωση των καθαρών εξαγωγών. Η μείωση των καθαρών εξαγωγών αντισταθμίζει την επίδραση της επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής στο εισόδημα.

Η επεκτατική νομισματική πολιτική μέσω της αύξησης της προσφοράς χρήματος και με το επίπεδο των τιμών να παραμένει σταθερό, οδηγεί σε αύξηση των πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων. Η αύξηση στα πραγματικά χρηματικά διαθέσιμα μετατοπίζει την καμπύλη LM^* προς τα δεξιά.



Η νομισματική επέκταση σε μια μικρή ανοικτή, οικονομία αυξάνει το εισόδημα και μειώνει την συναλλαγματική ισοτιμία. Ο τρόπος όμως που γίνεται αυτή η επιρροή στο εισόδημα διαφέρει από τον μηχανισμό που λειτουργεί σε μια κλειστή οικονομία. Σε μια κλειστή οικονομία η αύξηση της προσφοράς χρήματος αυξάνει τις δαπάνες, επειδή μειώνει το επιτόκιο και ενθαρρύνει τις επενδύσεις. Όμως σε μια μικρή ανοικτή οικονομία, το επιτόκιο καθορίζεται από το διεθνές επιτόκιο. Μόλις μια αύξηση της προσφοράς χρήματος αυξήσει πίεση στο εγχώριο επιτόκιο, το κεφάλαιο θα αρχίσει να φεύγει από την εγχώρια οικονομία, καθώς οι επενδυτές θα αναζητούν σε άλλες αγορές υψηλότερες αποδόσεις. Η φυγή αυτή του κεφαλαίου αποτρέπει την πτώση του εγχώριου επιτοκίου. Επιπλέον, επειδή η φυγή κεφαλαίων αυξάνει την προσφορά εγχώριου νομίσματος στην αγορά ξένου συναλλάγματος, η τιμή συναλλάγματος μειώνεται. Η μείωση της τιμής συναλλάγματος κάνει φθηνότερα τα εγχώρια αγαθά σε σύγκριση με τα ξένα, ενθαρρύνοντας έτσι την αύξηση των καθαρών εξαγωγών. Συμπερασματικά, σε μια μικρή ανοικτή οικονομία, η νομισματική πολιτική επηρεάζει το εισόδημα, μεταβάλλοντας μάλλον την τιμή συναλλάγματος παρά το επιτόκιο.

Μια άλλη παρατήρηση είναι ότι η απόλυτη τιμή του πολλαπλασιαστή των φόρων είναι μικρότερη εκείνης των πολλαπλασιαστών των δημοσίων δαπανών. Δηλαδή ισχύει:

$$\left| \frac{\Delta Y}{\Delta G} \right| > \left| \frac{\Delta Y}{\Delta T_{t-1}} \right|$$

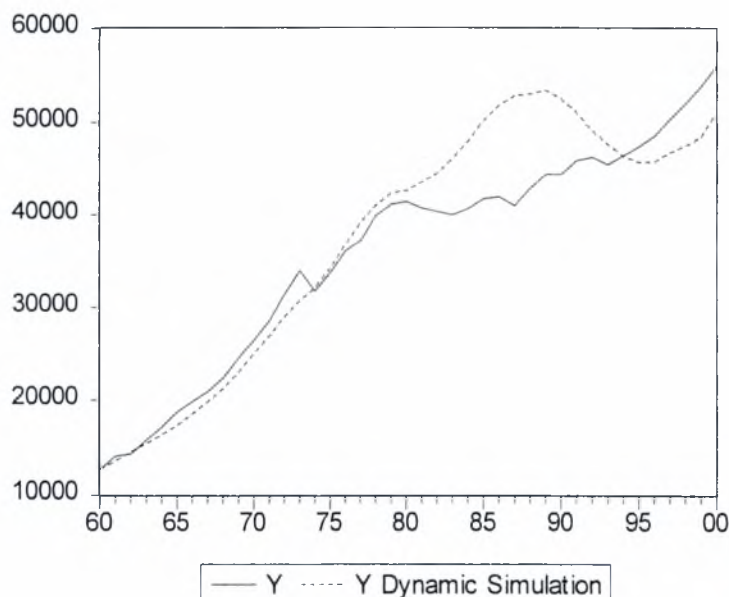
Αυτό είναι κάτι που ισχύει συχνά στην πραγματικότητα, αν και στην περίπτωση που εξετάζουμε πρέπει να λάβουμε υπόψη το γεγονός ότι αναλύουμε την επίδραση της φορολογικής πολιτικής μετά από ένα χρόνο, οπότε και η επίδραση στο επίπεδο ισορροπίας του εισοδήματος έχει μειωθεί. Η διαφορά αυτή πάντως σημαίνει ότι η αύξηση του εισοδήματος σε δεδομένη μείωση των φόρων είναι μικρότερη από την αύξηση του εισοδήματος που προκύπτει από ισόποση αύξηση των δημοσίων δαπανών. Το συμπέρασμα αυτό είναι εξαιρετικά χρήσιμο και πάνω σε αυτό στηρίζονται οι παρακάτω παρατηρήσεις:

- *Ο πληθωρισμός δεν μπορεί να αποφευχθεί εάν κάθε δημόσια δαπάνη ισοσκελίζεται από μια ισόποση αύξηση των φόρων. Εφόσον ο πολλαπλασιαστής των δημοσίων δαπανών είναι μεγαλύτερος από τον πολλαπλασιαστή των φόρων, κάθε αύξηση της δημόσιας δαπάνης, ακόμη και αν ισοσκελίζεται από μια ίση αύξηση των φόρων, αυξάνει τη συνολική δαπάνη και επομένως είναι πληθωριστική.*
- *Δεν είναι απαραίτητο ο δημόσιος προϋπολογισμός να είναι πάντοτε ελλειμματικός για να έχει αυξητική επίδραση επί του επιπέδου του εθνικού εισοδήματος. Με βάση τους πολλαπλασιαστές φορολογίας και δημοσίων δαπανών ένας ισοσκελισμένος προϋπολογισμός έχει επίσης αυξητική επίδραση επί του επιπέδου του εθνικού εισοδήματος.*
- *Εάν σκοπός της κυβερνητικής πολιτικής είναι ο προϋπολογισμός να μην έχει καμία επίδραση επί του επιπέδου του εθνικού εισοδήματος (neutral government budget), η αύξηση στους φόρους πρέπει να υπερβαίνει την αύξηση στις δημόσιες δαπάνες κατά ένα ορισμένο ποσό. Αποδεικνύεται ότι όσο μικρότερη είναι η οριακή ροπή για κατανάλωση τόσο μεγαλύτερη πρέπει να είναι μία αύξηση των φόρων για να*

εξουδετερώνει την αύξηση των δημοσίων δαπανών σε ένα ουδέτερο προϋπολογισμό.

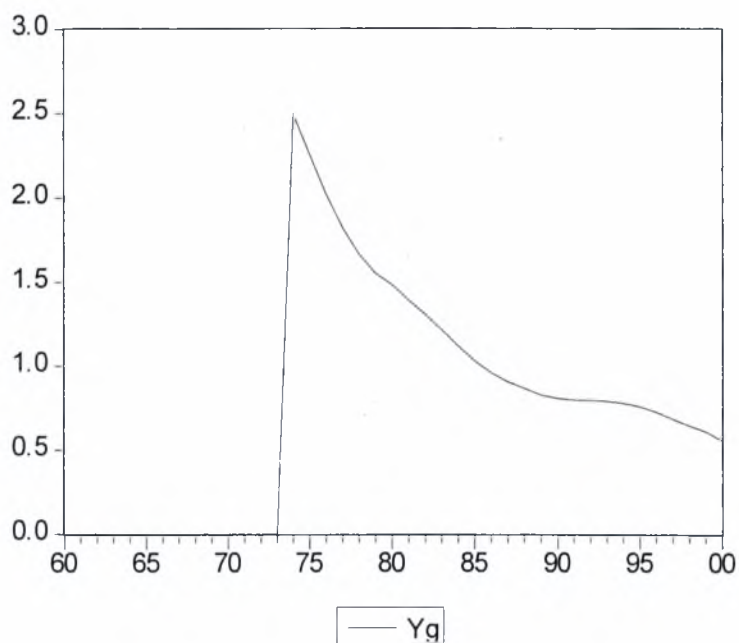
Με την βοήθεια της δυναμικής προσομοίωσης, χρησιμοποιώντας την μέθοδο Gauss-Seidel, είναι δυνατόν να προσδιοριστούν οι δυναμικοί πολλαπλασιαστές, ήτοι οι σχέσεις της μακροχρόνια επιρροής στις ενδογενείς μεταβλητές από μια παροδική διατάραξη σε κάποια μεταβλητή οικονομικής πολιτικής. Εδώ χρησιμοποιείται δυναμική προσομοίωση καθώς στην θέση των ενδογενών μεταβλητών με υστέρηση που βρίσκονται στο δεξιό μέλος των διαρθρωτικών εξισώσεων χρησιμοποιούνται οι τιμές που προκύπτουν από την λύση του υποδείγματος. Πιο συγκεκριμένα, αρχικά υπολογίζονται οι προσομοιωμένες τιμές των ενδογενών μεταβλητών του υποδείγματος και στην συνέχεια έχοντας διαταράξει παροδικά μία εξωγενή μεταβλητή υπολογίζονται οι νέες προσομοιωμένες τιμές των ενδογενών μεταβλητών. Ο δυναμικός πολλαπλασιαστής παρουσιάζεται ως ποσοστιαία μεταβολή $\left(\left(\frac{(Y^e - Y^s) * 100}{Y^s} \right) \right)$, όπου Y^s προσομοιωμένες τιμές μετά την διατάραξη των μεταβλητών της οικονομικής πολιτικής.

Η δυναμική προσομοίωση που προκύπτει από το υπόδειγμα για τα έτη 1960-2000 παρουσιάζεται σχηματικά παρακάτω:



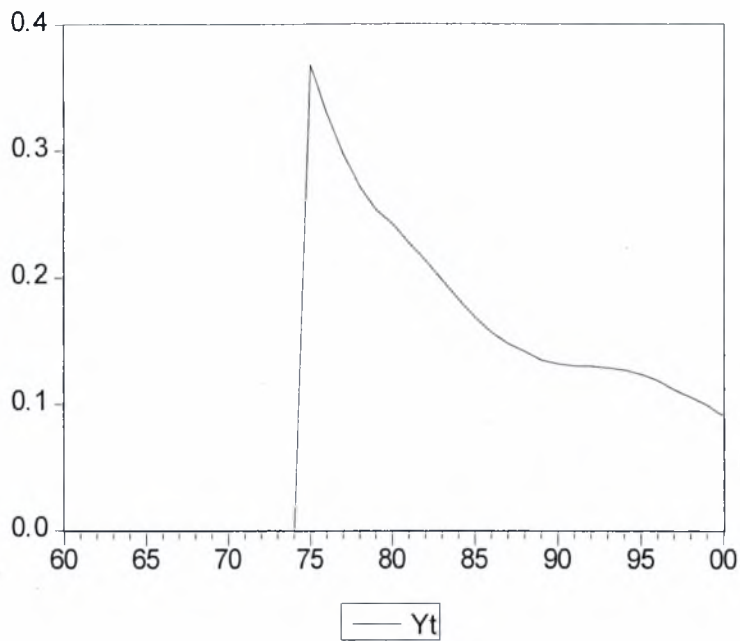
Σημειώνεται, ότι η προσομοίωση που προέκυψε από την στατική ανάλυση έδινε καλύτερες προβλέψεις, καθώς στην δυναμική προσομοίωση το σφάλμα πρόβλεψης της προηγούμενης περιόδου, υπεισέρχεται στην λύση μέσω της μεταβλητής Y_{t-1} , επηρεάζοντας έτσι τις προβλέψεις.

Ας υποθέσουμε ότι η κυβέρνηση προέβη σε αύξηση των δημοσίων δαπανών κατά 15%, για να καταπολεμήσει την ύφεση του 1973 εξαιτίας της πετρελαϊκής κρίσης του OPEC. Η μακροχρόνια επιρροή αυτής της παροδικής αύξησης (ως ποσοστό της διαφοράς με την πορεία που θα ακολουθούσε η οικονομία αν τίποτα δεν είχε αλλάξει) απεικονίζεται διαγραμματικά στο παρακάτω σχήμα:



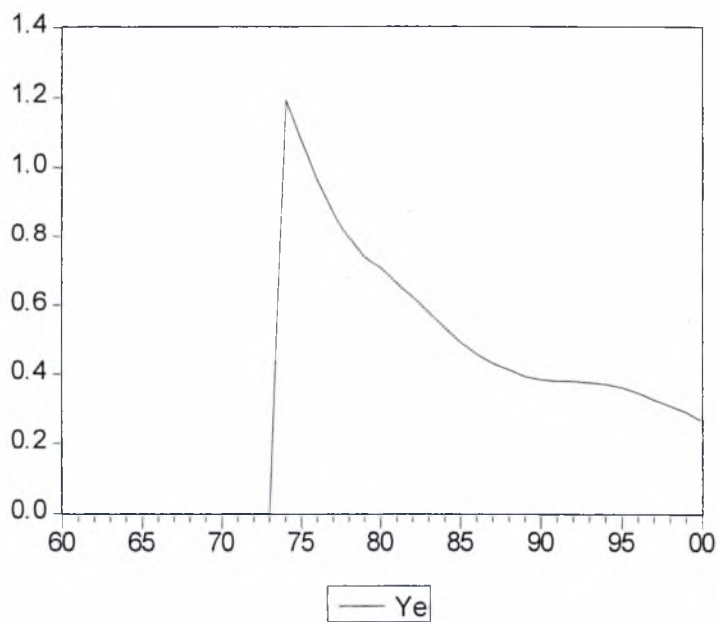
Παρατηρούμε ότι ο μακροχρόνιος πολλαπλασιαστής των δημοσίων δαπανών παίρνει τη μεγαλύτερη του τιμή (2,5%) την ίδια περίοδο της διαταράξεως και μετά φθίνει ομαλά στο επίπεδο ισορροπίας του.

Υποθέτοντας ότι για τον ίδιο λόγο η κυβέρνηση επέλεξε να μειώσει τους φόρους κατά 15% το 1973, η μακροχρόνια επιρροή αυτής της οικονομικής πολιτικής παρουσιάζεται στο παρακάτω σχήμα:



Ο μακροχρόνιος πολλαπλασιαστής της φορολογίας παίρνει την μεγαλύτερη του τιμή (0,37%) την επόμενη περίοδο της διαταράξεως και μετά φθίνει ομαλά στο επίπεδο ισορροπίας του.

Τέλος αν η κυβέρνηση επιχειρούσε μια μείωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας κατά 15% για να τονώσει την ανταγωνιστικότητα των ελληνικών προϊόντων τα μακροχρόνια αποτελέσματα από αυτή τη πολιτική φαίνονται στο παρακάτω σχήμα:



Ο μακροχρόνιος πολλαπλασιαστής της συναλλαγματικής ισοτιμίας παίρνει την μεγαλύτερη τιμή του (1,2%) την ίδια περίοδο της διαταράξεως και μετά φθίνει ομαλά στο επίπεδο ισορροπίας του.

Εκ των υστέρων προβλέψεις

Το εκτιμημένο υπόδειγμα μπορεί επίσης να χρησιμοποιηθεί για την διεξαγωγή εκ των υστέρων προβλέψεων για το 2001. Για να γίνει αυτό αντικαθιστούμε τις τιμές των εξωγενών μεταβλητών και στην συνέχεια επιλύεται το σύστημα για τον προσδιορισμό των ενδογενών μεταβλητών και κυρίως του εισοδήματος.

Η πρόβλεψη για το εισόδημα του 2001 που προκύπτει είναι

$$\hat{Y}_{2001} = 58507,082 \text{ δις δραχμές}$$

Το πραγματικό εισόδημα αυτού του έτους ήταν

$$Y_{2001} = 58370,99.$$

Παρατηρούμε ότι το υπόδειγμα που εκτιμήθηκε έχει πολύ καλή προβλεπτική ικανότητα όσον αφορά την μεταβλητή του συνολικού εισοδήματος. Η ποσοστιαία διαφορά της πρόβλεψης και της πραγματικής τιμής είναι μόλις 0,233%.

ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Βασικός σκοπός αυτής της εργασίας ήταν η εκτίμηση των παραμέτρων ενός μακροοικονομικού υποδείγματος για την ελληνική οικονομία, για την περίοδο 1960 έως 2000.

Στο πρώτο κεφάλαιο πραγματοποιήθηκε μία σύντομη ανασκόπηση της διεθνούς και της ελληνικής βιβλιογραφίας όπου τονίστηκαν ιδιαίτερα οι διαφορές προσεγγίσεων μεταξύ των διαφορετικών σχολών οικονομικής σκέψης. Κυρίαρχο ρόλο στον προσδιορισμό των μακροοικονομικών υποδειγμάτων κατέχει η *κριτική του Lucas* σχετικά με την σταθερότητα των εκτιμημένων συντελεστών μεταξύ των διαφορετικών περιόδων που περιγράφει το υπόδειγμα και η ανάγκη για την ενσωμάτωση των ορθολογικών προσδοκιών μεταξύ των διαρθρωτικών εξισώσεων.

Το υπόδειγμα στο οποίο βασίστηκε το εμπειρικό μέρος αυτής της εργασίας αναπτύχθηκε από τους Mundell και Fleming και περιγράφει την αλληλεπίδραση των μακροοικονομικών μεγεθών σε μία μικρή ανοικτή οικονομία. Οι εξισώσεις που εκτιμήθηκαν, με τη χρήση πέντε διαφορετικών μεθόδων εκτιμήσεως, περιέχουν συντελεστές που στην πλειοψηφία τους είναι στατιστικά σημαντικοί. Επιπλέον, οι συντελεστές των μεταβλητών έχουν πρόσημο που συμβαδίζει με την οικονομική θεωρία. Η προσομοίωση που πραγματοποιήθηκε έδειξε ότι το μοντέλο παρέχει προβλέψεις για το επίπεδο ισορροπίας του εισοδήματος που περιγράφουν με αξιοσημείωτη ακρίβεια την πορεία των πραγματικών δεδομένων για την ελληνική οικονομία. Συμπερασματικά το υπόδειγμα που χρησιμοποιήθηκε φαίνεται να είναι κατάλληλο για την ανάλυση της μακροοικονομικής πολιτικής στην Ελλάδα, τουλάχιστον όσον αφορά την περίοδο εκτιμήσεως.

Από τις πέντε διαφορετικές μεθόδους εκτιμήσεως που χρησιμοποιήθηκαν, οι καλύτερες προβλέψεις προκύπτουν με τη χρήση της *Μεθόδου Μεγίστης Πιθανοφάνειας Πλήρους Πληροφόρησης*, συμπέρασμα που προέκυψε με την χρήση τεσσάρων διαφορετικών μέτρων ακρίβειας. Το γεγονός αυτό αντικατοπτρίζεται και στα διαγράμματα προσομοίωσης που παρουσιάσαμε. Η *Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων*, κατά την εκτίμηση συστημάτων αλληλοεξαρτώμενων εξισώσεων, δίνει εκτιμητές που χαρακτηρίζονται από το σφάλμα αλληλεξαρτήσεως εξαιτίας της συσχέτισης μεταξύ των διαταρακτικών όρων και των ερμηνευτικών μεταβλητών που περιλαμβάνονται στο δεξιό μέλος των διαρθρωτικών εξισώσεων. Οι μέθοδοι

Ελαχίστων Τετραγώνων σε Δύο Στάδια (και με την απαλοιφή της αυτοσυσχέτισης), δεν λαμβάνουν υπόψη τις πληροφορίες που περιέχονται σε ολόκληρο το υπόδειγμα αλλά παρέχουν εκτιμήσεις απαλλαγμένες από το σφάλμα αλληλεξάρτησης. Αντίθετα, η *Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων σε Τρία Στάδια* καθώς και η *Μέθοδος Μειγστής Πιθανοφάνειας Πλήρους Πληροφόρησης* συνεκτιμούν όλη την πληροφόρηση που περιλαμβάνεται στο σύστημα και εκτιμούν τις παραμέτρους όλων των εξισώσεων του υποδείγματος ταυτόχρονα, αυξάνοντας έτσι την αποτελεσματικότητα των συντελεστών. Επομένως, το γεγονός ότι η μέθοδοι αυτοί δίνουν τις μικρότερες τιμές για τα μέτρα ακρίβειας και επομένως αποδίδουν την καλύτερη προσομοίωση των μακροοικονομικών μεγεθών της ελληνικής οικονομίας για την εξεταζόμενη περίοδο, ήταν κάτι το αναμενόμενο.

Με την εκτίμηση του υποδείγματος καταλήξαμε επίσης σε δύο σημαντικά συμπεράσματα όσον αφορά την οικονομική πολιτική. Πρώτον ότι η νομισματική πολιτική είναι πιο αποτελεσματική από την δημοσιονομική, γεγονός που επιβεβαιώνεται και αντανακλάται από τους εκτιμημένους πολλαπλασιαστές της οικονομικής πολιτικής. Αυτό είναι αναμενόμενο στα πλαίσια ενός υποδείγματος μιας μικρής ανοικτής οικονομίας, αφού η ώθηση που δίνεται στην συνολική ζήτηση από τη δημοσιονομική επέκταση, αντισταθμίζεται από την αύξηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας και τη μείωση των καθαρών εξαγωγών. Δεύτερον, παρατηρήσαμε ότι η απόλυτη τιμή του πολλαπλασιαστή των φόρων είναι μικρότερη εκείνης των πολλαπλασιαστών των δημοσίων δαπανών. Η πρακτική σημασία αυτού του ευρήματος συνοψίζεται στα εξής συμπεράσματα: Ο δημόσιος προϋπολογισμός δεν χρειάζεται να είναι ελλειμματικός για να έχει αυξητική επίδραση επί του επιπέδου του εθνικού εισοδήματος, ο πληθωρισμός δεν μπορεί να αποφευχθεί εάν κάθε δημόσια δαπάνη ισοσκελίζεται από μια ισόποση αύξηση των φόρων και τέλος, εάν σκοπός της κυβερνητικής πολιτικής είναι ο προϋπολογισμός να μην έχει καμία επίδραση επί του επιπέδου του εθνικού εισοδήματος, η αύξηση στους φόρους πρέπει να υπερβαίνει την αύξηση στις δημόσιες δαπάνες κατά ένα ορισμένο ποσό.

Το υπόδειγμα πάντως χαρακτηρίζεται και από ορισμένα προβλήματα, το σημαντικότερο από τα οποία είναι ότι δεν ενσωματώνει την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών εκ μέρους των οικονομικών παραγόντων. Αυτό το πρόβλημα αντικατοπτρίζεται από το γεγονός ότι η ισοδυναμία των συντελεστών αναιρείται σε όλες τις εξισώσεις (πλην της εξίσωσης των επενδύσεων) του

υποδείγματος κατά την διάρκεια της δεκαετίας του 1990. Αυτό το πρόβλημα στην συνοχή των εκτιμημένων παραμέτρων, αποδίδεται στην προσπάθεια που έγινε για την εκπλήρωση των κριτηρίων του Μάαστριχτ για την είσοδο της χώρας στην ΟΝΕ, και τις διαρθρωτικές μεταβολές που επέφερε. Ένας ακόμα ανασταλτικός παράγοντας ως προς την χρήση του εκτιμημένου υποδείγματος για την ανάλυση της οικονομικής πολιτικής μετά το 2000 είναι το γεγονός ότι η χώρα μεταπήδησε από ένα καθεστώς κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών σε ένα καθεστώς σταθερών ισοτιμιών με την εισαγωγή της χώρας στην Ευρωπαϊκή Νομισματική Ένωση και την υιοθέτηση ενός κοινού νομίσματος. Επιπλέον ορισμένες διαρθρωτικές εξισώσεις χαρακτηρίζονται από σφάλμα εξειδίκευσης, καταδεικνύοντας ότι ίσως πρέπει να συμπεριληφθούν σε αυτές και άλλες μεταβλητές. Τέλος το γεγονός ότι η δυναμική προσομοίωση δεν δίνει εφάμιλλα αποτελέσματα με τη στατική, αποτελεί ένδειξη ότι υπάρχουν κάποιοι σημαντικοί παράγοντες που δεν συμπεριλαμβάνονται στο υπόδειγμα.

Το προαναφερθέντα μπορούν να αποτελέσουν την βάση για μελλοντικές προεκτάσεις και διορθώσεις του υποδείγματος. Πιο συγκεκριμένα προτείνουμε την ενσωμάτωση της υπόθεσης των ορθολογικών προσδοκιών μέσω, για παράδειγμα, της ένταξης περισσότερων μεταβλητών με υστέρηση. Επιπλέον αν και δεν συνηθίζεται σε τέτοιου είδους αναλύσεις, οι μεταβλητές θα μπορούσαν να ελεγχθούν για πιθανή συνολοκλήρωση για τον προσδιορισμό της μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ τους. Τέλος μία προσέγγιση που έχει αποδειχτεί εμπειρικά ότι δίνει ικανοποιητικές προβλέψεις για τις μελλοντικές τιμές των ενδογενών μεταβλητών, αλλά δεν βασίζεται τόσο στην οικονομική θεωρία, είναι η χρήση συστημάτων διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR).

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

ΞΕΝΗ

- Adelman, I. and Chenery, H. (1966), «The Foreign Aid and Economic Development: The Case of Greece», *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 1
- Ahmed, M. (2005), «How Well Does the IS-LM Model Fit in a Developing Economy: The Case of India», *The International Journal of Applied Economics*, Vol. 2, No. 1
- Barker, T. and Peterson, W. (1987), «Cambridge Studies in Applied Econometrics: The Cambridge Multi-sector Dynamic Model of the British Economy», Cambridge University Publications
- Berndt, E.R. 1990, «The Practice of Econometrics», Addison-Wesley, (new printing, 1996)
- Blomqvist, A. G. (1970), «A Note on the Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy under Fixed Exchange Rates», *The Swedish Journal of Economics*, Vol. 72, No. 4
- Boughton, J. M. (2003), «On the Origins of the Fleming-Mundell Model», IMF Staff Papers, Vol. 50
- Branson, W. H. (1976), «The Dual Roles of the Government Budget and the Balance of Payments in the Movement from Short-Run to Long-Run Equilibrium», *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 90, No. 3
- Capros, P. and Karadeloglou, P. and Mentzas, G. (1990), «An empirical assessment of macroeconomic and CGE approaches in policy modelling», *Journal of Policy Modelling*, Vol. 12, No 3
- Chari, V. V. and Kehoe, P. (2006), «Modern Macroeconomics in Practice: How Theory is Shaping Policy», *Journal of Economic Perspectives*, Fall, pp. 3-28
- Christ, C. F. (1956), «Aggregate Econometric Models», *The Economic Journal*, Vol. 66, No. 262
- Christodoulakis, N. M. and Kalyvitis, S. C. (1998), « A four-sector macroeconomic model for Greece and the evaluation of the community support framework

- 1994-1999», *Economic Modelling*, Vol. 15, No. 4
- Cornelisse, P.A. and Dijk, H.K. van (2006), «Jan Tinbergen (1903-1994)»,
Econometric Institute Report
- Dhaene, G. and Barten, A. P. (1989), «When it all began : The 1936 Tinbergen model
revisited», *Economic Modelling*, Vol. 6, No. 2
- Dornbusch, R. (1973), «Devaluation, Money, and Nontraded Goods», *The American
Economic Review*, Vol. 63, No. 5
- Dornbusch, R. (1976), «Expectations and Exchange Rate Dynamics», *Journal of
Political Economy*, Vol. 84, No. 6
- Fair, R. C (1974), «A Model of Macroeconomic Activity», Ballinger Press Company
- Fair, R. C. (2004), «Estimating How the Macroeconomy Works»
- Fischer, S. (1977), «Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal
Money Supply Rule», *The Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 1
- Fisher, I. (1973), «A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes»,
The Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 2
- Fleming, M. J. (1962), «Domestic Financial Policies Under Fixed and Under Floating
Exchange Rates», IMF Staff Papers
- Frenkel, J. A. and Razin, A. (1987), «The Mundell-Fleming Model: A Quarter
Century Later», IMF Working Paper No. 87/46
- Garganas, N. C. (1975), «An analysis of consumer credit and its effects on the
purchases of consumer durables», *Modelling The Economy*, Renton
- Gilbert, C. L. (1976), «The Original Phillips Curve Estimates», *Economica*, Vol. 43,
No. 169
- Greene, W. H. (2002), «Econometric Analysis», Prentice Hall, Fifth Edition
- Gujarati, D. N. (2002), «Basic Econometrics», McGraw-Hill, Fourth Edition
- Hahn, F. H. (1955), «The Rate of Interest and General Equilibrium Analysis», *The
Economic Journal*, Vol. 65, No. 257,
- Hansen, A. H. (1949), «Monetary Theory and Fiscal Policy», McGraw Hill

- Hansen, A. H. (1953), «A Guide to Keynes», McGraw Hill
- Harrod, R. F. (1937), «Mr. Keynes and Traditional Theory», *Econometrica*, Vol. 5, No. 1
- Hicks, J. R. (1937), «Mr. Keynes and the "Classics"; A Suggested Interpretation», *Econometrica*, Vol. 5, No. 2
- Huh, H. S. (1999), «How Well does the Mundell-Fleming Model fit Australian data since the collapse of Bretton Woods», *Applied Economics*, Vol.31, No. 3
- Johnson, H. G. (1971), «The Keynesian Revolution and the Monetarist Counter-Revolution», *The American Economic Review*, Vol. 61, No. 2
- Johnson, H. G. (1977), «The Monetary Approach to the Balance of Payments: A Collection of Research Papers by Members of the Staff of the International Monetary Fund», IMF Staff Papers
- Kahn, R. (1984), «The Making of Keynes' General Theory», Cambridge University Press
- Karadeloglou P. V. and Koutsouvelis P. N. (1991), «Macroeconometric model KEPE-LINK», *Centre of Planning and Economic Research* (code 017, No 5-34)
- Katos, A. V. (1979), «A Macro-Economic Growth Model of the Greek Economy: 1954-1972», *Bulletin of Economic Research*, Vol. 31, No. 2
- King, R. G. (2000), «The new IS-LM model : language, logic, and limits», *Economic Quarterly*, Year 2000, pp. 45-103
- Klein, L. R. (1950), «Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941», Chapman & Hall
- Klein, L. R. and Goldberger A. S. (1955), «An Econometric Model of the United States, 1929-1952», North Holland Publishing Company
- Klein, L. R. and Welfe, A. and Welfe, W. (1999), «Principles of Macroeconometric Modeling», North-Holland
- Kollintzas, T. and Vassilatos, V. (1996), « A Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for Greece», *C.E.P.R. Discussion Papers*, No. 1518
- Koop, G. (2000), «Analysis of Economic Data», John Wiley & Sons

- Landry, A. (2005), «The Mundell-Fleming-Dornbusch Model in a New Bottle», *Computing in Economics and Finance*
- Loizides, I. and Vamvoukas, G. (2005), «Government Expenditure and Economic Growth: Evidence from Trivariate Causality Testing», *Journal of Applied Economics*, Vol. 8, No. 1, pp. 125-152
- Lucas, R. E. Jr (1972), «Expectations and the neutrality of money», *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, No. 2
- Lucas, R. E. Jr (1976), «Econometric Policy Evaluation: A critique», *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, pp. 19-46
- Lucas, R. E. Jr and Rapping L. A. (1969), «Price Expectations and the Phillips Curve», *The American Economic Review*, Vol. 59, No. 3
- Lucas, R. E. Jr and Sargent, T. J. (1979), «After Keynesian macroeconomics», *Quarterly Review*, September
- Maddala, G. S. (1992), «Introduction to Econometrics», Macmillan Publishing Company, Second Edition
- Makridakis, S and Wheelwright, S. C. and Hyndman, R. J. (1998), «Forecasting Methods and Applications», John Wiley & Sons, Third Edition
- Mankiw, N. G. (2006), «The Macroeconomist as Scientist and Engineer», *Harvard Institute of Economic Research Working Papers*
- Meade, J. E. (1937), «A Simplified Model of Mr. Keynes' System», *The Review of Economic Studies*, Vol. 4, No. 2
- Meade, J. E. (1951), «The Theory of International Economic Policy», Oxford University Press
- Modigliani, F. (1977), «The monetarist controversy; or, should we forsake stabilization policies?», *Economic Review*, September
- Mundell, R. (1962), «The Appropriate use of Monetary and Fiscal Policy for External and Internal Stability», *IMF Staff Papers*
- Muth, J. F. (1961), «Rational Expectations and the Theory of Price Movements», *Econometrica*, Vol. 29, No.3, pp. 315-335

- Nugent, J. B. (1968), «A Statistical Model for the Greek Economy 1949-1959, A Review», *Econometrica*, Vol. 36, No. ¾
- Papanikos, G. T. (1991), «A small macroeconometric model with direct government intervention on the demand and the supply side : The Canadian experience in the 1970s and in the 1980s», *Economic Modelling*, Vol. 8, No. 2
- Pasinetti, L. L. (1974), «Growth and Income Distribution: Essays in Economic Theory», Cambridge university Press
- Pavlopoulos, P. (1966), «A Statistical Model for the Greek Economy 1949-1959», North-Holland Publishing
- Phelps, E. S. (1965), «Anticipated Inflation and Economic Welfare», *The Journal of Political Economy*, Vol. 73, No. 1
- Phillips, A. W. (1958), «The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957», *Economica*, Vol. 25, No. 100
- Robinson, J. (1981), «The Generalisation of the General Theory and Other Essays», St. Martin's Press
- Sakellariou, C. N. and Howland, D. J. (1993), « An expenditure determined macroeconometric model of Greece», *Economic Modelling*, Vol. 10, No.1
- Samuelson, P. A and Solow, R. M. (1960), «Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy», *The American Economic Review*, Vol. 50, No. 2
- Sarris, A. H. and Zografakis, S. (1999), «A computable general equilibrium assessment of the impact of illegal immigration on the Greek economy», *Journal of Population Economics*, Vol. 12, No. 1
- Suits, D. B. (1964), «An Econometric Model of the Greek Economy», Athens: Center of Planning and Economic Research
- Swoboda, A. K. (1972), «Equilibrium, Quasi-Equilibrium, and Macroeconomic Policy under Fixed Exchange Rates», *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 86, No. 1
- Swoboda, A. K. (1973), «Monetary Policy under Fixed Exchange Rates:

Effectiveness, the Speed of Adjustment and Proper Use», *Economica*, Vol. 40, No. 158

Taylor, J. B. (1979), «Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations», *Econometrica*, Vol. 47, No. 5

Taylor, J. B. (1980), «Aggregate Dynamics and Staggered Contracts», *The Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 1

Tinbergen, J. (1939), «Statistical Testing of Business-Cycle Theories», Allen & Unwin

Tinbergen, J. (1951), «Business Cycles in the United Kingdom, 1870-1914», North Holland Publishing Company

Tobin, J. (1989), «On the Theory of Macroeconomic Policy», Cowles Foundation Discussion Papers

Vernardakis, N. (1978), «Econometric Models for the Developing Economies: A case study of Greece», Praeger

Wooldridge, J. (2002), «Introductory Econometrics: A Modern Approach», South-Western College Pub, Second Edition

Zonzilos, N. (2004), «Econometric Modelling at the Bank of Greece», Bank of Greece-Economic Research Department, No. 14

ΕΛΛΗΝΙΚΗ

Δημόπουλος, Γ. Δ. (1998), «Μακρο-Οικονομική Θεωρία: Θεωρία και Πολιτική Εισοδήματος, Απασχολήσεως και Τιμών», Δεύτερη Έκδοση

Κάτος, Α. Β. (2004), «Οικονομετρία: Θεωρία και Εφαρμογές», Εκδ. Ζυγός

Κατσέλη, Α. Τ. και Μαγουλά, Χ. Μ. (2002), «Μακροοικονομική Ανάλυση και Ελληνική Οικονομία», Εκδ. ΤΥΠΩΘΗΤΩ

Χάλκος, Γ. Ε. (2000), «Στατιστική: Θεωρία, Εφαρμογές & Χρήση Στατιστικών Προγραμμάτων σε Η/Υ», Εκδ. ΤΥΠΩΘΗΤΩ

Χάλκος, Γ. Ε. (2006), «Οικονομετρία: Θεωρία και Πράξη, Οδηγίες Χρήσης σε EViews, MINITAB, SPSS και EXCEL», Εκδ. Γκιούρδας

ΕΛΛΗΝΟΓΛΩΣΣΗ

Krugman, P. and Obstfeld, M. (2003), «Διεθνής Οικονομική», Εκδ. Κριτική

Mankiw, N. G. (2002), «Μακροοικονομική Θεωρία», Εκδ. Gutenberg

Samuelson, P. A. and Nordhaus, W. D. (2000), «Οικονομική», Εκδ. Παπαζήση,
Δέκατη Έκτη Έκδοση

ΔΙΚΤΥΑΚΕΣ ΠΗΓΕΣ

«The Simulation of Macroeconometric Models», Melbourne University, Department of Economics, <http://www.economics.unimelb.edu.au/simulation/simhome.html>

«History of Economic Thought Website», <http://cepa.newschool.edu/het/>

«Gotz Uebe's List of Macroeconomic Models», <http://www2.hsu-hh.de/uebe/modelle/titelseite.html>

«Penn World Table», http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt_index.php

«Η ελληνική οικονομία σε αριθμούς», <http://www.economics.gr/>

«Τράπεζα της Ελλάδος», www.bankofgreece.gr

«ΟΟΣΑ», www.oecd.org

«Γενικό Λογιστήριο του Κράτους», <http://www.mof-glk.gr/>

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

Γενικά

Η εκτίμηση του υποδείγματος (2SLS) με την χρήση σταθερού όρου στην εξίσωση των καθαρών εξαγωγών είναι:

System: UNTITLED
 Estimation Method: Two-Stage Least Squares
 Sample: 1961 2000
 Included observations: 40
 Total system (balanced) observations 160
 Instruments: C G T(-1) MP R Y(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-4219.044	1259.420	-3.349990	0.0010
C(2)	0.851286	0.035751	23.81178	0.0000
C(3)	3716.583	630.0387	5.898977	0.0000
C(4)	-219.3428	37.03778	-5.922136	0.0000
C(5)	0.233024	0.022672	10.27803	0.0000
C(7)	-2621.166	2696.510	-0.972059	0.3326
C(8)	281985.1	790507.9	0.356714	0.7218
C(11)	0.123318	0.005922	20.82340	0.0000
C(12)	-62.30916	12.97111	-4.803687	0.0000
Determinant residual covariance		2.75E+23		
Equation: CONS=C(1)+C(2)*(Y(-1)-T(-1))				
Observations: 40				
R-squared	0.937190	Mean dependent var	24407.53	
Adjusted R-squared	0.935537	S.D. dependent var	9348.727	
S.E. of regression	2373.595	Sum squared resid	2.14E+08	
Durbin-Watson stat	0.189288			
Equation: I=C(3)+C(4)*R+C(5)*Y				
Observations: 40				
R-squared	0.751522	Mean dependent var	8717.122	
Adjusted R-squared	0.738090	S.D. dependent var	2339.035	
S.E. of regression	1197.050	Sum squared resid	53018400	
Durbin-Watson stat	0.423211			
Equation: NX=C(7)+C(8)*E				
Observations: 40				
R-squared	0.002275	Mean dependent var	-1662.810	
Adjusted R-squared	0.023981	S.D. dependent var	1441.677	
S.E. of regression	1458.861	Sum squared resid	80874439	
Durbin-Watson stat	0.094606			
Equation: MP=C(11)*Y+C(12)*R				
Observations: 40				
R-squared	0.917296	Mean dependent var	3432.135	
Adjusted R-squared	0.915119	S.D. dependent var	1439.857	
S.E. of regression	419.4918	Sum squared resid	6686987.	
Durbin-Watson stat	0.644818			

Η εκτίμηση του υποδείγματος με την μέθοδο 2SLS, αν δεν συμπεριλάβουμε σταθερό όρο στην εξίσωση των καθαρών εξαγωγών φαίνεται παρακάτω:

System: UNTITLED
 Estimation Method: Two-Stage Least Squares
 Sample: 1961 2000
 Included observations: 40
 Total system (balanced) observations 160
 Instruments: C G T(-1) MP R Y(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-4219.044	1259.420	-3.349990	0.0010
C(2)	0.851286	0.035751	23.81178	0.0000
C(3)	3716.583	630.0387	5.898977	0.0000
C(4)	-219.3428	37.03778	-5.922136	0.0000
C(5)	0.233024	0.022672	10.27803	0.0000
C(8)	-483618.5	68044.85	-7.107349	0.0000
C(11)	0.123318	0.005922	20.82340	0.0000
C(12)	-62.30916	12.97111	-4.803687	0.0000

Determinant residual covariance 3.46E+23

Equation: $CONS=C(1)+C(2)*(Y(-1))-T(-1)$

Observations: 40

R-squared	0.937190	Mean dependent var	24407.53
Adjusted R-squared	0.935537	S.D. dependent var	9348.727
S.E. of regression	2373.595	Sum squared resid	2.14E+08
Durbin-Watson stat	0.189288		

Equation: $I=C(3)+C(4)*R+C(5)*Y$

Observations: 40

R-squared	0.751522	Mean dependent var	8717.122
Adjusted R-squared	0.738090	S.D. dependent var	2339.035
S.E. of regression	1197.050	Sum squared resid	53018400
Durbin-Watson stat	0.423211		

Equation: $NX=C(8)*E$

Observations: 40

R-squared	0.036826	Mean dependent var	-1662.810
Adjusted R-squared	0.036826	S.D. dependent var	1441.677
S.E. of regression	1467.983	Sum squared resid	84043979
Durbin-Watson stat	0.101598		

Equation: $MP=C(11)*Y+C(12)*R$

Observations: 40

R-squared	0.917296	Mean dependent var	3432.135
Adjusted R-squared	0.915119	S.D. dependent var	1439.857
S.E. of regression	419.4918	Sum squared resid	6686987.
Durbin-Watson stat	0.644818		

Εκτίμηση του υποδείγματος αν στην εξίσωση επενδύσεων δεν συμπεριληφθεί το εισόδημα (Y) ως ερμηνευτική μεταβλητή.

System: UNTITLED
 Estimation Method: Two-Stage Least Squares
 Sample: 1961 2000
 Included observations: 40
 Total system (balanced) observations 160
 Instruments: C G T(-1) MP R Y(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-4219.044	1259.420	-3.349990	0.0010
C(2)	0.851286	0.035751	23.81178	0.0000
C(3)	8033.487	921.6908	8.716032	0.0000

C(4)	42.72986	52.72317	0.810457	0.4189
C(8)	-483618.5	68044.85	-7.107349	0.0000
C(11)	0.123318	0.005922	20.82340	0.0000
C(12)	-62.30916	12.97111	-4.803687	0.0000
Determinant residual covariance		7.26E+23		
Equation: $CONS=C(1)+C(2)*(Y(-1)-T(-1))$				
Observations: 40				
R-squared	0.937190	Mean dependent var	24407.53	
Adjusted R-squared	0.935537	S.D. dependent var	9348.727	
S.E. of regression	2373.595	Sum squared resid	2.14E+08	
Durbin-Watson stat	0.189288			
Equation: $I=C(3)+C(4)*R$				
Observations: 40				
R-squared	0.016992	Mean dependent var	8717.122	
Adjusted R-squared	-0.008877	S.D. dependent var	2339.035	
S.E. of regression	2349.394	Sum squared resid	2.10E+08	
Durbin-Watson stat	0.198842			
Equation: $NX=C(8)*E$				
Observations: 40				
R-squared	0.036826	Mean dependent var	-1662.810	
Adjusted R-squared	0.036826	S.D. dependent var	1441.677	
S.E. of regression	1467.983	Sum squared resid	84043979	
Durbin-Watson stat	0.101598			
Equation: $MP=C(11)*Y+C(12)*R$				
Observations: 40				
R-squared	0.917296	Mean dependent var	3432.135	
Adjusted R-squared	0.915119	S.D. dependent var	1439.857	
S.E. of regression	419.4918	Sum squared resid	6686987.	
Durbin-Watson stat	0.644818			

Εκτίμηση του υποδείγματος με την χρήση του ονομαστικού επιτοκίου:

System: UNTITLED

Estimation Method: Two-Stage Least Squares

Sample: 1961 2000

Included observations: 40

Total system (balanced) observations 160

Instruments: C G T(-1) MP R Y(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-4219.044	1259.420	-3.349990	0.0010
C(2)	0.851286	0.035751	23.81178	0.0000
C(3)	3731.693	747.2079	4.994184	0.0000
C(4)	-152.0822	39.68157	-3.832565	0.0002
C(5)	0.157948	0.020133	7.845083	0.0000
C(8)	-483823.2	68049.51	-7.109870	0.0000
C(11)	0.094364	0.002963	31.84271	0.0000
C(12)	12.49815	14.57494	0.857510	0.3925
Determinant residual covariance		1.30E+24		
Equation: $CONS=C(1)+C(2)*(Y(-1)-T(-1))$				
Observations: 40				
R-squared	0.937190	Mean dependent var	24407.53	
Adjusted R-squared	0.935537	S.D. dependent var	9348.727	

S.E. of regression	2373.595	Sum squared resid	2.14E+08
Durbin-Watson stat	0.189288		

Equation: $I=C(3)+C(4)*R+C(5)*Y$

Observations: 40

R-squared	0.650133	Mean dependent var	8717.122
Adjusted R-squared	0.631221	S.D. dependent var	2339.035
S.E. of regression	1420.430	Sum squared resid	74651959
Durbin-Watson stat	0.393797		

Equation: $NX=C(8)*E$

Observations: 40

R-squared	0.036838	Mean dependent var	-1662.810
Adjusted R-squared	0.036838	S.D. dependent var	1441.677
S.E. of regression	1467.991	Sum squared resid	84044898
Durbin-Watson stat	0.101605		

Equation: $MP=C(11)*Y+C(12)*R$

Observations: 40

R-squared	0.871964	Mean dependent var	3432.135
Adjusted R-squared	0.868594	S.D. dependent var	1439.857
S.E. of regression	521.9466	Sum squared resid	10352273
Durbin-Watson stat	0.421515		

Εκτίμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων

Εξίσωση κατανάλωσης:

Τα αποτελέσματα από την εκτίμηση της συνάρτησης κατανάλωσης είναι:

Dependent Variable: CONS

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1961 2000

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4219.044	1259.420	-3.349990	0.0018
Y(-1)-T(-1)	0.851286	0.035751	23.81178	0.0000
R-squared	0.937190	Mean dependent var	24407.53	
Adjusted R-squared	0.935537	S.D. dependent var	9348.727	
S.E. of regression	2373.595	Akaike info criterion	18.43091	
Sum squared resid	2.14E+08	Schwarz criterion	18.51535	
Log likelihood	-366.6181	F-statistic	567.0011	
Durbin-Watson stat	0.189288	Prob(F-statistic)	0.000000	

Εξετάζοντας την στατιστική D.W. (κριτικές τιμές, $dL=1,44$, $dU=1,54$, $4-dU=2,46$, $4-dL=2,56$) παρατηρούμε ότι υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση.

Για να διορθωθεί το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης χρησιμοποιούμε την επαναληπτική μέθοδο Durbin. Πρέπει να μετασχηματίσουμε τα δεδομένα με την χρήση του συντελεστή ρ . Εκτιμούμε απευθείας με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων την εξίσωση της κατανάλωσης πάνω στο διαθέσιμο εισόδημα με μία υστέρηση, την κατανάλωση και το διαθέσιμο εισόδημα με δύο υστερήσεις.

Regression Analysis: Cons versus Yd(-1), Cons(-1), Yd(-2)

The regression equation is

$$\text{Cons} = 625 + 0.0465 \text{ Yd}(-1) + 0.984 \text{ Cons}(-1) - 0.0312 \text{ Yd}(-2)$$

39 cases used, 2 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	624.5	428.9	1.46	0.154
Yd(-1)	0.04648	0.09909	0.47	0.642
Cons(-1)	0.98410	0.04249	23.16	0.000
Yd(-2)	-0.03117	0.09578	-0.33	0.747

S = 592.596 R-Sq = 99.6% R-Sq(adj) = 99.6%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	3155084002	1051694667	2994.83	0.000
Residual Error	35	12290945	351170		
Total	38	3167374947			

Source	DF	Seq SS
Yd(-1)	1	2961625621
Cons(-1)	1	193421203
Yd(-2)	1	37178

Unusual Observations

Obs	Yd(-1)	Cons	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
15	33055	18400.3	19498.9	237.7	-1098.6	-2.02R
16	30886	19775.7	19137.7	358.3	638.1	1.35 X
27	39702	27165.5	28397.7	119.8	-1232.2	-2.12R

R denotes an observation with a large standardized residual.

X denotes an observation whose X value gives it large influence.

Παίρνουμε ως εκτίμηση του ρ τον εκτιμημένο συντελεστή παλινδρομής της Cons(-1). Εδώ $\rho=0,984$. Ο μετασχηματισμός των μεταβλητών δίνεται από τις παρακάτω σχέσεις:

$$\text{Cons}^* = \text{Cons} - 0,984 \text{ Cons}(-1)$$

$$\text{Yd}(-1)^* = \text{Yd}(-1) - 0,984 \text{ Yd}(-2)$$

Για να μην χαθεί η πρώτη παρατήρηση την υπολογίζουμε ως:

$$Y_1^* = Y_1 \sqrt{1 - \rho^2}$$

$$X_1^* = X_1 \sqrt{1 - \rho^2}$$

Στην συνέχεια εκτιμούμε το μετασχηματισμένο υπόδειγμα.

Regression Analysis: Cons* versus Yd(-1)*

The regression equation is
Cons* = 1134 + 0.0255 Yd(-1)*

40 cases used, 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	1134.3	162.7	6.97	0.000
Yd(-1)*	0.02550	0.09376	0.27	0.787

S = 590.462 R-Sq = 0.2% R-Sq(adj) = 0.0%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	25780	25780	0.07	0.787
Residual Error	38	13248514	348645		
Total	39	13274295			

Unusual Observations

Obs	Yd(-1)*	Cons*	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
16	-1640	1669.8	1092.5	301.8	577.3	1.14 X

X denotes an observation whose X value gives it large influence.

Durbin-Watson statistic = 1.29297

Παρατηρούμε ότι ακόμα υπάρχει αυτοσυσχέτιση ενώ ο σταθερός όρος του υποδείματος b_0 δίνεται από τον τύπο $b_0 = \frac{d}{1-\rho} = 70785$. Αυτό δεν φαίνεται να ανταποκρίνεται στα πραγματικά δεδομένα της οικονομίας, ενώ επιπλέον η οριακή ροπή προς κατανάλωση είναι 0,0255 και κρίνεται πολύ μικρός.

Υποψιαζόμαστε μήπως αντί για πρόβλημα αυτοσυσχέτισης υπάρχει αυτοπαλίνδρομη υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητα και κάνουμε τον έλεγχο για 2 υστερήσεις.

ARCH Test:

F-statistic	4.376375	Probability	0.020119
Obs*R-squared	7.601911	Probability	0.022349

ARCH Test:

Απορρίπτουμε την H_0 και επομένως υπάρχει πρόβλημα ARCH.

Χρησιμοποιώντας την προσέγγιση της γενικευμένης αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκης ετεροσκεδαστικότητας (GARCH 2,1) είναι:

Dependent Variable: CONS
 Method: ML - ARCH
 Date: 06/09/07 Time: 17:40
 Sample(adjusted): 1961 2000
 Included observations: 40 after adjusting endpoints
 Convergence not achieved after 100 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-4164.053	1253.030	-3.323188	0.0009
Y(-1)-T(-1)	0.882527	0.032981	26.75832	0.0000

ARCH Test:

F-statistic	2.119936	Probability	0.153826
Obs*R-squared	2.113437	Probability	0.146011

Παρατηρούμε ότι λύθηκε το πρόβλημα και τελικά η εξίσωση κατανάλωσης είναι η:

$$\text{CONS} = -4164.053 + 0.882527 * Yd(-1)$$

Εξίσωση επενδύσεων:

Τα αποτελέσματα για την εκτίμηση της εξίσωσης επενδύσεων με την OLS είναι:

Dependent Variable: I
 Method: Least Squares
 Sample: 1960 2000
 Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3356.910	601.0320	5.585243	0.0000
R	-225.6131	37.42342	-6.028660	0.0000
Y	0.244494	0.022075	11.07539	0.0000
R-squared	0.771373	Mean dependent var		8577.694
Adjusted R-squared	0.759340	S.D. dependent var		2476.158
S.E. of regression	1214.730	Akaike info criterion		17.11279
Sum squared resid	56071661	Schwarz criterion		17.23817
Log likelihood	-347.8121	F-statistic		64.10492
Durbin-Watson stat	0.397007	Prob(F-statistic)		0.000000

Παρατηρούμε ότι υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης. Ακολουθώντας την ίδια μέθοδο με πριν έχουμε:

Regression Analysis: I versus r, Y, I(-1), r(-1), Y(-1)

The regression equation is

$$I = 134 - 14.6 r + 0.711 Y + 0.790 I(-1) - 8.3 r(-1) - 0.668 Y(-1)$$

40 cases used, 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	133.5	404.2	0.33	0.743
r	-14.55	49.19	-0.30	0.769
Y	0.71051	0.08954	7.93	0.000
I(-1)	0.79043	0.07597	10.40	0.000
r(-1)	-8.35	59.13	-0.14	0.889
Y(-1)	-0.66826	0.09826	-6.80	0.000

S = 514.140 R-Sq = 95.8% R-Sq(adj) = 95.2%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	5	204384824	40876965	154.64	0.000
Residual Error	34	8987566	264340		
Total	39	213372390			

Source	DF	Seq SS
r	1	3625532
Y	1	156750401
I(-1)	1	31426074
r(-1)	1	356897
Y(-1)	1	12225919

Unusual Observations

Obs	r	I	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
14	9.0	13333.7	12244.2	239.7	1089.5	2.40R
15	11.8	10173.7	10286.1	387.3	-112.4	-0.33 X

R denotes an observation with a large standardized residual.
X denotes an observation whose X value gives it large influence.

To $p = 0,790$.

Regression Analysis: I* versus r*, Y*

The regression equation is
 $I^* = 559 - 176 r^* + 0.245 Y^*$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	559.2	419.5	1.33	0.190
r*	-176.50	51.84	-3.40	0.002
Y*	0.24461	0.04562	5.36	0.000

S = 714.377 R-Sq = 48.7% R-Sq(adj) = 46.0%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	18394535	9197267	18.02	0.000
Residual Error	38	19392716	510335		
Total	40	37787251			

Source	DF	Seq SS
r*	1	3720735
Y*	1	14673800

Unusual Observations

Obs	r*	I*	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
14	2.68	4169	2324	123	1845	2.62R
28	5.63	34	1497	164	-1462	-2.10R

R denotes an observation with a large standardized residual.

Durbin-Watson statistic = 1.87007

Το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης λύθηκε. Ο σταθερός όρος θα είναι ίσος με b_0

$$= \frac{559,2}{0,21} = 2662,8571$$

Τελικά, η εξίσωση κατανάλωσης είναι η:

$$I = 2662.8571 - 176.5 r + 0.245 Y$$

Εξίσωση καθαρών εξαγωγών:

Τα αποτελέσματα για την εκτίμηση της εξίσωσης των καθαρών εξαγωγών με την OLS είναι:

Dependent Variable: NX
Method: Least Squares
Date: 06/09/07 Time: 18:24
Sample: 1960 2000
Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
E	-470068.3	66683.78	-7.049215	0.0000
R-squared	0.035378	Mean dependent var	-1631.945	
Adjusted R-squared	0.035378	S.D. dependent var	1437.194	
S.E. of regression	1462.396	Akaike info criterion	17.43763	
Sum squared resid	85544051	Schwarz criterion	17.47942	
Log likelihood	-356.4714	Durbin-Watson stat	0.099343	

Παρατηρούμε ότι υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης. Χρησιμοποιώντας την μέθοδο του Durbin είναι:

Regression Analysis: NX versus e, NX(-1), e(-1)

The regression equation is
 $NX = 34752 e + 1.09 NX(-1) - 34113 e(-1)$

40 cases used, 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
e	34752	260777	0.13	0.895
NX(-1)	1.08506	0.05246	20.68	0.000

e(-1) -34113 262658 -0.13 0.897

S = 418.738

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	185168661	61722887	352.02	0.000
Residual Error	37	6487635	175341		
Total	40	191656296			

Source	DF	Seq SS
e	1	107622603
NX(-1)	1	77543100
e(-1)	1	2958

Unusual Observations

Obs	e	NX	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
15	0.00400	-956.1	-1758.4	124.1	802.3	2.01R
22	0.00315	-69.4	-210.0	206.5	140.6	0.39 X
23	0.00309	-937.1	-75.4	93.7	-861.6	-2.11R
31	0.00349	-3021.4	-2189.3	150.3	-832.1	-2.13R
33	0.00369	-2723.3	-3571.0	136.4	847.7	2.14R
41	0.00274	-5870.6	-5431.9	228.6	-438.7	-1.25 X

R denotes an observation with a large standardized residual.
X denotes an observation whose X value gives it large influence.

Παρατηρούμε ότι $\rho = 1,085$. Δεν είναι δυνατό να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος του Durbin και σταματάμε την μέθοδο εδώ. Παρόλα αυτά αν την συνεχίζαμε θα καταλήγαμε στην εξής εξίσωση καθαρών εξαγωγών.

$$NX = 11062 e$$

Το πρόσημο του συντελεστή της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι θετικό, και δεν συμβαδίζει με την οικονομική θεωρία.

Ελέγχουμε μήπως τελικά υπάρχει αποτέλεσμα ARCH. Κάνοντας τον έλεγχο με μία υστέρηση είναι:

ARCH Test:

F-statistic	378.8040	0.000000
	Probability	
Obs*R-squared	36.35320	0.000000
	Probability	

Παρατηρούμε ότι υπάρχει αποτέλεσμα ARCH και εκτιμούμε το υπόδειγμα με την μέθοδο GARCH (2,1):

Dependent Variable: NX
Method: ML - ARCH
Sample: 1960 2000
Included observations: 41
Convergence not achieved after 100 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
E	-465928.5	52416.52	-8.888963	0.0000
Variance Equation				
C	1437144.	1495424.	0.961028	0.3365
ARCH(1)	0.841095	1.153315	0.729285	0.4658
ARCH(2)	1.026541	0.772817	1.328310	0.1841
GARCH(1)	-0.989939	0.056270	-17.59272	0.0000
R-squared	-0.035477	Mean dependent var		-1631.945
Adjusted R-squared	-0.150530	S.D. dependent var		1437.194
S.E. of regression	1541.575	Akaike info criterion		17.06011
Sum squared resid	85552294	Schwarz criterion		17.26908
Log likelihood	-344.7323	Durbin-Watson stat		0.099184

ARCH Test:

F-statistic	0.875710	0.355289
	Probability	
Obs*R-squared	0.901035	0.342504
	Probability	

Παρατηρούμε ότι λύθηκε το πρόβλημα ARCH και τελικά η εκτιμημένη εξίσωση καθαρών εξαγωγών είναι η:

$$NX = -465928.5 e$$

Εξίσωση αγοράς χρήματος:

Τα αποτελέσματα για την εκτίμηση της εξίσωσης επενδύσεων με την OLS είναι:

Dependent Variable: MP
Method: Least Squares
Sample: 1960 2000
Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y	0.122750	0.005841	21.01429	0.0000
R	-61.27310	12.78146	-4.793905	0.0000
R-squared	0.922945	Mean dependent var		3368.585
Adjusted R-squared	0.920970	S.D. dependent var		1478.830
S.E. of regression	415.7339	Akaike info criterion		14.94552
Sum squared resid	6740551.	Schwarz criterion		15.02911
Log likelihood	-304.3831	Durbin-Watson stat		0.638319

Παρατηρούμε ότι υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης. Ακολουθώντας την ίδιο μέθοδο με πριν είναι:

Regression Analysis: mp versus Y, r, mp(-1), Y(-1), r(-1)

The regression equation is
 $mp = 0.0240 Y - 84.6 r + 0.612 mp(-1) + 0.0294 Y(-1) + 54.9 r(-1)$

40 cases used, 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
Y	0.02399	0.04480	0.54	0.596
r	-84.64	31.22	-2.71	0.010
mp(-1)	0.6117	0.1430	4.28	0.000
Y(-1)	0.02939	0.05398	0.54	0.590
r(-1)	54.92	29.09	1.89	0.067

S = 302.392

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	5	548835757	109767151	1200.41	0.000
Residual Error	35	3200440	91441		
Total	40	552036197			

Source	DF	Seq SS
Y	1	541474644
r	1	3877488
mp(-1)	1	3150052
Y(-1)	1	7727
r(-1)	1	325846

Unusual Observations

Obs	Y	mp	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
15	31763	2969.8	3129.7	190.9	-159.8	-0.68 X
31	44564	4478.6	3673.1	139.2	805.5	3.00R
40	53837	7355.7	6062.4	147.9	1293.3	4.90R
41	56071	6868.0	7289.3	249.9	-421.3	-2.47RX

R denotes an observation with a large standardized residual.
 X denotes an observation whose X value gives it large influence.

To $\rho = 0,612$

Regression Analysis: mp* versus Y*, r*

The regression equation is
 $mp^* = 0.122 Y^* - 57.3 r^*$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
Y*	0.121639	0.007908	15.38	0.000
r*	-57.27	17.54	-3.27	0.002

S = 309.445

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	94074251	47037126	491.22	0.000
Residual Error	39	3734486	95756		
Total	41	97808738			

Source	DF	Seq SS
Y*	1	94074251
r*	1	3734486
Error	39	3734486

Y* 1 93053461
 r* 1 1020790

Unusual Observations

Obs	Y*	mp*	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
31	17315	2121.6	1339.6	121.9	782.0	2.75RX
40	21972	3958.5	2532.9	135.5	1425.5	5.12RX
41	23123	2366.3	2693.0	149.9	-326.7	-1.21 X

R denotes an observation with a large standardized residual.
 X denotes an observation whose X value gives it large influence.

Durbin-Watson statistic = 1.99095

Το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης λύθηκε. Τελικά, η εξίσωση που περιγράφει την αγορά χρήματος είναι η:

$$mp = 0.122 Y - 57.3 r$$

Εκτίμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια

Εφαρμόζεται αρχικά η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων στις δύο εξισώσεις μειωμένης μορφής του συστήματος.

Για την πρώτη εξίσωση μειωμένης μορφής

$$e = \Pi_0 + \Pi_1 T_{t-1} + \Pi_2 G_0 + \Pi_3 Y_{t-1} + \Pi_4 r^* + \Pi_5 (\bar{M}/\bar{P})^s$$

τα αποτελέσματα είναι τα εξής:

Dependent Variable: E
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1961 2000
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003201	0.000247	12.96016	0.0000
G	-7.32E-07	1.77E-07	-4.142493	0.0002
T(-1)	-2.12E-07	1.46E-07	-1.447544	0.1569
Y(-1)	7.29E-08	4.06E-08	1.795532	0.0815
R	2.26E-05	1.70E-05	1.326181	0.1936
MP	3.91E-07	2.49E-07	1.566675	0.1265
R-squared	0.475123	Mean dependent var		0.003399
Adjusted R-squared	0.397935	S.D. dependent var		0.000429
S.E. of regression	0.000333	Akaike info criterion		-13.04145
Sum squared resid	3.76E-06	Schwarz criterion		-12.78812
Log likelihood	266.8290	F-statistic		6.155417
Durbin-Watson stat	0.677203	Prob(F-statistic)		0.000366

Παρατηρούμε ότι ο συντελεστής προσδιορισμού είναι σχετικά μικρός (0,475123). Το γεγονός αυτό μας δείχνει ότι αναμένεται αρκετά μεγάλη διαφορά στις εκτιμήσεις των εξισώσεων στις οποίες συμμετέχει η συναλλαγματική ισοτιμία, μεταξύ των μεθόδων OLS και 2SLS. Αυτό συμβαίνει γιατί το $e\hat{f}it$, που λαμβάνεται ως ενδογενής μεταβλητή αντί της e , στο δεύτερο στάδιο της μεθόδου, δεν αποτελεί πολύ καλή προσέγγιση της τελευταίας.

Οι εκτιμήσεις $e\hat{f}it$ αποθηκεύονται.

Πραγματοποιώντας την ίδια διαδικασία για την δεύτερη εξίσωση μειωμένης μορφής τα αποτελέσματα είναι:

$$Y = \Pi_6 + \Pi_7 T_{t-1} + \Pi_8 G_0 + \Pi_9 r^* + \Pi_{10} Y_{t-1} + \Pi_{11} (\bar{M}/\bar{P})^s$$

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1961 2000
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2835.866	1075.453	2.636904	0.0124
G	3.202306	0.486025	6.588768	0.0000
T(-1)	-1.901778	0.581473	-3.270619	0.0024
MP	5.289173	0.733339	7.212457	0.0000
R	173.1576	61.91160	2.796852	0.0083
R-squared	0.985528	Mean dependent var		36518.99
Adjusted R-squared	0.983874	S.D. dependent var		11690.92
S.E. of regression	1484.603	Akaike info criterion		17.56015
Sum squared resid	77141635	Schwarz criterion		17.77126
Log likelihood	-346.2030	F-statistic		595.8686
Durbin-Watson stat	1.465311	Prob(F-statistic)		0.000000

Σημειώνουμε ότι εδώ δεν χρησιμοποιήθηκε η εξίσωση μειωμένης μορφής στην ακριβή της μορφή. Δεν συμπεριλαμβάνουμε δηλαδή την μεταβλητή του εισοδήματος με υστέρηση καθώς αυτή έχει μεγάλη συσχέτιση με το εισόδημα στην τρέχουσα περίοδο, και θα επηρέαζε τα αποτελέσματα σημαντικά.

Εδώ ο συντελεστής προσδιορισμού είναι κοντά στην μονάδα. Συμπεραίνουμε ότι το $y\hat{f}it$ είναι μια καλή εκτίμηση της y και επομένως σε όποιες εξισώσεις συμμετέχει το εισόδημα ως ερμηνευτική μεταβλητή, αναμένουμε ότι οι εκτιμημένες παράμετροι μεταξύ των μεθόδων OLS και 2SLS θα είναι παρόμοιες.

Συνεχίζουμε εκτιμώντας τις εξισώσεις συμπεριφοράς του υποδείγματος. Όπου βρίσκεται ως ερμηνευτική μεταβλητή το εισόδημα ή η συναλλαγματική ισοτιμία θα

αντικαθιστούμε τις αντικαθιστούμε με τα e_{fit} και y_{fit} , τα οποία δεν συσχετίζονται με τους διαταρακτικούς όρους των εξισώσεων.

Εξίσωση κατανάλωσης:

Dependent Variable: CONS

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1962 2000

Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5080.297	1383.075	-3.673191	0.0008
YFIT(-1)-T(-1)	0.874823	0.038878	22.50181	0.0000
R-squared	0.931902	Mean dependent var		24800.72
Adjusted R-squared	0.930061	S.D. dependent var		9129.730
S.E. of regression	2414.445	Akaike info criterion		18.46625
Sum squared resid	2.16E+08	Schwarz criterion		18.55156
Log likelihood	-358.0918	F-statistic		506.3315
Durbin-Watson stat	0.317399	Prob(F-statistic)		0.000000

Ελέγχοντας για σφάλμα εξειδίκευσης με το Ramsey RESET τεστ:

Ramsey RESET Test:

F-statistic	13.85342	Probability	0.000673
Log likelihood ratio	12.69716	Probability	0.000366

Σε κάθε επίπεδο σημαντικότητας απορρίπτεται η H_0 και υπάρχει σφάλμα εξειδίκευσης στην εξίσωση κατανάλωσης.

Ελέγχοντας αν η παραλειπόμενη μεταβλητή είναι το τρέχον διαθέσιμο εισόδημα:

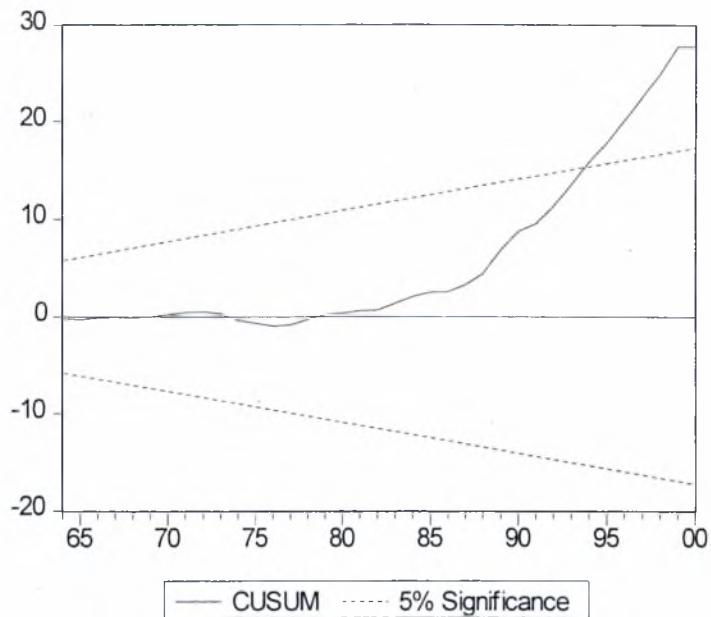
Omitted Variables: (YFIT-T)

F-statistic	3.705184	Probability	0.062174
Log likelihood ratio	3.820550	Probability	0.050628

Για επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05$ δεν απορρίπτουμε την H_0 και επομένως ήταν σωστή η επιλογή να μην συμπεριληφθεί το τρέχον εισόδημα στην εξίσωση κατανάλωσης.

Για τον έλεγχο της σταθερότητας των συντελεστών χρησιμοποιείται η στατιστική CUSUM.

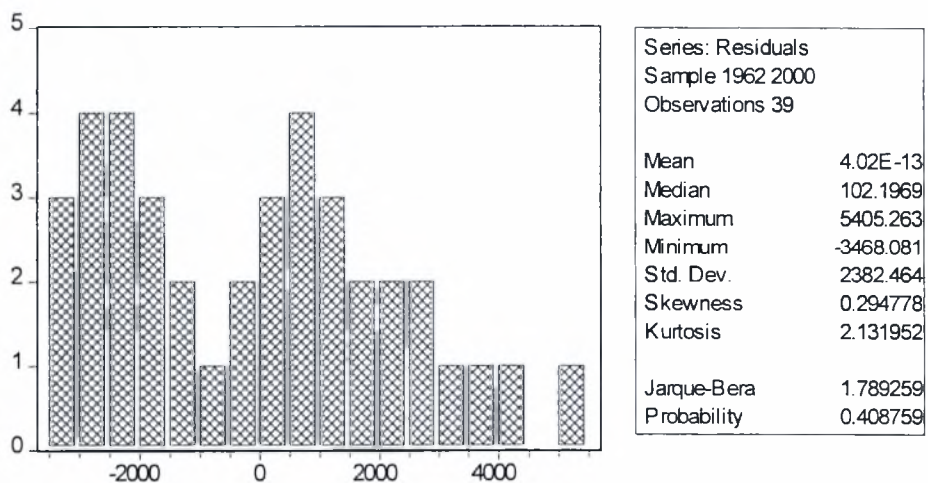
Παρατηρούμε ότι το 1993 άρχισαν να διαφοροποιούνται σημαντικά οι συντελεστές της εξίσωσης κατανάλωσης.



Για να επιβεβαιωθεί η υπόθεση ότι το 1993 αποτελεί την περίοδο όπου οι συντελεστές άρχισαν να διαφοροποιούνται, πραγματοποιείται και το CHOW test.

Καθώς $p = 0,00 < \alpha$ απορρίπτουμε την H_0 και δεν υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών στην περίοδο ανάλυσης.

Τέλος ο έλεγχος κανονικότητας (των καταλοίπων) Jarque-Bera δείχνει ότι δεν απορρίπτεται η H_0 και επομένως τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή.



Εξίσωση επενδύσεων:

Dependent Variable: I
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1961 2000

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3847.097	725.2751	5.304328	0.0000
R	-211.4195	42.64689	-4.957442	0.0000
YFIT	0.225979	0.026220	8.618704	0.0000
R-squared	0.673161	Mean dependent var		8717.122
Adjusted R-squared	0.655494	S.D. dependent var		2339.035
S.E. of regression	1372.888	Akaike info criterion		17.35926
Sum squared resid	69738407	Schwarz criterion		17.48593
Log likelihood	-344.1852	F-statistic		38.10280
Durbin-Watson stat	0.528744	Prob(F-statistic)		0.000000

Ελέγχοντας για σφάλμα εξειδίκευσης με το Ramsey RESET τεστ:

Ramsey RESET Test:

F-statistic	16.66824	0.000237
	Probability	
Log likelihood ratio	15.21975	0.000096
	Probability	

Παρατηρούμε ότι το p-value είναι μικρότερο από κάθε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας και επομένως απορρίπτουμε την H_0 ότι δεν υπάρχει πρόβλημα εξειδίκευσης.

Ελέγχοντας αν η παραλειπόμενη μεταβλητή είναι το επιτόκιο της προηγούμενης περιόδου:

Omitted Variables: R(-1)

F-statistic	6.475499	0.015369
	Probability	
Log likelihood ratio	6.616339	0.010105
	Probability	

Για επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 0,05$ απορρίπτουμε την H_0 και επομένως κακώς δεν συμπεριλήφθηκε το επιτόκιο της προηγούμενης περιόδου στην εξίσωση επενδύσεων.

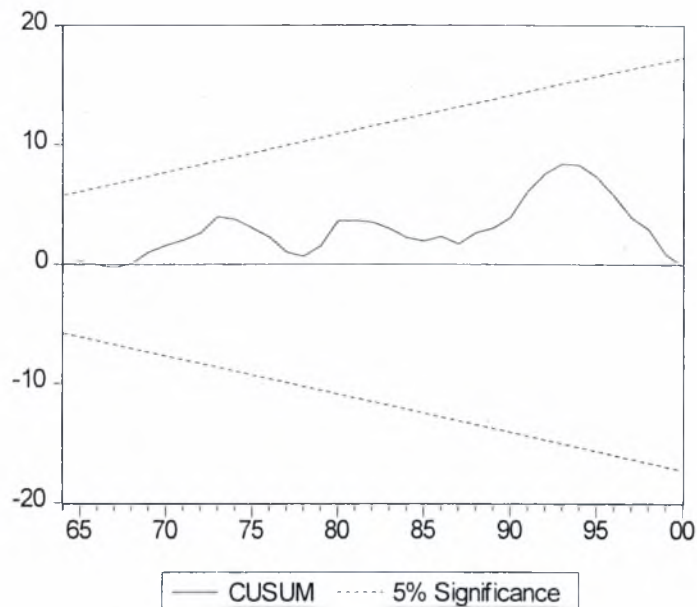
Ελέγχοντας αν η παραλειπόμενη μεταβλητή είναι το εισόδημα της προηγούμενης περιόδου:

Omitted Variables: YFIT(-1)

F-statistic	0.447896	0.507605
	Probability	
Log likelihood ratio	0.494592	0.481886
	Probability	

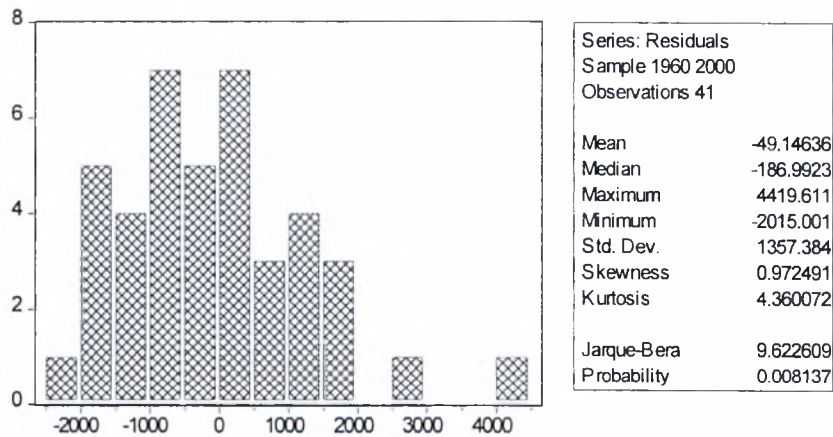
Σε κάθε επίπεδο σημαντικότητας δεν απορρίπτεται η H_0 και επομένως ήταν σωστή η επιλογή να μην συμπεριληφθεί το εισόδημα της προηγούμενης περιόδου στην εξίσωση των επενδύσεων.

Για τον έλεγχο σταθερότητας των συντελεστών χρησιμοποιείται η στατιστική CUSUM.



Η ισοδυναμία των συντελεστών ισχύει σε όλη την εξεταζόμενη περίοδο για την συνάρτηση επενδύσεων.

Ο έλεγχος κανονικότητας Jarque-Bera για τα κατάλοιπα, δείχνει ότι τα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.



Εξίσωση καθαρών εξαγωγών:

Dependent Variable: NX
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1961 2000
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EFIT	-483618.5	67539.00	-7.160581	0.0000
R-squared	0.021468	Mean dependent var		-1662.810
Adjusted R-squared	0.021468	S.D. dependent var		1441.677
S.E. of regression	1457.070	Akaike info criterion		17.43092

Sum squared resid	82799059	Schwarz criterion	17.47315
Log likelihood	-347.6185	Durbin-Watson stat	0.103187

Έλεγχος για σφάλμα εξειδίκευσης με το Ramsey RESET τεστ:

Ramsey RESET Test:

F-statistic	0.761971	0.388195
		Probability
Log likelihood ratio	0.794139	0.372852
		Probability

Σε κάθε επίπεδο σημαντικότητας δεν απορρίπτεται η H_0 και επομένως δεν υπάρχει σφάλμα εξειδίκευσης στην εξίσωση των καθαρών εξαγωγών.

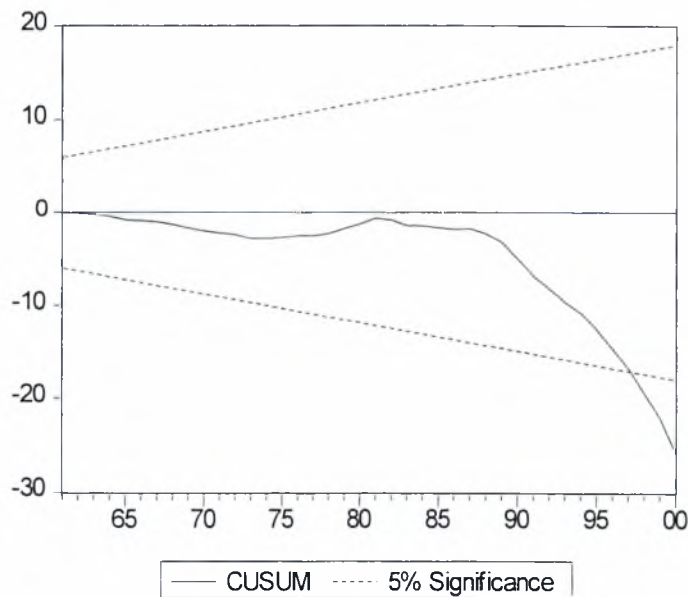
Αν και δεν υπάρχει κάποια στατιστικά σημαντική παραλειπόμενη μεταβλητή εξετάζεται αν είναι σωστή η επιλογή να παραλειφθεί η ισοτιμία με μία υστέρηση.

Omitted Variables: EFIT(-1)

F-statistic	1.807805	0.186743
		Probability
Log likelihood ratio	1.859074	0.172732
		Probability

Για κάθε επίπεδο σημαντικότητας δεν απορρίπτεται η H_0 και επομένως ήταν σωστή η επιλογή να μην συμπεριληφθεί η συναλλαγματική ισοτιμία με υστέρηση στην εξίσωση των καθαρών εξαγωγών.

Χρησιμοποιώντας την στατιστική CUSUM για τον έλεγχο της σταθερότητας των συντελεστών παρατηρούμε ότι αυτοί αρχίζουν να διαφοροποιούνται σημαντικά το 1997.



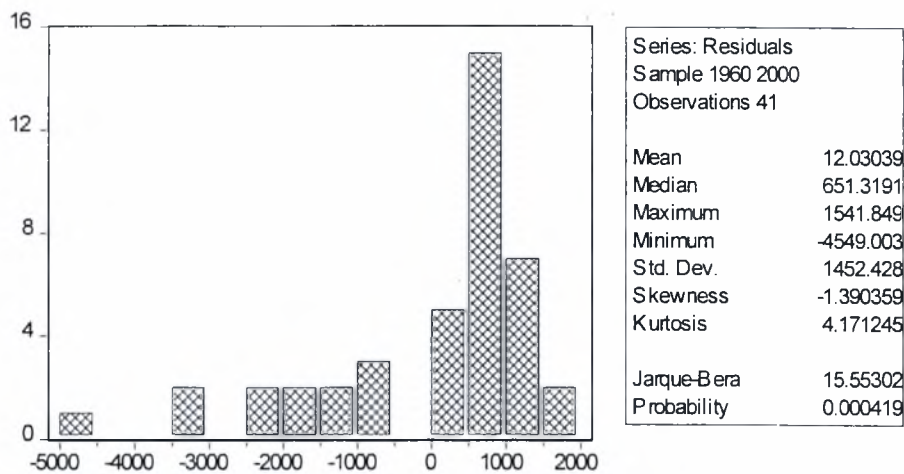
Για να επιβεβαιωθεί η υπόθεση ότι το 1997 αποτελεί την περίοδο όπου ο συντελεστής της συναλλαγματικής ισοτιμίας άρχισε να διαφοροποιείται, πραγματοποιείται και το CHOW τεστ.

Chow Breakpoint Test: 1997

F-statistic	43.88348	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	30.70844	Probability	0.000000

Καθώς $\pi = 0,00 < \alpha$ απορρίπτουμε την H_0 και δεν υπάρχει ισοδυναμία των συντελεστών πριν και μετά το 1997.

Τέλος ο έλεγχος κανονικότητας Jarque-Bera για τα κατάλοιπα δείχνει ότι απορρίπτεται η H_0 και επομένως ο διαταρακτικός όρος δεν ακολουθεί την κανονική κατανομή.



Εξίσωση αγοράς χρήματος:

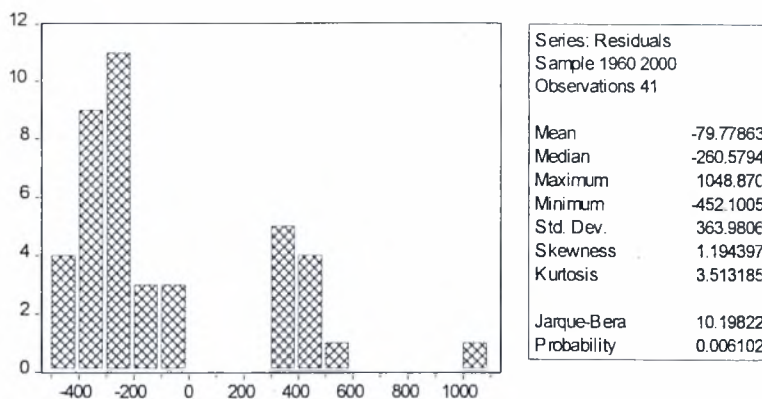
Dependent Variable: MP
Method: Least Squares
Sample: 1960 2000
Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YFIT	0.124648	0.005346	23.31567	0.0000
R	-65.24393	11.69034	-5.581013	0.0000
R-squared	0.936438	Mean dependent var		3368.585
Adjusted R-squared	0.934808	S.D. dependent var		1478.830
S.E. of regression	377.5848	Akaike info criterion		14.75302
Sum squared resid	5560242.	Schwarz criterion		14.83661
Log likelihood	-300.4369	Durbin-Watson stat		0.216027

Ελέγχοντας για σφάλμα εξειδίκευσης με το Ramsey RESET test:

Ramsey RESET Test:

F-statistic	93.06707	Probability	0.000000
-------------	----------	-------------	----------



Εκτίμηση με την μέθοδο ελαγίστων τετραγώνων σε δύο στάδια με αυτοσυσχέτιση (2SLS/AR)

Συνάρτηση Κατανάλωσης:

Dependent Variable: CONS

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1962 2000

Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5080.297	1383.075	-3.673191	0.0008
YFIT(-1)-T(-1)	0.874823	0.038878	22.50181	0.0000
R-squared	0.931902	Mean dependent var		24800.72
Adjusted R-squared	0.930061	S.D. dependent var		9129.730
S.E. of regression	2414.445	Akaike info criterion		18.46625
Sum squared resid	2.16E+08	Schwarz criterion		18.55156
Log likelihood	-358.0918	F-statistic		506.3315
Durbin-Watson stat	0.317399	Prob(F-statistic)		0.000000

Ελέγχοντας το στατιστικό D.W. παρατηρούμε ότι υπάρχει αυτοσυσχέτιση.

Για να διορθωθεί το πρόβλημα χρησιμοποιείται η μέθοδος του Durbin.

Regression Analysis: cons versus yd(-1), cons(-1), yd(-2)

The regression equation is

$$\text{cons} = 546 + 0.0875 \text{ yd}(-1) + 0.981 \text{ cons}(-1) - 0.0688 \text{ yd}(-2)$$

39 cases used, 2 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	546.4	404.3	1.35	0.185
yd(-1)	0.08754	0.06491	1.35	0.186
cons(-1)	0.98078	0.04069	24.10	0.000
yd(-2)	-0.06878	0.06261	-1.10	0.279

S = 580.250 R-Sq = 99.6% R-Sq(adj) = 99.6%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
--------	----	----	----	---	---

Regression	3	3155590808	1051863603	3124.13	0.000
Residual Error	35	11784138	336690		
Total	38	3167374947			

Source	DF	Seq SS
yd(-1)	1	2951681807
cons(-1)	1	203502613
yd(-2)	1	406388

Unusual Observations

Obs	yd(-1)	cons	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
27	40274	27165.5	28373.8	140.2	-1208.3	-2.15R
30	39108	31438.9	30209.3	168.3	1229.6	2.21R
41	51486	40062.8	40500.9	424.3	-438.1	-1.11 X

R denotes an observation with a large standardized residual.
X denotes an observation whose X value gives it large influence.

To $\rho = 0,981$.

Regression Analysis: cons* versus yd(-1)*

The regression equation is
cons* = 1115 + 0.0768 yd(-1)*

40 cases used, 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	1114.6	138.4	8.06	0.000
yd(-1)*	0.07685	0.06214	1.24	0.224

S = 587.228 R-Sq = 3.9% R-Sq(adj) = 1.3%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	527355	527355	1.53	0.224
Residual Error	38	13103816	344837		
Total	39	13631171			

Unusual Observations

Obs	yd(-1)*	cons*	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
30	-423	2421.4	1082.1	158.8	1339.3	2.37R
41	7821	1545.2	1715.6	394.5	-170.3	-0.39 X

R denotes an observation with a large standardized residual.
X denotes an observation whose X value gives it large influence.

Durbin-Watson statistic = 1.26291

Παρατηρούμε ότι το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης δεν λύθηκε ενώ και η οριακή ροπή προς κατανάλωση που προκύπτει δεν δείχνει να συμβαδίζει με την οικονομική θεωρία.

Ελέγχουμε για αποτέλεσμα ARCH.

ARCH Test:

F-statistic	10.55571	0.002512
	Probability	
Obs*R-squared	8.615852	0.003332
	Probability	

Τα p-value είναι μικρότερα από κάθε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας οπότε απορρίπτουμε την H_0 και υπάρχει αποτέλεσμα ARCH.

Για να διορθωθεί το πρόβλημα χρησιμοποιούμε την προσέγγιση της γενικευμένης αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκης ετεροσκεδαστικότητας (GARCH 1,1).

Dependent Variable: CONS

Method: ML - ARCH

Sample(adjusted): 1962 2000

Included observations: 39 after adjusting endpoints

Convergence not achieved after 100 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-4976.600	1207.540	-4.121270	0.0000
YFIT(-1)-T(-1)	0.834926	0.032243	25.89464	0.0000
Variance Equation				
C	3594886.	2270355.	1.583402	0.1133
ARCH(1)	0.917709	0.659771	1.390951	0.1642
GARCH(1)	-0.674322	0.279597	-2.411767	0.0159
R-squared	0.910444	Mean dependent var		24800.72
Adjusted R-squared	0.899908	S.D. dependent var		9129.730
S.E. of regression	2888.405	Akaike info criterion		18.30040
Sum squared resid	2.84E+08	Schwarz criterion		18.51368
Log likelihood	-351.8578	F-statistic		86.41246
Durbin-Watson stat	0.221343	Prob(F-statistic)		0.000000

ARCH Test:

F-statistic	0.276798	0.602034
	Probability	
Obs*R-squared	0.289947	0.590255
	Probability	

Πλέον η H_0 δεν απορρίπτεται και επομένως λύθηκε το πρόβλημα ARCH.

Τελικά η εκτιμημένη εξίσωση κατανάλωσης είναι η:

$$CONS = -4976.600201 + 0.8349257458*(Y(-1)-T(-1))$$

Συνάρτηση επενδύσεων:

Dependent Variable: I

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1961 2000
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3847.097	725.2751	5.304328	0.0000
R	-211.4195	42.64689	-4.957442	0.0000
YFIT	0.225979	0.026220	8.618704	0.0000
R-squared	0.673161	Mean dependent var	8717.122	
Adjusted R-squared	0.655494	S.D. dependent var	2339.035	
S.E. of regression	1372.888	Akaike info criterion	17.35926	
Sum squared resid	69738407	Schwarz criterion	17.48593	
Log likelihood	-344.1852	F-statistic	38.10280	
Durbin-Watson stat	0.528744	Prob(F-statistic)	0.000000	

Ελέγχοντας το D.W. είναι φανερό ότι υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση του διαταρακτικού όρου. Εφαρμόζοντας την μέθοδο του Durbin είναι:

Regression Analysis: I versus r, Y, I(-1), r(-1), y(-1)

The regression equation is

$$I = 1667 - 117 r + 0.0366 Y + 0.703 I(-1) + 8.0 r(-1) + 0.043 y(-1)$$

39 cases used, 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	1666.8	626.9	2.66	0.012
r	-117.29	81.44	-1.44	0.159
Y	0.03662	0.09623	0.38	0.706
I(-1)	0.7029	0.1126	6.24	0.000
r(-1)	8.00	96.83	0.08	0.935
y(-1)	0.04316	0.09997	0.43	0.669

S = 878.902 R-Sq = 86.4% R-Sq(adj) = 84.3%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	5	161547358	32309472	41.83	0.000
Residual Error	33	25491459	772468		
Total	38	187038818			

Source	DF	Seq SS
r	1	975439
Y	1	119947825
I(-1)	1	40465362
r(-1)	1	14747
y(-1)	1	143985

Unusual Observations

Obs	r	I	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
13	9.0	13334	11213	373	2121	2.67R
14	11.8	10174	12230	518	-2056	-2.90R
27	21.8	7248	9042	201	-1794	-2.10R
39	12.6	12329	12492	674	-164	-0.29 X
40	9.8	13569	13825	633	-256	-0.42 X

R denotes an observation with a large standardized residual.
 X denotes an observation whose X value gives it large influence.

To $\rho = 0,703$.

Regression Analysis: I* versus r*, y*

The regression equation is

$$I^* = 1814 - 169 r^* + 0.154 y^*$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	1814.3	514.7	3.52	0.001
r*	-168.61	57.77	-2.92	0.006
y*	0.15399	0.04289	3.59	0.001

S = 887.274 R-Sq = 30.9% R-Sq(adj) = 27.1%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	13003835	6501917	8.26	0.001
Residual Error	37	29128431	787255		
Total	39	42132266			

Source	DF	Seq SS
r*	1	2856871
y*	1	10146964

Unusual Observations

Obs	r*	I*	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
13	3.4	5178	2850	165	2328	2.67R
27	7.4	829	2590	199	-1761	-2.04R
39	0.9	4397	5082	581	-686	-1.02 X

R denotes an observation with a large standardized residual.
X denotes an observation whose X value gives it large influence.

Durbin-Watson statistic = 2.03492

Το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης λύθηκε. Ο σταθερός όρος είναι ίσος με $b_0 = 1814/0.297 = 6107.7441$. Τελικά η εκτιμημένη εξίσωση επενδύσεων είναι η:

$$I = 6107.7441 - 168.61 r + 0.15399 Y$$

Εξίσωση καθαρών εξαγωγών:

Dependent Variable: NX

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1961 2000

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EFIT	-483618.5	67539.00	-7.160581	0.0000
R-squared	0.021468	Mean dependent var		-1662.810
Adjusted R-squared	0.021468	S.D. dependent var		1441.677
S.E. of regression	1457.070	Akaike info criterion		17.43092

Sum squared resid	82799059	Schwarz criterion	17.47315
Log likelihood	-347.6185	Durbin-Watson stat	0.103187

Υπάρχει πρόβλημα θετικής αυτοσυσχέτισης στον διαταρακτικό όρο και για την διόρθωσή του ακολουθείται η μέθοδος του Durbin.

Regression Analysis: nx versus e, nx(-1), e(-1)

The regression equation is
 $nx = 101605 e + 1.08 nx(-1) - 102983 e(-1)$

39 cases used, 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
e	101605	296805	0.34	0.734
nx(-1)	1.08110	0.05445	19.86	0.000
e(-1)	-102983	300018	-0.34	0.733

S = 423.922

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	184993059	61664353	343.13	0.000
Residual Error	36	6469561	179710		
Total	39	191462620			

Source	DF	Seq SS
e	1	110063726
nx(-1)	1	74908158
e(-1)	1	21174

Unusual Observations

Obs	e	nx	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
14	0.00387	-956.1	-1786.4	87.2	830.3	2.00R
22	0.00328	-937.1	-81.8	102.2	-855.3	-2.08R
30	0.00350	-3021.4	-2163.4	146.7	-858.0	-2.16R
32	0.00362	-2723.3	-3561.1	127.1	837.8	2.07R
39	0.00375	-4990.7	-4960.2	237.1	-30.5	-0.09 X
40	0.00273	-5870.6	-5504.0	331.7	-366.7	-1.39 X

R denotes an observation with a large standardized residual.
 X denotes an observation whose X value gives it large influence.

Durbin-Watson statistic = 1.89189

Το ρ είναι μεγαλύτερο της μονάδος και η μέθοδος δεν μπορεί να ακολουθηθεί.

Για αυτό το λόγο γίνεται έλεγχος για πιθανό αποτέλεσμα ARCH στην αρχική εξίσωση.

ARCH Test:

F-statistic	204.9741	0.000000
	Probability	
Obs*R-squared	33.03655	0.000000
	Probability	

Τα p-value είναι μικρότερα από κάθε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας, η H_0 απορρίπτεται και υπάρχει αποτέλεσμα ARCH. Για να λυθεί το πρόβλημα χρησιμοποιείται η προσέγγιση της γενικευμένης αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκης ετεροσκεδαστικότητας (GARCH 1,1).

Dependent Variable: NX
 Method: ML - ARCH
 Sample(adjusted): 1961 2000
 Included observations: 40 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 15 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
EFIT	-483491.1	79250.25	-6.100814	0.0000
Variance Equation				
C	1345478.	1912116.	0.703659	0.4816
ARCH(1)	0.861375	0.712703	1.208604	0.2268
GARCH(1)	-0.478946	0.656062	-0.730032	0.4654
R-squared	0.021468	Mean dependent var		-1662.810
Adjusted R-squared	0.106591	S.D. dependent var		1441.677
S.E. of regression	1516.567	Akaike info criterion		17.13840
Sum squared resid	82799067	Schwarz criterion		17.30729
Log likelihood	-338.7680	Durbin-Watson stat		0.103183
ARCH Test:				
F-statistic	3.385143	Probability		0.073820
Obs*R-squared	3.269038	Probability		0.070599

Στην νέα αυτή εξίσωση το αποτέλεσμα ARCH έχει διορθωθεί, καθώς η H_0 δεν απορρίπτεται για διάστημα εμπιστοσύνης $\alpha = 0,05$.

Τελικά η εκτίμηση της εξίσωσης των καθαρών εξαγωγών είναι:

$$NX = -483491.0754 * E$$

Εξίσωση Αγοράς Χρήματος:

Dependent Variable: MP
 Method: Least Squares
 Sample: 1960 2000
 Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YFIT	0.124648	0.005346	23.31567	0.0000
R	-65.24393	11.69034	-5.581013	0.0000
R-squared	0.936438	Mean dependent var		3368.585
Adjusted R-squared	0.934808	S.D. dependent var		1478.830
S.E. of regression	377.5848	Akaike info criterion		14.75302
Sum squared resid	5560242.	Schwarz criterion		14.83661
Log likelihood	-300.4369	Durbin-Watson stat		0.216027

Χρησιμοποιώντας το D.W. statistic επιβεβαιώνεται ότι υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα. Ακολουθώντας την μέθοδο του Durbin είναι:

Regression Analysis: mp versus Y, r, mp(-1), Y(-1), r(-1)

The regression equation is

$$mp = 0.193 Y - 32.8 r + 1.03 mp(-1) - 0.204 Y(-1) + 48.2 r(-1)$$

39 cases used, 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
Y	0.19264	0.01433	13.45	0.000
r	-32.85	14.07	-2.33	0.026
mp(-1)	1.03132	0.07304	14.12	0.000
Y(-1)	-0.20372	0.01968	-10.35	0.000
r(-1)	48.21	13.01	3.70	0.001

S = 135.648

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	5	550513926	110102785	5983.74	0.000
Residual Error	34	625611	18400		
Total	39	551139537			

Source	DF	Seq SS
Y	1	541493715
r	1	4256471
mp(-1)	1	2422020
Y(-1)	1	2089142
r(-1)	1	252578

Unusual Observations

Obs	Y	mp	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
30	47593	4478.6	4453.9	85.8	24.7	0.24 X
39	57192	7355.7	7001.2	99.7	354.6	3.85RX
40	56616	6868.0	7127.6	107.3	-259.6	-3.13RX

R denotes an observation with a large standardized residual.

X denotes an observation whose X value gives it large influence.

Επειδή και εδώ η εκτίμηση του συντελεστή αυτοσυσχέτισης είναι μεγαλύτερη της μονάδος, προχωρούμε σε έλεγχο για ύπαρξη αποτελέσματος ARCH στην αρχική παλινδρόμηση.

ARCH Test:

F-statistic	1.843836	0.182511
	Probability	
Obs*R-squared	1.851062	0.173660
	Probability	

Από τα p-value φαίνεται ότι δεν απορρίπτεται η H_0 για κανένα επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας και επομένως δεν υπάρχει αποτέλεσμα ARCH.

Τελικά η εκτιμημένη εξίσωση της αγοράς χρήματος είναι η:

$$MP = 0.1246481255*YFIT - 65.24392527*R$$

Εκτίμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε τρία στάδια (3SLS)

Τα αποτελέσματα από την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε τρία στάδια δίνονται παρακάτω:

System: UNTITLED

Estimation Method: Three-Stage Least Squares

Sample: 1961 2000

Included observations: 40

Total system (balanced) observations 160

Instruments: C G T(-1) MP R Y(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1074.522	944.8015	-1.137299	0.2572
C(2)	0.758819	0.026302	28.84974	0.0000
C(3)	2903.574	573.2512	5.065099	0.0000
C(4)	-197.2725	26.21239	-7.525926	0.0000
C(5)	0.245113	0.018310	13.38680	0.0000
C(8)	-494562.6	63101.91	-7.837521	0.0000
C(11)	0.116377	0.004038	28.81837	0.0000
C(12)	-49.84465	8.511253	-5.856323	0.0000

Determinant residual covariance 1.52E+23

Equation: CONS=C(1)+C(2)*(Y(-1)-T(-1))

Observations: 40

R-squared	0.926118	Mean dependent var	24407.53
Adjusted R-squared	0.924174	S.D. dependent var	9348.727
S.E. of regression	2574.311	Sum squared resid	2.52E+08
Durbin-Watson stat	0.138583		

Equation: I=C(3)+C(4)*R+C(5)*Y

Observations: 40

R-squared	0.738581	Mean dependent var	8717.122
Adjusted R-squared	0.724450	S.D. dependent var	2339.035
S.E. of regression	1227.827	Sum squared resid	55779651
Durbin-Watson stat	0.385473		

Equation: NX=C(8)*E

Observations: 40

R-squared	0.038113	Mean dependent var	-1662.810
Adjusted R-squared	0.038113	S.D. dependent var	1441.677
S.E. of regression	1468.893	Sum squared resid	84148261
Durbin-Watson stat	0.101888		

Equation: MP=C(11)*Y+C(12)*R

Observations: 40

R-squared	0.914297	Mean dependent var	3432.135
Adjusted R-squared	0.912042	S.D. dependent var	1439.857
S.E. of regression	427.0297	Sum squared resid	6929464.
Durbin-Watson stat	0.605182		

Το εκτιμημένο υπόδειγμα είναι:

$$\text{CONS} = -1074.522049 + 0.7588193625 \cdot (Y(-1) - T(-1))$$

$$I = 2903.57375 - 197.2725381 \cdot R + 0.2451125745 \cdot Y$$

$$NX = -494562.5743 \cdot E$$

$$MP = 0.1163773762 \cdot Y - 49.84465012 \cdot R$$

Εκτίμηση με την μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης (FIML)

Τα αποτελέσματα από την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος με την μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας δίνονται παρακάτω:

System: UNTITLED

Estimation Method: Full Information Maximum Likelihood (Marquardt)

Sample: 1961 2000

Included observations: 40

Total system (balanced) observations 160

Convergence achieved after 34 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-658.5693	1911.887	-0.344460	0.7310
C(2)	0.743498	0.043580	17.06066	0.0000
C(3)	3116.764	1775.337	1.755590	0.0812
C(4)	-164.0691	71.80065	-2.285065	0.0237
C(5)	0.226138	0.050485	4.479284	0.0000
C(8)	-494559.1	140803.5	-3.512406	0.0006
C(11)	0.115449	0.007756	14.88533	0.0000
C(12)	-48.31337	12.34627	-3.913196	0.0001

Log Likelihood -1292.346

Determinant residual covariance 1.36E+23

Equation: $\text{CONS} = C(1) + C(2) \cdot (Y(-1) - T(-1))$

Observations: 40

R-squared	0.922117	Mean dependent var	24407.53
Adjusted R-squared	0.920067	S.D. dependent var	9348.727
S.E. of regression	2643.109	Sum squared resid	2.65E+08
Durbin-Watson stat	0.128416		

Equation: $I = C(3) + C(4) \cdot R + C(5) \cdot Y$

Observations: 40

R-squared	0.729161	Mean dependent var	8717.122
Adjusted R-squared	0.714521	S.D. dependent var	2339.035
S.E. of regression	1249.752	Sum squared resid	57789605
Durbin-Watson stat	0.377074		

Equation: $NX = C(8) \cdot E$

Observations: 40

R-squared	0.038112	Mean dependent var	-1662.810
Adjusted R-squared	0.038112	S.D. dependent var	1441.677
S.E. of regression	1468.893	Sum squared resid	84148211
Durbin-Watson stat	0.101888		

Equation: $MP = C(11) \cdot Y + C(12) \cdot R$

Observations: 40

R-squared	0.913241	Mean dependent var	3432.135
Adjusted R-squared	0.910958	S.D. dependent var	1439.857

S.E. of regression	429.6530	Sum squared resid	7014863.
Durbin-Watson stat	0.596267		

Το εκτιμημένο υπόδειγμα είναι:

$$\text{CONS} = -658.5693046 + 0.7434981548 * (\text{Y}(-1) - \text{T}(-1))$$

$$\text{I} = 3116.763888 - 164.0691169 * \text{R} + 0.2261375685 * \text{Y}$$

$$\text{NX} = -494559.148 * \text{E}$$

$$\text{MP} = 0.1154486082 * \text{Y} - 48.31336741 * \text{R}$$

Πραγματικές και εκτιμημένες τιμές από την προσομοίωση

Παρατίθενται η πραγματικές και οι εκτιμημένες τιμές με βάση την λύση του συστήματος με την μέθοδο Gauss-Seidel, για κάθε μέθοδο εκτίμησης. Με βάση αυτές τις τιμές θα γίνει και ο υπολογισμός των μέτρων ακρίβειας.

Μέθοδος OLS

	Y	Yforecast
1960	12655.31	12655.31
1961	14060.27801	10927.562386
1962	14305.01797	12681.667853
1963	15770.21066	12900.877672
1964	17079.97844	14666.920391
1965	18719.91687	16337.669771
1966	19832.0601	18464.740526
1967	20933.23634	19987.616673
1968	22374.97834	21364.579247
1969	24564.63749	23505.878046
1970	26473.13577	26272.440227
1971	28542.14299	28576.991141
1972	31431.71668	31168.779519
1973	33979.74436	34315.508466
1974	31763.05036	36908.533546
1975	33770.01794	35121.135598
1976	36081.9515	37922.031532
1977	37170.94075	40611.232102
1978	39877.54451	41471.174784
1979	41191.73994	43912.999913
1980	41473.18934	44349.371004
1981	40804.09162	45397.928156
1982	40390.44489	44694.045809
1983	39967.69802	44731.327361
1984	40744.55478	44650.587284
1985	41748.134	45909.999075
1986	41960.93746	46654.559269
1987	41040.20289	46277.822618
1988	42868.84292	44363.626079
1989	44524.68068	46751.241696

1990	44563.70577	47239.379321
1991	45968.77603	46655.482272
1992	46314.58414	47710.565358
1993	45569.02973	48473.297688
1994	46487.40836	47782.732606
1995	47465.65243	49501.406947
1996	48601.01615	51305.889719
1997	50369.00072	53559.137097
1998	52066.86671	55364.167117
1999	53837.3075	57401.885845
2000	56071.07755	61298.241658

Μέθοδος 2SLS

	Y	Yforecast
1960	12655.31	12655.31
1961	14060.27801	10442.212934
1962	14305.01797	12139.598264
1963	15770.21066	12338.387432
1964	17079.97844	14011.582865
1965	18719.91687	15626.561572
1966	19832.0601	17684.152138
1967	20933.23634	19160.226817
1968	22374.97834	20507.065739
1969	24564.63749	22617.635837
1970	26473.13577	25296.715069
1971	28542.14299	27527.688023
1972	31431.71668	30035.911843
1973	33979.74436	33025.003084
1974	31763.05036	35393.704487
1975	33770.01794	33673.450693
1976	36081.9515	36408.214157
1977	37170.94075	38984.341199
1978	39877.54451	39743.794584
1979	41191.73994	41950.772323
1980	41473.18934	42167.026036
1981	40804.09162	43200.447458
1982	40390.44489	42559.328295
1983	39967.69802	42608.898812
1984	40744.55478	42541.783969
1985	41748.134	43766.834421
1986	41960.93746	44474.654734
1987	41040.20289	44037.065792
1988	42868.84292	42127.75908
1989	44524.68068	44426.728806
1990	44563.70577	44680.308779
1991	45968.77603	44029.251978
1992	46314.58414	45075.583539
1993	45569.02973	45830.420582
1994	46487.40836	45212.764959
1995	47465.65243	47074.35927
1996	48601.01615	49014.082002
1997	50369.00072	51303.779611
1998	52066.86671	53064.587173
1999	53837.3075	55227.765062
2000	56071.07755	59154.392067

Μέθοδος 2SLS/AR

1960	12655.31	12655.31
1961	14060.27801	12166.838322
1962	14305.01797	13655.764488
1963	15770.21066	13840.658943
1964	17079.97844	15339.627475
1965	18719.91687	16758.391551
1966	19832.0601	18562.131531
1967	20933.23634	19863.369055
1968	22374.97834	21034.385209
1969	24564.63749	22862.044082
1970	26473.13577	25212.130995
1971	28542.14299	27169.304374
1972	31431.71668	29369.597779
1973	33979.74436	32022.911207
1974	31763.05036	34217.027596
1975	33770.01794	32747.933653
1976	36081.9515	35139.343382
1977	37170.94075	37421.734197
1978	39877.54451	38147.039215
1979	41191.73994	40214.340992
1980	41473.18934	40589.296712
1981	40804.09162	41533.049902
1982	40390.44489	40935.743754
1983	39967.69802	41000.77757
1984	40744.55478	40959.444132
1985	41748.134	42046.496943
1986	41960.93746	42650.290839
1987	41040.20289	42310.423037
1988	42868.84292	40662.048211
1989	44524.68068	42705.588211
1990	44563.70577	43087.769191
1991	45968.77603	42586.329062
1992	46314.58414	43454.572753
1993	45569.02973	44124.453281
1994	46487.40836	43535.614852
1995	47465.65243	44998.047438
1996	48601.01615	46531.184511
1997	50369.00072	48468.062185
1998	52066.86671	50008.587737
1999	53837.3075	51751.195112
2000	56071.07755	55142.035879

Μέθοδος 3SLS

1960	12655.31	12655.31
1961	14060.27801	12951.452324
1962	14305.01797	14483.169844
1963	15770.21066	14659.174434
1964	17079.97844	16160.800956
1965	18719.91687	17623.632997
1966	19832.0601	19476.33868
1967	20933.23634	20830.049039
1968	22374.97834	22049.859279
1969	24564.63749	23988.086856
1970	26473.13577	26407.076955
1971	28542.14299	28421.511475
1972	31431.71668	30685.430607

1973	33979.74436	33333.997134
1974	31763.05036	35431.491518
1975	33770.01794	34004.338554
1976	36081.9515	36506.541216
1977	37170.94075	38829.849061
1978	39877.54451	39491.684015
1979	41191.73994	41433.977552
1980	41473.18934	41573.623087
1981	40804.09162	42626.009552
1982	40390.44489	42055.868222
1983	39967.69802	42176.732986
1984	40744.55478	42178.190935
1985	41748.134	43326.727187
1986	41960.93746	43903.754105
1987	41040.20289	43453.204326
1988	42868.84292	41657.886324
1989	44524.68068	43768.35149
1990	44563.70577	43873.306625
1991	45968.77603	43245.762391
1992	46314.58414	44133.106604
1993	45569.02973	44865.921834
1994	46487.40836	44317.963569
1995	47465.65243	46077.950578
1996	48601.01615	47885.624405
1997	50369.00072	50030.708547
1998	52066.86671	51638.310072
1999	53837.3075	53671.725915
2000	56071.07755	57458.054881

Μέθοδος FIML

1960	12655.31	12655.31
1961	14060.27801	13543.771774
1962	14305.01797	15011.049537
1963	15770.21066	15189.423495
1964	17079.97844	16657.096944
1965	18719.91687	18059.375403
1966	19832.0601	19833.568724
1967	20933.23634	21133.438469
1968	22374.97834	22292.209283
1969	24564.63749	24123.309024
1970	26473.13577	26440.575887
1971	28542.14299	28370.384815
1972	31431.71668	30539.107141
1973	33979.74436	33110.188602
1974	31763.05036	35228.850232
1975	33770.01794	33881.784685
1976	36081.9515	36267.995818
1977	37170.94075	38513.846466
1978	39877.54451	39203.856803
1979	41191.73994	41189.135987
1980	41473.18934	41498.051726
1981	40804.09162	42525.677841
1982	40390.44489	41947.033133
1983	39967.69802	42073.234064
1984	40744.55478	42083.100888
1985	41748.134	43189.313518
1986	41960.93746	43733.783298
1987	41040.20289	43348.223315

1988	42868.84292	41661.445444
1989	44524.68068	43703.076033
1990	44563.70577	43962.93903
1991	45968.77603	43429.982286
1992	46314.58414	44242.131009
1993	45569.02973	44945.040782
1994	46487.40836	44376.277754
1995	47465.65243	45896.926884
1996	48601.01615	47468.970154
1997	50369.00072	49449.684328
1998	52066.86671	50983.927231
1999	53837.3075	52781.612761
2000	56071.07755	56329.774538

Αποτελέσματα από την προσωρινή διαταραγή των μεταβλητών πολιτικής

Προσωρινή διαταραγή στις δημόσιες επενδύσεις (αύξηση κατά 15% το 1974):

	% Αλλαγή
1974	2.501417816
1975	2.255563242
1976	2.020679886
1977	1.821940879
1978	1.667066982
1979	1.553809623
1980	1.483679461
1981	1.392504039
1982	1.306909154
1983	1.214388307
1984	1.121251388
1985	1.030916773
1986	0.958856843
1987	0.903807455
1988	0.865752568
1989	0.824984811
1990	0.806367413
1991	0.796660171
1992	0.795410153
1993	0.787971997
1994	0.777858479
1995	0.756908382
1996	0.726123006
1997	0.683394954
1998	0.646178514
1999	0.609416596
2000	0.554581847

Προσωρινή διαταραγή στους φόρους (μείωση κατά 15% το 1974):

	% Αλλαγή
1974	0
1975	0.368293569
1976	0.329932763
1977	0.297479439

1978	0.272192227
1979	0.253700009
1980	0.242249438
1981	0.227362663
1982	0.213387053
1983	0.198280631
1984	0.183073575
1985	0.168324088
1986	0.156558423
1987	0.147570178
1988	0.141356712
1989	0.134700316
1990	0.131660546
1991	0.130075587
1992	0.129871483
1993	0.128650626
1994	0.126986485
1995	0.123566345
1996	0.118540527
1997	0.111565187
1998	0.105489542
1999	0.099488111
2000	0.090536263

Προσωρινή διαταραχή στην συναλλαγματική ισοτιμία:

	% Αλλαγή
1974	1.192430837
1975	1.075228217
1976	0.963234351
1977	0.868487295
1978	0.794661626
1979	0.740673823
1980	0.707244001
1981	0.663782288
1982	0.622980698
1983	0.578877672
1984	0.534480886
1985	0.491419967
1986	0.457070264
1987	0.430829177
1988	0.412689079
1989	0.393255895
1990	0.384381221
1991	0.379753948
1992	0.379158082
1993	0.375593948
1994	0.370780833
1995	0.360794545
1996	0.346120156
1997	0.325753024
1998	0.308013114
1999	0.290489844
2000	0.264351811

Εκ των υστέρων προβλέψεις

Αρχικά αντικαθιστούμε το διαθέσιμο εισόδημα του 2000 στην συνάρτηση κατανάλωσης και προβλέπουμε το επίπεδο της κατανάλωσης για το 2000.

$$\text{CONS} = - 658.5693046 + 0.7434981548*(Y(-1)-T(-1))$$

$$= - 658.5693046 + 0.7434981548*(49847.19)$$

$$= - 658.5693046 + 37061,296$$

$$\text{Cons}_{2001} = 36402.727$$

$$\text{NX} = - 494559.148 * E$$

$$= - 494559.148 * 0.002662$$

$$\text{NX}_{2001} = - 1316.5164$$

Αντικαθιστώντας στην ταυτότητα του εισοδήματος την εξίσωση επενδύσεων καθώς και τις τιμές των άλλων μεταβλητών:

$$Y = 36402,727 + 8131,079 - 1316,5164 + 3116,763888 - 164,0691169 * 6,5 + 0,22613757 * Y$$

$$= 46342,974 - 1066,4492 + 0,22613757 * Y$$

$$\Leftrightarrow Y = 45276,525 + 0,22613754 * Y$$

$$\Leftrightarrow Y_{2001} = 58507,082$$

Τέλος αντικαθιστώντας στην εξίσωση της αγοράς χρήματος είναι:

$$\text{MP} = 0.1154486082 * Y - 48.31336741 * R$$

$$= 6754.5607 - 314.03688$$

$$\text{MP}_{2001} = 6440.5239$$

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Year	Y	Cons	I	G	t	T	M	M/P
1960	12655.31	8353.773	3000.575	1698.343	1.67	211.3463	14.62	826.5958
1961	14060.28	9073.097	3650.048	1777.219	1.84	258.7091	16.93	946.921
1962	14305.02	9203.849	3682.112	1905.428	2.09	298.9749	19.55	1079.693
1963	15770.21	10250.64	4168.067	1969.699	1.8	283.8638	22.71	1213.465
1964	17079.98	10398.29	5352.865	2146.953	2.03	346.7236	26.94	1408.038
1965	18719.92	11297.47	6115.797	2354.966	1.69	316.3666	30.28	1513.546
1966	19832.06	12456.52	5628.339	2498.84	1.94	384.742	34.22	1653.3
1967	20933.24	13307.26	5741.987	2706.667	2.18	456.3446	41.04	1945.116
1968	22374.98	14304.32	6374.631	2738.697	2.29	512.387	43.18	2031.426
1969	24564.64	14861.61	7963.855	2962.495	2.28	560.0737	45.21	2064.572
1970	26473.14	15677.39	8889.679	3123.83	2.6	688.3015	50.28	2226.355
1971	28542.14	16525.9	9889.853	3276.638	2.64	753.5126	58.28	2496.359
1972	31431.72	17520.04	11601.45	3463.775	2.68	842.37	69.16	2867.211
1973	33979.74	18586.92	13333.65	3693.598	2.72	924.249	85.07	3067.022
1974	31763.05	18400.34	10173.71	4145.078	2.76	876.6602	101.8	2969.835
1975	33770.02	19775.72	10066.84	4640	2.8	945.5605	118.42	3082.329
1976	36081.95	20905.88	10929.22	4878.28	3.16	1140.19	144.68	3319.491
1977	37170.94	22744.9	10062.17	5196.498	3.52	1308.417	169.14	3467.476
1978	39877.54	24544.63	10531.66	5379.481	3.88	1547.249	207.6	3772.968
1979	41191.74	25950.8	9787.157	5692.698	4.24	1746.53	242.41	3781.511
1980	41473.19	26070.05	9870.619	5706.711	4.6	1907.767	283.03	3623.062
1981	40804.09	25890.2	8891.212	6092.051	4.66	1901.471	346.22	3755.709
1982	40390.44	26770.79	8587.009	5969.708	4.72	1906.429	420.43	3640.118
1983	39967.7	27329.91	7849.656	6183.003	4.78	1910.456	478.71	3493.316
1984	40744.55	27433.31	7684.423	6348.002	4.84	1972.036	571.48	3548.728
1985	41748.13	27574.64	8479.046	6592.03	4.9	2045.659	669.03	3511.913
1986	41960.94	27165.51	9130.7	6520.73	5.06	2123.223	804.3	3457.362
1987	41040.2	27890.92	7247.7	6537.704	5.22	2142.299	963.27	3578.389
1988	42868.84	29579.5	8440.875	6177.4	5.38	2306.344	1099.12	3574.723
1989	44524.68	31438.88	8611.073	6509.508	5.54	2466.667	1356.23	3851.285
1990	44563.71	32264.12	8770.137	6550.865	5.7	2540.131	1880.821	4478.572
1991	45968.78	33194.05	9625.862	6449.419	6.2	2850.064	2105.221	4219.658
1992	46314.58	33948.59	8832.191	6257.1	6.3	2917.819	2357.09	4108.841
1993	45569.03	33689.18	8448.498	6420.676	6.3	2870.849	2687.55	4120.076

1994	46487.41	34344.9	8390.977	6350.18	7.3	3393.581	3299.367	4564.848
1995	47465.65	35210.02	8852.344	6706.897	7.8	3702.321	3718.128	4706.432
1996	48601.02	36052.23	9603.561	6765.261	7.7	3742.278	4295.746	5030.142
1997	50369	37021.22	10245.05	6966.033	8.4	4230.996	4817.395	5340.704
1998	52066.87	38321.21	11282.89	7086.301	10	5206.687	5245.754	5550.986
1999	53837.3	39263.5	12328.7	7235.73	10.6	5706.755	7127.699	7355.567
2000	56071.08	40062.78	13569.2	8309.734	11.1	6223.89	6867.995	6867.995
2001	58370.99	41028.97	14149.13	8131.079	10.3	6012.212		

P	P*	Inflation	r*	r*p	e	ep	NX	p
0.017687	0.172	1	8	7	0.033333	0.003428	-397.38	0.783142
0.017879	0.174	1.085543	8	6.914457	0.033333	0.003425	-440.08	0.791684
0.018107	0.176	1.275239	8	6.724761	0.033333	0.003429	-486.37	0.801758
0.018715	0.178	3.357817	8.25	4.892183	0.033333	0.003505	-618.19	0.828688
0.019133	0.18	2.233503	9	6.766497	0.033333	0.003543	-818.13	0.847185
0.020006	0.183	4.562797	9	4.437203	0.033333	0.003644	-1048.3	0.885828
0.020698	0.188	3.458962	9	5.541038	0.033333	0.00367	-751.63	0.916505
0.021099	0.194	1.937385	9	7.062615	0.033333	0.003625	-822.67	0.934232
0.021256	0.202	0.744111	8.75	8.005889	0.033333	0.003508	-1042.6	0.941193
0.021898	0.213	3.020324	8	4.979676	0.033333	0.003427	-1223.3	0.96963
0.022584	0.225	3.132706	8	4.867294	0.033349	0.003347	-1217.7	1
0.023346	0.235	3.37407	8	4.62593	0.033349	0.003313	-1150.2	1.033727
0.024121	0.243	3.319626	8	4.680374	0.033349	0.00331	-1153.5	1.068064
0.027737	0.258	14.99109	9	-5.99109	0.033771	0.003631	-1634.4	1.228156
0.034278	0.286	23.58222	11.83	-11.7522	0.033349	0.003997	-956.06	1.517795
0.038419	0.313	12.08063	11.88	-0.20063	0.031187	0.003828	-712.54	1.701147
0.043585	0.33	13.44647	11.5	-1.94647	0.027376	0.003616	-631.43	1.929906
0.048779	0.352	11.91694	12	0.083056	0.027148	0.003762	-832.62	2.159872
0.055023	0.379	12.80059	13.46	0.65941	0.027224	0.003952	-578.22	2.436364
0.064104	0.421	16.50401	16.71	0.205993	0.026998	0.004111	-238.91	2.838453
0.078119	0.479	21.86291	21.25	-0.61291	0.023459	0.003826	-174.18	3.45903
0.092185	0.528	18.00586	21.33	3.324137	0.018049	0.003151	-69.367	4.081844
0.115499	0.56	25.29045	20.5	-4.79045	0.014973	0.003088	-937.05	5.114169
0.137036	0.578	18.64691	20.5	1.853085	0.011357	0.002693	-1394.8	6.067835
0.161038	0.603	17.51511	20.5	2.984894	0.008872	0.002369	-721.17	7.130602
0.190503	0.625	18.29692	20.5	2.203076	0.007241	0.002207	-897.58	8.435285
0.232634	0.637	22.11566	20.5	-1.61566	0.007144	0.002609	-856.00	10.30081
0.269191	0.66	15.71438	21.82	6.105616	0.007385	0.003012	-636.12	11.9195
0.30747	0.687	14.22001	22.89	8.669985	0.007049	0.003155	-1328.9	13.61448
0.35215	0.72	14.5315	23.26	8.728501	0.006158	0.003012	-2034.7	15.59285
0.41996	0.759	19.256	27.62	8.364001	0.006308	0.003491	-3021.4	18.59539
0.498908	0.791	18.79893	29.45	10.65107	0.005486	0.00346	-3300.5	22.09116
0.573663	0.815	14.98372	28.71	13.72628	0.005246	0.003693	-2723.3	25.40122
0.652306	0.839	13.70892	28.56	14.85108	0.004362	0.003391	-2989.3	28.88346



0.722777	0.861	10.80337	27.44	16.63663	0.004122	0.00346	-2598.6	32.00385
0.79001	0.885	9.302039	23.05	13.74796	0.004316	0.003853	-3303.6	34.98085
0.854001	0.911	8.100024	18.9	10.79998	0.004154	0.003895	-3820.0	
0.902015	0.932	5.622242	16.8	11.17776	0.003662	0.003545	-3863.	
0.945013	0.947	4.766883	16.6	11.83312	0.003384	0.003377	-4623.5	
0.969021	0.967	2.540494	12.6	10.05951	0.00327	0.003279	-4990.7	
1	1	3.196938	9.8	6.603062	0.002737	0.002737	-5870.6	
			6.5			0.002662	-4938.1	

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ



004000085479