

**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ  
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ  
ΕΞΑΜΗΝΟ 8<sup>ο</sup>  
ΑΚΑΔΗΜΑΪΚΟ ΕΤΟΣ 2002 – 2003**

**Εκπόνηση διπλωματικής εργασίας με θέμα:  
*“Εκτίμηση ενός Μακροοικονομικού Υποδείγματος”***

**Υπεύθυνος Εργασίας: Καραγκούνης Σωτήριος  
Επιβλέπων Καθηγητής: Χάλκος Γεώργιος**



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ  
ΥΠΗΡΕΣΙΑ ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗΣ & ΠΛΗΡΟΦΟΡΗΣΗΣ  
ΕΙΔΙΚΗ ΣΥΛΛΟΓΗ «ΓΚΡΙΖΑ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ»**

Αριθ. Εισ.: 2451/1  
Ημερ. Εισ.: 15-01-2004  
Δωρεά:  
Ταξιθετικός Κωδικός: ΠΤ ΟΕ  
2003  
ΚΑΡ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ  
ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ



004000070724

# ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

1. Περίληψη.....σελ. 2
2. Εισαγωγή.....σελ. 4
3. Το Υπόδειγμα.....σελ. 6
4. Ανασκόπηση Διεθνούς Βιβλιογραφίας.....σελ. 15
5. Μεθοδολογία.....σελ. 27
6. Εκτίμηση του Υποδείγματος.....σελ. 36
7. Επίλογος.....σελ. 44
8. Βιβλιογραφία – Αναφορές.....σελ. 46
9. Παραρτήματα.....σελ. 48
10. Πίνακες.....σελ. 56

## 1. ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η ανάπτυξη της οικονομετρίας είναι ραγδαία τα τελευταία χρόνια και αποτελεί πλέον ένα απαραίτητο εργαλείο για την ασφαλή εκτίμηση μακροοικονομικών υποδειγμάτων και την εξαγωγή κρίσιμων συμπερασμάτων. Η εργασία αυτή ασχολείται με την εκτίμηση του γνωστού μας υποδείγματος IS-LM. Το υπόδειγμα αυτό δείχνει εκείνον τον συνδυασμό επιτοκίου και εισοδήματος για τον οποίο η αγορά προϊόντος (που εκφράζεται από την καμπύλη IS) και η αγορά χρήματος (που εκφράζεται από την καμπύλη LM) ισορροπούν ταυτόχρονα ενώ επίσης περιγράφει τις επιπτώσεις της δημοσιονομικής και νομισματικής πολιτικής πάνω στην οικονομία. Ωστόσο όμως διεθνώς ασκείται κριτική πάνω στο υπόδειγμα αυτό, που εστιάζεται πάνω σε δύο σημεία: α) στο γεγονός ότι το υπόδειγμα IS-LM «κακομεταχειρίζεται» τον παράγοντα «προσδοκίες» και β) στο γεγονός ότι το υπόδειγμα αυτό διαχωρίζει την οικονομία σε μπλοκ (αγορά χρήματος και αγορά προϊόντος) τα οποία υποθέτει ότι δεν αλληλεπιδρούν μεταξύ τους. Κάποιοι μάλιστα έχουν προχωρήσει πιο μακριά το θέμα φτάνοντας στο σημείο να αντιπροτείνουν ένα νέο υπόδειγμα IS-LM το οποίο έχει τις ακόλουθες διαφορές από αυτό των Hicks – Hansen: α) το γενικό επίπεδο τιμών περιλαμβάνεται ως ενδογενής μεταβλητή και β) οι προσδοκίες περιλαμβάνονται με τρόπο που δεν παρουσιάζει το παραδοσιακό υπόδειγμα IS-LM. Παρόλα αυτά το υπόδειγμα αυτό χρησιμοποιείται από μερίδα επιστημόνων για την εκτίμηση των διακυμάνσεων της συναθροιστικής ζήτησης μετασχηματίζοντάς το με τη χρήση πρώτων διαφορών. Όσον αφορά την εκτίμηση του υποδείγματος αυτού για την ελληνική οικονομία, το κεντρικό συμπέρασμα που μπορούμε να εξάγουμε από την εκτίμησή του είναι ότι το υπόδειγμα IS-LM δεν περιγράφει επαρκώς την ελληνική οικονομία πράγμα που σημαίνει ότι το υπόδειγμα αυτό πρέπει να συμπεριλάβει και άλλους παράγοντες που κάνουν το μοντέλο πιο πολύπλοκο.

## ABSTRACT

The growth of econometrics is rapid the last times and constitutes henceforth an essential tool for the sure estimation of macroeconomic models and the export of critical conclusions. This work deals with the estimation of our known model IS-LM. This model shows that the combination of interest-rate and income for which the market of product (which is expressed by the curve IS) and the market of money (that it is expressed by the curve LM) balance simultaneously while also it describes the repercussions budgetary and monetary political above in the economy. However internationally it is practiced critical above in this model, that is focused on two points: a) in the make that the model IS-LM «misuses» the factor «expectations» and b) in the make that this model separates the economy in blocks (market of money and market of product) which supposes that interact between them. Somebodies in deed have advanced more far the subject reaching in the point to counterpropose a new model IS-LM which has the following differences from that of Hicks – Hansen: a) the general level of prices is included as endogenous variable and b) the expectations is included with way that does not present the traditional model IS-LM. Nevertheless this model is used by portion of scientists for the estimation of fluctuations of aggregate demand converting it with the use of first differences. With regard to the estimation of this model for the Greek economy, the central conclusion that we can export from this estimation is that the model IS-LM does not describe sufficiently the Greek economy so this model should include also other factors that make the model most complicated.

## 2. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Τα τελευταία χρόνια έχουμε μια σημαντική ανάπτυξη της επιστήμης της οικονομετρίας. Αυτή η συνεχής «δημιουργία» νέων μεθόδων και ελέγχων έχει βοηθήσει την οικονομική επιστήμη σημαντικά καθώς ενισχύεται συνεχώς με νέα «όπλα» που της επιτρέπουν να εκτιμήσει υποδείγματα και εξισώσεις απαλλαγμένα από οικονομετρικά – στατιστικά προβλήματα ώστε να εξαχθούν ασφαλή συμπεράσματα. Τα οφέλη που μπορεί να αποκομίσει είναι ποικίλα και μπορούμε να τα συνοψίσουμε ως εξής: η οικονομετρία μπορεί να βοηθήσει στην εκτίμηση μακροοικονομικών μοντέλων και να βοηθήσει τους υπεύθυνους της εθνικής οικονομικής πολιτικής να λάβουν σωστές αποφάσεις σχετικά με το πώς μπορούν να επηρεάσουν την οικονομία, να εξετάσουν τι επιπτώσεις μπορεί να έχει μια απόφασή τους και σε τι μέγεθος. Επιπλέον η οικονομετρία μπορεί να χρησιμοποιηθεί και σαν εργαλείο για την ορθότητα μιας οικονομικής θεωρίας. Πιο συγκεκριμένα η οικονομετρία μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να ελέγξουμε κατά πόσο μια οικονομική θεωρία ανταποκρίνεται στην πραγματικότητα ή όχι, ενώ επίσης μπορεί να καθοδηγήσει και σε ποιες παραμέτρους θα πρέπει να δώσει έμφαση μία θεωρία.

Εμείς, σε αυτή την εργασία, θα προσπαθήσουμε να εκτιμήσουμε το μακροοικονομικό υπόδειγμα IS-LM. Η επιλογή αυτή του μοντέλου δεν είναι τυχαία καθώς πρόκειται για ένα υπόδειγμα που περιλαμβάνει τα κυριότερα εφόδια μιας κυβέρνησης για άσκηση οικονομικής πολιτικής: την δημοσιονομική πολιτική μέσω των δημόσιων δαπανών και των φόρων και την νομισματική πολιτική μέσω της προσφοράς χρήματος. Σκοπός μας λοιπόν είναι, με την εκτίμηση του μοντέλου αυτού, να δούμε σε τι βαθμό ανταποκρίνεται στην πραγματικότητα και κατά πόσο αποτελεσματικά

είναι τα οικονομικά εργαλεία της κυβέρνησης. Επιπλέον, δεν θα πρέπει να ξεχνάμε ότι όπως κάθε υπόδειγμα, το μοντέλο IS-LM έχει ως στόχο να ερμηνεύσει τις διακυμάνσεις που παρατηρούνται στην οικονομία.

Η εργασία αυτή είναι δομημένη ως εξής: ξεκινάμε με μια αναφορά στο υπόδειγμα IS-LM για να θυμηθούμε το περιεχόμενό της και ακολούθως την μαθηματική διατύπωσή της. Στην συνέχεια θα προχωρήσουμε σε μια ανασκόπηση βιβλιογραφίας σχετικά με το υπόδειγμα αυτό. Θα δούμε δηλαδή τι κριτική έχει ασκηθεί πάνω στο υπόδειγμα IS-LM και πως έχει χρησιμοποιηθεί από διάφορους ερευνητές για να ερμηνεύσουν τις μεταβολές που παρατηρούνται σε μια οικονομία. Έπειτα κάνουμε μια αναφορά πάνω στην μεθοδολογία που θα χρησιμοποιήσουμε για να εκτιμήσουμε το υπόδειγμά μας για να κλείσουμε την εργασία με την εκτίμηση του υποδείγματος και τον σχολιασμό των αποτελεσμάτων.

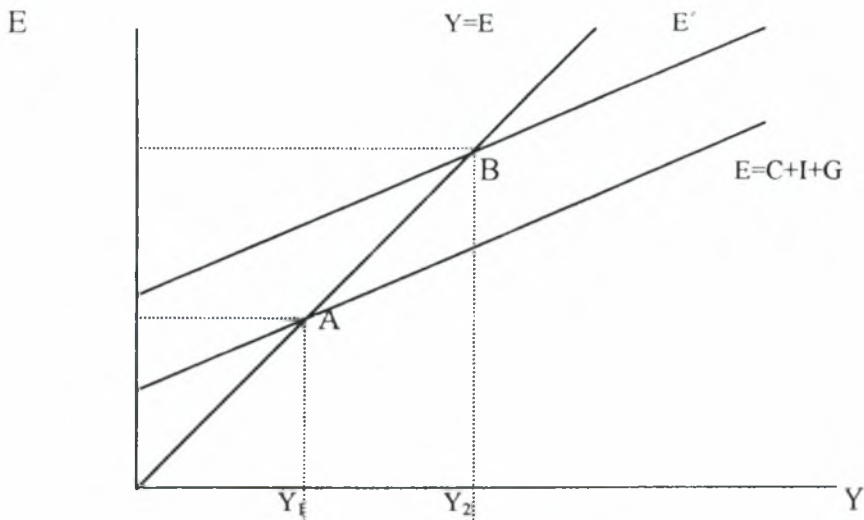
### 3. ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ

- Το θεωρητικό υπόβαθρο

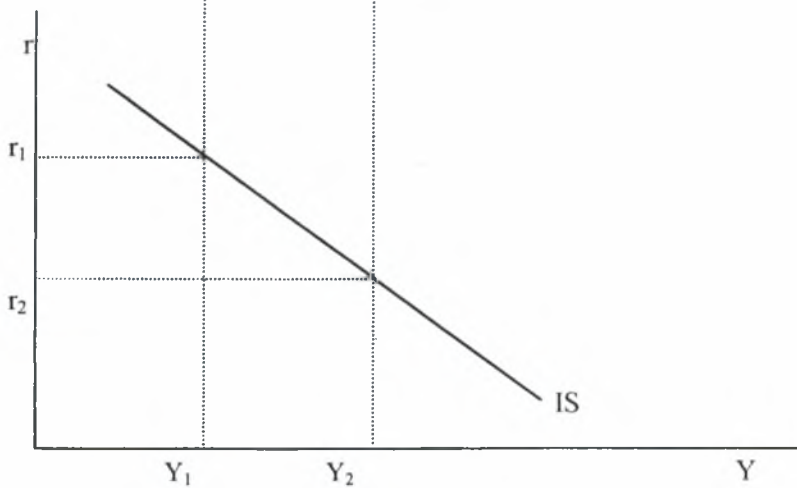
Όπως είπαμε και στην εισαγωγή, το υπόδειγμα με το οποίο θα ασχοληθούμε είναι το Κεϋνσιανό υπόδειγμα IS – LM. Σ' αυτό το κεφάλαιο θα θυμηθούμε το περιεχόμενο του υποδείγματος αυτού ξεκινώντας από την καμπύλη IS.

Η καμπύλη IS μας δείχνει όλους τους συνδυασμούς του επιτοκίου και του εισοδήματος για τους οποίους η αγορά προϊόντος βρίσκεται σε ισορροπία. Αναλυτικότερα, η καμπύλη IS εξάγεται με την βοήθεια του Κεϋνσιανού Σταυρού (σχήμα1). Ο Κεϋνσιανός Σταυρός αποτελείται από δύο γραμμές: α) την γραμμή των 45 μοιρών, κάθε σημείο της οποίας δίνει την ισότητα μεταξύ της πραγματικής (Y) και της προγραμματισμένης (E) δαπάνης και β) την καμπύλη της προγραμματισμένης δαπάνης. Η οικονομία ισορροπεί στο σημείο τομής των δύο καμπυλών, δηλαδή στο σημείο A.





Σχήμα 1



Σχήμα 2

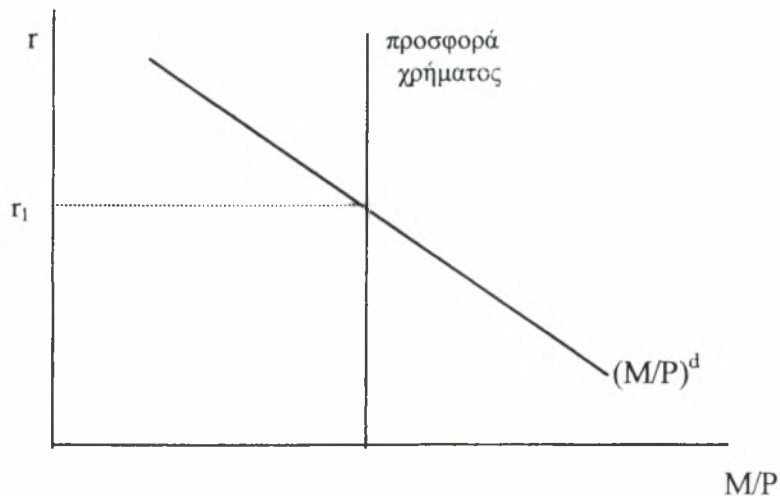
Οι προγραμματισμένες δαπάνες εξαρτώνται από: 1) την ιδιωτική κατανάλωση η οποία είναι συνάρτηση του διαθέσιμου εισοδήματος. Ως διαθέσιμο εισόδημα ορίζουμε το εισόδημα ( $Y$ ) μείον τους φόρους ( $T$ ). 2) τις ιδιωτικές επενδύσεις οι οποίες είναι αρνητική συνάρτηση του επιτοκίου και εδώ θεωρούνται σταθερές. 3) τις δημόσιες δαπάνες οι οποίες μαζί με τους φόρους θεωρούνται επίσης σταθερές. Έτσι οι προγραμματισμένες δαπάνες είναι συνάρτηση του εισοδήματος. Έτσι εξηγείται και η θετική κλίση της γραμμής των προγραμματισμένων δαπανών στο σχήμα 1. Επίσης οποιαδήποτε μεταβολή στις δημόσιες δαπάνες ή στις ιδιωτικές επενδύσεις θα έχει ως συνέπεια την μετατόπιση της γραμμής των προγραμματισμένων δαπανών.

Έστω λοιπόν ότι η οικονομία αρχικά ισορροπεί στο σημείο A. Στο σημείο αυτό το εισόδημα ισορροπίας είναι το  $Y_1$  και το οποίο αντιστοιχεί σε ένα επιτόκιο έστω  $r_1$ . Δεδομένου ότι οι επενδύσεις εξαρτώνται από το επιτόκιο, μία μείωση του επιτοκίου σε  $r_2$  θα οδηγήσει σε αύξηση της προγραμματισμένης δαπάνης και συνεπώς μετατόπιση της αντίστοιχης καμπύλης προς τα πάνω. Το νέο σημείο ισορροπίας είναι το σημείο B που αντιστοιχεί στο εισόδημα  $Y_2$  που είναι υψηλότερο από το αρχικό. Έτσι λοιπόν εξάγεται η καμπύλη IS η οποία έχει αρνητική κλίση.

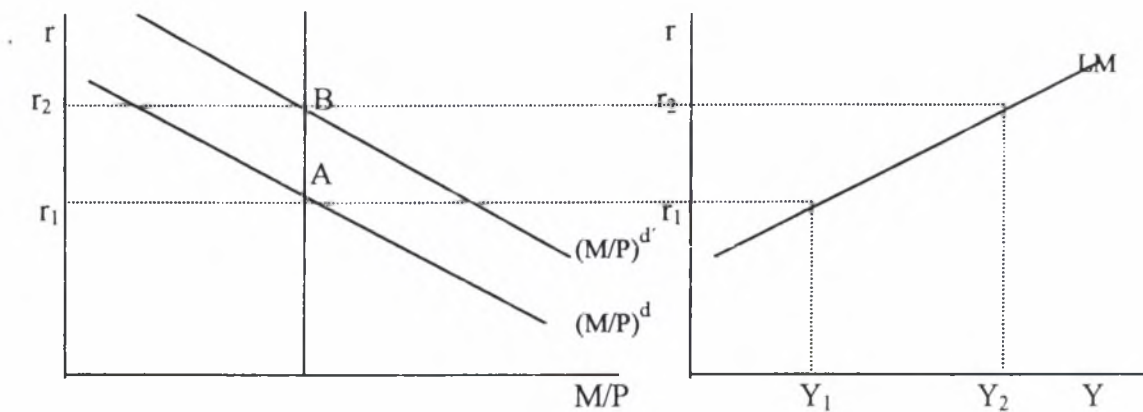
Ας εξετάσουμε τώρα την περίπτωση της καμπύλης LM. Η καμπύλη αυτή εκφράζει όλους τους εφικτούς συνδυασμούς εισοδήματος ( $Y$ ) και επιτοκίου ( $r$ ) για τους οποίους η αγορά χρήματος βρίσκεται σε ισορροπία. Η καμπύλη αυτή εξάγεται με τη βοήθεια της θεωρίας προτίμησης ρευστότητας. Βάση αυτής της θεωρίας, το επιτόκιο στην αγορά χρήματος προσδιορίζεται από την ζήτηση και προσφορά χρήματος.

Η προσφορά χρήματος καθορίζεται από την Κεντρική Τράπεζα και επομένως είναι ανεξάρτητη από το ύψος του επιτοκίου. Γι' αυτό το λόγο η καμπύλη της προσφοράς χρήματος είναι κάθετη. Θα πρέπει να επισημάνουμε εδώ ότι με την έννοια προσφορά χρήματος εννοούμε την πραγματική προσφορά χρήματος, δηλαδή  $M/P$ . Όσον αφορά την ζήτηση χρήματος ( $M/P$ )<sup>d</sup> αυτή εξαρτάται από δύο παράγοντες: από το επιτόκιο και από το εισόδημα. Ως προς το επιτόκιο, η ζήτηση χρήματος εξαρτάται αρνητικά από αυτό. Πιο συγκεκριμένα, όσο υψηλότερο είναι το επιτόκιο τόσο οι καταναλωτές προτιμούν να αποταμιεύουν χρήμα για να το ξοδέψουν μελλοντικά και άρα τόσο μικρότερη η ζήτηση χρήματος και αντιστρόφως. Το επιτόκιο με το οποίο η αγορά

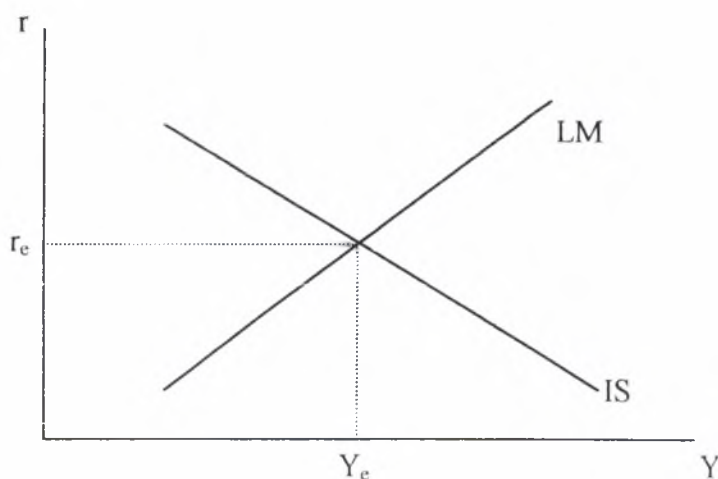
χρήματος ισορροπεί είναι αυτό που προσδιορίζεται από την ισότητα της προσφοράς χρήματος και της ζήτησης χρήματος. Παρακάτω παραθέτουμε διαγραμματικά την αγορά χρήματος.



Όμως η ζήτηση χρήματος εξαρτάται και από το εισόδημα, γεγονός που σημαίνει ότι μεταβολές του εισοδήματος μετατοπίζουν την καμπύλη ζήτησης χρήματος είτε προς τα πάνω και δεξιά είτε προς τα κάτω και αριστερά. Έστω λοιπόν ότι η αγορά χρήματος μιας οικονομίας ισορροπεί αρχικά στο σημείο A οπότε και το επιτόκιο ισορροπίας είναι  $r_1$ . Σ' αυτό το ύψος του επιτοκίου το εισόδημα της οικονομίας είναι  $Y_1$ . Εάν το εισόδημα αυξηθεί σε  $Y_2$ , η ζήτηση χρήματος θα αυξηθεί και η καμπύλη  $(M/P)^d$  θα μετατοπιστεί προς τα πάνω και δεξιά  $(M/P)^d$ . Δεδομένου ότι το επίπεδο τιμών είναι σταθερό και η προσφορά χρήματος δεν μεταβάλλεται, το νέο σημείο ισορροπίας είναι το B και το νέο επιτόκιο  $r_2$  στο οποίο ισορροπεί η αγορά χρήματος είναι υψηλότερο από το αρχικό. Αυτή η θετική σχέση μεταξύ επιτοκίου και εισοδήματος εκφράζεται από την καμπύλη LM.



Έχοντας εξάγει τις καμπύλες IS – LM, μπορούμε να εξάγουμε και την ισορροπία της οικονομίας βάση του υποδείγματος αυτού. Η ισορροπία της οικονομίας επιτυγχάνεται στο σημείο τομής των δύο καμπυλών. Στο σημείο αυτό έχουμε εκείνο το ύψος του επιτοκίου και εκείνο το επίπεδο του εισοδήματος για τα οποία η αγορά χρήματος και η αγορά προϊόντος βρίσκονται ταυτόχρονα σε ισορροπία.



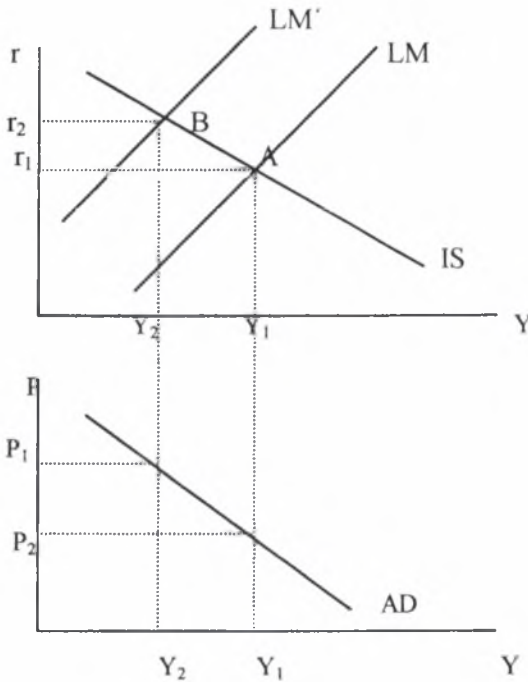
Από τα προηγούμενα μπορούμε να συνοψίσουμε τα εξής για το υπόδειγμα IS-LM:

1. η γραμμή IS μας δίνει τους συνδυασμούς επιτοκίου και εισοδήματος για τους οποίους η αγορά προϊόντος βρίσκεται σε ισορροπία, υπό την προϋπόθεση ότι οι άλλοι παράγοντες είναι σταθεροί. Με τον όρο *άλλους παράγοντες* εννοούμε την δημοσιονομική πολιτική (δημόσιες δαπάνες  $G$ , δημόσια έσοδα  $T$ ).
2. η γραμμή LM μας δίνει όλους τους συνδυασμούς επιτοκίου και εισοδήματος για τους οποίους η αγορά χρήματος βρίσκεται σε ισορροπία, υπό την προϋπόθεση ότι οι άλλοι παράγοντες είναι σταθεροί. Με τον όρο *άλλοι παράγοντες* εννοούμε την προσφορά χρήματος ( $M$ ) και το επίπεδο των τιμών ( $P$ ).
3. από τα δύο προηγούμενα συμπεραίνουμε ότι το επιτόκιο ( $r$ ) και το εισόδημα ( $Y$ ) είναι οι ενδογενείς μεταβλητές του υποδείματος ενώ οι δημόσιες δαπάνες ( $G$ ), οι φόροι ( $T$ ), η προσφορά χρήματος ( $M$ ) και το επίπεδο των τιμών ( $P$ ) αποτελούν τις εξωγενείς μεταβλητές του υποδείματος IS-LM.

Μεταβολές σε οποιοδήποτε από τους εξωγενείς παράγοντες προκαλεί μετατοπίσεις είτε της καμπύλης IS είτε της καμπύλης LM επηρεάζοντας έτσι το εισόδημα και το επιτόκιο ισορροπίας. Με άλλα λόγια, εφόσον οι εξωγενείς μεταβλητές έχουν να κάνουν κυρίως με τα σημαντικότερα μέσα άσκησης οικονομικής πολιτικής (δημοσιονομική και νομισματική πολιτική) μπορούμε να δούμε πως η οικονομία αντιδρά σ' αυτές τις πολιτικές.

Πριν προχωρήσουμε στην μαθηματική διατύπωση του υποδείματός μας, είναι απαραίτητο να αναφέρουμε ότι από το υπόδειγμα IS-LM εξάγεται και η καμπύλη της

συναθροιστικής ζήτησης AD. Έστω δηλαδή ότι η οικονομία ισορροπεί στο σημείο Α με εισόδημα  $Y_1$  και επιτόκιο  $r_1$ . Ακόμη, για  $Y_1$  το γενικό επίπεδο τιμών είναι έστω  $P_1$ . Εάν το γενικό επίπεδο των τιμών αυξηθεί σε  $P_2$ , τότε η πραγματική προσφορά χρήματος θα μειωθεί με συνέπεια την αύξηση του επιτοκίου. Αυτό διαγραμματικά σημαίνει επιπλέον ότι η καμπύλη LM θα μετατοπιστεί προς τα πάνω και αριστερά, πράγμα που συνεπάγεται αύξηση του επιτοκίου αλλά και μείωση του εισοδήματος.



- Αλγεβρική μορφή του υποδείγματος

Ας δούμε τώρα πως διατυπώνεται αλγεβρικά το υπόδειγμα IS-LM αλλά και η καμπύλη συναθροιστικής ζήτησης. Ξεκινάμε την καμπύλη IS.

Είπαμε ότι η καμπύλη IS εκφράζει εκείνους τους συνδυασμούς επιτοκίου και εισοδήματος για τους οποίους η αγορά προϊόντος βρίσκεται σε ισορροπία σε μια κλειστή οικονομία. Η αγορά προϊόντος εκφράζεται από την λογιστική ταυτότητα:

$$Y = C + I + G, \text{ όπου}$$

- C η ιδιωτική κατανάλωση η οποία είναι συνάρτηση του διαθέσιμου εισοδήματος. Δηλαδή:  $C = a + bY_d$ , όπου  $Y_d = Y - T$ . Άρα η συνάρτηση κατανάλωσης μπορεί να γραφτεί και ως εξής:

$$C = a + b(Y - T)$$

- I οι ιδιωτικές επενδύσεις οι οποίες εξαρτώνται αρνητικά από το πραγματικό επιτόκιο (r). Δηλαδή:

$$I = c - d*r$$

- G οι δημόσιες δαπάνες οι οποίες αποτελούν εξωγενή μεταβλητή του υποδείγματος.

Αντικαθιστώντας στην αρχική μας λογιστική ταυτότητα έχουμε:

$$Y = a + b(Y - T) + c - d*r + G,$$

και λύνουμε ως προς Y :

$$Y - bY = a - bT + c - d*r + G$$

⇔

$$(1 - b)Y = a - bT + c - d*r + G$$

⇔

$$Y = (a + c)/(1 - b) - [b/(1 - b)]*T + [1/(1 - b)]*G + [-d/(1 - b)]*r$$

Από την τελευταία εξίσωση πρέπει να επισημάνουμε τα εξής:

- ✓  $1/(1 - b)$ : ο πολλαπλασιαστής των δημόσιων δαπανών
- ✓  $-b/(1 - b)$ : ο πολλαπλασιαστής των φόρων

Πηγαίνουμε τώρα στην περίπτωση της καμπύλης LM. Υπενθυμίζουμε ότι η καμπύλη LM παρουσιάζει όλους τους συνδυασμούς επιτοκίου και εισοδήματος για τους οποίους η αγορά χρήματος βρίσκεται σε ισορροπία. Αυτό αλγεβρικά διατυπώνεται ως εξής:

$$M/P = L(r, Y) \text{ όπου:}$$

- $M/P$  είναι η πραγματική προσφορά χρήματος
- $L(r, Y)$  η ζήτηση χρήματος η οποία είναι συνάρτηση του επιτοκίου και του εισοδήματος. Επομένως:

$$L(r, Y) = e \cdot Y - f \cdot r$$

Συνεπώς η τελική αλγεβρική μορφής γράφεται ως εξής:

$$M/P = e \cdot Y - f \cdot r$$

Λύνοντας ως προς  $r$  παίρνουμε:

$$r = (e/f) \cdot Y - (1/f) \cdot (M/P) \quad (2)$$



#### 4. ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΔΙΕΘΝΟΥΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Διεθνώς έχουν γραφεί διάφορα άρθρα σχετικά με το υπόδειγμα IS-LM που το πλαισιώνουν από όλες τις σκοπιές και μπορούμε να τα κατατάξουμε σε τρεις κατηγορίες: α) κριτική του υποδείματος β) εφαρμογές του συγκεκριμένου υποδείματος γ) πρόταση ενός νέου υποδείματος αντί αυτού των Hicks-Hansen.

- **Κριτική του υποδείματος**

Ο Christopher A. Sims είναι αυστηρός απέναντι στο υπόδειγμα IS-LM. Όπως γνωρίζουμε, το υπόδειγμα IS-LM αποτελεί μια προσπάθεια των Hicks-Hansen να διατυπώσουν υπό μορφή εξισώσεων τα βασικότερα σημεία της θεωρίας του Κένυς, όπως αυτή εκφράστηκε από το βιβλίο του «Η Γενική Θεωρία της Απασχόλησης, του Τόκου και του Χρήματος». Ο Christopher A. Sims όμως έχει διαφορετική άποψη από τους Hicks-Hansen, καθώς όπως υποστηρίζει ο ίδιος<sup>1</sup>, ο Κένυς θεωρούσε τις προσδοκίες ως βασικό παράγοντα στη Μακροοικονομική Δυναμική κάτι που δεν κάνει το υπόδειγμα IS-LM. Σύμφωνα λοιπόν με το υπόδειγμα IS-LM, οι επενδύσεις εξαρτώνται από το πραγματικό επιτόκιο αλλά όχι ξεκάθαρα από τις προσδοκώμενες μελλοντικές αξίες. Με άλλα λόγια οι προσδοκίες αποτυπώνονται στο ύψος του επιτοκίου. Όμως η σύγκυση προκύπτει ακολούθως: ενώ η καμπύλη IS συσχετίζει το πραγματικό επιτόκιο με το προϊόν, η καμπύλη LM συσχετίζει το ονομαστικό επιτόκιο με το προϊόν. Ο συνδυασμός όμως των δύο αυτών καμπυλών οδηγεί σε μία κοινή μοναδική τιμή. Δεν υπάρχει λοιπόν σαφής διαχωρισμός πραγματικού/ ονομαστικού

---

<sup>1</sup> Βλ. "WITHER IS-LM", Christopher A. Sims, σελ. 2-4

επιτοκίου και έτσι το υπόδειγμα IS-LM δεν διατυπώνει μια ξεκάθαρη διατύπωση του ρόλου των προσδοκιών στον σχηματισμό του πραγματικού επιτοκίου.

Η κριτική όμως του Sims δεν περιορίζεται μόνο στο κατά πόσο το υπόδειγμα IS-LM ενσωματώνει τις προσδοκίες ή όχι, αλλά επεκτείνεται και στον σαφή διαχωρισμό των οικονομικών πολιτικών (G, T και M) και τις επιδράσεις τους πάνω στις καμπύλες IS-LM. Πιο συγκεκριμένα, το μοντέλο IS-LM πρόκειται για ένα υπόδειγμα διασπασμένο σε δύο διαρθρωτικά μπλοκ - το μπλοκ IS και το μπλοκ LM – και τα οποία μπλοκ δεν αλληλεπιδρούν μεταξύ τους. Το τι συμβαίνει στο ένα μπλοκ δεν επηρεάζει το άλλο. Σύμφωνα λοιπόν με τους Κεϋνσιανούς, υποθέτουμε ότι κάθε μπλοκ ανταποκρίνεται στα επιμέρους μέρη της οικονομίας που μπορούν να επηρεαστούν χωριστά από την δημοσιονομική και νομισματική πολιτική. Έτσι, το μπλοκ IS περιλαμβάνει τις δημόσιες δαπάνες και τους φόρους που μπορούν να επηρεαστούν από την κυβέρνηση ενώ το μπλοκ LM περιλαμβάνει την προσφορά χρήματος που μπορεί να επηρεαστεί από την Κεντρική Τράπεζα. Μεταβολές στις δημόσιες δαπάνες (G) και στους φόρους (T) επηρεάζουν την οικονομία μετατοπίζοντας την IS αλλά όχι την LM. Αντίστοιχα, παρέμβαση της Κεντρικής Τράπεζας (αυξάνοντας ή μειώνοντας την προσφορά χρήματος M) οδηγεί σε μετατόπιση της LM, όχι όμως και της IS. Έτσι φαίνεται ένας σαφέστατος διαχωρισμός των επιπτώσεων των επιμέρους οικονομικών πολιτικών σε διαφορετικούς τομείς της οικονομίας. Αυτός ο διαχωρισμός όμως, όπως υποστηρίζει ο Sims, δεν ανταποκρίνεται στην πραγματικότητα. Ο Christopher Sims πιστεύει ότι οι συμπεριφορές των επιμέρους στοιχείων της οικονομίας αλληλεπιδρούν και επομένως ο διαχωρισμός που περιγράψαμε πιο πάνω οδηγεί σε λανθασμένα συμπεράσματα για το τι είδους δημοσιονομικής και νομισματικής πολιτικής θα πρέπει να ασκείται κάθε φορά.

- Παραλλαγές του υποδείγματος IS-LM

Πέρα από όμως από την κριτική, ορισμένοι επιστήμονες χρησιμοποιούν το υπόδειγμα IS-LM για να ερμηνεύσουν τις οικονομικές διακυμάνσεις αφού όπως είδαμε και προηγουμένως το υπόδειγμα IS-LM μπορεί να χρησιμοποιηθεί και για την ερμηνεία των διακυμάνσεων της συναθροιστικής ζήτησης.

Οι Thomas J. Jordan και Carlos Lenz<sup>2</sup> παρουσιάζουν μια δική τους εκδοχή του υποδείγματος IS-LM που βασίζεται πάνω σε διαρθρωτικές εξισώσεις τύπου VAR (vector autoregression) και έχουν ως βασικό στόχο να εξετάσουν κατά πόσο τα *shocks* ζήτησης και προσφοράς επηρεάζουν τις διακυμάνσεις της οικονομίας. Αυτή η έκδοση βασίζεται πάνω στο πραγματικό εισόδημα, το ονομαστικό επιτόκιο, το ονομαστικό χρέος και το επίπεδο τιμών που χρησιμοποιούνται για τον προσδιορισμό της συναθροιστικής προσφοράς, της προσφοράς χρήματος, της προσφοράς ζήτησης και των *shocks* δαπάνης σε ένα VAR μοντέλο.

Στο μοντέλο αυτό οι εξισώσεις IS-LM εμφανίζονται με λογαριθμική μορφή:

$$r - E \Delta_{p+1} = f + \beta_1 y \quad (1)$$

$$m - p = d + \beta_2 y + \beta_3 r \quad (2)$$

---

<sup>2</sup> βλ. "Identification of Macroeconomics Shocks: Variations on the IS-LM Model", Thomas J. Jordan and Carlos Lenz, σελ. 4-8

όπου  $r$  το ονομαστικό επιτόκιο,  $p$  το επίπεδο τιμών,  $f$  οι αυτόνομες δημόσιες δαπάνες,  $y$  το προϊόν,  $m$  η προσφορά χρήματος και  $d$  το αυτόνομο μέρος της ζήτησης χρήματος.  $E$  και  $\Delta$  είναι οι προσδοκίες και οι πρώτες διαφορές αντίστοιχα, και όλες οι μεταβλητές εκτός της  $r$  είναι λογαριθμικές. Η μακροχρόνια καμπύλη προσφοράς είναι κάθετη. Αυτό σημαίνει ότι οι μακροχρόνιες αλλαγές στο επίπεδο του προϊόντος κατευθύνονται από τα *shock* της συναθροιστικής προσφοράς ( $u^{AS}$ )

$$\Delta y = u^{AS}. \quad (3)$$

Επιπλέον, υποθέτουν ότι η ονομαστική προσφορά χρήματος είναι είτε:

$$\Delta m = \beta_4 \Delta y + \beta_5 \Delta r + \beta_6 u^{MD} + u^{MS} \quad (4-a)$$

$$\Delta^2 m = \beta_4 \Delta y + \beta_5 \Delta r + \beta_6 u^{MD} + u^{MS} \quad (4-b)$$

ανάλογα με την τάξη ολοκλήρωσης του ονομαστικού χρήματος. Η προσφορά χρήματος εξαρτάται συνεπώς από όλα τα *shocks* του μοντέλου. Σημειώστε ότι θεωρούμε ότι οι εξισώσεις (1)-(4) είναι μια μακροχρόνια μορφή. Αυτό είναι σύμφωνο με το συγκριτικό στατικό πλαίσιο του υποδείγματος IS-LM το οποίο δεν κάνει ακριβείς προβλέψεις γύρω από τα μέσα προσαρμογής.

Παίρνοντας τις 1<sup>ης</sup> διαφορές και «ονομάζοντας» τις μεταβολές στις δημόσιες δαπάνες ως IS-*shocks* ( $u^{IS}$ ) και τις αλλαγές στο αυτόνομο μέρος της ζήτησης χρήματος ως *shocks* ζήτησης χρήματος ( $u^{MD}$ ), μπορούμε να γράψουμε το υπόδειγμα IS-LM ως εξής:

$$\Delta(r - E \Delta_{p+1}) = \gamma_1 \Delta y + u^{IS} \quad (5)$$

$$\Delta(m - p) = \gamma_2 \Delta y + \gamma_3 \Delta r + u^{MD} \quad (6)$$

$$\Delta y = u^{AS} \quad (7)$$

$$\Delta p = \gamma_4 \Delta y + \gamma_5 \Delta r + \gamma_6 u^{MD} + u^{MS} \quad (8-a)$$

$$\Delta^2 p = \gamma_4 \Delta y + \gamma_5 \Delta r + \gamma_6 u^{MD} + u^{MS} \quad (8-b)$$

όπου η επιλογή της εξίσωσης τιμών (8-a) ή (8-b) εξαρτάται από την τάξη ολοκλήρωσης της εξέλιξης της προσφοράς χρήματος. Με σκοπό να αντλήσουμε την εξίσωση (8-b) εισάγουμε μία σχέση συνολοκλήρωσης ανάμεσα σε  $\Delta m$  και  $\Delta p$ .

Το παραπάνω σύστημα εξισώσεων παρουσιάζει το υπόδειγμα IS-LM υπό την μορφή εξισώσεων VAR. Αυτό το μοντέλο έχει δεχθεί πολλές τροποποιήσεις διεθνώς λόγω διαφορών σε βασικές υποθέσεις. Αυτές οι παραλλαγές μπορούν να καταταχθούν σε πέντε βασικές κατηγορίες ή αλλιώς σε πέντε μοντέλα:

- **Μοντέλο 1:** υποθέτει ότι το πραγματικό επιτόκιο είναι στάσιμο. Αυτό σημαίνει ότι το ονομαστικό επιτόκιο και ο πληθωρισμός συνολοκληρώνονται. Χρησιμοποιείται ένα σύνολο βραχυχρόνιων περιορισμών (αντί μακροχρόνιων). Βραχυχρόνια οι τιμές δεν αντιδρούν στα *shocks* ζήτησης και προσφοράς χρήματος. Επιπλέον υποθέτουμε ότι το ΑΕΠ δεν εισέρχεται ταυτόχρονα στον κανόνα της προσφοράς χρήματος.
- **Μοντέλο 2:** εδώ υποθέτουμε ότι ο πληθωρισμός είναι στάσιμος και το πραγματικό επιτόκιο έχει μία μοναδιαία ρίζα. Σ' αυτήν την περίπτωση το σύστημα εξισώσεων γίνεται:

$$\Delta y = u^{AS}$$

$$\Delta(r-\Delta p) = \alpha_1 u^{AS} + u^{IS}$$

$$\Delta(m-p) = \alpha_2 u^{AS} + \alpha_3 u^{IS} + u^{MD}$$

$$\Delta p = \alpha_4 u^{AS} + \alpha_5 u^{MD} + \alpha_6 u^{MD} + u^{MS}$$

Αυτό το σύστημα παρουσιάζει μακροχρόνιες επιδράσεις κάθε διαρθρωτικού *shock* και υποδηλώνει έξι μακροχρόνιους περιορισμούς: μόνο τα *shocks* της συναθροιστικής προσφοράς έχουν μόνιμη επίδραση στο επίπεδο παραγωγής, νομισματικά *shocks* δεν έχουν μόνιμη επίδραση στο επίπεδο του πραγματικού και ονομαστικού επιτοκίου, και *shocks* προσφοράς χρήματος δεν έχουν μόνιμη επίδραση στο επίπεδο των πραγματικών ισορροπιών.

- **Μοντέλο 3:** το μοντέλο αυτό υποθέτει ότι ο πληθωρισμός και το πραγματικό επιτόκιο έχουν μία μοναδιαία ρίζα (ενώ επίσης το επίπεδο τιμών και το χρήμα συνολοκληρώνονται). Εδώ το υπόδειγμα VAR παίρνει την εξής μορφή:

$$\Delta y = u^{AS}$$

$$\Delta(r-\Delta p) = \alpha_1 u^{AS} + u^{IS}$$

$$\Delta(m-p) = \alpha_2 u^{AS} + \alpha_3 u^{IS} + u^{MD} + \alpha_4 u^{MS}$$

$$\Delta^2 p = \alpha_5 u^{AS} + \alpha_6 u^{IS} + \alpha_7 u^{MD} + u^{MS}$$

Έτσι υπάρχουν μόνο πέντε μακροχρόνιοι ουδέτεροι περιορισμοί. Επιπλέον, υποθέτουμε ότι ο πληθωρισμός δεν αντιδρά άμεσα στα *shocks* της προσφοράς χρήματος.

- **Μοντέλο 4:** σ' αυτό το μοντέλο τα *shocks* της προσφοράς και ζήτησης χρήματος συναθροίζονται σε ένα *shock* της αγοράς χρήματος ( $u^{MM}$ ). Βασικές υποθέσεις είναι ότι ο πληθωρισμός αποτελεί μία στάσιμη μεταβλητή ενώ το πραγματικό επιτόκιο μη στάσιμη. Το υπόδειγμα λοιπόν είναι:

$$\begin{aligned}\Delta y &= u^{AS} \\ \Delta(r-\Delta p) &= \alpha_1 u^{AS} + u^{IS} \\ \Delta p &= \alpha_2 u^{AS} + \alpha_3 u^{IS} + u^{MM}\end{aligned}$$

Τα *shocks* προσδιορίζονται με μακροχρόνιους προσδιορισμούς.

- **Μοντέλο 5:** προχωράει ένα βήμα παραπέρα από το **μοντέλο 4**, καθώς συναθροίζει τα δημοσιονομικά και νομισματικά *shocks* σε ένα *shock* συναθροιστικής ζήτησης ( $u^{AD}$ ). Εξαλείφοντας και το ονομαστικό επιτόκιο η τελική μορφή του συστήματος εξισώσεων του μοντέλου είναι η ακόλουθη:

$$\begin{aligned}\Delta y &= u^{AS} \\ \Delta p &= \alpha_1 u^{AS} + u^{AD}\end{aligned}$$

Τα *shocks* προσδιορίζονται και εδώ από μακροχρόνιους περιορισμούς.

- Το Νέο Υπόδειγμα IS-LM

Τα τελευταία χρόνια έχει αναπτυχθεί ένα νέο υπόδειγμα IS-LM το οποίο προσεγγίζει την μακροοικονομική δραστηριότητα ρίχνοντας το βάρος πάνω στην νομισματική πολιτική. Το κύριο χαρακτηριστικό του είναι ότι οι εξισώσεις του υποδείγματος αυτού περιλαμβάνουν τις ορθολογικές προσδοκίες και είναι θεμελιωμένο πάνω σε μικροοικονομικές βάσεις.

Σ' αυτό το υπόδειγμα λοιπόν περιλαμβάνονται πέντε ενδογενής μεταβλητές: το λογαριθμικό επίπεδο του πραγματικού προϊόντος ( $y$ ), το λογαριθμικό επίπεδο τιμών ( $P$ ), το πραγματικό επιτόκιο ( $r$ ), τον ρυθμό πληθωρισμού ( $\pi$ ) και το ονομαστικό επιτόκιο ( $R$ ).

Βάση των παραπάνω μεταβλητών, το Νέο Υπόδειγμα IS-LM αποτελείται από τρεις «κεντρικές» εξισώσεις: 1) μία εξίσωση IS, 2) μία εξίσωση Fisher και 3) μία εξίσωση καμπύλης Phillips. Ας τις δούμε πιο αναλυτικά:

1. **Η εξίσωση IS:** σύμφωνα με το νέο υπόδειγμα η εξίσωση IS εξισώνει την τρέχουσα πραγματική δαπάνη ( $y_t$ ) με το προσδοκώμενο μελλοντικό επίπεδο πραγματικής δαπάνης ( $E_t y_{t+1}$ ) και το πραγματικό επιτόκιο ( $r_t$ ). Επιπλέον υπάρχει και ένα *shock* συναθροιστικής ζήτησης  $x_{dt}$  το οποίο αυξάνει την συναθροιστική δαπάνη όταν η προσδοκώμενη μελλοντική πραγματική δαπάνη και το πραγματικό επιτόκιο είναι σταθερά. Συνεπώς η εξίσωση IS έχει την ακόλουθη μορφή:



$$IS: y_t = E_t y_{t+1} - s(r_t - r) + x_{dt} \quad (1)$$

Η παράμετρος  $s > 0$  δείχνει την επίδραση του πραγματικού επιτοκίου πάνω στην συναθροιστική ζήτηση: αν  $s$  είναι μεγαλύτερο μιας δεδομένης αύξησης του πραγματικού επιτοκίου τότε προκαλεί μια μεγαλύτερη πτώση στην πραγματική ζήτηση. Η παράμετρος  $r > 0$  αποτελεί το επιτόκιο που θα επικρατούσε εάν δεν υπήρχαν οικονομική ανάπτυξη και *shocks* συναθροιστικής ζήτησης.

2. **Η εξίσωση Fisher:** εξισώνει το ονομαστικό επιτόκιο με το άθροισμα του πραγματικού επιτοκίου ( $r_t$ ) και του ρυθμού πληθωρισμού που προσδοκείται να επικρατήσει μεταξύ της χρονικής περιόδου  $t$  και  $t+1$ , δηλαδή  $E_t \pi_{t+1}$ . Η εξίσωση Fisher λοιπόν είναι:

$$F: R_t = r_t + E_t \pi_{t+1} \quad (2)$$

Αυτή η συμβατική εξειδίκευση της εξίσωσης Fisher παραλείπει κάθε υπερτίμηση του κινδύνου του πληθωρισμού στο ονομαστικό επιτόκιο.

3. **Η προσδοκώμενη καμπύλη Phillips:** συσχετίζει τον τρέχοντα ρυθμό πληθωρισμού  $\pi_t$  με τον προσδοκώμενο μελλοντικό ρυθμό πληθωρισμού  $E_t \pi_{t+1}$ , τη διαφορά μεταξύ τρέχοντος προϊόντος  $y_t$  και προϊόντος ισορροπίας  $y'$  και ένα *shock* πληθωρισμού  $x_{\pi t}$ .

$$PC: \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \varphi(y_t - y') + x_{\pi t} \quad (3)$$

Η παράμετρος  $\beta$  ικανοποιείται από τον περιορισμό  $0 < \beta < 1$ . Η παράμετρος  $\varphi > 0$  δείχνει πως ο πληθωρισμός αντιδρά στις αποκλίσεις του εισοδήματος από το επίπεδο ισορροπίας. Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του  $\varphi$  τόσο μεγαλύτερη θα είναι η επίδραση του εισοδήματος στον πληθωρισμό. Με άλλα λόγια οι τιμές είναι πιο ευέλικτες όσο μεγαλύτερη είναι η αξία της παραμέτρου  $\varphi$ .

Χρησιμοποιώντας τον ορισμό  $\pi_t = P_t - P_{t-1}$  η σχέση μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$P_t = P_{t-1} + \beta E_t \pi_{t+1} + \varphi(y_t - y^*) + x_{\pi t}$$

Πέρα όμως από τις εξισώσεις που αναφέραμε προηγουμένως, το υπόδειγμα αυτό χρειάζεται και συμπληρωματικές εξισώσεις προκειμένου να προσδιορισθεί η συνθήκη νομισματικής ισορροπίας. Εδώ οι απόψεις δίστανται καθώς παρατηρείται ότι οι ερευνητές υιοθετούν δύο διαφορετικές στρατηγικές:

a) *Στρατηγική που εξειδικεύεται στην ζήτηση και προσφορά χρήματος:*

Σύμφωνα με αυτή την στρατηγική, η ζήτηση χρήματος δίνεται από την εξίσωση:

$$MD: M_t - P_t = \delta y_t - \gamma R_t - x_{\nu t} \quad (4)$$

Όπου  $M_t - P_t$  παρουσιάζει την ζήτηση για *πραγματικές ισορροπίες*. Αυτή η ζήτηση χρήματος έχει μία εισοδηματική ελαστικότητα  $\delta > 0$  και μια ημιαστικότητα επιτοκίου  $-\gamma < 0$ . Υπάρχει και η μεταβλητή  $x_{\nu t}$  που αποτελεί ένα *shock* ταχύτητας/συχνότητας και μειώνει την ζήτηση χρήματος όταν  $\delta = 1$  και  $\gamma = 0$ .

Η προσφορά χρήματος δίνεται από την ακόλουθη σχέση:

$$MS: M_t = f_{M_t} + x_{M_t} \quad (5)$$

Όπου  $f_{M_t}$  είναι το συστηματικό μέρος της νομισματικής πολιτικής και  $x_{M_t}$  ένα *shock*.

Το συστηματικό μέρος της νομισματικής πολιτικής περιέχει ίσως αντιδράσεις στην τρέχουσα κατάσταση, προηγούμενη ή προσδοκώμενη οικονομική δραστηριότητα.

b) *Στρατηγική που εξειδικεύεται στον ρόλο του επιτοκίου για την νομισματική πολιτική.*

Αποτελεί εναλλακτική της προηγούμενης στρατηγικής και συσχετίζει επιτόκιο με την νομισματική πολιτική:

$$IR: R_t = f_{R_t} + x_{R_t}$$

Όπου  $f_{R_t}$  είναι το συστηματικό μέρος και  $x_{R_t}$  ένα *shock*.

Σ' αυτό το σημείο, και αφού είδαμε εν συντομία ποιο είναι το νέο υπόδειγμα IS-LM, μπορούμε να προχωρήσουμε σε μία σύγκριση του νέου υποδείγματος με αυτό των Hicks –Hansen. Η πρώτη, λοιπόν, σημαντική διαφορά είναι ότι το νέο μοντέλο IS-LM ενσωματώνει το γενικό επίπεδο τιμών ως ενδογενής μεταβλητή η οποία επηρεάζεται από εξωγενή *shocks* και παρεμβάσεις της νομισματικής εξουσίας. Επιπλέον το νέο υπόδειγμα εισάγει τις προσδοκίες σχετικά με το μελλοντικό επίπεδο

του εθνικού εισοδήματος με τρόπο που δεν παρουσιάζει το παραδοσιακό μοντέλο IS-LM.

## 5. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Όπως αναφέρει και ο τίτλος αυτής της διπλωματικής εργασίας, απώτερος σκοπός της είναι η εκτίμηση του μακροοικονομικού υποδείγματος. Θεωρώ ότι είναι σκόπιμο να αναφερθούμε στο θεωρητικό υπόβαθρο της μεθοδολογίας που θα εφαρμόσουμε για την εκτίμηση του υποδείγματος γιατί έτσι θα γίνει πιο κατανοητή η εργασία αυτή.

Ας δούμε πρώτα τις εξισώσεις του υποδείγματος IS-LM όπως τις είχαμε δει πιο πάνω:

$$\text{IS: } Y = (a + c)/(1 - b) - [b/(1 - b)]*T + [1/(1 - b)]*G + [-d/(1 - b)]*r$$

και

$$\text{LM: } r = (e/f)*Y - (1/f)*(M/P)$$

Για λόγους απλοποίησης μπορούμε να γράψουμε τις παραπάνω εξισώσεις ως εξής:

$$\text{IS: } Y = A_0 + A_1 T + A_2 G + A_3 r$$

Όπου:

$$\checkmark A_0 = (a + c)/(1 - b)$$

$$\checkmark A_1 = - [b/(1 - b)]$$

$$\checkmark A_2 = 1/(1 - b)$$

$$\checkmark A_3 = -d/(1 - b)$$

$$\text{LM: } r = A_4 Y + A_5 M/P$$

Όπου:

$$\checkmark A_4 = e/f$$

$$\checkmark A_5 = 1/f$$

Παρατηρώντας τις εξισώσεις βλέπουμε ότι η μεταβλητή  $Y$  είναι εξαρτημένη στην εξίσωση IS και ανεξάρτητη στην εξίσωση LM ενώ ταυτόχρονα η μεταβλητή  $r$  αποτελεί εξαρτημένη μεταβλητή στην εξίσωση LM και ανεξάρτητη μεταβλητή στην εξίσωση IS. Αυτό μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι το υπόδειγμα IS-LM αποτελεί ένα σύστημα αλληλοεξαρτώμενων εξισώσεων.

Αν χρησιμοποιήσουμε την μέθοδο OLS (Ordinary Least Squares) τότε οι εκτιμητές που θα εξάγουμε θα είναι μεροληπτικοί και ασυνεπείς. Για συνεπείς εκτιμητές πρέπει να εξαχθούν οι εξισώσεις σε μειωμένη μορφή (reduced form). Αυτές εκφράζουν κάθε ενδογενή μεταβλητή στο σύστημα μόνο ως συνάρτηση της εξωγενούς μεταβλητής. Στο σύστημά μας οι ενδογενείς μεταβλητές είναι το εισόδημα ( $Y$ ) και το επιτόκιο ( $r$ ) ενώ οι εξωγενείς είναι οι δημόσιες δαπάνες  $G$ , οι φόροι  $T$  και η προσφορά χρήματος ( $M/P$ ). Έτσι οι εξισώσεις μειωμένης μορφής διαμορφώνονται ως εξής:

$$Y = A_0 + A_1 T + A_2 G + A_3 r$$

Στην παραπάνω εξίσωση αντικαθιστούμε την μεταβλητή  $r$  με  $A_4 Y + A_5 M/P$

$$Y = A_0 + A_1 T + A_2 G + A_3 [A_4 Y + A_5 (M/P)]$$

⇔

$$Y = A_0 + A_1 T + A_2 G + A_3 A_4 Y + A_3 A_5 (M/P)$$

$\Leftrightarrow$ 

$$Y - A_3 A_4 Y = A_0 + A_1 T + A_2 G + A_3 A_5 (M/P)$$

 $\Leftrightarrow$ 

$$Y(1 - A_3 A_4) = A_0 + A_1 T + A_2 G + A_3 A_5 (M/P)$$

 $\Leftrightarrow$ 

$$Y = A_0 / (1 - A_3 A_4) + [A_1 / (1 - A_3 A_4)] T + [A_2 / (1 - A_3 A_4)] G + [A_3 A_5 / (1 - A_3 A_4)] (M/P)$$

 $\Leftrightarrow$ 

$$Y = \Pi_0 + \Pi_1 T + \Pi_2 G + \Pi_3 (M/P)$$

Όπου:

- $\Pi_0 = A_0 / (1 - A_3 A_4)$
- $\Pi_1 = A_1 / (1 - A_3 A_4)$
- $\Pi_2 = A_2 / (1 - A_3 A_4)$
- $\Pi_3 = A_3 A_5 / (1 - A_3 A_4)$

Παίρνοντας την εξίσωση LM αντικαθιστάμε την μεταβλητή  $Y$  με  $A_0 + A_1 T + A_2 G + A_3 r$  και έχουμε:

$$r = A_4 (A_0 + A_1 T + A_2 G + A_3 r) + A_5 (M/P)$$

 $\Leftrightarrow$ 

$$r = A_4 A_0 + A_4 A_1 T + A_4 A_2 G + A_4 A_3 r + A_5 (M/P)$$

 $\Leftrightarrow$ 

$$r - A_4 A_3 r = A_4 A_0 + A_4 A_1 T + A_4 A_2 G + A_5 (M/P)$$

 $\Leftrightarrow$ 

$$r(1 - A_4 A_3) = A_4 A_0 + A_4 A_1 T + A_4 A_2 G + A_5 (M/P)$$

 $\Leftrightarrow$

$$r = A_4 A_0 / (1 - A_4 A_3) + [A_4 A_1 / (1 - A_4 A_3)] T + [A_4 A_2 / (1 - A_4 A_3)] G + [A_5 / (1 - A_4 A_3)] (M/P)$$

⇔

$$r = \Pi_4 + \Pi_5 T + \Pi_6 G + \Pi_7 (M/P)$$

Όπου:

- $\Pi_4 = A_4 A_0 / (1 - A_4 A_3)$
- $\Pi_5 = A_4 A_1 / (1 - A_4 A_3)$
- $\Pi_6 = A_4 A_2 / (1 - A_4 A_3)$
- $\Pi_7 = A_5 / (1 - A_4 A_3)$

Το επόμενο βήμα είναι η ταυτοποίηση των εξισώσεων του συστήματος που θα μας βοηθήσει στην επιλογή της μεθόδου για τον προσδιορισμό των παραμέτρων των εξισώσεων.

- *Ακριβώς ταυτοποιημένη εξίσωση ενός συστήματος* έχουμε όταν ο αριθμός των μη συμπεριλαμβανομένων εξωγενών μεταβλητών στη μία εξίσωση ισούται με τον αριθμό των ενδογενών στην εξίσωση, μείον ένα.
- *Υπερταυτοποιημένη εξίσωση* έχουμε όταν ο αριθμός των μη συμπεριλαμβανομένων εξωγενών μεταβλητών σε μία εξίσωση να είναι μεγαλύτερος ή μικρότερος από τον αριθμό των ενδογενών στην εξίσωση μείον ένα.

Βάση των παραπάνω η εξίσωση IS είναι ακριβώς ταυτοποιημένη καθώς ο αριθμός των μη συμπεριλαμβανομένων εξωγενών μεταβλητών (ένα, M/P) ισούται με τον



αριθμό των ενδογενών στην εξίσωση ( $Y, r$ ) μείον ένα. Αντίστοιχα, η εξίσωση LM είναι υπερταυτοποιημένη καθώς ο αριθμός των εξωγενών μεταβλητών που δεν περιλαμβάνονται στην εξίσωση ( $G, T$ ) είναι μεγαλύτερος του αριθμού των ενδογενών μεταβλητών στην εξίσωση ( $Y, r$ ) μείον ένα.

Συνεχίζοντας την συζήτηση μας στις μεθόδους εκτίμησης αλληλοεξαρτώμενων εξισώσεων, αναφέρουμε ότι υπάρχουν πολλές εναλλακτικές μέθοδοι που μπορούν να χρησιμοποιηθούν εκ των οποίων οι πιο απλές και που πρόκειται να χρησιμοποιήσουμε είναι οι ακόλουθες:

- η Έμμεση Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων (ILS)
- η Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων σε 2 Στάδια (2SLS)

Η πρώτη μέθοδος χρησιμοποιείται για ακριβώς ταυτοποιημένες εξισώσεις. Χρησιμοποιεί τη μέθοδο OLS για να εκτιμήσει τις εξισώσεις της μειωμένης μορφής του συστήματος και κατόπιν χρησιμοποιεί τους εκτιμημένους συντελεστές για την εκτίμηση των παραμέτρων. Εδώ πρέπει να επισημάνουμε δύο πράγματα για τη μέθοδο αυτή:

- a) δεν μπορεί να υπολογίσει τα τυπικά σφάλματα των μεταβλητών
- b) δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί σε υπερταυτοποιημένη εξίσωση

Σε αντίθεση με την Έμμεση Μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων, η Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων σε Δύο Στάδια χρησιμοποιείται σε υπερταυτοποιημένα συστήματα ενώ επιπλέον δίνει και τα τυπικά σφάλμα. Η μέθοδος λοιπόν αυτή

περιλαμβάνει παλινδρόμηση κάθε ενδογενούς μεταβλητής πάνω σε όλες τις εξωγενείς μεταβλητές του συστήματος και κατόπιν χρησιμοποιεί τις εκτιμημένες τιμές των ενδογενών μεταβλητών για εκτίμηση των διαρθρωτικών εξισώσεων του συστήματος.

Πέρα όμως από τις προηγούμενες μεθόδους υπάρχουν και άλλες μέθοδοι που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την εκτίμηση αλληλοεξαρτώμενων εξισώσεων.

Αυτές είναι:

### **I. εκτίμηση περιοδικών συστημάτων (recursive systems)**

Έχουμε περιοδικά συστήματα αν οι ενδογενείς μεταβλητές καθορίζονται διαδοχικά.

Δηλαδή:

$$Y_1 = \alpha_0 + \alpha_4 Z_1 + \alpha_5 Z_2 + u_1$$

$$Y_2 = \beta_0 + \beta_1 Y_1 + \beta_4 Z_1 + \beta_5 Z_2 + u_2$$

$$Y_3 = \gamma_0 + \gamma_1 Y_1 + \gamma_2 Y_2 + \gamma_4 Z_1 + \gamma_5 Z_2 + u_3$$

$$\text{COV}(U_1, U_2) = \text{COV}(U_1, U_3) = \text{COV}(U_2, U_3) = 0$$

Δεδομένων των τιμών για  $Z_1, Z_2$  λύνουμε ως προς  $Y_1$ . Γνωρίζοντας την  $Y_1$  λύνουμε ως προς  $Y_2$ . τέλος γνωρίζοντας τις  $Z_1, Z_2, Y_1$  και  $Y_2$  λύνουμε ως προς  $Y_3$ .

### **II. Συστήματα φαινομενικά μη συνδεδεμένων εξισώσεων (SURE)**

Πρόκειται για ειδική μορφή περιοδικού υποδείγματος που αποτελείται από ενδογενείς μεταβλητές που θεωρούνται group καθώς έχουν κλειστή εννοιολογική σχέση μεταξύ τους. Συνήθως χρησιμοποιείται η μέθοδος του Zellner η οποία αποτελείται από τα ακόλουθα στάδια:

1° **Στάδιο:** εκτιμάμε κάθε εξίσωση του συστήματος με OLS  $\rightarrow \sigma^2_{u_1}, \sigma^2_{u_2}, \sigma^2_{u_3},$   
COV(U<sub>1</sub>,U<sub>2</sub>), COV(U<sub>1</sub>,U<sub>3</sub>), COV(U<sub>2</sub>,U<sub>3</sub>).

2° **Στάδιο:** η εκτιμηθείσα μήτρα του διαταρακτικού όρου αντικαθίσταται σε μία ειδική εξίσωση παλινδρόμησης η οποία εκτιμάται με OLS και ο διαταρακτικός όρος δεν αυτοσυσχετίζεται.

### III. Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων σε τρία στάδια (3SLS)

**Στάδιο 1°:** οι συντελεστές σε ανοιγμένη μορφή για κάθε εξίσωση του συστήματος εκτιμώνται με OLS.

**Στάδιο 2°:** οι εκτιμημένες τιμές της  $Y_i$  αντικαθιστούν τις ενδογενείς που εμφανίζονται στο δεξιό μέρος των διαρθρωτικών εξισώσεων του συστήματος (2SLS).

**Στάδιο 3°:** με βάση τα κατάλοιπα του 2<sup>ου</sup> Σταδίου υπολογίζουμε τη μήτρα διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων των καταλοίπων η οποία χρησιμοποιείται για τον μετασχηματισμό των μεταβλητών του συστήματος.

Η εφαρμογή OLS στο μετασχηματισμένο σύστημα μας δίνει τους εκτιμητές σε τρία στάδια. Η 3SLS εφαρμόζεται για την εκτίμηση συστημάτων αλληλοεξαρτώμενων εξισώσεων που ταυτοποιούνται ακριβώς ή υπερταυτοποιούνται.

### IV. Μέθοδος μεγίστης πιθανοφάνειας (FIML)

Βασίζεται στην υπόθεση ότι οι διαταρακτικοί όροι των διαρθρωτικών εξισώσεων κατανέμονται κανονικά μεγιστοποιώντας την συνάρτηση πιθανοφάνειας για το

σύνολο των εξισώσεων του συστήματος λαμβάνοντας υπόψη όλους τους περιορισμούς της ταυτοποίησης.

Η εκτίμηση του υποδείγματος όμως θα συνοδεύεται από μια σειρά ελέγχων που θα εξασφαλίζουν την εγκυρότητα των αποτελεσμάτων. Αυτά τα τεστ θα έχουν να κάνουν με τα ακόλουθα:

- Ετεροσκεδαστικότητα: εμφανίζεται όταν η υπόθεση ότι η διακύμανση του διαταρκτικού όρου είναι σταθερή για όλες τις τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών παραβιάζεται. Οι κυριότεροι έλεγχοι που ασκούνται για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας είναι:

1. Goldfeld and Quand Τεστ
2. Park Τεστ
3. Glejser Τεστ
4. White's Τεστ

- Αυτοσυσχέτιση: εμφανίζεται όταν\_διαδοχικά κατάλοιπα συσχετίζονται μεταξύ τους. Αυτό οδηγεί στο γεγονός ότι οι εκτιμητές που εκτιμώνται με την OLS μέθοδο δεν είναι οι καλύτεροι γραμμικοί συνεπείς εκτιμητές. Ο προσδιορισμός της επιτυγχάνεται με την στατιστική Durbin Watson.

- Έλεγχος κανονικότητας: ελέγχουμε το κατά πόσο τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή. Ο έλεγχός της πραγματοποιείται με την στατιστική Jarque – Bera.
  
- Έλεγχος σταθερότητας των συντελεστών: χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της ισοδυναμίας των συντελεστών της παλινδρόμησης ανάμεσα σε δύο σύνολα δεδομένων. Αυτό το τεστ είναι χρήσιμο όταν πρόκειται να αποφασίσουμε αν είναι κατάλληλο να συνδυάσουμε δύο σύνολα δεδομένων. Ο έλεγχός της μπορεί να εφαρμοστεί με τέσσερις μεθόδους:
  1. Chow Τεστ
  2. Κριτήριο Hansen
  3. Έλεγχος CUSUM
  4. Έλεγχος CUSUMSQ

## 6. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Σ' αυτό το κεφάλαιο θα ασχοληθούμε με την εκτίμηση του υποδείγματος IS-LM και τον σχολιασμό των αποτελεσμάτων. Για την εκτίμηση τόσο της γραμμής IS όσο και της γραμμής LM χρησιμοποιούμε την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια (2SLS).

### □ Εκτίμηση των παραμέτρων της IS-LM

Χρησιμοποιώντας την μέθοδο 2SLS, εκτιμάμε πρώτα τις εξισώσεις μειωμένης μορφής τις οποίες χρησιμοποιούμε για την εξαγωγή του υποδείγματός μας. Για την εξαγωγή του υποδείγματος αυτού χρησιμοποιούμε τις ακόλουθες μεταβλητές:

- **Y**: η μεταβλητή αυτή παρουσιάζει τις τιμές του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος σε σταθερές τιμές αγοράς με έτος βάσης το 1970.
- **G**: παρουσιάζει τις Δημόσιες Δαπάνες
- **T**: αντιπροσωπεύει το σύνολο των εσόδων από φόρους (έμμεσους και άμεσους)
- **M/P**: αναφέρεται στην πραγματική προσφορά χρήματος. Η μεταβλητή M από μόνη της παρουσιάζει την ονομαστική προσφορά χρήματος η οποία περιλαμβάνει το νόμισμα σε κυκλοφορία, τις καταθέσεις όψεως, τις καταθέσεις ταμιευτηρίου και προθεσμίας, τα γερós και τα τραπεζικά ομόλογα.

Η μεταβλητή P εκφράζει το γενικό επίπεδο τιμών και προέρχεται από τον Δείκτη Τιμών του Καταναλωτή με έτος βάσης το 1970

- $r$ : εκφράζει το πραγματικό επιτόκιο και ισούται με το ονομαστικό επιτόκιο μείον τον ρυθμό πληθωρισμού.

Χρησιμοποιώντας λοιπόν την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, τα τελικά αποτελέσματα<sup>3</sup> που εξάγουμε για το μοντέλο μας είναι τα ακόλουθα:

$$\text{Εξίσωση IS: } Y = 169440,3 + 2,51G + 0,278T - 1343r$$

$$(0,012) \quad (0,000) \quad (0,309) \quad (0,049)$$

$$R^2_{\text{adj}}=0,555$$

$$D.W.=1,76$$

Εδώ επισημαίνουμε ότι στις παρενθέσεις κάτω από τις εξισώσεις αναφέρονται τα probability που εκφράζουν την ατομική στατιστική σημαντικότητα των μεταβλητών του υποδείγματος.

Για να εξετάσουμε την ορθότητα της εξίσωσης πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- Για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης χρησιμοποιούμε την στατιστική Durbin Watson. Οι κριτικές τιμές είναι:  $dL=1,20$   $dU=1,65$  και  $4-dU=2,35$   $4-dL=2,8$ . Άρα δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

<sup>3</sup> Για αναλυτικότερη παρουσίαση της διαδικασίας της εκτίμησης του υποδείγματος, βλέπε στο σχετικό παράρτημα...

- Για τον έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας χρησιμοποιούμε το *White's test*:  $ObsR^2=8,206$  το οποίο είναι μικρότερο από την κριτική τιμή των πινάκων με επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha = 0,05$  και έξι βαθμούς ελευθερίας:  $\chi^2_{0,05,6} = 12,592$ . Αυτό σημαίνει ότι δεν απορρίπτω την υπόθεση  $H_0$  ότι δεν υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας.
- Για τον έλεγχο κανονικότητας χρησιμοποιούμε την μέθοδο *Jarque-Bera*. Ο σχετικός δείκτης είναι 0,617 με *Probability* = 0,734 η οποία είναι μεγαλύτερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha = 0,05$ . Άρα δεν απορρίπτω την υπόθεση ότι ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί την κανονική κατανομή.
- Για τον έλεγχο ισοδυναμίας των συντελεστών χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος του *Chow*. Η στατιστική που εξάγουμε με τη μέθοδο αυτή ορίζοντας δύο υποσύνολα δεδομένων (από το 1966 έως το 1973 και από το 1973 έως το 1994) είναι  $F = 1,264$  που είναι μικρότερη από την κριτική τιμή για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$   $F_{4,21} = 2,84$ . Επομένως δεν απορρίπτουμε την υπόθεση ότι οι συντελεστές παλινδρόμησης των δύο συνόλων δεδομένων είναι ισοδύναμοι.

Η εξίσωση LM που εκτιμήσαμε είναι η ακόλουθη:

$$\begin{aligned}
 \text{Εξίσωση LM: } r = & -29,46 + 0,000027Y + 0,000074(M/P) \\
 & (0,088) \quad (0,501) \quad (0,076)
 \end{aligned}$$

$$R^2_{adj}=0,086$$

$$D.W.= 1,77$$



Και εδώ ασκήσαμε τους ίδιους ελέγχους που χρησιμοποιήσαμε πάνω στην εξίσωση LM. Έτσι έχουμε:

- Για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης οι κριτικές τιμές του Durbin Watson είναι:  $dL=1,27$   $dU=1,56$  και  $4-dU=2,44$   $4-dL=2,73$ . Με τον δείκτη του D.W.=1,77 να κυμαίνεται μεταξύ των  $dU$  και  $4-dU$  συμπεραίνουμε ότι η εξίσωση LM δεν έχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.
- Για τον έλεγχο της ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας ή μη, η στατιστική που εξάγουμε με τη μέθοδο του White είναι  $ObsR^2 = 5,631$  η οποία είναι μικρότερη της στατιστικής της κριτικής τιμής  $X^2_{0,05,4}=9,488$  και συνεπώς η εξίσωση LM δεν αντιμετωπίζει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας.
- Για τον έλεγχο κανονικότητας ο δείκτης Jarque Bera = 1,76 με Probability = 0,413 η οποία είναι μεγαλύτερη του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ . Αυτό σημαίνει ότι ο διαταρακτικός όρος κατανέμεται κανονικά.
- Για τον έλεγχο ισοδυναμίας των συντελεστών της παλινδρόμησης ο δείκτης Chow είναι  $F = 2,41$  ο οποίος είναι μικρότερος της κριτικής τιμής  $F_{3,23} = 3,03$  και για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$  γεγονός που σημαίνει ότι οι συντελεστές των δύο συνόλων δεδομένων είναι ισοδύναμοι.

#### □ Ανάλυση των αποτελεσμάτων και σχολιασμός

Ας δούμε τώρα πως μπορούν να ερμηνευτούν τα αποτελέσματα που εξάγαμε προηγουμένως ξεκινώντας από την εξίσωση IS. Παρατηρώντας τον διορθωμένο συντελεστή προσδιορισμού ( $R^2_{adj}$ ), βλέπουμε ότι είναι ίσος με 0,555 πράγμα που σημαίνει ότι η εξίσωση που εκτιμήσαμε ερμηνεύει κατά 55,5% την μεταβλητή Y.

Συνεπώς δεν θα πρέπει να εμπιστευόμαστε και πολύ τη συγκεκριμένη εξίσωση σχετικά με τις επιπτώσεις που μπορεί να έχει μια μεταβολή στις Δημόσιες Δαπάνες (G), στους Φόρους (T) ή στο Επιτόκιο ( $r$ ) πάνω στο Εισόδημα (Y). Επιπλέον ο μετριοπαθής αυτός συντελεστής προσδιορισμού μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που επηρεάζουν το Εισόδημα και οι οποίοι δεν περιλαμβάνονται στην εξίσωση αυτή. Συνεχίζουμε την ανάλυσή μας σχολιάζοντας την ατομική στατιστική σημαντικότητα των ερμηνευτικών μεταβλητών συγκρίνοντας τα αντίστοιχα *Probabilities* με το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$ . Κάνοντας λοιπόν αυτή την σύγκριση παρατηρούμε ότι όλες οι μεταβλητές εξαιρουμένου των Φόρων είναι στατιστικά σημαντικοί. Αυτό σημαίνει ότι μια μεταβολή στους Φόρους δεν επηρεάζει σημαντικά το Εισόδημα δεδομένου ότι οι άλλες μεταβλητές θα είναι σταθερές.

Ποιά είναι όμως η οικονομική ερμηνεία τους; Ξεκινώντας από τον σταθερό όρο μπορούμε να τον ερμηνεύσουμε ως το ελάχιστο εισόδημα που παράγει η οικονομία. Συνεχίζοντας με την μεταβλητή G, σύμφωνα με την θεωρία που αναφέραμε και προηγουμένως, ο συντελεστής των δημόσιων δαπανών αποτελεί τον πολλαπλασιαστή των δημόσιων δαπανών. Έτσι, μία μοναδιαία αύξηση των Δημόσιων Δαπανών οδηγεί σε αύξηση του Εισοδήματος κατά 2,51 μονάδες. Όσον αφορά τους Φόρους, όπως είπαμε και πιο πάνω οι Φόροι δεν επηρεάζουν σημαντικά το Εισόδημα που παράγει η οικονομία καθώς μία μοναδιαία αύξηση των Φόρων οδηγεί σε αύξηση του Εισοδήματος κατά 0,278 μονάδες δεδομένου ότι οι άλλοι συντελεστές της παλινδρόμησης παραμένουν σταθεροί. Σ' αυτό ακριβώς το σημείο παρατηρούμε και ένα "παράδοξο" γεγονός καθώς οι Φόροι συσχετίζονται θετικά με το Εισόδημα ενώ η θεωρία επιτάσσει αρνητική σχέση λόγω του γεγονότος ότι οι Φόροι μειώνουν την

Κατανάλωση. Τέλος έχουμε και την μεταβλητή του Επιτοκίου η οποία συσχετίζεται αρνητικά με το Εισόδημα. Έτσι μία ποσοστιαία αύξηση του επιτοκίου μειώνει το Εισόδημα κατά 1343 μονάδες δεδομένου ότι οι άλλοι παράγοντες είναι σταθεροί. Τελικά, αυτό που μπορούμε να συμπεράνουμε από την εξίσωση IS που εκτιμήσαμε, είναι ότι το Εισόδημα που παράγει η οικονομία μπορεί να επηρεαστεί είτε από τις Δημόσιες Δαπάνες είτε το Επιτόκιο, όχι όμως από τους Φόρους οι επιπτώσεις των οποίων μπορούν να θεωρηθούν αμελητέες. Έτσι η κυβέρνηση μπορεί να επηρεάσει την οικονομία αποτελεσματικά μέσω των δημόσιων δαπανών αλλά και του επιτοκίου στο βαθμό που αυτό επηρεάζεται από την νομισματική πολιτική. Σε τι βαθμό όμως η νομισματική πολιτική μπορεί να επηρεάσει το επιτόκιο θα το δούμε ευθύς αμέσως με την ανάλυση της εξίσωσης LM.

Εξετάζοντας την εξίσωση LM, αυτό που μπορούμε να διαπιστώσουμε από την πρώτη ματιά είναι ότι δεν ανταποκρίνεται στην θεωρία της *Προτίμησης Ρευστότητας*. Πιο συγκεκριμένα, ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού είναι εξαιρετικά μικρός ( $R^2_{adj}=0,086$ ). Διαπιστώνουμε λοιπόν ότι η αγορά χρήματος όπως αυτή προσδιορίζεται από την θεωρία της *Προτίμησης Ρευστότητας* δεν προσδιορίζει επαρκώς το επιτόκιο. Θα μπορούσαμε όμως να διατυπώσουμε και μία διαφορετική άποψη. Ο εξαιρετικά χαμηλός συντελεστής προσδιορισμού σημαίνει ότι το επιτόκιο της οικονομίας προσδιορίζεται από άλλους εξωγενείς παράγοντες που δεν προλαμβάνονται στην εξίσωση. Αυτό σημαίνει ότι η εγχώρια αγορά χρήματος είναι εξαιρετικά αδύνατη για να επηρεάσει από μόνη της το επιτόκιο. Εξετάζοντας ταυτόχρονα και την ατομική στατιστική σημαντικότητα των επιμέρους μεταβλητών της εξίσωσης για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας  $\alpha=0,05$  παρατηρούμε ότι καμία μεταβλητή δεν μπορεί να επηρεάσει ουσιαστικά το επιτόκιο. Έτσι μπορούμε να

πούμε με επιφύλαξη ότι η νομισματική πολιτική δεν είναι ιδιαίτερα αποτελεσματική. Και λέμε με επιφύλαξη διότι, σε αντίθεση με ότι αναφέρει η θεωρία, το επιτόκιο δεν επηρεάζεται αρνητικά από την πραγματική προσφορά χρήματος αλλά θετικά.

Τίθεται λοιπόν το ερώτημα γιατί οι παραπάνω εξισώσεις δεν ερμηνεύουν επαρκώς τόσο το Εισόδημα που παράγει η οικονομία όσο και του ύψους του Επιτοκίου. Η απάντηση θα πρέπει να αναζητηθεί στο περιεχόμενο της ίδιας της θεωρίας των Hicks-Hansen. Ξεκινώντας από την εξίσωση IS, αυτό που πρέπει να συμβεί είναι ο επαναπροσδιορισμός των επιμέρους εξισώσεων της ταυτότητας  $Y=C+I+G$  και ιδιαίτερα των εξισώσεων της Κατανάλωσης και των Επενδύσεων. Έτσι, λόγου χάρη, οι επενδύσεις δεν εξαρτώνται μόνο από το επιτόκιο αλλά και από άλλους ποικίλους παράγοντες όπως είναι οι φόροι, αλλά και οι προσδοκίες των επενδυτών για το μελλοντικό επίπεδο τόσο του εισοδήματος όσο και του πληθωρισμού. Κάτι ανάλογο μπορούμε να πούμε και για την κατανάλωση η οποία θα μπορούσε να ισχυριστεί κανείς ότι δεν εξαρτάται μόνο από το διαθέσιμο εισόδημα αλλά και από το ύψος του επιπέδου των τιμών καθώς επίσης και από το ύψος του επιτοκίου των καταθέσεων. Αντίστοιχα συμβαίνει και για την εξίσωση LM καθώς θα πρέπει να επαναπροσδιοριστούν οι παράγοντες που επηρεάζουν την αγορά χρήματος.

Βέβαια εδώ θα πρέπει να τονίσουμε μία σημαντική παράμετρο: τον διεθνή τομέα. Οι διεθνείς εξελίξεις επηρεάζουν σημαντικά μια οικονομία όπως η Ελληνική απ' τη στιγμή που μία χώρα όπως και η Ελλάδα, λόγω μεγέθους, δεν μπορεί να επηρεάσει τις διεθνείς εξελίξεις αλλά αντίθετα είναι ένας παθητικός δέκτης των εξελίξεων αυτών. Συνεπώς θα ήταν ορθότερο να συμπεριλάβουμε στο υπόδειγμά μας και τον

εξαγωγή τομέα τις οικονομίας ο οποίος εκφράζεται κυρίως από τις καθарές εξαγωγές και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.



## 7. ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Σ' αυτήν την εργασία ασχοληθήκαμε εκτενώς με το υπόδειγμα IS-LM και προσπαθήσαμε να το προσεγγίσουμε εμπειρικά στην περίπτωση της ελληνικής οικονομίας.

Είδαμε λοιπόν ότι το μοντέλο αυτό αποτελεί μία προσπάθεια των Hicks – Hansen να ερμηνεύσουν μέσα από εξισώσεις τα βασικότερα σημεία της Κεϋνσιανής θεωρίας. Όμως παρατηρήθηκαν πολλές ενστάσεις οι οποίες κυρίως εστιάζονται στο γεγονός ότι το υπόδειγμα αυτό κακομεταχειρίζεται τις προσδοκίες των ληπτών οικονομικών αποφάσεων. Εξαιτίας αυτών των ενστάσεων κάποιοι προχώρησαν στην εκτίμηση ενός νέου μοντέλου που λαμβάνει υπόψη τις προσδοκίες. Πέρα τούτου όμως, ορισμένοι ερευνητές προχώρησαν σε μικρές αλλαγές πάνω στις εξισώσεις του υποδείγματος IS-LM χρησιμοποιώντας πρώτες διαφορές με απώτερο σκοπό την ερμηνεία των διακυμάνσεων μιας οικονομίας.

Περνώντας στο εμπειρικό κομμάτι, διαπιστώνουμε ότι οι εξισώσεις IS-LM δεν είναι επαρκώς προσδιορισμένες με αποτέλεσμα να μην βγάζουμε ασφαλή συμπεράσματα σχετικά με τις επιπτώσεις της δημοσιονομικής και νομισματικής πολιτικής. Το μόνο σίγουρο είναι ότι θα πρέπει να ληφθούν υπόψη και άλλοι παράγοντες υπόψη, γεγονός που οδηγεί στον επαναπροσδιορισμό των εξισώσεων και στη δημιουργία νέων και σαφώς πιο πολύπλοκων που αλλάζουν άρδην την αρχική μορφή του υποδείγματος. Τελικά, αυτό που μας μένει από αυτή την εργασία είναι ότι το υπόδειγμα IS-LM αποτελεί ένα υπόδειγμα που περιγράφει την οικονομία πολύ γενικά και μάλιστα για

λόγους απλότητας. Στην πράξη όμως δεν επαρκεί όμως για την χάραξη μιας σωστής οικονομικής πολιτικής καθώς το οικονομικό σύστημα το οποίο μας περιβάλλει είναι αρκετά πολύπλοκο.

## 8. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ – ΑΝΑΦΟΡΕΣ

- N. GREGORY MANKIW, *ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ*, Β' τόμος, Μετάφραση: Νικηφόρος Σταματάκης, Επιμέλεια: Αλέξανδρος Ι. Πανεθυμιτάκης, Εκδόσεις: Gutenberg, ΑΘΗΝΑ 1998, σελ. 47-75
- N. GREGORY MANKIW, *ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ*, Β' τόμος, Μετάφραση: Νικηφόρος Σταματάκης, Επιμέλεια: Αλέξανδρος Ι. Πανεθυμιτάκης, Εκδόσεις: Gutenberg, ΑΘΗΝΑ 1998, σελ. 77-111
- ΑΝΔΡΕΑΣ Α. ΚΙΝΤΗΣ, *ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΑ*, Α' τόμος, Εκδόσεις: Gutenberg, σελ. 223 – 258
- ΑΝΔΡΕΑΣ Α. ΚΙΝΤΗΣ, *ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΑ*, Α' τόμος, Εκδόσεις: Gutenberg, σελ. 261 – 304
- ΓΕΩΡΓΙΟΣ Κ. ΧΡΗΣΤΟΥ, *ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΗΝ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΑ*, Α' τόμος, Εκδόσεις: Gutenberg, ΑΘΗΝΑ 2002, σελ. 217 – 248
- ΓΕΩΡΓΙΟΣ Κ. ΧΡΗΣΤΟΥ, *ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΗΝ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΑ*, Β' τόμος, Εκδόσεις: Gutenberg, ΑΘΗΝΑ 2002, σελ. 249 – 285
- ΓΕΩΡΓΙΟΣ Κ. ΧΡΗΣΤΟΥ, *ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΗΝ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΑ*, Β' τόμος, Εκδόσεις Gutenberg, ΑΘΗΝΑ 2002, σελ. 711 – 732
- ΓΕΩΡΓΙΟΣ Κ. ΧΡΗΣΤΟΥ, *ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΗΝ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΑ*, Β' τόμος, Εκδόσεις Gutenberg, ΑΘΗΝΑ 2002, σελ. 665 – 692
- DAMODAR N. GUJARATI, *BASIC ECONOMETRICS*, Third Edition, Εκδόσεις: McGraw – Hill International Editions, σελ. 355 – 399
- DAMODAR N. GUJARATI, *BASIC ECONOMETRICS*, Third Edition, Εκδόσεις: McGraw – Hill International Editions, σελ. 400 – 449
- DAMODAR N. GUJARATI, *BASIC ECONOMETRICS*, Third Edition, Εκδόσεις: McGraw – Hill International Editions, σελ. 635 – 651
- DAMODAR N. GUJARATI, *BASIC ECONOMETRICS*, Third Edition, Εκδόσεις: McGraw – Hill International Editions, σελ. 678 – 705
- WILLIAM H. GREENE, *ECONOMETRIC ANALYSIS*, Fourth Edition, Εκδόσεις: International Edition, σελ. 499 – 521
- WILLIAM H. GREENE, *ECONOMETRIC ANALYSIS*, Fourth Edition, Εκδόσεις: International Edition, σελ. 525 – 553
- WILLIAM H. GREENE, *ECONOMETRIC ANALYSIS*, Fourth Edition, Εκδόσεις: International Edition, σελ. 652 – 710
- ROBERT G. KING, *THE NEW IS-LM MODEL: LANGUAGE, LOGIC AND LIMITS*, [www.rich.frb.org/pubs/eq/pdfs/summer2000/king.pdf](http://www.rich.frb.org/pubs/eq/pdfs/summer2000/king.pdf), σελ. 45 – 54
- THOMAS J. JORDAN and CARLOS LENZ, *IDENTIFICATION OF MACROECONOMIC SHOCKS: VARIATIONS ON THE IS-LM MODEL*, [www.unibas.ch/wwz/makro/arbpaepiere/tjcl1999a.pdf](http://www.unibas.ch/wwz/makro/arbpaepiere/tjcl1999a.pdf), σελ. 1 – 9
- CHRISTOPHER A. SIMS, *WITHER IS-LM*, σελ. 1 – 4
- GALI J. (1992), *HOW WELL DOES THE IS-LM MODEL FIT POSTWAR U.S. DATA?*, *The Quarterly Journal of Economics*, 107: 709 – 738
- GERLACH S. and F. SMETS (1995), *THE MONETARY TRANSMISSION MECHANISM: EVIDENCE FROM THE G-7 COUNTRIES*, Discussion Paper 1219, Center for European Policy Research.
- JOHANSEN S. and K. JUSELIUS (1990), *THE FULL INFORMATION MAXIMUM LIKELIHOOD FOR INFERENCE ON COINTEGRATION – WITH APPLICATIONS TO THE DEMAND FOR MONEY*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169 – 210



- KEATING J. W. (1992), *STRUCTURAL APPROACHES TO VECTOR AUTOREGRESSIONS*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Review, 74(5): 37-57
- BAYOUMI T. and B. EICHENGREEN (1994), *IS THERE A CONFLICT BETWEEN EC ENLARGEMENT AND EUROPEAN MONETARY UNIFICATION?*, Greek Econometric Review.

## **ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ**

# ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 1

## ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ IS

Εκτιμάμε την εξίσωση της μειωμένης μορφής με OLS:

$$r = 1,31 - 0,000018 G - 0,000162 T + 0,000055 M/P$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	1,305	8,955	0,15	0,885
G	-0,0000181	0,0002971	-0,06	0,952
T	-0,0001624	0,0001693	-0,96	0,346
M/P	0,00005509	0,00004694	1,17	0,252

S = 6,850      R-Sq = 12,4%      R-Sq(adj) = 1,8%

### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	165,49	55,16	1,18	0,339
Residual Error	25	1173,18	46,93		
Total	28	1338,67			

Source	DF	Seq SS
G	1	62,53
T	1	38,31
M/P	1	64,65

### Unusual Observations

Obs	G	r	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
9	72385	-16,40	-0,33	1,99	-16,07	-2,45R
22	103227	1,60	0,30	5,28	1,30	0,30 X
24	113806	6,70	9,34	4,96	-2,64	-0,56 X
29	123454	14,40	1,28	2,73	13,12	2,09R

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

Durbin-Watson statistic = 0,45

Τα όρια για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης είναι  $dL=1,20$   $dU=1,65$  και  $4-dU=2,35$   $4-dL=2,8$ . Η εξίσωση μειωμένης μορφής έχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης. Για να διορθώσουμε την αυτοσυσχέτιση θα πρέπει να μετασχηματίσουμε τα δεδομένα με την βοήθεια του συντελεστή  $\rho$ . Αυτός βρίσκεται με την παλινδρόμηση της μεταβλητής  $r$  με τις μεταβλητές  $G$ ,  $T$ ,  $M/P$  καθώς και με τις αντίστοιχες υστερήσεις  $r_1$ ,  $G_1$ ,  $T_1$  και  $MP_1$ . Έτσι εξάγουμε τα εξής αποτελέσματα:

The regression equation is

$$r = - 1,65 + 0,000202 G + 0,000151 T + 0,000063 M/P + 0,886 r_1 - 0,000398 G_1 + 0,000013 T_1 - 0,000050 MP_1$$

28 cases used 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-1,647	7,341	-0,22	0,825
G	0,0002018	0,0003145	0,64	0,528
T	0,0001510	0,0001779	0,85	0,406
M/P	0,00006273	0,00006305	0,99	0,332
r1	0,8857	0,1497	5,92	0,000
G1	-0,0003980	0,0004008	-0,99	0,333
T1	0,0000127	0,0001446	0,09	0,931
MP1	-0,00004972	0,00006606	-0,75	0,460

S = 4,527      R-Sq = 69,3%      R-Sq(adj) = 58,6%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	7	926,56	132,37	6,46	0,000
Residual Error	20	409,92	20,50		
Total	27	1336,48			

Source	DF	Seq SS
G	1	81,36
T	1	37,67
M/P	1	57,98
r1	1	690,98
G1	1	44,74
T1	1	2,22
MP1	1	11,61

Unusual Observations

Obs	G	r	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
10	77033	-2,900	-14,608	2,726	11,708	3,24R

R denotes an observation with a large standardized residual

Durbin-Watson statistic = 1,67

Ο συντελεστής μπροστά από την μεταβλητή  $r_1$  αποτελεί και τον συντελεστή  $\rho$ . Έτσι  $\rho=0,886$ . Αφού βρήκαμε τον συντελεστή  $\rho$ , προχωράμε σε μετασχηματισμό των μεταβλητών  $r$ ,  $G$ ,  $T$  και  $M/P$ . Τις νέες μεταβλητές τις βαφτίζουμε  $r_s$ ,  $G_s$ ,  $T_s$  και  $MP_s$  αντίστοιχα οι οποίες εκτιμώνται ως εξής:

- $r_s = r - 0,886 * r_1$
- $G_s = G - 0,886 * G_1$
- $T_s = T - 0,886 * T_1$
- $MP_s = (M/P) - 0,886 * MP_1$

Εκτιμάμε πάλι την εξίσωση μειωμένης μορφής με τις νέες μεταβλητές:

The regression equation is

$$rs = - 4,89 + 0,000121 Gs + 0,000037 Ts + 0,000076 MPs$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-4,894	3,322	-1,47	0,153
Gs	0,0001215	0,0002264	0,54	0,596
Ts	0,0000368	0,0001116	0,33	0,744
MPs	0,00007648	0,00004711	1,62	0,117

S = 4,149      R-Sq = 15,2%      R-Sq(adj) = 5,1%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	77,38	25,79	1,50	0,239
Residual Error	25	430,27	17,21		
Total	28	507,66			

Source	DF	Seq SS
Gs	1	32,01
Ts	1	0,02
MPs	1	45,35

Unusual Observations

Obs	Gs	rs	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
8	9958	-10,735	-1,804	1,432	-8,932	-2,29R
10	12900	11,630	0,345	0,776	11,286	2,77R
23	17115	4,382	2,874	2,989	1,508	0,52 X

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

Durbin-Watson statistic = 1,78

Η νέα εξίσωση είναι απαλλαγμένη από την αυτοσυσχέτιση ενώ κάνοντας και έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας διαπιστώνουμε ότι δεν υπάρχει κανένα πρόβλημα:

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.637446	Probability	0.699168
Obs*R-squared	4.294946	Probability	0.636829

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 08/19/03 Time: 12:46

Sample: 1966 1994

Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	25.82251	61.11045	0.422555	0.6767
GS	0.006412	0.010601	0.604837	0.5515
GS^2	-2.76E-07	4.04E-07	-0.683611	0.5014
TS	0.000665	0.001487	0.447428	0.6589
TS^2	-2.69E-08	5.62E-08	-0.479206	0.6365
MPS	-0.001905	0.001652	-1.153513	0.2611
MPS^2	1.64E-08	1.66E-08	0.985783	0.3350
R-squared	0.148102	Mean dependent var	14.83200	
Adjusted R-squared	-0.084234	S.D. dependent var	27.40167	
S.E. of regression	28.53242	Akaike info criterion	9.746464	
Sum squared resid	17910.18	Schwarz criterion	10.07650	
Log likelihood	-134.3237	F-statistic	0.637446	
Durbin-Watson stat	1.937107	Prob(F-statistic)	0.699168	

Συγκρίνοντας το Obs\*R-squared=4.294946 με την κριτική τιμή του  $X^2_{0,05,6}=12,592$  βλέπουμε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

Ο σταθερός όρος μετασηματίζεται ως εξής:  $[-4,89/(1-0,886)] = -42,89$  και η εξίσωση της μειωμένης μορφής γίνεται:

$$rs = -42,89 + 0,000121Gs + 0,000037Ts + 0,000076(MPs)$$

Βάση της παραπάνω εξίσωσης παίρνουμε τις εκτιμημένες τιμές του επιτοκίου, rse. Στη συνέχεια εκτιμάμε την εξίσωση IS παλινδρομώντας όχι με την μεταβλητή r αλλά με την μεταβλητή rse. Έτσι έχουμε τα εξής αποτελέσματα:

The regression equation is

$$Y = 21795 + 3,73 G + 0,542 T - 846 rse$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	21795	102773	0,21	0,834
G	3,7290	0,5432	6,87	0,000
T	0,5421	0,4370	1,24	0,226
rse	-846	2464	-0,34	0,734

S = 17551      R-Sq = 97,7%      R-Sq(adj) = 97,4%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	3,23698E+11	1,07899E+11	350,30	0,000
Residual Error	25	7700548921	308021957		
Total	28	3,31399E+11			

Source	DF	Seq SS
G	1	3,23143E+11
T	1	518665120
rse	1	36289020

Unusual Observations

Obs	G	Y	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
20	114990	506011	541230	5943	-35219	-2,13R
22	103227	511838	507767	12833	4071	0,34 X

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

Durbin-Watson statistic = 0,49

Οι κριτικές τιμές για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης είναι  $dL=1,20$   $dU=1,65$  και  $4-dU=2,35$   $4-dL=2,8$ . Υπάρχει λοιπόν θετική αυτοσυσχέτιση. Για να τη λύσουμε παίρνουμε τις υστερήσεις των Y, G, T και rse ( $Y_1, G_1, T_1, rse_1$ ) και παλινδρομούμε:

$$Y = 111727 + 1,27 G + 0,235 T + 526 rse + 0,866 Y_1 - 1,32 G_1 + 0,106 T_1 + 1378 rse_1$$

28 cases used 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	111727	85743	1,30	0,207
G	1,2712	0,7692	1,65	0,114
T	0,2353	0,3638	0,65	0,525
rse	526	1747	0,30	0,766
Y1	0,8664	0,1167	7,43	0,000
G1	-1,3158	0,9362	-1,41	0,175
T1	0,1062	0,2962	0,36	0,724
rse1	1378	1421	0,97	0,344

S = 9504      R-Sq = 99,4%      R-Sq(adj) = 99,1%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	7	2,82920E+11	40417192280	447,42	0,000
Residual Error	20	1806690943	90334547		
Total	27	2,84727E+11			

Source	DF	Seq SS
G	1	2,76706E+11
T	1	510751899
rse	1	1879982
Y1	1	5469712821
G1	1	142642248
T1	1	4538047
rse1	1	84934020

Unusual Observations

Obs	G	Y	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
9	72385	360547	377373	5527	-16826	-2,18R

R denotes an observation with a large standardized residual

Durbin-Watson statistic = 1,94

Ο συντελεστής  $\rho$  είναι 0,866 και βάση αυτού υπολογίζουμε τις μεταβλητές Ystar, Gstar, Tstar και rsestar. Εν συνεχεία εκτιμάμε την εξίσωση IS στηριζόμενοι στις νέες μεταβλητές και έχουμε:

The regression equation is

$$Ystar = 22705 + 2,51 Gstar + 0,278 Tstar - 1343 rsestar$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	22705	8351	2,72	0,012
Gstar	2,5054	0,4748	5,28	0,000
Tstar	0,2775	0,2671	1,04	0,309
rsestar	-1343,2	649,3	-2,07	0,049

S = 10130      R-Sq = 60,2%      R-Sq(adj) = 55,5%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	3885915938	1295305313	12,62	0,000
Residual Error	25	2565385543	102615422		
Total	28	6451301481			

Source	DF	Seq SS
Gstar	1	3252565957
Tstar	1	194242464
rsestar	1	439107517

Unusual Observations

Obs	Gstar	Ystar	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
1	22034	111967	107602	8945	4365	0,92 X
9	9510	36524	57261	3630	-20737	-2,19R
23	19179	91369	73645	6865	17724	2,38RX

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

Durbin-Watson statistic = 1,76

Η εξίσωση αυτή έχει διορθωμένη την αυτοσυσχέτιση ενώ παρακάτω παραθέτουμε και τα σχετικά αποτελέσματα για τα τεστ ετεροσκεδαστικότητας, κανονικότητας και ισοδυναμίας συντελεστών:

Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας:

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.446993	Probability	0.242067
Obs*R-squared	8.206020	Probability	0.223395

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 08/19/03 Time: 15:53

Sample: 1966 1994

Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.71E+08	3.36E+08	0.805441	0.4292
GSTAR	-15128.98	46722.94	-0.323802	0.7491

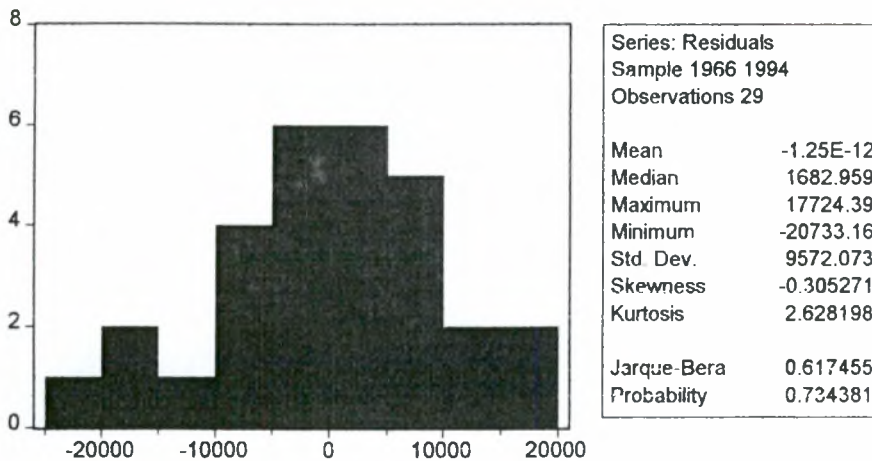
GSTAR^2	0.307469	1.615524	0.190321	0.8508
TSTAR	-13418.94	6159.543	-2.178560	0.0404
TSTAR^2	0.335276	0.223043	1.503185	0.1470
RSESTAR	-20898028	27189085	-0.768618	0.4503
RSESTAR^2	-939094.1	1387269.	-0.676937	0.5055
R-squared	0.282966	Mean dependent var	88465116	
Adjusted R-squared	0.087412	S.D. dependent var	1.15E+08	
S.E. of regression	1.10E+08	Akaike info criterion	40.07172	
Sum squared resid	2.65E+17	Schwarz criterion	40.40175	
Log likelihood	-574.0399	F-statistic	1.446993	
Durbin-Watson stat	2.182359	Prob(F-statistic)	0.242067	

Έλεγχος Ισοδυναμίας:

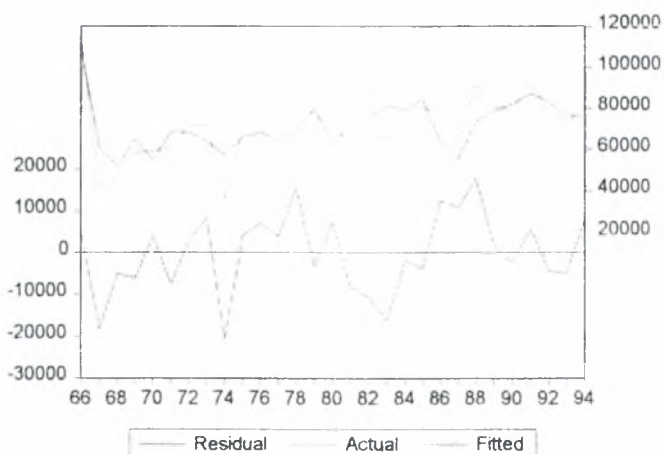
Chow Breakpoint Test: 1973

F-statistic	1.264606	Probability	0.315116
Log likelihood ratio	6.258743	Probability	0.180641

Έλεγχος Κανονικότητας:



Το διάγραμμα των καταλοίπων είναι:





## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 2

### ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ LM

Εκτιμάμε την εξίσωση της μειωμένης μορφής με OLS:

The regression equation is

$$Y = 87092 + 2,73 G + 0,526 T + 0,204 M/P$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	87092	21638	4,02	0,000
G	2,7289	0,7179	3,80	0,001
T	0,5262	0,4090	1,29	0,210
M/P	0,2041	0,1134	1,80	0,084

S = 16553      R-Sq = 97,9%      R-Sq(adj) = 97,7%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	3,24549E+11	1,08183E+11	394,84	0,000
Residual Error	25	6849770566	273990823		
Total	28	3,31399E+11			

Source	DF	Seq SS
G	1	3,23143E+11
T	1	518665120
M/P	1	887067374

Unusual Observations

Obs	G	Y	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
15	91180	473510	439083	3574	34427	2,13R
20	114990	506011	537852	5348	-31841	-2,03R
22	103227	511838	518609	12752	-6771	-0,64 X
24	113806	543572	546006	11982	-2434	-0,21 X

R denotes an observation with a large standardized residual

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

Durbin-Watson statistic = 0,45

Τα όρια για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης είναι  $dL=1,20$   $dU=1,65$  και  $4-dU=2,35$   $4-dL=2,8$ . Η εξίσωση μειωμένης μορφής έχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης. Για να διορθώσουμε την αυτοσυσχέτιση θα πρέπει να μετασχηματίσουμε τα δεδομένα με την βοήθεια του συντελεστή  $\rho$ . Αυτός βρίσκεται με την παλινδρόμηση της μεταβλητής  $Y$  με τις μεταβλητές  $G$ ,  $T$ ,  $M/P$  καθώς και με τις αντίστοιχες υστερήσεις  $Y_1$ ,  $G_1$ ,  $T_1$  και  $MP_1$ . Έτσι εξάγουμε τα εξής αποτελέσματα:

The regression equation is

$$Y = 48087 + 1,27 G + 0,331 T + 0,065 M/P + 0,818 y_1 - 1,48 g_1 + 0,017 t_1 + 0,029 mp_1$$

28 cases used 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	48087	17297	2,78	0,012
G	1,2701	0,6719	1,89	0,073
T	0,3307	0,3641	0,91	0,374
M/P	0,0650	0,1298	0,50	0,622
$y_1$	0,8183	0,1182	6,92	0,000
$g_1$	-1,4836	0,8608	-1,72	0,100
$t_1$	0,0173	0,3116	0,06	0,956
$mp_1$	0,0295	0,1342	0,22	0,828

S = 9400      R-Sq = 99,4%      R-Sq(adj) = 99,2%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	7	2,82960E+11	40422830505	457,47	0,000
Residual Error	20	1767223363	88361168		
Total	27	2,84727E+11			

Source	DF	Seq SS
G	1	2,76706E+11
T	1	510751899
M/P	1	992706604
y1	1	4466501348
g1	1	279659198
t1	1	48065
mp1	1	4259484

Unusual Observations

Obs	G	Y	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
9	72385	360547	377266	5415	-16719	-2,18R

R denotes an observation with a large standardized residual

Durbin-Watson statistic = 1,96

Ο συντελεστής μπροστά από την μεταβλητή  $Y_1$  αποτελεί και τον συντελεστή  $\rho$ . Έτσι  $\rho=0,818$ . Αφού βρήκαμε τον συντελεστή  $\rho$ , προχωράμε σε μετασχηματισμό των μεταβλητών Y, G, T και M/P. Τις νέες μεταβλητές τις βαφτίζουμε  $Y_s$ ,  $G_s$ ,  $T_s$  και  $MP_s$  αντίστοιχα οι οποίες εκτιμώνται ως εξής:

- $Y_s = Y - 0,818 * r_1$
- $G_s = G - 0,818 * G_1$
- $T_s = T - 0,818 * T_1$
- $MP_s = (M/P) - 0,818 * MP_1$

Εκτιμάμε πάλι την εξίσωση μειωμένης μορφής με τις νέες μεταβλητές:

The regression equation is

$$y_s = 28200 + 2,54 g_s + 0,451 t_s + 0,111 mps$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	28200	9037	3,12	0,005
gs	2,5360	0,5710	4,44	0,000
ts	0,4507	0,2763	1,63	0,115
mps	0,1112	0,1113	1,00	0,327

S = 10916      R-Sq = 68,4%      R-Sq(adj) = 64,7%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	6461005561	2153668520	18,07	0,000
Residual Error	25	2979071448	119162858		
Total	28	9440077009			

Source	DF	Seq SS
gs	1	6027146777
ts	1	314791117
mps	1	119067666

Unusual Observations

Obs	gs	ys	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
1	25339	128761	106085	5428	22676	2,39R
23	24134	115938	100341	7788	15596	2,04RX

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

Durbin-Watson statistic = 1,87

Η νέα εξίσωση είναι απαλλαγμένη από την αυτοσυσχέτιση ενώ κάνοντας και έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας διαπιστώνουμε ότι δεν υπάρχει κανένα πρόβλημα:

**White Heteroskedasticity Test:**

F-statistic	1.160109	Probability	0.362486
Obs*R-squared	6.970112	Probability	0.323620

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/02/03 Time: 12:31

Sample: 1966 1994

Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.81E+08	3.88E+08	0.467718	0.6446
GS	18676.15	52437.99	0.356157	0.7251
GS^2	-0.158257	1.341060	-0.118009	0.9071
TS	-13603.70	9682.685	-1.404951	0.1740
TS^2	0.332795	0.247238	1.346050	0.1920
MPS	-5897.299	7091.445	-0.831607	0.4146
MPS^2	0.024792	0.048924	0.506748	0.6174
R-squared	0.240349	Mean dependent var	1.03E+08	
Adjusted R-squared	0.033171	S.D. dependent var	1.13E+08	
S.E. of regression	1.11E+08	Akaike info criterion	40.09044	
Sum squared resid	2.70E+17	Schwarz criterion	40.42048	
Log likelihood	-574.3114	F-statistic	1.160109	
Durbin-Watson stat	1.125398	Prob(F-statistic)	0.362486	

Συγκρίνοντας το Obs\*R-squared=6.970112 με την κριτική τιμή του  $X^2_{0,05,6}=12,592$  βλέπουμε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

Ο σταθερός όρος μετασχηματίζεται ως εξής:  $[28200/(1-0,818)] = 154945,05$  και η εξίσωση της μειωμένης μορφής γίνεται:

$$Y_s = 154945,05 + 2,45G_s + 0,451T_s + 0,111(MP_s)$$

Βάση της παραπάνω εξίσωσης παίρνουμε τις εκτιμημένες τιμές του εισοδήματος,  $Y_e$ . Στη συνέχεια εκτιμάμε την εξίσωση LM παλινδρομώντας όχι με την μεταβλητή Y αλλά με την μεταβλητή  $Y_e$ . Έτσι έχουμε τα εξής αποτελέσματα:

The regression equation is

$$r = -20,4 + 0,000090 y_e + 0,000006 M/P$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-20,42	25,03	-0,82	0,422
$y_e$	0,0000900	0,0001286	0,70	0,490
M/P	0,00000618	0,00001587	0,39	0,700

S = 6,868

R-Sq = 8,4%

R-Sq(adj) = 1,3%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	112,18	56,09	1,19	0,321
Residual Error	26	1226,49	47,17		
Total	28	1338,67			

Source	DF	Seq SS
ye	1	105,04
M/P	1	7,15

Unusual Observations

Obs	ye	r	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
1	232926	2,50	1,00	4,94	1,50	0,31 X
9	195967	-16,40	-1,69	2,42	-14,71	-2,29R

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

Durbin-Watson statistic = 0,40

Οι κριτικές τιμές για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης είναι  $dL=1,27$   $dU=1,56$  και  $4-dU=2,44$   $4-dL=2,73$ . Υπάρχει λοιπόν θετική αυτοσυσχέτιση. Για να τη λύσουμε παίρνουμε τις υστερήσεις των  $r$ ,  $Ye$  και  $M/P$  ( $Ye_1$ ,  $MP_1$ ,  $r_1$ ) και παλινδρομούμε:

The regression equation is

$$r = -9,6 + 0,000067 ye + 0,000064 M/P + 0,869 r_1 - 0,000031 ye_1 - 0,000058 mp_1$$

28 cases used 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-9,63	24,98	-0,39	0,703
ye	0,0000668	0,0001144	0,58	0,565
M/P	0,00006362	0,00005809	1,10	0,285
r1	0,8691	0,1360	6,39	0,000
ye1	-0,00003118	0,00008654	-0,36	0,722
mp1	-0,00005794	0,00005455	-1,06	0,300

S = 4,405      R-Sq = 68,1%      R-Sq(adj) = 60,8%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	5	909,67	181,93	9,38	0,000
Residual Error	22	426,80	19,40		
Total	27	1336,48			

Source	DF	Seq SS
ye	1	102,94
M/P	1	11,69
r1	1	760,41
ye1	1	12,75
mp1	1	21,88

Unusual Observations

Obs	ye	r	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
2	193047	5,800	-0,689	3,257	6,489	2,19R
8	201784	-7,900	1,006	1,447	-8,906	-2,14R
10	214190	-2,900	-13,322	2,619	10,422	2,94R

R denotes an observation with a large standardized residual

Durbin-Watson statistic = 1,64

Ο συντελεστής  $\rho$  είναι 0,869 και βάση αυτού υπολογίζουμε τις μεταβλητές rs, Yes και mpss. Εν συνεχεία εκτιμάμε την εξίσωση LM στηριζόμενοι στις νέες μεταβλητές και έχουμε:

The regression equation is  
 $rs = - 3,86 + 0,000027 \text{ yes} + 0,000074 \text{ mpss}$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-3,857	2,175	-1,77	0,088
yes	0,00002674	0,00003916	0,68	0,501
mpss	0,00007368	0,00003992	1,85	0,076

S = 4,066      R-Sq = 15,2%      R-Sq(adj) = 8,6%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	76,84	38,42	2,32	0,118
Residual Error	26	429,77	16,53		
Total	28	506,61			

Source	DF	Seq SS
yes	1	20,55
mpss	1	56,30

Unusual Observations

Obs	yes	rs	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
1	115298	1,238	1,965	3,484	-0,728	-0,35 X
8	16706	-10,681	-1,660	1,265	-9,021	-2,33R
10	43895	11,352	0,596	0,924	10,755	2,72R

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

Durbin-Watson statistic = 1,77

Η εξίσωση αυτή έχει διορθωμένη την αυτοσυσχέτιση ενώ παρακάτω παραθέτουμε και τα σχετικά αποτελέσματα για τα τεστ ετεροσκεδαστικότητας, κανονικότητας και ισοδυναμίας συντελεστών:

Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας:

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.446066	Probability	0.249573
Obs*R-squared	5.631956	Probability	0.228372

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/02/03 Time: 12:52

Sample: 1966 1994

Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	70.39103	28.93239	2.432949	0.0228
YES	0.000464	0.000687	0.675582	0.5058
YES^2	-4.47E-09	5.67E-09	-0.787363	0.4388
MPSS	-0.002166	0.001211	-1.788303	0.0864
MPSS^2	1.49E-08	1.06E-08	1.410984	0.1711

R-squared	0.194205	Mean dependent var	14.81322
Adjusted R-squared	0.059906	S.D. dependent var	26.55682

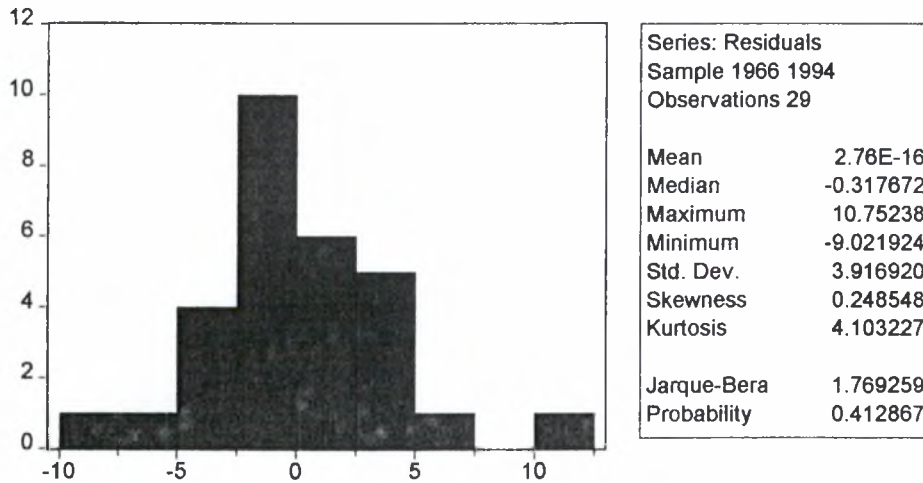
S.E. of regression	25.74908	Akaike info criterion	9.490260
Sum squared resid	15912.36	Schwarz criterion	9.726001
Log likelihood	-132.6088	F-statistic	1.446066
Durbin-Watson stat	1.794033	Prob(F-statistic)	0.249573

Έλεγχος Ισοδυναμίας:

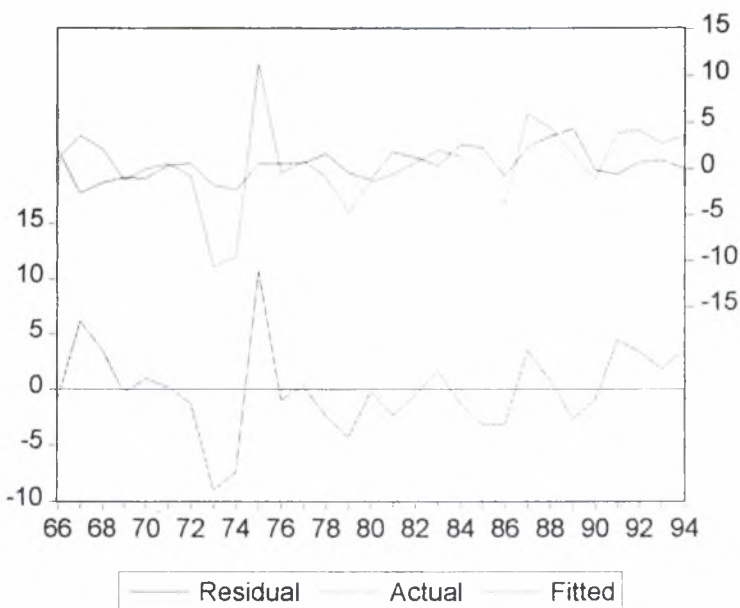
Chow Breakpoint Test: 1973

F-statistic	2.410633	Probability	0.092894
Log likelihood ratio	7.928701	Probability	0.047508

Έλεγχος Κανονικότητας:



Το διάγραμμα των καταλοίπων είναι:



## **ΠΙΝΑΚΕΣ**

## ΠΙΝΑΚΑΣ Ι

ΕΤΗ	GDPτ.α.	Ι. Επενδύσεις	Δ. Δαπάνες	Φόροι	M3/P	Πραγμ. Επιτ.
1966	223933	36610	44068	34037.82	75090.16	2.5
1967	236207	34315	48116	38265.53	86176.92	5.8
1968	251949	43863	49634	43335.23	101084.82	7.2
1969	276891	51091	56201	47348.36	114757.24	5.1
1970	298917	50737	57668	50516.97	133656	4.5
1971	320198	55112	65053	54753.86	158430.58	4.5
1972	348631	64122	70706	60661.79	187641.28	3.2
1973	374160	72187	72604	62110.56	186814.73	-7.9
1974	360547	52211	72385	62374.63	178022.2	-16.4
1975	382362	53702	77033	68825.16	199209.19	-2.9
1976	406679	58380	80323	79302.41	222582.45	-2.9
1977	420622	66750	82000	82441.91	245891.65	-1.6
1978	448793	70600	85500	88861.01	275783.39	-2.1
1979	465355	76385	91536	93536.36	275254.05	-6.5
1980	473510	70465	91180	89966.9	273585.02	-6.9
1981	473771	63495	95895	90016.49	299711.22	-6.5
1982	475641	60300	99130	101311.53	318494.65	-4.9
1983	477551	56000	104400	105061.22	323122.06	-2.2
1984	490696	48570	109490	109425.21	356797.11	-0.5
1985	506011	49670	114990	112334.44	381513.76	-1.3
1986	514214	50525	108335	126496.64	372907.35	-5
1987	511838	52436	103227	130006.85	398949.88	1.6
1988	534621	58335	108574	104251.1	433128.98	5.8
1989	543572	64027	113806	98386.53	473266.6	6.7
1990	550447	73412	114675	112841.64	453099.36	4.8
1991	569409	65774	119694	119575.89	425685.5	8.1
1992	571915	64324	123405	125249.39	420501.4	11.2
1993	566724	62671	124083	121845.66	422627.35	12.5
1994	574996	64308	123454	125349.13	409700.92	14.4

Πηγή ΒΙΟΧΑΛΚΟ



## ΠΙΝΑΚΑΣ ΙΙ

Δεδομένα για την εκτίμηση της IS

Y	G	T	M/P	r	r1	G1	T1	MP1
223933	44068	34038	75090	2,5	*	*	*	*
236207	48116	38266	86177	5,8	2,5	44068	34038	75090
251949	49634	43335	101085	7,2	5,8	48116	38266	86177
276891	56201	47348	114757	5,1	7,2	49634	43335	101085
298917	57668	50517	133656	4,5	5,1	56201	47348	114757
320198	65053	54754	158431	4,5	4,5	57668	50517	133656
348631	70706	60662	187641	3,2	4,5	65053	54754	158431
374160	72604	62111	186815	-7,9	3,2	70706	60662	187641
360547	72385	62375	178022	-16,4	-7,9	72604	62111	186815
382362	77033	68825	199209	-2,9	-16,4	72385	62375	178022
406679	80323	79302	222582	-2,9	-2,9	77033	68825	199209
420622	82000	82442	245892	-1,6	-2,9	80323	79302	222582
448793	85500	88861	275783	-2,1	-1,6	82000	82442	245892
465355	91536	93536	275254	-6,5	-2,1	85500	88861	275783
473510	91180	89967	273585	-6,9	-6,5	91536	93536	275254
473771	95895	90016	299711	-6,5	-6,9	91180	89967	273585
475641	99130	101312	318495	-4,9	-6,5	95895	90016	299711
477551	104400	105061	323122	-2,2	-4,9	99130	101312	318495
490696	109490	109425	356797	-0,5	-2,2	104400	105061	323122
506011	114990	112334	381514	-1,3	-0,5	109490	109425	356797
514214	108335	126497	372907	-5	-1,3	114990	112334	381514
511838	103227	130007	398950	1,6	-5	108335	126497	372907
534621	108574	104251	433129	5,8	1,6	103227	130007	398950
543572	113806	98387	473267	6,7	5,8	108574	104251	433129
550447	114675	112842	453099	4,8	6,7	113806	98387	473267
569409	119694	119576	425686	8,1	4,8	114675	112842	453099
571915	123405	125249	420501	11,2	8,1	119694	119576	425686
566724	124083	121846	422627	12,5	11,2	123405	125249	420501
574996	123454	125349	409701	14,4	12,5	124083	121846	422627

Gs	Ts	MPs	rs	rse	Y1	rse1
20447,6	15793,6	34841,8	1,16	-37,18	*	*
9071,8	8108	19647	3,585	-39,99	223933	-37,18
7003,2	9432	24732,1	2,0612	-39,81	236207	-39,99
12225,3	8953,3	25196,1	-1,2792	-39,16	251949	-39,81
7873,9	8566,3	31981,1	-0,0186	-39,19	276891	-39,16
13959,2	9995,8	40011,4	0,513	-37,79	298917	-39,19
13069	12149,9	47271,8	-0,787	-37,27	320198	-37,79
9958,5	8364,2	20564,6	-10,7352	-39,81	348631	-37,27
8057,9	7344,7	12504,3	-9,4006	-40,69	374160	-39,81
12899,9	13561,2	41481,5	11,6304	-37,67	360547	-40,69
12071,8	18323,3	46083,1	-0,3306	-37,25	382362	-37,67
10833,8	12180	48683,6	0,9694	-37,43	406679	-37,25
12848	15817,5	57923,4	-0,6824	-36,35	420622	-37,43
15783	14805,5	30910	-4,6394	-38,08	448793	-36,35
10079,1	7093,7	29709,9	-1,141	-39,15	465355	-38,08
15109,5	10305,8	57314,9	-0,3866	-36,32	473510	-39,15
14167	21556,9	52950,5	0,859	-36,35	473771	-36,32
16570,8	15299,2	40935,8	2,1414	-37,28	475641	-36,35
16991,6	16341	70511	1,4492	-34,87	477551	-37,28
17981,9	15383,7	65391,5	-0,857	-35,17	490696	-34,87
6453,9	26968,3	34886,2	-3,8482	-38,46	506011	-35,17
7242,2	17930,8	68554	6,03	-36,14	514214	-38,46
17114,9	-10935	79659,4	4,3824	-35,17	511838	-36,14
17609,4	6020,1	89514,3	1,5612	-33,73	534621	-35,17
13842,9	25671,2	33785,2	-1,1362	-37,7	543572	-33,73
18091,9	19598,2	24239,5	3,8472	-38,13	550447	-37,7
17356,1	19305,2	43344	4,0234	-36,78	569409	-38,13
14746,2	10874,7	50063,1	2,5768	-36,9	571915	-36,78
13516,5	17393,9	35253,1	3,325	-37,93	566724	-36,9

Ystar	Gstar	Tstar	rsestar
111967	22034	17019	-18,59
42281	9953,1	8788,8	-7,7921
47394	7965,5	10197,3	-5,1787
58703	13218	9820,1	-4,6845
59129	8997,9	9513,3	-5,2774
61336	15112,5	11006,2	-3,8515
71340	14370,1	13244,9	-4,5439
72246	11372,6	9577,4	-7,5342
36524	9509,9	8586,9	-6,2145
70128	14347,6	14808,7	-2,4325
75554	13612,4	19699,8	-4,6278
68438	12440,3	13766	-5,1715
84534	14488	17466,3	-3,9356
76700	17493	16582,7	-6,6009
70513	11909,8	8964,4	-6,1727
63711	16933,1	12105,2	-2,4161
65355	16084,9	23357,2	-4,8969
65646	18553,4	17325,4	-5,8009
77137	19079,6	18442,2	-2,5855
81068	20171,7	17572,2	-4,9726
76008	8753,7	29215	-8,0028
66529	9408,9	20460,8	-2,8336
91369	19179,4	-8334,8	-3,8728
80590	19780,9	8105,1	-3,2728
79714	16119	27638,9	-8,4898
92722	20385,4	21855	-5,4818
78807	19750	21696,7	-3,7594
71446	17214,3	13379,7	-5,0485
84213	15998,1	19830,8	-5,9746

### ΠΙΝΑΚΑΣ ΙΙΙ

Δεδομένα για την εκτίμηση της LM

Y	G	T	M/P	r	y1	g1	t1	mp1
223933	44068	34038	75090	2,5	*	*	*	*
236207	48116	38266	86177	5,8	223933	44068	34038	75090
251949	49634	43335	101085	7,2	236207	48116	38266	86177
276891	56201	47348	114757	5,1	251949	49634	43335	101085
298917	57668	50517	133656	4,5	276891	56201	47348	114757
320198	65053	54754	158431	4,5	298917	57668	50517	133656
348631	70706	60662	187641	3,2	320198	65053	54754	158431
374160	72604	62111	186815	-7,9	348631	70706	60662	187641
360547	72385	62375	178022	-16,4	374160	72604	62111	186815
382362	77033	68825	199209	-2,9	360547	72385	62375	178022
406679	80323	79302	222582	-2,9	382362	77033	68825	199209
420622	82000	82442	245892	-1,6	406679	80323	79302	222582
448793	85500	88861	275783	-2,1	420622	82000	82442	245892
465355	91536	93536	275254	-6,5	448793	85500	88861	275783
473510	91180	89967	273585	-6,9	465355	91536	93536	275254
473771	95895	90016	299711	-6,5	473510	91180	89967	273585
475641	99130	101312	318495	-4,9	473771	95895	90016	299711
477551	104400	105061	323122	-2,2	475641	99130	101312	318495
490696	109490	109425	356797	-0,5	477551	104400	105061	323122
506011	114990	112334	381514	-1,3	490696	109490	109425	356797
514214	108335	126497	372907	-5	506011	114990	112334	381514
511838	103227	130007	398950	1,6	514214	108335	126497	372907
534621	108574	104251	433129	5,8	511838	103227	130007	398950
543572	113806	98387	473267	6,7	534621	108574	104251	433129
550447	114675	112842	453099	4,8	543572	113806	98387	473267
569409	119694	119576	425686	8,1	550447	114675	112842	453099
571915	123405	125249	420501	11,2	569409	119694	119576	425686
566724	124083	121846	422627	12,5	571915	123405	125249	420501
574996	123454	125349	409701	14,4	566724	124083	121846	422627

ys	gs	ts	mps	ye	ye1	r1
128761	25339,1	19571,8	43177	232926	*	*
53030	12068,4	10422,6	24753	193047	232926	2,5
58732	10275,1	12034	30592	189867	193047	5,8
70797	15600,4	11900,1	32070	203497	189867	7,2
72420	11695,6	11786	39785	194383	203497	5,1
75684	17880,6	13431	49100	211869	194383	4,5
86709	17492,6	15873,1	58045	212978	211869	4,5
88980	14766,5	12489,2	33324	201784	212978	3,2
54484	12994,9	11568,2	25208	195967	201784	-7,9
87435	17822,1	17802,7	53587	214190	195967	-16,4
93907	17310	23003,4	59629	215906	214190	-2,9
87959	16295,8	17572,5	63819	211345	215906	-2,9
104724	18424	21423,5	74644	219689	211345	-1,6
98242	21597	20848,1	49663	224717	219689	-2,1
92850	16303,6	13454,2	48427	207799	224717	-6,5
86440	21309,8	16423,6	75919	224906	207799	-6,9
88096	20687,9	27678	73331	228115	224906	-6,5
88477	23311,7	22188,4	62593	231112	228115	-4,9
100059	24090,8	23485,1	92483	236993	231112	-2,2
104622	25427,2	22824,6	89654	239776	236993	-0,5
100297	14273,2	34607,1	60829	213559	239776	-1,3
91211	14609	26532,6	93912	214442	213559	-5
115938	24134,3	-2094,5	106788	227155	214442	1,6
106252	24992,5	13109,1	118967	237544	227155	5,8
105805	21581,7	32361,5	65967	231680	237544	6,7
119143	25889,9	27271,4	55050	239115	231680	4,8
106138	25495,3	27436,3	72291	240101	239115	8,1
98898	23137,7	19391,7	78657	231191	240101	11,2
111416	21954,1	25679,4	63992	229393	231191	12,5

yes	rs	mpss
115298	1,2375	37169,6
-9366	3,6275	20923,6
22109	2,1598	26197,1
38502	-1,1568	26914,5
17545	0,0681	33932
42950	0,5895	42283,5
28864	-0,7105	49965,1
16706	-10,6808	23754,5
20618	-9,5349	15680,2
43895	11,3516	44507,9
29774	-0,3799	49469,7
23723	0,9201	52467,5
36030	-0,7096	62103,5
33806	-4,6751	35598,3
12521	-1,2515	34389,3
44328	-0,5039	61965,8
32671	0,7485	58045,6
32880	2,0581	46350,2
36157	1,4118	76004
33829	-0,8655	71457,1
5194	-3,8703	41371,9
28860	5,945	74893,4
40805	4,4096	86441,5
40146	1,6598	96877,5
25255	-1,0223	41830,7
37785	3,9288	31942,2
32310	4,1611	50580,7
22543	2,7672	57211,6
28488	3,5375	42437,8