

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΑΙ ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ

ΔΙΑΤΜΗΜΑΤΙΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΕΠΙΣΤΗΜΗ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

**ΘΕΜΑ: «Αναπτυσσόμενες Οικονομίες σ' Ένα Υπόδειγμα Αναγκαστικού
Ποσοστού Ρευστών Διαθεσίμων»**

ΕΠΙΜΕΛΕΙΑ : ΣΙΑΓΚΑΣ ΙΩΑΝΝΗΣ
ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ : ΒΑΡΕΛΑΣ ΕΡΩΤΟΚΡΙΤΟΣ

ΠΕΡΙΟΧΟΜΕΝΑ

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

2. ΤΟ ΒΑΣΙΚΟ ΜΟΝΤΕΛΟ

3. ΣΤΟΙΧΕΙΑ

4. ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

5. ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΑΡΞΗΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΩΝ ΡΙΖΩΝ

5.1 Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας του ονομαστικού επιτοκίου (i_A) των *tangible assets*, ως αντασφάλιση από το πληθωρισμό .

5.2 Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στη μακροπρόθεσμη-επιθυμητή ζήτηση καταθέσεων προθεσμίας συν καταθέσεων ταμιευτηρίου (T^*).

5.3 Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στη μακροπρόθεσμη-επιθυμητή ζήτηση στοιχείων της αγοράς χρήματος χωρίς απόδοση επιτοκίου (D^* = πραγματική ρευστότητα σε κυκλοφορία + M_1).

5.4 Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία του πλούτου W (W : Είναι το άθροισμα των M_3 , κρατικών χρεογράφων και του φυσικού κεφαλαίου).

5.5 Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία του ονομαστικό επιτόκιο καταθέσεων προθεσμίας (i_T).

6. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 1

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 2

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Τα τελευταία χρόνια παρατηρείται μια έντονη τάση παγκοσμιοποίησης-φιλελευθεροποίησης σε πόλους τομείς. Το φαινόμενο αυτό προβλημάτισε πολλές κυβερνήσεις, για το εάν θα έπρεπε να το ακολουθήσουν προκειμένου να πετύχουν βελτίωση των συνθηκών που επικρατούσαν στις χώρες τους.

Έστω ότι μια αναπτυσσόμενη χώρα έχει πίστη για τα οφέλη της παγκοσμιοποίησης στο χρηματοοικονομικό τομέα. Επιπλέον συνειδητοποιεί ότι η ένταξη του χρηματοοικονομικού της τομέα σ'ένα παγκοσμιοποιημένο πλαίσιο θα ειχε ως αποτέλεσμα να χάσει σημαντικά έσοδα από τη φορολόγηση μέσου πληθωρισμού (inflation tax). Προκειμένου να μην χάσει αυτό το έσοδο η κυβέρνηση αποφασίζει να μην εντάξει τον χρηματοοικονομικό της τομέα στο παγκοσμιοποιημένο πλαίσιο. Ύστερα από αυτή της την απόφαση έχει δεύτερη καλύτερη λύση ;

Η λύση που θα εξετάσουμε παρακάτω, η οποία προτάθηκε από τους Rodney Barrett, Malcolm Gray, Michael Parkin και συνεχίστηκε από τον Maxwell Fry, περιλαμβάνει εγκαταλείψει του παραμορφωτικού φόρου για έναν μη παραμορφωτικό φόρο. Συγκεκριμένα, τη χρησιμοποιήσει των υποχρεωτικών αποθεματικών προκειμένου να αξιοποιήσει το πλεόνασμα του καταναλωτή ως μια εναλλακτική πηγή εσόδων για τη κυβέρνηση.

Το μοντέλο των (Rodney Barrett, Malcolm Gray, Michael Parkin) που αναπτύσσουμε παρακάτω παρουσιάζει μια θεωρητική ανάλυση της ζήτησης για 'ασφαλή' και 'μη ασφαλή' χρηματοοικονομικά περιουσιακά στοιχεία από τον ιδιωτικό τομέα. Συγκεκριμένα, πρόκειται για ένα μοντέλο επιλογείς περιουσιακών στοιχείων, εστιάζοντας στη τυχαία φύση των απαιτήσεων για ρευστά (προσέγγιση της προφύλαξης) και όχι στη τυχαία φύση των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων (κερδοσκοπική προσέγγιση) ως πηγή διαφοροποίησης τους. Το μοντέλο σύμφωνα με τους (Rodney Barrett, Malcolm Gray, Michael Parkin) είναι ο κατάλληλος τρόπος, με τον οποίο εξηγούν τη ζήτηση για 'ασφαλή' περιουσιακά στοιχεία. Αφού εκτιμήσουμε το προκύπτον σύστημα των εξισώσεων ζήτησης περιουσιακών στοιχείων υπό την εναλλακτική υπόθεση (της προφύλαξης), το συγκρίνουμε με ένα σύστημα που προκύπτει από την κερδοσκοπική προσέγγιση.

Η προσέγγιση που υιοθετούμε μας δίνει την δυνατότητα να ασχοληθούμε με τρία ερωτήματα που έχουν σημαντικές επιπτώσεις στη πολιτική διαχείριση περιουσιακών στοιχείων.

Πρώτων, μπορούμε να εξετάσουμε στο πλαίσιο ενός πλήρους συστήματος συναρτήσεων ζήτησης περιουσιακών στοιχείων, την ελαστικότητα των επιτοκίων στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος. Συνηθίζεται, κατά τη διάρκεια εξέτασης μιας εξίσωσης ζήτησης χρήματος να εισάγουμε μια μεταβλητή επιτοκίου, θα διαπιστώσουμε ότι η ελαστικότητα ζήτησης χρήματος ως προς το επιτόκιο θα είναι μικρή (συνήθως μικρότερη από 1,5). Τέτοια αποτελέσματα μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι, η πραγματοποιούμενες δαπάνες δεν είναι εντελώς ανελαστικές ως προς τα επιτόκια, η μονεταριστική πολιτική είναι ένας τρόπος για να επηρεάσει κάποιος την συνολική ζήτηση.

Δεύτερων, μπορούμε να αρχίσουμε να απαντάμε σε ερωτήσεις που αφορούν της επιδράσεις μια εναλλακτικής πολιτικής επιτοκίων προκειμένου η κυβέρνηση να προσέλκυση εθνικές αποταμιεύσεις.

Τέλος μπορούμε να εξετάσουμε τις επιδράσεις της πολιτικής των επιτοκίων, στη προσέλκυση κεφαλαίων, στη ζήτηση χρήματος και στην διαμόρφωση των αποταμιεύσεων.

Το μοντέλο αυτό ασχολείται μόνο με τα ασφαλή περιουσιακά στοιχεία, ενώ ταυτόχρονα αναπτύσσει μια διαδικασία αριστοποίησης δυο βημάτων. Πρώτων διαλέγουμε μια τοποθέτηση μεταξύ 'ασφαλών' και 'ριψοκίνδυνων' περιουσιακών στοιχείων. Δεύτερων διαλέγουμε μεταξύ δυο υπό-χαρτοφυλακίων δεδομένης της αρχικής τους απόδοσης. Η ανάλυση μας παίρνει ως δεδομένο το πρώτο μέρος και εξετάζει το 'ασφαλές' κομμάτι του δεύτερου βήματος.

2. ΤΟ ΒΑΣΙΚΟ ΜΟΝΤΕΛΟ

Υποθέσαμε ένα στατικό πρόβλημα αριστοποίησης της ακόλουθης μορφής. Ένας (decision maker) κατέχει στην αρχή της περιόδου (δεδομένου μήκους) ένα εξωγενές αποκτημένο όγκο χρηματοοικονομικού πλούτου τον οποίο τοποθετεί μεταξύ περιουσιακών στοιχείων, έτσι ώστε να μεγιστοποιήσει το προσδοκώμενο κέρδος. Σε μια στιγμή της περιόδου μια στοχαστική απαίτηση ρευστών εμφανίστηκε και πρέπει να ικανοποιηθεί από το συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο. Η αρχική τοποθέτηση του πλούτου έχει επιτευχθεί χωρίς κόστος ,επειδή οι αγοραπωλησίες των περιουσιακών στοιχείων της αρχικής τοποθέτησης είχαν σχεδιαστεί και δεν ήταν επιβεβλημένη-αναγκαία η άμεση εκτέλεση-εφαρμογή τους. Αντιθέτως η πώληση περιουσιακών στοιχείων η οποία μπορεί να είναι απαραίτητη προκειμένου να ικανοποιηθεί την απαίτηση ρευστών, πρέπει να διεκπεραιωθεί γρήγορα και χωρίς το κέρδος της προνοητικότητας, επομένως με κόστος. Συγκεκριμένα υποθέτουμε μια γραμμική ομογενής προσαρμογή κόστους σε σχέση με τις πωλήσεις των περιουσιακών στοιχείων. Αυτό μας καθιστά ικανούς να ορίσουμε το προκύπτον κέρδος κατά τη διάρκεια της περιόδου ως εξής :

$$\pi = m'v + c'v^* \quad (1)$$

m : δiάνυσμα n στοιχείων (επιτόκια καθαρά από φόρους)

v : περιουσιακά στοιχεία

c : κόστος ρευστοποίησης ανά 1 περιουσιακών στοιχείων

v^* : ρευστά περιουσιακά στοιχεία

Πριν προχωρήσουμε περαιτέρω, πρέπει να γνωρίζουμε πως οι μονάδες απόφασης (decision maker) αντιμετωπίζουν τις απαιτήσεις ρευστών όταν αυτές προκύπτουν. Προφανώς η πρώτη ενέργεια των μονάδων απόφασης (decision maker) που αντιμετωπίζουν απαίτηση ρευστών , θα είναι, να προσπαθήσουν να ικανοποιήσουν την απαίτηση ρευστών από τα διακρατηθέντα ρευστά διαθέσιμα. Εάν τα διακρατηθέντα ρευστά διαθέσιμα δεν επαρκούν να ικανοποιήσουν την ανάγκη για ρευστά, τότε θα πρέπει να ρευστοποιηθούν κάποια περιουσιακά στοιχεία. Τα

περιουσιακά στοιχεία που θα ρευστοποιηθούν, είναι αυτά με το μικρότερο κόστος ρευστοποίησης και είναι αυτά στα οποία το c_i παίρνει τη χαμηλότερη τιμή. Γενικά ένα άτομο θα ελαχιστοποιήσει το κόστος ρευστοποίησης των περιουσιακών στοιχείων, ρευστοποιώντας πρώτα εκείνα με το χαμηλότερο κόστος ρευστοποίησης και συνεχίζοντας με εκείνα που έχουν το άμεσος μεγαλύτερο κόστος ρευστοποίησης. Προκειμένου να προσδιορισθεί αυτό ακριβώς, επιλέγουμε τα στοιχεία m, n, c και v^* βάση του κόστους ρευστοποίησης τους, αρχίζοντας από αυτό με το χαμηλότερο κόστους ρευστοποίησης και ορίζοντας ,

$$V_i = \sum_{j=1}^i v_j \quad (2).$$

Έπειτα, το μέγεθος πώλησης των i -οστών περιουσιακών στοιχείων, δεδομένου του όγκου των ρευστών απαιτήσεων , z , δίνετε από την παρκάρω σχέση :

$$v_i^* = \begin{cases} 0 \dots \dots \text{for} \dots \dots \hat{z} - \gamma \leq z \leq V_{i-1} \\ -(z - V_{i-1}) \dots \dots \text{for} \dots \dots V_{i-1} < z \leq V_i \\ -v_i \dots \dots \dots \text{for} \dots \dots V_i < z \leq \hat{z} + \gamma \end{cases} \quad (3).$$

Όπου \hat{z} και γ είναι οι παράμετροι της συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας του z το οποίο ορίζετε ως εξής :

$$\text{p.d.f of } z = \begin{cases} \frac{1}{2\gamma} \dots \dots \dots \text{for} \dots \dots \hat{z} - \gamma \leq z \leq \hat{z} + \gamma \\ 0 \dots \dots \dots \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

έτσι ώστε, το \hat{z} να είναι ο μέσος της κατανομής του z και 2γ να είναι η ακτίνα-διακύμανση. Η στρατηγική ρευστοποίηση που φαίνεται στην (3) είναι συνεπής με τα παραπάνω σχολεία. Το πρώτο μέρος μας λέει, να μην πουλήσουμε κανένα από τα i περιουσιακά στοιχεία, εάν μπορούμε να ‘ικανοποιήσουμε’ βαθμιαία (την ανάγκη ρευστών) από τα πρώτα $i-1$ περιουσιακά στοιχεία τα οποία είναι φθηνότερα. Το δεύτερο μέρος μας λέει, εάν αυτό δεν είναι δυνατό, πουλά από τα i -περιουσιακά στοιχεία για να κάλυψης το έλλειμμα. Το τρίτο και τελευταίο μέρος της εξίσωσης μας

λέει ότι, εάν οι απαιτήσεις για ρευστά υπερβαίνουν το άθροισμα των i περιουσιακών στοιχείων, τότε, όλα (=i) τα περιουσιακά στοιχεία πρέπει να πωληθούν.

Επανερχόμαστε τώρα στο κυρίως πρόβλημα της μεγιστοποίησης του αναμενόμενου κέρδους. Παίρνοντας προσδοκίες της συναρτήσεων του κέρδους έχουμε :

$$E(\pi) = \hat{\pi} = m'v + c'v^* \dots \dots \dots \text{οπου} \dots \dots v^* = E(v^*) \quad (5)$$

Δεδομένου των (3) και (4) το i -οστό στοιχείο του v^* μπορεί να καθοριστεί ως εξής :

$$\hat{v}_i^* = -\frac{1}{2\gamma} \int_{v_{i-1}}^{v_i} (z - V_{i-1}) dz - \frac{1}{2\gamma} \int_{v_i}^{z+\gamma} v_i dz \quad (6)$$

Πολλαπλασιάζοντας την (6) με c_i και προσθέτοντας όλα τα περιουσιακά στοιχεία , προκύπτει το συνολικό αναμενόμενο κόστος ρευστοποίησης για την περίοδο :

$$c'v^* = -\sum_{i=1}^n c_i \left(\frac{1}{2\gamma} \int_{v_{i-1}}^{v_i} (z - V_{i-1}) dz - \frac{1}{2\gamma} \int_{v_i}^{z+\gamma} v_i dz \right) \quad (7)$$

Αυτή είναι προφανώς μια συνάρτηση των V_i ,την οποία σε επόμενες αναφορές την ορίζουμε ως $h(v)$.

Επομένως μπορούμε τώρα να προσδιορίσουμε τελικώς το πρόβλημα ως εξής :

$$\max_v \hat{\pi} = m'v + h(v) \dots \dots \dots \text{subject to} \dots i'v - w = 0 \quad (8)$$

Όπου : i είναι ένα διάνυσμα αθροισμάτων.

w είναι ο χρηματοοικονομικός πλούτος που είναι τοποθετημένος σε αυτό το τμήμα του χαρτοφυλακίου.

Σχηματίζουμε τώρα τη Langrangian σχέση :

$$L = m'v + h(v) + \lambda(i'v - w) \quad (9)$$

Οι συνθήκες πρώτου βαθμού είναι :

- $\frac{\partial L}{\partial v} = m + h_v(v) + \lambda i = 0 \quad (\alpha)$

- $\frac{\partial L}{\partial \lambda} = i'v - w = 0 \quad (\beta)$

Όπου $h_v(v)$ είναι η μήτρα των μερικών παραγωγών του h ως προς v . Επομένως η μερική παραγωγός του h ως προς το v_k είναι :

$$h_{v_k} = -\frac{c_k}{2\gamma} \int_{v_k}^{\hat{z}+\gamma} dz + \sum_{i=k+1}^n \frac{c_i}{2\gamma} \int_{v_{i-1}}^{v_i} dz \quad (10)$$

Η σχέση (10) με τη βοήθεια της συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας του z , την $F(z)$ μπορεί να γραφτεί ως εξής :

$$h_{v_{ki}} = -c_k [F(\hat{z} + \gamma) - F(V_k)] + \sum_{i=k+1}^n c_i [F(V_i) - F(V_{i-1})] \quad (10.a)$$

Εάν δηλώσουμε την αθροιστική πυκνότητα του z ως $F(z)$, την αντίστροφο του ως $G(z)$ και αντικαταστήσουμε την (10.a) στη πρώτη συνθήκη πρώτου βαθμού θα έχουμε ύστερα από μια σειρά πράξεων την εξής σχέση :

$$m_k - c_k [F(\hat{z} + \gamma) - F(V_k)] + \sum_{i=k+1}^n c_i [F(V_i) - F(V_{i-1})] + \lambda = 0 \quad (11)$$

Αν και με την πρώτη μάτια η σχέση αυτή φαίνεται περίπλοκη, στη πραγματικότητα οι συναρτήσεις έχουν recursive structure, η οποία καθιστά τη λύση δυνατή με απλή αφαίρεση των διπλανών εξισώσεων και αντικατάσταση του G .

Αυτές οι εξισώσεις μπορούν να λυθούν διαδοχικά για τα στοιχεία της v με τον ακόλουθο τρόπο. Αφαιρώντας την δεύτερη από την πρώτη εξίσωση, καταλήγουμε στην εξής εξίσωση :

$$m_1 - m_2 + (c_2 - c_1)F(\hat{z} + \gamma) - (c_2 - c_1)F(V_1) = 0 \quad (12)$$

Γνωρίζοντας ότι $V_1 = v_1, \dots, \text{και} \dots, F(\hat{z} + \gamma) = 1$,

Και λύνοντας την παραπάνω ως προς $F(V_1)$ καταλήγουμε στο παρακάτω αποτέλεσμα,

$$F(v_1) = \frac{m_1 - m_2 + c_2 - c_1}{c_2 - c_1} \quad (13) \text{ και δεδομένου ότι η } G \text{ είναι η αντίστροφη της } F \text{ η}$$

$$(13) \text{ μετατρέπεται σε } v_1 = G\left(\frac{(m_1 - m_2)}{c_2 - c_1} + 1\right) \quad (14).$$

Μπορούμε τώρα να λύσουμε την δεύτερη εξίσωση με τον ίδιο τρόπο, αφαιρώντας δηλαδή την (11), όπου $k=3$, από την (11), όπου $k=2$, καταλήγουμε στην εξής :

$$m_2 - m_3 + c_3 - c_2 - (c_3 - c_2)F(V_2) = 0 \quad (15).$$

Γνωρίζοντας ότι $V_2 = v_1 + v_2$ και αντικαθιστώντας στην (15) καταλήγουμε στην

$$(16) \quad F(v_1 + v_2) = \frac{(m_2 - m_3)}{(c_3 - c_2)} + 1$$

Εισάγοντας την (14) στην (16) και λύνοντας ως προς v_2

$$v_2 = G\left(\frac{m_2 - m_3}{c_3 - c_2} + 1\right) - G\left(\frac{m_1 - m_2}{c_2 - c_1} + 1\right) \quad (17).$$

Γνωρίζοντας τα παραπάνω μπορούμε επαγωγικά να παράγουμε την λύση για ένα τυπικό περιουσιακό στοιχείο v_k , η οποία είναι :

$$v_k = G\left(\frac{m_k - m_{k+1}}{c_{k+1} - c_k} + 1\right) - G\left(\frac{m_{k-1} - m_k}{c_k - c_{k-1}} + 1\right) \quad (18).$$

Επειδή δεν υπάρχει (n+1)-άστη εξίσωση, η παραπάνω διαδικασία δεν είναι ικανή για την λύση του n-οστού περιουσιακού στοιχείου. Σ' αυτή την περίπτωση συνεχίζουμε ως εξής. Από τον περιορισμό

$$V_n - w = 0 \Leftrightarrow V_{n-1} + v_n - w = 0$$

και προσθέτοντας τις λύσεις από το 1^ο μέχρι το n-1-οστο περιουσιακό στοιχείο καταλήγουμε στην εξής σχέση

$$G\left(\frac{m_{n-1} - m_n}{c_n - c_{n-1}} + 1\right) + v_n - w = 0 \Leftrightarrow v_n = w - G\left(\frac{m_{n-1} - m_n}{c_n - c_{n-1}} + 1\right) \quad (19)$$

Οι λύσεις που περνούμε μετά από αυτό είναι :

$$1. \quad v_1 = G\left(\frac{m_1 - m_2}{c_2 - c_1} + 1\right)$$

$$2. \quad v_k = G\left(\frac{m_k - m_{k+1}}{c_{k+1} - c_k} + 1\right) - G\left(\frac{m_{k-1} - m_k}{c_k - c_{k-1}} + 1\right) \quad k=2, n-1 \quad (20)$$

$$3. \quad v_n = w - G\left(\frac{m_{n-1} - m_n}{c_n - c_{n-1}} + 1\right)$$

Χρησιμοποιώντας τη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας του z , όπως αυτή έχει ορισθεί, προκύπτει ότι :

$$F(z) = \frac{1}{2\gamma} z - \frac{1}{2\gamma} (\hat{z} - \gamma) \quad (21) \quad \text{και} \quad G(z) = 2\gamma z + \hat{z} - \gamma \quad (22).$$

Εισάγοντας τώρα την G στις (1,2 και 3 της 20) έχουμε την λύση :

$$\begin{aligned}
 1. \quad v_1 &= a_1 m_1 - a_2 m_2 + \hat{z} + \gamma \\
 2. \quad v_k &= -a_{k-1} m_{k-1} + (a_{k-1} + a_k) m_k - a_k m_{k+1} \\
 3. \quad v_n &= -a_{n-1} m_{n-1} + a_{n-1} m_n + w - (\hat{z} + \gamma)
 \end{aligned} \tag{23}$$

$$\text{Όπου : } \alpha_i = \frac{1}{c_{i+1} - c_i} > 0 \tag{24}$$

Από τον έλεγχο της συγκεκριμένης λύσης είναι σαφές ότι η δομή της συνάρτησης ζήτησης των περιουσιακών στοιχείων είναι απλή. Η ζήτηση για το πρώτο στοιχείο εξαρτάτε μόνο από το δικό του ποσοστό επιτοκίου, το ποσοστό επιτοκίου του επόμενου περιουσιακού στοιχείου και από το ανώτατο όριο της κατανομής πιθανότητας των απαιτήσεων σε ρευστά. Αυτό σημαίνει ότι, η ζήτηση θα αυξηθεί εάν το δικό του ποσοστό επιτοκίου αυξηθεί ή εάν το ανώτατο όριο της κατανομής των απαιτούμενων ρευστών αυξηθεί. Αντιθέτως η ζήτηση θα μειωθεί εάν το πόστο επιτοκίου του επόμενου περιουσιακού στοιχείου αυξηθεί. Η ζήτηση του ενδιάμεσου (interior) περιουσιακού στοιχείου εξαρτάται από το δικό του ποσοστό επιτοκίου καθώς και από τα ποσοστά των επιτοκίων των άλλων περιουσιακών στοιχείων. Επιπλέον, η ζήτηση για το ίδιο το περιουσιακό στοιχείο αντιδρά θετικά στη μεταβολή του δικού του επιτοκίου, το ίδιο δεν ισχύει και για τις μεταβολές των επιτοκίων των άλλων δυο περιουσιακών στοιχείων όπου η αντίδραση είναι αρνητική. Η ζήτηση του τελευταίου περιουσιακού στοιχείου εξαρτάτε, από το δικό του ποσοστό επιτοκίου, από το ποσοστό επιτοκίου του επόμενου τελευταίου περιουσιακού στοιχείου, στο πλούτο και στο ανώτερο όριο ρευστών απαιτήσεων. Ολόκληρος ο προσθετός πλούτος πηγαίνει σ' αυτό το τελευταίο περιουσιακό στοιχείο. Αυξήσεις στο ανώτερο όριο ρευστών απαιτήσεων θα οδηγήσουν σε ευθεία υποκατάσταση από το τελευταίο στο πρώτο περιουσιακό στοιχείο.

Υπάρχει ένας προβληματισμός των οποίο μέχρι τώρα αγνοήσαμε, ο οποίος έχει να κάνει με τις μη αρνητικές συνθήκες. Σαφώς από τον ορισμό τους, αρνητική διακρατηση περιουσιών στοιχείων δεν επιτρέπεται. Μπορούμε χρησιμοποιώντας το

σύστημα (23) να λάβουμε συνθήκες για τα m_i και c_i οποίες θα εξασφαλίζουν μη αρνητικές τοποθετήσεις.

Αυτό χρειάζεται απλούς χειρισμούς και χρήση του γεγονότος ότι η συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας και το αντίθετο της, είναι αύξουσες και μονοτονικές. Έτσι έχουμε ως αποτέλεσμα τον παραπάνω χειρισμών τη παρακάτω ανισότητα :

$$\text{Για } v_1 > 0 \dots \Rightarrow \dots G\left(\frac{m_1 - m_2}{c_2 - c_1} + 1\right) > 0 \quad (25)$$

Υπενθυμίζοντας ότι η F είναι μονοτονική στο σχετικό διάστημα, μπορούμε να γράψουμε την (25) ως εξής :

$$F\left(G\left(\frac{m_1 - m_2}{c_2 - c_1} + 1\right)\right) > F(0) \quad (26).$$

Επιπλέον δεδομένου ότι, $G = F^{-1}$, από την (26) προκύπτει ότι :

$$\frac{m_1 - m_2}{c_2 - c_1} + 1 > F(0) \quad \text{ή} \quad 1 - F(0) > \frac{m_2 - m_1}{c_2 - c_1} \quad (27).$$

Για το εσωτερικό-ενδιάμεσο περιουσιακό στοιχείο έχουμε για :

$$v_k > 0, \dots (k = 2, \dots, n-1) \dots \Rightarrow \dots G\left(\frac{m_k - m_{k-1}}{c_{k+1} - c_k} + 1\right) - G\left(\frac{m_{k-1} - m_k}{c_k - c_{k-1}} + 1\right) > 0 \quad (28)$$

Χρησιμοποιώντας την ιδιότητα της μονοτονικότητας που ισχύει για τη G , η (28) μπορεί να γραφτεί ως :

$$\left(\frac{m_k - m_{k-1}}{c_{k+1} - c_k}\right) > \left(\frac{m_{k-1} - m_k}{c_k - c_{k-1}}\right) \quad (29).$$

Τέλος για : $v_n > 0 \dots \Rightarrow \dots w - G\left(\frac{m_{n-1} - m_n}{c_n - c_{n-1}} + 1\right) > 0$ (30). Δεδομένης της

μονοτονικότητας της F η (30) μπορεί να γραφτεί ως εξής :

$$F\left(w - G\left(\frac{m_{n-1} - m_n}{c_n - c_{n-1}} + 1\right)\right) > 0 \quad (31). \text{ Επειδή } G = F^{-1} \text{ από την (31)}$$

$$\Rightarrow \dots \frac{m_n - m_{n-1}}{c_n - c_{n-1}} > 1 - F(w) \quad (32). \text{ Συνδέοντας τώρα τις 27,29 και 32}$$

προκύπτει η παρακάτω ανισότητα :

$$1 - F(0) \geq \frac{m_2 - m_1}{c_2 - c_1} \geq \frac{m_3 - m_2}{c_3 - c_2} \geq \dots \geq \frac{m_{n-1} - m_{n-2}}{c_{n-1} - c_{n-2}} \geq \frac{m_n - m_{n-1}}{c_n - c_{n-1}} \geq 1 - F(w) \quad (33).$$

Αυτή η ανισότητα πρέπει να ικανοποιηθεί από τα περιουσιακά στοιχεία που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο. Αν η ανισότητα δεν ικανοποιηθεί, τότε, η άριστη λύση για το ν θα περιλαμβάνει τουλάχιστο ένα αρνητικό στοιχείο. Αν μας δοθεί ένα σύνολο περιουσιακών στοιχείων από τα οποία θα πρέπει να σχηματίσουμε το χαρτοφυλάκιο μας, θα πρέπει πάντα να επιλέγουμε το μεγαλύτερο σύνολο από αυτά τα οποία ικανοποιούν την ανισότητα και κρατούν αυτά τα μεγέθη υπαγορευμένα από το σύστημα (20). Μπορεί να συμβούν μεταβολές στα επιτόκια σ' ένα μεγάλο κομμάτι των περιουσιακών στοιχείων του χαρτοφυλακίου, οι οποίες να οδηγήσουν σε μη ικανοποίηση της (33). Σε αυτή τη περίπτωση τα συγκεκριμένα περιουσιακά θα πρέπει να απαλείφουν και το χαρτοφυλάκιο να αναδομηθεί προκειμένου να συνεχιστεί η ικανοποίηση της συνθήκης που απορεί από την (33).

Στη βάση του μοντέλου των Rodney Barrett, Malcolm Gray και Michael Parkin που ανέπτυξα παραπάνω, ο Maxwell Fry προχώρησε λίγο παραπέρα. Κάνοντας μικρές μετατροπές στο προηγούμενο σύστημα εξισώσεων (23) κατάφερε να δημιουργήσει ένα νέο σύστημα γραμμικών εξισώσεων ζήτησης σχετιζόμενο με, την μεγιστοποίηση του κέρδους υπό συνθήκες αβέβαιων ρευστών απαιτήσεων και θετικού κόστους μετατροπής των A και T σε D:

$$D^* = [b_{10} + b_{11}i_D + b_{12}i_T + b_{13}i_A]W$$

$$T^* = [b_{20} + b_{21}i_D + b_{22}i_T + b_{23}i_A]W$$

$$A^* = [b_{30} + b_{31}i_D + b_{32}i_T + b_{33}i_A]W$$

D^* : Η μακροπρόθεσμη, ή η επιθυμητή ζήτηση στοιχείων της αγοράς χρήματος χωρίς απόδοση επιτοκίου (D^* = πραγματική ρευστότητα σε κυκλοφορία + M_1)

T^* : Η μακροπρόθεσμη, ή η επιθυμητή ζήτηση καταθέσεων προθεσμίας συν καταθέσεων ταμειωτηρίου.

A^* : Η μακροπρόθεσμη, ή η επιθυμητή ζήτηση tangible assets.

i_D : ονομαστικό επιτόκιο στοιχείων της αγοράς χρήματος χωρίς απόδοση επιτοκίου, γι' αυτό είναι πάντα μηδέν.

i_T : Ονομαστικό επιτόκιο καταθέσεων προθεσμίας

i_A : Ονομαστικό επιτόκιο των tangible assets, ως αντασφάλιση από το πληθωρισμό (i_A = με το αναμενόμενο ποσοστό πληθωρισμού).

W : Είναι το άθροισμα των M_3 , κρατικών χρεογράφων και του φυσικού κεφαλαίου.

Ο Maxwell Fry υπέθεσε ότι η κατανομή των απαιτούμενων ρευστών διαθέσιμων είναι ανάλογη του πλούτου, κάνοντας τη ζήτηση των στοιχείων ομογενής ως προς τον πλούτο. Επιπλέον υπέθεσε ότι το κόστος ρευστοποίησης είναι ανάλογο ως προς τον πλούτο και όχι ως προς την αξία της συναλλαγής ρευστοποίησης, προσθέτοντας έτσι μια σταθερά σε κάθε συνάρτηση ζήτησης.

Παρά της νέες υποθέσεις που έκανε ο Maxwell Fry, η δομή του μοντέλου παρέμεινε ίδια. Επιπλέον, οι παράγοντες και ο τρόπος με τον οποίο αυτοί, επηρεάζουν τις συναρτήσεις ζήτησης των περιουσιακών στοιχείων παραμένει ο ίδιος. Αναληθικότερα, η ζήτηση για το πρώτο στοιχείο εξαρτάτε μόνο από το δικό του ποσοστό επιτοκίου, το ποσοστό επιτοκίου του επόμενου περιουσιακού στοιχείου και από το ανώτατο όριο της κατανομής πιθανότητας των απαιτήσεων σε ρευστά. Αυτό σημαίνει ότι, η ζήτηση θα αυξηθεί εάν το δικό του ποσοστό επιτοκίου αυξηθεί ή εάν το ανώτατο όριο της κατανομής των απαιτούμενων ρευστών αυξηθεί. Αντιθέτως η ζήτηση θα μειωθεί εάν το πόστο επιτοκίου του επόμενου περιουσιακού στοιχείου

αυξηθεί. Η ζήτηση του ενδιάμεσου (interior) περιουσιακού στοιχείου εξαρτάται από το δικό του ποσοστό επιτοκίου καθώς και από τα ποσοστά των επιτοκίων των άλλων περιουσιακών στοιχείων. Επιπλέον, η ζήτηση για το ίδιο το περιουσιακό στοιχείο αντιδρά θετικά στη μεταβολή του δικού του επιτοκίου, το ίδιο δεν ισχύει και για τις μεταβολές των επιτοκίων των άλλων δυο περιουσιακών στοιχείων όπου η αντίδραση είναι αρνητική. Η ζήτηση του τελευταίου περιουσιακού στοιχείου εξαρτάτε, από το δικό του ποσοστό επιτοκίου, από το ποσοστό επιτοκίου του επόμενου τελευταίου περιουσιακού στοιχείου, στο πλούτο και στο ανώτερο όριο ρευστών απαιτήσεων.

Επιπλέον το σύστημα αυτό ικανοποιεί τους αθροιστικούς περιορισμούς και το κριτήριο συμμετρίας του Slutsky. Ενώ το άθροισμα του Cournot ισούται με μηδέν

$$\left(\sum_{i=1}^3 b_{ij} = 0, \text{ για } j=1..3\right), \text{ το άθροισμα του Engels ισούται με μονάδα } \left(\sum_{i=1}^3 b_{i0} = 1, \text{ για } j=0\right).$$

Η συμμετρία του Slutsky υπονοεί ότι $b_{12} = b_{21}, b_{13} = b_{31} \ \& \ b_{23} = b_{32}$. Επίσης οι συνθήκες συμμετρίας του Slutsky προέκυψαν από την μεγιστοποίηση του κέρδους υπό συνθήκη τυχαίων ρευστών απαιτήσεων. Το μοντέλο τώρα μπορεί να γραφτεί ως εξής :

- $D^* = [a_3 + a_1 i_D - a_1 i_T] W$
- $T^* = [a_4 - a_1 i_D + (a_1 + a_2) i_T - a_2 i_A] W, \quad a_2 > a_1 > 0$
- $A^* = [a_3 - a_2 i_T + a_2 i_A] W$

Δεδομένου των W, D και T το A προκύπτει ως καταλυπώ. Η πραγματική ή η βραχυπρόθεσμη ζήτηση των περιουσιακών στοιχείων, προκύπτει από την μακροπρόθεσμη ζήτηση με μια χρονική υστέρηση. Υποθέτοντας ότι μια σταθερή αναλογία (ρ) ανθρώπων που διακρατούν περιουσιακά στοιχεία επανεξετάζουν το χαρτοφυλάκιο τους και το προσαρμόζουν, έτσι ώστε, να ικανοποιεί τις συναρτήσεις ζήτησης τους βάση των τρεχόντων επιτοκίων. Μια αναλογία ρ(1-ρ) ανθρώπων που διακρατούν περιουσιακά στοιχεία επανεξετάζουν και προσαρμόζουν το

χαρτοφυλάκιο τους την προηγούμενη χρόνια, μια αναλογία $\rho(1-\rho)^2$ την προ-προηγούμενη κ.ο.κ.

$$\text{Επομένως : } \frac{D}{W} = p \left(\frac{D^*}{W} \right) + p(1-p) \left(\frac{D^*}{W} \right)_{t-1} + p(1-p)^2 \left(\frac{D^*}{W} \right)_{t-2} + \dots$$

Μετασχηματίζοντας ο Κουσκ την παραπάνω σχέση καταλήγει στο ότι :

$$\frac{D}{W} = p \left(\frac{D^*}{W} \right) + (1-p) \left(\frac{D}{W} \right)_{t-1}$$

Από τη στιγμή που i_D είναι μηδέν , οι βραχυπρόθεσμες συναρτήσεις ζήτησης για μετρητά και καταθέσεις εκτιμάτε από το παρακάτω σύστημα :

$$\frac{D}{W} = b_{10} + b_{11}i_T + b_{13} \left(\frac{D}{W} \right)_{t-1}$$

$$\frac{T}{W} = b_{20} + b_{21}i_T + b_{22}i_A + b_{23} \left(\frac{T}{W} \right)_{t-1}$$

3. ΣΤΟΙΧΕΙΑ

Τα στοιχεία που χρησιμοποιούμε στην εκτίμηση των σχέσεων μας είναι ετήσια και αναφέρονται στην ελληνική οικονομία κατά την περίοδο 1960-1994. Η επιλογή των ετήσιων στοιχείων μας παρέχει δυο σημαντικά πλεονεκτήματα. Πρώτων, αυξάνοντας το μέγεθος του δείγματος, αποσυναθροίζοντας χρονικά, δεν είναι πιθανό να ανακαλύψεις τις μακροχρόνιες κοινές τάσεις, τις οποίες προσπαθείς να εκτιμήσεις (Hendry 1986). Επίσης σύμφωνα με τον Perron (1991) είναι προτιμότερο να διαθέτεις μεγάλο χρονικό διάστημα και λιγότερες παρατηρήσεις, από ότι πολλές παρατηρήσεις σε μικρό χρονικό διάστημα. Αυτό γιατί η δύναμη του έλεγχου της υπόθεσης περί μοναδιαίας ρίζας εξαρτάται περισσότερο από το χρονικό διάστημα και λιγότερο από τον αριθμό των παρατηρήσεων.

Τα στοιχεία αποκτήθηκαν από τα έντυπα της Τράπεζας της Ελλάδος (Μακροχρόνιες Στατιστικές Σειρές της Ελληνικής Οικονομίας και Μηνιαία Στατιστικά Δελτία), καθώς επίσης από την ηλεκτρονική (και έντυπη 2000) βάση δεδομένων η Ελληνική Οικονομία σε Αριθμούς. Προκείμενου όμως να αποκτήσουν τα στοιχεία αυτά την κατάλληλη μορφή έπρεπε να υποστούν μια επεξεργασία, άλλες φορές απλή και άλλες λιγότερο απλή. Έτσι για να πρόκυψη η χρονοσειρά της D^* όπου (D^* : Η μακροπρόθεσμη ή η επιθυμητή ζήτηση στοιχείων της αγοράς χρήματος χωρίς απόδοση επιτοκίου) έπρεπε να κάνουμε την εξής πρόσθεση (D^* = πραγματική ρευστότητα σε κυκλοφορία + M_1), ομοίως και για την χρονοσειρά T^* όπου (T^* : Η μακροπρόθεσμη ή η επιθυμητή ζήτηση καταθέσεων προθεσμίας συν καταθέσεων ταμειυτηρίου). Το μέγεθος του πλούτου (W) και η αντίστοιχη χρονοσειρά χρίστηκαν μια παραπάνω επεξεργασία. Όπως γνωρίζουμε από την οικονομική θεωρία ο πλούτος ορίζεται από το άθροισμα των: ποσότητα χρήματος M_3 συν τα κρατικά χρεόγραφα συν το φυσικό κεφαλαίο. Τα δυο πρώτα επιμέρους στοιχεία του πλούτου προκύπτουν από απλή παρατήρηση και καταγραφή της οικονομίας, σε αντίθεση με το τρίτο στοιχείο του πλούτου, το φυσικό κεφαλαίο. Το φυσικό κεφαλαίο είναι ένα σύνθετο μέγεθος αποτελούμενο, από το άθροισμα των ακαθάριστων επενδύσεων (I_t^*) με το φυσικό κεφαλαίο με μια χρονική υστέρηση (K_{t-1}), το οποίο πολλαπλασιάζεται με το συντελεστή $(1-\delta)$, δηλαδή $K_t = I_t^* + (1-\delta)K_{t-1}$. Όμως ο συντελεστής δ είναι άγνωστος και για να τον εκτιμήσουμε παλινδρομούμε την συνάρτηση του

Ακαθάριστου Εθνικού Προϊόντος $Y_t = \hat{Y}_t + (1 - \delta)Y_{t-1}$ με την μέθοδο O.L.S. Αφού εκτιμήσουμε το δ , το αντικαθιστούμε στην $K_t = I_t^* + (1 - \delta)K_{t-1}$ αφού πρώτα έχουμε θέσει ($K_{t-1} = 100$ με $t-1=1959$ έτος βάση) και αντικαταστήσει την τιμή της I_t^* για την αντίστοιχη χρονία, προκειμένου να υπολογίσουμε το αντίστοιχο K_{t-1} . Η επόμενη χρονοσειρά που συναντάμε στο μοντέλο, είναι η i_A όπου: i_A : Ονομαστικό επιτόκιο των tangible assets, ως αντασφάλιση από το πληθωρισμό ($i_A =$ με το αναμενόμενο ποσοστό πληθωρισμού). Για την εκτίμηση της i_A υιοθετήσαμε την υπόθεση της οικονομικής θεωρίας, ότι τα άτομα είναι σε θέση να κάνουν ακριβής και σωστές πρόβλεψη. Η υπόθεση αυτή μας δίνει την δυνατότητα να αντικαταστήσουμε το αναμενόμενο ποσοστό πληθωρισμού με το πραγματικό ποσοστό πληθωρισμού. Το ποσοστό του πληθωρισμού υπολογίστηκε με την βοήθεια της ακολουθίας του ΑΠΕ, την οποία αφού την μετατρέψαμε σε έτος βάσης του 1959, την αποπληθωρήσαμε και πήραμε την ποσοστιαία διάφορα. Τέλος η χρονοσειρά i_T (i_T : Ονομαστικό επιτόκιο καταθέσεων προθεσμίας), είναι η μόνη που οι παρατηρήσεις προέκυψαν από απλή καταγραφή χωρίς επιπλέον επεξεργασία.

Έπειτα από όλες αυτές τις διαδικασίες τα στοιχεία μας έχουν πάρει την τελική τους μορφή έτσι ώστε να είναι κατάλληλα για την εκτίμηση του υποδείγματος.

4. ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Η στασιμότητα μιας χρονολογικής σειράς αποτελεί ένα από τα πιο θεμελιώδη χαρακτηριστικά της και είναι αναγκαίο να ελεγχθεί, αφού τα περισσότερα στατιστικά μοντέλα λειτουργούν με βάση την υπόθεση ότι η διαδικασία που δημιουργεί την σειρά είναι στάσιμη. Στην παρούσα εργασία θα χρησιμοποιήσουμε τον έλεγχο DF (Dickey-Fuller) Test και συγκεκριμένα τον AD (Augmented Dickey-Fuller) Test για να ελέγξουμε αν οι χρονολογικές μας σειρές είναι στάσιμες. Ο πρώτος έλεγχος εξετάζει τη συνθήκη κατά την οποία μια διαδικασία έχει μοναδιαία ρίζα, όπως επίσης και το κατά πόσο οι πρώτες διαφορές βοηθούν στην απομάκρυνση αυτής της ρίζας. Οι Dickey-Fuller προσδιόρισαν τρεις διαφορετικές παλινδρομήσεις μέσω των οποίων μπορούμε να ελέγξουμε την ύπαρξη μιας μοναδιαίας ρίζας σε μια χρονοσειρά Y_t . Οι εξισώσεις αυτές είναι της μορφής :

1. $\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + u_t$
2. $\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + u_t$
3. $\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_2 t + u_t$

Μέσω της εξίσωσης (3) μπορούμε παράλληλα με τη διερεύνηση της υπόθεσης για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, να διερευνήσουμε και την υπόθεση περί ύπαρξης προσδιοριστικής τάσης (η οποία τάση περιγράφεται από τη μεταβλητή t).

Στις περιπτώσεις και των τριών παραπάνω εξισώσεων, αυτό που μας ενδιαφέρει είναι να διαπιστώσουμε εάν και κατά πόσο η ακολουθία Y_t περιέχει μια μοναδιαία ρίζα. Ο έλεγχος της υπόθεσης $H_0 : \gamma = 0 \dots \dots \dots \text{εναντι} \dots \dots \dots H_c : \gamma < 0$ μπορεί να πραγματοποιηθεί συγκρίνοντας την t -στατιστική

$$T_{\hat{\gamma}} = \hat{\gamma} / se(\hat{\gamma}),$$

η οποία προκύπτει από την εκτίμηση των εξισώσεων (1,2 και 3) με την μέθοδο O.L.S , με τις αντίστοιχες κριτικές τιμές τ που υπολόγισαν οι Dickey-Fuller . Εάν $T_{\hat{\gamma}} > \tau$ τότε απορρίπτουμε την εναλλακτική υπόθεση (H_c) και σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha\%$ αποδεχόμαστε ότι η ακολουθία Y_t έχει μοναδιαία ρίζα. Στην αντίθετη περίπτωση όπου $T_{\hat{\gamma}} < \tau$ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση (H_0) και σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha\%$ αποδεχόμαστε ότι η ακολουθία Y_t δεν έχει μοναδιαία ρίζα (ή ισοδύναμα ότι είναι χρονικά στάσιμη).

Επειδή είναι πολύ πιθανό κατά την διαδικασία εκτίμησης των εξισώσεων (1,2 και 3) με τον έλεγχο DF η μεταβλητή u_t να παρουσιάζει συσχετίσει, κρίνεται λογική η χρησιμοποίηση του έλεγχου ADF. Η διάφορα του DF με τον ADF έλεγχος είναι ότι,

στον ADF έλεγχο χρησιμοποιούμε ένα υπόδειγμα όπου η μεταβλητή ΔY_t είναι ενδογενής, παράλληλα όμως χρησιμοποιείται και ως ερμηνευτική με μια ή και παραπάνω χρονικές υστερήσεις. Έτσι οι εξισώσεις (1,2 και 3) περνούν την εξής μορφή :

$$4. \quad \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

$$5. \quad \Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad \text{όπου} \quad \kappa = \rho - 1 = 0, \dots, 00$$

$$6. \quad \Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

Ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας βάση των εξισώσεων (4,5 και 6) γίνεται με τον ίδιο ακριβώς τρόπο με τον οποίο πραγματοποιείται και στη περίπτωση των εξισώσεων (1,2 και 3). Επίσης επειδή στην πράξη δεν γνωρίζουμε την τάξη p (άρα την τιμή του κ) της AR διαδικασίας, προστίθενται τόσες υστερήσεις της Y_t ώστε τα κατάλοιπα που προκύπτουν να μην αυτοσυσχετίζονται.

Έστω τώρα ότι θέλουμε να πραγματοποιήσουμε κάποιον από τους παρακάτω μικτούς έλεγχους :

$$H_0 : a_0 = \gamma = \alpha_{2=0} \quad H_0^* : a_2 = \gamma = 0$$

$$H_e : \alpha_0 \neq 0 \text{ ή/και } \gamma \neq 0 \text{ ή/και } \alpha_2 \neq 0 \quad H_e^* : \alpha_2 \neq 0 \text{ ή/και } \gamma \neq 0$$

$$\text{Και} \quad H_0' : a_0 = \gamma = 0$$

$$H_e' : a_0 \neq 0 \text{ ή/και } \gamma \neq 0$$

Σε γενικές γραμμές, ο έλεγχος των μηδενικών υποθέσεων H_0, H_0^* και H_0' θα πραγματοποιηθεί με τη βοήθεια της ακόλουθης στατιστικής :

$$F = \frac{RSS_{restricted} - RSS_{unrestricted}}{RSS_{unrestricted}} \times \frac{T^* - \pi}{r}$$

Όπου :

$RSS_{restricted}$ και $RSS_{unrestricted}$: τα αθροίσματα των τετράγωνων των κατάλοιπων του περιορισμένου και του απεριόριστου υποδείγματος αντίστοιχα.

r : ο αριθμός των περιορισμών βάσει της μηδενικής υπόθεσης.

T^* : ο αριθμός των χρησιμοποιούμενων παρατηρήσεων.

π : ο αριθμός των εκτιμώμενων παραμέτρων του απεριόριστου υποδείγματος.

$T^* - \pi$: οι βαθμοί ελευθέριας του απεριόριστου υποδείγματος.

Η στατιστική F συγκρίνεται με τις κριτικές τιμές Φ στη περίπτωση που ελέγχουμε την ισχύει των μηδενικών υποθέσεων H_0, H_0^* και H_0' αντιστοίχως. Εάν $F > \Phi$ ($F < \Phi$) τότε σε κάποιο επίπεδο σημαντικότητας $\alpha\%$ απορρίπτουμε (αποδεχόμαστε) τη μηδενική υπόθεση του μικτού έλεγχου και δεχόμαστε (απορρίπτουμε) την εναλλακτική υπόθεση.

5. ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΑΡΞΗΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΩΝ ΡΙΖΩΝ

Ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών σε μια ακολουθία, πραγματοποιείτε με την μέθοδο των Dickey-Fuller, την οποία αναπτύξαμε παραπάνω. Ο έλεγχος αυτός πραγματοποιείται με την εκτίμηση της εξίσωσης :

$$(\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t)$$

με την μέθοδο OLS.

Η χρησιμοποίηση της μεθόδου OLS βασίζετε σε κάποιες υποθέσεις, η ικανοποίηση των οποίων είναι σημαντική. Η υποθέσεις που θα εξετάσουμε, στα πλαίσια της διερεύνησης της ύπαρξης μοναδιαίων ριζών, είναι : ότι τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά και ανεξάρτητα, με μέση τιμή μηδέν και σταθερή διακύμανση σ_u^2 , ισχύει δηλαδή ότι $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$. Συγκεκριμένα ο έλεγχος της κανονικής κατανομής των κατάλοιπων θα πραγματοποιεί με τη βοήθεια της στατιστικής J των Jarque-Bera, η οποία ορίζεται ως εξής:

$$J = \frac{T}{6} \left[S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right] \sim X_{2,a}^2$$

$$\text{όπου, } S = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^3}{\sqrt{\left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \right)^3}} \quad : \text{ η ασυμμετρία και } K = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^4}{\left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \right)^2} \quad : \text{ η κύρτωση,}$$

ενώ όπου T : ο αριθμος των παρατηρήσεων.

Εάν ισχύει ότι $J < X_{2,a}^2$ τότε σε επίπεδο σημαντικότητας α % αποδεχόμαστε ότι τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή (ο έλεγχος αυτός υποθέτει ότι τα κατάλοιπα είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους).

Η ανεξαρτησία των κατάλοιπων θα διερευνηθεί με την βοήθεια της $Q(m)$ στατιστικής των Box-Ljung. Συγκεκριμένα η στατιστική $Q(m)$ δίνεται από την σχέση :

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{n=1}^m \frac{\rho_n^2}{T-n} \sim X_{m,a}^2$$

όπου : ρ_n^2 η δογματική αυτοσυσχέτιση των κατάλοιπων, $m = T/4$ και T : το μέγεθος του δείγματος.

Εάν ισχύει ότι $Q(m) < X_{m,a}^2$ τότε σε επίπεδο σημαντικότητας α % αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση $H_0 : \rho_1^2 = \rho_2^2 = \dots = \rho_m^2 = 0$ και συμπεραίνουμε ότι τα κατάλοιπα δεν συσχετίζονται μεταξύ τους.

Η ομοσκεδαστικότητα των κατάλοιπων θα διερευνηθεί με την βοήθεια της στατιστικής $Q(w)$ των Box-Ljung. Συγκεκριμένα η στατιστική $Q(w)$ δίνεται από τη σχέση:

$$Q(w) = T(T+2) \sum_{n=1}^w \frac{r_n}{T-n} \sim X_{w,a}^2$$

όπου r_n : η δειγματική αυτοσυσχέτιση των τετράγωνων των κατάλοιπων,

T : το μέγεθος του δείγματος και $w = T/4$.

Εάν ισχύει ότι $Q(w) < X_{w,a}^2$ τότε σε επίπεδο σημαντικότητας α % αποδεχόμαστε ότι τα τετράγωνα των κατάλοιπων δεν συσχετίζονται μεταξύ τους.

Η παραπάνω υποθέσεις πρέπει να ικανοποιούνται προκειμένου να προχωρήσει η εξέταση για την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών. Επίσης η εξέταση για την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών προηγείται της εκτίμησης του μοντέλου. Αυτό γιατί η ύπαρξη μιας μοναδιαίας ρίζας στις ακολουθίες μας θα σήμαινε ότι, μια εξωγενής διαταραχή θα έχει μόνιμες επιπτώσεις πάνω σε αυτές, καθώς επίσης ότι οι εκτιμήτριες των ελάχιστων τετράγωνων \hat{b}_0, \hat{b}_1 & \hat{b}_2 που θα προκύψουν θα είναι μεροληπτικές.

5.1 Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας του ονομαστικού επιτοκίου (i_A) των tangible assets, ως αντασφάλιση από το πληθωρισμό .

Η στασιμότητα της ακολουθίας του ονομαστικού επιτοκίου (i_A) των tangible assets θα ξεκινήσει με την διερεύνηση του γραφήματος (correlogram) των αυτοσυσχετίσεων ρ_{i_A} της ακολουθίας i_A . Στο γράφημα 1 του παραρτήματος 2 παρουσιάζονται οι δεκαέξι πρώτες αυτοσυσχετίσεις ($i_A = 1, \dots, 16$) του ονομαστικού επιτοκίου. Στις

στήλες AC, PAC, Q και p του ίδιου γραφήματος δίνονται αντιστοίχως οι αριθμητικές τιμές των αυτοσυσχετίσεων, των μερικών αυτοσυσχετίσεων, η τιμή της στατιστικής Box-Ljung (μέσω της οποίας μπορούμε να διερευνήσουμε τη στατιστική σημαντικότητα των i_A πρώτων αυτοσυσχετίσεων) και p-value της στατιστικής Q. Με τις διακεκομμένες κάθετες γραμμές ορίζετε το διάστημα εμπιστοσύνης. Το γεγονός ότι οι αυτοσυσχετίσεις φθίνουν με τρόπο όχι αργό, αλλά ούτε και γρήγορο αποτελεί ένδειξη της οριακής ή μη στασιμότητας.

Την οριστική απάντηση στο εάν η ακολουθία i_A είναι στάσιμη ή όχι, μας δίνουν τα αποτελέσματα του έλεγχου των Dickey-Fuller τα οποία προκύπτουν από την εκτίμηση του υποδείγματος: $\Delta i_{A_t} = a_0 + \gamma_{A_{t-1}} + a_2 t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta i_{A_{t-i}} + u_t$ με την μέθοδο OLS και καταγράφονται στον παρακάτω πίνακα.

K	AIC	J-B	Q(m)	Q(w)
0	-3,64	22,848	4,543	2,918
1	-3,56	20,39	4,504	3,072
2	-3,478	22,707	5,102	2,522
3	-3,447	18,21	3,878	3,388
4	-3,357	22,357	1,849	2,68
5	-3,275	20,681	4,207	2,822
6	-3,149	17,94	4,0285	2,253

Πίνακας ΙΑ

Στη πρώτη στήλη του πίνακα παρουσιάζονται το σύνολο των χρονικών υστερήσεων, ενώ στη δεύτερη οι προκύπτουσες τιμές του κριτηρίου AIC βάση του οποίου γίνεται η επιλογή του άριστου αριθμού των χρονικών υστερήσεων. Στις τρεις επόμενες στήλες καταγράφονται αντίστοιχα οι προκύπτουσες τιμές των στατιστικών Jarque-Bera και Box-Ljung για τους έλεγχους κανονικότητας, αυτοσυσχέτησης και ομοσκεδαστικότητας των κατάλοιπων.

Ο άριστος αριθμός των χρονικών υστερήσεων υπαγορεύεται από την μικρότερη τιμή που λαμβάνει το κριτήριο AIC, για τις αντίστοιχες χρονικές υστερήσεις. Όπως φαίνεται στον πίνακα το AIC παίρνει την μικρότερη τιμή του (AIC = -3,64) όταν $\kappa = 0$. Επομένως ο άριστος αριθμός των χρονικών υστερήσεων είναι το μηδέν ($\kappa = 0$). Συνεχίζοντας με τον έλεγχο κανονικότητας J-B και για $\kappa = 0$ παρατηρούμε ότι υπάρχει πρόβλημα κανονικότητας. Το πρόβλημα προκύπτει από το γεγονός ότι η τιμή

της στατιστικής $J-B(=22,848)$ είναι μεγαλύτερη από αυτήν της κατανομής $X^2_{\alpha=5, l=9}(=16,919)$. Το πρόβλημα της κανονικότητας παραμένει σε όλες τις τιμές των χρονικών υστερήσεων, ακόμα και για τιμές μεγαλύτερες από έξι. Αυτό μας αναγκάζει να παραμείνουμε στην αρχική επιλογή της τιμής του $\kappa(=0)$. Συνεχίζοντας τους έλεγχους για $\kappa = 0$ καταλήγουμε στο ότι τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν κανένα πρόβλημα αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητας. Στο συμπέρασμα αυτό καταλήγουμε συγκρίνοντας τις τιμές των $Q(m)=4,543$ (όπου $m=9$) και $Q(w)=2,918$ (όπου $w=9$), με την αντίστοιχη της $X^2_{\alpha=5, \nu=9}(=16,919)$, όπου η τελευταία είναι μεγαλύτερη από τις δυο πρώτες αντίστοιχα.

Στη συνέχεια θα διερευνήσουμε την ισχύει της μηδενικής υπόθεσης $H_0 : \gamma = 0$. Δεδομένου ότι σε επίπεδο σημαντικότητας 5% ισχύει ότι $T_{\hat{\gamma}} = -1,9406 > \tau_{\gamma} = -3,60$ αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας και προχωρούμε στο επόμενο βήμα της ακολουθούμενης διαδικασίας. Το βήμα αυτό είναι ο έλεγχος της ακόλουθης μηδενικής υπόθεσης $H_0^* : a_2 = \gamma = 0$. Ο έλεγχος της υπόθεσης $H_0^* : a_2 = \gamma = 0$ γίνεται συγκρίνοντας την τιμή της στατιστικής F με την αντίστοιχη τιμή της Φ_3 από τον πίνακα των Dickey-Fuller. Επομένως $F(=2,2) > \Phi_3(=1,08)$ το οποίο μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η τάση είναι σημαντική. Η αποδοχή της σημαντικότητας της τάσης, έχει ως αποτέλεσμα τη συνέχιση του έλεγχου ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία i_A , συγκρίνοντας απόλυτη τιμή της t-στατιστική $|T_{\hat{\gamma}}|$ του υποδείγματος με τη κριτική τιμή Z της τυποποιημένης κανονικής κατανομής. Από τη σύγκριση προκύπτει ότι $|T_{\hat{\gamma}}|=1,9406 < Z=1,96$, κατά συνέπεια αποδεχόμαστε (έστω και οριακά) την μηδενική υπόθεση $H_0 : \gamma = 0$ περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία i_A . Εάν τώρα διευρύνουμε το επίπεδο σημαντικότητας σε $\alpha=10\%$ θα παρατηρήσουμε ότι η διαδικασία επαναλαμβάνεται χωρίς να μεταβάλλονται οι φορές των ανισοτήτων σε όλα τα στάδια πλην του τελευταίου. Στο τελευταίο στάδιο παρατηρείται αλλαγή της φοράς της ανισότητας $|T_{\hat{\gamma}}|=1,9406 > Z=1,645$ και κατά συνέπεια απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση $H_0 : \gamma = 0$ περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία i_A .

5.2 Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στη μακροπρόθεσμη-επιθυμητή ζήτηση καταθέσεων προθεσμίας συν καταθέσεων ταμειυτηρίου (T^*).

Η στασιμότητα της ακολουθίας της μακροπρόθεσμης-επιθυμητής ζήτηση καταθέσεων προθεσμίας συν καταθέσεων ταμειυτηρίου (T^*) θα ξεκινήσει, όπως και στη προηγούμενη ακολουθία, με την διερεύνηση του γραφήματος (coppelogram) των αυτοσυσχετίσεων ρ_t της ακολουθίας (T^*). Στο γράφημα 2 του παραρτήματος 2 παρουσιάζονται οι δεκαέξι πρώτες αυτοσυσχετισεις ($T^* = 1, \dots, 16$) της μακροπρόθεσμης-επιθυμητής ζήτηση καταθέσεων προθεσμίας συν ταμειυτηρίου. Στις στήλες AC, PAC, Q και p του ίδιου γραφήματος δίνονται αντιστοίχως οι αριθμητικές τιμές των αυτοσυσχετισεων, των μερικών αυτοσυσχετισεων, η τιμή της στατιστικής Box-Ljung (μέσω της οποίας μπορούμε να διερευνήσουμε τη στατιστική σημαντικότητα των T^* πρώτων αυτοσυσχετισεων) και p-value της στατιστικής Q. Με τις διακεκομμένες κάθετες γραμμές ορίζετε το διάστημα εμπιστοσύνης. Το γεγονός ότι οι αυτοσυσχετισεις φθίνουν με τρόπο γρήγορο αποτελεί ένδειξη στασιμότητας, δηλαδή απουσία μοναδιαίας ρίζας από την ακολουθία (T^*).

Προκειμένου να εκτιμήσουμε ένα υπόδειγμα δεν αρκούν μόνο οι ενδείξεις περί στασιμότητας, χρειάζονται και οι απόδειξης της οποίες μας παρέχει ο έλεγχος των Dickey-Fuller. Ο έλεγχος πραγματοποιείτε σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$ αρχίζοντας με την εκτίμηση του υποδείγματος :

$$\Delta T_t = a_0 + \gamma T_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta T_{t-i} + u_t$$

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος που πραγματοποιούνται με την μέθοδο OLS και παρουσιάζονται στον πίνακα που ακολουθεί.

K	AIC	J-B	Q(m)	Q(w)
0	27,767	18,421	6,919	19,503
1	27,801	63,075	6,964	7,429
2	27,797	43,972	7,368	10,028
3	27,576	15,453	9,835	10,676
4	27,183	19,154	6,453	4,218
5	27,289	15,748	5,973	4,282
6	27,226	8,686	7,823	6,035
7	26,537	5,060	7,462	8,420

ΠΙΝΑΚΑΣ ΤΤ

Στη πρώτη στήλη του πίνακα παρουσιάζονται το σύνολο των χρονικών υστερήσεων, ενώ στη δεύτερη οι προκύπτουσες τιμές του κριτηρίου AIC βάση του οποίου γίνεται η επιλογή του άριστου αριθμού των χρονικών υστερήσεων. Στις τρεις επόμενες στήλες καταγράφονται αντίστοιχα οι προκύπτουσες τιμές των στατιστικών Jarque-Bera και Box-Ljung για τους έλεγχους κανονικότητας, αυτοσυσχέτισης και ομοσκεδαστικότητας των κατάλοιπων.

Ο άριστος αριθμός των χρονικών υστερήσεων υπαγορεύεται από την μικρότερη τιμή που λαμβάνει το κριτήριο AIC, για τις αντίστοιχες χρονικές υστερήσεις. Όπως φαίνεται στον πίνακα το AIC παίρνει την μικρότερη τιμή του ($AIC = 27,183$) όταν $k = 4$. Επομένως το άριστο μέγεθος των χρονικών υστερήσεων είναι, οι τέσσερις χρονικές υστερήσεις ($k = 4$). Συνεχίζοντας με τον έλεγχο κανονικότητας J-B και για $k = 4$ παρατηρούμε ότι υπάρχει πρόβλημα κανονικότητας. Το πρόβλημα προκύπτει από το γεγονός ότι η τιμή της στατιστικής J-B ($= 19,154$) είναι μεγαλύτερη από αυτήν της κατανομής $X^2_{\alpha=5, \nu=9}$ ($= 16,919$). Το πρόβλημα κανονικότητας μας αναγκάζει να απορρίψουμε την επιλογή των τεσσάρων χρονικών υστερήσεων και να ερευνήσουμε για μια επιλογή χρονικών υστερήσεων που να ικανοποιεί όλα τα κριτήρια. Παρατηρώντας τις τιμές της στατιστικής J-B για τις επόμενες χρονικές υστερήσεις, όπου $k=5 \dots 7$, συμπεράνουμε ότι για καμία από αυτές δεν αντιμετωπίζουμε πρόβλημα κανονικότητας. Αυτό συμβαίνει γιατί η τιμή της κατανομής $X^2_{\alpha=5, \nu=9}$ ($= 16,919$) είναι μεγαλύτερη από αυτές της J-B ($= 15,748$ όταν $k=5$, $8,686$ όταν $k=6$ και $5,060$ όταν $k=7$). Συγκρίνοντας τώρα τις αντίστοιχες τιμές του κριτηρίου AIC για $k=5..7$, παρατηρούμαι ότι για $k=7$ το κριτήριο AIC παίρνει την μικρότερη τιμή ($AIC=26,537$). Επομένως, ως καταλληλότερο μέγεθος χρονικών υστερήσεων επιλέγουμε τις $k=7$.

Συνεχίζοντας τον έλεγχο για $k = 7$ καταλήγουμε στο ότι τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν κανένα πρόβλημα αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητας. Στο συμπέρασμα αυτό καταλήγουμε συγκρίνοντας τις τιμές των $Q(m)=7,462$ (όπου $m=9$) και $Q(w)=8,420$ (όπου $w=9$), με την αντίστοιχη της $X^2_{\alpha=5, \nu=9}$ ($= 16,919$), όπου η τελευταία είναι μεγαλύτερη από τις δυο πρώτες αντίστοιχα.

Στη συνέχεια θα διερευνήσουμε την ισχύει της μηδενικής υπόθεσης $H_0 : \gamma = 0$. Δεδομένου ότι σε επίπεδο σημαντικότητας 5% ισχύει ότι $T_{\hat{\gamma}} = -2,516 > \tau_{\tau} = -3,60$ αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας και προχωρούμε

στο επόμενο βήμα της ακολουθούμενης διαδικασίας. Το βήμα αυτό είναι ο έλεγχος της ακόλουθης μηδενικής υπόθεσης $H_0^* : a_2 = \gamma = 0$. Ο έλεγχος της υπόθεσης $H_0^* : a_2 = \gamma = 0$ γίνεται συγκρίνοντας την τιμή της στατιστικής F με την αντίστοιχη τιμή της Φ_3 από τον πίνακα των Dickey-Fuller. Επομένως $F(=6,652) > \Phi_3(=1,08)$ το οποίο μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η τάση είναι σημαντική. Η αποδοχή της σημαντικότητας της τάσης, έχει ως αποτέλεσμα τη συνέχιση του ελέγχου ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία T^* , συγκρίνοντας απόλυτη τιμή της t-στατιστική $|T_\gamma|$ του υποδείγματος με τη κριτική τιμή Z της τυποποιημένης κανονικής κατανομής. Από τη σύγκριση προκύπτει ότι $|T_\gamma|=2,516 > Z=1,96$, κατά συνέπεια απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση $H_0 : \gamma = 0$ περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία T^* .

5.3 Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στη μακροπρόθεσμη-επιθυμητή ζήτηση στοιχείων της αγοράς χρήματος χωρίς απόδοση επιτοκίου ($D^* =$ πραγματική ρευστότητα σε κυκλοφορία + M_1).

Η διερεύνηση περί στασιμότητας της ακολουθίας της D^* (μακροπρόθεσμη-επιθυμητής ζήτηση των στοιχείων της αγοράς χρήματος χωρίς απόδοση επιτοκίου) θα ξεκινήσει, όπως και στη προηγούμενη ακολουθία, με την διερεύνηση του γραφήματος (cointelogram) των αυτόσυσχετισεων ρ_d της ακολουθίας. Στο γράφημα 3 του παραρτήματος 2 παρουσιάζονται οι δεκαέξι πρώτες αυτοσυσχετισεις ($D^* = 1, \dots, 16$) της μακροπρόθεσμη-επιθυμητής ζήτηση καταθέσεων προθεσμίας συνταμιευτηρίου. Στις στήλες AC, PAC, Q και p του ίδιου γραφήματος δίνονται αντιστοίχως οι αριθμητικές τιμές των αυτοσυσχετισεων, των μερικών αυτοσυσχετισεων, η τιμή της στατιστικής Box-Ljung (μέσω της οποίας μπορούμε να διερευνήσουμε τη στατιστική σημαντικότητα των D^* πρώτων αυτοσυσχετισεων) και p-value της στατιστικής Q. Με τις διακεκομμένες κάθετες γραμμές ορίζετε το διάστημα εμπιστοσύνης. Το γεγονός ότι οι αυτοσυσχετισεις φθίνουν με τρόπο γρήγορο αποτελεί ένδειξη στασιμότητας, δηλαδή απουσία μοναδιαίας ρίζας από την ακολουθία (D^*).

Οι ένδειξης αυτές στηρίζονται και αποδεικνύονται από τα αποτελέσματα του έλεγχου των Dickey-Fuller, τα οποία θα παρουσιάσουμε στη συνέχεια. Ο έλεγχος πραγματοποιείται σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$ αρχίζοντας με την εκτίμηση του υποδείγματος :

$$\Delta D_t = a_0 + \gamma D_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta D_{t-i} + u_t$$

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος που πραγματοποιούνται με την μέθοδο OLS και παρουσιάζονται στον πίνακα που ακολουθεί.

K	AIC	J-B	Q(m)	Q(w)
0	25,379	16,253	19,986	26,758
1	25,462	14,703	19,225	22,515
2	25,376	25,321	16,062	11,933
3	25,088	5,827	7,487	20,055
4	24,861	86,972	4,654	1,400
5	24,956	65,399	5,029	1,259
6	24,602	0,210	5,688	16,602

ΠΙΝΑΚΑΣ-did

Στη πρώτη στήλη του πίνακα παρουσιάζονται το σύνολο των χρονικών υστερήσεων, ενώ στη δεύτερη οι προκύπτουσες τιμές του κριτηρίου AIC βάση του οποίου γίνεται η επιλογή του άριστου αριθμού των χρονικών υστερήσεων. Στις τρεις επόμενες στήλες καταγράφονται αντίστοιχα οι προκύπτουσες τιμές των στατιστικών Jarque-Bera και Box-Ljung για τους έλεγχους κανονικότητας, αυτοσυσχετισης και ομοσκεδαστικότητας των κατάλοιπων.

Ο άριστος αριθμός των χρονικών υστερήσεων υπαγορεύεται από την μικρότερη τιμή που λαμβάνει το κριτήριο AIC, για τις αντίστοιχες χρονικές υστερήσεις. Όπως φαίνεται στον πίνακα το AIC παίρνει την μικρότερη τιμή του (AIC =24,602) όταν $\kappa = 6$. Επομένως το άριστο μέγεθος των χρονικών υστερήσεων είναι, οι έξι χρονικές υστερήσεις ($\kappa = 6$). Συνεχίζοντας με τον έλεγχο κανονικότητας J-B και για $\kappa = 6$ παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα κανονικότητας διότι η τιμή της στατιστικής J-B(=0,210) είναι μικρότερη από την τιμή της κατανομής $X^2_{\alpha=5, \nu=9}$ (=16,919).

Επιπλέον για $\kappa = 6$ χρονικές υστερήσεις, τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν κανένα πρόβλημα αυτοσυσχετιση και ετεροσκεδαστικότητας. Στο συμπέρασμα αυτό καταλήγουμε συγκρίνοντας τις τιμές των $Q(m)=5,688$ (όπου $m= 9$) και $Q(w)=16,602$

(όπου $w=9$), με την αντίστοιχη της $X_{\alpha=5, \nu=9}^2 (=16,919)$, όπου η τελευταία είναι μεγαλύτερη από τις δυο πρώτες αντίστοιχα.

Στη συνέχεια θα διερευνήσουμε την ισχύει της μηδενικής υπόθεσης $H_0 : \gamma = 0$.

Δεδομένου ότι σε επίπεδο σημαντικότητας 5% ισχύει ότι $T_{\hat{\gamma}} = 3,937 > \tau_r = -3,60$

αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας και προχωρούμε στο επόμενο βήμα της ακολουθούμενης διαδικασίας. Το βήμα αυτό είναι ο έλεγχος της ακόλουθης μηδενικής υπόθεσης $H_0^* : a_2 = \gamma = 0$.

Ο έλεγχος της υπόθεσης

$H_0^* : a_2 = \gamma = 0$ γίνεται συγκρίνοντας την τιμή της στατιστικής F με την αντίστοιχη

τιμή της Φ_3 από τον πίνακα των Dickey-Fuller. Επομένως $F(=10,661) > \Phi_3(=1,08)$ το

οποίο μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η τάση είναι σημαντική. Η αποδοχή της

σημαντικότητας της τάσης, έχει ως αποτέλεσμα τη συνέχιση του έλεγχου ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία D^* , συγκρίνοντας απόλυτη τιμή της t-στατιστική

$|T_{\hat{\gamma}}|$ του υποδείγματος με τη κριτική τιμή Z της τυποποιημένης κανονικής κατανομής.

Από τη σύγκριση προκύπτει ότι $|T_{\hat{\gamma}}|=3,937 > Z=1,96$, κατά συνέπεια απορρίπτουμε

την μηδενική υπόθεση $H_0 : \gamma = 0$ περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία D^* .

5.4 Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία του πλούτου W

(W : Είναι το άθροισμα των M_3 , κρατικών χρεογράφων και του φυσικού κεφαλαίου).

Η διερεύνηση περί στασιμότητας της ακολουθίας του πλούτου W (W : Είναι το άθροισμα των M_3 , κρατικών χρεογράφων και του φυσικού κεφαλαίου) θα ξεκινήσει

με την διερεύνηση του γραφήματος (correlogram) των αυτόσυσχετισεων ρ_w της

ακολουθίας W . Στο γράφημα 4 του παραρτήματος 2 παρουσιάζονται οι δεκαέξι

πρώτες αυτοσυσχετισεις ($W= 1, \dots, 16$) της μακροπρόθεσμης-επιθυμητής ζήτηση

καταθέσεων προθεσμίας συν ταμειυτηρίου. Στις στήλες AC, PAC, Q και p του ίδιου

γραφήματος δίνονται αντιστοίχως οι αριθμητικές τιμές των αυτοσυσχετισεων, των

μερικών αυτοσυσχετισεων, η τιμή της στατιστικής Box-Ljung (μέσω της οποίας

μπορούμε να διερευνήσουμε τη στατιστική σημαντικότητα των W πρώτων

αυτοσυσχετισεων) και p-value της στατιστικής Q. Με τις διακεκομμένες κάθετες

γραμμές ορίζετε το διάστημα εμπιστοσύνης. Το γεγονός ότι οι αυτοσυσχετισμοί φθίνουν με τρόπο γρήγορο αποτελεί ένδειξη στασιμότητας, δηλαδή απουσία μοναδιαίας ρίζας από την ακολουθία (W).

Οι ένδειξης αυτές στηρίζονται και αποδεικνύονται από τα αποτελέσματα του έλεγχου των Dickey-Fuller, τα οποία θα παρουσιάσουμε στη συνέχεια. Ο έλεγχος πραγματοποιείται σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$ αρχίζοντας με την εκτίμηση του υποδείγματος :

$$\Delta W_t = a_0 + \gamma W_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta W_{t-i} + u_t$$

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος που πραγματοποιούνται με την μέθοδο OLS και παρουσιάζονται στον πίνακα που ακολουθεί.

K	AIC	J-B	Q(m)	Q(w)
0	27,563	17,143	15,639	8,945
1	27,431	21,160	10,086	9,485
2	27,519	15,159	10,774	10,813
3	27,160	14,618	14,176	12,781
4	26,651	13,687	6,905	10,108
5	26,575	7,074	3,390	12,730
6	26,673	2,841	3,320	14,890

ΠΙΝΑΚΑΣ-w

Στη πρώτη στήλη του πίνακα παρουσιάζονται το σύνολο των χρονικών υστερήσεων, ενώ στη δεύτερη οι προκύπτουσες τιμές του κριτηρίου AIC βάση του οποίου γίνεται η επιλογή του άριστου αριθμού των χρονικών υστερήσεων. Στις τρεις επόμενες στήλες καταγράφονται αντίστοιχα οι προκύπτουσες τιμές των στατιστικών Jarque-Bera και Box-Ljung για τους έλεγχους κανονικότητας, αυτοσυσχετισης και ομοσκεδαστικότητας των κατάλοιπων.

Ο άριστος αριθμός των χρονικών υστερήσεων υπαγορεύεται από την μικρότερη τιμή που λαμβάνει το κριτήριο AIC, για τις αντίστοιχες χρονικές υστερήσεις. Όπως φαίνεται στον πίνακα το AIC παίρνει την μικρότερη τιμή του (AIC =26,575) όταν $k = 5$. Επομένως το άριστο μέγεθος των χρονικών υστερήσεων είναι, οι έξι χρονικές υστερήσεις ($k = 5$). Συνεχίζοντας με τον έλεγχο κανονικότητας J-B και για $k = 5$ παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα κανονικότητας διότι η τιμή της στατιστικής J-B(=7,074) είναι μικρότερη από την τιμή της κατανομής $X^2_{\alpha=5, \nu=9}$ (=16,919).

Στη συνέχεια θα διερευνήσουμε την ισχύει της μηδενικής υπόθεσης $H_0 : \gamma = 0$. Δεδομένου ότι σε επίπεδο σημαντικότητας 5% ισχύει ότι $T_{\hat{\gamma}} = -3,673937 < \tau_{\gamma} = -3,60$ απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας.

5.5 Έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία του ονομαστικό επιτόκιο καταθέσεων προθεσμίας (i_T).

Η διερεύνηση περί στασιμότητας της ακολουθίας του ονομαστικό επιτόκιο καταθέσεων προθεσμίας (i_T) θα ξεκινήσει με την διερεύνηση του γραφήματος (cointelogram) των αυτόσυσχετισεων ρ_{i_T} της ακολουθίας i_T . Στο γράφημα 5 του παραρτήματος 2 παρουσιάζονται οι δεκαέξι πρώτες αυτοσυσχετίσεις ($i_T = 1, \dots, 16$) της ακολουθίας του ονομαστικό επιτόκιο καταθέσεων προθεσμίας (i_T). Στις στήλες AC, PAC, Q και p του ίδιου γραφήματος δίνονται αντιστοίχως οι αριθμητικές τιμές των αυτοσυσχετισεων, των μερικών αυτοσυσχετισεων, η τιμή της στατιστικής Box-Ljung (μέσω της οποίας μπορούμε να διερευνήσουμε τη στατιστική σημαντικότητα των της ακολουθίας του ονομαστικό επιτόκιο καταθέσεων προθεσμίας i_T πρώτων αυτοσυσχετισεων) και p-value της στατιστικής Q. Με τις διακεκομμένες κάθετες γραμμές ορίζετε το διάστημα εμπιστοσύνης. Το γεγονός ότι οι αυτοσυσχετίσεις φθίνουν με τρόπο σχετικά γρήγορο αποτελεί ένδειξη οριακής στασιμότητας, δηλαδή απουσία μοναδιαίας ρίζας από την ακολουθία του ονομαστικό επιτόκιο καταθέσεων προθεσμίας (i_T).

Οι ένδειξης αυτές στηρίζονται και αποδεικνύονται από τα αποτελέσματα του έλεγχου των Dickey-Fuller, τα οποία θα παρουσιάσουμε στη συνέχεια. Ο έλεγχος πραγματοποιείτε σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$ αρχίζοντας με την εκτίμηση του υποδείγματος :

$$\Delta i_{Tt} = a_0 + \gamma i_{Tt-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta i_{Tt-i} + u_t$$

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος που πραγματοποιούνται με την μέθοδο OLS και παρουσιάζονται στον πίνακα που ακολουθεί.

K	AIC	J-B	Q(m)	Q(w)
0	3,520	36,787	9,529	2,830
1	3,446	17,711	7,988	3,138
2	3,546	15,141	7,828	3,370
3	3,639	12,684	7,777	3,367
4	3,689	10,950	6,346	2,415
5	3,720	12,253	5,392	2,041
6	3,822	10,747	3,582	1,856

ΠΙΝΑΚΑΣ-IT

Στη πρώτη στήλη του πίνακα παρουσιάζονται το σύνολο των χρονικών υστερήσεων, ενώ στη δεύτερη οι προκύπτουσες τιμές του κριτηρίου AIC βάση του οποίου γίνεται η επιλογή του άριστου αριθμού των χρονικών υστερήσεων. Στις τρεις επόμενες στήλες καταγράφονται αντίστοιχα οι προκύπτουσες τιμές των στατιστικών Jarque-Bera και Box-Ljung για τους έλεγχους κανονικότητας, αυτοσυσχετησης και ομοσκεδαστικότητας των κατάλοιπων.

Ο άριστος αριθμός των χρονικών υστερήσεων υπαγορεύεται από την μικρότερη τιμή που λαμβάνει το κριτήριο AIC, για τις αντίστοιχες χρονικές υστερήσεις. Όπως φαίνεται στον πίνακα το AIC παίρνει την μικρότερη τιμή του (AIC =3,546) όταν $k=2$. Επομένως το άριστο μέγεθος των χρονικών υστερήσεων είναι, οι δυο χρονικές υστερήσεις ($k = 2$). Συνεχίζοντας με τον έλεγχο κανονικότητας J-B και για $k = 2$ παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα κανονικότητας διότι η τιμή της στατιστικής J-B(=15,141) είναι μικρότερη από την τιμή της κατανομής $X^2_{\alpha=5, \nu=9}$ (=16,919).

Επιπλέον για $k = 2$ χρονικές υστερήσεις, τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν κανένα πρόβλημα αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητας. Στο συμπέρασμα αυτό καταλήγουμε συγκρίνοντας τις τιμές των $Q(m)=7,828$ (όπου $m= 9$) και $Q(w)=3,370$ (όπου $w=9$), με την αντίστοιχη της $X^2_{\alpha=5, \nu=9}$ (=16,919), όπου η τελευταία είναι μεγαλύτερη από τις δύο πρώτες αντίστοιχα.

Στη συνέχεια θα διερευνήσουμε την ισχύει της μηδενικής υπόθεσης $H_0 : \gamma = 0$. Δεδομένου ότι σε επίπεδο σημαντικότητας 5% ισχύει ότι $T_{\hat{\gamma}} = -2,310 > \tau_{\gamma} = -3,60$ αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας και προχωρούμε στο επόμενο βήμα της ακολουθούμενης διαδικασίας. Το βήμα αυτό είναι ο έλεγχος

της ακόλουθης μηδενικής υπόθεσης $H_0^* : a_2 = \gamma = 0$. Ο έλεγχος της υπόθεσης $H_0^* : a_2 = \gamma = 0$ γίνεται συγκρίνοντας την τιμή της στατιστικής F με την αντίστοιχη τιμή της Φ_3 από τον πίνακα των Dickey-Fuller. Επομένως $F(=2,71) > \Phi_3(=1,08)$ το οποίο μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η τάση είναι σημαντική. Η αποδοχή της σημαντικότητας της τάσης, έχει ως αποτέλεσμα τη συνέχιση του έλεγχου ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία i_T , συγκρίνοντας την απόλυτη τιμή της t -στατιστική $|T_{\hat{\gamma}}|$ του υποδείγματος με τη κριτική τιμή Z της τυποποιημένης κανονικής κατανομής. Από τη σύγκριση προκύπτει ότι $|T_{\hat{\gamma}}|=2,310 > Z=1,96$, κατά συνέπεια απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση $H_0 : \gamma = 0$ περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην ακολουθία i_T .

6. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Όπως έχουμε αποδείξει προηγουμένως οι ακολουθίες των παρατηρήσεων του μοντέλου ικανοποιούν την ιδιότητα της στασιμότητας. Εφόσον λοιπόν οι ακολουθίες είναι στάσιμες μπορούμε να προχωρήσουμε στην εκτίμηση του μοντέλου με την μέθοδο των ελάχιστων τετράγωνων (OLS). Η εκτίμηση του μοντέλου μας δίνει τα εξής αποτελέσματα :

$$DW = 0,104523 - 0,002397i_t + 0,807897DW_{t-1}$$

(0,05135) (0,0012) (0,0928)

$$Q(m=9)=9,68 \quad Q(w=9)=9,16 \quad J-B=5,946 < X^2_{\alpha=5\%,n=9}=16,919$$
$$R^2=0,910693$$

$$TW = 0,031637 - 0,001557i_t + 0,109115i_a + 0,981475TW_{t-1}$$

(0,01592) (0,00232) (0,1148) (0,0822)

$$Q(m=9)=3,3185 \quad Q(w=9)=3,17 \quad J-B=5,367 < X^2_{\alpha=5\%,n=9}=16,919$$
$$R^2=0,979559$$

Πριν προχωρήσουμε στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων των εκτιμημένων εξισώσεων, θα εξετάσουμε εάν τα κατάλοιπα των εκτιμημένων εξισώσεων κατανέμονται κανονικά, είναι ομοσκεδαστικά και δεν αυτοσυσχετίζονται.

Εξετάζοντας τα κατάλοιπα της πρώτης εξίσωσης με την βοήθεια των στατιστικών των Jarque-Bera και Box-Ljung συμπεραίνουμε ότι, τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά είναι ομοσκεδαστικά και δεν αυτοσυσχετίζονται. Το συμπέρασμα αυτό προκύπτει από τη σύγκριση των τιμών των παραπάνω στατιστικών με τη τιμή της κατανομής X^2 με εννέα ($m=9$) βαθμούς ελευθέριας και επίπεδο σημαντικότητας 5%, όπου οι $Q(m=9)=9,68$, $Q(w=9)=9,16$ και $J-B=5,946$ περνούν μικρότερες τιμές

από την $X^2_{a=5\%,m=9}=16,919$. Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουμε και για την δεύτερη εξίσωση όπου οι αντίστοιχες τιμές των στατιστικών είναι οι εξής : $Q(m=9)=3,3185$, $Q(w=9)=3,17$ και $X^2_{a=5\%,m=9}=16,919$.

Συνεχίζουμε τώρα με την ερμηνεία των ερμηνευτικών μεταβλητών της πρώτης εξίσωσης. Όπως προκύπτει από τις τιμές της τέταρτης στήλης (Prop) του πίνακα 1 του παραρτήματος 1 οι ερμηνευτικές μεταβλητές είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επιπλέον στην πρώτη στήλη (Coefficient) εμφανίζονται οι τιμές και τα πρόσημα των συντελεστών των ερμηνευτικών μεταβλητών. Αυτό που προκύπτει από τις τιμές της πρώτης στήλης είναι ότι το επιτόκιο προθεσμίας επηρεάζει αρνητικά και σε πολύ μικρό βαθμό τη διαμόρφωση του όγκου των D^*/W (πραγματικών ρευστών σε κυκλοφορία συν M_1 προς τον πλούτο). Αντίθετα με επιτόκιο προθεσμίας οι άλλες δυο ανεξάρτητες μεταβλητές (σταθερός όρος C και εξαρτημένη με μια χρονική υστέρηση D/W_{t-1}) επηρεάζουν θετικά τη διαμόρφωση του όγκου των D^*/W (πραγματικών ρευστών σε κυκλοφορία συν M_1 προς τον πλούτο). Η ανεξάρτητη μεταβλητή D/W_{t-1} έχει πολύ μεγαλύτερη επιρροή από ότι ο σταθερός όρος πάνω στην εξαρτημένη μεταβλητή, ενώ οι ανεξάρτητες μεταβλητές (C, I_t και D/W_{t-1}) περνούν το σωστό πρόσημο. Επίσης θα πρέπει να αναφέρουμε ότι η επεξηγηματική δύναμη της εκτίμησης βάση του συντελεστή πολλαπλού προσδιορισμού R^2 είναι ικανοποιητική , αφού περισσότερο από 91% οι μεταβολές των ερμηνευτικών μεταβλητών εξηγούν τις μεταβολές της ενδογενής μεταβλητής D^*/W . Τέλος βάση της τιμής του συντελεστή D/W_{t-1} , προκύπτει ότι $\lambda \approx 0,2$ και κατά συνέπεια βράδια προσαρμογή της εξαρτημένης μεταβλητής. Αυτό εμφανίζετε από το γεγονός ότι η εξαρτημένη μεταβλητή (D/W_{t-1}) είναι μικρότερη του 50%.

Με την βοήθεια του πίνακα 2 του παραρτήματος 1 θα εξετάσουμε τα αποτελέσματα που προκύπτουν για τις ερμηνευτικές μεταβλητές της δεύτερης εξίσωσης ύστερα από την παλινδρομήσει με την μέθοδο των ελάχιστων τετράγωνων. Όπως προκύπτει από την Τετάρτη στήλη του πίνακα το ονομαστικό επιτόκιο καταθέσεων προθεσμίας και το ονομαστικό επιτόκιο των tangible assets δεν είναι στατιστικά σημαντικά σε επίπεδα σημαντικότητας 5% και 10%. Επιπλέον από την πρώτη στήλη παρατηρούμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο καταθέσεων προθεσμίας έχει λάθος πρόσημο (αρνητικό) και ότι επηρεάζει σε πολύ μικρό βαθμό, όπως και το ονομαστικό επιτόκιο των tangible assets την εξαρτημένη μεταβλητή. Την μεγαλύτερη επιρροή πάνω στη εξαρτημένη μεταβλητή έχει η ανεξάρτητη μεταβλητή T/W_{t-1} . Επίσης από την τιμή του

συντελεστή της εξαρτημένης μεταβλητής (T/W_{t-1}) προκύπτει ότι $\lambda \approx 0,02$. Συνεπώς η εξαρτημένης μεταβλητής (T/W_{t-1}) παρουσιάζει πολύ βραδεία προσαρμοστικότητα (δύτη $\lambda < 50\%$).

Συμπερασματικά, θα προσθέσουμε ότι, για την όποια νομισματική πολιτική που ενδεχόμενος θα μπορούσε να ακολουθήσει η εκάστοτε κυβέρνηση για της προθεσμιακές καταθέσεις, θα πρέπει πρώτα να λαμβάνει πολύ σοβαρά υπόψη το γεγονός ότι η προσαρμογή των προθεσμιακών καταθέσεων είναι παρά πολύ βραδεία.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 1

(Πίνακας 1)

Dependent Variable: DW
Method: Least Squares
Date: 01/31/04 Time: 04:05
Sample(adjusted): 1961 1994
Included observations: 34 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.104523	0.051352	2.035443	0.0504
IT	-0.002397	0.001191	-2.013302	0.0528
DW(-1)	0.807897	0.092804	8.705396	0.0000
R-squared	0.910693	Mean dependent var		0.402516
Adjusted R-squared	0.904932	S.D. dependent var		0.080948
S.E. of regression	0.024959	Akaike info criterion		-4.459070
Sum squared resid	0.019311	Schwarz criterion		-4.324391
Log likelihood	78.80419	F-statistic		158.0591
Durbin-Watson stat	1.486264	Prob(F-statistic)		0.000000

(Πίνακας 2)

Dependent Variable: TW
Method: Least Squares
Date: 01/31/04 Time: 04:10
Sample(adjusted): 1961 1994
Included observations: 34 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.031637	0.015926	1.986429	0.0562
IT	-0.001557	0.002323	-0.670245	0.5078
IA	0.109115	0.114799	0.950484	0.3495
TW(-1)	0.981475	0.082215	11.93790	0.0000
R-squared	0.979559	Mean dependent var		0.534811
Adjusted R-squared	0.977515	S.D. dependent var		0.189007
S.E. of regression	0.028341	Akaike info criterion		-4.178856
Sum squared resid	0.024097	Schwarz criterion		-3.999284
Log likelihood	75.04055	F-statistic		479.2211
Durbin-Watson stat	1.796390	Prob(F-statistic)		0.000000

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 2

Correlogram of IA

Date: 02/26/04 Time: 13:17

Sample: 1960 1994

Included observations: 35





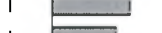











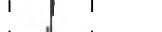

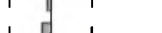

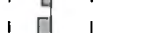





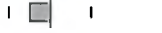

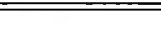



Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.834	0.834	26.474	0.000
		2	0.699	0.014	45.667	0.000
		3	0.629	0.137	61.653	0.000
		4	0.517	-0.147	72.819	0.000
		5	0.460	0.132	81.939	0.000
		6	0.417	-0.011	89.703	0.000
		7	0.354	-0.019	95.494	0.000
		8	0.308	-0.010	100.05	0.000
		9	0.198	-0.246	102.00	0.000
		10	0.029	-0.289	102.05	0.000
		11	-0.073	-0.032	102.33	0.000
		12	-0.204	-0.250	104.68	0.000
		13	-0.327	-0.126	110.99	0.000
		14	-0.317	0.209	117.18	0.000
		15	-0.299	0.129	122.96	0.000
		16	-0.299	0.086	129.05	0.000

Correlogram of TT

Date: 02/26/04 Time: 13:21

Sample: 1960 1994

Included observations: 35

































Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.860	0.860	28.192	0.000
		2	0.753	0.048	50.422	0.000
		3	0.642	-0.061	67.100	0.000
		4	0.531	-0.069	78.881	0.000
		5	0.419	-0.077	86.458	0.000
		6	0.309	-0.070	90.733	0.000
		7	0.217	-0.015	92.907	0.000
		8	0.139	-0.007	93.832	0.000
		9	0.075	-0.005	94.112	0.000
		10	0.019	-0.027	94.130	0.000
		11	-0.028	-0.024	94.173	0.000
		12	-0.066	-0.021	94.418	0.000
		13	-0.100	-0.034	95.004	0.000
		14	-0.128	-0.029	96.019	0.000
		15	-0.151	-0.022	97.502	0.000
		16	-0.171	-0.029	99.506	0.000

Correlogram of DD

Date: 02/26/04 Time: 13:19





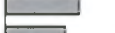









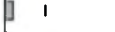

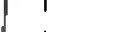

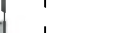

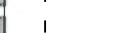

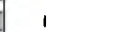

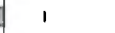

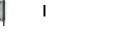





Sample: 1960 1994

Included observations: 35

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.850	0.850	27.514	0.000
		2	0.726	0.012	48.184	0.000
		3	0.608	-0.043	63.127	0.000
		4	0.496	-0.046	73.409	0.000
		5	0.385	-0.068	79.814	0.000
		6	0.293	-0.011	83.647	0.000
		7	0.224	0.022	85.973	0.000
		8	0.162	-0.022	87.238	0.000
		9	0.107	-0.027	87.807	0.000
		10	0.052	-0.050	87.945	0.000
		11	0.006	-0.021	87.947	0.000
		12	-0.034	-0.021	88.011	0.000
		13	-0.071	-0.033	88.309	0.000
		14	-0.104	-0.029	88.982	0.000
		15	-0.132	-0.028	90.119	0.000
		16	-0.158	-0.035	91.820	0.000































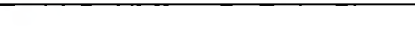
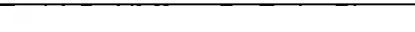
Correlogram of W

Date: 02/26/04 Time: 13:14
 Sample: 1960 1994
 Included observations: 35

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.869	0.869	28.757	0.000
		2	0.734	-0.088	49.875	0.000
		3	0.611	-0.025	64.984	0.000
		4	0.498	-0.038	75.354	0.000
		5	0.390	-0.058	81.908	0.000
		6	0.288	-0.046	85.620	0.000
		7	0.204	-0.010	87.535	0.000
		8	0.132	-0.020	88.368	0.000
		9	0.072	-0.015	88.627	0.000
		10	0.020	-0.029	88.648	0.000
		11	-0.023	-0.019	88.677	0.000
		12	-0.059	-0.021	88.873	0.000
		13	-0.091	-0.032	89.358	0.000
		14	-0.118	-0.024	90.212	0.000
		15	-0.140	-0.024	91.479	0.000
		16	-0.160	-0.032	93.222	0.000

Correlogram of IT

Date: 02/26/04 Time: 13:16
 Sample: 1960 1994
 Included observations: 35

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.939	0.939	33.553	0.000
		2	0.859	-0.186	62.495	0.000
		3	0.774	-0.065	86.734	0.000
		4	0.685	-0.079	106.31	0.000
		5	0.604	0.039	122.08	0.000
		6	0.535	0.024	134.88	0.000
		7	0.457	-0.149	144.56	0.000
		8	0.374	-0.090	151.27	0.000
		9	0.289	-0.061	155.43	0.000
		10	0.210	0.017	157.71	0.000
		11	0.120	-0.187	158.48	0.000
		12	0.016	-0.206	158.50	0.000
		13	-0.086	-0.062	158.93	0.000
		14	-0.182	-0.025	160.98	0.000
		15	-0.263	0.022	165.44	0.000
		16	-0.313	0.089	172.13	0.000

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- R. J. Barrett, M. R. Gray and J. M. Parkin ‘The Demand for Financial Assets by the Sector of the UK Economy’ , Chaptre 16,pp 500-533, in Modelling the Economy . Edited by G. A. Renton (1975).
- M. R. Gray and J. M. Parkin ‘Portofolio Diversification as Optimal Precautionry Behavior’ ,Chapter 12, pp. 301-326, in Morishima. M (Ed.) Theory of Demand-Real and Monetary (Clarendon Press, 1973).
- E. Βαρελας – Χ. Καρπετης ‘Τασεις και Μοναδιαιες Ριζες στην Ελληνικη Αγορα Χρηματος, εκδοσεις ‘ΚΡΙΤΙΚΗ’ 2002.
- Markowitz M. H. ‘Portofolio Selection: Efficient Diversification of Investments, Cowles Foynadation for Research in Economics Monograf No.16 (Yale University Press , 1969)
- Maxweell J. Fry ‘Money, Interest and Banking in Economic Development’ (The Johns Hopkins University Press 1995)
- Damodar N. Gujarati ‘Basic Econometrics’ , (McGraw-Hill 1988)
- Γεώργιος Κ. Χρηστού ‘Εισαγωγή στην Οικονομετρία’ , (Gutenberg 2002)
- Eviews 2.0 : User Guide, 1995.