

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

## **ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΩΝ ΘΕΩΡΙΩΝ ΖΗΤΗΣΗΣ ΧΡΗΜΑΤΟΣ**



**Φοιτήτρια: Αικατερίνη Νικ. Κυπαρίσση  
Επιβλέπων Καθηγητής: Επίκ. καθηγητής Στέφανος Παπαδάμου**

**ΒΟΛΟΣ 2010**

### ***Υπεύθυνη Δήλωση πρωτοτυπίας διπλωματικής εργασίας***

Βεβαιώνω ότι είμαι συγγραφέας αυτής της διπλωματικής εργασίας και ότι κάθε βοήθεια την οποία είχα για την προετοιμασία της, είναι πλήρως αναγνωρισμένη και αναφέρεται στη διπλωματική εργασία. Επίσης έχω αναφέρει τις όποιες πηγές από τις οποίες έκανα χρήση δεδομένων, ιδεών ή λέξεων, είτε αυτές αναφέρονται ακριβώς είτε παραφρασμένες. Επίσης βεβαιώνω ότι αυτή η πτυχιακή εργασία προετοιμάστηκε από εμένα προσωπικά ειδικά για τις απαιτήσεις του προγράμματος μεταπτυχιακών σπουδών στην Εφαρμοσμένη Οικονομική του Τμήματος Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου Θεσσαλίας. Βόλος, Ιανουάριος 2010.

## Ευχαριστίες

Ευχαριστώ όλους τους καθηγητές του τμήματος των Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου Θεσσαλίας για τις πολύτιμες γνώσεις που μου προσέφεραν κατά τη διάρκεια των μεταπτυχιακών σπουδών. Επίσης θέλω να ευχαριστήσω ιδιαίτερα τον επιβλέποντα καθηγητή μου, κ. Παπαδάμου Στέφανο, για την σημαντικότερη βοήθεια που μου προσέφερε με τις γνώσεις του, κατά τη διάρκεια εκπόνησης της συγκεκριμένης εργασίας. Τέλος θέλω να ευχαριστήσω την οικογένεια μου για την υπομονή και συμπαράσταση που έδειξαν καθ' όλη τη διάρκεια των μεταπτυχιακών σπουδών και ιδιαίτερα την περίοδο εκπόνησης της διπλωματικής εργασίας.

## Πίνακας περιεχομένων

Περίληψη.....	5
Abstract.....	6
Εισαγωγή.....	7
1. Κεφάλαιο 1: Θεωρητική Προσέγγιση.....	8
1.1 Κλασική Προσέγγιση της «Ζήτησης Χρήματος».....	8
1.2 Κευνσιανή ανάλυση της «Ζήτησης Χρήματος».....	12
1.3 Ποσοτική θεωρία του Friedman.....	17
1.4 Μετακευνσιανές θεωρίες για τη «Ζήτησης Χρήματος».....	19
1.4.1 Υπόδειγμα αποθεμάτων (Baumol).....	19
1.4.2 Υπόδειγμα «Στόχου-Ορίου» (Akerlofe and Milbourne).....	21
1.4.3 Υπόδειγμα του Whalen.....	22
1.4.4 Υπόδειγμα του Tobin.....	22
1.5 Σύγχρονα υποδείγματα "Ζήτησης Χρήματος".....	26
1.5.1 Υπόδειγμα όπου το χρήμα εισέρχεται άμεσα στη συνάρτηση χρησιμότητας του καταναλωτή.....	27
1.5.2 Υπόδειγμα αγορών.....	28
1.5.3 Υπόδειγμα διαχρονικών γενεών.....	29
1.6 Προβλήματα εμπειρικής διερεύνησης.....	31
2. Κεφάλαιο 2: Βιβλιογραφική ανασκόπηση.....	34
3. Κεφάλαιο 3: Δεδομένα – Μεθοδολογία.....	44
3.1 Οικονομετρική διαδικασία.....	46
3.1.1 Στασιμότητα.....	46
3.1.2 Υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR).....	48
3.1.3. Συνολοκλήρωση και μηχανισμός διόρθωσης σφάλματος.....	51
3.1.5 Αιτιότητα – Έλεγχος κατά Granger.....	56
4.Κεφάλαιο 4: Εμπειρική διερεύνηση.....	59
4.1 Έλεγχος στασιμότητας.....	61
4.2 Έλεγχος συνολοκλήρωσης.....	67
4.3 Διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λάθους (VECM).....	82
4.4 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger.....	85

5. Συζήτηση – Σχολιασμός.....	93
6. Συμπεράσματα – Περαιτέρω προτάσεις για έρευνα.....	95
7. Βιβλιογραφία (Ξενόγλωσση).....	96
Βιβλιογραφία (Ελληνόγλωσση).....	98
8. Παράρτημα Α.....	99
9. Παράρτημα Β.....	116

## ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Αυτή η μελέτη ερευνά τη σχέση μεταξύ του επίπεδου των χρηματιστηριακών τιμών (stockprice) και της μακροχρόνιας συνάρτησης ζήτησης χρήματος για δύο αναπτυσσόμενες οικονομίες της ανατολικής Ευρώπης, Τσεχία για το χρονικό διάστημα 1997-2009 και Πολωνία για το χρονικό διάστημα 1995-2007. Η εμπειρική διαδικασία πραγματοποιείται με τη μέθοδο συνολοκλήρωσης Johansen-Juselius και του υποδείγματος διόρθωσης λάθους (VECM). Είναι σημαντικό στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος να συνυπολογίζεται και το επίπεδο τιμών των μετοχών, καθώς από την οικονομετρική μεθοδολογία που πραγματοποιήθηκε για την Τσεχία όταν οι τιμές μετοχών δεν συνυπολογίζονται υπάρχει αμυδρή ένδειξη σταθερής μακροχρόνιας συνάρτησης ζήτησης χρήματος. Αντιθέτως όταν συμπεριληφθούν τότε υπάρχει έντονη ένδειξη για την ύπαρξη σταθερής μακροχρόνιας συνάρτησης ζήτησης χρήματος M1 και M3. Η επίδραση των τιμών των μετοχών, στη πραγματική ζήτηση χρήματος M3 και M1 (όταν ληφθεί το μακροχρόνιο επιτόκιο), είναι θετική δημιουργώντας ένα θετικό αποτέλεσμα πλούτου (wealth effect). Στη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 όταν ληφθεί το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο, οι τιμές μετοχών ασκούν αρνητική επιρροή δημιουργώντας ένα αρνητικό αποτέλεσμα υποκατάστασης (substitution effect). Για την Πολωνία όταν οι τιμές μετοχών δεν ληφθούν υπόψη δεν υπάρχει καμία σταθερή μακροχρόνια συνάρτηση ζήτησης χρήματος, ενώ όταν ληφθούν υπόψη, τα αποτελέσματα δηλώνουν την ύπαρξη σταθερής μακροχρόνιας συνάρτησης ζήτησης χρήματος M1 και M3. Η επίδραση των τιμών των μετοχών στη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 και M3 είναι θετική δημιουργώντας ένα θετικό αποτέλεσμα πλούτου (wealth effect). Το υπόδειγμα διόρθωσης λάθους πραγματοποιείται για να δείξει την βραχυχρόνια προσαρμογή του υποδείγματος προς την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

## **ABSTRACT**

This study investigates the relationship between stock prices and the long-run money demand function in Czech from 1997 to 2009, and Poland from 1995 to 2007, two resurgent economies of eastern Europe. The empirical procedure is conducted by method of Johansen for cointegration and error correction model (VECM). It is important the function of money demand to include the stockprices, while the econometrically methodology showed that, for Czech, when the stockprices does not included in money demand function, there is not strong stationary long-run money demand function. In contrary, when stockprices taken into account then there is unambiguous stationary long-run real M1 and M3 demand functions. The stockprices affect positive the real M1 (when take in the short term rate) and M3 money demand, produced a positive wealth effect. In real M1 money demand when take in the short term rate, the stockprices affect negative the real M3 money demand produced a negative substitution effect. In Poland when the stockprices does not included, there is not any stationary money demand function. While stockprices are taken into account, the results showed that there is stationary long-run money demand function of M1 and M3. The stockprices affect positive the real money demand function M1 and M3 produced a positive wealth effect. The error correction model get in order to show the short-run adaptation of model from imbalance.

Λέξεις κλειδιά: ζήτηση χρήματος, stockprice, έλεγχος συνολοκλήρωσης, υπόδειγμα διόρθωσης λάθους

Κωδικοί JEL: E41, E44, C52

## ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Ο όρος "Ζήτηση Χρήματος" εκφράζει την επιθυμία των νοικοκυριών και επιχειρήσεων να διακρατούν «ρευστά διαθέσιμα». Ζητάμε χρήμα για την διεκπεραίωση των καθημερινών συναλλαγών, για την αντιμετώπιση έκτακτων αναγκών αλλά και για να κερδοσκοπήσουμε. Οι βασικές θεωρητικές προσεγγίσεις της «Ζήτησης Χρήματος» μπορούν να συνοψιστούν στις ακόλουθες:

- Ποσοτική Θεωρία του χρήματος (Fisher)
- Κεϋνσιανή θεωρία Προτίμησης Ρευστότητας και
- Μετακεϋνσιανές προσεγγίσεις Baumol – Tobin, Friedman

Πολλοί ερευνητές μελέτησαν διάφορες πτυχές αναφορικά με τη ζήτηση χρήματος. Η φιλελευθεροποίηση του χρηματοοικονομικού συστήματος, το πρόβλημα του υψηλού πληθωρισμού, η οικονομική κρίση που πλήττει κατά καιρούς πολλές χώρες, η αγορά του χρηματιστηρίου είναι διάφορα θέματα που έχουν συνδυαστεί με τη ζήτηση χρήματος από διάφορους ερευνητές κατά καιρούς.

Βασιζόμενοι λοιπόν στις θεωρίες που έχουν αναπτυχθεί για τη ζήτηση χρήματος και τις μελέτες που έχουν γίνει αναφορικά με αυτή, η συγκεκριμένη εργασία εξετάζει τη ζήτηση χρήματος αναφορικά με τις τιμές των μετοχών του χρηματιστηρίου, για δύο σημαντικά αναπτυσσόμενες οικονομίες, της Τσεχίας και της Πολωνίας. Αναμένεται να βρούμε κάποια θετική σχέση που να διέπει τη ζήτηση χρήματος με το εισόδημα, αρνητική σχέση της ζήτησης χρήματος και το επιτόκιο και, σύμφωνα με τον Friedmann (1988), αρνητική ή θετική σχέση του επιπέδου των τιμών των μετοχών με τη ζήτηση χρήματος.

Το υπόλοιπο της μελέτης οργανώθηκε ως εξής: στο κεφάλαιο 1 παρουσιάζεται το θεωρητικό υπόβαθρο στο οποίο στηρίζεται η εργασία. Στο κεφάλαιο 2 αναφέρονται προηγούμενες μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί σχετικά με τη ζήτηση χρήματος, στο κεφάλαιο 3 παρουσιάζεται ο σχεδιασμός, τα δεδομένα και η οικονομετρική διαδικασία που θα χρησιμοποιηθούν, στο κεφάλαιο 4 παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα, στο κεφάλαιο 5 τα συμπεράσματα της έρευνας και στο κεφάλαιο 6 κάποιες προτάσεις για περαιτέρω έρευνα της συγκεκριμένης εργασίας.



# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

## ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ

### 1.1 Κλασική Προσέγγιση της «Ζήτησης Χρήματος»

Θα ξεκινήσουμε την ανάλυση με την Ποσοτική Θεωρία του χρήματος. Πρόκειται για την πρώτη θεωρία που εξετάζει τον ρόλο του χρήματος στην οικονομία. Θεωρεί πως η ποσότητα του χρήματος που υπάρχει στην οικονομία διαμορφώνει την αξία του χρήματος και υποστηρίζει πως ο πρωταρχικός λόγος ανόδου του πληθωρισμού είναι η αύξηση της ποσότητας του χρήματος.

Η συγκεκριμένη θεωρία αναπτύχθηκε τον 16<sup>ο</sup> αιώνα από τον Jean Bodin ο οποίος παρατήρησε ραγδαία αύξηση τιμών στην Ευρώπη λόγω αύξησης της ποσότητας πολύτιμων μετάλλων που εισέρρευσε στην Ισπανία και στην υπόλοιπη Ευρώπη. Προσπαθεί να εξηγήσει το ρόλο του χρήματος στην οικονομία υποστηρίζοντας μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ χρηματικού αποθέματος και τιμών. Η Ποσοτική Θεωρία Χρήματος παρουσιάζεται με τις παρακάτω βασικές μορφές:

- Εξίσωση Συναλλαγών του (Fisher)
- Εξίσωση Εισοδήματος και
- Εξίσωση Ρευστών Διαθεσίμων

Πιο αναλυτικά:

#### Εξίσωση Συναλλαγών του (Fisher)

Ο Fisher ο οποίος συντέλεσε κατά πολύ στην ανάπτυξη της συγκεκριμένης θεωρίας, χρησιμοποίησε σαν σημείο εκκίνησης την ταυτότητα των συναλλαγών.

$$M \times V_T = P_T \times T \quad (1.1.a)$$

όπου  $M$ : η ποσότητα χρήματος

$V_T$ : η συναλλακτική ταχύτητα κυκλοφορίας, δηλαδή πόσες φορές αλλάζει χέρια μια χρηματική μονάδα με στόχο τη διεκπεραίωση των συναλλαγών εντός μιας ορισμένης χρονικής περιόδου

$P_T$ : αντιπροσωπεύει τον δείκτη των τιμών για τα αγαθά τα οποία συμπεριλαμβάνονται στις ανταλλαγές, και

$T$ : ο συνολικός όγκος των συναλλαγών που πραγματοποιούνται σε μια οικονομία σε μια ορισμένη περίοδο

Η παραπάνω σχέση συνδέει τον όγκο των συναλλαγών σε τρέχουσες τιμές ( $P_T \times T$ ) με το χρηματικό απόθεμα επί της συναλλακτικής ταχύτητας κυκλοφορίας ( $M \times V_T$ ). Πρόκειται για μια ταυτότητα και όχι θεωρία καθώς δεν εξηγεί μια σχέση αιτίου-αιτιατού καθώς επίσης και η συναλλακτική ταχύτητα κυκλοφορίας ορίζεται *ex-post*.

### Εξίσωση Εισοδήματος

Εξαιτίας όμως του γεγονότος ότι το δεξιό μέρος της παραπάνω σχέσης περιέχει συναλλαγές διαφορετικής φύσεως, αναπτύχθηκε η Εξίσωση του Εισοδήματος ως υποκατάστατο της παραπάνω εξίσωσης. Έτσι λοιπόν έχουμε:

$$M \times V = P \times y \quad (1.1.\beta)$$

όπου  $M$ : η ποσότητα χρήματος

$V$ : η εισοδηματική ταχύτητα του εισοδήματος, δηλαδή πόσες φορές χρησιμοποιείται κάθε χρηματική μονάδα στις συναλλαγές τελικών αγαθών και υπηρεσιών κατά τη διάρκεια μιας ορισμένης χρονικής περιόδου

$P$ : ο μέσος όρος των τιμών όλων των αγαθών και υπηρεσιών που ανταλλάσσονται σε μια οικονομία σε μια ορισμένη χρονική περίοδο

$y$ : το πραγματικό εθνικό εισόδημα

Το μειονέκτημα αυτής της σχέσης είναι ότι δεν λαμβάνει υπόψη τις ενδιάμεσες δοσοληψίες στην αγορά αγαθών και υπηρεσιών.

Επιπλέον η κάθε εξίσωση δίνει διαφορετική έμφαση στον ρόλο του χρήματος. Η πρώτη δίνει έμφαση στη μεταβίβαση του χρήματος για την ανάγκη διεκπεραίωσης των συναλλαγών ενώ η δεύτερη δίνει έμφαση στη ζήτηση χρήματος για την ικανοποίηση των συναλλαγών.

Και οι δυο συγκεκριμένες σχέσεις αποτελούν ταυτότητες και όχι θεωρίες καθώς δεν είναι ικανές να προσφέρουν αιτιατές σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών. Για να είναι κάτι τέτοιο εφικτό θα πρέπει να γίνουν κάποιες υποθέσεις οι οποίες αφορούν την εισοδηματική ταυτότητα κυκλοφορίας και το πραγματικό εθνικό προϊόν. Οι υποθέσεις αυτές είναι:

- η ταχύτητα κυκλοφορίας  $V$  παραμένει σταθερή βραχυπρόθεσμα λόγω των δεδομένων κανόνων και εθίμων που διέπουν τον τρόπο που διεκπεραιώνονται οι συναλλαγές, ενώ επηρεάζεται μακροπρόθεσμα από τα πιστωτικά ιδρύματα.
- το ονομαστικό εισόδημα καθορίζεται από το χρηματικό απόθεμα  $M$
- οι «κλασικοί» υποθέτουν ότι το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν παραμένει σταθερό σε συνθήκες πλήρους απασχόλησης

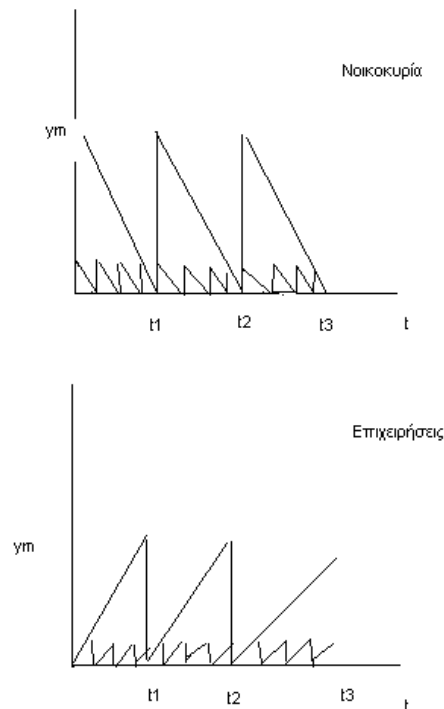
- και τέλος υπάρχει μια αναλογική σχέση μεταξύ των τιμών  $P$  και προσφοράς χρήματος  $M$  που ελέγχεται από τις νομισματικές αρχές .

Συνεπώς η ακόλουθη σχέση αποτελεί τον ακρογωνιαίο λίθο της ποσοτικής θεωρίας του χρήματος:

$$M = 1/V \times Py, M = k \times Py \quad \text{με } k \text{ σταθερό} \quad (1.1.\gamma)$$

Για να γίνουν όλα τα παραπάνω κατανοητά θα αναφέρουμε ένα παράδειγμα: ας υποθέσουμε πως ένα οικονομικό υποκείμενο την πρώτη μέρα κάθε μήνα λαμβάνει το ποσό των 1.000 ευρώ το οποίο και δαπανά τμηματικά κατά τη διάρκεια του μήνα. Το ταμειακό του απόθεμα κυμαίνεται από 1.000 ευρώ την 1<sup>η</sup> μέρα του μήνα έως 0 ευρώ την τελευταία μέρα του μήνα. Κατά μέσο όρο το ταμειακό απόθεμα κάθε μήνα ανέρχεται στα 500 ευρώ. Συνεπώς το χρήμα διακρατείται προσωρινά λόγω της χρονικής απόκλισης εσόδων και εξόδων. Αν διατυπώσουμε το παραπάνω παράδειγμα στο σύνολο της οικονομίας έχουμε τα νοικοκυριά τα οποία προσφέρουν τους συντελεστές παραγωγής εισπράττοντας κάποιο εισόδημα προς ανταμοιβή και το οποίο δαπανούν για την αγορά καταναλωτικών αγαθών και από την άλλη πλευρά οι επιχειρήσεις που αναζητούν συντελεστές παραγωγής καταβάλλοντας χρηματικό εισόδημα το οποίο απέκτησαν από την πώληση των εμπορευμάτων τους. Η εισοδηματική περίοδος είναι χρονικής διάρκειας ενός μήνα και το ύψος καταβολής του εισοδήματος ανέρχεται σε  $y_m$  το οποίο δαπανούν τα νοικοκυριά με σταθερό ρυθμό έτσι ώστε το ταμειακό τους απόθεμα να μειώνεται ενώ να αυξάνεται το χρηματικό απόθεμα των επιχειρήσεων.

**Διάγραμμα (1.1.i):** Μηνιαία κατανάλωση εισοδήματος από νοικοκυριά και παράλληλη αύξηση χρηματικών αποθεμάτων των επιχειρήσεων



Πηγή: Ε. Βαρελάς – Χ. Καρπέτης, 2002 σελ. 14

Τα παραπάνω μπορούν να ερμηνευτούν υπό το πρίσμα της ταχύτητας κυκλοφορίας του χρήματος. Πιο αναλυτικά το χρήμα κυκλοφορεί από το ένα οικονομικό υποκείμενο στο άλλο για να εξυπηρετήσει τους στόχους καταβολής εισοδήματος και της ανάλωσης εισοδήματος. Μέσα σε ένα ορισμένο χρονικό διάστημα το χρηματικό απόθεμα μεταφέρει κατ' επανάληψη το εισόδημα. Αν υποθέσουμε ότι η καταβολή του εισοδήματος γίνεται ανά μήνα τότε το χρηματικό απόθεμα κάνει στη διάρκεια του μήνα ένα κύκλο.

#### Εξίσωση Ρευστών Διαθεσίμων

Η εξίσωση των Ρευστών Διαθεσίμων ή διαφορετικά η παραλλαγή του Cambridge – Α. Marshall και Α. Ρίγου έχουν εκφράσει τη σχέση:

$$M^d = k \times Py \quad (1.1.δ)$$

Η συγκεκριμένη θεωρία αναπτύχθηκε βασιζόμενη σε μικροοικονομικά κίνητρα ζήτησης χρήματος καθώς το  $M$  εκφράζει την ποσότητα χρήματος που επιθυμούν οι οικονομικές

μονάδες να έχουν στη διάθεση τους και όχι τη ποσότητα χρήματος που υπάρχει στην οικονομία. Συγκεκριμένα τα κίνητρα ή οι ανάγκες διακρατήσεως του χρήματος είναι α) το κίνητρο διευκολύνσεως των συναλλαγών και β) το κίνητρο ασφάλειας και πρόνοιας. Το  $k$  αντικατοπτρίζει το αντίστροφο της ταχύτητας κυκλοφορίας χρήματος ( $1/V$ ). Η χρησιμότητα της εξίσωσης του Cambridge έγκειται στο γεγονός ότι οι οικονομικές μονάδες «επιθυμούν» να διακρατούν ένα σταθερό ποσοστό του εισοδήματός τους με τη μορφή ρευστών διαθεσίμων με αποτέλεσμα τα συνολικά επιθυμητά ρευστά διαθέσιμα, δηλαδή η ζητούμενη ποσότητα χρήματος να είναι σταθερό ποσοστό του ονομαστικού εθνικού εισοδήματος.

Η ζήτηση ρευστών διαθεσίμων σε πραγματικούς όρους δίνεται από την σχέση:

$$M^d / P = k \times Py \quad (1.1.ε)$$

Ας υποθέσουμε ότι η οικονομία βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας με σταθερό το  $k$ , το  $y$  να αντιστοιχεί σε επίπεδο πλήρους απασχόλησης  $y_F$ , μια ποσότητα χρήματος  $M_1$  και επίπεδο τιμών  $P_1$ . Τότε:  $M_1 = k \times P_1 \times y_F$ . Αν στην συγκεκριμένη περίπτωση θεωρήσουμε ότι η ποσότητα χρήματος από  $M_1$  μεταβάλλεται σε  $M_2$  προκαλώντας μια κατάσταση ανισορροπίας στην οικονομία όπου:

$$M_2 / P_1 > M_1 / P_1 = k \times y_F \quad (1.1.στ)$$

Οι οικονομικές μονάδες θα προσπαθήσουν να απαλλαχθούν από τα πλεονάζοντα ρευστά, δαπανώντας τα για αγορά αγαθών καθώς θεωρούν ότι κατέχουν περισσότερα ρευστά διαθέσιμα από όσα επιθυμούν. Η αυξημένη δαπάνη όμως θα επιφέρει αύξηση των τιμών στο επίπεδο  $P_2$  εφόσον η ποσότητα αγαθών και υπηρεσιών παραμένει σταθερή στη πλήρη απασχόληση. Με αποτέλεσμα να έχουμε αποκατάσταση της ισορροπίας και η παραπάνω σχέση να γράφεται εκ νέου:

$$M_2 / P_2 = M_1 / P_1 = k \times y_F \quad (1.1.ζ)$$

## 1.2 Κεϋνσιανή ανάλυση της «Ζήτησης Χρήματος»

Μέχρι τώρα λοιπόν αναλύσαμε την «Κλασική Προσέγγιση της Ζήτησης Χρήματος» όπου δίνει έμφαση στο ρόλο του χρήματος ως μέσου διεξαγωγής των ανταλλαγών αγαθών και υπηρεσιών. Οι επιχειρήσεις και τα οικονομούντα άτομα κρατούν ρευστά διαθέσιμα έχοντας ως έναυσμα το «κίνητρο των συναλλαγών», έτσι ώστε το χρήμα να αποτελεί ένα πολύ σημαντικό εργαλείο για τη διευκόλυνση των συναλλαγών.

Ο Keynes επηρεάστηκε από την θεωρία ζήτησεως ρευστών διαθεσίμων καθότι υπήρξε φοιτητής στο Πανεπιστήμιο του Cambridge έτσι ώστε να επεκτείνει τη θεωρία ζήτησης

χρήματος και όχι να την απορρίψει, συμπεριλαμβάνοντας την έννοια της ζήτησης χρήματος για κερδοσκοπικούς σκοπούς (speculative purposes). Δίνεται δηλαδή ιδιαίτερη έμφαση στο ρόλο του χρήματος ως μέσου διακράτησης πλούτου καθώς τα άτομα και οι επιχειρήσεις ζητούν χρήμα όχι μόνο για να διευκολύνουν τις συναλλαγές τους αλλά και για την επιδίωξη κερδοσκοπικών στόχων τους. Ο Keynes καινοτομεί από τους Νεοκλασικούς στο γεγονός ότι θεωρεί πως η ζήτηση χρήματος για κερδοσκοπικούς σκοπούς είναι συνάρτηση του επιτοκίου εξασφαλίζοντας την ισορροπία στην αγορά χρήματος. Το επιτόκιο είναι ένα χρηματικό οικονομικό μέγεθος καθώς κατά τον Keynes αποτελεί την τιμή του δανεισμού χρηματικών κεφαλαίων ενώ κατά τους Νεοκλασικούς είναι η τιμή χρηματοδότησης των επενδύσεων.

Έτσι λοιπόν ο Keynes διατύπωσε τη θεωρία Προτίμησης Ρευστότητας σύμφωνα με την οποία τα κίνητρα διακράτησης περιουσιακών στοιχείων με τη μορφή των ρευστών διαθεσίμων είναι τρία:

- το κίνητρο των συναλλαγών (τα απαραίτητα μετρητά για την κάλυψη των τρεχουσών αναγκών)
- το κίνητρο προφύλαξης (την επιθυμία για ασφάλεια ως προς την μελλοντική ανάγκη μετρητών ανάλογα με το σύνολο των πόρων των οικονομικών μονάδων), και
- το κίνητρο της κερδοσκοπίας (την επίτευξη κέρδους από την γνώση ή την πρόβλεψη μελλοντικών εξελίξεων).

Από τα παραπάνω μπορούμε να ορίσουμε το χρήμα ως γενικά αποδεκτό μέσο πληρωμών και συναλλαγών, μέτρο υπολογισμού των αξιών και τιμών, μέσο διαφύλαξης αγοραστικής δύναμης και πλούτου. Ας δούμε τώρα τη κάθε περίπτωση ξεχωριστά:

➤ Ζήτηση χρήματος για συναλλακτικούς σκοπούς (transaction purposes):

Τα νοικοκυριά θα πρέπει να κρατούν μέρος του εισοδήματος τους σε χρήματα καθώς οι εισπράξεις δεν συμπίπτουν με τις δαπάνες. Η Ζήτηση χρήματος για συναλλαγές εξαρτάται από

- α) τον τρόπο δαπάνης του εισοδήματος,
- β) το εισόδημα,
- γ) τη περιοδικότητα καταβολής μισθών και τέλος
- δ) το επιτόκιο.

Όσο αυξάνει το εισόδημα, θα αυξάνει και ο μέσος όρος ρευστών διαθεσίμων ενώ όσο αυξάνει η συχνότητα πληρωμών, ο μέσος όρος διαθεσίμων μειώνεται.

Γενικά η ζήτηση χρήματος για συναλλακτικούς σκοπούς στο σύνολο της οικονομίας είναι αύξουσα συνάρτηση του εισοδήματος, καθώς η περιοδικότητα των πληρωμών είναι δεδομένη βραχυχρόνια, και εκφράζει την ανάγκη για μετρητά που θα είναι χρήσιμα για την εξυπηρέτηση άμεσων αναγκών. Δηλαδή:

$$M_d / P = f(y), \mu f'(y) > 0 \quad (1.2.α)$$

➤ Ζήτηση χρήματος για λόγους προφύλαξης (precautionary purposes):

Το συγκεκριμένο κίνητρο ζήτησης χρήματος αναφέρεται στην επιθυμία των οικονομικών μονάδων να διατηρούν χρηματικά διαθέσιμα για την αντιμετώπιση μη αναμενόμενων και αιφνίδιων αναγκών που ενδεχομένως να εμφανιστούν στο μέλλον. Οι παράγοντες που επηρεάζουν τη ζήτηση χρήματος για προφύλαξη είναι: α) το επίπεδο εισοδήματος και β) το επιτόκιο. Υπάρχει αντίστροφη σχέση μεταξύ επιτοκίου και ζήτησης χρήματος για σκοπούς προφύλαξης. Πρόκειται για μια αύξουσα συνάρτηση του εισοδήματος η οποία δίνεται από την εξής μαθηματική μορφή:

$$M_d / P = g(y), \mu g'(y) > 0 \quad (1.2.β)$$

➤ Ζήτηση χρήματος για κερδοσκοπικούς σκοπούς (speculative purposes):

Η ζήτηση χρήματος για κερδοσκοπικούς σκοπούς είναι αυτή που κάνει να διαφέρει η Κεϋνσιανη θεωρία από την Κλασσική. Ο Keynes επικέντρωσε την προσοχή του στη λειτουργία του χρήματος ως μέσου αποθεματοποίησης του πλούτου με σκοπό την απόκτηση κερδών και συνεπώς την άσκηση κερδοσκοπίας. Η ζήτηση χρήματος για κερδοσκοπικούς σκοπούς δικαιολογείται από την επιθυμία των οικονομούντων ατόμων να πραγματοποιούν κεφαλαιακά κέρδη από την αγοραπωλησία τίτλων σταθερού εισοδήματος. Τα κεφαλαιακά αυτά κέρδη προκύπτουν αφενός από τους τόκους που απολαμβάνουν τα άτομα λόγω διακράτησης των τίτλων και αφετέρου από την υπεραξία αυτών των λόγω ανατιμίσεως της παρούσας αξίας τους.

Πολλές φορές η συγκεκριμένη ζήτηση ονομάζεται και η ζήτηση χρήματος για τη διατήρηση του σε χαρτοφυλάκιο (portfolio theory). Εξαρτάται από τις προσδοκίες των κερδοσκόπων που «παίζουν» στο χρηματιστήριο και οι οποίες αφορούν τις μελλοντικές τιμές των ομολογιών ή και άλλων τίτλων.

Η ζήτηση χρήματος για λόγους κερδοσκοπίας είναι φθίνουσα συνάρτηση του επιτοκίου καθώς υπάρχει αβεβαιότητα για την εξέλιξη του επιτοκίου στο μέλλον. Δηλαδή:

$$M^d = h(r), h_r < 0 \quad (1.2.γ)$$

Ας αναλύσουμε τη παραπάνω σχέση περαιτέρω: τα άτομα κατανέμουν την κινητή τους περιουσία σε διάφορα στοιχεία (καταθέσεις, ομολογίες κ.τ.λ) τα οποία ενέχουν διαφορετικό κίνδυνο και συντελεστή απόδοσης με στόχο να ελαχιστοποιήσουν τον κίνδυνο και να μεγιστοποιήσουν την απόδοση. Ας υποθέσουμε ότι τα άτομα έχουν να επιλέξουν ανάμεσα σε χρήμα (M) και ομολογίες (B) έχοντας αναμενόμενο κανονικό επιτόκιο  $r^e$ . Όσο υψηλότερο είναι το επιτόκιο της αγοράς  $r$  σε σχέση με το κανονικό επιτόκιο  $r^e$ , τόσο μεγαλύτερη είναι η πιθανότητα να μειωθεί και συνεπώς να αυξηθούν οι τιμές των ομολόγων, κάτι που σημαίνει πως θα αυξηθεί η ζήτηση ομολόγων και επομένως τόσο μικρότερο μέρος του χαρτοφυλακίου θα παραμένει σε μετρητά.

Εάν ισχύει:  $r > r^e$ , τότε το επιτόκιο αγοράς  $r$  πέφτει με αποτέλεσμα οι τιμές των ομολόγων να ανεβαίνουν, η ζήτηση ομολόγων επίσης να ανεβαίνει και συνεπώς λιγότερα μετρητά θα παραμένουν στο χαρτοφυλάκιο (όλα θα τοποθετούνται σε ομόλογα).

Εάν ισχύει:  $r < r^e$ , τότε το επιτόκιο αγοράς  $r$  ανεβαίνει έτσι ώστε οι τιμές των ομολόγων να πέφτουν καθώς επίσης και η ζήτηση ομολόγων πέφτει και τελικό αποτέλεσμα να αυξάνεται το ποσό των μετρητών που διακρατείται στο χαρτοφυλάκιο (όλα θα είναι σε μορφή ρευστών διαθεσίμων).

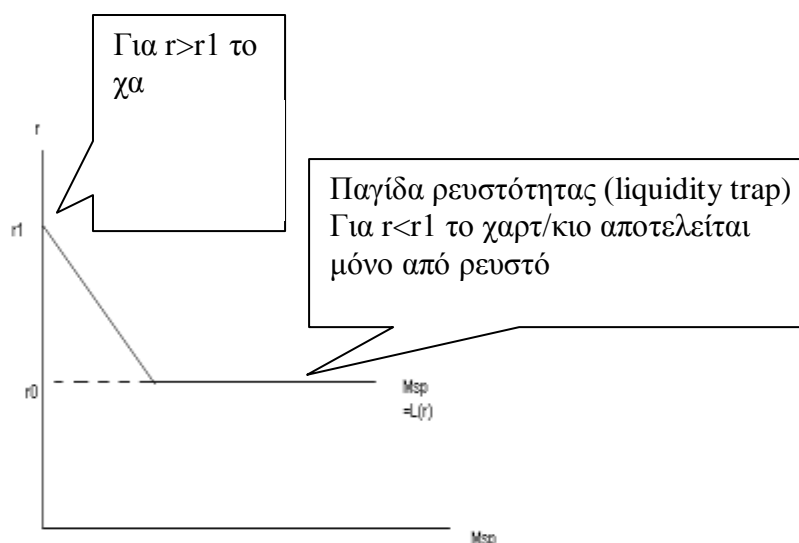
Εάν ισχύει:  $r = r^e$ , τότε τα άτομα είναι αδιάφορα μεταξύ ομολόγων και ρευστών διαθεσίμων.

Πρέπει να σημειωθεί ότι η διαμόρφωση του κανονικού επιτοκίου είναι υποκειμενική και επομένως το κανονικό επιτόκιο διαφέρει από μονάδα σε μονάδα.

Όπως αναφέρθηκε και προηγουμένως η ζήτηση χρήματος για κερδοσκοπικούς λόγους είναι φθίνουσα συνάρτηση του επιτοκίου. Αν το επιτόκιο είναι υψηλότερο του επιπέδου  $rI$  τότε δημιουργούνται οι προσδοκίες για μη περαιτέρω αύξηση του και η ζήτηση χρήματος για κερδοσκοπικού σκοπούς γίνεται ίση με μηδέν και ταυτίζεται με τον οριζόντιο άξονα στο παρακάτω διάγραμμα (το χαρτοφυλάκιο δηλαδή αποτελείται μόνο από ομόλογα). Αν τώρα το επιτόκιο είναι χαμηλότερο του επιτοκίου  $rI$  και μεγαλύτερο του  $r0$  τότε η συνάρτηση ζήτησης χρήματος για κερδοσκοπία έχει αρνητική κλίση καθώς οι τιμές επιτοκίου είναι χαμηλότερες από εκείνης της τιμής του αγοραίου επιτοκίου. Με αποτέλεσμα τα άτομα να πωλούν τις ομολογίες που διαθέτουν και η ζήτηση χρήματος για λόγους κερδοσκοπίας να αυξάνει. Τέλος στην πολύ χαμηλή τιμή του επιτοκίου  $r0$  δημιουργούνται βέβαιες προσδοκίες για μη περαιτέρω μείωση της τιμής του, έτσι ώστε οι τιμές των ομολογιών να αυξάνονται και να φτάνουν το ανώτατο επίπεδο και οι κερδοσκόποι να διακρατούν όλο τον πλούτο με τη μορφή των ρευστών διαθεσίμων. Συνεπώς η συνάρτηση ζήτησης χρήματος για κερδοσκοπία γίνεται απείρως ελαστική ως προς το επιτόκιο. Όλα αυτά απεικονίζονται στο ακόλουθο διάγραμμα:



### Διάγραμμα (1.2.i): Παγίδα ρευστότητας



Πηγή: Δημόπουλος 1995, σελ.274

Το φαινόμενο αυτό που περιγράψαμε είναι γνωστό ως «παγίδα ρευστότητας» (liquidity trap). Υποδηλώνει πως η τιμή του επιτοκίου δεν είναι δυνατόν να μειωθεί κάτω από το  $r_0$  καθώς η τιμή αυτή είναι η μικρότερη που μπορεί να πάρει. Συμπερασματικά λοιπόν καθώς αναλύσαμε την Νεοκλασική και Κεϋνσιανή θεωρία περί της ζήτησης χρήματος, μπορούμε να πούμε ότι οι δύο θεωρίες συνάδουν στο ότι η ζήτηση χρήματος για συναλλακτικούς σκοπούς και λόγους προφύλαξης είναι συνάρτηση του χρηματικού εισοδήματος ενώ διαφέρουν στο ότι ο Keynes καινοτόμησε και εισήγαγε την έννοια της ζήτησης χρήματος για κερδοσκοπικούς σκοπούς η οποία συναρτάται αρνητικά με το επιτόκιο. Επιπλέον μία ακόμη διαφορά έγκειται στο γεγονός ότι οι Νεοκλασικοί υποστηρίζουν πως σε συνθήκες τέλει ανταγωνισμού στην αγορά αποταμιευτικού κεφαλαίου είναι δυνατό να ισορροπήσει σε μηδενική ακόμη και σε αρνητική τιμή.

Σε αυτό το σημείο αξίζει να αναφερθεί πως, κατά τον Keynes, το κύριο χαρακτηριστικό της ζήτησης χρήματος είναι η αστάθεια που τη διακρίνει ιδιαίτερα όταν η οικονομία βρίσκεται στην παγίδα ρευστότητας όπου τα άτομα ζητούν μόνο χρήμα για να κερδοσκοπήσουν. Σε αυτήν την περίπτωση η κυβέρνηση μπορεί να εκμεταλλευτεί μόνον την δημοσιονομική πολιτική για την επίτευξη μακροοικονομικών στόχων καθώς η νομισματική πολιτική είναι αναποτελεσματική. Η επεκτατική δημοσιονομική πολιτική χρηματοδοτείται είτε με την

έκδοση νέου χρήματος είτε με την αγορά ομολόγων του δημοσίου από τον ιδιωτικό τομέα με αποτέλεσμα την μείωση του δημόσιου χρέους.

### 1.3 Ποσοτική θεωρία του Friedman

Ο Μ. Friedman και η λεγόμενη «Σχολή του Σικάγο» επαναδιατύπωσαν την Ποσοτική θεωρία της Κλασικής Ζήτησης χρήματος γνωστή σε όλους μας ως «Νέα Ποσοτική Θεωρία του Χρήματος». Η βασική αφετηρία της θεωρίας του Μ. Friedman ήταν ο διαχωρισμός *πραγματικής* ( $M^d/P$ ) και *ονομαστικής* ( $M^d$ ) ζήτησης χρήματος. Για τον Μ. Friedman αυτό που έχει σημασία είναι η πραγματική ζήτηση χρήματος. Αυτό συμβαίνει γιατί τα άτομα και οι επιχειρήσεις αντιδρούν περισσότερο σε μια μεταβολή της πραγματικής αξίας των ρευστών που επιθυμούν να διακρατούν. Όταν παρατηρείται αύξηση των τιμών τα άτομα και οι επιχειρήσεις από την πλευρά τους προκειμένου να διακρατησουν την ποσότητα πραγματικού χρήματος που είχαν και πριν την αύξηση, δηλώνουν ότι επιθυμούν μεγαλύτερη αύξηση του ονομαστικού χρήματος. Η δεύτερη αφετηρία έχει να κάνει με το γεγονός ότι τα άτομα και οι επιχειρήσεις καθορίζουν την συμπεριφορά τους με γνώμονα το «μόνιμο» ή το «διαρκές» εισόδημα, μια άποψη όπου υπήρξε θεμελιωτής ο Μ. Friedman. Μπορούμε να πούμε για το «μόνιμο» εισόδημα των οικονομικών μονάδων ότι είναι η αίσθηση, η αντίληψη που έχουν οι οικονομικές μονάδες για τη συνολική ετήσια απόδοση του πλούτου τους.

Με βάση τη ποσοτική θεωρία του Friedman η ζήτηση χρήματος είναι συνάρτηση του μέσου αναμενόμενου εισοδήματος και των σχετικών αποδόσεων άλλων τίτλων. Δηλαδή η μαθηματική έκφραση είναι:

$$M^d / P = f(y, w, r_m, r_b, r_e, 1/dt, dP/P; u) \quad (1.3.α)$$

όπου:  $M^d/P$ : είναι η πραγματική ζήτηση χρήματος,

$y$  : είναι το πραγματικό εισόδημα

$w$  : το ποσοστό του μη αναμενόμενου πλούτου

$r_m$  : η αναμενόμενη ονομαστική απόδοση του χρήματος

$r_b$ : η αναμενόμενη ονομαστική απόδοση των ομολόγων συμπεριλαμβανομένων και των μεταβολών των τιμών τους

$r_e$ : η αναμενόμενη ονομαστική απόδοση των μετοχών συμπεριλαμβανομένων και των μεταβολών των τιμών τους

$1/dt, dP/P$ : ο αναμενόμενος πληθωρισμός και τέλος

$u$  : κάθε άλλη μεταβλητή που μπορεί να επιδράσει στη χρησιμότητα που παρέχει το χρήμα

Πιο αναλυτικά ο Friedman υποστηρίζει τα εξής: θεωρεί πως το χρήμα παρέχει στα άτομα χρησιμότητα καθώς ικανοποιεί συναλλακτικές ανάγκες. Υπάρχουν δύο κατηγορίες οικονομικών συνόλων που ζητούν χρήμα: οι *τελικοί κάτοχοι πλούτου* που θεωρούν το χρήμα ως μέρος των περιουσιακών τους στοιχείων και οι *επιχειρήσεις* που θεωρούν ότι το χρήμα είναι παραγωγικό αγαθό όπως τα μηχανήματα και τα αποθέματα. Για τους τελικούς κατόχους πλούτου η ζήτηση χρήματος εξαρτάται από:

- ο συνολικό πλούτο,
- ο η διάκριση του πλούτου σε ανθρώπινο και μη ανθρώπινο,
- ο αναμενόμενες αποδόσεις του χρήματος και άλλων περιουσιακών στοιχείων του ενεργητικού, και
- ο κάθε άλλη μεταβλητή που μπορεί να επιδράσει στη χρησιμότητα που παρέχει το χρήμα.

Για τις επιχειρήσεις η ζήτηση χρήματος εξαρτάται από μια μεταβλητή κλίμακα που δεν είναι εύκολο να προσδιοριστεί. Τέτοιες μεταβλητές θα μπορούσε να είναι η προστιθέμενη αξία ή οι συνολικές συναλλαγές. Επιπλέον τα επιτόκια αποτελούν σημαντικό παράγοντα λήψης αποφάσεων και τα κριτήρια κόστους χρήματος διαφέρουν από την περίπτωση των τελικών κατόχων πλούτου. Τέλος το  $u$  συνδέεται με το πολιτικό και μακροοικονομικό περιβάλλον όπου δραστηριοποιείται η επιχείρηση.

Η Ποσοτική θεωρία του Friedman έχει κάποιες διαφορές με την Κεϋνσιανη θεωρία. Τα Κεϋνσιανα κίνητρα ζήτησης χρήματος δεν έχουν θέση στην ανάλυση του Friedman. Το χρήμα δίνει την δυνατότητα στα άτομα να κρατούν ένα μέρος του πλούτου τους σε χρηματική μορφή, και για τις επιχειρήσεις δίνει την δυνατότητα να υπάρχει καλύτερη και αποδοτικότερη παραγωγική διαδικασία. Ο Friedman θεωρεί ότι στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος μπορούν να συμπεριληφθούν έκτος των ομολόγων και των ρευστών και άλλες μεταβλητές όπως μετοχές, ακίνητα και ως εκ τούτου θα πρέπει περισσότερα του ενός επιτόκια να λαμβάνονται υπόψη. Επιπλέον το χρήμα και τα αγαθά θεωρούνται ως υποκατάστατα. Η ζήτηση χρήματος είναι σταθερή (υπάρχουν μικρές αλλαγές στη ζήτηση χρήματος διότι οι μεταβολές στο αναμενόμενο μέσο εισόδημα είναι μικρότερες από ότι στο εισόδημα. Πολλές αλλαγές στο εισόδημα έχουν βραχυπρόθεσμο χαρακτήρα).

$$M^d / P = f(y_p) \Rightarrow V = y / f(y_p) \quad (1.3.\beta)$$

Η σχέση ανάμεσα στο  $y$  και  $y_p$  είναι προβλέψιμη κάτι που σημαίνει πως και η ταχύτητα κυκλοφορίας του χρήματος είναι προβλέψιμη. Χρησιμοποιώντας την Ποσοτική θεωρία οι αλλαγές στο  $M$  οδηγούν σε προβλέψιμες αλλαγές του ονομαστικού εισοδήματος  $P y$ .

## 1.4 Μετακεϋνσιανές Θεωρίες για τη «Ζήτηση Χρήματος»

### 1.4.1. Υπόδειγμα αποθεμάτων (Baumol)

Στη συνέχεια θα προχωρήσουμε την ανάλυση μας στις Μετακεϋνσιανές θεωρίες για τη ζήτηση χρήματος. Θα ξεκινήσουμε αναλύοντας τη ζήτηση χρήματος για συναλλακτικούς σκοπούς και το υπόδειγμα αποθεμάτων. Το χρήμα με βάση το συγκεκριμένο υπόδειγμα θεωρείται ως μέσο που εξομαλύνει τις πληρωμές δαπανών και η ζήτηση του προσομοιάζεται με αυτή της άριστης ζήτησης αποθεμάτων οποιασδήποτε μορφής. Το πιο γνωστό υπόδειγμα είναι αυτό του Baumol, όπου υποτίθεται πως το χρήμα δεν λαμβάνει υπόψη του το επιτόκιο. Πλεονεκτούν στο ότι εισάγουν το χρήμα στη συνάρτηση χρησιμότητας μέσω του κόστους που χαρακτηρίζει τις συναλλαγές των στοιχείων του ενεργητικού.

Ας υποθέσουμε ένα άτομο το οποίο προσπαθεί να επιλύσει ένα πρόβλημα διαχείρισης ταμειακών ροών όπου:

- $T$ : είναι το ύψος των συναλλαγών που πρόκειται να πραγματοποιήσει ένα άτομο σε ένα συγκεκριμένο χρονικό διάστημα,
- $C$ : αντικατοπτρίζει το ύψος των μετρητών που κάποιος δανείζεται ή αποσύρει από μια τοποθέτηση με σκοπό να τα δαπανήσει,
- $i$ : είναι το κόστος ευκαιρίας των ρευστών διαθεσίμων. Δηλαδή το επιτόκιο δανεισμού ή το επιτόκιο που χάνει κάποιος με το να αποσύρει χρήματα από μια τραπεζική τοποθέτηση,
- $b$ : το κόστος κάθε συναλλαγής ή διαφορετικά το κόστος κάθε δανεισμού.

Επίσης ισχύει ότι:  $C < T$  δηλαδή ότι το ύψος των συναλλαγών είναι μεγαλύτερο από το ύψος των διακρατούμενων μετρητών. Επιπλέον:  $T/C$  αντικατοπτρίζει την ταχύτητα κυκλοφορίας του χρήματος και  $C/2$  είναι το μέσο ύψος των ρευστών διαθεσίμων. Το συνολικό κόστος είναι το άθροισμα του κόστους ευκαιρίας των μετρητών και του μεσιτικού κόστους κάθε κατάθεσης και ανάληψης. Μαθηματικά έχουμε:

$$K = b(T/C) + i(C/2) \quad (1.4.1.a)$$

Το άτομο θα επιλέξει εκείνο το επίπεδο του ύψους των μετρητών  $C$  έτσι ώστε να ελαχιστοποιήσει το συνολικό κόστος. Μαθηματικώς το παραπάνω γίνεται βρίσκοντας την πρώτη παράγωγο ως προς  $C$  και εξισώνοντας την με το μηδέν. Συνεπώς έχουμε:

$$dK/dC = -bT/C^2 + i/2 = 0 \quad (1.4.1.\beta)$$

Από αυτή τη σχέση προκύπτει ότι

$$C = \sqrt{2bT/i} \quad (1.4.1.\gamma)$$

=>

Αυτός είναι ο «τύπος της τετραγωνικής ρίζας του Baumol».

Τρία πράγματα μας δείχνει ο παραπάνω τύπος της τετραγωνικής ρίζας του Baumol

- i. θεωρώντας ότι  $C=M_D$  και  $T=Y$  παρατηρούμε πως η ζήτηση χρήματος αυξάνει αναλογικά λιγότερο από όσο αυξάνει το ύψος των συναλλαγών,
- ii. μια αύξηση του επιτοκίου δανεισμού  $i$  θα επιφέρει μείωση του ύψους των χρηματικών ποσών που θα δανείζεται το άτομο  $C$  με αποτέλεσμα να έχουμε αύξηση της ταχύτητας κυκλοφορίας του χρήματος,
- iii. αύξηση του μεσιτικού κόστους  $b$  θα επιφέρει αύξηση του ύψους των χρηματικών ποσών που θα δανείζεται το άτομο  $C$ , και μείωση της ταχύτητας κυκλοφορίας του χρήματος.

Σε αυτό που καταλήγουμε με βάση τον τύπο της τετραγωνικής ρίζας του Baumol είναι πως η ζήτηση χρήματος για συναλλακτικούς σκοπούς είναι μια θετική συνάρτηση του ύψους των συναλλαγών και αρνητική συνάρτηση του επιτοκίου. Δηλαδή:

$$M_D = M_D(Y, i) \quad (1.4.1.\delta)$$

$$\text{όπου } \partial M_D / \partial Y > 0 \text{ και } \partial M_D / \partial i < 0 \quad (1.4.1.\epsilon)$$

Εξετάζοντας τη ζήτηση χρήματος για συναλλακτικούς σκοπούς ως πρόβλημα διαχείρισης αποθεμάτων όπου το επιτόκιο εκφράζεται ως κόστος ευκαιρίας όλων των εναλλακτικών τοποθετήσεων τίθεται η έννοια της «διαχείρισης», δηλαδή των αποφάσεων με βάση κάποια «αριστοποιητική» αρχή. Το συγκεκριμένο υπόδειγμα χαρακτηρίζεται από οικονομίες κλίμακας. Αυτό μπορεί να δικαιολογηθεί ως εξής: όπως οι επιχειρήσεις έχουν ένα κόστος όταν διατηρούν αποθέματα από την παραγωγή τους στις αποθήκες τους, έτσι και οι οικονομικές μονάδες επιθυμούν να ελαχιστοποιήσουν τα ρευστά διαθέσιμα που διακρατούν μεγιστοποιώντας τα ποσά που μπορούν να διατηρηθούν σε επικερδείς τοποθετήσεις για παράδειγμα σε τραπεζικούς λογαριασμούς. Έτσι μια αύξηση του εισοδήματος δεν θα οδηγήσει σε ισοποσοστιαία αλλά σε αναλογικά μικρότερη αύξηση της ζήτησης χρήματος για συναλλακτικού σκοπούς.

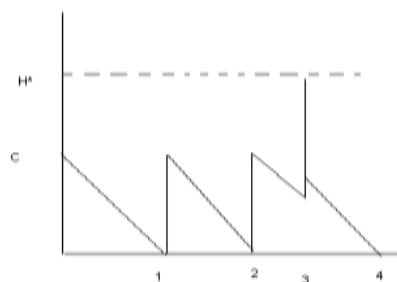
### 1.4.2 Υπόδειγμα στόχου-ορίου (Akerlofe and Milbourne)

Έπειτα θα εξετάσουμε τη ζήτηση χρήματος για συναλλακτικούς σκοπούς με βάση το υπόδειγμα στόχου-ορίου. Οι Akerlofe και Milbourne (1980) προσπάθησαν να δικαιολογήσουν γιατί η βραχυπρόθεσμη εισοδηματική ελαστικότητα είναι χαμηλή σε σχέση με το υπόδειγμα αποθεμάτων όπου ισούται με 0.5 και γιατί η μακροπρόθεσμη εισοδηματική ελαστικότητα είναι υψηλή σε σχέση με αυτή που δίνει το υπόδειγμα αποθεμάτων όπου ισούται με -0.5. Δύο υποθέσεις διατυπώνονται:

- α) υπάρχει μια εφάπαξ είσπραξη εισοδήματος  $Y$  ανά συγκεκριμένο χρονικό διάστημα και
- β) υπάρχουν σταθερές δαπάνες  $C$  ακολουθώντας σταθερούς ρυθμούς κάθε συγκεκριμένο χρονικό διάστημα.

Μέσω της τακτικής της αποταμίευσης συγκεντρώνονται χρηματικά αποθέματα τα οποία φθάνουν σε κάποιο ανώτατο όριο  $H^*$  όπου οι δαπάνες φθάνουν το σημείο  $C$  έτσι ώστε να εξαντλούνται όλα τα χρηματικά αποθέματα. Γραφικά:

**Διάγραμμα (1.4.2.1.ι):** Υπόδειγμα Στόχου Ορίου



Πηγή: Παπαδόπουλος 2002, σελ.51

Το γενικό συμπέρασμα που προκύπτει είναι πως η βραχυπρόθεσμη εισοδηματική ελαστικότητα είναι αρνητική και μικρότερη της μονάδας κάτι το οποίο ερμηνεύεται ότι σε υψηλά επίπεδα εισοδήματος όπου υπάρχει θετική αποταμίευση το σταθερό όριο  $H^*$  επιτυγχάνεται πιο γοργά και τα χρηματικά αποθέματα επανέρχονται στο  $C$  πιο συχνά.

### 1.4.3 Υπόδειγμα του Whalen

Προχωράμε και αναλύουμε τη ζήτηση χρήματος για λόγους προφύλαξης και το υπόδειγμα του Whalen. Το συγκεκριμένο υπόδειγμα προσπαθεί να συνδέσει τη ζήτηση χρήματος για λόγους προφύλαξης με την πιθανότητα έκτακτης πληρωμής που είναι δυνατόν να εμφανιστεί έχοντας μέσο μηδέν και διακύμανση  $\sigma^2$ . Υπάρχουν δύο τύποι κόστη: α) το κόστος λόγω έλλειψης ρευστότητας ως αποτέλεσμα διακράτησης χρήματος για έκτακτες ανάγκες και β) κόστος λόγω απώλειας εισοδήματος που προκύπτει από την διατήρηση μετρητών.

Την μορφή που λαμβάνει η ζήτηση χρήματος είναι:

$$M^D = \frac{\sqrt[3]{2\sigma^2 q}}{r} \quad (1.4.3.a)$$

Από αυτήν την σχέση βλέπουμε ότι η αβεβαιότητα που εκφράζεται από το  $\sigma^2$  έχει θετικό πρόσημο κάτι που σημαίνει πως η αύξηση της αβεβαιότητας θα επιφέρει αύξηση της ζήτησης χρήματος. Με δεδομένο σταθερό επιτόκιο το κόστος χρήματος αυξάνει καθώς αυξάνει η ποσότητα χρήματος που κρατείται, ενώ το κόστος έλλειψης ρευστότητας μειώνεται όσο αυξάνεται το χρήμα που κρατείται.

### 1.4.4 Υπόδειγμα του Tobin

Στη συνέχεια θα αναλύσουμε τη ζήτηση χρήματος με βάση το υπόδειγμα του Tobin. Με βάση τον Tobin ο κερδοσκόπος είναι ένα άτομο που «παίζει» στο χρηματιστήριο αγοράζοντας και πουλώντας ομολογίες. Στόχος του είναι να αγοράζει σε χαμηλή τιμή και να πωλεί σε υψηλή έτσι ώστε να αποκομίσει κάποιο κέρδος μέσω των αγοραπωλησιών. Έτσι λοιπόν τα δύο βασικά αγαθά, ομολογίες και χρήμα, τα οποία καλείται να επιλέξει ο επενδυτής είναι τέλεια υποκατάστατα μεταξύ τους. Οι ομολογίες είναι τίτλοι ονομαστικής αξίας 1 δολαρίου χωρίς λήξη της οποίας η ονομαστική απόδοση είναι  $r$ . Ο επενδυτής θα πρέπει να έχει σφαιρική πληροφόρηση για την απόδοση όλων των εναλλακτικών χαρτοφυλακίων έτσι ώστε να λάβει τη σωστή απόφαση. Επιπλέον οι επιλογές του επενδυτή επηρεάζονται από τη στάση του απέναντι στον κίνδυνο. Έτσι έχουμε τριών ειδών επενδυτές:

Τον επενδυτή που παραμένει ουδέτερος ως προς τον κίνδυνο (risk neutral). Λαμβάνει υπόψη του μόνο την αναμενόμενη απόδοση  $E(U)$  και αδιαφορεί για τον κίνδυνο. Τα εναλλακτικά χαρτοφυλάκια που υπάρχουν για τον συγκεκριμένο επενδυτή έχουν σταθερή οριακή χρησιμότητα. Η αντίστοιχη γραφική απεικόνιση είναι η παρακάτω:

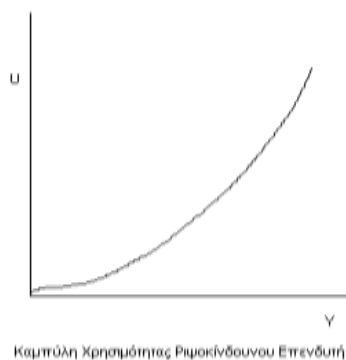
**Διάγραμμα: (1.4.4. i):** οριακή χρησιμότητα του *risk neutral*



Πηγή: Παπαδόπουλος 2002, σελ 62.

Επίσης έχουμε τον ρισοκίνδυνο επενδυτή (*risk lover*). Αυτού του τύπου επενδυτής βλέπει στον κίνδυνο ένα θετικό όφελος. Ο ρισοκίνδυνος επενδυτής επιδιώκει το πιο κερδοφόρο και ταυτόχρονα το πιο ρισοκίνδυνο χαρτοφυλάκιο που ως επί των πλείστων δεν περιέχει χρήματα. Διατηρούν μεγάλο μέρος της περιουσίας τους σε τέτοιας μορφής περιουσιακά στοιχεία που πιθανόν αποφέρουν μεγάλο κέρδος χωρίς αυτό να σημαίνει πως αποκλείεται το ενδεχόμενο μιας κεφαλαιακής ζημίας. Με αποτέλεσμα όλων αυτών η οριακή χρησιμότητα να αυξάνει έχοντας την παρακάτω μορφή:

**Διάγραμμα: (1.4.4. ii):** οριακή χρησιμότητα του *risk lover*



Πηγή: Παπαδόπουλος 2002, σελ.62



Και ο τελευταίος τύπος επενδυτής είναι ο *συντηρητικός επενδυτής (risk averter)*. Αυτός ο επενδυτής αναμένει πως οι προοπτικές κέρδους ( $U$ ) είναι μικρότερες από την αναμενόμενη απόδοση  $E(Y)$  του χαρτοφυλακίου με αποτέλεσμα η οριακή χρησιμότητα να μειώνεται ακολουθώντας την παρακάτω γραφική απεικόνιση:

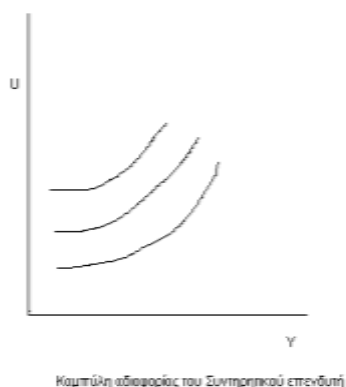
**Διάγραμμα: (1.4.4. iii):** οριακή χρησιμότητα του *risk averter*



Πηγή: Παπαδόπουλος 2002, σελ. 62

Στη συνέχεια θα χρησιμοποιήσουμε τον συντηρητικό επενδυτή ως σημείο αναφοράς για να αναλύσουμε τη συμπεριφορά ως προς τη λήψη αποφάσεων καθώς αυτός ο τύπος επενδυτή θεωρείται ο πλέον αντιπροσωπευτικός στην οικονομική θεωρία. Η μαθηματική έκφραση της καμπύλης χρησιμότητας του συντηρητικού επενδυτή είναι:  $U = \alpha Y - \beta Y^2$ , όπου  $\alpha$  και  $\beta$  είναι σταθεροί αριθμοί. Με βάση αυτόν τον τύπο η αναμενόμενη χρησιμότητα θα είναι:  $E(U) = \alpha E(Y) - \beta E(Y^2)$ . Ο κίνδυνος υπολογίζεται μέσω της τυπικής απόκλισης που είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης. Η καμπύλη αδιαφορίας του συντηρητικού ή αλλιώς του «τυπικού» επενδυτή έχει θετική κλίση και τα κοίλα στραμμένα προς τα επάνω. Γραφικά έχουμε:

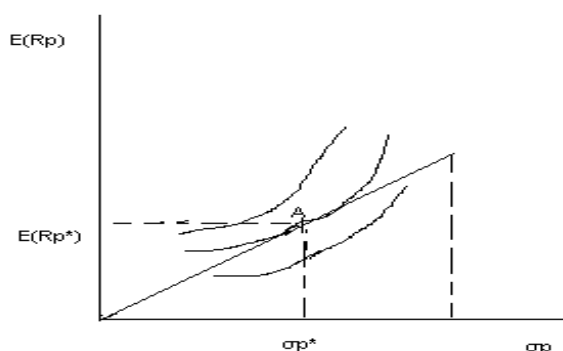
**Διάγραμμα: (1.4.4. iv):** καμπύλη αδιαφορίας του *risk neutral*



Πηγή: Παπαδόπουλος 2002, σελ 64

Η ισορροπία του επενδυτή θα είναι σε εκείνο το σημείο τομής της καμπύλης αδιαφορίας και της γραμμής των δυνατοτήτων. Πρόκειται δηλαδή για μία «αριστοποιητική» συμπεριφορά καθώς ο επενδυτής θα κάνει την επιλογή με βάση εκείνη την σύνθεση χαρτοφυλακίου που του αποφέρει την υψηλότερη ικανοποίηση. Για να δούμε τι μέρος της περιουσίας τοποθετείται σε ομόλογα και τι σε μετρητά θα ακολουθήσουμε την παρακάτω ανάλυση. Να αναφερθεί πως η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου εξαρτάται από το επιτόκιο ομολόγων  $r$  και τον κίνδυνο που συνοδεύει τη απόδοση  $\sigma$ . Το αρχικό σημείο ισορροπίας του «τυπικού» επενδυτή είναι το σημείο A διαλέγοντας ένα επίπεδο απόδοσης  $E(R_p^*)$  και επίπεδο κινδύνου  $\sigma_p^*$ .

**Διάγραμμα: (1.4.4. v):** άριστη επιλογή του *risk neutral*

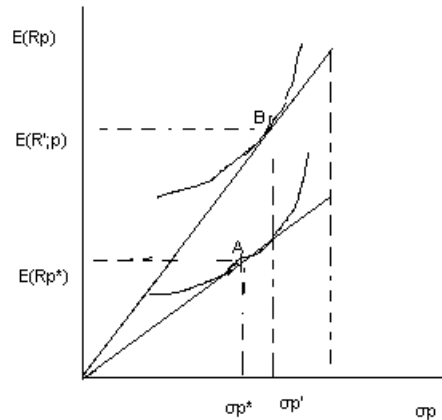


Πηγή: Παπαδόπουλος 2002, σελ. 66

Αν τώρα υποθέσουμε πως το επιτόκιο στην αγορά ομολόγων ανέβει από  $r = r'$  τότε η γραμμή δυνατοτήτων θα μετακινηθεί προς τα επάνω έχοντας μεγαλύτερη κλίση. Έτσι το νέο

σημείο ισορροπίας θα είναι το σημείο B όπου ο επενδυτής με δεδομένο το νέο υψηλότερο επιτόκιο θα επιλέξει υψηλότερο κίνδυνο  $\sigma p' > \sigma p^*$  και υψηλότερη απόδοση  $E(Rp') > E(Rp^*)$ . Δηλαδή θα επιλέξει μια άλλη σύνθεση χαρτοφυλακίου όπου οι ομολογίες καταλαμβάνουν μεγαλύτερο ποσοστό συμμετοχής. Η αντίστοιχη γραφική απεικόνιση είναι:

**Διάγραμμα: (1.4.4. vi):** νέα άριστη επιλογή του *risk neutral* όταν  $r \uparrow$



Πηγή: Παπαδόπουλος 2002, σελ. 66

Παρατηρούμε λοιπόν με βάση όσα αναφέραμε ότι η ζήτηση χρήματος για επενδυτικούς σκοπούς συνδέεται αρνητικά με το επιτόκιο καθώς το υψηλότερο επιτόκιο ωθεί τον συντηρητικό επενδυτή να διαλέξει μεγαλύτερο ύψος ομολογιών στο χαρτοφυλάκιο του με αποτέλεσμα να μειωθεί το πόσο του χρήματος. Ενώ αν το επιτόκιο παραμένει σταθερό και αυξηθεί ο κίνδυνος που αφορά την μελλοντική τιμή των ομολογιών τότε είναι προφανές πως ο συντηρητικός επενδυτής θα αναζητήσει μικρότερο ποσό ομολογιών και υψηλότερη ποσότητα χρήματος.

### 1.5 Σύγχρονα υποδείγματα “Ζήτησης Χρήματος”

Έπειτα αξίζει να γίνει αναφορά στα σύγχρονα υποδείγματα ζήτησης χρήματος τα οποία αναπτύχθηκαν λόγω της αδυναμίας της προσέγγισης του Friedman που δεν τεκμηριώνεται από την μικροοικονομική σκοπιά επαρκώς όταν προσδιορίζει την συμπεριφορά του καταναλωτή. Αυτά είναι:

- το υπόδειγμα όπου το χρήμα εισέρχεται άμεσα στη συνάρτηση χρησιμότητας του καταναλωτή,
- το υπόδειγμα αγορών
- και το υπόδειγμα διαχρονικών γενεών.

### 1.5.1 Υπόδειγμα όπου το χρήμα εισέρχεται άμεσα στη συνάρτηση χρησιμότητας του καταναλωτή

Πιο συγκεκριμένα στο υπόδειγμα όπου το χρήμα εισέρχεται στη συνάρτηση χρησιμότητας του καταναλωτή, το χρήμα αποτελεί το μέσο συναλλαγών και η διακράτηση του προσφέρει χρησιμότητα στο νοικοκυριό που επιδιώκει τη μεγιστοποίηση της χρησιμότητας του. Η συνάρτηση χρησιμότητας του νοικοκυριού που επιδιώκει τη μεγιστοποίηση της έχει την εξής μορφή:

$$W = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, m_t) \quad (1.5.1.a)$$

όπου  $c_t$  είναι η καταναλωτική δαπάνη και  $m_t = M_t/P_t$  τα πραγματικά χρηματικά διαθέσιμα. Δεδομένου ότι η παραπάνω συνάρτηση είναι αύξουσα και ότι οριακές χρησιμότητες βαίνουν φθίνουσες, τα νοικοκυριά έχουν θετικές οριακές προτιμήσεις και προεξοφλούν το μέλλον. Ο περιορισμός στον οποίο υπόκεινται οι επιλογές των νοικοκυριών είναι ο εξής:

$$P_t y + M_{t-1} + (1 + R_{t-1})B_{t-1} = P_t C_t + M_t + B_t \quad (1.5.1.β)$$

Τα νοικοκυριά λαμβάνουν ένα σταθερό εισόδημα  $y$  και δανείζουν όταν  $B > 0$  ή δανείζονται όταν  $B < 0$  με επιτόκιο  $R$ .

Χρησιμοποιώντας την συνάρτηση Lagrange και τις συνθήκες πρώτης τάξης η συνάρτηση ζήτησης χρήματος που διατυπώνεται είναι:

$$M_t / P = L(C_t, R_t) \quad (1.5.1.γ)$$

Η διαφορά με τις αντίστοιχες συναρτήσεις που διατυπώθηκαν παραπάνω είναι ότι εδώ εμφανίζεται η μεταβλητή που εκφράζει τις καταναλωτικές δαπάνες  $c_t$ , και όχι η μεταβλητή των συναλλαγών  $y_t$  και τέλος ότι υπάρχει ένα και μοναδικό επιτόκιο.

Ωστόσο, όμως, η άμεση σχέση του χρήματος στην συνάρτηση χρησιμότητας του καταναλωτή δέχτηκε κάποιες κριτικές. Η άμεση εισαγωγή του χρήματος στη συνάρτηση χρησιμότητας παρακάμπει το πρόβλημα προσδιορισμού των κριτηρίων που τεκμηριώνουν τη χρησιμότητα του χρήματος. Το χρήμα διευκολύνει τις συναλλαγές και η σχέση του με τη συνάρτηση χρησιμότητας είναι έμμεση καθώς ο καταναλωτής εξοικονομεί χρόνο στην πραγματοποίηση των αγορών του. Επιπλέον η έμμεση σχέση του με τη συνάρτηση

χρησιμότητας έχει το πλεονέκτημα πως το χρήμα ως μέσο διατήρησης της περιουσίας δίνει την ευχέρεια μεταβίβασης αξιώσεων μεταξύ των γενεών. Όλα αυτά αντιθέτως αποσιωπώνται όταν το χρήμα θεωρείται πως συνδέεται άμεσα με τη συνάρτηση χρησιμότητας του καταναλωτή.

## 15.2 Υπόδειγμα αγορών

Το επόμενο υπόδειγμα που θα εξεταστεί είναι αυτό το υπόδειγμα των αγορών. Στο συγκεκριμένο υπόδειγμα το χρήμα χρησιμοποιείται ως μέσο συναλλαγών και εισέρχεται έμμεσα στη συνάρτηση χρησιμότητας έχοντας ως βάση την μεγιστοποίηση της διαχρονικής χρησιμότητας των νοικοκυριών τα οποία λαμβάνουν αποφάσεις με γνώμονα την κατανάλωση και την ανάπαυση. Στη συγκεκριμένη περίπτωση όπως και προηγουμένως η διαχρονική συνάρτησης χρησιμότητας όπου τα νοικοκυριά επιθυμούν να μεγιστοποιήσουν έχει την μορφή:

$$u(c_t, I_t) + \beta u(c_{t+1}, I_{t+1}) + \beta^2 u(c_{t+2}, I_{t+2}) + \dots \quad (1.5.2.a)$$

όπου  $c_t$  είναι η καταναλωτική δαπάνη και  $I_t$  ο χρόνος ανάπαυσης. Στον εισοδηματικό περιορισμό όπου υπόκεινται οι επιλογές των νοικοκυριών είναι ο παρακάτω:

$$P_t y + M_{t-1} + (1 + R_{t-1})B_{t-1} = P_t C_t + M_t + B_t \quad (1.5.2.β)$$

Ο στόχος των νοικοκυριών είναι να χρησιμοποιήσουν χρήμα για να αγοράσουν καταναλωτικά αγαθά. Ο χρόνος που θα δαπανήσουν για την αγορά αυτών είναι ανάλογος του όγκου της κατανάλωσης τους έτσι ώστε να έχουν περιορισμένο χρόνο για ανάπαυση. Τα νοικοκυριά μεγιστοποιούν την διαχρονική συνάρτηση χρησιμότητας υπό τον παραπάνω περιορισμό επιλέγοντας στο χρόνο  $t$  τις τιμές των  $c_t$ ,  $M_t$ , και  $B_t$ . Στη συνέχεια ακολουθώντας την συνάρτηση Lagrange και τις συνθήκες πρώτης τάξης η συνάρτηση ζήτησης χρήματος που διατυπώνεται είναι:

$$M_t / P_t = L(C_t, R_t) \quad (1.5.2.γ)$$

Αυτή η εξίσωση είναι όμοια με αυτήν του προηγούμενου υποδείγματος δείχνοντας μια συμβατική συνάρτηση ζήτησης χρήματος που περιέχει ως μεταβλητή κλίμακας την καταναλωτική δαπάνη.

### 1.5.3 Υπόδειγμα διαχρονικών γενεών

Και τέλος το υπόδειγμα διαχρονικών γενεών αναφέρει τα εξής: δίνεται έμφαση στο ρόλο του χρήματος όχι μόνο σαν μέσο συναλλαγών αλλά και ως μέσο διαφύλαξης της αγοραστικής αξίας του πλούτου θέτοντας ως βάση την μεγιστοποίηση της διαχρονικής χρησιμότητας των νοικοκυριών όπου λαμβάνουν αποφάσεις με βάση την κατανάλωση στο παρόν και στο μέλλον. Στο βασικό υπόδειγμα τα άτομα έχουν ζωή δυο γενεών. Στην περίοδο  $t=1$  καλούνται «νέοι» και την περίοδο  $t=2$  καλούνται ηλικιωμένοι. Επιπλέον την περίοδο  $t=1$  ζουν οι ηλικιωμένοι της αρχικής γενιάς  $N_{t-1}$  και η μελλοντική γενιά  $N_t$ . Κάθε άτομο στην κοινωνία λαμβάνει δωρεάν (μόνο στην πρώτη περίοδο της ζωής του) το αγαθό  $y$  το οποίο έχει την ιδιότητα να είναι φθαρτό έτσι ώστε να μην αποθηκεύετε από την μια περίοδο στην άλλη. Η συνάρτηση χρησιμότητας που διαμορφώνουν τα άτομα όταν είναι νέοι εξαρτάται από το τι θα καταναλώσουν όταν είναι νέοι και από το τι θα καταναλώσουν όταν είναι ηλικιωμένοι  $[U(c_{1,t}, c_{2,t})]$ . Προκειμένου τα άτομα να διαμορφώσουν τις διαχρονικές προτιμήσεις γίνονται οι παρακάτω υποθέσεις:

- α) οι καταναλωτές διαμορφώνουν θετικές χρονικές προτιμήσεις
- β) οι καταναλωτές προτιμούν να καταναλώνουν και στις δυο χρονικές περιόδους και όχι μόνο σε μία.
- γ) και τέλος τα άτομα είναι διατεθειμένα να στερηθούν από την τρέχουσα κατανάλωση όταν το αγαθό είναι σε αφθονία προκειμένου να καταναλώσουν περισσότερο την επόμενη περίοδο. Άρα λοιπόν το πρόβλημα που οι μελλοντικές γενεές θέλουν να λύσουν είναι η απόφαση για την κατανάλωση του αγαθού και στις δύο περιόδους. Λαμβάνοντας υπόψη τον εισοδηματικό περιορισμό, υπάρχουν δύο εναλλακτικές λύσεις: μια λύση γενικής ισορροπίας συγκεντρωτική μέσω ενός κεντρικού σχεδιαστή, και μια αποκεντρωμένη όπου τα άτομα συναλλάσσονται με χρήμα.

Επιπλέον θεωρούμε πως η κεντρική αρχή δημιουργεί ένα απόθεμα χρήματος  $M$  το οποίο μοιράζει εξίσου δωρεάν στην ηλικιωμένη γενεά. Έστω  $N$  ο αριθμός των ηλικιωμένων τότε  $M/N$  είναι η ποσότητα χρήματος που έχει στη διάθεση του κάθε άτομο της ηλικιωμένης γενεάς. Βλέπουμε λοιπόν πως η ηλικιωμένη γενεά διαθέτει χρήμα ενώ η μελλοντική γενεά διαθέτει μόνο καταναλωτικά αγαθά έτσι ώστε να υπάρχει η δυνατότητα συναλλαγών μεταξύ των δύο γενεών, καθώς η ηλικιωμένη γενεά έχει ανάγκη να καταναλώσει αγαθό για να επιβιώσει στην τρέχουσα χρονική περίοδο ενώ η μελλοντική γενεά έχει ανάγκη να καταναλώσει στην μελλοντική χρονική περίοδο. Ο εισοδηματικός περιορισμός είναι της μορφής:

$$c_{1,t} + u_t m n_t \leq y \quad (1.5.3.α)$$

καθώς το άτομο την πρώτη περίοδο δέχεται δωρεάν αγαθό  $y$  το οποίο θα πρέπει να καταναλώσει όλη την ποσότητα ή την πρώτη περίοδο ή να καταναλώσει ένα μέρος την πρώτη περίοδο και να ανταλλάξει το υπόλοιπο αγαθό με χρήμα έτσι ώστε να μπορεί να καταναλώσει και την δεύτερη περίοδο. Την μελλοντική περίοδο ή αλλιώς την δεύτερη περίοδο καθώς το άτομο ανταλλάσει το αγαθό με χρήμα τότε:

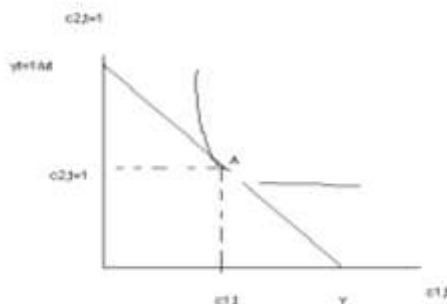
$$c_{2,t+1} \leq u_t m n_t \quad (1.5.3.β)$$

Επειδή εξ' ορισμού ισχύει:  $u_t > 0$  προκύπτει:

$$c_{1,t} + [u_t / u_{t-1}] * c_{2,t+1} \leq y \quad (1.5.3.γ)$$

όπου αυτός είναι και ο εισοδηματικός περιορισμός. Γραφικά απεικονίζεται:

**Διάγραμμα: (1.5.i) : Εισοδηματικός περιορισμός**



Πηγή: Παπαδόπουλος 2002, σελ.76

Από το παραπάνω διάγραμμα έχουμε: αν το άτομο καταναλώνει όλη την ποσότητα του αγαθού την περίοδο  $t=1$  τότε η κατανάλωση είναι  $c_{1,t}=y$ . Αν αποφασίσει να καταναλώσει όλο το εισόδημα του την μελλοντική περίοδο, αυτό που θα καταναλώσει θα είναι ίσο με:

$$c_{2,t+1} = [U_t / U_{t-1}] * y \quad (1.5.3.δ)$$

Ο λόγος  $u_t / u_{t-1} = R_t$  απεικονίζει την απόδοση του χρήματος. Το σημείο όπου εφάπτεται η καμπύλη αδιαφορίας και ο εισοδηματικός περιορισμός, το σημείο A δηλαδή δείχνει εκείνον τον συνδυασμό της διαχρονικής κατανάλωσης  $c_{1,t}$  και  $c_{2,t+1}$  που για δεδομένη απόδοση του χρήματος μεγιστοποιεί τη χρησιμότητα του νέου ατόμου. Λαμβάνοντας υπόψη τη ζήτηση πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων  $m_t$  για την τρέχουσα περίοδο και τη ζήτηση αγαθών για τη μελλοντική περίοδο του νέου ατόμου, η συνάρτηση χρησιμότητας του νέου ατόμου  $[U(c_{1,t}, c_{2,t})]$ , γίνεται:

$$U\{y - m_t, u_t / u_{t-1} [m] \quad (1.5.3.ε)$$

όπου επιλύοντας παίρνουμε:

$$m_t = L(y_t, R_t) \quad (1.5.3.στ)$$

Αυτή είναι η συνάρτηση ζήτησης χρήματος με βάση το υπόδειγμα γενεών, όπου παρατηρούμε πως η ζήτηση χρήματος είναι συνάρτηση του εισοδήματος και της απόδοσης χρήματος.

## **1.6 ΠΡΟΒΛΗΜΑΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗΣ**

Ο τρόπος συμπεριφοράς της συνάρτησης ζήτησης χρήματος και κατά πόσο οι εκτιμητές της δεν μεταβάλλονται κατά τη διάρκεια του χρόνου (κατά πόσο δηλαδή είναι σταθερή), επηρεάζει τον τρόπο άσκησης νομισματικής πολιτικής. Ο παραδοσιακός τρόπος εκτίμησης των πολλαπλών παλινδρομήσεων των συναρτήσεων ζήτησης χρήματος γινόταν με βάση την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Η μορφή των εξισώσεων που έχουν εκτιμηθεί είναι της μορφής:

$$\ln(M_t / P_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 \ln i_t + \beta_3 \ln(M_{t-1} / P_{t-1}) + \beta_4 \ln(P_t / P_{t-1}) + u_t \quad (1.6.α)$$

Αυτής της μορφής οι εξισώσεις θεωρούνταν σημαντικές μέχρι και τα μέσα της δεκαετίας του 1970, προτού λάβει χώρα η πρόοδος της οικονομετρίας δίνοντας πολύ σημαντικά εφόδια για την εμπειρική διερεύνηση τέτοιων θεμάτων.

Τα βασικά προβλήματα της εμπειρικής διερεύνησης θεμάτων σχετικά με τη ζήτηση χρήματος είναι προβλήματα που ανακύπτουν αναφορικά με την επιλογή των μεταβλητών. Όπως γνωρίζουμε και αναφέρθηκε πιο πάνω η ζήτηση χρήματος σχετίζεται με το εισόδημα και το επιτόκιο. Έτσι λοιπόν μια μεταβλητή που είναι δύσκολο να επιλεγεί είναι αυτή του ορισμού χρήματος το οποίο μπορεί να λειτουργήσει ως μέσο συναλλαγών ή ως μέσο διατήρησης της περιουσίας. Στην πρώτη περίπτωση όπου το χρήμα λειτουργεί ως μέσο συναλλαγών μπορεί να προσδιοριστεί μέσα από τη χρήση του M1 ή M2. Για παράδειγμα η Ελλάδα είναι μια χώρα όπου το M1 ή M2 μπορεί να απεικονίσει όσο το δυνατόν καλύτερα την έννοια του χρήματος. Σε χώρες όπου υπάρχουν τραπεζικοί λογαριασμοί που συνδέονται με πιστοποιητικά καταθέσεων που είναι άμεσα αποδεκτά σε συναλλαγές, χρησιμοποιείται ο ορισμός του M3. Η χρήση του χρήματος ως μέσου διατήρησης περιουσίας παρέχει την δυνατότητα δυναμικής αγοραστικής δύναμης δίνοντας την ικανότητα στον κάτοχο της να κάνει συναλλαγές έχοντας υπόψη όχι μόνο την τρέχουσα αγοραστική δύναμη του χρήματος.



Η επιλογή της μεταβλητής κλίμακας αποτελεί ένα ακόμη πρόβλημα. Η έννοια του εισοδήματος στην οικονομική θεωρία αντικατοπτρίζει το ποσό που μπορεί να λάβει ένα νοικοκυριό ως αμοιβή για τις υπηρεσίες που πρόσφερε. Σε εθνικολογιστική βάση ο ορισμός του εισοδήματος μπορεί να παρουσιαστεί μέσα από το Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν Α.Ε.Π ή Ακαθάριστο Εθνική Δαπάνη ή Καθαρό Εγχώριο Προϊόν κ.α.. Το πρόβλημα όμως δεν μένει εκεί καθώς σε θεωρητικές μελέτες ανακύπτει το πρόβλημα του μόνιμου ή του αναμενόμενου εισοδήματος. Εμπειρικά αυτό αντιμετωπίζεται με την εκτίμηση του μόνιμου εισοδήματος να συνδέεται με την επιλογή της τάσης ενός εθνικολογιστικού ορισμού εισοδήματος ή προϊόντος για την υπό εξέταση περίοδο με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Η τάση του εισοδήματος αποτελεί το εκτιμημένο εισόδημα. Η εκτίμηση του αναμενόμενου εισοδήματος αναφέρεται στη μέθοδο των προσαρμοζόμενων προσδοκιών όπου το αναμενόμενο εισόδημα είναι μια διαδικασία γνώσης των σταθμισμένων αναμενόμενων και πραγματοποιούμενων προσδοκιών και δίνεται από τον τύπο:

$$y^e_t = [(1 - \lambda)/(1 - \lambda L)]y_t \quad (1.6.\beta)$$

Η αδυναμία αυτού του τύπου έχει να κάνει με το ότι μπορεί να προκληθούν συστηματικά λάθη υπερεκτιμήσεων και υποεκτιμήσεων του εισοδήματος κατά τη διάρκεια του επιχειρηματικού κύκλου.

Στα προβλήματα των μεταβλητών ανήκει και η επιλογή των μεταβλητών απόδοσης και κόστους χρήματος. Οι έντοκες καταθέσεις, οι αποδόσεις κεφαλαίων και άλλων περιουσιακών στοιχείων αποτελούν την εναλλακτική επιλογή όταν τα άτομα, προκειμένου να ικανοποιήσουν συναλλακτικές ή οποιοσδήποτε άλλες ανάγκες, παραγκωνίζουν τα στοιχεία του ενεργητικού. Αυτό αποτελεί κάποιο κόστος το οποίο συμπεριλαμβάνεται σε θεωρητικά υποδείγματα που έχουν εξεταστεί. Το πρόβλημα που υπάρχει είναι πως στην οικονομία υπάρχουν τα μακροχρόνια και βραχυχρόνια επιτόκια τα όποια ο ερευνητής καλείται να επιλέξει όταν θελήσει να αποτιμήσει το κόστος χρήματος σε μορφή πραγματικών δεδομένων της οικονομίας. Τα επιτόκια που συμπεριλαμβάνονται στην ποσοτική διερεύνηση θα πρέπει να διακρίνονται σε αυτά που αντικατοπτρίζουν το κόστος ευκαιρίας (όποτε και αναμένεται αρνητικό πρόσημο), και σε αυτά που εκφράζουν την απόδοση χρήματος (όποτε και αναμένεται θετικό πρόσημο). Αξίζει να σημειωθεί πως ο αναμενόμενος πληθωρισμός είναι μια ακόμη έννοια που μπορεί να απεικονίσει το κόστος ευκαιρίας. Το πρόβλημα έγκειται στη μέθοδο που υπολογίζει τον αναμενόμενο πληθωρισμό. Μια λύση είναι τα υποδείγματα των προσαρμοζόμενων προσδοκιών ή της μερικής προσαρμογής. Επιπλέον μια ακόμη λύση είναι οι υπολογισμοί του αναμενόμενου πληθωρισμού από την κοινή γνώμη, παρουσιάζοντας όμως

προβλήματα σε περιπτώσεις μακρών χρονολογικών σειρών. Μια επιθυμητή λύση είναι η υιοθέτηση ορθολογικών προσδοκιών και θεωρώντας ότι ο αναμενόμενος πληθωρισμός είναι ίσος με τον πραγματικό.

Έχουν χρησιμοποιηθεί διάφορες νομισματικές και χρηματοπιστωτικές καινοτομίες, το επίπεδο των μισθών, η επικινδυνότητα διαφόρων στοιχείων του ενεργητικού με στόχο να υπάρχει μια ικανοποιητική εκτίμηση των διαφόρων συναρτήσεων ζήτησης χρήματος.

Άλλα προβλήματα που προκύπτουν έχουν να κάνουν με τον τύπο της συναρτησιακής σχέσης της συνάρτησης ζήτησης χρήματος. Η συνάρτηση ζήτησης χρήματος μπορεί να είναι γραμμική με τη παρακάτω μορφή:

$$M_t / P_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 i + u_t \quad (1.6.\gamma)$$

όπου τα  $\beta_1$  και  $\beta_2$  εκφράζουν οριακές αποδόσεις του εισοδήματος και του επιτοκίου, ή εκθετική με διαταρακτικό όρο μη προσθετικό με την εξής μορφή:

$$M_t / P_t = \beta_0 * y_t^{\beta_1} * i^{\beta_2} * u_t \quad (1.6.\delta)$$

ή εκθετική με διαταρακτικό όρο προσθετικό και ακολουθώντας την μορφή:

$$M_t / P_t = \beta_0 * y_t^{\beta_1} * i^{\beta_2} + u_t \quad (2.\epsilon)$$

όπου τα  $\beta_1$  και  $\beta_2$  εκφράζουν την εισοδηματική ελαστικότητα και την ελαστικότητα ως προς το επιτόκιο παρέχοντας την δυνατότητα ευκολίας υπολογισμού των μέσων ελαστικότητων.

Λόγω της αδυναμίας των υποδειγμάτων μερικής προσαρμογής και προσαρμοζόμενων προσδοκιών να δικαιολογήσουν την αστάθεια στη ζήτηση χρήματος, προτάθηκαν εναλλακτικά υποδείγματα ένα από τα οποία είναι το υπόδειγμα διόρθωσης λάθους (Error Correction model ECM). Τη μορφή που λαμβάνει είναι:

$$\Delta m_t = (\alpha_1 - 1)m_{t-1} + \beta_0 \Delta + (\beta_1 + \beta_0)y_{t-1} + \varepsilon_t = \beta_0 \Delta y_t + \gamma(m_{t-1} - Ky_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1.6.\sigma\tau)$$

όπου  $\gamma = (\alpha_1 - 1)$  και  $K = (\beta_0 + \beta_1)/(1 - \alpha_1)$ . Η μεταβλητή  $\beta_0$  δείχνει το άμεσο αποτέλεσμα μιας μεταβολής του  $y_t$  στο  $m_t$ , το  $\gamma$  απεικονίζει το αποτέλεσμα ανάδρασης και το  $K$  το μακροπρόθεσμο αποτέλεσμα. Απαραίτητα προϋπόθεση να είναι το  $\gamma$  αρνητικό απαιτείται προκειμένου η παραπάνω σχέση να είναι δυναμικά σταθερή και να υφίσταται συνολοκλήρωση, όπου η έννοια της συνολοκλήρωσης ισοδυναμεί με σταθερή μακροχρόνια ισορροπία. Όταν οι σειρές συνολοκληρώνονται και υπάρξει κάποια ανισοροπία τότε υπάρχει κάποιος βραχυχρόνιος μηχανισμός δυναμικής προσαρμογής που επιστρέφει το σύστημα στην μακροχρόνια ισορροπία.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

### ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ

Μέχρι τώρα αναφερθήκαμε σε όλες τις θεωρίες που έχουν αναπτυχθεί κατά το πέρασμα του χρόνου από την πιο παλαιά μέχρι τις σύγχρονες θεωρίες. Παράλληλα έχουν γίνει πολλές μελέτες με σημείο αναφοράς τη ζήτηση χρήματος. Μερικοί ερευνητές μελέτησαν τη ζήτηση χρήματος σχετικά με το φαινόμενο της φιλελευθεροποίησης. Ο Sekine (1998) εξέτασε τη ζήτηση χρήματος M3 σε περίοδο χρηματοοικονομικής φιλελευθεροποίησης για την Ιαπωνία. Παίρνοντας δεδομένα για την περίοδο 1975-1994 και ακολουθώντας μεθόδους συνολοκλήρωσης Johansen-Juselius, αποδεικνύεται πως ακόμα και σε περιόδους φιλελευθεροποίησης όπου αναμένεται αστάθεια των μεταβλητών, είναι δυνατόν η συνάρτηση ζήτηση χρήματος να παραμένει σταθερή. Οι Budina et al (2006), μελέτησαν την περίπτωση της Ρουμανίας σχετικά με το χρήμα, τον πληθωρισμό και την παραγωγή. Η Ρουμανία είναι μια χώρα άξιου ενδιαφέροντος και μελέτης καθώς έχει υποστεί σοβαρό πλήγμα του υψηλού πληθωρισμού. Επιπλέον είναι μια χώρα όπου ο φιλελευθερισμός κατέρρευσε με αποτέλεσμα ο πληθωρισμός να φτάσει σε υψηλά επίπεδα για πολλά έτη. Χρησιμοποιώντας δεδομένα που αφορούν την περίοδο Ιανουάριος 1992 – Δεκέμβριος 2000 και βασιζόμενοι σε μεθόδους ελέγχου συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο Johansen-Juselius και υπόδειγμα διόρθωσης λάθους Error Correction Model, τα συμπεράσματα που προκύπτουν είναι πως υπάρχει μια σχέση ισορροπίας μεταξύ των υπό εξέταση μεταβλητών που μπορεί να θεωρηθεί ως επέκταση του μοντέλου του Cagan. Επιπλέον παρατηρείται σταθερότητα των συντελεστών υποδηλώνοντας πως δεν υπάρχουν σημάδια "ρωγμής" κατά την διάρκεια φιλελευθερισμού, κάτι που οδηγεί στο συμπέρασμα πως ο πληθωρισμός είναι ένα ευρύ νομισματικό φαινόμενο για την Ρουμανία για το χρονικό διάστημα 1992-2000. Επίσης για την περίπτωση της Ρουμανίας οι Ruxanda και Botezatu (2008) πραγματοποίησαν μια μελέτη αναφορικά με τη ζήτηση χρήματος M2, αποδεικνύοντας πως εκτός από το ότι η ζήτηση χρήματος M2 παρουσιάζει μια σταθερή συμπεριφορά, η υψηλή τιμή που λαμβάνει ο συντελεστής του εισοδήματος (4,93) δείχνει πως η αλόγιστη αύξηση της ποσότητας χρήματος επηρεάζει την Ρουμάνικη οικονομία. Η μελέτη τους στηρίζεται σε δεδομένα που αφορούν την περίοδο 1992 - 2000 και στηριζόμενοι στον έλεγχο συνολοκλήρωσης Johansen-Juselius και το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (Error Correction Model).

Ο Loizos (2002) μελέτησε τη ζήτηση χρήματος M1 (broad money demand) για την Ελλάδα για την περίοδο 1962-1998 βασιζόμενος σε τριμηνιαία στοιχεία. Αξίζει να αναφερθεί πως μέχρι τα μέσα της δεκαετίας του '80, το χρηματοοικονομικό σύστημα της Ελλάδας

χαρακτηριζόταν από έλεγχο των τραπεζικών διεργασιών, έλεγχο των ξένων συναλλαγών κ.τ.λ. Επιπλέον δεδομένο πως οι τράπεζες ήταν ο σημαντικότερος χρηματοοικονομικός μεσάζων, η δυνατότητα επενδύσεων εξαρτιόταν σημαντικά από τις προτεραιότητες της κυβέρνησης. Αυτή η εικόνα όμως άλλαξε στα τέλη της δεκαετίας του '80 και της δεκαετίας του '90 καθώς έλαβε χώρα μια διαδικασία χρηματοοικονομικής φιλελευθεροποίησης που προσπάθησε να αλλάξει τις παραπάνω συνθήκες στην αγορά. Παρατηρήθηκαν σημαντικά βήματα στην βαθμιαία απελευθέρωση του τραπεζικού δανεισμού, στην αφαίρεση των πιστωτικών περιορισμών που επιβλήθηκαν από τις εμπορικές τράπεζες, στην διαδικασία πώλησης των κρατικών ομολόγων στο δημόσιο το 1985 και την κατάργηση του ελέγχου των δραστηριοτήτων της αγοράς το 1994, όπου και την ίδια χρονιά η κυβέρνηση έχασε το προνόμιο να μπορεί να επεμβαίνει στις εργασίες της Κεντρικής Τράπεζας που ως τώρα διέθετε. Λαμβάνοντας υπόψη τα χαρακτηριστικά της αναλυθείσας περιόδου, και ακολουθώντας οικονομετρικές διαδικασίες στασιμότητας μέσω του ADF τεστ, απαιτείται η χρήση των πρώτων διαφορών για την ύπαρξη στασιμότητας. Έπειτα ο έλεγχος συνολοκλήρωσης γίνεται με τη διαδικασία του Johansen - Juselius προσπαθώντας να ερευνησει τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος. Οι τιμές των ελαστικότητων του επιτοκίου και του πληθωρισμού λαμβάνουν αρνητικές και μικρότερες του μηδενός τιμές κάτι που δείχνει πως η ζήτηση χρήματος M1 είναι ανελαστική. Ο υπολογισμός των ελαστικότητων απεικονίζει την εξάρτηση της ζήτησης χρήματος από τον πληθωρισμό μακροχρόνια αλλά και βραχυχρόνια. Το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών ECM εκτιμήθηκε σωστά καθώς επίσης το υπό εξέταση υπόδειγμα δεν παρουσιάζει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας αλλά τα κατάλοιπα δεν κατανέμονται κανονικά. Έτσι λοιπόν γίνεται αντιληπτό πως υπάρχει μακροχρόνια σταθερή σχέση μεταξύ ζήτησης χρήματος M1 και των μεταβλητών επιτόκιο, εισόδημα και πληθωρισμός.

Σε μελέτη του ο Jonsson (2001), προσπάθησε να διερευνήσει εμπειρικά τη σχέση του χρήματος, των τιμών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας για τη Νότια Αφρική. Αρχικά εξέτασε αν υπάρχει μακροχρόνια σταθερότητα για τη ζήτηση χρήματος και την αγοραστική δύναμη. Έπειτα προσπάθησε να εξηγήσει βραχυπρόθεσμα τις επιπτώσεις των διαφόρων σοκ στις ονομαστικές και πραγματικές μεταβλητές δίνοντας ιδιαίτερη σημασία στο πως ο πληθωρισμός προσαρμόζεται σε αυτά τα σοκ της οικονομίας. Στη μελέτη του χρησιμοποίησε τριμηνιαία δεδομένα για την περίοδο 1970-1998. Να σημειωθεί πως χρησιμοποιούνται δύο έννοιες του χρήματος: narrow money demand που περιλαμβάνει τα κυκλοφορούντα χαρτονομίσματα και τα κέρματα εκτός του τραπεζικού τομέα και broad money demand που περιλαμβάνει, εκτός από τα χαρτονομίσματα και τα κέρματα, τη ζήτηση καταθέσεων και τις

μεσοπρόθεσμες και μακροπρόθεσμες καταθέσεις. Επίσης δύο τύποι επιτοκίων περιλαμβάνονται στην ανάλυση, το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο και το μακροπρόθεσμο επιτόκιο. Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τις μεταβλητές γίνεται μέσω του ADF τεστ όπου και προκύπτει πως οι σειρές είναι στάσιμες σε πρώτες διαφορές, δηλαδή είναι  $I(1)$ . Έπειτα χρησιμοποιείται η μέθοδος συνολοκλήρωσης του Johansen-Juselius και με βάση τα αποτελέσματα που εξάχθηκαν συμπεραίνεται πως υπάρχει σταθερή σχέση της ζήτησης χρήματος με το εγχώριο επίπεδο των τιμών, το χρήμα (broad money demand), το πραγματικό εισόδημα και το επιτόκιο καθώς επίσης και μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ του εγχώριου επιπέδου τιμών, του ξένου επιπέδου τιμών και της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Για να γίνει αντιληπτή η βραχυπρόθεσμη επιρροή εξετάζεται το ποιες μεταβλητές θεωρούνται εξωγενείς και ποιες ενδογενείς. Από τα αποτελέσματα που βρέθηκαν αποδεικνύεται πως το επίπεδο ξένων τιμών είναι εξωγενής μεταβλητή και με βάση τη σχέση της αγοραστικής δύναμης το εγχώριο επίπεδο τιμών και η ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία θεωρούνται ως ενδογενείς μεταβλητές. Αντιθέτως στη σχέση της ζήτησης χρήματος το εγχώριο επίπεδο τιμών μπορεί να θεωρηθεί ως ασθενής εξωγενή μεταβλητή. Έτσι βραχυχρονίως τα σοκ στην συναλλαγματική ισοτιμία επηρεάζουν το εγχώριο επίπεδο τιμών χωρίς να υπάρχει καμία επίπτωση στο πραγματικό επίπεδο παραγωγής καθώς τα σοκ στην ποσότητα του χρήματος (broad money demand) προκαλούν μια προσωρινή επίπτωση στο πραγματικό επίπεδο παραγωγής πριν ο πληθωρισμός κάνει την εμφάνισή του. Και οι δύο τύποι των σοκ φαίνεται να αποτελούν απάντηση νομισματικής πολιτικής καθώς υπάρχει άμεση προσαρμογή του επιτοκίου.

Άλλη μια έρευνα που έχει πραγματοποιηθεί είναι αυτή του Koga Izki Cigdem (1995), η οποία εστιάζει στο πρόβλημα του πληθωρισμού σε σχέση πάντα με τη ζήτηση χρήματος. Στη συγκεκριμένη έρευνα εξετάζεται η υπόθεση της ύπαρξης σταθερής μακροπρόθεσμης συνάρτησης της ζήτησης χρήματος για την Τουρκία και για το Ισραήλ όπου είναι έντονο το πρόβλημα του υψηλού πληθωρισμού. Χρησιμοποιούνται τριμηνιαία στοιχεία και για τις δύο χώρες. Για την Τουρκία η εξεταζόμενη περίοδος είναι από 1978(1) έως 1990(4), ενώ για το Ισραήλ η αντίστοιχη περίοδος αφορά από το 1977(1) έως 1988(4). Και για τις δύο χώρες το χρονικό διάστημα που εξετάζεται χαρακτηρίζεται από υψηλό πληθωρισμό, συχνές αλλαγές στη προσφορά χρήματος και ασταθή ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία. Κάνοντας έλεγχο συνολοκλήρωσης μέσω της διαδικασίας Johansen-Juselius το τελικό συμπέρασμα που προκύπτει είναι πως υπάρχει σταθερή μακροχρόνια σχέση της ζήτησης χρήματος ακόμα και σε περιόδους υψηλού πληθωρισμού όπως για τις δύο χώρες που εξετάστηκαν.

Πολλοί ερευνητές έστρεψαν το ενδιαφέρον τους να μελετήσουν τη συμπεριφορά της ζήτησης χρήματος σε περιόδους οικονομικής κρίσης. Μια τέτοια μελέτη πραγματοποιήθηκε από τον Bjournland (2003) για την περίπτωση της Βενεζουέλας. Η συγκεκριμένη έρευνα ελέγχει την ευρεία έννοια ζήτησης χρήματος M2 (broad money demand) σε περίοδο οικονομικής κρίσης με σημαντικές διακυμάνσεις της τιμής συναλλάγματος. Χρησιμοποιώντας τριμηνιαία δεδομένα για το χρονικό διάστημα 1985 έως 1999 συμπέρανε πως υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ του πραγματικού χρήματος, πραγματικού εισοδήματος, του πληθωρισμού, της τιμής συναλλάγματος και του επιτοκίου. Αυτή η μακροχρόνια σχέση παραμένει σταθερή κατά τη διάρκεια μεγάλων πολιτικών αλλαγών και περιόδων οικονομικής κρίσης κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 1980 και του 1990.

Ο Bernd Hayo εστίασε το ενδιαφέρον του να μελετήσει μια μικρή χώρα που είναι κατά πολύ εξαρτημένη από την Γερμανία, προσπαθώντας να διερευνήσει εμπειρικά τη ζήτηση πραγματικού χρήματος M1, M2 και M3 για την Αυστρία, μια μικρή και ανοιχτή οικονομία. Η συγκεκριμένη ανάλυση είναι άξια ενδιαφέροντος καθώς από τη μια η Αυστριακή Κεντρική Τράπεζα είχε επιδοθεί σε μια συναλλαγματική πολιτική μέσω του γερμανικού μάρκου, δημιουργώντας το ερώτημα κατά πόσον αυτή η τακτική έχει προκαλέσει διαταραχές στη ζήτηση χρήματος για την Αυστρία. Από την άλλη είναι ενδιαφέρον να δούμε κατά πόσο είναι σταθερή η συνάρτηση ζήτησης χρήματος για μια χώρα όπως η Αυστρία που βρίσκεται υπό τον έλεγχο της Γερμανίας. Έτσι λοιπόν για την εμπειρική διερεύνηση χρησιμοποιούνται τριμηνιαία δεδομένα για το διάστημα 1965(1) έως 1996(3). Οι μεταβλητές αποκτούν στασιμότητα με τη χρήση των πρώτων διαφορών με βάση το ADF τεστ. Έπειτα η μέθοδος συνολοκλήρωσης ακολουθεί τη διαδικασία του Johansen - Juselius. Να σημειωθεί πως από το 1979 έγινε χρήση ψευδομεταβλητής λόγω του σπασίματος (break point) στη μακροχρόνια σχέση χρήματος και πραγματικού εισοδήματος. Αυτό γίνεται γιατί διαφορετικά δεν προκύπτει κάποιο σημαντικό διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Η ελαστικότητα του επιτοκίου είναι ίση με μηδέν ενώ η εισοδηματική ελαστικότητα είναι μονάδα κάτι που αντικατοπτρίζει την κλασική περίπτωση ζήτησης χρήματος. Ο όρος διόρθωσης λαθών είναι μια σημαντικά επεξηγηματική μεταβλητή στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος M1 ασκώντας σημαντική αρνητική επιρροή στη δημιουργία χρήματος. Για τη ζήτηση χρήματος M2 σημειώθηκαν προσωρινές διακυμάνσεις της δημιουργίας χρήματος M2, λόγω του break point που παρατηρείται το 1979, έτσι ώστε να υπάρξει υποκατάσταση μεταξύ των τραπεζικών καταθέσεων όψεως και των τραπεζικών καταθέσεων προθεσμίας. Με τη χρήση της μεθόδου συνολοκλήρωσης προκύπτει πως μια απόκλιση από τη μακροχρόνια ισορροπία δεν ασκεί σημαντική πίεση στη δημιουργία χρήματος. Ο όρος διόρθωσης λαθών είναι στατιστικά

σημαντικός αλλά η επιρροή του είναι μικρότερη σε σχέση με τη παραπάνω περίπτωση έτσι ώστε η μακροχρόνια ισορροπία να μην επηρεάζει τη βραχυχρόνια συμπεριφορά δημιουργίας χρήματος M2. Αυτό που προκύπτει στη περίπτωση του M2 είναι πως πρόκειται και πάλι για μια σταθερή συνάρτηση ζήτηση χρήματος M2. Στη περίπτωση ζήτησης χρήματος M3 το (break point) των μεταβλητών το 1979 δεν παρουσιάζεται τόσο σημαντικό όπως στην περίπτωση του M1. Ο όρος διόρθωσης λαθών είναι στατιστικά σημαντικός αλλά η επιρροή του είναι μικρότερη σε σχέση με τη περίπτωση ζήτησης χρήματος M1 έτσι ώστε η βραχυχρόνια δυναμική είναι πιο περίπλοκη και η αύξηση χρήματος M3 προσδιορίζεται λιγότερο από μακροχρόνια σχέση. Χρησιμοποιώντας και το Chow τεστ καταλήγουμε και πάλι όπως και προηγουμένως ότι υπάρχει σταθερή συνάρτησης ζήτησης χρήματος M3 (broad money demand).

Ο Mehra (1997) στην έρευνα του ανασκόπησε την πρόσφατη συμπεριφορά της ζήτησης χρήματος M2, καθώς από το 1990 περίπου η αύξηση του M2 σχετίζεται ολοένα και λιγότερο από τις εκτιμώμενες παλινδρομήσεις της ζήτησης χρήματος. Αυτή η αλλαγή κατεύθυνσης στη ζήτηση χρήματος αντικατοπτρίζει την επιθυμία των οικονομούντων ατόμων να ανακατευθύνουν τις αποταμιευτικές ροές από τις τραπεζικές καταθέσεις σε μακροχρόνια χρηματοοικονομικά στοιχεία περιλαμβάνοντας ομόλογα και αμοιβαία κεφάλαια (stock mutual funds). Η συγκεκριμένη μελέτη εστιάζεται στην ανασκόπηση αυτής της συμπεριφοράς της ζήτησης χρήματος M2 εκτιμώντας την υπόθεση ότι αυτή η πρόσφατη αλλαγή κατεύθυνσης του M2 μπορεί να εξηγηθεί από την επίπτωση του μακροχρόνιου επιτοκίου στη ζήτηση χρήματος. Το μακροπρόθεσμο επιτόκιο, υποθετικά, αιχμαλωτίζει την συμπεριφορά ενός νοικοκυριού να υποκαθιστά το M2 σε μακροπρόθεσμα χρηματοοικονομικά στοιχεία. Ο μηχανισμός διόρθωσης λάθους δείχνει πως αν τα τωρινά χρηματικά διαθέσιμα είναι υψηλά σχετικά με το τι τα οικονομούντα άτομα επιθυμούν να διακρατήσουν τότε τα οικονομούντα άτομα θα μειώσουν τα χρηματικά διαθέσιμα που θα θέλουν να διακρατούν. Έτσι λοιπόν είναι δυνατό να υπολογιστεί η ζήτηση χρήματος για το διάστημα 1960-1989. Από τα αποτελέσματα φαίνεται πως το κόστος ευκαιρίας ισούται με -0,02 δείχνοντας ότι η αύξηση 1% του επιτοκίου θα επιφέρει μείωση 2% στη ζήτηση M2. Στη συνέχεια εξετάζεται η ζήτηση χρήματος για το διάστημα 1990-1996 από όπου και προκύπτει πως η ζήτηση για M2 από τα νοικοκυριά αλλάζει κατεύθυνση. Αυτό όπως αναφέρθηκε και προηγουμένως οφείλεται στο ότι τα νοικοκυριά υποκαθιστούν πλέον την αύξηση του M2 σε χρηματοοικονομικά στοιχεία που περιλαμβάνουν ομόλογα και αμοιβαία κεφάλαια και όχι στις τραπεζικές καταθέσεις. Αυτή η συμπεριφορά δικαιολογείται καθώς από τη μια πλευρά η αυξημένη διαθεσιμότητα και ρευστότητα των ομολόγων και των αμοιβαίων κεφαλαίων

προκλήθηκε από μείωση του κόστους συναλλαγής, την εξέλιξη της τεχνολογίας. Από την άλλη πλευρά η καμπύλη αποδόσεων πήρε πιο απότομη μορφή λόγω κυρίως της μείωσης του επιτοκίου της αγοράς γενικά και πιο συγκεκριμένα του επιτοκίου των τραπεζικών καταθέσεων. Έπειτα εκτιμάτε η ζήτηση χρήματος συμπεριλαμβάνοντας και τα ομόλογα τα οποία υπολογίζονται ως η διαφορά ανάμεσα στην ονομαστική απόδοση του Treasury ομολόγων χρονικής διάρκειας 10 ετών και επιτοκίου απόδοσης του M2. Η περίοδος ανάλυσης αφορά το διάστημα 1960-1989. Τα αποτελέσματα της στατιστικής F δείχνουν πως οι αποδόσεις των ομολόγων τα ομόλογα δεν επηρεάζουν τη ζήτηση M2 για το διάστημα πριν το 1990. Εξετάζοντας τη ζήτηση χρήματος λαμβάνοντας υπόψη την μεταβλητή των ομολόγων και για το διάστημα 1990-1996 χρησιμοποιούνται δυο παλινδρομήσεις όπου η μια δεν περιλαμβάνει ψευδομεταβλητή ενώ η άλλη περιλαμβάνει ψευδομεταβλητή η οποία παίρνει την τιμή 1 από το 1989 και μετά ενώ διαφορετικά λαμβάνει μηδενική τιμή. Αυτό που προκύπτει είναι πως το μακροχρόνιο επιτόκιο επηρεάζει τη ζήτηση M2 από το 1990 και μετά.

Επιπροσθέτως πολύ σημαντικές μελέτες έχουν γίνει αναφορικά με τη ζήτηση χρήματος και την αγορά των μετοχών.

Ο Friedmann (1988) μελετώντας τη ζήτηση χρήματος και τις τιμές των μετοχών για την αμερικάνικη οικονομία και για το χρονικό διάστημα 1961-1986, παρατήρησε τα εξής σχετικά με τη συσχέτιση των δύο μεταβλητών: *αποτέλεσμα πλούτου (wealth effect)* το οποίο οφείλεται σε τρεις παράγοντες: στην αύξηση του ονομαστικού πλούτου, δηλαδή, αυξάνεται το ονομαστικό εισόδημα, η αύξηση της αναμενόμενης απόδοσης από στοιχεία που ενέχουν περισσότερο κίνδυνο από ότι στοιχεία που θεωρούνται πιο "ασφαλή" κάτι που ωθεί τους επενδυτές να διακρατούν μεγαλύτερο μέρος στο χαρτοφυλάκιο τους των "ασφαλή" στοιχείων (π.χ χρήμα) και τέλος μια δεδομένη αύξηση της ταχύτητας των χρηματοοικονομικών συναλλαγών απαιτεί μεγαλύτερο ποσό χρηματικών διαθεσίμων για την πραγματοποίηση αυτών. Από την άλλη υπάρχει το *αποτέλεσμα υποκατάστασης (substitution effect)* των τιμών των μετοχών στη ζήτηση χρήματος υπονοεί πως καθώς αυξάνεται το επίπεδο των τιμών των μετοχών, οι μετοχές είναι περισσότερο προτιμητέες όταν συγκρίνονται με άλλα στοιχεία του ενέχει ένα χαρτοφυλάκιο έτσι ώστε να υπάρχει μια αλλαγή προτιμήσεων. Δηλαδή οι επενδυτές προτιμούν να έχουν στο χαρτοφυλάκιο τους μεγαλύτερη ποσότητα μετοχών και μικρότερη ποσότητα χρήματος. Τα αποτελέσματα που κατέληξε ο Friedmann δε χρησιμοποίησε οικονομετρικές μεθόδους κάτι που αναφέρει και ο ίδιος μέσα στην έρευνα του (no econometric attempt to relate the level of stock prices to the demand for money) (p.222).



Ο Choundhry (1996) ο οποίος εξέτασε τις τιμές των μετοχών σε σχέση με τη μακροχρόνια συνάρτηση ζήτησης χρήματος για τον Καναδά και την Αμερική για την περίοδο 1955-1989. Οι στόχοι της έρευνας του ήταν:

- a) να προσδιορίσει αν υπάρχει στάσιμη μακροπρόθεσμη σχέση μεταξύ της ζήτησης χρήματος και των πραγματικών τιμών των μετοχών,
- b) αν το πραγματικό επίπεδο τιμών των μετοχών επηρεάζει τη ζήτηση χρήματος, τότε το επόμενο που θα προσδιοριστεί είναι κατά πόσο και προς ποια κατεύθυνση επηρεάζει τη συνάρτηση ζήτησης χρήματος,
- c) και τέλος να εξεταστεί η χρονική αιτιότητα μεταξύ του πραγματικού επιπέδου τιμών της αγοράς μετοχών.

Χρησιμοποίησε λοιπόν την Αμερική και τον Καναδά για να καταλήξει σε κάποια συμπεράσματα και παίρνοντας δεδομένα για τη χρονική περίοδο 1955-1989. Οι οικονομετρικές μέθοδοι που εφάρμοσε ήταν αρχικά το ADF τεστ, το γνωστό τεστ των Dickey-Fuller με σκοπό να εξετάσει αν οι σειρές είναι στάσιμες. Μετά από εξέταση των στοιχείων βρέθηκε πως οι σειρές είναι μη στάσιμες σε επίπεδα έτσι ώστε να χρειάζεται η χρήση πρώτων διαφορών που οδηγούν σε στασιμότητα των σειρών. Έπειτα αφού βρέθηκε πως οι σειρές είναι στάσιμες σε πρώτες διαφορές γίνεται ο έλεγχος συνολοκλήρωσης χρησιμοποιώντας την μέθοδο του Johansen-Juselius. Συνολικά από τα τεστ βρέθηκε πως και για την Αμερική και για τον Καναδά για την περίοδο 1955-1989 η σταθερή μακροχρόνια συνάρτηση ζήτησης πραγματικού χρήματος M1 και M2 απαιτεί τον συνυπολογισμό του πραγματικού επιπέδου των τιμών των μετοχών. Αποδείχθηκε πως οι δείκτες μετοχών διαδραματίζουν έναν σημαντικό ρόλο στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος και στον Καναδά και στις ΗΠΑ αν και το μέγεθος και η κατεύθυνση που επηρεάζει κάθε μεταβλητή ανεξάρτητα σε κάθε σχέση δεν είναι ίδια. Το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM) εφαρμόζεται για να εξετάσει τη χρονική αιτιότητα μεταξύ του πραγματικού αποθέματος χρήματος και των πραγματικών προσδιοριστικών παραγόντων ζήτησης χρήματος συμπεριλαμβανομένων των πραγματικών δεικτών των μετοχών από όπου και απορρέει το συμπέρασμα πως υπάρχει αυτή η αιτιότητα μεταξύ του πραγματικού αποθέματος χρημάτων, του πραγματικού εισοδήματος, του επιτοκίου (βραχυπρόθεσμου ή μακροπρόθεσμου), και των πραγματικών δεικτών μετοχών και για τις δύο χώρες.

Οι Hye et al.(2009) ερεύνησαν την σχέση ανάμεσα στο δείκτη τιμών των μετοχών, της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της ζήτησης χρήματος για τη χώρα του Πακιστάν. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν αφορούν τριμηνιαίες παρατηρήσεις για το διάστημα 1971(1) έως 2006(4). Αρχικά θα πρέπει να προσδιοριστεί αν οι σειρές παρουσιάζουν

στασιμότητα. Κάνοντας έλεγχο με το ADF τεστ παρατηρείται πως απαιτείται η χρήση των πρώτων διαφορών για να εξασφαλιστεί η στασιμότητα των σειρών. Έπειτα μέσω της διαδικασίας των Johansen-Juselius γίνεται ο έλεγχος συνολοκλήρωσης από όπου και προκύπτει πως υπάρχουν τέσσερα διανύσματα συνολοκλήρωσης για τις αναφερόμενες μεταβλητές. Καθώς υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ της ζήτησης χρήματος και των προσδιοριστικών παραγόντων (πληθωρισμός, οικονομική δραστηριότητα, συναλλαγματική ισοτιμία, επιτόκιο και δείκτης τιμών μετοχών), μπορούν να προσδιοριστούν οι μακροχρόνιες ελαστικότητες των παραμέτρων. Αυτό που προκύπτει είναι πως η οικονομική δραστηριότητα και ο πληθωρισμός έχουν θετική τιμή και είναι στατιστικά σημαντικές κάτι που δείχνει πως επηρεάζουν θετικά τη ζήτηση χρήματος. Η μεταβλητή του επιτοκίου επηρεάζει τη ζήτηση χρήματος αρνητικά λαμβάνοντας αρνητική τιμή και παρουσιάζοντας στατιστική σημαντικότητα. Το πιο σημαντικό είναι πως η μεταβλητή δείκτη τιμών μετοχών έχει θετική τιμή και είναι στατιστικά σημαντική κάτι που σημαίνει πως επηρεάζει θετικά τη ζήτηση χρήματος. Τέλος χρησιμοποιείται η διαδικασία του Error Correction Model από όπου τα συμπεράσματα που εξάγονται είναι πως ο συντελεστής του όρου διόρθωσης λάθους είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός (-0,092) και δείχνει την βραχυχρόνια προσαρμογή. Ο πληθωρισμός έχοντας στατιστική σημαντικότητα και αρνητική τιμή δηλώνει πως οι βραχυχρόνιες αυξήσεις των τιμών σε μια οικονομία όπως το Πακιστάν οδηγεί σε μείωση της ζήτησης χρήματος. Επιπλέον βραχυχρόνια η οικονομική δραστηριότητα επηρεάζει θετικά τη ζήτηση χρήματος

Ο Baharumshah et al. (2009) διερεύνησαν τη σχέση μεταξύ της ζήτησης χρήματος M2 και της αγοράς μετοχών για την Κίνα, την δεύτερη παγκόσμια οικονομική δύναμη μετά την Αμερική. Στόχος του ήταν να προσδιορίσει αν υπάρχει σταθερή μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στη ζήτηση χρήματος M2 και των προσδιοριστικών της παραγόντων (εισόδημα, επιτόκιο και τιμές των μετοχών) για το χρονικό διάστημα τριμηνιαίων παρατηρήσεων 1990-2000, καθώς και τη σταθερότητα των παραμέτρων της μακροχρόνιας συνάρτησης ζήτησης χρήματος χρησιμοποιώντας τη μεταβλητή stock price, ξεφεύγοντας έτσι από την παραδοσιακή θεωρία και ανοίγοντας νέα ερωτήματα εμπειρικής διερεύνησης. Ιδιαίτερη έμφαση δίνεται στην περίοδο πριν την οικονομική και τραπεζική αναδιάρθρωση και στις επιπτώσεις στις αναπτυσσόμενες αγορές κεφαλαίου της Κίνας. Η δομή της Κινεζικής αγοράς χρήματος έχει υποστεί σημαντικές αλλαγές τις προηγούμενες δύο δεκαετίες περιλαμβάνοντας την οικονομική αναδιάρθρωση το 1987 και την τραπεζική αναδιάρθρωση στις αρχές της δεκαετίας του 1990. Η Κεντρική Τράπεζα της Κίνας (PBC) ανακοίνωσε την αντικατάσταση της διαχειριστικής πολιτικής ελέγχου της τραπεζικής πίστης με εργαλεία όπως την ανάγκη

ύπαρξης ρευστότητας και κεφαλαίου. Η οικονομετρική ανάλυση ξεκινά από τον έλεγχο στασιμότητας των σειρών με τη μέθοδο ADF τεστ, από όπου και συμπεραίνεται πως οι σειρές γίνονται στάσιμες τις πρώτες διαφορές, ο έλεγχος συνολοκλήρωσης στηρίζεται στη διαδικασία Johansen και Juselius και τέλος η χρήση του υποδείγματος διόρθωσης λάθους (ECM). Αυτό που προκύπτει είναι πως η συμπερίληψη της μεταβλητής stock price παίζει σημαντικό ρόλο για τη σταθερότητα της ζήτησης χρήματος. Τα εμπειρικά αποτελέσματα δείχνουν πως αν τα στοιχεία της αγοράς μετοχών είναι αρνητικά για τη νομισματική πολιτική και τη πολιτική της τιμής συναλλάγματος τότε η νομισματική πολιτική, που στοχεύει στη σταθεροποίηση της εγχώριας οικονομίας, μπορεί να είναι αναποτελεσματική. Αυτό δικαιολογείται από το γεγονός ότι η μεταβλητή της αγοράς μετοχών συμπεριλαμβάνεται στη μακροχρόνια και βραχυχρόνια συνάρτηση ζήτησης χρήματος. Η μοναδιαία ελαστικότητα εισοδήματος δείχνει πως η προσφορά χρήματος μπορεί να δημιουργηθεί με τον ίδιο ρυθμό όπως η παραγωγή και να επιτύχει το στόχο της σταθερότητας των τιμών όπως υποστηρίζει και ο Ball (2001).

Ο John Thornton (1998) χρησιμοποίησε δεδομένα για το χρονικό διάστημα 1960-1989 στην προσπάθεια του να εκτιμήσει τη μακροχρόνια συνάρτηση ζήτησης χρήματος για την Γερμανία. Κάνοντας χρήση της μεθόδου ελέγχου μοναδιαίας ρίζας μέσω του ADF τεστ και της μεθόδου συνολοκλήρωσης Johansen – Juselius προκειμένου να ελέγξει την υπόθεση για την ύπαρξη σταθερής μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων, του πραγματικού εισοδήματος, του επιτοκίου και των τιμών των μετοχών. Το υπόδειγμα διόρθωσης λάθους χρησιμοποιήθηκε για να εξηγήσει την βραχυχρόνια προσαρμογή του υποδείγματος της ζήτησης χρήματος. Τα αποτελέσματα των ελέγχων έδειξαν πως το πραγματικό επίπεδο τιμών των μετοχών δημιουργούν ένα σημαντικό και θετικό αποτέλεσμα πλούτου στη μακροχρόνια ζήτηση πραγματικού χρηματικού διαθεσίμου M1.

Ο Baharumshah (2004) μελέτησε τη συνάρτηση ζήτησης χρήματος για την περίπτωση της Μαλαισίας συμπεράνε πως οι τιμές μετοχών προκαλούν ένα σημαντικό αρνητικό αποτέλεσμα υποκατάστασης στη ζήτηση χρήματος M2 τόσο μακροχρονίως όσο και βραχυχρονίως, μέσω των διαδικασιών συνολοκλήρωσης Johansen – Juselius και του υποδείγματος διόρθωσης λαθών Error Correction Model.

Συνοπτικά, μέσα από την αρθρογραφία βλέπουμε όταν μια χώρα είτε βιώνει περίοδο χρηματοοικονομικής φιλελευθεροποίησης, είτε περίοδο οικονομικής κρίσης, είτε περίοδο υψηλού πληθωρισμού θα υπάρξει σταθερή μακροχρόνια συνάρτηση της ζήτησης χρήματος. Από τις εμπειρικές μελέτες βρέθηκε πως η ζήτηση χρήματος σχετίζεται (όπως αναμένεται

από τη θεωρία) θετικά με το εισόδημα και αρνητικά με το επιτόκιο. Ο πληθωρισμός μπορεί να επηρεάσει αρνητικά τη ζήτηση χρήματος. Σταθερή μακροχρόνια σχέση μπορεί να υπάρχει ακόμα και όταν μια χώρα είναι κατά πολύ εξαρτώμενη από μια άλλη. Επίσης τελευταία παρατηρείται οι επενδυτές να στρέφουν το ενδιαφέρον τους προς μακροχρόνια χρηματοοικονομικά προϊόντα παρά σε τραπεζικές καταθέσεις.

Με όσα αναφέρθηκαν έως τώρα πολύ ενδιαφέρον παρουσιάζουν οι μελέτες που έχουν γίνει με σημείο αναφοράς το επίπεδο των τιμών των μετοχών (stock price). Ιδιαίτερα όταν οι τιμές μετοχών γίνονται αντικείμενο μελέτης σε συνάρτηση με τη ζήτηση χρήματος, προκαλούνται δυο αποτελέσματα σύμφωνα με τον Friedmann (αποτέλεσμα πλούτου και αποτέλεσμα υποκατάστασης). Οι ερευνητές (όπως και ο Friedmann) κατέληξαν στο ότι η συσχέτιση της ζήτησης χρήματος και των τιμών των μετοχών μπορεί να είναι θετική ή αρνητική δημιουργώντας τα ανάλογα αποτελέσματα. Με λίγα λόγια από όσα αναφέρθηκαν στη θεωρητική προσέγγιση και στη βιβλιογραφική ανασκόπηση για τη ζήτηση χρήματος αναμένεται θετική συσχέτιση της ζήτησης χρήματος και του πραγματικού εισοδήματος, αρνητική συσχέτιση της ζήτησης χρήματος και του επιτοκίου και αρνητική ή θετική συσχέτιση με το επίπεδο τιμών των μετοχών με τη ζήτηση χρήματος.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

### ΔΕΔΟΜΕΝΑ - ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Έως τώρα έχει γίνει μια διεξοδική αναφορά στις θεωρίες ζήτησης χρήματος που έχουν αναπτυχθεί με το πέρασμα του χρόνου, καθώς επίσης και σε διάφορες μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί με κύριο άξονα τη ζήτηση χρήματος σε συνάρτηση διαφόρων οικονομικών παραμέτρων όπως ο πληθωρισμός, τη φιλελευθεροποίηση του χρηματοοικονομικού συστήματος που έχει γίνει σε αρκετές χώρες, την οικονομική κρίση που μπορεί να διανύουν κατά καιρούς πολλές χώρες, τη ζήτηση χρήματος στην περίπτωση των χρηματιστηρίων βασιζόμενοι στη συμπεριφορά του επιπέδου τιμών των μετοχών (stock price) (κ.α). Από τη βιβλιογραφική ανασκόπηση γίνεται αντιληπτό πως υπάρχει ένα ευρύ φάσμα μελετών και ερευνών που ασχολούνται με τη ζήτηση χρήματος και τη φιλελευθεροποίηση των συστημάτων, με το πώς αυτή συμπεριφέρεται σε περιόδους οικονομικής κρίσης καθώς επίσης και μελέτες που αφορούν τη ζήτηση χρήματος και τις τιμές των μετοχών.

Έτσι λοιπόν με αφορμή τα παραπάνω κρίθηκε σημαντικό και ενδιαφέρον η συγκεκριμένη εργασία να εστιαστεί στη μελέτη της συμπεριφοράς της ζήτησης χρήματος και του ρόλου των χρηματιστηριακών τιμών. Με βάση τον Friedman (1988) οι μεταβολές που μπορεί να επέλθουν στο επίπεδο των τιμών των μετοχών είναι δυνατό να προκαλέσουν δυο αποτελέσματα: *θετικό αποτέλεσμα εισοδήματος* και *αρνητικό αποτέλεσμα υποκατάστασης*. Το αποτέλεσμα εισοδήματος μπορεί να οφείλεται στα παρακάτω: αρχικά η αύξηση του επιπέδου των τιμών των μετοχών υπονοεί την αύξηση του ονομαστικού εισοδήματος δημιουργώντας μια θετική επίδραση. Επιπλέον η αύξηση του επιπέδου των τιμών των μετοχών αντικατοπτρίζει την αύξηση των αναμενόμενων κερδών που προέρχονται από στοιχεία που εμπεριέχουν υψηλό κίνδυνο από ότι λιγότερο επικίνδυνα στοιχεία. Το αποτέλεσμα υποκατάστασης υπονοεί πως η αύξηση των τιμών των μετοχών κάνει τις μετοχές πιο ελκυστικές για τους επενδυτές από ότι άλλα στοιχεία που μπορεί να υπάρχουν σε ένα χαρτοφυλάκιο. Συνεπώς γίνεται αντιληπτό πως το επίπεδο τιμών των μετοχών, stock price, μπορεί να επηρεάσει, θετικά ή αρνητικά, τη ζήτηση χρήματος.

Το βασικό υπόδειγμα που στηρίζεται η εργασία είναι:

$$M_d/P = f(y, i, stpr) \quad (3.α)$$

όπου:

- $M_d/P$  είναι η πραγματική ζήτηση χρήματος που προκύπτει αν διαιρέσουμε την ονομαστική ζήτηση χρήματος  $M_d$  με το δείκτη τιμών, Consumer Price Indice (CPI),

- $y$  είναι το πραγματικό εισόδημα,
- $i$  είναι το επιτόκιο και
- $stpr$  είναι το πραγματικό επίπεδο των μετοχών, και όπως είναι γνωστό η ζήτηση χρήματος συνδέεται αρνητικά με το επιτόκιο και θετικά με το εισόδημα.

Με βάση τη θεωρία η ζήτηση χρήματος συνδέεται θετικά με τη ζήτηση χρήματος, αρνητικά με το επιτόκιο, ενώ η συσχέτιση της ζήτησης χρήματος με τις τιμές των μετοχών μπορεί να είναι θετική ή αρνητική. Στηριζόμενοι στην Κευνσιανή θεωρία για τη ζήτηση χρήματος για συναλλακτικούς σκοπούς M1 και τη ζήτηση χρήματος για κερδοσκοπικούς σκοπούς M3, καθώς επίσης και με τη ποσοτική θεωρία του Friedmann όπου μπορεί στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος να εισέλθουν οι μετοχές καθώς επίσης και παραπάνω από δύο επιτόκια που εκφράζουν το κόστος ευκαιρίας διακράτησης χρήματος, αλλά και με βάση τον Friedmann (1988) όπου οι μετοχές μπορεί να προκαλέσουν δύο ειδών αποτελέσματα το αποτέλεσμα πλούτου (wealth effect) και το αποτέλεσμα υποκατάστασης (substitution effect), η συγκεκριμένη μελέτη θα εξετάσει εμπειρικά τη ζήτηση χρήματος M1 και M3 συμπεριλαμβάνοντας τις τιμές των μετοχών.

Πιο συγκεκριμένα η παρούσα εργασία θα εξετάσει την περίπτωση ζήτησης χρήματος M1 (narrow money demand, και περιλαμβάνει τα κυκλοφορούντα χαρτονομίσματα και κέρματα), σε σχέση με το πραγματικό εισόδημα, δύο τύπους του κόστους ευκαιρίας διακράτησης χρήματος, βραχυπρόθεσμο επιτόκιο της αγοράς χρήματος από τη μια και το μακροπρόθεσμο επιτόκιο των δεκαετών ομολόγων από την άλλη και το πραγματικό επίπεδο των τιμών των μετοχών (stockprice), καθώς επίσης και τη ζήτηση χρήματος M3 (broad money demand, που περιλαμβάνει ότι το M1 συν τη ζήτηση καταθέσεων, τα ομόλογα με συμφωνίες επαναγοράς, χρεόγραφα τραπεζών, κρατικά ομόλογα, επενδύσεις χαρτοφυλακίου, ξένα ομόλογα) σε σχέση με το πραγματικό εισόδημα, το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο από την μια και μακροπρόθεσμο επιτόκιο από την άλλη και το πραγματικό επίπεδο των τιμών των μετοχών.

Για την πραγματοποίηση της εμπειρικής ανάλυσης, οι δύο υπό εξέταση χώρες αποφασίστηκε να είναι η Πολωνία και η Τσεχία χρησιμοποιώντας τριμηνιαία δεδομένα που αφορούν την περίοδο από 1997(Q1) έως 2009(Q4) για την Πολωνία και 1995(Q1) έως 2007(Q4) για την Τσεχία. Αυτό γιατί θεωρήθηκε ότι είναι σημαντικό και άξιο ενδιαφέροντος να μελετηθεί η περίπτωση δύο χωρών της ανατολικής Ευρώπης που ανήκουν στις αναπτυσσόμενες οικονομίες. Επίσης για αυτές τις χώρες το χρηματιστήριο είναι κάτι πρωτόγνωρο με αποτέλεσμα να υπάρχουν περιορισμένα δεδομένα.

Θα πρέπει να προσδιοριστεί αν υπάρχει μακροχρόνια σταθερή σχέση της ζήτησης χρήματος και του επιπέδου τιμών των μετοχών (stockprice) και αν υπάρχει πως και πόσο επηρεάζει το

επίπεδο των τιμών των μετοχών τη ζήτηση χρήματος, στηριζόμενοι στις δύο χώρες. Η εμπειρική ανάλυση βασίζεται σε χρονολογικές σειρές και ακολουθείται διαδικασία ελέγχου μοναδιαίων ριζών μέσω του ADF τεστ, ελέγχου συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο του Johansen - Juselius κάνοντας χρήση των υποδειγμάτων VAR. Επιπλέον πραγματοποιείται το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών από όπου θα δούμε τη βραχυχρόνια προσαρμογή του υποδείγματος.

### **3.1 Οικονομετρική διαδικασία**

#### **3.1.1 Στασιμότητα**

Όταν πρόκειται να χρησιμοποιήσουμε χρονοσειρές είναι απαραίτητο να ελέγχουμε πρώτα από όλα αν οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται είναι στάσιμες. Αυτό συμβαίνει γιατί, αν οι σειρές είναι μη στάσιμες τότε οι εκτιμητές της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων είναι ασυνεπείς (inconsistent) με αποτέλεσμα οι διάφοροι στατιστικοί έλεγχοι ( $R^2$ ,  $t$ ,  $F$ ) να μην είναι αξιόπιστοι. Μια χρονολογική σειρά χαρακτηρίζεται από τάση, εποχικότητα, ακανόνιστες μεταβολές και κυκλικές μεταβολές ή κυκλικές διακυμάνσεις. Όταν υπάρχει τάση σε μια χρονοσειρά την κάνει μη στάσιμη έτσι ώστε ο μέσος (ίσως) και η διακύμανση να μεταβάλλονται με το χρόνο, υποδηλώνοντας ότι η σειρά είναι μη στάσιμη. Στην περίπτωση που η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού ( $R^2$ ) είναι μεγαλύτερη από αυτή του Durbin-Watson test, τότε υπάρχει ένδειξη πως δεν συνίσταται πραγματική σχέση μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος. Αυτό είναι γνωστό ως η περίπτωση ύπαρξης της «φαινομενικής παλινδρόμησης» (spurious regression), όπου προτείνεται η εκτίμηση του υποδείγματος σε πρώτες διαφορές. (Χάλκος 2006).

Ο όρος στασιμότητα αναφέρεται στην ασθενή στασιμότητα. "Ασθενής στασιμότητα" (weakly stationary) ορίζεται μια χρονολογική σειρά όπου ισχύει:

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

➤ *Augmented Dickey-Fuller test*

Ένας από τους ελέγχους στασιμότητας είναι αυτός του ADF τεστ (Augmented Dickey-Fuller), ο οποίος θα χρησιμοποιηθεί στο εμπειρικό μέρος αυτής της εργασίας. Πρόκειται για τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey-Fuller. Το ADF τεστ απαιτεί τη παλινδρόμηση των παρακάτω υποδειγμάτων:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \sum_j^{p-1} \delta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.1.1.a)$$

(Η εξίσωση παλινδρόμησης δεν περιλαμβάνει σταθερό και τάση)

$$\Delta x_t = \alpha + \delta x_{t-1} + \sum_j^{p-1} \delta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.1.1.β)$$

(Η εξίσωση παλινδρόμησης περιλαμβάνει και μια σταθερά  $\alpha$ )

$$\Delta x_t = \alpha + \beta_t + \delta x_{t-1} + \sum_j^{p-1} \delta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.1.1.γ)$$

(Η εξίσωση παλινδρόμησης περιλαμβάνει μια σταθερά  $\alpha$  και μια τάση  $\beta$ )

Οι υποθέσεις ελέγχου είναι:  $H_0: \delta=0$  για μη στασιμότητα αν ισχύει  $t_\delta > \tau$ , και

$$H_1: \delta < 0 \text{ για στασιμότητα αν ισχύει } t_\delta < \tau$$

όπου  $\tau$  είναι η κρίσιμη τιμή για ένα δεδομένο επίπεδο σημαντικότητας. Οι κρίσιμες τιμές  $\tau$  των ελέγχων Dickey-Fuller ισχύουν και για τους ελέγχους ADF. Εάν η τιμή  $t_\delta$  που προκύπτει από την εκτίμηση των παραπάνω εξισώσεων είναι "αρκετά αρνητική", τότε η αντίστοιχη χρονολογική σειρά είναι στάσιμη. Διαφορετικά η σειρά αυτή είναι μη στάσιμη. Πιο συγκεκριμένα, ελέγχεται η στατιστική t-student του συντελεστή  $\delta$  βασιζόμενοι στις παραπάνω υποθέσεις ελέγχου. Αν από τα αποτελέσματα που δοθούν φαίνεται πως η στατιστική t-student είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή  $\tau$  τότε απορρίπτω την  $H_0$  περί μη στασιμότητας και συνεπώς η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη. Σε αντίθετη περίπτωση αν δηλαδή ισχύει ότι η στατιστική t-student είναι μικρότερη από την κριτική τιμή  $\tau$  τότε δεν απορρίπτω την  $H_0$  περί μη στασιμότητας και συνεπώς η χρονολογική σειρά είναι μη στάσιμη. Επιπλέον είναι σημαντικό να σημειωθεί κάτι ακόμη. Ο λόγος που οδήγησε να επαυξηθούν οι εξισώσεις Dickey-Fuller σε επιπλέον όρους διαφορών ήταν για να εξαλειφθεί πιθανή αυτοσυσχέτιση στα σφάλματα. Η επιλογή των υστερήσεων μπορεί να γίνει μέσω των κριτηρίων Akaike (AIC) και Schwartz (SC) ή μέσω της συχνότητας των παρατηρήσεων που χρησιμοποιούνται. Δηλαδή αν πρόκειται για μηνιαία στοιχεία τότε επιλέγουμε 12 υστερήσεις, αν έχουμε τριμηνιαία στοιχεία τότε θα χρησιμοποιήσουμε 4 υστερήσεις (Brooks 2008). Στην



περίπτωση μας η ανάλυση στηρίζεται σε τριμηνιαία στοιχεία με αποτέλεσμα να παίρνουμε 4 υστερήσεις στον έλεγχο στασιμότητας μέσω του ADF τεστ.

### ➤ *Phillips-Perron*

Επιπλέον για τον έλεγχο στασιμότητας θα χρησιμοποιηθεί και ο έλεγχος Phillips-Perron. Το συγκεκριμένο τεστ στηρίζεται σε μια μη παραμετρική μέθοδο προκειμένου να λάβει υπόψη αυτοσυσχετίσεις υψηλότερων τάξεων. Βασίζεται στις κλασικές εξισώσεις Dickey-Fuller.

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1.1.\delta)$$

(Η εξίσωση παλινδρόμησης δεν περιλαμβάνει σταθερή και τάση)

$$\Delta x_t = \alpha + \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1.1. \varepsilon)$$

(Η εξίσωση παλινδρόμησης περιλαμβάνει και μια σταθερή  $\alpha$ )

$$\Delta x_t = \alpha + \beta + \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1.1.\sigma\tau)$$

(Η εξίσωση παλινδρόμησης περιλαμβάνει μια σταθερή  $\alpha$  και μια τάση  $\beta$ )

Η διόρθωση στο στατιστικό  $t$  του συντελεστή  $\delta$  είναι μη παραμετρική και λαμβάνει υπόψη της τόσο την ετεροσκεδαστικότητα όσο και την αυτοσυσχέτιση αγνώστου τάξεως στα κατάλοιπα. Τα στατιστικό  $t$  του Phillips-Perron τεστ ακολουθεί την ίδια ασυμπτωτική κατανομή με το στατιστικό  $t$  του ADF τεστ έτσι ώστε να ισχύουν οι ίδιες κρίσιμες τιμές που ισχύουν και στον έλεγχο Dickey-Fuller.

(Κάτος 2004)

### **3.1.2 Υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR)**

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω, θα χρησιμοποιηθεί η διαδικασία Johansen-Juselius για να γίνει ο έλεγχος συνολοκλήρωσης. Η συγκεκριμένη διαδικασία λειτουργεί μέσω ενός διανυσματικού αυτοπαλινδρομού υποδείγματος. Γι' αυτό λοιπόν κρίθηκε σημαντικό πριν την ανάλυση της μεθόδου Johansen-Juselius, να εξηγήσουμε λεπτομερώς τι είναι τα υποδείγματα VAR.

Το υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR), είναι ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και καθεμιά από αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Χαρακτηριστικό γνώρισμα του VAR υποδείγματος είναι ότι όλες οι ενδογενείς μεταβλητές εκφράζονται μόνο ως προς τις ενδογενείς με χρονική υστέρηση μεταβλητές του. Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων προσδιορίζεται από το ίδιο το σύστημα. Ένα υπόδειγμα

διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων είναι πρώτης τάξης όταν η τιμή της μεγαλύτερης υστέρηση των μεταβλητών του ισούται με ένα όποτε και γράφεται VAR(1). Γενικά ένα υπόδειγμα αυτοπαλινδρομήσεων είναι k τάξης όταν η μεγαλύτερη υστέρηση των μεταβλητών του ισούται με k χρονικές υστερήσεις και γράφεται ως VAR(k). Για παράδειγμα ας υποθέσουμε ότι έχουμε ένα απλό σύστημα εξισώσεων με δύο μεταβλητές  $y_{1t}$  και  $y_{2t}$  το οποίο γράφεται:

$$y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \dots + \beta_{1k}y_{1t-k} + \alpha_{11}y_{2t-1} + \dots + \alpha_{1k}y_{2t-k} + u_{1t} \quad (3.1.2.\alpha)$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{2t-1} + \dots + \beta_{2k}y_{2t-k} + \alpha_{21}y_{1t-1} + \dots + \alpha_{2k}y_{1t-k} + u_{2t} \quad (3.1.2.\beta)$$

όπου  $u_{it}$  είναι διαταρακτικός όρος λευκού θορύβου με  $E(u_{it}) = 0, (i = 1,2)$   $E(u_{1t}u_{2t}) = 0$

Το παραπάνω σύστημα εξισώσεων ονομάζεται υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων ή διαδικασιών τάξεως k και γράφεται VAR(k).

Για την εκτίμηση ενός αυτοπαλινδρομού διανυσματικού υποδείγματος πρέπει να τηρούνται κάποιες υποθέσεις τόσο για τις ενδογενείς μεταβλητές όσο και για τα κατάλοιπα. Πιο αναλυτικά θα πρέπει το διάνυσμα των καταλοίπων ενός VAR συστήματος να έχει μέσο μηδέν και το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης χωριστά, να έχει σταθερή διακύμανση όπου οι τιμές δεν αυτοσυσχετίζονται άλλα το κατάλοιπο αυτό μπορεί να συσχετίζεται με το κατάλοιπο άλλης εξίσωσης (Δημέλη 2003). Επιπλέον θα πρέπει να υποθέσουμε ότι το VAR είναι ένα στάσιμο σύστημα. Κάτι που σημαίνει πως το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών έχει σταθερό μέσο, σταθερή διακύμανση και οι μήτρες των συνδιακυμάνσεων μεταξύ των  $y_t$  και  $y_{t+k}$  να εξαρτώνται μόνο από την απόσταση k μεταξύ των τιμών και όχι από το χρόνο t (Κάτος 2004). Ουσιαστικά οι υποθέσεις περί στασιμότητας υποδηλώνουν ότι οι μεταβλητές του συστήματος δεν θα πρέπει να έχουν τάση, εποχικότητα και διακυμάνσεις που μεταβάλλονται διαχρονικά. Για την επίτευξη αυτών απαιτούνται μετασχηματισμοί των δεδομένων (πρώτες διαφορές δεύτερες διαφορές, λογαριθμικοί μετασχηματισμοί). Η εκτίμηση των VAR υποδειγμάτων απαιτεί την γνώση του αριθμού των χρονικών υστερήσεων ή αλλιώς της τάξης του VAR υποδείγματος. Ο προσδιορισμός των χρονικών υστερήσεων γίνεται με βάση τους ελέγχους του λόγου πιθανοφανειών (LR), καθώς επίσης και των κριτηρίων Akaike (AIC) και Schwartz (SC). Οι έλεγχοι αυτοί αναλυτικά παρουσιάζονται παρακάτω:

➤ Έλεγχος λόγου πιθανοφανειών (LR)

Ο συγκεκριμένος έλεγχος βασίζεται στο γνωστό στατιστικό του λόγου πιθανοφανειών που δίνεται από:

$$LR = 2[\log \ell_u - \log \ell_r] \sim \chi^2(\nu) \quad (3.1.2.\gamma)$$

όπου:

$\log \ell_u$  = λογάριθμος πιθανοφάνειας της (ελεύθερης) εξισώσεως, πλήρους αριθμού συντελεστών

$\log \ell_r$  = λογάριθμος πιθανοφάνειας της (περιοριστικής) εξισώσεως, μειωμένου αριθμού συντελεστών

$\nu = m^2$  = αριθμός των περιορισμών

$m$  = αριθμός των εξισώσεων

$n$  = κοινό μέγεθος δείγματος

$$\ell = -\frac{nm}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{n}{2} \log |W|$$

και  $|W|$  = ορίζουσα  $(1/n \sum u_i u_i')$

Υποθέτοντας ότι οι συντελεστές ενός υποδείγματος VAR(k) που αντιστοιχούν στις μεταβλητές με υστερήσεις σημειώνονται με τη μήτρα  $\mathbf{A} = [\mathbf{A}_1 \mathbf{A}_2 \dots \mathbf{A}_k]$ , η φιλοσοφία του ελέγχου αυτού είναι να ελέγχει διαδοχικά τις παρακάτω υποθέσεις, αρχίζοντας από ένα μεγάλο αριθμό υστερήσεων k:

$H_0: \mathbf{A}_k = \mathbf{0}$  έναντι της  $H_1: \mathbf{A}_k \neq \mathbf{0}$

$H_0: \mathbf{A}_{k-1} = \mathbf{0}$  έναντι της  $H_1: \mathbf{A}_{k-1} \neq \mathbf{0}$ , δοθέντος ότι  $\mathbf{A}_k = \mathbf{0}$

$H_0: \mathbf{A}_{k-2} = \mathbf{0}$  έναντι της  $H_1: \mathbf{A}_{k-2} \neq \mathbf{0}$ , δοθέντος ότι  $\mathbf{A}_k = \mathbf{A}_{k-1}$

.....

$H_0: \mathbf{A}_1 = \mathbf{0}$  έναντι της  $H_1: \mathbf{A}_1 \neq \mathbf{0}$ , δοθέντος ότι  $\mathbf{A}_k = \mathbf{A}_{k-1} = \dots = \mathbf{A}_2 = \mathbf{0}$

Ο έλεγχος σταματά όταν, χρησιμοποιώντας το στατιστικό LR, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και επιλέγεται έτσι αντίστοιχα η τάξη  $p$  του υποδείγματος VAR, για  $1 \leq p \leq k$ .

➤ Τα κριτήρια πληροφορίας Akaike (AIC) και Schwartz (SCH)

Τα συνηθισμένα κριτήρια πληροφορίας Akaike και Schwartz ορίζονται ως εξής για τα υποδείγματα VAR:

$$AIC(\rho) = -\frac{2\ell}{n} + \frac{2m^2 p}{n} \quad (3.1.2.δ)$$

και

$$SCH(\rho) = -\frac{2\ell}{n} + \frac{m^2 p}{n} \log(n) \quad (3.1.2.ε)$$

όπου:  $\rho$  = αριθμός υστερήσεων. Η τάξη του VAR επιλέγεται αντίστοιχα από την ελαχιστοποίηση του κριτηρίου (Κάτος 2004).

### 3.1.3. Συνολοκλήρωση και μηχανισμός διόρθωσης σφάλματος

Η μέθοδος συνολοκλήρωσης είναι ένας τρόπος με τον οποίο μπορούμε να εκτιμήσουμε τη μακροχρόνια σχέση που υπάρχει μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών. Δύο σειρές λέγεται ότι είναι συνολοκληρωμένες ίδιας τάξης  $d$ ,  $g$  αν ισχύει:

α. και οι δύο σειρές είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης  $d$

β. υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός των δύο χρονολογικών σειρών που αποτελεί ολοκληρωμένη σειρά τάξης  $d - g$  με  $g > 0$  (Χάλκος 2006).

#### ➤ Προσέγγιση Engle – Granger

Οι **Engle – Granger** (1987) απέδειξαν πως αν δύο μεταβλητές  $X$  και  $Y$  συνολοκληρώνονται υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών αυτών. Οι μεταβλητές αυτές όμως βραχυχρόνια μπορεί να βρίσκονται σε ανισορροπία, κάτι που μπορεί να διατυπωθεί μέσω του υποδείγματος διόρθωσης λάθους (Error Correction Model). Οι Engle – Granger πρότειναν μια διαδικασία δύο σταδίων για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης και την εύρεση ενός συνεπούς και ασυμπτωτικά αποτελεσματικού εκτιμητή του όρου διόρθωσης λάθους με τη χρήση της μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Έτσι λοιπόν η διαδικασία που απαιτείται για την πραγματοποίηση ελέγχου συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο Engle – Granger είναι η ακόλουθη:

- αρχικά θα πρέπει να βρεθεί η τάξη ολοκλήρωσης της κάθε μεταβλητής. Ο έλεγχος Dickey-Fuller και ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller χρησιμοποιούνται για να εντοπίσουν την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε κάθε μεταβλητή. Υπάρχουν τρεις διαφορετικές περιπτώσεις:

α) αν οι μεταβλητές είναι στάσιμες σε επίπεδα δηλαδή είναι της μορφής  $I(0)$ , τότε δεν είναι απαραίτητο να προχωρήσουμε παρακάτω,

β) αν οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες διαφορετικής τάξης, τότε είναι πιθανό να καταλήξουμε στο συμπέρασμα πως οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται και

γ) αν οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης τότε προχωράμε στο επόμενο στάδιο.

- Εφόσον λοιπόν από το προηγούμενο στάδιο διαπιστωθεί ότι οι σειρές είναι ολοκληρωμένες στην ίδια τάξη, για παράδειγμα I(1), τότε θα πρέπει να υπολογιστεί η μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που δίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t \quad (3.1.3.a)$$

από την οποία παίρνουμε τα κατάλοιπα. Αν δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών τότε τα αποκτηθέντα αποτελέσματα είναι ψευδή (spurious).

- Στη συνέχεια για να δούμε αν όντως οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται δημιουργούμε μια νέα σειρά

καταλοίπων  $e_t$ . Κατόπιν πραγματοποιούμε έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων, μέσω του ADF τεστ, χωρίς σταθερό και τάση. Αν βρεθεί στασιμότητα των καταλοίπων, τότε οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται.

- Τέλος καθώς διαπιστώθηκε ότι οι σειρές συνολοκληρώνονται, μπορεί να πραγματοποιηθεί το υπόδειγμα διόρθωσης λάθους, να αναλύσουμε την μακροχρόνια και βραχυχρόνια αποτελέσματα των μεταβλητών καθώς επίσης και να δούμε τον συντελεστή προσαρμογής προς την ισορροπία.

Παρόλο την ευκολία και την απλότητα της συγκεκριμένης διαδικασίας, δεν παράγονται ικανοποιητικά αποτελέσματα. Η προσέγγιση των Engle – Granger δεν δίνει τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης όταν υπάρχουν περισσότερες από δυο μεταβλητές όπου υπάρχει πιθανότητα να υπάρχουν περισσότερες από μια σχέση συνολοκλήρωσης, προκαλώντας μια σοβαρή αδυναμία. Επιπλέον ένα ακόμη πρόβλημα είναι το ότι πρόκειται για μια μέθοδο που στηρίζεται σε δύο βήματα. Σε πρώτη φάση δημιουργείται μια σειρά καταλοίπων και εν συνεχεία σε επόμενο στάδιο εκτιμάται μια εξίσωση για αυτή τη σειρά για να καταλήξουμε τελικώς στο αν υφίσταται συνολοκλήρωση των σειρών. Έτσι οποιοδήποτε λάθος γίνει στο πρώτο βήμα, μεταφέρεται αυτομάτως στο δεύτερο στάδιο.

### ➤ Προσέγγιση Johansen – Jusellius

Έτσι προχωράμε στη χρησιμοποίηση της μεθοδολογίας του **Johansen – Jusellius**. Η σχέση σ' ένα στατικό υπόδειγμα συνολοκλήρωσης και σ' ένα υπόδειγμα διόρθωσης λάθους μπορεί

να μελετηθεί καλύτερα όταν χρησιμοποιούνται οι ιδιότητες των αυτοπαλίνδρομων διανυσματικών υποδειγμάτων (VAR). Πιο συγκεκριμένα η μέθοδος του Johansen – Jusellius αναφέρει: έστω ότι υπάρχει ένα διάνυσμα μη στάσιμων πρώτης τάξης ολοκληρωμένων μεταβλητών  $Y_t$  το οποίο εκφράζεται από ένα υπόδειγμα VAR  $\rho$  τάξης:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_n Y_{t-n} + B X_t + u_t \quad (3.1.3.δ)$$

όπου  $A_1, \dots, A_n$  είναι οι μήτρες των παραμέτρων τάξης η καθεμία,  $u_t$  το διάνυσμα των καταλοίπων που έχει μέσο μηδέν και το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης έχει σταθερή διακύμανση που οι τιμές του δεν αυτοσυσχετίζονται. Το παραπάνω υπόδειγμα περιλαμβάνει επίσης και ένα διάνυσμα μη στοχαστικών μεταβλητών που μπορεί να είναι οι εποχικές μεταβλητές. Έτσι ένα VAR υπόδειγμα μπορεί και να γραφεί σε μορφή πρώτων διαφορών με διόρθωση λαθών ως εξής:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + B X_t + u_t \quad (3.1.3.ε)$$

Για τον βαθμό της μήτρας  $\Pi$  υπάρχουν τρεις διαφορετικές περιπτώσεις:

α)  $r(\Pi)$  = μηδενικός βαθμός. Για να έχουμε μηδενικό βαθμό της μήτρας  $\Pi$  θα πρέπει κάθε στοιχείο της  $\Pi$  να είναι μηδέν. Οπότε το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λάθους (VEC) γίνεται ένα υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων στις πρώτες διαφορές  $\Delta Y_t$  που οι μεταβλητές του είναι στάσιμες ολοκληρωμένες μηδενικής τάξης  $I(0)$  αφού οι μεταβλητές  $Y_t$  είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης  $I(1)$ . Σε αυτή την περίπτωση οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.

β)  $r(\Pi)$  = πλήρης βαθμός. Αυτό μπορεί να συμβεί μόνο όταν το διάνυσμα των μεταβλητών  $Y_t$  είναι στάσιμο οπότε το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λάθους (VEC) δεν έχει νόημα.

γ)  $r(\Pi)$  = μειωμένος βαθμός. Σε αυτήν την περίπτωση οι στήλες της μήτρας  $\Pi$  δεν είναι όλες γραμμικά ανεξάρτητες κάτι που επιτρέπει τη δυνατότητα σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος  $Y_t$ . Στην περίπτωση που η μήτρα  $\Pi$  έχει βαθμό μικρότερο από την τάξη της  $\rho$  που ταυτίζεται με τον αριθμό των ενδογενών μεταβλητών τότε μπορούμε να πούμε ότι οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Ο αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης καθορίζεται από το ίδιο βαθμό της μήτρας  $\Pi$ . Έτσι αν έχουμε  $\rho$  ενδογενείς μεταβλητές και καθεμία είναι ολοκληρωμένη πρώτης τάξης  $I(1)$  τότε μπορούμε να έχουμε το πολύ  $\rho-1$  γραμμικά ανεξάρτητες σχέσεις συνολοκλήρωσης. Αν θεωρήσουμε πως ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  είναι έστω  $k < \rho$ , τότε θα έχουμε αντίστοιχα  $k$  διανύσματα συνολοκλήρωσης που είναι στάσιμα δηλαδή  $k$  σχέσεις συνολοκλήρωσης.

Για να γίνει ο έλεγχος συνολοκλήρωσης μέσω της διαδικασίας Johansen – Jusellius, ακολουθούνται τα παρακάτω βήματα:

- Όπως και στη μεθοδολογία Engle – Granger, έτσι και εδώ, πρώτο βήμα είναι να εξετάσουμε την τάξη ολοκλήρωσης των υπό εξέταση μεταβλητών. Η πιο επιθυμητή περίπτωση είναι οι μεταβλητές να είναι ολοκληρώσιμες ίδιας τάξης. Ωστόσο όμως υπάρχει η δυνατότητα ύπαρξης σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ μεταβλητών που είναι διαφορετικής τάξης ολοκληρωμένες.
- Επόμενο βήμα είναι να επιλέξουμε τον άριστο αριθμό χρονικών υστερήσεων. Η πιο γνωστή διαδικασία, για την επιλογή του αριθμού υστερήσεων, είναι να υπολογίσουμε ένα υπόδειγμα VAR περιλαμβάνοντας όλες τις μεταβλητές σε επίπεδα. Αυτό το μοντέλο VAR θα εκτιμηθεί για πρώτη φορά με ένα αριθμό υστερήσεων (π.χ 12), και εν συνεχεία θα εκτιμάται κάθε φορά αλλάζοντας τον αριθμό των υστερήσεων που πρέπει να ληφθεί, μέχρι να φθάσουμε σε 0 υστέρηση. Τα κριτήρια με τα οποία θα επιλεγεί ο αριθμός των άριστων χρονικών υστερήσεων γίνεται μέσω διαφόρων κριτηρίων όπως το κριτήριο AIC, SBIC κ.α.
- Στη συνέχεια πρέπει να επιλεγεί η κατάλληλη μορφή του υποδείγματος, δηλαδή αν το μοντέλο θα περιλαμβάνει σταθερό ή/και τάση. Πιο συγκεκριμένα υπάρχουν 5 διαφορετικά μοντέλα.
  - ✓ None: no intercept or trend
  - ✓ None: intercept no trend
  - ✓ Linear: intercept no trend
  - ✓ Linear: intercept and trend
  - ✓ Quadratic: intercept and trend

Από αυτά τα μοντέλα το πρώτο και το πέμπτο είναι σπάνιες περιπτώσεις έως ανύπαρκτα. Έτσι λοιπόν το ενδιαφέρον επικεντρώνεται στην επιλογή κάποιου από τα μοντέλα 2,3 και 4. Αυτό θα γίνει με την αρχή της διαδικασίας Pantula που προτείνει τον υπολογισμό και των τριών μοντέλων και την παρουσίαση των αποτελεσμάτων από την πιο περιοριστική υπόθεση ( $r=0$ ) μέχρι την λιγότερο περιοριστική υπόθεση ( $r=n-1$ ). Η διαδικασία επιλογής του μοντέλου συγκρίνει τις τιμές της στατιστικής του ελέγχου του ίχνους (trace test) με τις αντίστοιχες κριτικές τιμές, ξεκινώντας από το πιο περιοριστικό μοντέλο (more restrictive model) και σταματώντας τον έλεγχο εκεί όπου για πρώτη φορά η μηδενική υπόθεση μη συνολοκλήρωσης δεν απορρίπτεται.

- Εν συνεχεία πρέπει να προσδιοριστεί ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Αυτό θα γίνει μέσω του trace test και του eigenvalue test. Για τον έλεγχο του ίχνους **trace test** έχουμε τα ακόλουθα:

Το στατιστικό που χρησιμοποιείται είναι:

$$\lambda_{trace}(r) = -n \sum \log(1 - \mu_j), \text{για } r = 0, 1, 2, \dots, m-1 \quad (3.1.3.\sigma\tau)$$

Οι υποθέσεις ελέγχου είναι οι παρακάτω:

$$H_0: r=0$$

$$\Rightarrow \text{αν } \lambda_{trace}(r) > \text{κρίσιμη τιμή}$$

$$H_1: r \geq 1$$

Αν η τιμή του trace test είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή, δηλαδή αν ισχύει:

$$\lambda_{trace}(r) > \text{κρίσιμη τιμή, τότε απορρίπτεται η } H_0$$

$$H_0: r \leq 1$$

$$\Rightarrow \text{αν } \lambda_{trace}(r) > \text{κρίσιμη τιμή}$$

$$H_1: r \geq 2$$

Αν η τιμή του trace test είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή, δηλαδή αν ισχύει:

$$\lambda_{trace}(r) > \text{κρίσιμη τιμή, τότε απορρίπτεται η } H_0$$

$$H_0: r \leq m-1$$

$$\Rightarrow \text{αν } \lambda_{trace}(r) > \text{κρίσιμη τιμή}$$

$$H_1: r = m$$

Αν η τιμή του trace test είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή, δηλαδή αν ισχύει:

$$\lambda_{trace}(r) > \text{κρίσιμη τιμή, τότε απορρίπτεται η } H_0$$

Ο έλεγχος εφαρμόζεται διαδοχικά για τις τιμές αυτές. Έτσι αποδοχή της  $H_0$  δείχνει τη διακοπή της διαδικασίας. Διαφορετικά συνεχίζουμε για  $r \leq 1, r \leq 2, \dots$  μέχρι την τιμή  $r$  για την οποία αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση. Αντίστοιχα ο έλεγχος της μέγιστης ιδιοτιμής **maximum eigenvalue** είναι ο ακόλουθος:

Το αντίστοιχο στατιστικό είναι:

$$\lambda_{\max} = -T \log(1 - \lambda_{r+1}), \text{για } r = 0, 1, 2, \dots, m-1 \quad (3.1.3.\zeta)$$



Οι υποθέσεις ελέγχου είναι οι παρακάτω:

$$H_0: r=0$$

$$\Rightarrow \text{αν } \lambda_{\max}(r) > \text{ κρίσιμη τιμή}$$

$$H_1: r=1$$

Αν η τιμή του maximum eigenvalue test είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή, δηλαδή αν ισχύει:  $\lambda_{\max}(r) > \text{κρίσιμη τιμή}$ , τότε απορρίπτεται η  $H_0$

$$H_0: r \leq 1$$

$$\Rightarrow \text{αν } \lambda_{\max}(r) > \text{ κρίσιμη τιμή}$$

$$H_1: r=2$$

Αν η τιμή του maximum eigenvalue test είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή, δηλαδή αν ισχύει:  $\lambda_{\max}(r) > \text{κρίσιμη τιμή}$ , τότε απορρίπτεται η  $H_0$

$$H_0: r \leq m-1$$

$$\Rightarrow \text{αν } \lambda_{\max}(r) > \text{ κρίσιμη τιμή}$$

$$H_1: r=m$$

Αν η τιμή του maximum eigenvalue test είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή, δηλαδή αν ισχύει:  $\lambda_{\max}(r) > \text{κρίσιμη τιμή}$ , τότε απορρίπτεται η  $H_0$

Εφόσον διαπιστωθεί ότι οι σειρές συνολοκληρώνονται και συνεπώς υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας τότε θα πρέπει να πραγματοποιηθεί το υπόδειγμα διόρθωσης λάθους που θα απεικονίζει την βραχυχρόνια προσαρμογή του υποδείγματος. Αυτό θα πραγματοποιηθεί μέσω του θεωρήματος αντιπροσώπευσης του Granger (Granger representation theorem) που ορίζει ότι για οποιοδήποτε σύνολο μη στάσιμων  $I(1)$  σειρών η συνολοκλήρωση και η διόρθωση λάθους για δύο ή περισσότερες είναι ισοδύναμες διατυπώσεις. Δηλαδή ένα υπόδειγμα διόρθωσης λάθους για δύο ή περισσότερες  $I(1)$  μεταβλητές αυτόματα συνεπάγεται συνολοκλήρωση για αυτές. Ο έλεγχος Johansen – Jusellius, που περιγράφηκε παραπάνω, δίνει τη δυνατότητα εκτίμησης ενός τέτοιου υποδείγματος.

(Asteriou & Hall 2008, Brooks 2008, Κασκαρέλλης 1996, Σημειώσεις ΠΜΣ Αναγνώστου 2009)

### **3.1.4 Αιτιότητα – Έλεγχος κατά Granger**

Ο προσδιορισμός της κατεύθυνσης που επηρεάζει μια μεταβλητή σε μια άλλη, σε μια εξίσωση παλινδρόμησης, αποτελεί ένα βασικό πρόβλημα. Στην οικονομική επιστήμη μια τέτοια σχέση είναι δύσκολο να προσδιοριστεί εκ των προτέρων, έτσι ώστε να θεωρούμε

δεδομένη εκ των προτέρων μια συγκεκριμένη σχέση αιτίου και αιτιατού προκειμένου να εφαρμόσουμε τις κλασικές οικονομετρικές μεθόδους εκτίμησης ενός υποδείγματος.

Όταν σε μια εξίσωση παλινδρόμησης λέμε ότι η "ερμηνευτική" μεταβλητή  $X_t$  επηρεάζει την "εξαρτημένη" μεταβλητή  $Y_t$ , τότε εμμέσως αποδεχόμαστε ότι η μεταβλητή  $X_t$  προκαλεί τη μεταβλητή  $Y_t$ , υπό την έννοια ότι οι μεταβολές στη μεταβλητή  $X_t$  επιφέρουν μεταβολές στη μεταβλητή  $Y_t$ . Αυτό με απλά λόγια αποτελεί την έννοια της αιτιότητας. Η κατεύθυνση της αιτιότητας διακρίνεται στις εξής περιπτώσεις:

- Μονόδρομη αιτιότητα ή αιτιότητα μιας κατευθύνσεως. Αυτή αποτελεί την περίπτωση όταν το  $X_t$  προκαλεί το  $Y_t$  αλλά το  $Y_t$  δεν προκαλεί το  $X_t$
- Αμφίδρομη αιτιότητα ή αιτιότητα αναδράσεως. Αυτή αποτελεί την περίπτωση όταν οι μεταβλητές  $X_t$  και  $Y_t$  προσδιορίζονται από κοινού.

Οι δυσκολίες του καθορισμού μιας σχέσης αιτιότητας μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών οδήγησαν τον Granger (1969), στην ανάπτυξη της οικονομικής έννοιας της αιτιότητας γνωστή ως "αιτιότητα κατά Granger" (Granger Causality). Ο έλεγχος κατά Granger είναι ο πιο γνωστός έλεγχος για την κατεύθυνση της αιτιότητας. Ο συλλογισμός που βασίζεται ο συγκεκριμένος έλεγχος είναι πως το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν. Ο έλεγχος κατά Granger είναι ο ακόλουθος:

έστω ότι έχουμε δύο χρονικές σειρές  $X_t$ ,  $Y_t$  και τα παρακάτω υποδείγματα

$$Y_t = \mu_0 + \sum \alpha_i Y_{t-i} + \sum \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (3.1.4.a)$$

$$X_t = \phi_0 + \sum \gamma_i Y_{t-i} + \sum \beta_i X_{t-i} + e_t \quad (3.1.4.b)$$

Με βάση τα παραπάνω υποδείγματα έχουμε τις εξής περιπτώσεις:

- αν  $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$  και  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$ , τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή  $X$  στην μεταβλητή  $Y$  ( $X \rightarrow Y$ ),
- αν  $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$  και  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$ , τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή  $Y$  στην μεταβλητή  $X$  ( $Y \rightarrow X$ ),
- αν  $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$  και  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$ , τότε υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ( $Y \leftrightarrow X$ ) και
- αν  $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$  και  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$ , τότε δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας, δηλαδή οι μεταβλητές  $Y$  και  $X$  είναι ανεξάρτητες.

Για τον έλεγχο των υποθέσεων που αναφέρονται στη σημαντικότητα ή όχι των συνόλων των συντελεστών του υποδείγματος VAR των παραπάνω εξισώσεων είναι δυνατό να εφαρμοσθεί το συνηθισμένο στατιστικό F του ελέγχου Wald που είναι:

$$F_c = \frac{(ESS_R - ESS_U)/k}{ESS_U/(n-2k-1)} \sim F(k, n-2k-1) \quad (3.1.4.γ)$$

όπου:

$ESS_U \Rightarrow$  είναι το άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων από την ελεύθερη εξίσωση

$ESS_R \Rightarrow$  είναι το άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων από την περιορισμένη εξίσωση

$k \Rightarrow$  αριθμός των περιορισμών

$n \Rightarrow$  το μέγεθος του δείγματος.

Οι υποθέσεις ελέγχου διαμορφώνονται ως εξής:

$H_0$ : το  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger το  $Y$ , δηλαδή είναι

$\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$  αν  $F_c <$  κρίσιμη τιμή του  $F$

$H_1$ : το  $X$  προκαλεί κατά Granger το  $Y$ , δηλαδή είναι

$\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$  αν  $F_c >$  κρίσιμη τιμή του  $F$

και

$H_0$ : το  $Y$  δεν προκαλεί κατά Granger το  $X$ , δηλαδή είναι

$\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$  αν  $F_c <$  κρίσιμη τιμή του  $F$

$H_1$ : το  $Y$  προκαλεί κατά Granger το  $X$ , δηλαδή είναι

$\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$  αν  $F_c >$  κρίσιμη τιμή του  $F$

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

### ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω η συγκεκριμένη μελέτη θα εξετάσει αν οι τιμές μετοχών (stock price) επηρεάζουν τη ζήτηση χρήματος σε δύο χώρες, Πολωνία και Τσεχία. Η επιλογή των συγκεκριμένων χωρών έγινε γιατί από τη μια πρόκειται για δύο αναδυόμενες οικονομίες της Ανατολικής Ευρώπης και από την άλλη η χρηματιστηριακή αγορά είναι για αυτές κάτι πρωτόγνωρο και η οποία τώρα βρίσκεται σε τροχιά ανάπτυξης. Για την Τσεχία η περίοδος ανάλυσης βασίζεται σε τριμηνιαίες χρονολογικές παρατηρήσεις που αφορά το διάστημα 1997(Q1) έως 2009(Q4). Για την Πολωνία το υπό εξέταση δείγμα αφορά το χρονικό διάστημα 1995(Q1) έως 2007 (Q4). Τα δεδομένα αντλήθηκαν από τη eurostat και από τον Οργανισμό Οικονομικής Συνεργασίας και Ανάπτυξης (OECD).

Για να μπορέσουμε να συγκρίνουμε για κάθε χώρα ξεχωριστά αν όντως οι τιμές μετοχών οδηγούν σε σταθερή μακροχρόνια σχέση της συνάρτησης ζήτησης χρήματος, αρχικά οι οικονομετρικοί έλεγχοι θα πραγματοποιηθούν χωρίς να συμπεριλάβουμε το επίπεδο των τιμών των μετοχών και εν συνεχεία θα ληφθούν υπόψη για να δούμε συνολικά τα αποτελέσματα από κάθε περίπτωση, να τα συγκρίνουμε και να δούμε τη σημαντικότητα αυτών.

Οι εξισώσεις της συνάρτησης ζήτησης χρήματος θα χρησιμοποιηθούν σε λογαριθμική μορφή έχοντας την μορφή:

$$M_{1,t}^d - p_t = \alpha_1 + \alpha_2 y_t + \alpha_3 ilong_t + \varepsilon_t \quad (4.α)$$

$$M_{1,t}^d - p_t = \alpha_1 + \alpha_2 y_t + \alpha_3 ishort_t + \varepsilon_t \quad (4.β)$$

και

$$M_{1,t}^d - p_t = \alpha_1 + \alpha_2 y + \alpha_3 ilong_t + \alpha_4 stockprice_t + \varepsilon_t \quad (4.γ)$$

$$M_{1,t}^d - p_t = \alpha_1 + \alpha_2 y + \alpha_3 ishort_t + \alpha_4 stockprice_t + \varepsilon_t \quad (4.δ)$$

Όπου:

- $M1 = \log(M1)$  η ζήτηση χρήματος M1
- $P = \log(CPI)$  το επίπεδο τιμών,
- $M_{1,t}^d - p_t$  είναι η πραγματική ζήτηση χρήματος M1, που προκύπτει αν υπολογίσουμε το λογάριθμο της διαίρεσης της ζήτησης χρήματος M1 με το δείκτη τιμών, Consumer Price Index (CPI),
- $y = \log(GDP / CPI)$

- $ilong$  είναι το μακροπρόθεσμο επιτόκιο της Κεντρικής Τράπεζας στη πρώτη περίπτωση, και  $ishort$  είναι το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο της αγοράς χρήματος (money market interest rate short term) στη δεύτερη περίπτωση
- $Stockprice = \log(stockprice/CPI)$  αντιπροσωπεύει το πραγματικό επίπεδο των τιμών των μετοχών
- $\varepsilon_t$  είναι ο διαταρακτικός όρος

Αντιστοίχως για τη συνάρτηση ζήτησης χρήματος  $M3$  έχουμε:

$$M_3^d - p = \alpha_1 + \alpha_2 ty + \alpha_3 ilong + \varepsilon_t \quad (4.ε)$$

$$M_3^d - p = \alpha_1 + \alpha_2 ty + \alpha_3 یشort + \varepsilon_t \quad (4.στ)$$

και

$$M_3^d - p = \alpha_1 + \alpha_2 ty + \alpha_3 ilong + \alpha_4 tstockprice + \varepsilon_t$$

$$(4.ζ) M_3^d - p = \alpha_1 + \alpha_2 ty + \alpha_3 یشort + \alpha_4 tstockprice + \varepsilon_t \quad (4.η)$$

Όπου:

- $M1 = \log(M1)$  η ζήτηση χρήματος  $M1$
- $P = \log(CPI)$  το επίπεδο τιμών,
- $M_{3t}^d - p_t$  είναι η πραγματική ζήτηση χρήματος  $M3$  που προκύπτει αν υπολογίσουμε το λογάριθμο της διαίρεσης της ζήτησης χρήματος  $M1$  με το δείκτη τιμών, Consumer Price Index (CPI),
- $y = \log(GDP / CPI)$
- $ilong$  είναι το μακροπρόθεσμο επιτόκιο της Κεντρικής Τράπεζας στη πρώτη περίπτωση, και  $ishort$  είναι το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο αγοράς χρήματος (money market interest rate short term) στη δεύτερη περίπτωση
- $Stockprice = \log(stockprice/CPI)$  αντιπροσωπεύει το πραγματικό επίπεδο των τιμών των μετοχών
- $\varepsilon_t$  είναι ο διαταρακτικός όρος

Σύμφωνα με την μεθοδολογία που αναπτύχθηκε λεπτομερώς προηγουμένως, μπορούμε να εξετάσουμε τις παραπάνω σχέσεις για κάθε χώρα ξεχωριστά και να λάβουμε τα ανάλογα αποτελέσματα.

## 4.1 Έλεγχος στασιμότητας

Αρχικά ο έλεγχος που θα πραγματοποιηθεί αφορά τη στασιμότητα των σειρών. Αυτός θα γίνει με τη χρήση του ADF τεστ και μέσω του οικονομετρικού προγράμματος *enviews*.

Πρώτα απ' όλα θα πρέπει να θέσουμε τις υποθέσεις ελέγχου. Αυτές είναι:

$H_0$ : η σειρά είναι μη στάσιμη, και

$H_1$ : η σειρά είναι στάσιμη

Έτσι λοιπόν ξεκινάμε, παίρνοντας κάθε μεταβλητή ( $M^d_1 - p$ ,  $M^d_3 - p$ ,  $Y$ , *ilong*, *ishort*, *stockprice*) για την Τσεχία αρχικά και ελέγχουμε την καθεμιά μεταβλητή για στασιμότητα σε επίπεδα. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας 4.1.1: ADF in levels

ΤΣΕΧΙΑ	intercept	critical values	trend and intercept	critical values	none	critical values
<b>LogMD1</b>	1.360759	-3.568308	-2.146127	-4.205004	-1.938754	-2.624057
		-2.921175		-3.526609		-1.949319
		-2.598551		-3.194611		-1.611711
<b>log MD3</b>	0.991556	-3.568308	-3.889121	-4.152511	-1.323535	-2.614029
		-2.921175		-3.502373		-1.947816
		-2.598551		-3.180699		-1.612492
<b>logrealgdp</b>	-1.319425	-3.581152	-1.630328	-4.170583	2.266263	-2.616203
		-2.926622		-3.51074		-1.94814
		-2.601424		-3.185512		-1.61232
<b>longrate</b>	-1.248653	-3.568308	-3.449999	-4.156734	-1.590517	-2.612033
		-2.921175		-3.50433		-1.94752
		-2.598551		-3.181826		-1.61265
<b>Shortrate</b>	-2.504151	-3.57131	-2.417322	-4.156734	-2.091767	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>logrealstock</b>	-1.376836	-3.57131	-2.271579	-4.156734	-1.231716	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573

Σημείωση: οι κριτικές τιμές (σε κάθε μεταβλητή) είναι για  $\alpha=1\%$  για την πρώτη τιμή,  $\alpha=5\%$  για τη δεύτερη τιμή και  $\alpha=10\%$  για τη τρίτη τιμή. Αυτό ισχύει και για τους υπόλοιπους πίνακες του ελέγχου στασιμότητας.

Από τα αποτελέσματα που μας έδωσε το eniews παρατηρούμε πως και οι έξι μεταβλητές είναι μη στάσιμες καθώς η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται εφόσον η τιμή του τεστ είναι μικρότερη από τις κριτικές τιμές, σε απόλυτες τιμές, σε όλες τις περιπτώσεις. Δηλαδή  $|t_{ADF}| < |t_{critical\ value}|$ . Να σημειωθεί πως όταν η τιμή του τεστ είναι θετικός αριθμός τότε για την ύπαρξη μη στασιμότητας θα πρέπει να ισχύει  $t_{ADF} > t_{critical\ value}$ . Τα παραπάνω αποτελέσματα που έδωσε το ADF τεστ επιβεβαιώνει και το Phillips-Perron τεστ που παρουσιάζεται παρακάτω:

Πίνακας 4.1.2: Philips - Perron in levels

ΤΣΕΧΙΑ	intercept	critical values	trend and intercept	critical values	none	critical values
<b>LogMD1</b>	0.492035	-3.568308	-3.21259	-4.152511	-0.785231	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265
<b>log MD3</b>	0.932521	-3.568308	-3.712371	-4.152511	-0.962575	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265
<b>logrealgdp</b>	-0.211463	-3.568308	-3.335541	-4.152511	1.786986	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265
<b>longrate</b>	-1.248653	-3.568308	-1.60331	-4.152511	-1.590517	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265
<b>Shortrate</b>	-3.095686	-3.568308	-3.740794	-4.152511	-1.232268	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265
<b>logrealstock</b>	-1.182848	-3.568308	-2.044654	-4.152511	-0.92451	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265

Έτσι λοιπόν προχωράμε σε πρώτες διαφορές από όπου το eniews μας έδωσε για το ADF τεστ:

Πίνακας 4.1.3: ADF in first differences

ΤΣΕΧΙΑ	intercept	critical values	trend and intercept	critical values	none	critical values
<b>LogMD1</b>	-4.491329	-3.57131	-2.189761	-4.205004	-0.127986	-2.624057
		-2.922449		-3.526609		-1.949319
		-2.599224		-3.194611		-1.611711
<b>log MD3</b>	-6.107448	-3.57131	-6.337008	-4.156734	-2.530251	-2.614029
		-2.922449		-3.50433		-1.947816
		-2.599224		-3.181826		-1.612492
<b>logrealgdp</b>	-3.441181	-3.581152	-3.509426	-4.170583	-2.31433	-2.616203
		-2.926622		-3.41074		-1.94814
		-2.601424		-3.185512		-1.61232
<b>longrate</b>	-10.34951	-3.57131	-11.586	-4.156734	-9.395971	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>Shortrate</b>	-9.504151	-3.57131	-10.13364	-4.156734	-8.54677	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>logrealstock</b>	-4.362856	-3.57131	-4.321126	-4.156734	-4.321126	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573

Το Phillips-Perron τεστ επιβεβαιώνει τα παραπάνω αποτελέσματα:

Πίνακας 4.1.4: Philips - Perron in first differences

ΤΣΕΧΙΑ	intercept	critical values	trend and intercept	critical values	none	critical values
<b>LogMD1</b>	-4.376531	-3.57131	-4.494239	-4.156734	-3.558423	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>log MD3</b>	-6.099537	-3.57131	-6.39067	-4.156734	-4.738335	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573



<b>logrealgdp</b>	-16.68469	-3.57131	-16.6181	-4.156734	-10.05831	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>longrate</b>	-8.598925	-3.57131	-10.47319	-4.156734	-7.965486	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>Shortrate</b>	-9.35056	-3.57131	-8.29789	-4.156734	-5.38623	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>logrealstock</b>	-4.324004	-3.57131	-4.284201	-4.156734	-4.36633	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573

Βλέπουμε πως με τη χρήση των πρώτων διαφορών εξασφαλίζεται η στασιμότητα των σειρών απορρίπτοντας την μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας. Αυτό επιβεβαιώνεται και από το ADF τεστ και από το Phillips-Perron τεστ. Δηλαδή ισχύει  $|t_{\text{test}}| > |t_{\text{critical value}}|$ , οπότε οι σειρές αποκτούν στασιμότητα στις πρώτες διαφορές.

Ακολουθούμε την ίδια διαδικασία για την Πολωνία. Το enviews μας έδωσε τα εξής αποτελέσματα:

Πίνακας 4.1.5: ADF in levels

ΠΟΛΩΝΙΑ	intercept	critical values	trend and intercept	critical values	none	critical values
<b>LogMD1</b>	1.384296	-3.57131	-0.48634	-4.156734	-0.88861	-2.614029
		-2.922449		-3.50433		-1.947816
		-2.599224		-3.181826		-1.612492
<b>log MD3</b>	-0.95946	-3.57131	-1.87307	-4.156734	-2.33939	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>logrealgdp</b>	-0.70151	-3.581152	-2.56743	-4.170583	1.841775	-2.616203
		-2.926622		-3.51074		-1.94814
		-2.601424		-3.185512		-1.61232
<b>longrate</b>	-1.03133	-3.57131	-2.74795	-4.156734	-1.54701	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665

		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>Shortrate</b>	-1.61969	-3.57131	-3.216079	-4.156734	-1.946743	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>logrealstock</b>	0.525599	-3.568308	-0.271568	-4.152511	-0.801343	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265

Όπως και προηγουμένως βλέπουμε πως και οι έξι μεταβλητές είναι μη στάσιμες καθώς η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται εφόσον η τιμή του τεστ είναι μικρότερη από τις κριτικές τιμές, σε απόλυτες τιμές, ή όταν υπάρχει θετικός αριθμός του τεστ η μη στασιμότητα υπάρχει όταν ισχύει  $t_{ADF} > t_{critical\ value}$ , σε όλες τις περιπτώσεις. Το Phillips-Perron τεστ επιβεβαιώνει αυτά τα αποτελέσματα:

Πίνακας 4.1.6: Philips - Perron in levels

ΠΟΛΩΝΙΑ	intercept	critical values	trend and intercept	critical values	none	critical values
<b>LogMD1</b>	1.673556	-3.568308	-0.2981	-4.152511	-1.73248	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265
<b>log MD3</b>	-1.1555	-3.568308	-1.89346	-4.152511	-2.36004	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265
<b>logrealgdp</b>	-1.54349	-3.568308	-3.369387	-4.152511	2.533932	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265
<b>longrate</b>	-1.71305	-3.568308	-2.45981	-4.152511	-2.60769	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265
<b>Shortrate</b>	-1.326139	-3.568308	-2.361029	-4.152511	-2.165579	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265
<b>logrealstock</b>	0.258169	-3.568308	-0.494541	-4.152511	-1.059869	-2.612033
		-2.921175		-3.502373		-1.94752
		-2.598551		-3.180699		-1.61265

Έτσι λοιπόν προχωράμε σε πρώτες διαφορές από όπου το ενviews μας έδωσε:

Πίνακας 4.1.7: ADF in first differences

ΠΟΛΩΝΙΑ	intercept	critical values	trend and intercept	critical values	none	critical values
<b>LogMD1</b>	-4.28372	-3.57131	-4.66023	-4.156734	-2.01492	-2.614029
		-2.922449		-3.50433		-1.947816
		-2.599224		-3.181826		-1.612492
<b>log MD3</b>	-4.74808	-3.57131	-4.7336	-4.156734	-2.75617	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>logrealgdp</b>	-2.6233	-3.581152	-3.95614	-4.170583	-1.97545	-2.616203
		-2.926622		-3.51074		-1.94814
		-2.601424		-3.185512		-1.61232
<b>longrate</b>	-4.35509	-3.57131	-4.27627	-4.156734	-4.21391	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>Shortrate</b>	-3.890453	-3.57131	-3.916307	-4.156734	-3.656098	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>logrealstock</b>	-6.115005	-3.57131	-6.371275	-4.156734	-5.867056	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573

Επίσης και τον Phillips-Perron τεστ επιβεβαιώνει τα παραπάνω:

Πίνακας 4.1.8: Philips - Perron in first differences

ΠΟΛΩΝΙΑ	intercept	critical values	trend and intercept	critical values	none	critical values
<b>LogMD1</b>	-4.35849	-3.57131	-4.64385	-4.156734	-2.70981	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573

<b>log MD3</b>	-4.69821	-3.57131	-4.6957	-4.156734	-2.75617	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>logrealgdp</b>	-16.9186	-3.57131	-17.40545	-4.156734	-12.0779	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>longrate</b>	-4.45089	-3.57131	-4.38964	-4.156734	-4.2843	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>Shortrate</b>	-3.869135	-3.57131	-3.897663	-4.156734	-3.60967	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573
<b>logrealstock</b>	-6.128187	-3.57131	-6.367297	-4.156734	-5.88213	-2.61301
		-2.922449		-3.50433		-1.947665
		-2.599224		-3.181826		-1.612573

Βλέπουμε πως με τη χρήση των πρώτων διαφορών εξασφαλίζεται η στασιμότητα των σειρών απορρίπτοντας την μηδενική υπόθεση περί μη στασιμότητας και για την περίπτωση της Πολωνίας. Συμπερασματικά λοιπόν διαπιστώνουμε πως όλες οι μεταβλητές και για τα δύο χώρες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, δηλαδή  $I(1)$ .

#### 4.2 Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης θα γίνει με τη μέθοδο Johansen – Juselius ο οποίος βασίζεται σε υποδείγματα VAR. Με τον συγκεκριμένο έλεγχο θα δούμε αν οι υπό εξέταση σειρές συνολοκλήρωνονται και συνεπώς αν υπάρχει κάποια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των σειρών. Ξεκινώντας, όπως ειπώθηκε πιο πάνω, ο έλεγχος θα γίνει σε πρώτη φάση χωρίς τον συνυπολογισμό του επιπέδου των τιμών των μετοχών. Οι υπό εξέταση μεταβλητές που χρησιμοποιούνται είναι πραγματική ζήτηση χρήματος M1 και M3, πραγματικό εισόδημα, μακροπρόθεσμο επιτόκιο των δεκαετών ομολόγων και βραχυπρόθεσμο επιτόκιο της αγοράς χρήματος, και πραγματικό επίπεδο τιμών των μετοχών. Ξεκινάμε λοιπόν για την Τσεχία και ελέγχουμε τη ζήτηση χρήματος χωρίς τις τιμές των μετοχών. Αρχικά παίρνοντας τις μεταβλητές πραγματική ζήτηση χρήματος M1, πραγματικό εισόδημα και μακροπρόθεσμο επιτόκιο ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων που απαιτείται είναι 1, υπονοώντας τη ύπαρξη ενός υποδείματος VAR (1). Έπειτα ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης μέσω της διαδικασίας

του Johansen με 1 υστέρηση και χρησιμοποιώντας το 4 μοντέλο με σταθερό και τάση ως το πιο κατάλληλο, δείχνει την ύπαρξη δύο διανυσμάτων συνολοκλήρωσης και συνεπώς τις αντίστοιχες σταθερές μακροχρόνιες σχέσεις με βάση τη στατιστική του ίχνους και της στατιστικής της μέγιστης ιδιοτιμής σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, καθώς ισχύει  $\text{trace test} > \text{critical value}$  και  $\text{maximum eigenvalue} > \text{critical value}$ . Όλα αυτά φαίνονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας: 4.2.1

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>				
<b>Logmd1, logrealgdp, longrate</b>				
<b>Lags in VAR 1</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	99.48305	42.91525	53.59423	25.82321
<b>At most 1</b>	45.88882	25.87211	33.84359	19.38704
<b>At most 2</b>	12.04523	12.51798	12.04523	12.51798

Οι δύο μακροχρόνιες σχέσεις που δίνονται από τα δύο διανύσματα συνολοκλήρωσης είναι:

$$M_1^d = 54,46358y + 3,216627i \quad \text{και} \quad (4.2.\alpha)$$

$$M_1^d = 124,9318y + 2,855973i \quad (4.2.\beta)$$

Από αυτές τις δύο μακροχρόνιες σχέσεις, παρατηρούμε πως καμία δεν είναι συμβατή με την οικονομική θεωρία, καθώς και στις δύο το επιτόκιο συσχετίζεται θετικά με τη πραγματική ζήτηση χρήματος  $M1$ .

Όταν το μακροπρόθεσμο επιτόκιο αντικαθίσταται από το βραχυχρόνιο επιτόκιο τα αποτελέσματα είναι τα ακόλουθα: καταρχήν όλα τα τεστ συμφωνούν ότι ο άριστος αριθμός υστερήσεων είναι 2. Πρόκειται, δηλαδή, για ένα υπόδειγμα VAR(2). Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης γίνεται με τη χρήση του μοντέλου 4, σταθερό και τάση, δίνοντας την ύπαρξη δύο διανυσμάτων συνολοκλήρωσης με τις αντίστοιχες μακροχρόνιες σχέσεις. Πιο αναλυτικά παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας: 4.2.2

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>				
<b>Logmd1, logrealgdp, shortrate</b>				
<b>Lags in VAR 2</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	52.88197	29.79707	34.64608	21.13162
<b>At most 1</b>	18.23589	15.49471	17.87956	14.26460
<b>At most 2</b>	0.356332	3.841466	0.356332	3.841466

Οι δύο μακροχρόνιες σχέσεις που δίνονται από τα δύο διανύσματα συνολοκλήρωσης είναι:

$$M_1^d = -1,013121y - 0,2606627i \quad \text{και} \quad (4.2.\gamma)$$

$$M_1^d = 25,80699 + 2,768787i \quad (4.2.\delta)$$

Από αυτές τις δύο μακροχρόνιες σχέσεις, παρατηρούμε πως καμία δεν είναι συμβατή με την οικονομική θεωρία, καθώς και στις δύο το επιτόκιο συσχετίζεται θετικά με τη πραγματική ζήτηση χρήματος M1.

Στη συνέχεια οι μεταβλητές που εξετάζονται είναι η πραγματική ζήτηση χρήματος M3, πραγματικό εισόδημα και μακροπρόθεσμο επιτόκιο. Επιλέγοντας 3 χρονικές υστερήσεις και έχοντας ένα υπόδειγμα VAR (3), ο έλεγχος συνολοκλήρωσης με τη χρήση του 3 μοντέλου (σταθερό χωρίς τάση) δείχνει πως δεν υπάρχει διάνυσμα συνολοκλήρωσης συνεπώς δεν υπάρχει και αντίστοιχη μακροχρόνια σταθερή σχέση μεταξύ των υπό εξέταση μεταβλητών.

Πίνακας: 4.2.3

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>				
<b>Logmd3, logrealgdp, longrate</b>				
<b>Lags in VAR 3</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	28.19843	29.79707	19.43843	21.13162
<b>At most 1</b>	8.759996	15.49471	8.383608	14.26460
<b>At most 2</b>	0.376389	3.841466	0.376389	3.841466

Τέλος όταν το βραχυπρόθεσμο παίρνει την θέση του μακροπρόθεσμου επιτοκίου τα αποτελέσματα μετατρέπονται ως εξής: χρησιμοποιείται ένα υπόδειγμα της μορφής VAR(3) καθώς η πλειοψηφία των τεστ (AIC,LR κ.τ.λ) δίνει 3 υστερήσεις ως άριστο αριθμό υστερήσεων. Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης γίνεται με βάση το μοντέλο σταθερό και τάση (μοντέλο 4) δείχνοντας πως υπάρχουν δύο διανύσματα συνολοκλήρωσης με τις αντίστοιχες μακροχρόνιες σχέσεις, καθώς η στατιστική του ίχνους και η στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής απορρίπτουν την μηδενική υπόθεση  $H_0:r=0$  και  $H_0:r=1$  ή  $r \geq 1$  καθώς η τιμή αυτών των δύο τεστ είναι μικρότερη από τη κριτική τιμή σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Πιο συγκεκριμένα:

Πίνακας: 4.2.4

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>				
<b>Logmd3, logrealgdp, shortrate</b>				
<b>Lags in VAR 3</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	77.83380	42.91525	48.16549	25.82321
<b>At most 1</b>	29.66830	25.87211	21.06016	19.38704
<b>At most 2</b>	8.608143	12.51798	8.608143	12.51798

Τα δύο διανύσματα συνολοκλήρωσης που δίνουν τις αντίστοιχες μακροχρόνιες σχέσεις είναι:

$$M_3^d = -79,67455y + 2,085857i \quad \text{και} \quad (4.2.ε)$$

$$M_3^d = 70,16606y - 1,824335i \quad (4.2.στ)$$

Από αυτές τις δύο σχέσεις αποδεκτή είναι η δεύτερη καθώς δίνει τα αναμενόμενα πρόσημα με βάση την οικονομική θεωρία (θετική σχέση εισοδήματος και ζήτησης χρήματος και αρνητική σχέση επιτοκίου και ζήτησης χρήματος)

Συμπερασματικά, παρατηρούμε πως για την περίπτωση της Τσεχίας όταν δεν συμπεριλαμβάνεται το επίπεδο τιμών των μετοχών, υπάρχουν σχέσεις συνολοκλήρωσης για τη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 για κάθε περίπτωση, οι οποίες όμως δεν είναι συμβατές με την οικονομική θεωρία καθώς δίνουν αντίθετα πρόσημα από αυτά που αναμένονται. Για τη πραγματική ζήτηση χρήματος M3 όταν συμπεριλαμβάνεται το μακροπρόθεσμο επιτόκιο δεν υπάρχει κάποια σχέση συνολοκλήρωσης ενώ όταν το M3 εξετάζεται σε σχέση με το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο της αγοράς χρήματος υπάρχει μια σχέση συνολοκλήρωσης η οποία είναι και αποδεκτή από την οικονομική θεωρία.

Εν συνεχεία θα πραγματοποιηθούν οι αντίστοιχοι έλεγχοι με τη συμπερίληψη των τιμών των μετοχών προκειμένου να δούμε κατά πόσο αλλάζουν τα αποτελέσματα. Έτσι ξεκινώντας με τη πραγματική ζήτηση χρήματος M1, το πραγματικό εισόδημα, το μακροπρόθεσμο επιτόκιο και πραγματικό επίπεδο τιμών των μετοχών έχουμε τα ακόλουθα: επιλέγοντας 2 υστερήσεις και ως το πιο κατάλληλο μοντέλο το 4 (με σταθερό και τάση) για την πραγματοποίηση του Johansen-Juselius, δίνεται η ύπαρξη δύο διανυσμάτων συνολοκλήρωσης με βάση τη στατιστικής του trace test και maximum eigenvalue test για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Πιο συγκεκριμένα:

Πίνακας: 4.2.5

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>				
<b>Logmd1, logrealgdp, longrate, logrealstock</b>				
<b>Lags in VAR 2</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	100.7318	63.87610	47.95918	32.11832
<b>At most 1</b>	52.77262	42.91525	31.13920	25.82321
<b>At most 2</b>	21.63342	25.87211	17.79205	19.38704
<b>At most 3</b>	3.841373	12.51798	3.841373	12.51798

Οι μακροχρόνιες σχέσεις που δίνονται από τα δύο διανύσματα συνολοκλήρωσης είναι οι ακόλουθες:

$$M_1^d = -68,91066y + 1,966826i - 0,721793stockprice \quad (4.2.ζ)$$

$$M_1^d = 48,63401y - 1,370956i + 0,454294stockprice \quad (4.2.η)$$

Από αυτές τις δύο σχέσεις αυτή που συμβαδίζει με την οικονομική θεωρία είναι η δεύτερη. Πρέπει να αναφερθεί σε αυτό το σημείο πως η συσχέτιση της ζήτησης χρήματος με το επίπεδο τιμών των μετοχών μπορεί να είναι θετική ή αρνητική, σύμφωνα με την οικονομική θεωρία και τον Friedman (1988). Στη συγκεκριμένη περίπτωση παρατηρούμε πως οι τιμές των μετοχών επηρεάζουν θετικά τη ζήτηση χρήματος M1, δημιουργώντας ένα θετικό αποτέλεσμα πλούτου.

Όταν το μακροπρόθεσμο επιτόκιο αντικαθίσταται από το βραχυχρόνιο επιτόκιο τα αποτελέσματα μετατρέπονται ως εξής: ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων που επιλέγεται είναι 2, υπονοώντας ένα υπόδειγμα VAR(2), η χρήση του μοντέλου 4 (σταθερό και τάση) ως το πιο κατάλληλο και η πραγματοποίηση του ελέγχου συνολοκλήρωσης έδωσε τα εξής αποτελέσματα:

Πίνακας: 4.2.6

ΤΣΕΧΙΑ				
Logmd1, logrealgdp, shortrate, logrealstock				
Lags in VAR 2	Trace test	Critical value	Max eigenvalue	criticalvalue
None	104.8835	63.87610	45.76882	32.11832
At most 1	59.11465	42.91525	37.75286	25.82321
At most 2	21.36179	25.87211	17.48409	19.38704
At most 3	3.877701	12.51798	3.877701	12.51798

Παρατηρούμε από τον παραπάνω πίνακα πως η μηδενική υπόθεση που αφορά την ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης απορρίπτεται καθώς η στατιστική του ίχνους και της μέγιστης ιδιοτιμής έχουν μεγαλύτερη τιμή από την αντίστοιχη κριτική τιμή σε 5% επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας. Το ίδιο ισχύει και για την μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης. Ο έλεγχος σταματά όταν η τιμή του trace test και του max. eigenvalue test έχουν μικρότερη τιμή από την αντίστοιχη κριτική τιμή έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη δύο διανυσμάτων συνολοκλήρωσης να μην απορρίπτεται. Αυτά τα διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι:



[1.000000 -12.93668 0.499538 0.256940]

[1.000000 64.44556 -2.534960 -1.138814]

Οι αντίστοιχες μακροχρόνιες σχέσεις είναι:

$$M_1^d = 12,93668y - 0,499538i - 0,256940stockprice \quad (4.2.θ)$$

$$M_1^d = -64,44556y + 2,534960i + 1,138814stockprice \quad (4.2.ι)$$

Όπου η πρώτη είναι συμβατή με την οικονομική θεωρία καθώς συνδέει θετικά τη ζήτηση χρήματος με το εισόδημα και αρνητικά τη ζήτηση χρήματος με το επιτόκιο. Η συσχέτιση της ζήτησης χρήματος με το επίπεδο των τιμών των μετοχών εδώ παρατηρούμε να είναι αρνητική, κάτι που είναι αποδεκτό από την οικονομική θεωρία. Σε αυτή τη περίπτωση η αρνητική συσχέτιση των δύο μεταβλητών δημιουργεί το αρνητικό αποτέλεσμα υποκατάστασης.

Ας δούμε τώρα τι συμβαίνει όταν οι υπό εξέταση μεταβλητές είναι το πραγματικό επίπεδο ζήτησης χρήματος M3, το πραγματικό εισόδημα, το μακροπρόθεσμο επιτόκιο και το πραγματικό επίπεδο των τιμών των μετοχών. Επιλέγοντας 1 χρονική υστέρηση που πρέπει να χρησιμοποιηθεί στο υπόδειγμα VAR έχοντας ένα υπόδειγμα VAR(1) και επιλέγοντας το μοντέλο 4, ο έλεγχος συνολοκλήρωσης δείχνει πως υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης και συνεπώς η αντίστοιχη μακροχρόνια σχέση καθώς η στατιστική του ίχνους και της μέγιστης ιδιοτιμής δεν απορρίπτουν τη μηδενική υπόθεση περί της ύπαρξης ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης (καθώς ισχύει  $trace\ test < critical\ value$  και  $eigenvalue < critical\ value$  για 5% επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας).

Πίνακας: 4.2.7

ΤΣΕΧΙΑ				
Logmd3, logrealgdp, longrate, logrealstock				
Lags in VAR 1	Trace test	Critical value	Max eigenvalue	criticalvalue
None	60.47659	54.07904	33.40681	28.58808
At most 1	27.06978	35.19275	19.45712	22.29962
At most 2	7.612661	20.26184	4.055319	15.89210
At most 3	3.557342	9.164546	3.557342	9.164546

Το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι:

[1.000000 -0.240257 0.035397 -0.086044]

και την αντίστοιχη μακροχρόνια σχέση:

$$M_3^d = 0,240257y - 0,035397i + 0,086044stockprice \quad (4.2.κ)$$

Αυτή η σχέση είναι σύμφωνη με την οικονομική θεωρία. Η συσχέτιση των τιμών των μετοχών με τη ζήτηση χρήματος είναι θετική.

Αν αντί του μακροπρόθεσμου επιτοκίου πάρουμε το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο τότε έχουμε τα εξής αποτελέσματα: επιλέγοντας 4 χρονικές υστερήσεις και το 4 μοντέλο (σταθερό και τάση) για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης, η στατιστική του ίχνους δείχνει την ύπαρξη δύο διανυσμάτων συνολοκλήρωσης ενώ η στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής δείχνει την ύπαρξη τριών διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Πιο αναλυτικά όλα αυτά απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας: 4.2.8

ΤΣΕΧΙΑ				
Logmd3, logrealgdp, shortrate, logrealstock				
Lags in VAR 4	Trace test	Critical value	Max eigenvalue	criticalvalue
None	106.3199	63.87610	53.53620	32.11832
At most 1	52.78367	42.91525	29.48391	25.82321
At most 2	23.29977	25.87211	20.22841	19.38704
At most 3	3.071361	12.51798	3.071361	12.51798

Τα δύο διανύσματα που σίγουρα υπάρχουν είναι τα εξής:

$$[ 1.000000 \quad -3,049588 \quad 0,155271 \quad -0,588454]$$

$$[ 1.000000 \quad 35,40781 \quad -1,783372 \quad 6,266786]$$

με τις αντίστοιχες μακροχρόνιες σχέσεις

$$M_3^d = 3,049588y - 0,155271i + 0,588454stockprice \quad (4.2.λ)$$

$$M_3^d = -35,40781y + 1,783372i - 6,266786stockprice \quad (4.2.μ)$$

από τις οποίες η πρώτη είναι συμβατή με την οικονομική θεωρία και δίνει θετική σχέση της ζήτησης χρήματος M3 με το επίπεδο τιμών των μετοχών δημιουργώντας ένα θετικό αποτέλεσμα πλούτου.

Συμπεριλαμβάνοντας λοιπόν το πραγματικό επίπεδο τιμών των μετοχών στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος M1 και M3, παρατηρούμε πως και οι τέσσερις σχέσεις συνολοκληρώνονται υποδηλώνοντας τις αντίστοιχες μακροχρόνιες σχέσεις από τις οποίες βλέπουμε πως το επίπεδο των τιμών των μετοχών ασκεί αρνητική επιρροή στη ζήτηση χρήματος M1 έχοντας λάβει υπόψη το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο, ενώ ασκεί θετική επιρροή

στη ζήτηση χρήματος M1 όταν λαμβάνει υπόψη το μακροπρόθεσμο επιτόκιο και επίσης στη ζήτηση χρήματος M3 (και στις δύο περιπτώσεις). Αν συγκρίνουμε τις δύο περιπτώσεις (παράλειψη και μη παράλειψη του stockprice) βλέπουμε πως για την περίπτωση της ζήτησης χρήματος M1 ο συνυπολογισμός του επιπέδου τιμών των μετοχών δεν παίζει κάποιο σημαντικό ρόλο καθώς τόσο στη πρώτη όσο και στη δεύτερη περίπτωση υπάρχει σταθερή μακροχρόνια σχέση της πραγματικής ζήτησης χρήματος η οποία όμως δεν είναι συμβατή με την οικονομική θεωρία. Όποτε η ύπαρξη διανυσμάτων συνολοκλήρωσης δεν έχει κάποιο ουσιώδες νόημα. Στη περίπτωση της πραγματικής ζήτησης χρήματος M3 βρέθηκε πως υπάρχει σταθερή μακροχρόνια σχέση και αποδεκτή από την θεωρία όταν λαμβάνεται υπόψη το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο. Όταν συμπεριληφθεί το μακροπρόθεσμο επιτόκιο δεν υπάρχει κάποια σχέση συνολοκλήρωσης για τη πραγματική ζήτηση χρήματος M3. Έτσι λοιπόν τελικά μπορούμε να καταλήξουμε στο συμπέρασμα ότι είναι σημαντικό να συμπεριλαμβάνεται το επίπεδο των τιμών των μετοχών στη συνάρτηση ζήτηση χρήματος δίνοντας μια σταθερή συνάρτηση ζήτησης χρήματος για κάθε περίπτωση.

Έπειτα θα προχωρήσουμε ακολουθώντας την ίδια διαδικασία για τη χώρα της Πολωνίας. Θα ελέγξουμε αν υπάρχει κάποια σχέση που να διέπει τη ζήτηση χρήματος με το επίπεδο των τιμών των μετοχών. Όπως και στην περίπτωση της Τσεχίας, αρχικά θα εξετάσουμε τη ζήτηση χρήματος χωρίς το επίπεδο των τιμών των μετοχών και εν συνεχεία με τον συνυπολογισμό αυτής της μεταβλητής στη συνάρτηση ζήτηση χρήματος, συγκρίνοντας στο τέλος τα αποτελέσματα από κάθε περίπτωση. Η περίοδος ανάλυσης είναι 1995Q1 έως 2007Q3.

Έτσι όταν οι μεταβλητές που εξετάζονται είναι η πραγματική ζήτηση χρήματος, το πραγματικό εισόδημα και το μακροπρόθεσμο επιτόκιο, η οικονομετρική ανάλυση έδειξε: πρώτον ο αριθμός των υστερήσεων που επιλέγεται είναι 2 έχοντας ένα υπόδειγμα VAR(2) και επιλέγοντας το μοντέλο 3 (σταθερό χωρίς τάση) ο έλεγχος συνολοκλήρωσης δεν δίνει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης δηλώνοντας ότι δεν υπάρχει κάποια σταθερή μακροχρόνια σχέση.

Πίνακας: 4.2.9

<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b>				
<b>Logmd1, logrealgdp, longrate,</b>				
<b>Lags in VAR 2</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	26.16868	29.79707	15.21143	21.13162
<b>At most 1</b>	10.95725	15.49471	9.550420	14.26460
<b>At most 2</b>	1.406830	3.841466	1.406830	3.841466

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι η τιμή της στατιστικής του ίχνους και της μέγιστης ιδιοτιμής είναι μικρότερη από τη κριτική τιμή σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση  $H_0:r=0$  να μην απορρίπτεται και συνεπώς να μην υπάρχει κάποιο διάνυσμα συνολοκλήρωσης.

Όταν το μακροπρόθεσμο επιτόκιο αντικαθίσταται από το βραχυπρόθεσμο τότε έχουμε με βάση τον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας: 4.2.10

<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b> <b>Logmd1, logrealgdp, shortrate,</b>				
<b>Lags in VAR 2</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	26.16868	29.79707	15.21143	21.13162
<b>At most 1</b>	10.95725	15.49471	9.550420	14.26460
<b>At most 2</b>	1.406830	3.841466	1.406830	3.841466

Παρατηρούμε πως ούτε και σε αυτήν την περίπτωση δεν υπάρχει κάποιο διάνυσμα συνολοκλήρωσης με κάποια αντίστοιχη μακροχρόνια σχέση. Στηριζόμενοι σε ένα υπόδειγμα VAR με δύο υστερήσεις και στη χρήση του μοντέλου 3 (σταθερό και χωρίς τάση) ο έλεγχος συνολοκλήρωσης δίνει πως η τιμή του trace test και η τιμή του maximum eigenvalue test είναι μικρότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή σε 5% επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση  $H_0:r=0$  να μην απορρίπτεται.

Βλέπουμε λοιπόν πως δεν υπάρχει κάποια σχέση συνολοκλήρωσης όταν εξετάζεται η ζήτηση χρήματος M1 χωρίς να λαμβάνεται υπόψη το επίπεδο τιμών των μετοχών. Ας δούμε τι συμβαίνει όταν χρησιμοποιούμε τις μεταβλητές πραγματική ζήτηση χρήματος M3, πραγματικό εισόδημα και μακροπρόθεσμο επιτόκιο. Το eniews έδωσε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

Πίνακας: 4.2.11

<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b> <b>Logmd3, logrealgdp, longrate,</b>				
<b>Lags in VAR 2</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	16.73799	29.79707	11.59735	21.13162
<b>At most 1</b>	5.140646	15.49471	2.725080	14.26460
<b>At most 2</b>	2.415566	3.841466	2.415566	3.841466

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε πως ο έλεγχος συνολοκλήρωσης με τη χρήση ενός υποδείγματος VAR(2) και με τη χρήση του μοντέλου (σταθερό χωρίς τάση) δεν δίνει κάποιο διάνυσμα συνολοκλήρωσης καθώς όταν ελέγχεται η μηδενική υπόθεση για την μη ύπαρξη διανύσματος συνολοκλήρωσης η τιμή του trace test και η τιμή του max. eigenvalue test είναι μικρότερη από τη κριτική τιμή σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% με αποτέλεσμα η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται. Τέλος ως ελέγξουμε τι συμβαίνει όταν το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο αντικαθιστά το μακροπρόθεσμο.

Πίνακας: 4.2.12

<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b> <b>Logmd3, logrealgdp, shortrate,</b>				
<b>Lags in VAR 2</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	23.21923	29.79707	16.72364	21.13162
<b>At most 1</b>	6.495595	15.49471	3.794750	14.26460
<b>At most 2</b>	2.700845	3.841466	2.700845	3.841466

Και εδώ όπως και προηγουμένως ο έλεγχος συνολοκλήρωσης, με ένα υπόδειγμα VAR(2) και τη χρήση του μοντέλου 3 (σταθερό χωρίς τάση), δεν δίνει κανένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης αφού η στατιστική του ίχνους και η στατιστική της μεγίστης ιδιοτιμής λαμβάνουν μικρότερη τιμή από την αντίστοιχη κριτική τιμή χωρίς να απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη μηδενικού διανύσματος συνολοκλήρωσης. Οπότε και σε αυτή την περίπτωση οι μεταβλητές δεν συνολοκλήρονται.

Συνοπτικά βλέπουμε πως για την Πολωνία όταν οι τιμές των μετοχών δεν συμπεριλαμβάνονται στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος M3 δεν υπάρχει κάποια σχέση συνολοκλήρωσης. Ας εξετάσουμε τι συμβαίνει όταν το επίπεδο τιμών των μετοχών συνυπολογιστεί στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος. Ξεκινώντας με τις μεταβλητές της πραγματικής ζήτησης χρήματος M1, πραγματικό εισόδημα, το μακροπρόθεσμο επιτόκιο και το επίπεδο τιμών των μετοχών τότε έχουμε:

Πίνακας: 4.2.13

<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b> <b>Logmd1, logrealgdp, longrate, logrealstock</b>				
<b>Lags in VAR 1</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	74.51881	63.87610	34.48942	32.11832
<b>At most 1</b>	40.02939	42.91525	20.90617	25.82321

<b>At most 2</b>	19.12322	25.87211	12.83471	19.38704
<b>At most 3</b>	6.288505	12.51798	6.288505	12.51798

Έχοντας ένα υπόδειγμα VAR(1) και χρησιμοποιώντας το μοντέλο με σταθερό και τάση (μοντέλο 4) , ο έλεγχος συνολοκλήρωσης Johansen-Juselius δίνει την ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης. Η τιμή της στατιστικής του ίχνους είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή για 5% επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση  $H_0: r=0$  να απορρίπτεται. Το ίδιο δείχνει και η στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής. Όταν η μηδενική υπόθεση είναι  $H_0: r \geq 1$  ή  $H_0: r=1$ , τότε τόσο η στατιστική του ίχνους όσο και η στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής δεν απορρίπτουν την μηδενική υπόθεση καθώς η τιμή τους είναι μικρότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή και συμφωνούν στην ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης. Αυτό το διάνυσμα είναι:

$$[ 1.000000 \quad 0.502496 \quad -0.049718 \quad -0.032069 ]$$

Με την αντίστοιχη μακροχρόνια σχέση

$$M_1^d = -0,502496y + 0,049718i + 0,032069stockprice \quad (4.2.v)$$

Παρατηρούμε πως μπορεί ο έλεγχος συνολοκλήρωσης να δείχνει ότι υπάρχει μια σταθερή μακροχρόνια σχέση αλλά αυτή δεν ισχύει με βάση την οικονομική θεωρία καθώς δίνει αντίθετα πρόσημα από ότι περιμέναμε.

Ας δούμε τα αποτελέσματα όταν το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο παίρνει τη θέση του μακροπρόθεσμου επιτοκίου. Ο παρακάτω πίνακας μας δείχνει τα εξής:

Πίνακας: 4.2.14

<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b> <b>Logmd1, logrealgdp, shortrate, logrealstock</b>				
<b>Lags in VAR 1</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	50.53186	40.17493	26.01840	24.15921
<b>At most 1</b>	24.21345	24.27596	15.75562	17.79730
<b>At most 2</b>	8.757837	12.32090	8.711050	11.22480
<b>At most 3</b>	0.046787	4.129906	0.046787	4.129906

Η στατιστική του ίχνους και η στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής δείχνει την ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης. Συνεπώς και τα δύο τεστ συμφωνούν ότι υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών άρα και σταθερή μακροχρόνια σχέση μεταξύ των

μεταβλητών. Το ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης που υπάρχει και φανερώνει μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών είναι:

$$[1.000000 \quad -0.024564 \quad 0.031268 \quad -0.449741]$$

Η αντίστοιχη μακροχρόνια σχέση είναι:

$$M_1^d = 0,024564y - 0,031268i + 0,449741stockprice \quad (4.2.ξ)$$

Η παραπάνω σχέση που εξήχθη από τον έλεγχο συνολοκλήρωσης δηλώνοντας τη μακροχρόνια σταθερή σχέση είναι σύμφωνη με την οικονομική θεωρία καθώς η ζήτηση χρήματος συσχετίζεται θετικά με το εισόδημα, αρνητικά με το επιτόκιο και θετικά με το επίπεδο τιμών των μετοχών.

Όταν οι εξεταζόμενες μεταβλητές είναι η πραγματική ζήτηση χρήματος M3, το πραγματικό εισόδημα, το μακροπρόθεσμο επιτόκιο και οι τιμές των μετοχών τότε έχουμε:

Πίνακας: 4.2.15

<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b>				
<b>Logmd3, logrealgdp, longrate, logrealstock</b>				
<b>Lags in VAR 1</b>	<b>Trace test</b>	<b>Critical value</b>	<b>Max eigenvalue</b>	<b>criticalvalue</b>
<b>None</b>	63.15589	54.07904	29.73507	28.58808
<b>At most 1</b>	33.42082	35.19275	17.57116	22.29962
<b>At most 2</b>	15.84966	20.26184	10.34603	15.89210
<b>At most 3</b>	5.503627	9.164546	5.503627	9.164546

Κάνοντας τον έλεγχο συνολοκλήρωσης στηριζόμενοι σε ένα υπόδειγμα VAR(1) και στη χρήση του μοντέλου με σταθερό και τάση, υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης με βάση τις τιμές τη στατιστικής του ίχνους και της μέγιστης ιδιοτιμής. Η μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη μηδενικού διανύσματος συνολοκλήρωσης απορρίπτεται και από τα δύο τεστ για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, ενώ όταν η μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης δεν απορρίπτεται και από τα δύο τεστ καθώς η τιμή αυτών είναι μικρότερη από τις αντίστοιχες κριτικές τιμές για 5% επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας. Συνεπώς υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης που αυτό σημαίνει και η ύπαρξη σταθερής μακροχρόνιας σχέσης. Το διάνυσμα συνολοκλήρωσης που δίνει το `enviews` είναι:

$$[1.000000 \quad -1.473557 \quad -0.010599 \quad 0.428870]$$

και η αντίστοιχη μακροχρόνια σχέση είναι:

$$M_1^d = 1,473557y + 0,010599i - 0,428870stockprice \quad (4.2.ο)$$

η οποία δεν είναι σύμφωνη με την οικονομική θεωρία καθώς δίνει θετική συσχέτιση της πραγματικής ζήτησης χρήματος και του επιτοκίου κάτι που δεν ισχύει.

Τέλος θα εξετάσουμε την περίπτωση της πραγματικής ζήτησης χρήματος M3 παίρνοντας το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο και όχι το μακροπρόθεσμο, τα αποτελέσματα που δίνονται απεικονίζονται στον ακόλουθο πίνακα:

Πίνακας: 4.2.16

ΠΟΛΩΝΙΑ		Logmd3, logrealgdp, shortrate, logrealstock		
Lags in VAR 1	Trace test	Critical value	Max eigenvalue	criticalvalue
None	69.18426	63.87610	35.12057	32.11832
At most 1	34.06369	42.91525	21.79926	25.82321
At most 2	12.26443	25.87211	7.565716	19.38704
At most 3	4.698713	12.51798	4.698713	12.51798

Παίρνοντας 1 χρονική υστέρηση και το μοντέλο με σταθερό και τάση, αναλύοντας τον παραπάνω πίνακα βλέπουμε πως όταν η μηδενική υπόθεση αναφέρεται στην ύπαρξη μηδενικού διανύσματος συνολοκλήρωσης τότε η τιμή του trace test είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή για 5% επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας έτσι ώστε να απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση. Το ίδιο ισχύει και με τη στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής. Βλέπουμε ότι τα δύο τεστ συμφωνούν στην ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης το οποίο είναι:

$$[1.000000 \quad -2,713976 \quad 0,459180 \quad -2,036460]$$

Με την αντίστοιχη μακροχρόνια σχέση :

$$M_3^d = 2,713976y - 0,459180i + 2,036460stockprice \quad (4.2.π)$$

Η παραπάνω σχέση είναι συμβατή με την οικονομική θεωρία δίνοντας τα αναμενόμενα αποτελέσματα.

Συνολικά παρατηρούμε για την χώρα της Πολωνίας πως όταν το επίπεδο των τιμών των μετοχών δεν συμπεριλαμβάνεται, τότε δεν υπάρχει καμία σχέση συνολοκλήρωσης υποδηλώνοντας πως δεν υπάρχει καμία σταθερή μακροχρόνια συνάρτηση ζήτησης χρήματος. Τα αποτελέσματα όμως είναι τελείως διαφορετικά όταν συνυπολογιστεί το επίπεδο των τιμών



των μετοχών. Και στις τέσσερις περιπτώσεις υπάρχουν διανύσματα συνολοκλήρωσης που εκφράζουν τις αντίστοιχες μακροχρόνιες σχέσεις. Από αυτές όμως τις σχέσεις συμβατές με την οικονομική θεωρία είναι μόνο οι δύο. Συμπερασματικά και για τις δύο περιπτώσεις και για τις δύο χώρες, ο έλεγχος συνολοκλήρωσης δηλώνει πως είναι σημαντικό ο συνυπολογισμός του πραγματικού επιπέδου των τιμών των μετοχών στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος μαζί με το πραγματικό εισόδημα και κάποιο προσδιορισμό του κόστους διακράτησης χρήματος (επιτόκιο). Διαφορετικά είτε δεν υπάρχει κάποια σταθερή μακροχρόνια σχέση όπως στην περίπτωση της Πολωνίας είτε θα υπάρχει σε λίγες περιπτώσεις όπως στην Τσεχία όπου υπάρχει μόνο για την πραγματική ζήτηση χρήματος M3. Επίσης αξίζει να αναφερθεί πως όταν γίνεται ο έλεγχος συνολοκλήρωσης σε κάθε περίπτωση πραγματοποιείται η γραφική απεικόνιση του Ar Roots Graph προκειμένου να δούμε αν όντως όλες οι μεταβλητές είναι εντός του μοναδιαίου κύκλου όταν υφίσταται συνολοκλήρωση των μεταβλητών. Αυτά τα διαγράμματα είναι διαθέσιμα στο παράρτημα στο τέλος αυτής της εργασίας.

Μέχρι τώρα είδαμε και αναλύσαμε τα αποτελέσματα που έδωσε ο έλεγχος συνολοκλήρωσης σχετικά με το αν υπάρχει κάποιο διάνυσμα συνολοκλήρωσης και συνεπώς κάποια μακροχρόνια σχέση για κάθε χώρα σε κάθε περίπτωση. Τώρα θα δούμε πως το πραγματικό επίπεδο των τιμών των μετοχών επηρεάζει τη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 και M3, δηλαδή αν ασκεί θετική ή αρνητική επιρροή καθώς επίσης και το μέγεθός αυτής της επιρροής. Πιο συνοπτικά στον ακόλουθο πίνακα παρουσιάζονται οι συντελεστές των μακροχρονίων σχέσεων οι οποίοι αποτελούν και τις αντίστοιχες ελαστικότητες:

Πίνακας: 4.2.17

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>		
	<b>Real M1</b>	<b>Real M3</b>
<b>Real income</b>	48,634	0,24
<b>Longrate</b>	-1,371	-0,035
<b>realstock</b>	0,454	0,086
<hr/>		
<b>Real income</b>	12,94	3,0496
<b>shortrate</b>	-0,4995	-0,155
<b>realstock</b>	-0,026	0,59

Για την Τσεχία βλέπουμε πως και για τις δύο περιπτώσεις της πραγματικής ζήτησης χρήματος M3 αλλά και στη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 (όταν ληφθεί το μακροπρόθεσμο επιτόκιο), οι τιμές των μετοχών ασκούν θετική επιρροή στη ζήτηση χρήματος δημιουργώντας ένα θετικό αποτέλεσμα πλούτου (wealth effect). Στη περίπτωση του M1 και του βραχυπρόθεσμου επιτοκίου το επίπεδο των τιμών των μετοχών ασκεί αρνητική επίπτωση στη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 δημιουργώντας το αρνητικό αποτέλεσμα υποκατάστασης (substitution effect).

Για την Πολωνία ο αντίστοιχος πίνακας είναι:

Πίνακας: 4.2.18

<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b>		
	<b>Real M1</b>	<b>Real M3</b>
<b>Real income</b>	-	-
<b>Longrate</b>	-	-
<b>realstock</b>	-	-
<b>Real income</b>	0,025	2,713
<b>shortrate</b>	-0,031	-0,459
<b>realstock</b>	0,45	2,036

Και στην περίπτωση της Πολωνίας το πραγματικό επίπεδο των τιμών των μετοχών επηρεάζει θετικά τη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 (0,45) και M3 (2,036) δημιουργώντας και εδώ το λεγόμενο θετικό αποτέλεσμα πλούτου.

Συνολικά μπορούμε να πούμε πως η θετική επίδραση των τιμών των μετοχών στη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 μπορεί να δικαιολογηθεί ως εξής: καθώς είναι γνωστό πως η ζήτηση χρήματος M1 αναφέρεται στη ζήτηση χρήματος για συναλλακτικούς σκοπούς, η αύξηση των τιμών των μετοχών δημιουργεί μια αύξηση στην ταχύτητα των χρηματοοικονομικών συναλλαγών. Η ζήτηση χρήματος θα αυξηθεί προκειμένου να ικανοποιηθεί αυτός ο αυξημένος αριθμός των χρηματοοικονομικών συναλλαγών. Η ζήτηση χρήματος M3 αναφέρεται στη ζήτηση χρήματος για κερδοσκοπικούς σκοπούς. Σύμφωνα με τον Friedmann (1988) το θετικό αποτέλεσμα πλούτου που δημιουργείται από την αύξηση των τιμών των μετοχών μπορεί να αυξήσει τα αναμενόμενα κέρδη που προέρχονται από στοιχεία που ενέχουν περισσότερο κίνδυνο απ' ό,τι στοιχεία που θεωρούνται πιο "ασφαλή", χωρίς αυτό να σημαίνει πως θα αλλάξουν οι προτιμήσεις ως προς τον κίνδυνο (risk averse, risk lover),

έτσι ώστε η αύξηση των τιμών των μετοχών μπορεί να ωθήσει τους επενδυτές να διακρατήσουν μεγαλύτερο ποσό των πιο "ασφαλή" στοιχείων (π.χ χρήμα) στο χαρτοφυλάκιο τους. Έτσι λοιπόν η αύξηση του επίπεδου τιμών των μετοχών σημαίνει πως οι επενδυτές θα ζητήσουν μεγαλύτερη ποσότητα χρήματος για κερδοσκοπικούς σκοπούς το οποίο θα διατηρήσουν στο χαρτοφυλάκιο τους καθώς είναι προτιμητέο να κατέχουν πιο "ασφαλή" στοιχεία. Από την άλλη το αρνητικό αποτέλεσμα υποκατάστασης μπορεί να ερμηνευθεί ως εξής: η αύξηση των τιμών των μετοχών έχει ως αποτέλεσμα οι μετοχές να γίνουν πιο ελκυστικές ως μέρος του χαρτοφυλακίου κάτι το οποίο μπορεί να προκαλέσει μια αλλαγή των προτιμήσεων των επενδυτών καθώς τώρα θα είναι πιο πρόθυμοι να διατηρήσουν στο χαρτοφυλάκιο τους μεγαλύτερο αριθμό μετοχών παρά ρευστά διαθέσιμα.

### 4.3 Διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λάθους (VECM)

Καθώς ολοκληρώθηκε ο έλεγχος συνολοκλήρωσης και είδαμε τις σταθερές μακροχρόνιες σχέσεις, μπορούμε να προχωρήσουμε και να εξετάσουμε το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VECM) για τις σχέσεις που αναφέρθηκε παραπάνω ότι είναι συμβατές με την οικονομική θεωρία. Όπως έχει αναφερθεί και παραπάνω όταν οι μεταβλητές ενός υποδείγματος είναι συνολοκληρωμένες τότε υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ανάμεσα τους. Βραχυχρόνια όμως οι μεταβλητές αυτές μπορεί να είναι σε ανισορροπία. Η δυναμική της βραχυχρόνιας αυτής σχέσης ανισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών μπορεί να διατυπωθεί ως ένα υπόδειγμα διόρθωσης λάθους (Κάτος 2004).

Έτσι λοιπόν, πιο αναλυτικά σε κάθε περίπτωση έχουμε, με βάση τα αποτελέσματα που έδωσε το ενviews:

Να αναφέρουμε πρώτα από όλα ότι για την Τσεχία βρέθηκε μια μακροχρόνια σχέση συνολοκλήρωσης χωρίς να συμπεριλαμβάνονται οι τιμές των μετοχών όπου πρέπει να εκτιμήσουμε το υπόδειγμα διόρθωσης λάθους. Έτσι έχουμε:

Πίνακας: 4.3.1

ΤΣΕΧΙΑ	Logmd3, logrealgdp, longrate
<b>CointEq2</b>	-0,187234
	(0,05020) standard error
	[-3,72795] t-statistic
Τυπικά σφάλματα στις παρενθέσεις ( ) και t-statistic σε [ ]	

Ο όρος διόρθωσης λάθους είναι ο συντελεστής προσαρμογής και δείχνει την προσαρμογή ή την απόκλιση της εξαρτημένης μεταβλητής από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας τριμηνιαίως. Ο όρος διόρθωσης λάθους ή ο βραχυχρόνιος συντελεστής είναι αρνητικός και ίσος με -0,187 καθώς επίσης και στατιστικά σημαντικός καθώς  $|t\text{-statistic}| > 2$ . Το 0,187 της απόκλισης της πραγματικής ζήτησης χρήματος M3 από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας διορθώνεται τριμηνιαίως. Υπάρχει μια σχετικά αργή προσαρμογή της πραγματικής ζήτησης χρήματος M3 προς την μακροχρόνια ισορροπία.

Όταν λαμβάνεται υπόψη και το επίπεδο τιμών των μετοχών τότε η εκτίμηση του διανυσματικού υποδείγματος διόρθωσης λάθους έχει σε κάθε περίπτωση ως ακολούθως:

Πίνακας: 4.3.2

ΤΣΕΧΙΑ	Logmd1,logrealgdp, shortrate, logrealstock	Logmd1, logrealgdp, longrate, logrealstock
<b>Συντελεστής προσαρμογής</b>	-0,028460 (0,00454) [-6,26652]	-0,142282 (0,02457) [-5,78998]
Τυπικά σφάλματα στις παρενθέσεις ( ) και t-statistic σε [ ]		

Από τη μια ο συντελεστής προσαρμογής είναι ίσος με -0,028 και στατιστικά σημαντικός (-6,27) καθώς  $|t| > 2$ . Αυτό σημαίνει πως το 0,028 της απόκλισης της πραγματικής ζήτησης χρήματος M1 από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας διορθώνεται τριμηνιαίως. Δηλαδή μια πολύ αργή προσαρμογή της πραγματικής ζήτησης χρήματος M1 προς το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας. Από την άλλη ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι ίσος με -0,142 και στατιστικά σημαντικός (-5,79) καθώς  $|t| > 2$ . Όπως και πριν, ο συντελεστής προσαρμογής δείχνει πως το 0,142 της απόκλισης της πραγματικής ζήτησης χρήματος M1 από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας διορθώνεται τριμηνιαίως, δηλώνοντας σχετικά αργή προσαρμογή του υποδείγματος προς την μακροχρόνια ισορροπία.

Πίνακας: 4.3.3

ΤΣΕΧΙΑ	Logmd3,logrealgdp, longrate, logrealstock	Logmd3,logrealgdp, shortrate, logrealstock
<b>Συντελεστής</b>	-0,054379	-0,191720

<b>προσαρμογής</b>	(0,01065)	(0,06013)
	[-5,10618]	[-3,18865]
Τυπικά σφάλματα στις παρενθέσεις ( ) και t-statistic σε [ ]		

Από τον παραπάνω πίνακα βλέπουμε πως στη μια περίπτωση ο όρος διόρθωσης λάθους ή ο συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός και ίσος με -0,0544 και στατιστικά σημαντικός καθώς η τιμή του t σε απόλυτες τιμές είναι μεγαλύτερη από 2 και ίσος με  $|t|=5,106$ . Εδώ το 0,0544 της απόκλισης της πραγματικής ζήτησης χρήματος M3 από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας διορθώνεται τριμηνιαίως. Δηλαδή μια πολύ αργή προσαρμογή της πραγματικής ζήτησης χρήματος M3 προς το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας. Και στην δεύτερη περίπτωση ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι αρνητικός (-0,192) και στατιστικά σημαντικός ( $|t|=3,19>2$ ). Το 0,192 της απόκλισης της πραγματικής ζήτησης χρήματος M3 από την μακροχρόνια ισορροπία διορθώνεται τριμηνιαίως. Δηλαδή μια σχετικά αργή προσαρμογή της πραγματικής ζήτησης χρήματος M3 προς το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας.

Συνοπτικά παρατηρούμε πως η ταχύτητα προσαρμογής της πραγματικής ζήτησης χρήματος M1 και M3 προς την μακροχρόνια ισορροπία για την χώρα της Τσεχίας είναι αρκετά αργή καθώς ο συντελεστής προσαρμογής λαμβάνει μικρές τιμές.

Είδαμε λοιπόν ως τώρα τη βραχυχρόνια προσαρμογή του κάθε υποδείγματος για την Τσεχία. Η ίδια διαδικασία θα πραγματοποιηθεί και για την χώρα της Πολωνίας. Έτσι πιο αναλυτικά σε κάθε περίπτωση το υπόδειγμα VECM δίνει:

Πίνακας: 4.3.4

<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b>	<b>Logmd1,logrealgdp, shortrate, logrealstock</b>	<b>Logmd3,logrealgdp, shortrate, logrealstock</b>
<b>Συντελεστής</b>	0,070673	0,003670
<b>προσαρμογής</b>	(0,06280)	(0,00239)
	[1,12529]	[1,53660]
Τυπικά σφάλματα σε παρένθεση, t-statistics σε [ ]		

Παρατηρούμε πως ο συντελεστής προσαρμογής είναι ίσος με 0,070673 και στατιστικά μη σημαντικό καθώς  $|t|=1,13<2$  δείχνοντας την τριμηνιαία βραχυχρόνια προσαρμογή της πραγματικής ζήτησης χρήματος M1 από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας. Δηλαδή μια

πολύ αργή προσαρμογή της πραγματικής ζήτησης χρήματος M1 προς το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας.

Η ίδια ερμηνεία γίνεται και στην δεύτερη μακροχρόνια συνάρτηση καθώς και εδώ ο όρος διόρθωσης λάθους είναι θετικός αριθμός (0,003670) και μη στατιστικά σημαντικός ( $|t|=1,54 < 2$ ), δείχνοντας ότι το 0,0037 της απόκλισης πραγματικής ζήτησης χρήματος M3 από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας διορθώνεται τριμηνιαίως, δηλώνοντας **μια πολύ** αργή προσαρμογή της πραγματικής ζήτησης χρήματος M3 προς το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας.

Παρατηρούμε πως για την χώρα της Πολωνίας η ταχύτητα προσαρμογής προς το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας είναι πάρα πολύ αργή καθώς ο όρος διόρθωσης λάθους ή διαφορετικά ο συντελεστής προσαρμογής λαμβάνει πολύ μικρές τιμές.

Συμπερασματικά και για τις δύο χώρες παρατηρούμε πως το υπόδειγμα διόρθωσης λάθους έδειξε πολύ αργή προσαρμογή της πραγματικής ζήτησης χρήματος M1 και M3 προς την μακροχρόνια ισορροπία. Συγκεκριμένα η προσαρμογή της πραγματικής ζήτησης χρήματος για την χώρα της Πολωνίας πραγματοποιείται πιο αργά συγκριτικά με την Τσεχία.

#### 4.4 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger.

Τέλος πριν κλείσει η εμπειρική διερεύνηση της παρούσας εργασίας θα παρουσιάσουμε τον έλεγχο αιτιότητας με τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger. Ο συγκεκριμένος έλεγχος αναφέρεται σε βραχυχρόνιο επίπεδο καθώς πραγματοποιείται πάνω στο υπόδειγμα διόρθωσης λάθους όπου και οι σειρές είναι της μορφής I(1). Τα αποτελέσματα που εξήχθησαν από το enviews είναι:

Πίνακας: 4.4.1

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>			
<b>Dependent variable: D(LOGMD3)</b>	<b>Chi-sq</b>	<b>df</b>	<b>Prob.</b>
<b>D(LOGREALGDP)</b>	23.89558	3	0.0000
<b>D(SHORTRATE)</b>	21.35867	3	0.0001
<b>All</b>	36.52118	6	0.0000

Η μηδενική υπόθεση είναι:

Ho: το X (ανεξάρτητη μεταβλητή) δεν προκαλεί κατά Granger το Y(εξαρτημένη μεταβλητή).

Ο έλεγχος θα γίνει με βάση το Probability, δηλαδή αν ισχύει  $P < \alpha$  απορρίπτω την  $H_0$ . Έτσι για την μεταβλητή του πραγματικού εισοδήματος το  $P=0,000 < \alpha=0,05, \alpha=0,10, \alpha=0,01$  επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας κάτι που σημαίνει πως η μηδενική υπόθεση  $H_0$  απορρίπτεται και συνεπώς η ανεξάρτητη μεταβλητή  $D(\text{LOGREALGDP})$  προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή  $D(\text{LOGMD3})$ . Ομοίως για την μεταβλητή  $D(\text{SHORTRATE})$  προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή  $D(\text{LOGMD3})$  καθώς η  $H_0$  απορρίπτεται αφού ισχύει ότι  $P=0,001 < \alpha=0,05, \alpha=0,10$ , επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.

*Δηλαδή παρατηρούμε να υπάρχει επίδραση από  $D(\text{LOGREALGDP}) \rightarrow D(\text{LOGMD3})$  καθώς επίσης και επίδραση από  $D(\text{SHORTRATE}) \rightarrow D(\text{LOGMD3})$*

Όταν προστίθεται και το πραγματικό επίπεδο τιμών των μετοχών για κάθε περίπτωση έχουμε:

Πίνακας: 4.4.2

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>			
<b>Dependent variable: D(LOGMD1)</b>			
	Chi-sq	df	Prob.
<b>D(LOGREALGDP)</b>	4.450004	2	0.1081
<b>D(LONGRATE)</b>	13.28688	2	0.0013
<b>D(LOGREALSTOCK)</b>	7.419529	2	0.0245
<b>All</b>	28.53976	6	0.0001

Εδώ παρατηρούμε η μεταβλητή  $D(\text{LOGREALGDP})$  να μην επηρεάζει την εξαρτημένη μεταβλητή καθώς  $P=0,1081 > \alpha=0,05, \alpha=0,10, \alpha=0,01$ , συνεπώς δεν απορρίπτεται η  $H_0$  και η μεταβλητή  $X$  ( $D(\text{LOGREALGDP})$ ) δεν προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή  $Y$  ( $D(\text{LOGMD1})$ ). Για την μεταβλητή  $D(\text{LONGRATE})$   $P=0,0013 < \alpha=0,05, \alpha=0,10$  επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας κάτι που σημαίνει πως προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή. Αντιθέτως για  $\alpha=0,01, P > \alpha$  και η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται έτσι ώστε η  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger την  $Y$ . Τέλος για την  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  ισχύει  $P(0,0245) < \alpha=0,05, \alpha=0,10$  όποτε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και η  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  προκαλεί κατά Granger τη  $D(\text{LOGMD1})$ . Για  $\alpha=0,01$  η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται καθώς ισχύει  $P > \alpha$ , άρα η  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger την  $Y$ .

*Εδώ με λίγα λόγια παρατηρούμε ότι οι βραχυχρόνιες μεταβολές στο εισόδημα δεν επηρεάζουν τις βραχυχρόνιες μεταβολές της ζήτησης χρήματος  $D(\text{LOGREALGDP}) - D(\text{LOGMD1})$ , επίσης παρατηρούμε να υπάρχει επίδραση από το μακροπρόθεσμο επιτόκιο στη ζήτηση χρήματος  $M1$*

$D(\text{LONGRATE}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$  (για  $\alpha=0,05$  και  $\alpha=0,01$ ) και επίδραση από  $D(\text{LOGREALSTOCK}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$ .

Πίνακας: 4.4.3

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>			
<b>Dependent variable: D(LOGMD1)</b>			
	Chi-sq	df	Prob.
<b>D(LOGREALGDP)</b>	5.244934	2	0.0726
<b>D(SHORTRATE)</b>	24.95378	2	0.0000
<b>D(LOGREALSTOCK)</b>	6.771197	2	0.0339
<b>All</b>	31.85465	6	0.0000

Από τον παραπάνω πίνακα βλέπουμε ότι η μεταβλητή  $D(\text{LOGREALGDP})$  δεν επηρεάζει την εξαρτημένη μεταβλητή καθώς  $P=0,0726 > \alpha=0,05, \alpha=0,01$ . Για  $\alpha=0,10$  ισχύει ότι  $P < \alpha$  συνεπώς η  $H_0$  απορρίπτεται και η μεταβλητή  $X$  ( $D(\text{LOGREALGDP})$ ) προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή  $Y$  ( $D(\text{LOGMD1})$ ). Για την μεταβλητή  $D(\text{SHORTRATE})$   $P=0,0000 < \alpha=0,05, \alpha=0,10$  και  $\alpha=0,01$  επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας κάτι που σημαίνει πως προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή. Τέλος για την  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  ισχύει  $P(0,0339) < \alpha=0,05, \alpha=0,01$  οπότε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και η  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  προκαλεί κατά Granger τη  $D(\text{LOGMD1})$ . Για  $\alpha=0,10$  η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται καθώς ισχύει  $P > \alpha$ , άρα η  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger την  $Y$ .

Με λίγα λόγια υπάρχει επίδραση από  $D(\text{LOGREALGDP}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$  (μόνο για  $\alpha=0,10$ ), επιπλέον επίδραση από  $D(\text{SHORTRATE}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$  (για  $\alpha=0,05$  και  $\alpha=0,01$ ) και τέλος επίδραση από  $D(\text{LOGREALSTOCK}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$  (για  $\alpha=0,05$  και  $\alpha=0,01$ ).

Στη συνέχεια για την πραγματική ζήτηση χρήματος  $M3$  έχουμε:

Πίνακας: 4.4.4

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>			
<b>Dependent variable: D(LOGMD1)</b>			
	Chi-sq	df	Prob.
<b>D(LOGREALGDP)</b>	0.208267	1	0.6481
<b>D(LONGRATE)</b>	4.187419	1	0.0407
<b>D(LOGREALSTOCK)</b>	2.012601	1	0.1560
<b>All</b>	8.471445	3	0.0372

Εδώ παρατηρούμε ότι για την μεταβλητή  $D(\text{LOGREALGDP})$ ,  $P(0,681) > \alpha=0,05, \alpha=0,01$



και  $\alpha=0,10$  έτσι ώστε η  $H_0$  να μην απορρίπτεται και συνεπώς να μην προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή  $Y$  ( $D(\text{LOGMD3})$ ). Για την μεταβλητή  $D(\text{LONGRATE})$  ισχύει  $P=0,0407 < \alpha=0,05$  και  $\alpha=0,10$  επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας κάτι που σημαίνει πως προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή. Για  $\alpha=0,01$  ισχύει ότι  $P > \alpha$  συνεπώς η  $H_0$  δεν απορρίπτεται και η μεταβλητή  $X$  ( $D(\text{LOGREALGDP})$ ) δεν προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή  $Y$  ( $D(\text{LOGMD1})$ ). Τέλος για την  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  ισχύει  $P(0,0372) < \alpha=0,05$ ,  $\alpha=0,01$  όποτε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και η  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  προκαλεί κατά Granger τη  $D(\text{LOGMD1})$ . Για  $\alpha=0,10$  η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται καθώς ισχύει  $P > \alpha$ , άρα η  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger την  $Y$ .

*Σε αυτήν την περίπτωση παρατηρούμε πως οι βραχυχρόνιες μεταβολές του εισοδήματος δεν επηρεάζουν τις βραχυχρόνιες μεταβολές στη ζήτηση χρήματος  $M1$ ,  $D(\text{LOGREALGDP}) - D(\text{LOGMD1})$ , υπάρχει επίδραση από το επιτόκιο των δεκαετών ομολόγων στη ζήτηση χρήματος  $M1$ ,  $D(\text{LONGRATE}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$  (για  $\alpha=0,05$  και  $\alpha=0,10$ ) καθώς επίσης υπάρχει επίδραση από τις τιμές των μετοχών στη ζήτηση χρήματος  $M1$ ,  $D(\text{LOGREALSTOCK}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$  (για  $\alpha=0,05$  και  $\alpha=0,01$ ).*

Και τελευταία περίπτωση για την Τσεχία:

Πίνακας: 4.4.5

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>			
<b>Dependent variable: D(LOGMD3)</b>			
	Chi-sq	df	Prob.
<b>D(LOGREALGDP)</b>	21.79452	4	0.0002
<b>D(SHORTRATE)</b>	19.46158	4	0.0006
<b>D(LOGREALSTOCK)</b>	13.18978	4	0.0104
<b>All</b>	61.20956	12	0.0000

Από τον παραπάνω πίνακα βλέπουμε ότι για τη μεταβλητή  $D(\text{LOGREALGDP})$  ισχύει ότι  $P(0,0002) < \alpha=0,05$ ,  $\alpha=0,01$  και  $\alpha=0,10$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να απορρίπτεται και να προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή  $D(\text{LOGMD3})$ . Για την μεταβλητή  $D(\text{SHORTRATE})$  ισχύει το ίδιο καθώς  $P=0,0006 < \alpha=0,05$ ,  $\alpha=0,10$  και  $\alpha=0,01$  επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας κάτι που σημαίνει πως προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή. Τέλος για την  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  ισχύει  $P(0,0104) < \alpha=0,05$ ,  $\alpha=0,10$  όποτε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και η  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  προκαλεί κατά Granger τη  $D(\text{LOGMD1})$ . Για  $\alpha=0,01$  η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται καθώς ισχύει  $P > \alpha$ , άρα η  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger την  $Y$ .

Υπάρχει επίδραση από  $D(\text{LOGREALGDP}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$ , και επίδραση από  $D(\text{SHORTRATE}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$  καθώς επίσης επίδραση από  $D(\text{LOGREALSTOCK}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$  (για  $\alpha=0,05$  και  $\alpha=0,10$ ).

Με λίγα λόγια παρατηρούμε πως οι βραχυχρόνιες μεταβολές του εισοδήματος επηρεάζουν τις βραχυχρόνιες μεταβολές της ζήτησης χρήματος M1 και M3 (όταν ληφθεί το επιτόκιο της αγοράς χρήματος), συνεπώς υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας του πραγματικού εισοδήματος και πραγματικής ζήτησης χρήματος M1 και M3, (δηλαδή:  $\text{gdp} \rightarrow \text{M1}$  και  $\text{gdp} \rightarrow \text{M3}$ ). Αντιθέτως δεν υπάρχουν βραχυχρόνιες μεταβολές του εισοδήματος προς τις βραχυχρόνιες μεταβολές της ζήτησης χρήματος M1 και M3 (όταν ληφθεί το επιτόκιο των δεκαετών ομολόγων), δηλαδή δεν υπάρχει κάποια σχέση αιτιότητας μεταξύ των εν λόγω μεταβλητών έτσι ώστε οι μεταβλητές να είναι ανεξάρτητες (δηλαδή:  $\text{gdp} - \text{M1}$  και  $\text{gdp} - \text{M3}$ ). Επίσης οι βραχυχρόνιες μεταβολές του επιτοκίου της αγοράς χρήματος και του επιτοκίου των δεκαετών ομολόγων επηρεάζουν τη ζήτηση χρήματος M1 και M3 έτσι ώστε να υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας (δηλαδή:  $\text{shortrate} \rightarrow \text{M1}$  και  $\text{shortrate} \rightarrow \text{M3}$  από τη μια και από την άλλη  $\text{longrate} \rightarrow \text{M1}$  και  $\text{longrate} \rightarrow \text{M3}$ ). Τέλος βραχυχρόνιες μεταβολές του χρηματιστηρίου επιδρούν στη ζήτηση χρήματος M1 και M3. Με λίγα λόγια υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τις τιμές των χρηματιστηριακών τιμών στη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 από τη μια, και M3 από την άλλη, (δηλαδή:  $\text{stockprice} \rightarrow \text{M1}$  και  $\text{stockprice} \rightarrow \text{M3}$ ).

Ας πραγματοποιήσουμε τον ίδιο έλεγχο για την χώρα της Πολωνίας.

Πίνακας: 4.4.6

<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b>			
<b>Dependent variable: D(LOGMD1)</b>			
	Chi-sq	df	Prob.
<b>D(LOGREALGDP)</b>	1.891865	1	0.1690
<b>D(SHORTRATE)</b>	2.075194	1	0.1497
<b>D(LOGREALSTOCK)</b>	4.393654	1	0.0361
<b>All</b>	7.039122	3	0.0707

Παρατηρούμε πως για τη μεταβλητή  $D(\text{LOGREALGDP})$  ισχύει ότι  $P(0,1690) > \alpha=0,05$ ,  $\alpha=0,01$  και  $\alpha=0,10$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται και συνεπώς η  $X$  να μην προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή  $D(\text{LOGMD3})$ . Για την μεταβλητή  $D(\text{SHORTRATE})$  ισχύει το ίδιο καθώς  $P=0,1497 > \alpha=0,05$ ,  $\alpha=0,10$  και  $\alpha=0,01$  επίπεδο

στατιστικής σημαντικότητας κάτι που σημαίνει πως δεν προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή. Τέλος για την  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  ισχύει  $P(0,0361) < \alpha=0,05$ ,  $\alpha=0,10$  όποτε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και η  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  προκαλεί κατά Granger τη  $D(\text{LOGMD1})$ . Για  $\alpha=0,01$  η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται καθώς ισχύει  $P > \alpha$ , άρα η  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger την  $Y$ .

*Οι βραχυχρόνιες μεταβολές του εισοδήματος δεν επηρεάζουν τις βραχυχρόνιες μεταβολές της ζήτησης χρήματος  $M1$ ,  $D(\text{LOGREALGDP}) - D(\text{LOGMD1})$ , καθώς επίσης οι βραχυχρόνιες μεταβολές του επιτοκίου της αγοράς χρήματος δεν επηρεάζουν τις βραχυχρόνιες μεταβολές της ζήτησης χρήματος,  $D(\text{SHORTRATE}) - D(\text{LOGMD1})$  και τέλος κάτι σημαντικό ότι οι βραχυχρόνιες μεταβολές του χρηματιστηρίου επιδρούν στη ζήτηση χρήματος,  $D(\text{LOGREALSTOCK}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$  (για  $\alpha=0,05$  και  $\alpha=0,10$ ).*

Και τέλος:

Πίνακας: 4.4.7

<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b>			
<b>Dependent variable: D(LOGMD3)</b>			
	Chi-sq	df	Prob.
<b>D(LOGREALGDP)</b>	2.312443	1	0.1283
<b>D(SHORTRATE)</b>	0.979836	1	0.3222
<b>D(LOGREALSTOCK)</b>	4.343871	1	0.0371
<b>All</b>	7.538892	3	0.0566

Βλέπουμε ότι για τη μεταβλητή  $D(\text{LOGREALGDP})$  ισχύει  $P(0,1283) > \alpha=0,05$ ,  $\alpha=0,01$  και  $\alpha=0,10$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται και συνεπώς η  $X$  μα μην προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή  $D(\text{LOGMD3})$ . Για την μεταβλητή  $D(\text{SHORTRATE})$  ισχύει το ίδιο καθώς  $P=0,3222 > \alpha=0,05$ ,  $\alpha=0,10$  και  $\alpha=0,01$  επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας κάτι που σημαίνει πως δεν προκαλεί κατά Granger την εξαρτημένη μεταβλητή. Τέλος για την  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  ισχύει  $P(0,0371) < \alpha=0,05$ ,  $\alpha=0,10$  όποτε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και η  $D(\text{LOGREALSTOCK})$  προκαλεί κατά Granger τη  $D(\text{LOGMD3})$ . Για  $\alpha=0,01$  η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται καθώς ισχύει  $P > \alpha$ , άρα η  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger την  $Y$ .

*Και εδώ παρατηρούμε πως οι βραχυχρόνιες μεταβολές του εισοδήματος δεν επηρεάζουν τις βραχυχρόνιες μεταβολές της ζήτησης χρήματος,  $D(\text{LOGREALGDP}) - D(\text{LOGMD1})$  επίσης οι βραχυχρόνιες μεταβολές του επιτοκίου της αγοράς χρήματος δεν επηρεάζουν τη ζήτηση χρήματος,  $D(\text{SHORTRATE}) \rightarrow D(\text{LOGMD1})$  και τέλος βραχυχρόνιες μεταβολές του*

χρηματιστηρίου επιδρούν στη ζήτηση χρήματος  $D(\text{LOGREALSTOCK}) \rightarrow D(\text{LOGMD3})$  (για  $\alpha=0,05$  και  $\alpha=0,10$ ).

Συνοπτικά ο έλεγχος αιτιότητας για την Πολωνία έδειξε πως οι βραχυχρόνιες μεταβολές του εισοδήματος δεν επηρεάζουν τις βραχυχρόνιες μεταβολές της ζήτησης χρήματος M1 και M3, επίσης οι βραχυχρόνιες μεταβολές του επιτοκίου της αγοράς χρήματος δεν επηρεάζουν τη ζήτηση χρήματος M1 και M3 και τέλος βραχυχρόνιες μεταβολές του χρηματιστηρίου επιδρούν στη ζήτηση χρήματος M1 και M3. Με λίγα λόγια υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τις τιμές των χρηματιστηριακών τιμών στη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 από τη μια, και M3 από την άλλη, (δηλαδή:  $\text{stockprice} \rightarrow \text{M1}$  και  $\text{stockprice} \rightarrow \text{M3}$ ).

Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα από τις δύο χώρες βλέπουμε πως και στην Τσεχία και στην Πολωνία οι βραχυχρόνιες μεταβολές του χρηματιστηρίου επιδρούν στη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 και M3. Αντιθέτως οι βραχυχρόνιες μεταβολές του εισοδήματος επηρεάζουν τις βραχυχρόνιες μεταβολές της ζήτησης χρήματος M1 και M3 για την Τσεχία ενώ δεν ισχύει κάτι τέτοιο για την Πολωνία. Και τέλος οι βραχυχρόνιες μεταβολές του επιτοκίου δεν επηρεάζουν τη ζήτηση χρήματος M1 και M3 στην Πολωνία, ενώ στην Τσεχία ισχύει το αντίθετο, οι βραχυχρόνιες μεταβολές του επιτοκίου επηρεάζουν τη ζήτηση χρήματος M1 και M3.

Επίσης, καθώς πραγματοποιήθηκαν οι παραπάνω έλεγχοι, για τις σχέσεις που αποδεχθήκαμε πραγματοποιήθηκαν και οι έλεγχοι κανονικότητας, αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων. Από τα αποτελέσματα που έδωσε το *enviews*, παρατηρήθηκε πως κανένα υπόδειγμα δεν έχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης. Οι υποθέσεις ελέγχου είναι:  $H_0$ : δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση και  $H_1$ : έχουμε αυτοσυσχέτιση. Για όλα τα υποδείγματα που αποδεχόμαστε και γίνεται έλεγχος αυτοσυσχέτισης ισχύει  $P > \alpha$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται και συνεπώς δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης. Ομοίως για τον έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας οι αντίστοιχες υποθέσεις ελέγχου είναι:  $H_0$ : ομοσκεδαστικότητα και  $H_1$ : ετεροσκεδαστικότητα. Για όλα τα αποδεκτά υποδείγματα σε γενικές γραμμές ισχύει  $P > \alpha$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται και συνεπώς δεν υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας. Ο έλεγχος κανονικότητας απορρίπτει την μηδενική υπόθεση  $H_0$ : τα σφάλματα κατανέμονται κανονικά για την Τσεχία ενώ για την Πολωνία η αντίστοιχη μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται καθώς ισχύει  $P > \alpha$ .

Επίσης πραγματοποιήθηκε για κάθε περίπτωση ο έλεγχος αποτελέσματος ARCH (Arch effect). Τα αποτελέσματα έδειξαν πως δεν υπάρχει αποτέλεσμα ARCH καθώς σε κάθε περίπτωση η τιμή του P είναι μεγαλύτερη από το  $\alpha$  (0,05 ή 0,01 ή 0,10).

<b>ΤΣΕΧΙΑ</b>	<i>Md1,gdp,</i> <i>shortrate,</i> <i>stockprice</i>	<i>Md1,gdp,</i> <i>longrate,</i> <i>stockprice</i>	<i>Md3,gdp,</i> <i>shortrate,</i> <i>stockprice</i>	<i>Md3,gdp,</i> <i>longrate,</i> <i>stockprice</i>
	P: 0.8973	P: 0.4157	P: 0.4627	P: 0.9910
<b>ΠΟΛΩΝΙΑ</b>			<i>Md3,gdp,</i> <i>shortrate,</i> <i>stockprice</i>	<i>Md3,gdp,</i> <i>longrate,</i> <i>stockprice</i>
			P: 0.1913	P: 0.6907

Σημείωση: Πραγματοποιήθηκαν τα διαγράμματα διάσπασης τα οποία δεν συμπεριλήφθηκαν όμως είναι διαθέσιμα στον αναγνώστη.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

### ΣΥΖΗΤΗΣΗ - ΣΧΟΛΙΑΣΜΟΣ

Σε αυτήν την μελέτη ερευνήθηκε πώς το επίπεδο των τιμών των μετοχών (stockprice) επηρεάζει τη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 και M3, για τις χώρες Τσεχία και Πολωνία, δύο σημαντικά αναπτυσσόμενες οικονομίες της ανατολικής Ευρώπης στις οποίες η αγορά του χρηματιστηρίου διανύει περιόδους ανάπτυξης. Η εργασία στηρίχθηκε σε τριμηνιαία δεδομένα όπου για την Τσεχία αφορά το διάστημα 1997(Q1) έως 2009(Q4) και την Πολωνία η υπό εξέταση περίοδος είναι 1995(Q1) έως 2007(Q4). Και για τις δύο χώρες χρησιμοποιήθηκε η στενή έννοια του χρήματος M1 (narrow money demand) σε πραγματικούς όρους και η ευρεία έννοια της ζήτησης χρήματος M3 σε πραγματικούς όρους (broad money demand), το πραγματικό επίπεδο εισοδήματος, το επίπεδο του μακροπρόθεσμου επιτοκίου των δεκαετών ομολόγων και του βραχυπρόθεσμου επιτοκίου της αγοράς χρήματος και το πραγματικό επίπεδο τιμών των μετοχών, stockprice. Η οικονομετρική μεθοδολογία χρησιμοποιήθηκε για δύο περιπτώσεις. Η πρώτη είναι αυτή όπου οι τιμές μετοχών δεν συνυπολογίζονται στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος και στη δεύτερη περίπτωση όπου οι τιμές μετοχών λαμβάνονται υπόψη. Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης μέσω της διαδικασίας του Johansen – Juselius για την Τσεχία, για την πρώτη περίπτωση, έδειξε πως υπάρχει μόνο μια σταθερή μακροχρόνια συνάρτηση πραγματικής ζήτησης χρήματος M3. Στη δεύτερη περίπτωση, τα αποτελέσματα που εξήχθησαν ήταν τελείως διαφορετικά. Η συνολοκλήρωση και των τεσσάρων σχέσεων που εξετάζονται φανερώνει την ύπαρξη σταθερής μακροχρόνιας συνάρτησης ζήτησης χρήματος M1 και M3. Πιο συγκεκριμένα στην περίπτωση της Τσεχίας το επίπεδο των τιμών των μετοχών επηρεάζει θετικά τη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 (όταν ληφθεί το μακροχρόνιο επιτόκιο) και τη πραγματική ζήτηση χρήματος M3, δημιουργώντας ένα θετικό αποτέλεσμα πλούτου (wealth effect), και αρνητικά την πραγματική ζήτηση χρήματος M1 όταν ληφθεί το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο δημιουργώντας ένα αποτέλεσμα υποκατάστασης (substitution effect). Για την χώρα της Πολωνία δε βρέθηκε καμία σχέση συνολοκλήρωσης με την αντίστοιχη μακροχρόνια σχέση, όταν δεν λαμβάνεται υπόψη το επίπεδο τιμών των μετοχών. Αντιθέτως η συμπερίληψη αυτής της μεταβλητής (stockprice) δίνει την ύπαρξη μακροχρόνιας συνάρτησης ζήτησης χρήματος M1 και M3 καθώς δύο από τις τέσσερις σχέσεις συνολοκλήρωνονται. Και εδώ οι τιμές των μετοχών επηρεάζουν θετικά τη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 και M3 δημιουργώντας ένα θετικό αποτέλεσμα πλούτου (wealth effect). Συνολικά παρατηρείται πως η ύπαρξη σταθερής

μακροχρόνιας συνάρτησης ζήτησης χρήματος M1 και M3 απαιτεί τον συνυπολογισμό των τιμών των μετοχών. Παρατηρούμε πως όταν παίρνουμε το M3 αντί του M1 τα αποτελέσματα δεν διαφέρουν και πολύ. Στην Πολωνία είτε πάρουμε το M1 είτε το M3, υπάρχει αποτέλεσμα πλούτου (θετική σχέση M1 ή M3 και τιμών μετοχών), στην Τσεχία υπάρχει, επίσης, θετικό αποτέλεσμα πλούτου δηλαδή θετική σχέση M1 ή M3 και τιμών μετοχών, ενώ μόνο στην περίπτωση που ληφθεί το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο στο M1 υπάρχει αρνητικό αποτέλεσμα υποκατάστασης. Το θετικό αποτέλεσμα πλούτου, από τη μία, σημαίνει πως θα αυξηθεί η ζήτηση χρήματος προκειμένου να πραγματοποιηθούν οι αυξημένες χρηματοοικονομικές συναλλαγές, και από την άλλη θα αυξηθεί η ζήτηση χρήματος από τους επενδυτές λόγω του ότι προτιμούν να διατηρούν στο χαρτοφυλάκιο τους "ασφαλή" στοιχεία όπως ρευστά διαθέσιμα από ότι να διατηρούν στοιχεία με μεγαλύτερο κίνδυνο π.χ μετοχές. Το αρνητικό αποτέλεσμα υποκατάστασης κάνει τις μετοχές περισσότερο ελκυστικές από ότι άλλα στοιχεία που μπορεί να περιέχει ένα χαρτοφυλάκιο. Το υπόδειγμα διόρθωσης λάθους (VECM) έδωσε τον βραχυχρόνιο συντελεστή προσαρμογής, σε κάθε περίπτωση, δείχνοντας την βραχυχρόνια προσαρμογή της πραγματικής ζήτησης χρήματος M1 και M3 από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας. Τα αποτελέσματα έδειξαν πως και στις δύο χώρες υπάρχει αργή προσαρμογή προς το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας τόσο για την πραγματική ζήτηση χρήματος M1 όσο και για την πραγματική ζήτηση χρήματος M3. Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger, για την Τσεχία σε γενικές γραμμές έδειξε πως υπάρχει επίδραση από κάθε μεταβλητή (πραγματικό εισόδημα, μακροπρόθεσμο και βραχυπρόθεσμο επιτόκιο, πραγματικό επίπεδο τιμών μετοχών) προς τη πραγματική ζήτηση χρήματος M1 και M3 (μονόδρομη σχέση αιτιότητας). Ο ίδιος έλεγχος για την Πολωνία έδειξε πως οι βραχυχρόνιες μεταβολές του χρηματιστηρίου επιδρούν στη ζήτηση χρήματος M1 και M3 (μονόδρομη σχέση αιτιότητας).

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

### ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ–ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΕΡΕΥΝΑ

Σε αυτήν την εργασία είδαμε ότι το επίπεδο των τιμών των μετοχών παίζει σημαντικό ρόλο στην ύπαρξη μακροχρόνιας συνάρτησης ζήτησης χρήματος M1 και M3. Ελέγξαμε αρχικά αν υπάρχει μακροχρόνια συνάρτηση ζήτησης χρήματος χωρίς να λαμβάνεται υπόψη το επίπεδο τιμών των μετοχών και εν συνεχεία πήραμε τα αποτελέσματα από την συμπερίληψη αυτού στη συνάρτηση πραγματικής ζήτησης χρήματος M1 και M3. Οι χώρες που χρησιμοποιήθηκαν για την έρευνα είναι η Τσεχία και η Πολωνία, οι οποίες εκτός από αναδυόμενες οικονομίες της Ανατολικής Ευρώπης, βιώνουν περιόδους ανάκαμψης της χρηματιστηριακής αγοράς. Το γεγονός λοιπόν ότι το χρηματιστήριο για αυτές τις χώρες είναι κάτι καινούριο έχει ως αποτέλεσμα να υπάρχουν περιορισμένα δεδομένα. Γι αυτό το λόγο το δείγμα μας είναι μικρό. Μελλοντικά η συγκεκριμένη εργασία θα μπορούσε πρώτα από όλα να αντιμετωπίσει το πρόβλημα του μικρού δείγματος με την ενσωμάτωση των νέων επικείμενων στοιχείων. Επιπλέον θα ήταν ενδιαφέρον να γίνει μια σύγκριση για την συμπεριφορά της συνάρτησης ζήτησης χρήματος (και συνεπώς τη συμπεριφορά των ανθρώπων ως προς την διάθεση τους να κερδοσκοπήσουν), σε συνδυασμό με τις χρηματιστηριακές τιμές των μετοχών για όλες τις χώρες (π.χ να πάρουμε χώρες της Ανατολικής και Δυτικής Ευρώπης ή χώρες της Ευρώπης με χώρες εκτός Ευρώπης και να γίνει μια σύγκριση) όπου εισάγετε η αγορά του χρηματιστηρίου και η ερμηνεία των αποτελεσμάτων να γίνει με βάση τη γεωγραφική της θέση, το πολιτικό καθεστώς που έχει μια χώρα και άλλα στοιχεία που χαρακτηρίζουν μια οικονομία.



## **ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ (Ξενόγλωσση)**

- Asteriou Dimitrios and Hall G. Stephen. (2007). *Applied econometrics: a modern approach*, Palgrave Macmillan, New York.
- Baharumshah Ahmand Zubaidi, Mohd Hamizah Siti, Yol Awou Marial. (2009). Stock prices and demand for money in China: New evidence, *International Financial Markets Institutions and Money*, 19, 171-187.
- Baharumshah A.Z. (2004). Stock prices and long-run demand for money: evidence from Malaysia, *International Economic Journal* 18 (3), 389-407.
- Bjurnland C. Hilde. (2003). A stable Demand for Money despite financial crisis: The case of Venazouela, *Memorandum*, No. 12/2003.
- Brooks Chris. (2008). *Introductory econometrics for Finance*, second edition, Cambridge University Press, New York.
- Budina Nina, Maliszewski Wojciech, Menil de Georges, Turlea Geomina. (2006). Money, Inflation and output in Romania 1992- 2000, *Journal of International Money and Finance* 25, 330-347.
- Choundhry Taufiq. (1996). Real Stock Prices and the long-run Money Demand function evidence from Canada and the U.S.A, *Journal of International Money and finance*, vol.15, No.1, pp. 1-17.
- Gunnar Jonsson. (2001). Inflation, Money Demand and Purchasing Power Parity in South Africa, IMF Staff papers, Vol. 48, No. 2 *International Monetary Fund*, 243-265.
- Gunter Coenen. Vega Juan-Luis. (1999). The Demand for M3 in the euro area, *European Central Bank Working paper series*, No. 6.
- Friedman Milton. (1988). Money and the stock market, *Journal of Political Economy*, 96, pp. 221-245.
- Handa Jagdish. (2000). *Monetary Economics*, Routledge: London.
- Haug A. Alfr. Canadian Money Demand functions Cointegration Rank Stability [http://www.econ.yorku.ca/research/workingPapers/working\\_papers/moneyca.pdf](http://www.econ.yorku.ca/research/workingPapers/working_papers/moneyca.pdf). Accessed 30-08-2009.
- Hayo Bernd. (2000). The Demand for Money in Austria, *Empirical Economics*, Springer, vol.25(4), pp 581-603.

Hye Adnan Muhammad Qazi, Wasti Arslan Khurram Syed, Khatoon Narjis. Imran Kashif, (2009). Relationship between stock prices, exchange rate and demand for money in Pakistan, *Middle Eastern Finance and Economics*, ISSN: 1450-2889, issue 3, Eurojournals Publishing.

Koga Izki Cigdem. (1995). Cointegration for Money Demand: The case of Turkey and Israel, *The central bank of the republic of Turkey Discussion Paper* No: 9514.

Loizos Konstantinos, John Thompson. (2002). The Demand for Money in Greece [http://www.ljmu.ac.uk/AFE/AFE\\_docs/cibef0101b.PDF](http://www.ljmu.ac.uk/AFE/AFE_docs/cibef0101b.PDF). Accessed 30-08-2009.

Mcnown Robert, Wallace S., Myles. (1992). Cointegration tests of a long- run relation between Money Demand and the effective exchange rate, *Journal of International Money and Finance*, 11, 107-114.

Mehra P. Yash. (1997). A review of the recent behavior of M2 Demand, *Federal Bank of Richmond Economic Quarterly* Volume 83/3, pp. 27-43.

Mishkin F. S. (2004). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, (7th international edition), Addison-Wesley.

Ruxanda Gheorghe, Botezatu Andrea. (2008). Spurious Regression. Numerical example Romanias M2 Money Demand, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 51-62.

Sekine Toshitaka. (1998). Financial Liberalization, the wealth effect and the Demand for Broad Money in Japan, *Monetary and Economic Studies*, 35-55.

Thornton John. (1998). Real stock prices and the long-run demand for money in Germany *Applied Financial Economics*, vol 8, issue 5, pp 513-517.

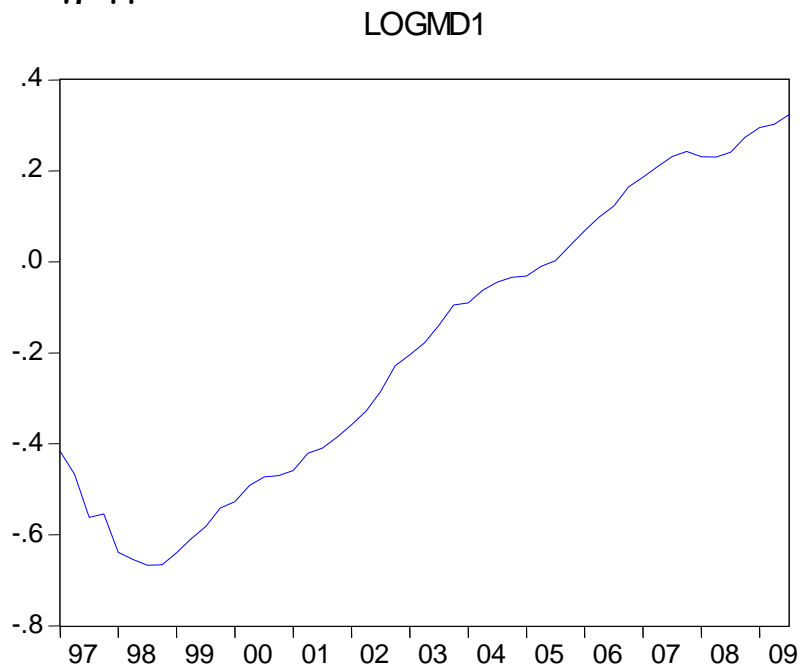
## **ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ (Ελληνόγλωσση)**

- Αναγνώστου Αγγελική. (2009). *Σημειώσεις Χρονολογικές σειρές*, ΠΜΣ Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας, Βόλος.
- Βαρελάς Ερωτόκριτος. (2000). *Ειδικά θέματα νομισματικής θεωρίας*, εκδόσεις Μπένος, Αθήνα.
- Βαρελάς Ερωτόκριτος. (2002). *Τάσεις και μοναδιαίες ρίζες στην ελληνική αγορά χρήματος*, εκδόσεις Κριτική, Αθήνα.
- Δημελή Σοφία. (2003). *Σύγχρονες μέθοδοι ανάλυσης χρονολογικών σειρών*, εκδόσεις Κριτική, Αθήνα.
- Δημόπουλου Γ. Δ., (1998). *Μακροοικονομική θεωρία*. τόμος II, δεύτερη έκδοση, Αθήνα.
- Ζαχαριάδης – Σούρας Δημήτρης. (2002). *Χρήμα, Πίστη, Τράπεζες*, Β΄ έκδοση, εκδόσεις Σταμούλη.
- Κασκαρέλης Αλκιβ. Ιωάννης. (2000). *Ένδεκα μαθήματα οικονομετρίας*, 2<sup>η</sup> έκδοση αναθεωρημένη Gutenberg.
- Κάτος Β. Αναστάσιος. (2004). *Οικονομετρία: θεωρία και εφαρμογές*, εκδόσεις Ζυγός, Θεσσαλονίκη.
- Κορλίρα Γ. Παναγιώτη. (2000). *Νομισματική θεωρία*, εκδόσεις Μπένου, Αθήνα.
- Παπαδόπουλος Αθανάσιος. (2002). *Σημειώσεις Νομισματική θεωρία και πολιτική*, Ρέθυμνο.
- Χάλκος Εμμ. Γεώργιος. (2006). *Οικονομετρία: θεωρία και πράξη*, εκδόσεις Β. Γκιούρδας, Αθήνα.

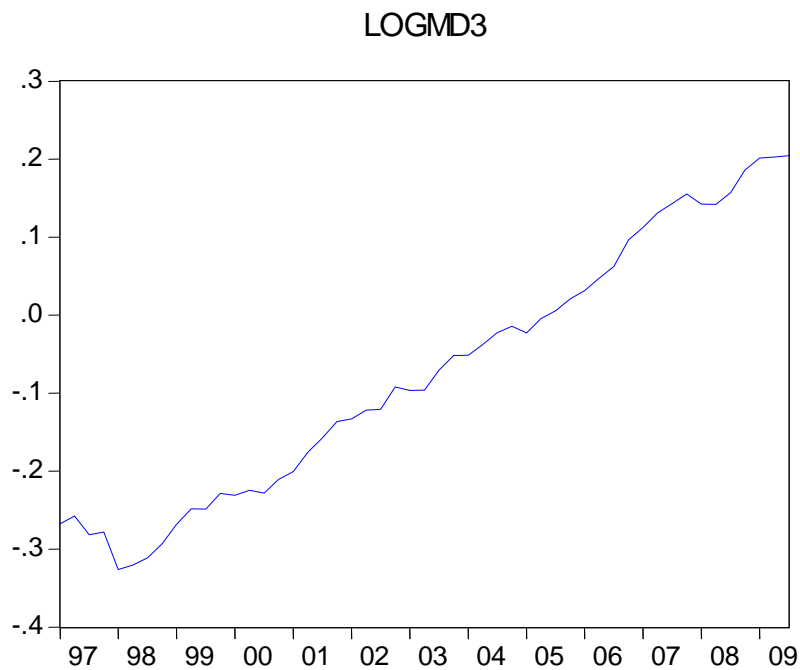
## 8. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

### ΤΣΕΧΙΑ

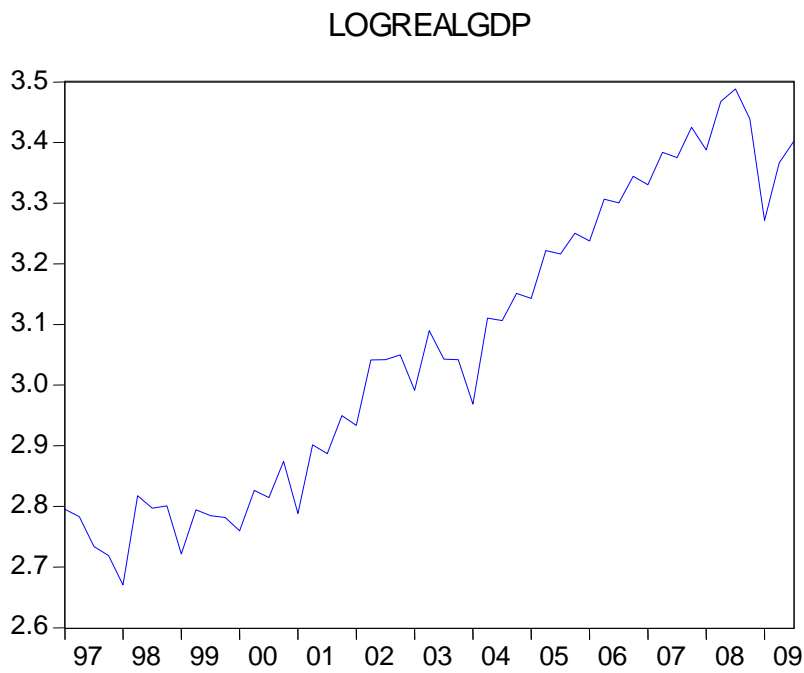
#### Διάγραμμα: Α.1



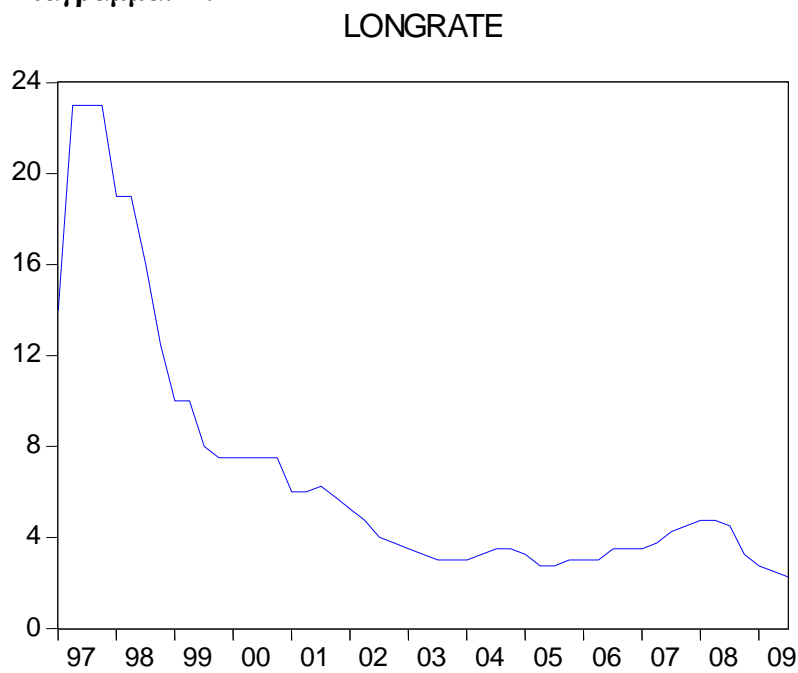
#### Διάγραμμα: Α.2



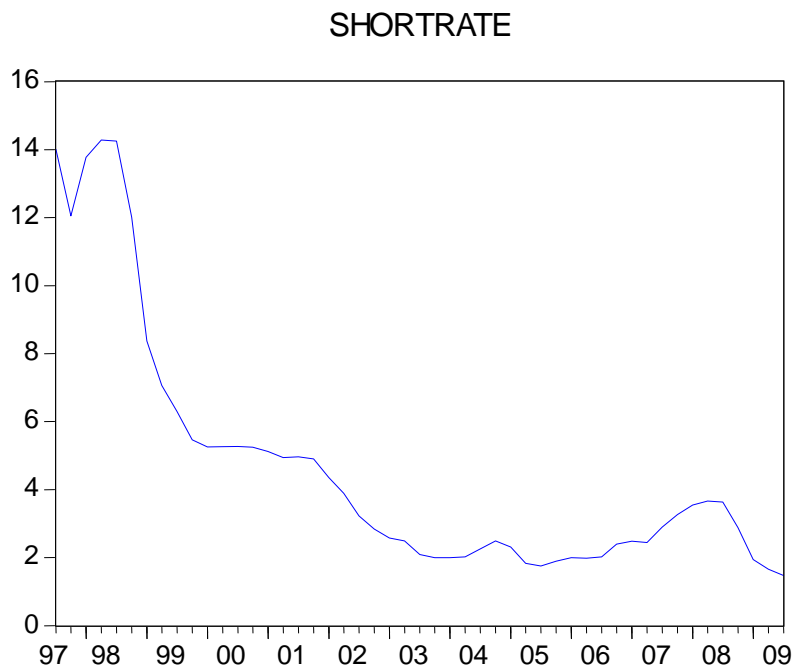
**Διάγραμμα: Α.3**



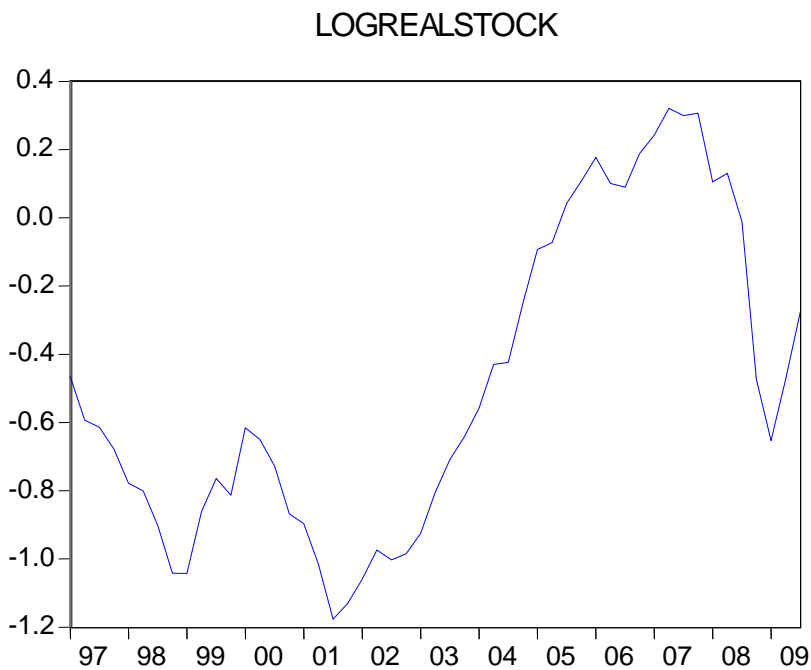
**Διάγραμμα: Α.4**



**Διάγραμμα: Α.5**



**Διάγραμμα: Α.6**



## ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ

Πίνακας: A.i

	<b>LOGMD1</b>
Mean	-0.185591
Median	-0.178078
Maximum	0.323595
Minimum	-0.667191
Std. Dev.	0.326409
Jarque-Bera	4.665901
Probability	0.097009

Πίνακας: A.ii

	<b>LOGMD3</b>
Mean	-0.074359
Median	-0.092284
Maximum	0.204598
Minimum	-0.326416
Std. Dev.	0.165569
Jarque-Bera	4.468545
Probability	0.107070

Πίνακας: A.iii

	<b>LOGREALGDP</b>
Mean	3.057341
Median	3.041989
Maximum	3.488178
Minimum	2.670534
Std. Dev.	0.247843
Jarque-Bera	5.294112
Probability	0.070860

Πίνακας: A.iv

	<b>LONGRATE</b>
Mean	6.828431
Median	4.500000
Maximum	23.00000
Minimum	2.250000
Std. Dev.	5.710186
Jarque-Bera	16.94710
Probability	0.000209

Πίνακας: A.v

	<b>SHORTRATE</b>
Mean	5.449608
Median	3.260000
Maximum	38.78000
Minimum	1.470000
Std. Dev.	6.064476
Jarque-Bera	504.3663
Probability	0.000000

Πίνακας: A.vi

	<b>LOGREALSTOCK</b>
Mean	-0.493101
Median	-0.615619
Maximum	0.320590
Minimum	-1.177345
Std. Dev.	0.457329
Jarque-Bera	4.533659
Probability	0.103640

**LOGMD1, LOGREALGDP, LONGRATE**

Πίνακας: A.vii

Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-87.47296	NA	0.006973	3.547959	3.661596	3.591383
1	126.0093	393.4771	2.30e-06	-4.470952	-4.016405*	-4.297256
2	142.3146	28.13461*	1.73e-06*	-4.757434*	-3.961976	-4.453466*

Πίνακας: A. viii

Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	2	3
Max-Eig	1	1	1	2	3

Πίνακας: A.ix

AKAIKE CRITERIA

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-3.827888	-3.827888	-3.800574	-3.800574	-3.789894
1	-4.677834	-4.659035	-4.615846	-4.576931	-4.503278
2	-4.487856	-4.635633	-4.631227	-4.966021*	-4.926832
3	-4.252648	-4.404493	-4.404493	-4.927692	-4.927692



### LOGMD1, LOGREALGDP, SHORTRATE

Πίνακας: A. x  
Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-97.31871	NA	0.010260	3.934067	4.047704	3.977491
1	70.16242	308.6907	2.05e-05	-2.280879	-1.826332*	-2.107183
2	87.71908	30.29385*	1.47e-05*	-2.616435*	-1.820977	-2.312467*

Πίνακας: A. xi  
Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	2	3	3
Max-Eig	1	2	2	3	3

Πίνακας: A. xii  
SCHWARTZ CRITERIA

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-1.759015	-1.759015	-1.566662	-1.566662	-1.348664
1	-1.783429	-1.902861	-1.908452*	-1.777880	-1.636695
2	-1.494144	-1.713913	-1.671441	-1.890586	-1.816907
3	-1.036672	-1.215860	-1.215860	-1.676092	-1.676092

### LOGMD3, LOGREALGDP, LONGRATE

Πίνακας: A. xiii  
Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-49.10596	NA	0.001549	2.043371	2.157008	2.086795
1	137.8879	344.6554	1.44e-06	-4.936781	-4.482233	-4.763085
2	162.1224	41.81633	7.97e-07	-5.534211	-4.738753*	-5.230243*
3	182.2969	17.75233*	7.53e-07*	-5.619485*	-4.142206	-5.054973

Πίνακας: A. xiv  
Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	0	2	3
Max-Eig	1	1	0	2	1

Πίνακας: A. xv

**SCHWARTZ CRITERIA**

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-4.349073	-4.349073	-4.591475*	-4.283148	-4.184463
1	-4.242911	-4.276143	-4.201726	-4.283148	-4.541222
2	-3.864962	-3.908672	-3.903542	-4.432777	-4.375233
3	-3.407391	-3.448355	-3.448355	-4.053126	-4.053126

**LOGMD3, LOGREALGDP, SHORTRATE**

Πίνακας: A. xvi

Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-59.41213	NA	0.002320	2.447535	2.561172	2.490959
1	83.01968	262.5214	1.24e-05	-2.785086	-2.330538	-2.611390
2	104.9685	37.87244	7.49e-06	-3.292882	-2.497424*	-2.988914*
3	117.2301	19.71473*	6.66e-06*	-3.420788*	-2.284420	-2.986548

Πίνακας: A. xvii

Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	1	2	3
Max-Eig	0	1	1	2	3

Πίνακας: A. xviii

**AKAIKE CRITERIA**

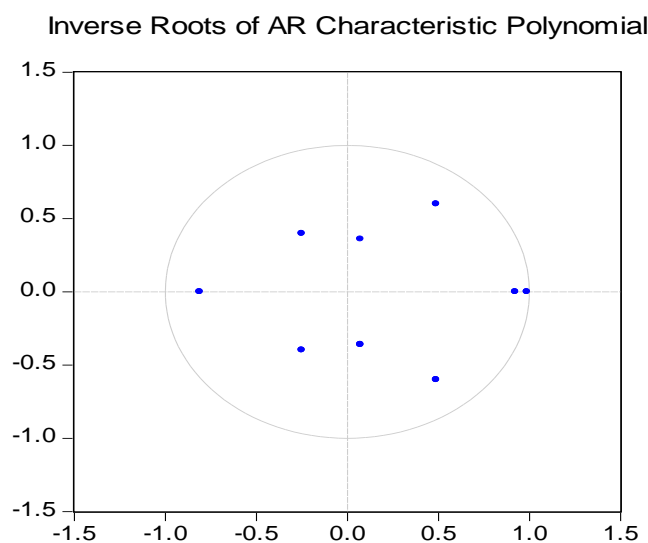
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-3.285175	-3.285175	-3.269951	-3.269951	-3.200961
1	-3.372860	-3.489494	-3.462089	-3.939862	-3.896257
2	-3.207087	-3.384917	-3.396014	-4.078297*	-4.042360
3	-2.978410	-3.161764	-3.161764	-3.972574	-3.972574

Πίνακας: A. xix

**SCHWARTZ CRITERIA**

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-2.262444	-2.262444	-2.133583	-2.133583	-1.950956
1	-2.122855	-2.201610	-2.098447	-2.538342*	-2.418979
2	-1.729808	-1.831881	-1.805099	-2.411624	-2.337808
3	-1.273858	-1.343575	-1.343575	-2.040749	-2.040749

## Διάγραμμα: A.7



Οι μεταβλητές βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου.

Πίνακας: A. xx  
ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ  
VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Lags	LM-Stat	Prob
3	13.58680	0.1378
4	5.631692	0.7761

Το υπόδειγμα δεν παρουσιάζει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης καθώς  $P > \alpha$  έτσι ώστε να μην απορρίπτεται η  $H_0$

Πίνακας: A. xxi  
ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ  
VEC Residuals Heteroskedasticity Test

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
117.1706	108	0.2571

Individual components	R-squared	F(44,6)	Prob.	Chi-sq(44)
res1*res1	0.241077	0.564723	0.8989	12.29492
res2*res2	0.428392	1.332359	0.2331	21.84801
res3*res3	0.400761	1.188950	0.3252	20.43883
res2*res1	0.402968	1.199917	0.3172	20.55139
res3*res1	0.404142	1.205780	0.3131	20.61123
res3*res2	0.530897	2.011960	0.0411	27.07574

Δεν υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας καθώς  $P = 0,2571 > \alpha$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται.

Πίνακας: A. xxii

Jarque-Bera

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.834689	2	0.0892
2	4.653096	2	0.0976
3	553.9784	2	0.0000
Joint	563.4661	6	0.0000

Δεν υπάρχει πρόβλημα κανονικότητας για την εξίσωση ζήτησης χρήματος για  $\alpha=0,01$  και  $\alpha=0,05$  καθώς  $P=0,0892$

**LOGMD1, LOGREALGDP, LONGRATE, LOGREALSTOCK**

Πίνακας: A. xxiii

Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-91.59663	NA	0.000499	3.748888	3.900403	3.806786
1	172.7467	476.8547	2.95e-08	-5.990068	-5.232490*	-5.700575
2	197.4559	40.69740*	2.12e-08*	-6.331603*	-4.967961	-5.810515*

Πίνακας: A. xxiv

Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	1	2	3
Max-Eig	0	1	1	2	2

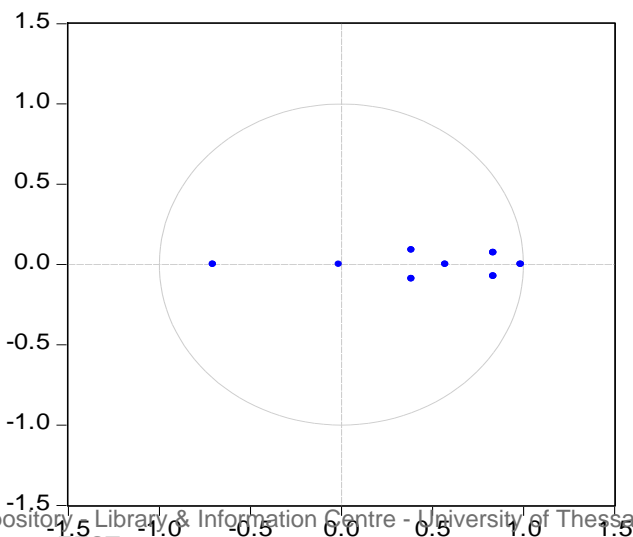
Πίνακας: A. xxv

AKAIKE CRITERION

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-5.891648	-5.891648	-5.787800	-5.787800	-5.704536
1	-6.015280	-6.171676	-6.106347	-6.375235	-6.311132
2	-5.785162	-6.182273	-6.149004	-6.632866*	-6.607233
3	-5.518095	-5.906959	-5.912317	-6.628788	-6.600008
4	-5.216541	-5.598720	-5.598720	-6.351168	-6.351168

Διάγραμμα: A.9

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Οι μεταβλητέ βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου.

Πίνακας: Α. xxvi

ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Lags	LM-Stat	Prob
2	20.45922	0.2002
4	18.41281	0.3003
6	20.86425	0.1838

Το υπόδειγμα δεν παρουσιάζει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης καθώς  $P > \alpha$  έτσι ώστε να μην απορρίπτεται η  $H_0$

Πίνακας: Α. xxvii

ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ

VEC Residuals Heteroskedasticity Test

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
215.5804	200	0.2139

Individual components				
Dependent	R-squared	F(44,6)	Prob.	Chi-sq(44)
res1*res1	0.353272	0.819367	0.6744	18.01687
res2*res2	0.522164	1.639151	0.1076	26.63035
res3*res3	0.863780	9.511596	0.0000	44.05278
res4*res4	0.241485	0.477547	0.9559	12.31571
res2*res1	0.319555	0.704439	0.7911	16.29729
res3*res1	0.821065	6.882956	0.0000	41.87434
res3*res2	0.547277	1.813283	0.0683	27.91112
res4*res1	0.309487	0.672299	0.8212	15.78385
res4*res2	0.195252	0.363937	0.9893	9.957832
res4*res3	0.773913	5.134619	0.0000	39.46957

Δεν υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας καθώς  $P = 0,1691 > \alpha$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται.

Πίνακας: Α. xxviii

Jarque-Bera

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.584760	2	0.1666
2	5.837394	2	0.0540
3	18.58307	2	0.0001
4	1.510131	2	0.4700
Joint	29.51535	8	0.0003

Πίνακας: Α. xxix

Arch effect

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.672716	Prob. F(1,54)	0.4157
Obs*R-squared	0.689048	Prob. Chi-Square(1)	0.4065

**LOGMD1, LOGREALGDP, SHORTRATE, LOGREALSTOCK**

Πίνακας: Α. xxx

Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-104.1266	NA	0.000816	4.240259	4.391775	4.298158
1	117.3910	399.6004	2.59e-07	-3.819254	-3.061676*	-3.529761
2	146.0861	47.26261*	1.59e-07*	-4.317104*	-2.953462	-3.796016*

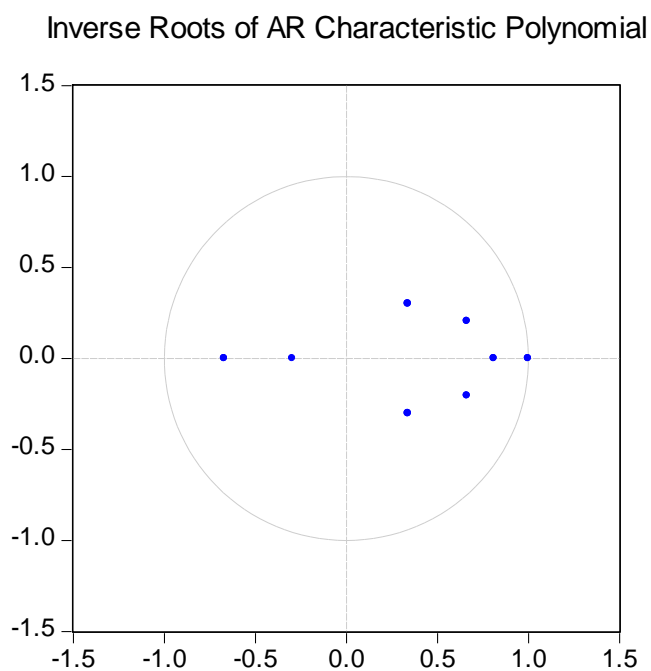
Πίνακας: A. xxxi  
Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	1	2	3
Max-Eig	1	1	1	2	2

Πίνακας: A. xxxii  
ΑΚΑΙΚΕ CRITERION

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-4.077128	-4.077128	-3.972398	-3.972398	-3.857848
1	-4.366899	-4.486860	-4.417713	-4.516885	-4.432169
2	-4.148476	-4.529920	-4.499636	-4.904196*	-4.855497
3	-3.884407	-4.253514	-4.262030	-4.894080	-4.870282
4	-3.573575	-3.948866	-3.948866	-4.617172	-4.617172

Διάγραμμα: A.11



Οι μεταβλητές βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου.

Πίνακας: A. xxxiii  
ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ  
VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Lags	LM-Stat	Prob
2	17.02796	0.3838
4	13.60962	0.6278
6	22.92303	0.1158

Το υπόδειγμα δεν παρουσιάζει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης καθώς  $P > \alpha$  έτσι ώστε να μην απορρίπτεται η  $H_0$

Πίνακας: Α. xxxiv

#### ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ

#### VEC Residuals Heteroskedasticity Test

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
207.5036	200	0.3432

Individual components				
Dependent	R-squared	F(20,30)	Prob.	Chi-sq(20)
res1*res1	0.308655	0.669685	0.8236	15.74142
res2*res2	0.527077	1.671763	0.0988	26.88092
res3*res3	0.886372	11.70098	0.0000	45.20498
res4*res4	0.237775	0.467922	0.9600	12.12652
res2*res1	0.292447	0.619983	0.8662	14.91481
res3*res1	0.874875	10.48805	0.0000	44.61865
res3*res2	0.582516	2.092955	0.0327	29.70834
res4*res1	0.341763	0.778816	0.7167	17.42993
res4*res2	0.244390	0.485152	0.9525	12.46390
res4*res3	0.794296	5.792018	0.0000	40.50908

Δεν υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας καθώς  $P=0,1691 > \alpha$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται.

Πίνακας: Α. xxxv

#### Jarque-Bera

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.957019	2	0.1383
2	6.456680	2	0.0396
3	28.44133	2	0.0000
Joint	41.41033	8	0.0000

Πίνακας: Α. xxxvi

#### Arch effect

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.016806	Prob. F(1,54)	0.8973
Obs*R-squared	0.017423	Prob. Chi-Square(1)	0.8950

### **LOGMD3, LOGREALGDP, LONGRATE, LOGREALSTOCK**

Πίνακας: Α. xxxvii

#### Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-53.97575	NA	0.000114	2.273559	2.425075	2.331458
1	188.1155	436.7135	1.61e-08	-6.592763	-5.835184*	-6.303270
2	214.4034	43.29779*	1.09e-08*	-6.996212*	-5.632570	-6.475124*

Πίνακας: Α. xxxviii

#### Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	0	2	3
Max-Eig	1	1	0	1	1

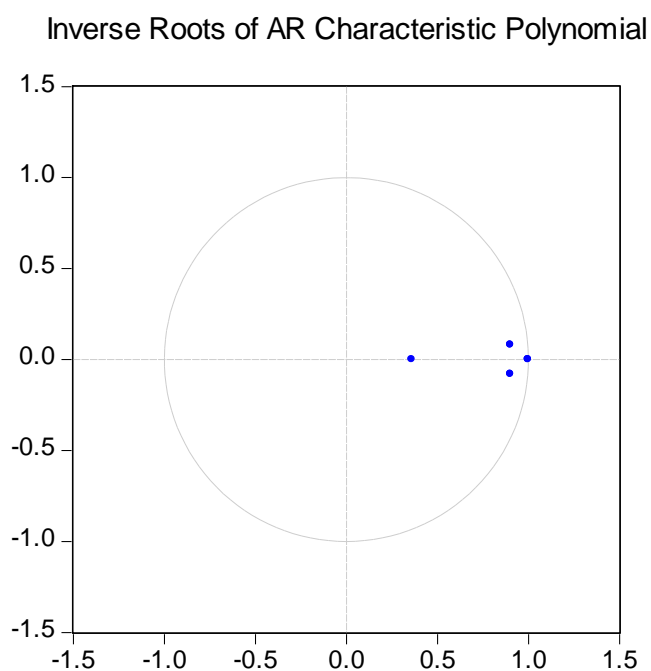
Πίνακας: A. xxxix  
AKAIKE CRITERION

Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
0	-6.594710	-6.594710	-6.702669	-6.702669	-6.682853
1	-6.935755	-6.896804	-6.852226	-7.174461	-7.183050
2	-6.733432	-6.925375	-6.914517	-7.284780	-7.275039
3	-6.490236	-6.651950	-6.680292	-7.307850*	-7.280731
4	-6.187701	-6.368761	-6.368761	-7.029873	-7.029873

Πίνακας: A. xI  
SCHWARTZ CRITERIA

Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
0	-5.988647	-5.988647	-5.945090	-5.945090	-5.773759
1	-6.026661	-5.949831	-5.791615	-6.075972*	-5.970924
2	-5.521306	-5.637491	-5.550876	-5.845380	-5.759882
3	-4.975079	-5.023156	-5.013619	-5.527541	-5.462542
4	-4.369512	-4.399056	-4.399056	-4.908652	-4.908652

Διάγραμμα: A.13



Οι μεταβλητές βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου.

Πίνακας: A. xIi  
ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ  
VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Lags	LM-Stat	Prob
1	20.90868	0.1820
2	16.38593	0.4264
4	16.53009	0.4166
6	16.37753	0.4269



Το υπόδειγμα δεν παρουσιάζει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης καθώς  $P > \alpha$  έτσι ώστε να μην απορρίπτεται η  $H_0$

Πίνακας: Α. xIii

ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ

VEC Residuals Heteroskedasticity Test

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
129.1927	100	0.0263

Individual components				
Dependent	R-squared	F(10,40)	Prob.	Chi-sq(10)
res1*res1	0.521630	4.361730	0.0004	26.60313
res2*res2	0.343023	2.088497	0.0488	17.49420
res3*res3	0.228876	1.187236	0.3280	11.67269
res4*res4	0.140814	0.655570	0.7574	7.181522
res2*res1	0.213377	1.085026	0.3962	10.88221
res3*res1	0.347254	2.127960	0.0447	17.70997
res3*res2	0.310078	1.797759	0.0926	15.81399
res4*res1	0.103554	0.462065	0.9044	5.281258
res4*res2	0.324154	1.918507	0.0711	16.53185
res4*res3	0.295758	1.679864	0.1196	15.08365

Δεν υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας καθώς  $P=0,0263 > \alpha=0,01$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται.

Πίνακας: Α. xIiii

Jarque-Bera

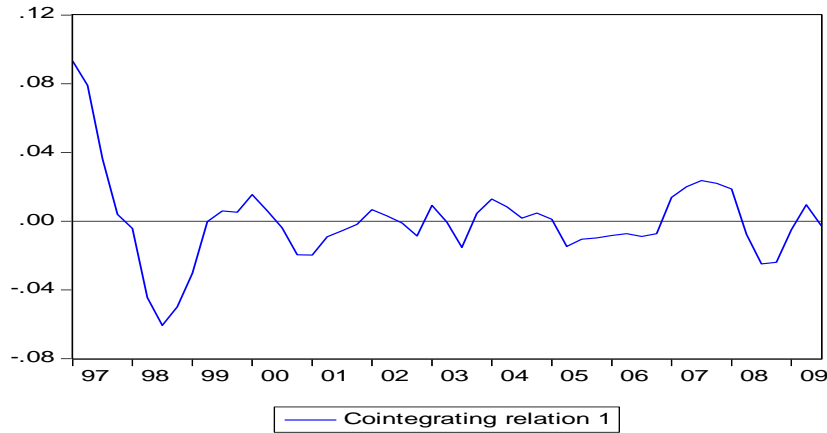
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.608490	2	0.2714
2	3.428870	2	0.1801
3	142.5876	2	0.0000
4	5.653480	2	0.0592
Joint	154.2785	8	0.0000

Πίνακας: Α. xIiv

Arch effect

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.000128	Prob. F(1,54)	0.9910
Obs*R-squared	0.000132	Prob. Chi-Square(1)	0.9908

**Διάγραμμα: A.14**  
Cointegration graph



**LOGMD3, LOGREALGDP, SHORTRATE, LOGREALSTOCK**

Πίνακας: A. xIv

Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-66.15498	NA	0.000184	2.751176	2.902692	2.809075
1	130.6381	354.9993	1.54e-07	-4.338748	-3.581170*	-4.049255
2	156.7189	42.95659	1.05e-07	-4.734073	-3.370432	-4.212986
3	180.1013	34.84447	8.10e-08	-5.023582	-3.053878	-4.270900*
4	201.2658	28.21928*	7.02e-08*	-5.226110*	-2.650343	-4.241833

Πίνακας: A. xIvi

Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	2	3
Max-Eig	1	2	2	3	3

Πίνακας: A. xIvii

AKAIKE CRITERION

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-4.879338	-4.879338	-4.874841	-4.874841	-4.784474
1	-5.191484	-5.154659	-5.147237	-5.571629	-5.499158
2	-5.009156	-5.283822	-5.312567	-5.796803	-5.734092
3	-4.772569	-5.047335	-5.071827	-5.840498*	-5.810540
4	-4.466134	-4.766587	-4.766587	-5.547779	-5.547779

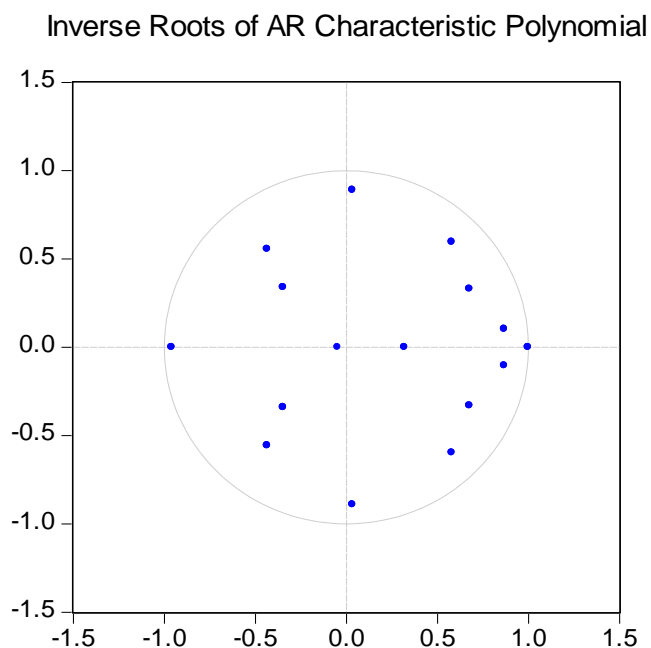
Πίνακας: A. xIviii

SCHWARTZ CRITERIA

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

0	-2.455086	-2.455086	-2.299073	-2.299073	-2.057191
1	-2.464201	-2.389496	-2.268438	-2.654951*	-2.468844
2	-1.978841	-2.177749	-2.130736	-2.539215	-2.400745
3	-1.439223	-1.600352	-1.586965	-2.241999	-2.174163
4	-0.829756	-0.978694	-0.978694	-1.608370	-1.608370

**Διάγραμμα: A.15**



Οι μεταβλητές βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου.

Πίνακας: A. xIix  
ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ  
VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Lags	LM-Stat	Prob
3	12.49683	0.7091
4	7.143486	0.9704
5	7.543819	0.9613

Το υπόδειγμα δεν παρουσιάζει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης καθώς  $P > \alpha$  έτσι ώστε να μην απορρίπτεται η  $H_0$

Πίνακας: A. I  
ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ  
VEC Residuals Heteroskedasticity Test

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
318.1213	320	0.5192

Individual components	R-squared	F(44,6)	Prob.	Chi-sq(44)
res1*res1	0.661551	1.099494	0.4266	33.73911

res2*res2	0.626973	0.945435	0.5686	31.97564
res3*res3	0.680824	1.199852	0.3484	34.72203
res4*res4	0.607810	0.871754	0.6432	30.99831
res2*res1	0.679301	1.191482	0.3544	34.64436
res3*res1	0.649730	1.043405	0.4754	33.13624
res3*res2	0.729210	1.514757	0.1773	37.18972
res4*res1	0.452566	0.465021	0.9714	23.08085
res4*res2	0.709828	1.376004	0.2399	36.20122
res4*res3	0.554616	0.700454	0.8151	28.28539

Δεν υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας καθώς  $P=0,0187 > \alpha$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται.

Πίνακας: A. Ii  
Jarque-Bera

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.133792	2	0.1266
2	6.133820	2	0.0466
3	56.78723	2	0.0000
Joint	72.87491	8	0.0000

Πίνακας: A. Iii

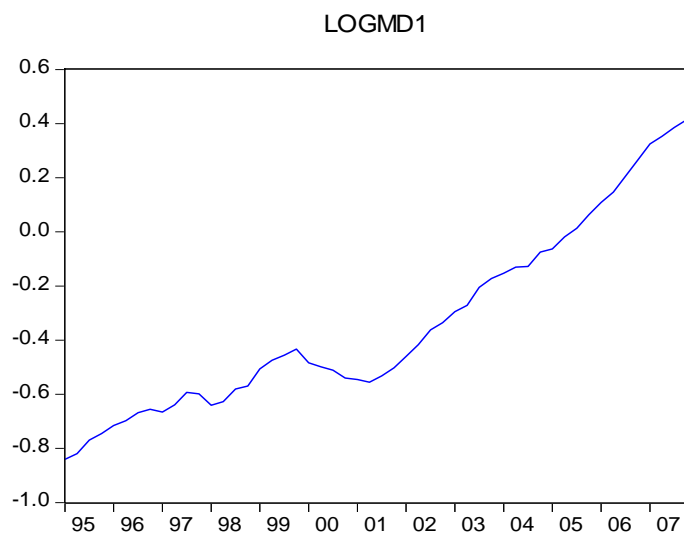
Arch effect

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.547062	Prob. F(1,54)	0.4627
Obs*R-squared	0.561633	Prob. Chi-Square(1)	0.4536

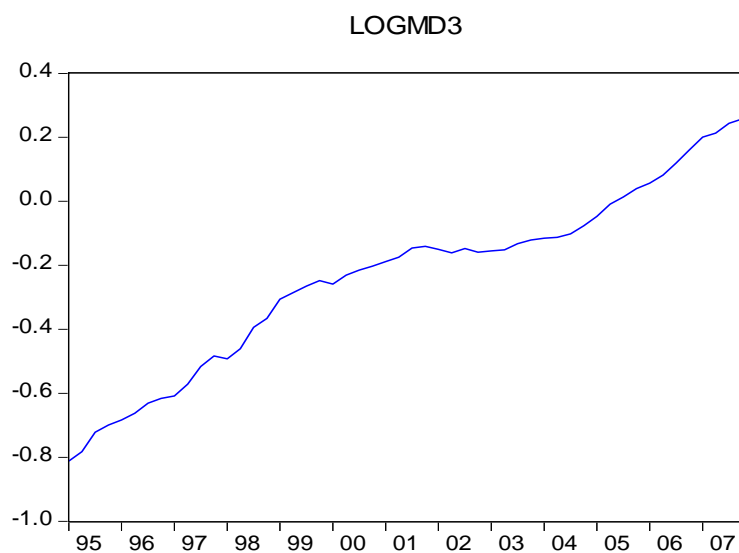
## 9. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

### ΠΟΛΩΝΙΑ

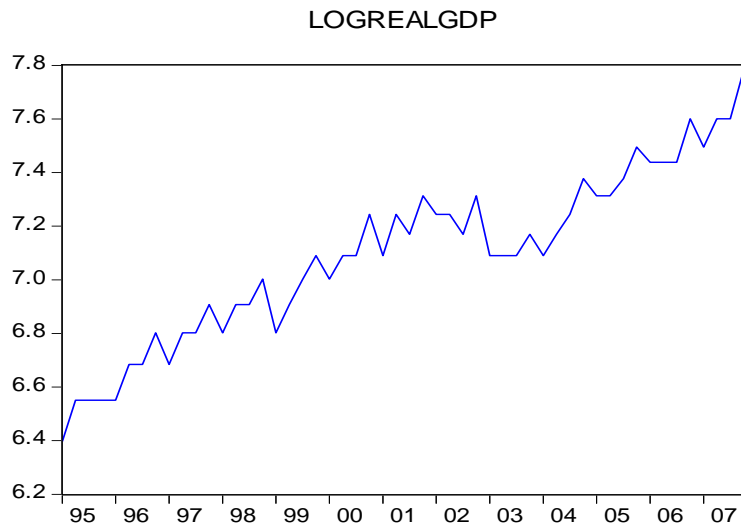
#### Διάγραμμα: Β.1



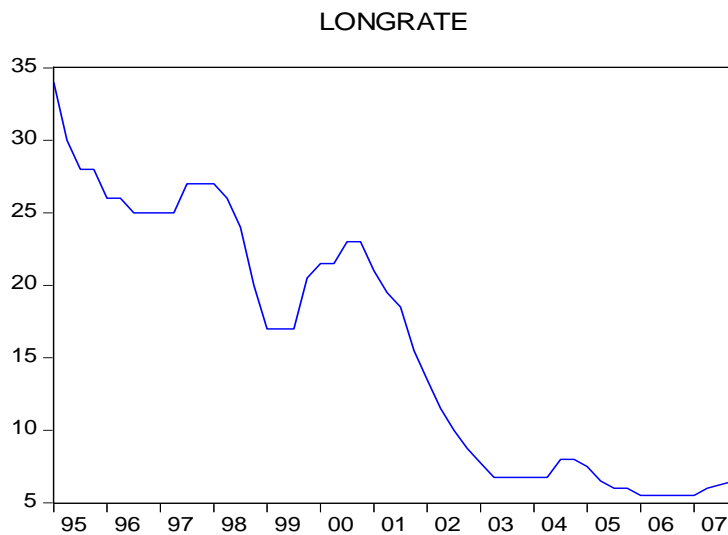
#### Διάγραμμα: Β.2



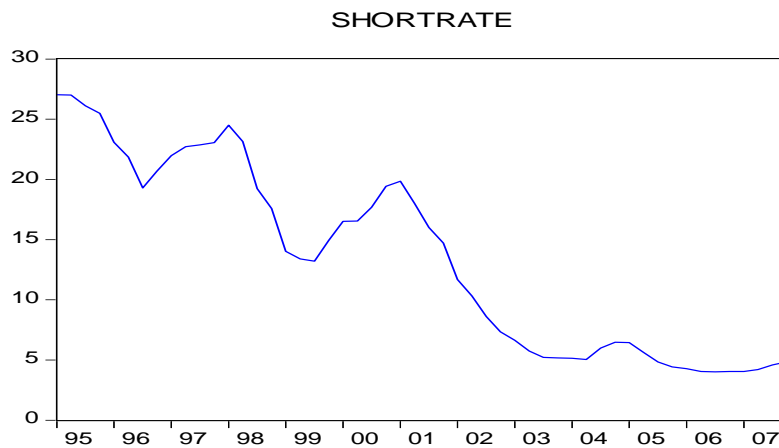
**Διάγραμμα: Β.3**



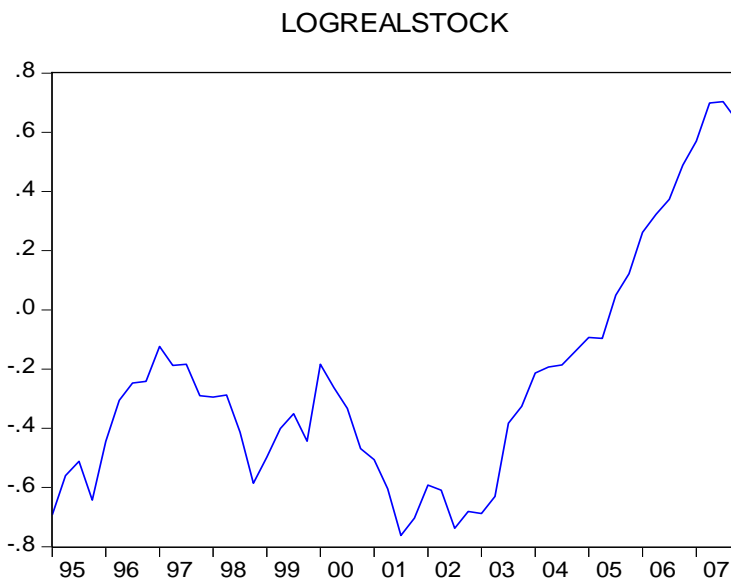
**Διάγραμμα: Β.4**



**Διάγραμμα: Β.4**



## Διάγραμμα: Β.5



## ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ

Πίνακας: Β.ι

	<b>LOGMD1</b>
Mean	-0.339736
Median	-0.467380
Maximum	0.413935
Minimum	-0.840483
Std. Dev.	0.345965
Jarque-Bera	5.036942
Probability	0.080583

Πίνακας: Β.ii

	<b>LOGMD3</b>
Mean	-0.238650
Median	-0.167665
Maximum	0.257352
Minimum	-0.812021
Std. Dev.	0.281677
Jarque-Bera	1.796009
Probability	0.407382

Πίνακας: B.iii

	<b>LOGREALGDP</b>
Mean	7.092886
Median	7.090077
Maximum	7.783224
Minimum	6.396930
Std. Dev.	0.318390
Jarque-Bera	0.887927
Probability	0.641489

Πίνακας: B.iv

	<b>LONGRATE</b>
Mean	15.99038
Median	17.00000
Maximum	34.00000
Minimum	5.500000
Std. Dev.	8.898662
Jarque-Bera	5.046036
Probability	0.080217

Πίνακας: B.vi

	<b>SHORTRATE</b>
Mean	13.43865
Median	13.71500
Maximum	27.03000
Minimum	4.020000
Std. Dev.	7.893177
Jarque-Bera	4.950160
Probability	0.084156

Πίνακας: B.vii

	<b>LOGREALSTOCK</b>
Mean	-0.247428
Median	-0.300072
Maximum	0.703276
Minimum	-0.762030
Std. Dev.	0.388580
Jarque-Bera	8.961324
Probability	0.011326



## LOGMD1, LOGREALGDP, LONGRATE

Πίνακας: B.viii

Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-117.2445	NA	0.030094	5.010186	5.127136	5.054382
1	90.86501	381.5340	7.52e-06	-3.286042	-2.818242	-3.109260
2	115.9823	42.90871*	3.86e-06*	-3.957596*	-3.138945*	-3.648227*
3	122.8221	10.82963	4.28e-06	-3.867586	-2.698085	-3.425630

Πίνακας: B.ix

Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	1	1
Max-Eig	0	0	0	1	1

Πίνακας: B.x

AKAIKE CRITERION

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-4.262540	-4.262540	-4.310632	-4.310632	-4.324226
1	-4.209778	-4.370228	-4.765549*	-4.691448	-4.746328
2	-4.113786	-4.260869	-4.329748	-4.694750	-4.454246
3	-3.895511	-4.083847	-4.083847	-4.505040	-4.505040

## LOGMD1, LOGREALGDP, SHORTRATE

Πίνακας: B.xii

Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-110.2937	NA	0.022527	4.720572	4.837522	4.764768
1	94.99620	376.3649	6.33e-06	-3.458175	-2.990375	-3.281393
2	114.6729	33.61441*	4.08e-06*	-3.903039*	-3.084388*	-3.593669*
3	121.9542	11.52871	4.43e-06	-3.831426	-2.661925	-3.389470

Πίνακας: B.xiii

Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	0	1	1
Max-Eig	1	1	0	1	1

Πίνακας: B.xiv

SCHWARTZ CRITERIA

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-2.733395	-2.733395	-2.807404*	-2.807404	-2.716877
1	-2.662191	-2.650911	-2.673475	-2.785304	-2.772342
2	-2.374161	-2.377979	-2.327171	-2.541168	-2.581829
3	-1.891647	-1.936075	-1.936075	-2.097953	-2.097953

### **LOGMD3, LOGREALGDP, LONGRATE**

Πίνακας: Β. xv  
Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-77.43812	NA	0.005730	3.351588	3.468538	3.395784
1	107.9475	339.8737	3.69e-06	-3.997814	-3.530014	-3.821032
2	125.8899	30.65145*	2.55e-06*	-4.370410*	-3.551760*	-4.061041*
3	131.7032	9.204515	2.95e-06	-4.237635	-3.068134	-3.795679

Πίνακας: Β. xvi  
Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	2
Max-Eig	0	0	0	0	0

Πίνακας: Β. xvii  
AKAIKE CRITERION

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-4.009945	-4.009945	-4.152233	-4.152233	-4.033270
1	-4.042505	-4.068080	-4.250190	-4.220958	-4.141209
2	-3.907515	-4.056356	-4.099312	-4.273293*	-4.232221
3	-3.657631	-3.862635	-3.862635	-4.040074	-4.040074

Πίνακας: Β. xviii  
SCHWARTZ CRITERIA

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-3.308245	-3.308245	-3.333583*	-3.333583*	-3.097669
1	-3.106905	-3.093496	-3.197640	-3.129424	-2.971708
2	-2.738015	-2.808889	-2.812861	-2.908876	-2.828820
3	-2.254230	-2.342284	-2.342284	-2.402774	-2.402774

### **LOGMD3, LOGREALGDP, SHORTRATE**

Πίνακας: Β. xix  
Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-70.73092	NA	0.004333	3.072122	3.189072	3.116317
1	108.0466	327.7587	3.67e-06	-4.001940	-3.534140	-3.825158
2	131.1554	39.47754*	2.05e-06*	-4.589807*	-3.771157*	-4.280438*
3	138.2301	11.20168	2.25e-06	-4.509588	-3.340088	-4.067632

Πίνακας: Β. xx  
Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	1
Max-Eig	0	0	0	1	1

Πίνακας: Β. xxi

**AKAIKE CRITERION**

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-4.180481	-4.180481	-4.838555*	-4.338555	-4.229354
1	-4.225613	-4.239022	-4.431774	-4.745947	-4.664133
2	-4.184882	-4.236800	-4.373847	-4.797480	-4.755921
3	-3.934900	-4.134588	-4.134588	-4.550536	-4.550536

**LOGMD1, LOGREALGDP, SHORTRATE, LOGREALSTOCK**

Πίνακας: Β. xxii

Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-78.30144	NA	0.000338	3.359243	3.513677	3.417835
1	157.8347	424.0813	4.25e-08	-5.625907	-4.853736*	-5.332946
2	181.1602	38.08246*	3.19e-08*	-5.924907*	-4.534999	-5.397578*

Πίνακας: Β. xxiii

Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	1	2	2
Max-Eig	1	0	0	0	0

Πίνακας: Β. xxiv

**AKAIKE CRITERION**

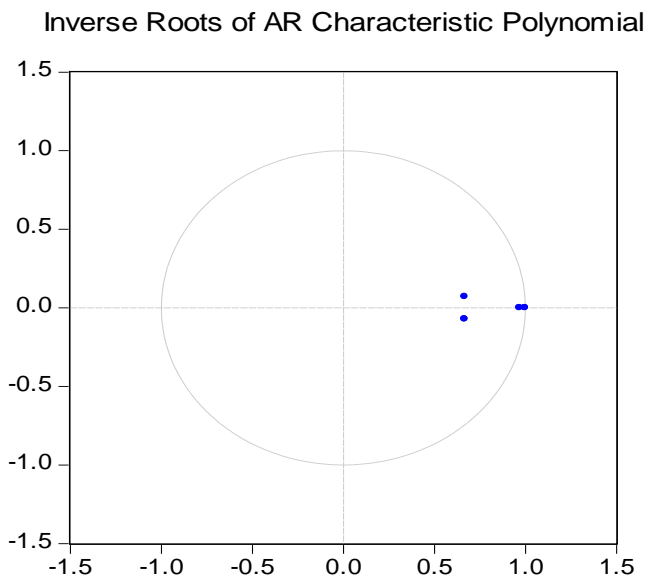
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-5.165144	-5.165144	-5.337135	-5.337135	-5.329054
1	-5.463447	-5.429790	-5.604248	-5.578689	-5.600850
2	-5.539849	-5.566495	-5.640569	-5.656466	-5.692936
3	-5.321431	-5.423498	-5.430212	-5.625467	-5.703602*
4	-4.989716	-5.162337	-5.162337	-5.370295	-5.370295

Πίνακας: Β. xxv

**SCHWARTZ CRITERIA**

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-3.917677	-3.917677	-3.933734*	-3.933734*	-3.769720
1	-3.904113	-3.831473	-3.888980	-3.824438	-3.729649
2	-3.668648	-3.617327	-3.613434	-3.551364	-3.509868
3	-3.138363	-3.123480	-3.091211	-3.169515	-3.208668
4	-2.494781	-2.511469	-2.511469	-2.563493	-2.563493

**Διάγραμμα: Β.6**



Οι μεταβλητές βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου.

Πίνακας: Β. xxvi

**ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ**  
**VEC Residual Serial Correlation LM Tests**

Lags	LM-Stat	Prob
1	25.44495	0.0624
2	13.46912	0.6382
3	23.25001	0.1072

Το υπόδειγμα δεν παρουσιάζει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης καθώς  $P > \alpha$  έτσι ώστε να μην απορρίπτεται η  $H_0$

Πίνακας: Β. xxvii  
**ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ**  
**VEC Residuals Heteroskedasticity Test**

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
114.8749	100	0.1468

Individual components	R-squared	F(10,38)	Prob.	Chi-sq(10)
Dependent				
res1*res1	0.387664	2.405747	0.0251	18.99555
res2*res2	0.184295	0.858544	0.5780	9.030434
res3*res3	0.258457	1.324452	0.2529	12.66441
res4*res4	0.391406	2.443898	0.0231	19.17889
res2*res1	0.256997	1.314383	0.2580	12.59287
res3*res1	0.226681	1.113883	0.3773	11.10736
res3*res2	0.274747	1.439549	0.2008	13.46259
res4*res1	0.185144	0.863398	0.5738	9.072034
res4*res2	0.225112	1.103936	0.3842	11.03050
res4*res3	0.105958	0.450360	0.9109	5.191943

Δεν υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας καθώς  $P > \alpha$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται.

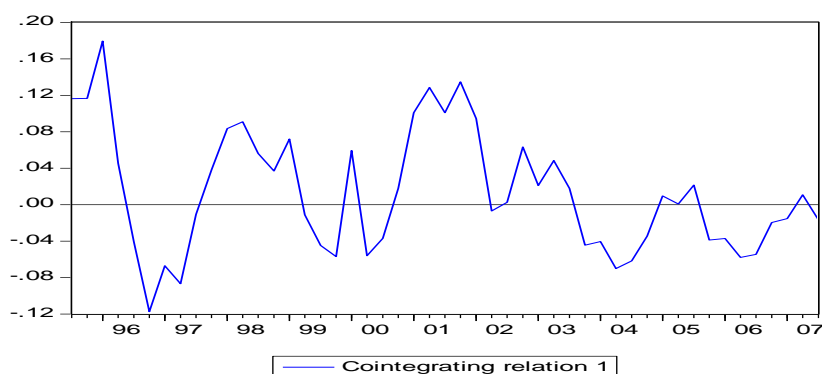
Πίνακας: Β. xxviii  
Jarque-Bera

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.864369	2	0.6491
2	2.278786	2	0.3200
3	2.098979	2	0.3501
4	0.657064	2	0.7200
Joint	5.899197	8	0.6585

Πίνακας: Β. xxix  
Arch effect

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.159980	Prob. F(1,55)	0.6907
Obs*R-squared	0.165317	Prob. Chi-Square(1)	0.6843

Διάγραμμα: Β.7  
Cointegration graph



### **LOGMD3, LOGREALGDP, LONGRATE, LOGREALSTOCK**

Πίνακας: Β. xxx  
Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-150.4420	NA	0.105328	6.262939	6.378765	6.306883
1	111.7468	481.5714	3.43e-06	-4.071300	-3.607997*	-3.895523*
2	122.1138	17.77193*	3.26e-06*	-4.127094*	-3.316314	-3.819485

Πίνακας: Β. xxxi  
Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	1	1	2
Max-Eig	1	1	0	0	0

Πίνακας: Β. xxxii  
AKAIKE CRITERION

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-3.734707	-3.734707	-3.881328	-3.881328	-3.805659
1	-3.879044	-3.961677	-3.980637	-4.039385	-3.992608

2	-3.736648	-3.942960	-4.002608	-4.095606*	-4.084022
3	-3.493805	-3.759747	-3.759747	-3.916018	-3.916018

Πίνακας: Β. xxxiii

### SCHWARTZ CRITERIA

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-3.387229	-3.387229	-3.418025*	-3.418025*	-3.226531
1	-3.299916	-3.343940	-3.285683	-3.305822	-3.181828
2	-2.925868	-3.054963	-3.076002	-3.091783	-3.041590
3	-2.451373	-2.601490	-2.601490	-2.641935	-2.641935

### LOGMD3, LOGREALGDP, SHORTRATE, LOGREALSTOCK

Πίνακας: Β. xxxiv

Επιλογή υστερήσεων

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-84.67196	NA	0.000438	3.619264	3.773698	3.677856
1	179.9382	475.2183	1.72e-08	-6.528091	-5.755920*	-6.235130*
2	198.2802	29.94614*	1.59e-08*	-6.623684*	-5.233775	-6.096354

Πίνακας: Β. xxxv

Επιλογή μοντέλου

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

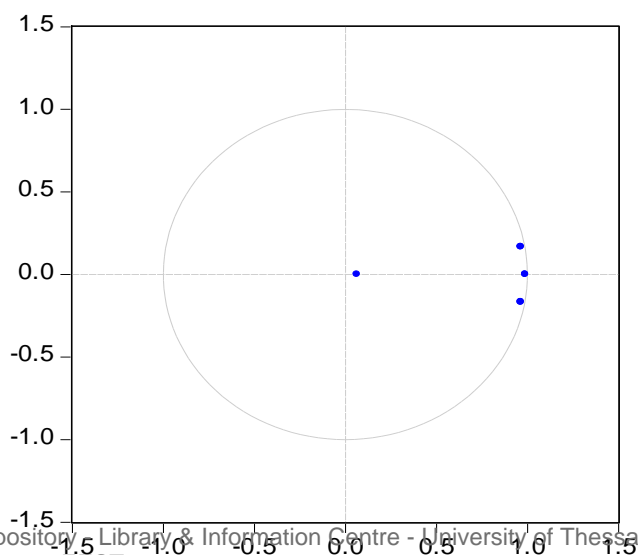
Πίνακας: Β. xxxvi

### AKAIKE CRITERION

Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-6.189087	-6.189087	-6.263594	-6.263594	-6.162158
1	-6.366715	-6.432293	-6.520898	-6.612993	-6.514029
2	-6.372356	-6.412882	-6.470750	-6.690529*	-6.631924
3	-6.128071	-6.258104	-6.296188	-6.477585	-6.448919
4	-5.801602	-5.970622	-5.970622	-6.206130	-6.206130

### Διάγραμμα: Β.8

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Οι μεταβλητές βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου.

Πίνακας: Β. xxxvii

ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ  
VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Lags	LM-Stat	Prob
1	23.07439	0.1118
2	16.66466	0.4076
3	18.06903	0.3199

Το υπόδειγμα δεν παρουσιάζει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης καθώς  $P > \alpha$  έτσι ώστε να μην απορρίπτεται η  $H_0$

Πίνακας: Β. xxxviii  
ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ  
VEC Residuals Heteroskedasticity Test

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
111.6101	110	0.4392

Individual components	R-squared	F(11,37)	Prob.	Chi-sq(11)
Dependent				
res1*res1	0.253911	1.144719	0.3570	12.44162
res2*res2	0.230325	1.006564	0.4595	11.28590
res3*res3	0.300605	1.445715	0.1943	14.72965
res4*res4	0.204627	0.865370	0.5800	10.02673
res2*res1	0.365035	1.933723	0.0663	17.88673
res3*res1	0.250537	1.124424	0.3710	12.27630
res3*res2	0.188037	0.778960	0.6584	9.213800
res4*res1	0.143131	0.561858	0.8466	7.013395
res4*res2	0.313986	1.539525	0.1590	15.38533
res4*res3	0.129281	0.499422	0.8913	6.334789

Δεν υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας καθώς  $P > \alpha$  έτσι ώστε η μηδενική υπόθεση να μην απορρίπτεται.

Πίνακας: Β. xxxix  
Jarque-Bera

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.956445	2	0.6199
2	3.372996	2	0.1852
3	1.862508	2	0.3941
4	1.658702	2	0.4363
Joint	7.850650	8	0.4482

Πίνακας: Β. xI  
Arch effect

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	1.750158	Prob. F(1,55)	0.1913
Obs*R-squared	1.757863	Prob. Chi-Square(1)	0.1849

**Διάγραμμα: Β.9**  
Cointegration graph

