



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ**  
**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ &**  
**ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ**

608

**ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ**

**ΘΕΜΑ:**

**"ΤΑ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΑ ΜΟΝΤΕΛΑ ΩΣ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΥ ΤΗΣ**  
**ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ – ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΡΕΥΝΑ ΓΙΑ ΤΙΣ**  
**ΙΣΟΤΙΜΙΕΣ USD/BP, USD/YEN, USD/DM ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ 1974 - 1998"**

*Από τον*  
**ΚΑΣΜΕΡΙΑΗ ΝΙΚΟΛΑΟ**



00140264

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ. ΕΙΣ.	40264
ΟΟΜΡ.	21372 ÷ 22609
ΤΑΞΙΝ.	339 ΚΑ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

**ΜΑΪΟΣ 2000 – ΠΕΙΡΑΙΑΣ**

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ  
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ &  
ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

ΘΕΜΑ:

"ΤΑ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΑ ΜΟΝΤΕΛΑ ΩΣ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΥ ΤΗΣ  
ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ - ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΡΕΥΝΑ ΓΙΑ ΤΙΣ  
ΙΣΟΤΙΜΙΕΣ USD/BP, USD/YEN, USD/DM ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ 1974 - 1998"

Από τον  
ΚΑΣΜΕΡΙΔΗ ΝΙΚΟΛΑΟ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: Κ. ΠΙΤΤΗΣ Ν.  
ΤΡΙΜΕΛΗΣ ΕΠΙΤΡΟΠΗ: ΚΚ ΜΑΛΛΙΑΡΟΠΟΥΛΟΣ Δ., ΠΙΤΤΗΣ Ν.,  
ΧΑΡΛΟΥΒΕΛΗΣ ΓΚ.

ΜΑΪΟΣ 2000 - ΠΕΙΡΑΙΑΣ

# ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

	Σελίδα
ΕΙΣΑΓΩΓΗ .....	1
Κεφάλαιο 1:ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΩΝ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΩΝ ΜΟΝΤΕΛΩΝ .....	3
1.1. ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΤΩΝ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΩΝ ΜΟΝΤΕΛΩΝ .....	3
1.2. THE FLEXIBLE PRICE MONETARY MODEL .....	9
1.3. THE STICKY PRICE MONETARY MODEL .....	12
1.4. THE REAL INTEREST DIFFERENTIAL MODEL .....	17
Κεφάλαιο 2:ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΕΡΕΥΝΕΣ .....	21
2.1. ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΕΡΕΥΝΕΣ ΓΙΑ ΤΑ FLEXIBLE PRICE MODELS .....	21
2.2. ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΕΡΕΥΝΕΣ ΓΙΑ ΤΑ STICKY PRICE MODELS .....	24
2.3. ΛΟΓΟΙ ΚΑΚΗΣ ΠΡΟΣΑΡΜΟΓΗΣ ΤΩΝ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΩΝ ΜΟΝΤΕΛΩΝ .....	26
Κεφάλαιο 3:ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ USD/ΒΡ .....	28
3.1. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΕΛΕΓΧΩΝ .....	28
3.2. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ REAL INTEREST DIFFERENTIAL MODEL .....	29
3.2.1. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ – ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ UNIT ROOT .....	29
3.2.2. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ VAR – ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ .....	36
3.2.3. ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ COINTEGRATION .....	39
3.3. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ STICKY PRICE MODEL .....	44
3.3.1. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ VAR – ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ .....	44
3.3.2. ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ COINTEGRATION .....	46
3.4. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ FLEXIBLE PRICE MONETARY MODEL .....	48
3.4.1. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ VAR – ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ .....	48
3.4.2. ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ COINTEGRATION .....	50
3.5. ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ PPP .....	50
3.6. ΣΥΝΟΨΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ .....	52
Κεφάλαιο 4:ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ USD/ΥΕΝ .....	54
4.1. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ REAL INTEREST DIFFERENTIAL MODEL .....	54
4.1.1. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ – ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ UNIT ROOT .....	54
4.1.2. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ VAR – ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ .....	57
4.1.3. ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ COINTEGRATION .....	61
4.2. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ STICKY PRICE MODEL .....	62
4.2.1. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ VAR – ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ .....	62
4.2.2. ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ COINTEGRATION .....	64
4.3. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ FLEXIBLE PRICE MONETARY MODEL .....	65

4.3.1. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ VAR – ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ.....	65
4.3.2. ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ COINTEGRATION.....	67
4.4. ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ PPP.....	68
4.5. ΣΥΝΟΨΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ.....	69
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΕΜΠΕΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ USD/DM .....</b>	<b>71</b>
5.1. ΕΜΠΕΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ REAL INTEREST DIFFERENTIAL MODEL.....	71
5.1.1. ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ – ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ UNIT ROOT .....	71
5.1.2. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ VAR – ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ.....	74
5.1.3. RANK( $\Pi$ ) = 0 – ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ GRANGER CAUSALITY .....	80
5.1.4. RANK( $\Pi$ ) = 1 – ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ ΠΙΝΑΚΩΝ C ΚΑΙ B.....	81
5.2. ΕΜΠΕΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ STICKY PRICE MODEL .....	82
5.2.1. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ VAR – ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ.....	82
5.2.2. RANK( $\Pi$ ) = 0 – ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ GRANGER CAUSALITY .....	85
5.2.3. RANK( $\Pi$ ) = 1 – ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ ΠΙΝΑΚΩΝ C ΚΑΙ B.....	85
5.3. ΕΜΠΕΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ FLEXIBLE PRICE MONETARY MODEL .....	86
5.3.1. ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ VAR – ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΕΡΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ.....	86
5.3.2. ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ COINTEGRATION.....	87
5.4. ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ PPP.....	88
5.5. ΣΥΝΟΨΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ .....	89
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6: ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ.....</b>	<b>90</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α: ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΙΝΑΚΕΣ ΤΗΣ USD/BP .....</b>	<b>93</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ: ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΙΝΑΚΕΣ ΤΗΣ USD/YEN .....</b>	<b>100</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ: ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΙΝΑΚΕΣ ΤΗΣ USD/DM .....</b>	<b>108</b>
<b>ΠΗΓΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ .....</b>	<b>119</b>
<b>ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ .....</b>	<b>120</b>

# ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η οριστική κατάρρευση του συστήματος των σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών το 1973, εγκαθίδρυσε το σύστημα των κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών και μαζί του εξαιρετική αστάθεια στις διεθνείς αγορές συναλλάγματος. Το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών έπαψε να είναι ο καθοριστικός παράγοντας προσδιορισμού της τιμής συναλλάγματος, και τη θέση του πήραν το ισοζύγιο πληρωμών και οι κινήσεις κεφαλαίων, οι οποίες με την εξέλιξη της τεχνολογίας αναπτύχθηκαν σε τέτοιο βαθμό ώστε να κατακλύζουν τις δυνάμεις του εμπορικού ισοζυγίου. Το γεγονός αυτό έκανε αισθητή την αντίληψη ότι η αγορά συναλλάγματος επιδεικνύει χαρακτηριστικά αγορών περιουσιακών στοιχείων (asset markets), όπως ακριβώς είναι η αγορά ομολόγων, η αγορά προϊόντων, η αγορά μετοχικών αξιών κλπ. Αυτό σημαίνει ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες καθορίζονται από τις δυνάμεις της προσφοράς και της ζήτησης σε ένα συνεχώς μεταβαλλόμενο και δυναμικό περιβάλλον και δεν παραμένουν σταθερές. Εξάλλου η συναλλαγματική ισοτιμία, όντας η σχετική τιμή δύο περιουσιακών στοιχείων – νομίσματα -, διατηρείται όταν οι ποσότητες των νομισμάτων αυτών κατακρατούνται θεληματικά.

Η μεταβλητότητα των συναλλαγματικών ισοτιμιών αλλά και ο τρόπος που επηρεάζουν άλλα μακροοικονομικά μεγέθη παρακίνησε τους οικονομολόγους να τις μοντελοποιήσουν. Αποτέλεσμα ήταν η εμφάνιση των asset models ως υποδείγματα προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Τα asset models διακρίνονται στα νομισματικά μοντέλα (monetary models) και τα μοντέλα χαρτοφυλακίου (portfolio models). Παρόλο που και τα δύο είδη μοντέλων προσπαθούν να εξηγήσουν τις μεταβολές της τιμής συναλλάγματος, υπάρχει μια ουσιώδης διαφορά ανάμεσά τους, την οποία θα επισημάνουμε παρακάτω. Δυστυχώς, τα asset models μέχρι σήμερα δεν κατέστησαν ικανά να προσδιορίσουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, πολύ περισσότερο δε να προβλέψουν τις μελλοντικές τους μεταβολές. Οι όποιες εξαιρέσεις θα μπορούσαν κάλλιστα να αποδοθούν στα ειδικά χαρακτηριστικά γνωρίσματα του δείγματος, τα οποία έχουν άμεση σχέση με την περίοδο στην οποία αυτό ανήκε. Με άλλα λόγια οι περιπτώσεις στις οποίες τα asset models επέδειξαν καλή ερμηνευτική και προβλεπτική ικανότητα θα μπορούσαν να χαρακτηριστούν τυχαίες.

Χαρακτηριστικό είναι το γεγονός ότι το απλό μοντέλο random walk, είναι καλύτερο σε όρους προβλεπτικής ικανότητας, σε πολλές περιπτώσεις, από τα μοντέλα αυτά. Αυτό δε σημαίνει βέβαια ότι οι μακροοικονομικές μεταβλητές, που είναι τα συστατικά στοιχεία των asset models είναι πιθανοτικά ανεξάρτητες από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Απλά, η παρουσία και άλλων παραγόντων που επηρεάζουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες ή το γεγονός ότι οι "παίκτες" στην αγορά συναλλάγματος δεν σχηματίζουν πάντα προσδοκίες βάσει ενός προκαθορισμένου μοντέλου ή κάποιων μακροοικονομικών μεταβλητών είναι πιθανό ενδεχόμενο.

Σκοπός της παρούσας έρευνας είναι ο οικονομετρικός έλεγχος των νομισματικών μοντέλων (monetary models). Με τα μοντέλα χαρτοφυλακίου (portfolio models) πέρα από μια συνοπτική περιγραφή της θεωρίας που τα στηρίζει δε θα ασχοληθούμε. Το δείγμα αποτελείται από τριμηνιαίες παρατηρήσεις από το 1974 έως το 1998 (1974:1 - 1998:4) και ελέγχονται εμπειρικά οι ισοτιμίες δολαρίου/στερλίνας (USD/BP), δολαρίου/γεν (USD/YEN) και δολαρίου/μάρκου (USD/DM) κατά την περίοδο αυτή με το δολάριο ως εγχώριο νόμισμα. Το κεφάλαιο 1 κάνει το διαχωρισμό των νομισματικών μοντέλων από τα μοντέλα χαρτοφυλακίου, περιγράφει τις υποθέσεις των νομισματικών μοντέλων, αλλά και κάθε ένα από αυτά και καταλήγει στον προσδιορισμό του γενικευμένου μοντέλου του Frankel (1979), το οποίο θα ελεγχθεί εμπειρικά ως το κυρίως μοντέλο. Στο κεφάλαιο 2 παρουσιάζονται προηγούμενες έρευνες στο ίδιο θέμα. Ο εμπειρικός έλεγχος του υποδείγματος, που αποτελεί το κυριότερο μέρος της παρούσας εργασίας, επιχειρείται στα κεφάλαια 3, 4 και 5 για τις ισοτιμίες δολαρίου/στερλίνας, δολαρίου/γεν και δολαρίου/μάρκου αντίστοιχα. Λεπτομερείς πίνακες και διαγράμματα δίνονται στα παραρτήματα. Τέλος το κεφάλαιο 6 συνοψίζει τα συμπεράσματα.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

## ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΩΝ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΩΝ ΜΟΝΤΕΛΩΝ

### 1.1 ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΤΩΝ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΩΝ ΜΟΝΤΕΛΩΝ

Τα asset models, ως υποδείγματα προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών, διακρίνονται στα νομισματικά μοντέλα (monetary models) και τα μοντέλα χαρτοφυλακίου (portfolio models). Επειδή σύμφωνα με τα asset models οι συναλλαγματικές ισοτιμίες προσδιορίζονται από τις δυνάμεις της προσφοράς και της ζήτησης, βασική υπόθεσή τους αποτελεί η **τέλεια κινητικότητα του κεφαλαίου** (perfect capital mobility) διεθνώς. Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχουν νομοθετικοί περιορισμοί, έξοδα συναλλαγών, φόροι και άλλες στρεβλώσεις στις κινήσεις κεφαλαίων, έτσι ώστε να είναι δυνατή η εκμετάλλευση των υψηλότερων αποδόσεων δεδομένου του ρίσκου της επένδυσης.

Η διαφορά των νομισματικών μοντέλων από τα μοντέλα χαρτοφυλακίου έγκειται στο βαθμό της **δυνατότητας υποκατάστασης** (substitutability) μεταξύ εγχώριων και ξένων περιουσιακών στοιχείων (χρεογράφων). Συγκεκριμένα, τα νομισματικά μοντέλα υποθέτουν ότι τα εγχώρια και ξένα χρεόγραφα έχουν τον ίδιο κίνδυνο και διαφέρουν μόνο ως προς το νόμισμα και τις αποδόσεις τους. Δηλαδή τα μοντέλα αυτά υποθέτουν **τέλεια δυνατότητα υποκατάστασης**, η οποία ισοδυναμεί με ουδετερότητα κινδύνου (risk neutrality). Αυτό πρακτικά σημαίνει ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες καθορίζονται από την κατάσταση ισορροπίας στις επιμέρους αγορές χρήματος. Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή, η προθεσμιακή ισοτιμία είναι η αμερόληπτη εκτίμηση της αναμενόμενης μελλοντικής ισοτιμίας ( $F_1 = E(S_{t+1})$ ), συνθήκη που χαρακτηρίστηκε αναγκαία για την αποτελεσματικότητα της αγοράς συναλλάγματος (Bilson).

Αντιθέτως, τα μοντέλα χαρτοφυλακίου (portfolio models), υποθέτουν ότι πέρα από το νόμισμα και τις αποδόσεις των χρεογράφων, αυτά διαφέρουν και ως προς τον κίνδυνο, ο οποίος πηγάζει από το γεγονός ότι το νόμισμα αποτίμησης είναι διαφορετικό. Ο κίνδυνος αυτός μπορεί να είναι συναλλαγματικός (μη ευνοϊκή ισοτιμία μετατροπής των προσόδων από το ξένο στο εγχώριο νόμισμα), πολιτικός (συναλλαγματικοί έλεγχοι και περιορισμοί στις κινήσεις κεφαλαίων), κίνδυνος

ρευστότητας (χαμηλή ρευστότητα στην αγορά των ξένων χρεογράφων), φορολογικός (μεγαλύτερη φορολογική επιβάρυνση των ξένων χρεογράφων) και κίνδυνος αντισυμβαλλομένου (αδυναμία εκπλήρωσης των υποχρεώσεων του αντισυμβαλλομένου). Με άλλα λόγια τα μοντέλα χαρτοφυλακίου υποθέτουν **ατελή δυνατότητα υποκατάστασης** μεταξύ εγχώριων και ξένων χρεογράφων και την ύπαρξη ενός ασφαλιστρου κινδύνου (risk premium) κατά την αγορά ξένων χρεογράφων. Οι επενδυτές δεν είναι πλέον αδιάφοροι ως προς τον κίνδυνο (risk neutral), αλλά τον αποφεύγουν (risk averse) ζητώντας ένα ασφαλιστρο κινδύνου για να αποζημιωθούν για τον κίνδυνο που αναλαμβάνουν και επιθυμώντας να διακρατούν ξένα χρεόγραφα σε αντίστροφη αναλογία με το σχετικό τους κίνδυνο. Η προθεσμιακή ισοτιμία παύει να είναι η αμερόληπτη εκτίμηση της αναμενόμενης μελλοντικής ισοτιμίας [ $F_t = E(S_{t+1}) + RP$ ,  $RP = \text{Risk Premium}$ ], θέτοντας υπό αμφισβήτηση την αποτελεσματικότητα της αγοράς συναλλάγματος και τη θεωρία των λογικών προσδοκιών.

Επειδή δεν θα ασχοληθούμε περαιτέρω με τα μοντέλα χαρτοφυλακίου, μια συνοπτική περιγραφή της θεωρίας που αναπτύχθηκε για τα υποδείγματα αυτά και η παρουσίαση των διαφόρων εκδόσεων αυτής της κατηγορίας μοντέλων κρίνεται σκόπιμη. Κατ' αρχήν υποθέτουμε δύο χώρες και δύο περιουσιακά στοιχεία, την ποσότητα του εγχώριου χρήματος ( $M$ ) και τα εγχώρια ομόλογα ( $B$ ). Η αξία των ξένων ομολόγων που ανήκουν σε εγχώριους επενδυτές, εκφρασμένη σε εγχώριο νόμισμα συμβολίζεται με ( $SF$ ), όπου  $S$  η τιμή συναλλάγματος και  $F$  η ποσότητα των ξένων ομολόγων. Ο πλούτος μιας χώρας συμβολίζεται με ( $W$ ) και κατανέμεται μεταξύ των τριών περιουσιακών στοιχείων, δηλ  $W = M + B + SF$ . Η παρουσία του πλούτου στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος, ο οποίος συσχετίζεται θετικά με το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών και την εγχώρια προσφορά χρήματος, σε συνδυασμό με την ατελή δυνατότητα υποκατάστασης μεταξύ εγχώριων και ξένων ομολόγων, επηρεάζει τη συναλλαγματική ισοτιμία διαφορετικά σε βραχυχρόνιο και μακροχρόνιο επίπεδο. Βραχυχρόνια, οποιαδήποτε μεταβολή του πλούτου προκαλεί άμεσες μεταβολές στο εγχώριο επιτόκιο ( $i$ ) και τη συναλλαγματική ισοτιμία ( $S$ ). Μακροχρόνια, η απόκτηση πλούτου μπορεί να καταστήσει το σύστημα ασταθές αν η αύξηση της ποσότητας των ξένων ομολόγων μέσω της ανισορροπίας του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών είναι μικρότερη από το εισόδημα (τόκουσ) που κερδίζεται από τις επενδύσεις σε ξένα ομόλογα.



Τα μοντέλα χαρτοφυλακίου έχουν τρεις διαφορετικές εκδόσεις. Το "μοντέλο της μικρής χώρας" (Small Country Model) υποθέτει ότι η υπό εξέταση χώρα είναι μικρή επομένως τα ομόλογα της είναι αντικείμενο συναλλαγής μόνο στο εσωτερικό της, και το ξένο επιτόκιο είναι εξωγενές. Το "μοντέλο των ιδίων προτιμήσεων" (Uniform Preference Model) υποθέτει ότι οι επενδυτές στις δύο χώρες έχουν πανομοιότυπα χαρτοφυλάκια, επομένως αν σε μία χώρα ο πλούτος αυξηθεί με γρηγορότερο ρυθμό από την άλλη, δεν θα υπάρξει αλλαγή στην ισοτιμία. Τέλος, το "μοντέλο των τοπικών προτιμήσεων" (Preferred Local Habitat Model) υποθέτει ότι οι επενδυτές μιας χώρας προτιμούν να τοποθετούν μεγαλύτερο μέρος του πλούτου τους σε εγχώρια ομόλογα.

Ενώ τα μοντέλα χαρτοφυλακίου επιχειρούν να προσδιορίσουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες με βάση την προσφορά και ζήτηση χρήματος και ομολόγων, τα νομισματικά μοντέλα (monetary models) έχουν ως βάση μόνο την προσφορά και ζήτηση χρήματος. Οι υποθέσεις που ισχύουν για όλα τα νομισματικά μοντέλα συνοψίζονται παρακάτω:

1. **Τέλεια κινητικότητα του κεφαλαίου** (perfect capital mobility) για τη μη δυνατότητα ύπαρξης arbitrage και ανεκμετάλλευτων ευκαιριών πραγματοποίησης κέρδους.
2. **IRP: Interest Rate Parity ή CIP: Covered Interest Parity:** Η διαφορά του εγχώριου από το ξένο επιτόκιο ισούται με τη διαφορά της προθεσμιακής από την τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία:  $[i_t - i_t^* = f_t - s_t]$ , (όπου  $i_t, i_t^*$  το εγχώριο και ξένο ονομαστικό επιτόκιο το χρόνο  $t$  αντίστοιχα,  $s_t$  η συναλλαγματική ισοτιμία το χρόνο  $t$  και  $f_t$  η προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία το χρόνο  $t$ ).
3. **Τέλεια δυνατότητα υποκατάστασης** μεταξύ εγχώριων και ξένων χρεογράφων (risk neutrality), υπόθεση που ισοδυναμεί με το **UIP: Uncovered Interest Parity:** Η διαφορά εγχώριων και ξένων επιτοκίων ισούται με την αναμενόμενη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας:  $[i_t - i_t^* = E(s_{t+1}) - s_t]$  ή διαφορετικά  $[f_t = E(s_{t+1})]$  (όπου  $E(s_{t+1})$  η αναμενόμενη συναλλαγματική ισοτιμία την επόμενη χρονική περίοδο).
4. **PPP: Purchasing Power Parity:** Η τιμή συναλλάγματος ισούται με το λόγο του εγχώριου προς το ξένο επίπεδο τιμών:  $[s_t = p_t - p_t^*]$  (όπου  $p_t, p_t^*$  το εγχώριο και ξένο επίπεδο τιμών αντίστοιχα, και όλες οι μεταβλητές σε λογαριθμική

μορφή). Σημειώνεται ότι η συνθήκη αυτή μπορεί να ισχύει είτε μόνο μακροπρόθεσμα είτε πάντα.

5. Η προσφορά χρήματος και το πραγματικό εισόδημα καθορίζονται εξωγενώς.
6. Το νόμισμα κάθε χώρας ζητείται μόνο από τους κατοίκους της ίδιας χώρας.

Πάνω στις υποθέσεις αυτές, όπως παρουσιάζονται εδώ, βασίζονται όλα τα νομισματικά μοντέλα. Οι διαφορές τους πηγάζουν από το βαθμό ισχύος της τέταρτης υπόθεσης, του PPP. Η πρώτη υπόθεση δηλώνει ότι οι αγορές χρήματος, κεφαλαίου και συναλλάγματος είναι τέλειες, με μηδενικά κόστη συναλλαγών και φόρους και χωρίς νομοθετικούς περιορισμούς στην κίνηση των κεφαλαίων, έτσι ώστε να είναι δυνατή η αποτελεσματική κατανομή του κεφαλαίου, η επένδυσή του δηλαδή σε περιουσιακά στοιχεία με τη μεγαλύτερη απόδοση δεδομένου του κινδύνου της επένδυσης.

Η δεύτερη υπόθεση εξισώνει τις διαφορές των ονομαστικών επιτοκίων των διαφόρων νομισμάτων με τις μεταβολές στη συναλλαγματική ισοτιμία καλυμμένες όμως από συναλλαγματικό κίνδυνο. Δηλαδή αν το εγχώριο ονομαστικό επιτόκιο είναι υψηλότερο από το ξένο, η διαφορά τους είναι ίση με το forward discount του εγχώριου νομίσματος. Αυτό σημαίνει ότι το εγχώριο νόμισμα πωλείται προθεσμακά υποτιμημένο, έτσι ώστε οι χωρίς κίνδυνο αποδόσεις όμοιων, κατά τα λοιπά, περιουσιακών στοιχείων από χώρα σε χώρα να είναι ίσες. Η σχέση αυτή είναι μια σχέση arbitrage που συνδέει τις αγορές χρήματος και συναλλάγματος και έχει εφαρμογή στη διατραπεζική αγορά, γιατί οι τράπεζες είναι αυτές που αγοράζουν και πωλούν συναλλάγμα προθεσμακά και έχουν επομένως ανάγκη να καλύψουν τους κινδύνους που αναλαμβάνουν. Εμπειρικές έρευνες έχουν δείξει ότι λαμβανομένων υπόψη των εξόδων συναλλαγών και των φόρων, το IRP ισχύει βραχυπρόθεσμα τουλάχιστο για τα ισχυρότερα νομίσματα, ενώ μακροπρόθεσμα παρατηρούνται κάποιες αποκλίσεις, πιθανότατα λόγω έλλειψης ρευστότητας, κινδύνου αντισυμβαλλομένου και επιβολής υποχρεωτικών κεφαλαιακών επιβαρύνσεων από την επένδυση σε τέτοιου είδους αξιόγραφα.

Η τρίτη υπόθεση, το UIP, εισάγει έμμεσα στη θεωρία των νομισματικών μοντέλων τη θεωρία των λογικών προσδοκιών (rational expectations theory). Σύμφωνα με αυτή, η αναμενόμενη τιμή μιας τυχαίας μεταβλητής ισούται με τη σημερινή της τιμή ( $E_t X_{t+1} = X_t$ ) και υποδηλώνει την αποτελεσματικότητα της αγοράς συναλλάγματος. Το UIP δηλώνει ότι η προθεσμακή τιμή συναλλάγματος αποτελεί

την αμερόληπτη συνεπή εκτίμηση της μελλοντικής συναλλαγματικής ισοτιμίας [ $f_t = E_t S_{t+1}$ ] ή ότι η διαφορά επιτοκίων ισούται με την αναμενόμενη μεταβολή της τιμής συναλλάγματος [ $i_t - i_t^* = E(s_{t+1}) - s_t$ ]. Αυτό σημαίνει ότι ο συναλλαγματικός κίνδυνος είναι μηδενικός και επομένως οι επενδυτές είναι αδιάφοροι μεταξύ εγχώριων και ξένων χρεογράφων του ίδιου εκδότη και της ίδιας διάρκειας. Εμπειρικές έρευνες έχουν δείξει ότι η προθεσμιακή ισοτιμία δεν είναι αμερόληπτη εκτίμηση της μελλοντικής τιμής συναλλάγματος, αλλά απέτυχαν να αποδείξουν την παρουσία ασφαλίστρου κινδύνου (risk premium) λόγω αδυναμίας προσδιορισμού του. Εντούτοις, τα νομισματικά μοντέλα υποθέτουν την ισχύ της σχέσης αυτής.

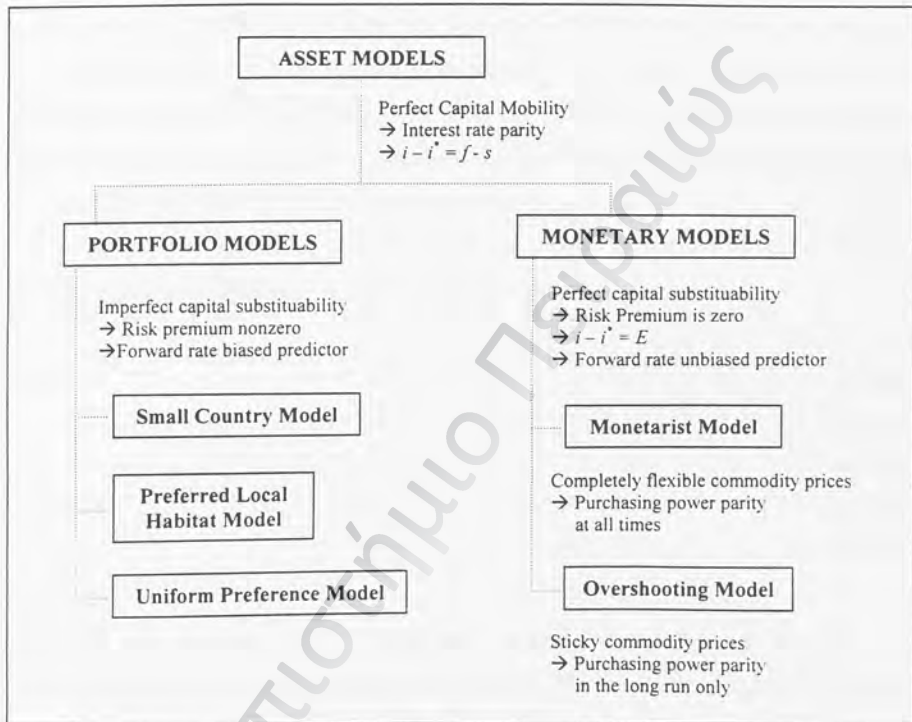
Η τέταρτη υπόθεση, το PPP, στην απόλυτη έκδοσή του [ $s_t = p_t - p_t^*$ ] σημαίνει ότι οι τιμές των εγχώριων και ξένων αγαθών είναι ίσες. Δηλαδή το να αγοράσει κάποιος ένα εγχώριο αγαθό σε τιμή  $p_0$  του κοστίζει το ίδιο με το να αγοράσει το ίδιο ακριβώς αγαθό με τα ίδια ποιοτικά χαρακτηριστικά από το εξωτερικό αφού θα πληρώσει  $sp_0^*$  και  $p_0 = sp_0^*$ . Επομένως οι αγορές αγαθών είναι σε ισορροπία. Και το PPP είναι μια σχέση arbitrage, η οποία όμως λόγω της ακαμψίας των τιμών των αγαθών, που οφείλεται σε ποιοτικές διαφορές των αγαθών, μεταφορικά έξοδα, την αδυναμία του παραγωγού να εκμεταλλευτεί εγκαίρως την ευκαιρία arbitrage, αλλά και λόγω διαφορών στο "καλάθι της νοικοκυράς" και στις καταναλωτικές συνήθειες των νοικοκυριών, δεν ισχύει βραχυπρόθεσμα, ενώ αμφισβητείται ακόμα και η μακροπρόθεσμη ισχύς της από τα εμπειρικά δεδομένα. Παρά ταύτα, τα διάφορα νομισματικά μοντέλα υποθέτουν είτε ότι ισχύει συνεχώς, δηλαδή ακόμα και βραχυπρόθεσμα, είτε ότι ισχύει μόνο μακροπρόθεσμα, στοιχείο που διαχωρίζει το ένα από το άλλο.

Τέλος, η πέμπτη υπόθεση καθορίζει ότι η τιμή συναλλάγματος προσδιορίζεται από μία και μόνο εξίσωση και όχι από ένα σύστημα εξισώσεων, ενώ η τελευταία υπόθεση περιορίζει τη χρήση του χρήματος μόνο για συναλλακτικούς σκοπούς και όχι ως περιουσιακό στοιχείο. Αποκλείεται δηλαδή η αγορά συναλλάγματος ως επένδυση, για την αποκόμιση κερδών από μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Με τον τρόπο αυτό η εγχώρια ζήτηση χρήματος προσδιορίζεται μόνο από το εγχώριο εισόδημα και το επιτόκιο, απλοποιώντας την ανάλυση.

Τα νομισματικά μοντέλα που αναπτύχθηκαν από το 1974 και έπειτα είναι τρία. Τα δύο πρώτα είναι τα βασικά μοντέλα, ενώ το τρίτο αποτελεί σύνθεση των δύο προηγούμενων και για το λόγο αυτό είναι περισσότερο γενικευμένο. Το πρώτο, κατά

σειρά περιγραφής, είναι το Flexible Price Monetary Model, το οποίο είναι προϊόν της κλασικής οικονομικής σχολής. Το δεύτερο είναι το Sticky Price Monetary Model του Dornbusch (1976 α και β), ενώ το τρίτο είναι το Real Interest Differential Model του Frankel (1979). Στο επόμενο τμήμα περιγράφονται αναλυτικά τα καθένα από αυτά.

**Σχήμα 1.1: Asset Models**



Πηγή: Προσαρμοσμένο από τον Frankel (1983).

## 1.2 THE FLEXIBLE PRICE MONETARY MODEL

Το μοντέλο αυτό είναι προϊόν της κλασικής οικονομικής σχολής. Βασίζεται στις υποθέσεις που περιγράφηκαν στο προηγούμενο τμήμα με τη μόνη εξειδίκευση ότι το PPP ισχύει συνεχώς, τόσο μακροπρόθεσμα όσο και βραχυπρόθεσμα. Οποιοσδήποτε μεταβολές στις αγορές χρήματος μεταδίδονται άμεσα στις τιμές των αγαθών και μέσω του PPP στην τιμή συναλλάγματος. Δεν υπάρχουν φαινόμενα ρευστότητας (liquidity effects) που να επηρεάζουν τα επιτόκια. Οι αγορές χρήματος και αγαθών βρίσκονται σε συνεχή ισορροπία. Πίσω από το υπόδειγμα αυτό κρύβονται η ποσοτική θεωρία του χρήματος και η θεωρία του Fisher που πρεσβεύει ότι τα πραγματικά επιτόκια είναι ίσα διεθνώς, κάτι βέβαια που επιτυγχάνεται με την περιοριστική υπόθεση της ισχύος του PPP συνεχώς.

Οι βασικές εξισώσεις από τις οποίες συνάγεται το υπόδειγμα αυτό είναι (οι χρονικοί δείκτες παραλείπονται χάριν απλοποίησης):

$$s = p - p^* \quad (1.2.1)$$

$$m - p = k + \phi y - \lambda i \quad (1.2.2)$$

$$m^* - p^* = k^* + \phi^* y^* - \lambda^* i^* \quad (1.2.3)$$

$$i - i^* = f - s \quad (1.2.4)$$

$$f = s^e \quad (1.2.5)$$

όπου  $s$  η τιμή συναλλάγματος εκφρασμένη ως ο αριθμός των εγχώριων νομισματικών μονάδων που αντιστοιχούν σε μία μονάδα του ξένου νομίσματος,  $p$  το εγχώριο επίπεδο τιμών,  $m$  η προσφορά χρήματος,  $y$  το πραγματικό εγχώριο εισόδημα,  $i$  το εγχώριο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου,  $\phi$  και  $\lambda$  η εισοδηματική ελαστικότητα και η ελαστικότητα του επιτοκίου της ζήτησης χρήματος αντίστοιχα,  $f$  η προθεσμιακή ισοτιμία και  $s^e$  η αναμενόμενη τιμή συναλλάγματος την επόμενη χρονική περίοδο. Με αστεράκια συμβολίζονται οι μεταβλητές της ξένης χώρας και όλες οι μεταβλητές εκφράζονται σε λογαριθμική μορφή. Η πρώτη εξίσωση είναι η εξίσωση του PPP. Η δεύτερη και τρίτη εξίσωση αναπαριστούν τη συνάρτηση ζήτησης χρήματος (Cagan 1956), εγχώρια και ξένη αντίστοιχα, και εκφράζουν το γεγονός ότι οι τιμές καθορίζονται στις αγορές χρήματος. Η τέταρτη εξίσωση αναπαριστά το IRP και η πέμπτη το UIP.

Αφαιρώντας την (1.2.3) από την (1.2.2), αντικαθιστώντας την (1.2.1) και υποθέτοντας ότι οι εισοδηματικές ελαστικότητες και οι ελαστικότητες των επιτοκίων της ζήτησης χρήματος των δύο χωρών είναι ίσες παίρνουμε την (1.2.6):

$$s = -(k - k^*) + (m - m^*) - \varphi(y - y^*) + \lambda(i - i^*) \quad (1.2.6)$$

Ισχύει όμως  $i - i^* = (r + \pi) - (r^* + \pi^*) = \pi - \pi^*$ , αφού  $r = r^*$ , με  $r$  και  $\pi$  να συμβολίζουν το πραγματικό επιτόκιο και τον ρυθμό πληθωρισμού αντίστοιχα. Έτσι η (1.2.6) γράφεται εναλλακτικά ως:

$$s = -(k - k^*) + (m - m^*) - \varphi(y - y^*) + \lambda(\pi - \pi^*) \quad (1.2.7)$$

η οποία ως οικονομετρικό υπόδειγμα γράφεται:

$$s_t = a_1 + a_2(m_t - m_t^*) + a_3(y_t - y_t^*) + a_4(\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1.2.8)$$

όπου από τη θεωρία αναμένεται  $a_2 > 0$ ,  $a_3 < 0$ , και  $a_4 > 0$ .

Από την (1.2.6) γίνεται φανερό ότι η συναλλαγματική ισοτιμία καθορίζεται από την προσφορά και ζήτηση χρήματος. Έτσι μια αύξηση της εγχώριας προσφοράς χρήματος οδηγεί σε υποτίμηση ίσης ποσοστιαίας μεταβολής, μια αύξηση του πραγματικού εισοδήματος οδηγεί σε ανατίμηση, ενώ μια αύξηση του επιτοκίου οδηγεί, σε αντίθεση με τη θεωρία των Fleming και Mundell, σε υποτίμηση του νομίσματος.

Οι θεωρητικοί μηχανισμοί της (1.2.6) αναλύονται ως εξής: η αύξηση της προσφοράς χρήματος οδηγεί, μέσω της συνάρτησης ζήτησης χρήματος, σε αύξηση του επιπέδου των τιμών για να διατηρηθεί η ισορροπία, μιας και η οικονομία λειτουργεί σε καθεστώς πλήρους απασχόλησης. Η αύξηση του επιπέδου των τιμών οδηγεί περαιτέρω, μέσω PPP, σε υποτίμηση του νομίσματος. Κατά δεύτερο λόγο, η αύξηση του πραγματικού εισοδήματος οδηγεί σε αύξηση της ζήτησης χρήματος για συναλλαγές. Με δεδομένη την προσφορά χρήματος, ισορροπία επανέρχεται με τη μείωση του επιπέδου των τιμών, η οποία, μέσω PPP, οδηγεί σε ανατίμηση του νομίσματος. Τέλος, το παράδοξο του επιτοκίου εξηγείται ως εξής: αύξηση του επιτοκίου συνεπάγεται μείωση της ζήτησης χρήματος. Με δεδομένη την προσφορά

χρήματος, η ισορροπία αποκαθίσταται με την αύξηση του επιπέδου των τιμών, η οποία, μέσω PPP, οδηγεί σε υποτίμηση του νομίσματος.

Η υπόθεση ότι η διαφορά επιτοκίων είναι εξωγενής δεν φαίνεται πολύ λογική, δεδομένης της αλληλεπίδρασης της αγοράς χρήματος και συναλλάγματος ούτε μπορεί να εξηγήσει τη μεγάλη μεταβλητότητα στην τρέχουσα και προθεσμιακή αγορά συναλλάγματος. Για το λόγο αυτό αντικαθιστούμε την (1.2.4) στην (1.2.6) και παίρνουμε την (1.2.9):

$$s = -(k - k^*) + (m - m^*) - \varphi(y - y^*) + \lambda(f - s) \quad (1.2.9)$$

Τώρα όμως έχουμε δύο ενδογενείς μεταβλητές τις  $s$  και  $f$ , οπότε οι λύσεις βρίσκονται στον δισδιάστατο χώρο. Για να αποφύγουμε το πρόβλημα αυτό αντικαθιστούμε την (1.2.5) στην (1.2.9) και έχουμε:

$$s = -(k - k^*) + (m - m^*) - \varphi(y - y^*) + \lambda(s^e - s) \quad (1.2.10)$$

Λύνοντας ως προς  $s$  παίρνουμε:

$$s_t = z_t + [\lambda/(1+\lambda)]s_{t+1}^e \quad (1.2.11)$$

όπου

$$z_t = [1/(1+\lambda)][-(k - k^*) + (m_t - m^*) - \varphi(y_t - y^*)] \quad (1.2.12)$$

Το flexible price monetary model εκφράζεται κυρίως με την (1.2.11) παρά με την (1.2.6). Η συναλλαγματική ισοτιμία ισούται με την τρέχουσα τιμή των "fundamentals" ( $z_t$ ) και την αναμενόμενη συναλλαγματική ισοτιμία την επόμενη χρονική περίοδο. Με "προς τα εμπρός" αντικαταστάσεις καταλήγουμε στην εξής λύση:

$$s_t = \left( \frac{1}{1+\lambda} \right) \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{\lambda}{1+\lambda} \right)^j E_t z_{t-j} \quad (1.2.13)$$

Σύμφωνα με τη (1.2.13) η τιμή συναλλάγματος ισούται με τις προεξοφλημένες αναμενόμενες τιμές των "fundamentals", αποδεικνύοντας ότι όπως όλα τα περιουσιακά στοιχεία (assets), η τιμή της καθορίζεται από τις αναμενόμενες μελλοντικές τιμές κάποιων εξωγενών μεταβλητών.

### 1.3. THE STICKY PRICE MONETARY MODEL

Το Flexible Price Monetary Model που περιγράφηκε στο προηγούμενο τμήμα είναι βασισμένο σε κάποιες πολύ ισχυρές και περιοριστικές υποθέσεις, όπως η τέλεια δυνατότητα υποκατάστασης μεταξύ εγχώριων και ξένων αγαθών που οδηγεί στην ισχύ του PPP ακόμα και βραχυπρόθεσμα και το ότι όλες οι αγορές είναι σε συνεχή ισορροπία. Ο Dornbusch (1976 a και b), κάνοντας την υπόθεση ότι οι τιμές των αγαθών δεν είναι απολύτως ελαστικές και ότι αυτές προσαρμόζονται σε κάποια διαταραχή του συστήματος με χρονική υστέρηση, κατάφερε να εξηγήσει τη δυναμική προσαρμογή των συναλλαγματικών ισοτιμιών καθώς αυτές κινούνται προς ένα νέο επίπεδο ισορροπίας. Λόγω της ακαμψίας των τιμών που υποθέτει ο Dornbusch, το PPP παύει να ισχύει συνεχώς και έτσι αποκλίσεις από τη σχέση αυτή arbitrage παρατηρούνται βραχυπρόθεσμα. Τα πραγματικά επιτόκια των χωρών δεν είναι πλέον ίσα μεταξύ τους και εισάγεται η έννοια του overshooting, της απόκλισης δηλαδή της τιμής συναλλάγματος από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας της, καθόλη τη διάρκεια της δυναμικής της προσαρμογής προς αυτό. Η ακαμψία των τιμών προκαλεί φαινόμενα ρευστότητας (liquidity effects) στις αγορές χρήματος (μεταβολή του επιτοκίου σε ενδεχόμενη μεταβολή της προσφοράς χρήματος) και πραγματικές επιδράσεις στην οικονομία. Η συναλλαγματική ισοτιμία μεταβάλλεται λόγω της μεταβολής του επιτοκίου, καθώς προκαλούνται εισροές ή εκροές συναλλάγματος, καθιστώντας το μοντέλο συμβατό με τη θεωρία των Mundell-Fleming. Κατά λοιπά ισχύουν οι λοιπές υποθέσεις των νομισματικών μοντέλων.

Το Sticky Price Monetary Model εξάγεται ως εξής: αφαιρώντας την (1.2.3) από την (1.2.2) παίρνουμε την (1.3.1):

$$(m_t - m_t^*) - (p_t - p_t^*) = (k - k^*) + \varphi(y_t - y_t^*) - \lambda(i_t - i_t^*) \quad (1.3.1)$$



Ισχύει επίσης το γνωστό UIP στην εναλλακτική του μορφή:

$$(i_t - i_t^*) = s_{t+1}^e - s_t \quad (1.3.2)$$

Στο μοντέλο του Dornbusch, το PPP ισχύει μόνο μακροπρόθεσμα, όπως φαίνεται και από την (1.3.3), ενώ η αναμενόμενη μεταβολή της τιμής συναλλάγματος την επόμενη χρονική περίοδο είναι ανάλογη με την απόκλιση της τρέχουσας ισοτιμίας από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας της (1.3.4):

$$\bar{s}_t = \bar{p}_t - \bar{p}_t^* \quad (1.3.3)$$

$$s_{t+1}^e - s_t = \alpha(\bar{s}_t - s_t) \quad (1.3.4)$$

Με παύλα απεικονίζονται οι τιμές που παίρνουν οι μεταβλητές στο μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας. Από τις (1.3.1) και (1.3.2) το σχετικό επίπεδο τιμών εκφράζεται ως:

$$(p_t - p_t^*) = -(k - k^*) + (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \lambda(s_{t+1}^e - s_t) \quad (1.3.5)$$

Στο μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας η αναμενόμενη μεταβολή της τιμής συναλλάγματος ισούται με μηδέν, δηλαδή  $s_{t+1}^e - s_t = 0$ . Αντικαθιστώντας την (1.3.3) στην (1.3.5) παίρνουμε το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας της τιμής συναλλάγματος:

$$\bar{s}_t = -(k - k^*) + (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) \quad (1.3.6)$$

Αντικαθιστούμε την (1.3.2) στην (1.3.4) και έχουμε τη διαφορά των επιτοκίων ίση με την απόκλιση της τρέχουσας ισοτιμίας από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας της:

$$i_t - i_t^* = \alpha(\bar{s}_t - s_t) \quad (1.3.7)$$

και μέσω της (1.3.6) παίρνουμε την (1.3.8)

$$(i_t - i_t^*) = \alpha[-(k - k^*) + (m_t - m_t^*) - \varphi(y_t - y_t^*) - s_t] \quad (1.3.8)$$

Λύνοντας ως προς  $s_t$  καταλήγουμε στην εξίσωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας

$$s_t = -(k - k^*) + (m_t - m_t^*) - \varphi(y_t - y_t^*) - (1/\alpha)(i_t - i_t^*) \quad (1.3.9)$$

η οποία ως οικονομετρικό υπόδειγμα γράφεται

$$s_t = b_0 + b_1(m_t - m_t^*) + b_2(y_t - y_t^*) + b_3(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1.3.10)$$

όπου από τη θεωρία αναμένεται  $b_1 > 0$ ,  $b_2, b_3 < 0$ .

Η εξίσωση του overshooting εξάγεται ως εξής: η συνάρτηση της εγχώριας ζήτησης χρήματος είναι

$$m_t - p_t = \varphi y_t - \lambda i_t \quad (1.3.11)$$

Αντικαθιστώντας το εγχώριο ονομαστικό επιτόκιο από την (1.3.7) στην (1.3.11)

$$m_t - p_t = \varphi y_t - \lambda i_t^* - \lambda \alpha (\bar{s}_t - s_t) \quad (1.3.12)$$

Στην κατάσταση όμως ισορροπίας ισχύει  $\bar{s}_t = s_t$  και το μακροχρόνιο επίπεδο τιμών είναι

$$\bar{p}_t = m_t - \varphi y_t + \lambda i_t^*$$

Αντικαθιστώντας το δεύτερο μέλος της παραπάνω εξίσωσης στην (1.3.12) καταλήγουμε στην (1.3.13)

$$s_t = \bar{s}_t - (1/\lambda\alpha)(p_t - \bar{p}_t) \quad (1.3.13)$$

η οποία δείχνει ότι το μέγεθος της απόκλισης της τρέχουσας συναλλαγματικής ισοτιμίας από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας της, δεδομένης της ακαμψίας των

τιμών, είναι ανάλογο της απόκλισής τους από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας τους.

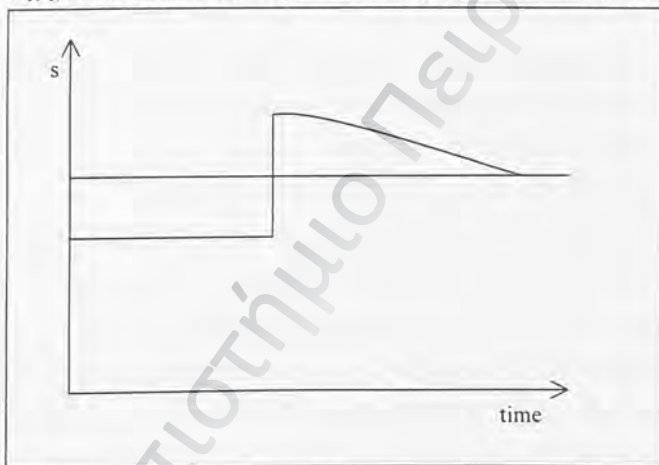
Το μοντέλο του Dornbusch, όπως σημειώθηκε παραπάνω, βασίζεται, πέρα από τις υποθέσεις που ισχύουν για όλα τα νομισματικά μοντέλα, στην ακαμψία των τιμών των αγαθών, που υποδηλώνει ότι τα εγχώρια και ξένα αγαθά δεν είναι τέλεια υποκατάστατα, στην τέλεια κινητικότητα του κεφαλαίου και κυρίως στην απόλυτη βεβαιότητα, που ισοδυναμεί με τέλεια ικανότητα πρόβλεψης. Αξίζει να τονιστεί η τελευταία υπόθεση, καθώς οι εγχώριοι και ξένοι επενδυτές γνωρίζουν ακριβώς το νέο επίπεδο ισορροπίας της συναλλαγματικής ισοτιμίας μετά από μία νομισματική διαταραχή, έτσι ώστε να υπάρξει overshooting και να μην υπάρχουν ευκαιρίες arbitrage. Η δυναμική προσαρμογή της συναλλαγματικής ισοτιμίας μετά από μια νομισματική διαταραχή περιγράφεται στη συνέχεια.

Υποθέτουμε ότι υπάρχουν δύο χώρες, οι οικονομίες των οποίων βρίσκονται σε καθεστώς πλήρους απασχόλησης, με ίσα ονομαστικά επιτόκια ( $i = i^*$ ). Υπάρχει τέλεια κινητικότητα κεφαλαίων, τέλεια ικανότητα πρόβλεψης και ακαμψία των τιμών των αγαθών. Εξετάζουμε τις μεταβολές στα μακροοικονομικά μεγέθη της μιας χώρας, επομένως η δεύτερη χώρα είναι η ξένη. Δεδομένων των παραπάνω, μια αύξηση της εγχώριας προσφοράς χρήματος οδηγεί σε αναδιάρθρωση των χαρτοφυλακίων στην εγχώρια αγορά χρήματος. Η αυξημένη ποσότητα χρήματος στο σύστημα μπορεί να απορροφηθεί μόνο με βάση ένα χαμηλότερο επίπεδο επιτοκίου (liquidity effects), συνθήκη απαραίτητη για την αύξηση της ζήτησης χρήματος. Το επιτόκιο μειώνεται, καθώς η αγορά χρήματος προσαρμόζεται ταχύτατα στη νομισματική διαταραχή. Οι τιμές όμως παραμένουν σχεδόν αμετάβλητες βραχυπρόθεσμα και επομένως έχουμε μείωση του πραγματικού επιτοκίου. Επειδή τώρα το εγχώριο ονομαστικό επιτόκιο είναι μικρότερο του ξένου, οι επενδυτές στρέφονται προς τις υψηλότερες αποδόσεις των ξένων χρεογράφων, αφού αυτά είναι τέλεια υποκατάστατα των εγχωρίων. Το νόμισμα υποτιμάται και το γεγονός αυτό σε συνδυασμό με την ακαμψία των τιμών οδηγεί και σε πραγματική υποτίμηση. Η εγχώρια ζήτηση αυξάνεται λόγω της μείωσης του επιτοκίου και της αύξησης των εξαγωγών εξαιτίας της πραγματικής υποτίμησης του νομίσματος. Δεδομένης της πλήρους απασχόλησης, αποτέλεσμα είναι η σταδιακή αύξηση των τιμών.

Εντούτοις υπάρχει ένα παράδοξο: επειδή το εγχώριο επιτόκιο είναι πλέον χαμηλότερο του ξένου, η προθεσμιακή τιμή συναλλάγματος θα δηλώνει ανατίμηση

του νομίσματος στο μέλλον, στοιχείο που παγιώνεται και από την ενδεχόμενη αύξηση των εξαγωγών και τη βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου. Από την άλλη πλευρά, η αύξηση των τιμών σημαίνει υποτίμηση του νομίσματος στο μέλλον. Αυτές οι δύο αντικρουόμενες θέσεις συμβιβάζονται με την έννοια του overshooting, της απόκλισης δηλαδή της τιμής συναλλάγματος από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας της, το οποίο γνωρίζουν οι επενδυτές, μετά από ένα νομισματικό σοκ. Έτσι η αύξηση της προσφοράς χρήματος οδηγεί σε μείωση του επιτοκίου και αυτή σε υποτίμηση του νομίσματος μεγαλύτερη από αυτή που αντιστοιχεί στο μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας του, έτσι ώστε να είναι δυνατή η ανατίμησή του από την αύξηση των εξαγωγών.

**Σχήμα 1.2: Overshooting in the Sticky Price Monetary Model**



Συνεχίζοντας την ανάλυση, η αύξηση των τιμών οδηγεί σε μείωση της πραγματικής προσφοράς χρήματος και σε σταδιακή αύξηση του επιτοκίου. Η προσαρμογή αυτή συνεχίζεται μέχρι του σημείου εξίσωσης του εγχώριου ονομαστικού επιτοκίου με το ξένο και της τρέχουσας συναλλαγματικής ισοτιμίας με το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας της, επίπεδο συμβατό με την ισχύ του PPP. Τελικό αποτέλεσμα είναι η επαναφορά στις αρχικές συνθήκες με υψηλότερο επίπεδο τιμών και υποτιμημένο νόμισμα. Βραχυπρόθεσμα υπάρχουν πραγματικές επιδράσεις στην οικονομία μετά από μια νομισματική διαταραχή, μακροπρόθεσμα όμως, όπως δείχτηκε από την ανάλυση, τα αποτελέσματα είναι μόνο ονομαστικά.

#### 1.4. THE REAL INTEREST DIFFERENTIAL MODEL

To Flexible Price Monetary Model φαίνεται από εμπειρικές έρευνες ότι μπορεί να ερμηνεύσει τις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε περιόδους υπερπληθωρισμού (Frenkel 1978) κατά τις οποίες οι μεταβολές των τιμών επηρεάζουν αυτόματα στην τιμή συναλλάγματος. Από τη άλλη πλευρά το Sticky Price Monetary Model του Dornbusch αποτελεί ικανοποιητική περιγραφή της πραγματικότητας για μικρές διαφορές των ρυθμών πληθωρισμού. Οι δύο αυτές ακραίες περιπτώσεις δεν είναι αντιπροσωπευτικές της κατάστασης της οικονομίας των περισσότερων χωρών, οι οποίες διατηρούν ένα μέσο ρυθμό πληθωρισμού. Επομένως τα προαναφερθέντα μοντέλα δεν είναι εφαρμόσιμα στην πλειοψηφία των περιπτώσεων.

Τη λύση έδωσε ο Frankel το 1979, αναπτύσσοντας το μοντέλο των διαφορών των πραγματικών επιτοκίων (Real Interest Differential Model). Το μοντέλο αυτό ανήκει ταξονομικά στα Sticky Price, καθώς υποθέτει, όπως και αυτό του Dornbusch, ότι υπάρχει ακαμψία των τιμών των αγαθών και ότι το PPP ισχύει μόνο μακροπρόθεσμα. Η διαφορά του όμως έγκειται στο ότι ο Frankel θεώρησε ότι υπάρχουν διαφορές στους ρυθμούς πληθωρισμού, ενώ ο Dornbusch στα επίπεδα τιμών. Πιο συγκεκριμένα ο Dornbusch εξέτασε τις συνέπειες μιας νομισματικής διαταραχής στη συναλλαγματική ισοτιμία και κατέληξε στην αναγκαία προσαρμογή τιμών και τιμής συναλλάγματος, έτσι ώστε να ισχύει το PPP μακροπρόθεσμα. Με την αποκατάσταση της ισχύος του PPP μακροπρόθεσμα παύουν να υπάρχουν πλέον προσδοκίες υποτίμησης, αφού  $\bar{s}_t = s_t$ . Αντιθέτως, ο Frankel εισήγαγε τη διαφορά των πραγματικών επιτοκίων στο υπόδειγμά του, ακόμα και βραχυπρόθεσμα. Η διαφορά των ονομαστικών επιτοκίων αντανακλά είτε διατηρήσιμες μεταβολές της νομισματικής πολιτικής είτε αναμενόμενες μεταβολές στο σχετικό ρυθμό πληθωρισμού. Αν δηλαδή είναι μεγάλη επειδή ακολουθείται σφιχτή νομισματική πολιτική, τότε το εγχώριο νόμισμα είναι ανατιμημένο. Αν όμως η διαφορά των ονομαστικών επιτοκίων είναι μεγάλη λόγω της αναμενόμενης αύξησης του σχετικού πληθωρισμού, τότε η τιμή συναλλάγματος είναι ίση με την τιμή ισορροπίας της. Μακροπρόθεσμα η μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας θα ισούται με την μακροχρόνια διαφορά πληθωρισμών, στοιχείο που αντίκειται στην ανυπαρξία προσδοκίων υποτίμησης μακροπρόθεσμα, σύμφωνα με το υπόδειγμα του Dornbusch.

Συνέπεια των παραπάνω είναι ότι το φαινόμενο του overshooting στο υπόδειγμα του Frankel αποκτά ένα ελαφρώς διαφορετικό νόημα, καθώς αυτό προκαλείται από τη διαφορά των πραγματικών επιτοκίων, και το μέγεθός του είναι ανάλογο της προηγούμενης διαφοράς.

Για την εξαγωγή του υποδείγματος υποθέτουμε τα ακόλουθα: ισχύουν οι συναρτήσεις ζήτησης χρήματος, το IRP, το UIP, και το PPP μακροπρόθεσμα, δηλαδή οι εξισώσεις (1.2.2) έως (1.2.5) και η (1.3.3). Επιπλέον γίνεται η εξής βασική υπόθεση:

$$d = -\theta(s - \bar{s}) + \pi - \pi^* \quad (1.4.1)$$

όπου  $d$  η αναμενόμενη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας (ίση δηλαδή με  $s^e - s$ ) και  $\pi$  και  $\pi^*$  ο αναμενόμενος εγχώριος και ξένος, αντίστοιχα, μακροχρόνιος ρυθμός πληθωρισμού. Υπενθυμίζεται ότι όλες οι μεταβλητές εκφράζονται σε λογαριθμική μορφή. Η (1.4.1) δηλώνει ότι, βραχυπρόθεσμα, η συναλλαγματική ισοτιμία τείνει προς την τιμή ισορροπίας της με ρυθμό ανάλογο της τρέχουσας απόκλισής της από αυτή, ενώ μακροπρόθεσμα, θα είναι ίση με τη διαφορά των μακροχρόνιων ρυθμών πληθωρισμού, γιατί τότε ισχύει  $\bar{s} = s$ . Με βάση το UIP,  $d = i - i^*$ , η (1.4.1) δίνει

$$s - \bar{s} = -(1/\theta)[(i - \pi) - (i^* - \pi^*)] \quad (1.4.2)$$

Η παράσταση μέσα στις αγκύλες εκφράζει τη διαφορά των πραγματικών επιτοκίων. Η (1.4.2) περιγράφει το φαινόμενο του overshooting, και σύμφωνα μ'αυτό, η τρέχουσα απόκλιση της τιμής συναλλάγματος από την τιμή ισορροπίας της ισούται με τη διαφορά των πραγματικών επιτοκίων και η σχέση αυτή είναι αρνητική. Μακροπρόθεσμα, όταν  $\bar{s} = s$ , θα ισχύει  $\bar{i} - \bar{i}^* = \pi - \pi^*$ . Από τις (1.2.2) και (1.2.3) παίρνουμε τη σχετική συνάρτηση ζήτησης χρήματος:

$$(m - m^*) = (p - p^*) + \varphi(y - y^*) - \lambda(i - i^*) \quad (1.4.3)$$

Με βάση την (1.3.3) και τη σχέση  $\bar{i} - \bar{i}^* = \pi - \pi^*$ , η (1.4.3) στην κατάσταση ισορροπίας παίρνει την εξής μορφή:

$$\bar{s} = \bar{p} - \bar{p}^* = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) + \lambda(\pi - \pi^*) \quad (1.4.4)$$

Η (1.4.4) είναι η εξίσωση του Flexible Price Monetary Model (1.2.7) και δηλώνει ότι στο μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας, όταν τα πραγματικά επιτόκια θα είναι ίσα μεταξύ τους, η τιμή συναλλάγματος θα είναι αυτή που προβλέπεται από το μοντέλο των κλασικών. Αντικαθιστώντας τώρα την (1.4.4) στην (1.4.2) και υποθέτοντας ότι οι τιμές ισορροπίας της σχετικής προσφοράς χρήματος και του σχετικού εισοδήματος είναι ίσες με τις τρέχουσες τιμές τους, παίρνουμε την εξίσωση προσδιορισμού της τιμής συναλλάγματος:

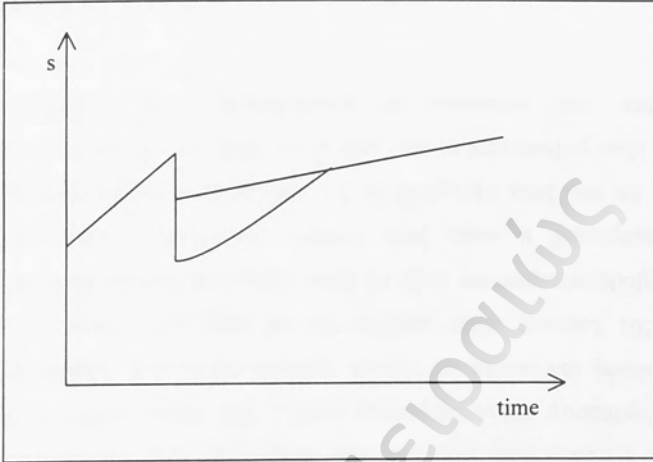
$$s = (m - m^*) - \phi(y - y^*) - (1/\theta)(i - i^*) + [\lambda + (1/\theta)](\pi - \pi^*) \quad (1.4.5)$$

η οποία ως οικονομετρικό υπόδειγμα γράφεται

$$s_t = c_0 + c_1(m_t - m_t^*) + c_2(y_t - y_t^*) + c_3(i_t - i_t^*) + c_4(\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1.4.6)$$

το οποίο είναι και το κυρίως υπόδειγμα που θα εκτιμήσουμε και θα ελέγξουμε οικονομετρικά. Σύμφωνα με τη θεωρία οι συντελεστές αναμένεται να είναι:  $c_1, c_4 > 0$ ,  $c_2, c_3 < 0$  με  $c_2 = -\phi$ ,  $c_3 = -1/\theta$  και  $c_4 = \lambda + 1/\theta$ . Επειδή  $c_3 < 0$ , το υπόδειγμα του Frankel ανήκει στα Sticky Price Monetary Models. Αν  $c_3 = 0$  και  $c_4 > 0$  ή αν  $c_3 > 0$  και  $c_4 = 0$ , καταλήγουμε σε κάποια μορφή του Flexible Price Monetary Model. Αν, αντιθέτως,  $c_3 < 0$  και  $c_4 = 0$ , καταλήγουμε στο μοντέλο του Dornbusch. Επειδή, λοιπόν, το υπόδειγμα του Frankel αποτελεί σύνθεση των δύο ειδών νομισματικών μοντέλων, η δομή του καλύπτει και τα δύο.

**Σχήμα 1.3: Overshooting in the Real Interest Differential Model**



Πανεπιστήμιο Πειραιώς



# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

## ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΕΡΕΥΝΕΣ

Από το 1973, όταν καθιερώθηκε το σύστημα των κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών και άρχισαν να αίρονται οι περιορισμοί στην κίνηση των κεφαλαίων, οι οικονομολόγοι ενέτειναν τις προσπάθειές τους για τη μελέτη και κατανόηση του νέου συστήματος. Στόχος τους ήταν η μοντελοποίηση των συναλλαγματικών ισοτιμιών, έτσι ώστε αυτές να είναι περισσότερο προβλέψιμες για να μπορούν να χρησιμοποιηθούν αποτελεσματικά στην άσκηση της βέλτιστης οικονομικής πολιτικής. Έτσι αναπτύχθηκαν πλήθος μοντέλων και θεωριών για την ερμηνεία της μεταβλητότητας των τιμών συναλλάγματος. Δυστυχώς όμως, τα εμπειρικά αποτελέσματα σε πολλές περιπτώσεις δεν ήταν ενθαρρυντικά. Τα διάφορα υποδείγματα παρουσίασαν περιορισμένη ερμηνευτική και προβλεπτική ικανότητα. Η καλή προσαρμογή ορισμένων, αποτύγχανε όταν στο ίδιο μοντέλο εφαρμοζόταν διαφορετικό δείγμα. Θα μπορούσε να πει κανείς ότι η περίοδος 1974 – 1979 αποδείχθηκε πιο "φιλική" για τα asset models. Από εκεί και έπειτα τα εμπειρικά αποτελέσματα είναι αν όχι φτωχα, σίγουρα αντικρουόμενα. Στα επόμενα τμήματα γίνεται ανασκόπηση των εμπειρικών ερευνών για τα Flexible και Sticky Price Monetary Models και επιχειρείται να ψηλαφηθούν οι λόγοι αποτυχίας των νομισματικών μοντέλων αλλά και γενικότερα των asset models ως υποδείγματα προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

### 2.1. ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΕΡΕΥΝΕΣ ΓΙΑ ΤΑ FLEXIBLE PRICE MODELS

Υπάρχουν δύο τρόποι για τον εμπειρικό έλεγχο των Flexible Price Models. Ο πρώτος είναι ο έλεγχος του PPP, γιατί η σχέση αυτή αποτελεί το βασικότερο συστατικό στοιχείο των μοντέλων αυτών. Ο δεύτερος είναι ο απευθείας εμπειρικός έλεγχος των εξισώσεων (1.2.6) ή (1.2.7). Όσον αφορά το PPP, η επιλογή των κατάλληλων δεικτών τιμών και το αν ισχύει συνεχώς ή μόνο μακροπρόθεσμα, αποτελούν δύο θέματα που απασχολούν τους ερευνητές. Το PPP έχει δύο μορφές: την

απόλυτη και τη σχετική. Η πρώτη χρησιμοποιεί τα επίπεδα των τιμών των μεταβλητών (2.1.1) και η δεύτερη (2.1.2) τις ποσοστιαίες μεταβολές τους.

$$s_t = a_0 + a_1 p_t - a_2 p_t^* + u_t, \quad u_t \sim \text{IID}(0, \sigma_u^2) \quad (2.1.1)$$

$$\Delta s_t = a_1 \Delta p_t - a_2 \Delta p_t^* + u_t, \quad u_t \sim \text{IID}(0, \sigma_u^2) \quad (2.1.2)$$

όπου  $\Delta X$  η μεταβολή της μεταβλητής  $X$ . Για να ισχύει η (2.1.1) θα πρέπει  $a_0 = 0$  και  $a_1 = a_2 = 1$ , ενώ για την (2.1.2) θα πρέπει  $a_1 = a_2 = 1$ .

Ο Frenkel (1978) έλεγξε και την απόλυτη και τη σχετική έκδοση του PPP με μηνιαία στοιχεία για την περίοδο 1921:2 - 1925:5 για τις ισοτιμίες δολαρίου/στερλίνας, γαλλικού φράγκου/δολλαρίου και γαλλικού φράγκου/στερλίνας χρησιμοποιώντας δείκτες τιμών βιομηχανικών αγαθών, ειδών διατροφής και τιμών χονδρικής. Τα αποτελέσματα του υποστηρίζουν και τις δύο μορφές του PPP. Όταν όμως προσπαθεί να αναπαράγει τα ίδια θετικά αποτελέσματα για τις ισοτιμίες δολαρίου/στερλίνας, δολαρίου/γαλλικού φράγκου και δολαρίου/μάρκου την περίοδο 1973:6 - 1979:7, το PPP φαίνεται να καταρρέει. Οι εκτιμήσεις του είναι μη στατιστικά σημαντικές, ανακριβείς και σε κάποιες περιπτώσεις ασταθείς. Σε παρόμοια αποτελέσματα καταλήγει και ο Krugman (1978), ο οποίος εξετάζει την απόλυτη μρφή του PPP για τις δεκαετίες του 1920 και του 1970. Ενώ τα εμπειρικά δεδομένα υποστηρίζουν την ισχύ του για την πρώτη περίοδο, το απορρίπτουν τη δεύτερη. Στο ίδιο μήκος κύματος κινείται και ο Dornbusch (1980 b), ο οποίος μελετά ισοτιμίες για την περίοδο 1973 - 1979. Η μεγάλη μεταβλητότητα των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών που παρατηρείται από το 1973 και μετά θέτει υπό αμφισβήτηση το PPP.

Το άλλο θέμα που διχάζει τους ερευνητές είναι το αν το PPP ισχύει ακόμα και μακροπρόθεσμα. Υπενθυμίζεται ότι η μακροχρόνια ισχύς του PPP οδηγεί σε απόρριψη του Flexible Price Model, ενώ αν αυτό δεν ισχύει ούτε μακροπρόθεσμα απορρίπτονται και τα Sticky Price Models. Εδώ τα εμπειρικά δεδομένα είναι περισσότερο ενθαρρυντικά. Οι Abuaf και Jorion (1990) εξέτασαν τις ισοτιμίες δολαρίου/στερλίνας και δολαρίου/γαλλικού φράγκου για ογδόντα χρόνια. Σύμφωνα με την έρευνά τους, η ονομαστική ισοτιμία δεν παρουσιάζει τάση επιστροφής σε κάποιο επίπεδο ισορροπίας. Αντιθέτως, η πραγματική ισοτιμία, άρα και το PPP, έχει

μια σαφή τάση να επιστρέφει σε μια διαχρονική τιμή ισορροπίας, την οποία συναντά κατά μέσο όρο κάθε τρία χρόνια. Παρόμοια με τα προηγούμενα εμπειρικά αποτελέσματα επιτυγχάνει και ο Obstfeld (1995), ο οποίος εξετάζει τη μακροχρόνια ισχύ του PPP για την περίοδο 1973 - 1993. Σύμφωνα μ' αυτόν, οι διαφορές των συναλλαγματικών ισοτιμιών, μακροχρόνια, αποδίδονται κυρίως στις διαφορές των ρυθμών πληθωρισμού. Επίσης, οι Mark και Choi (1997) προσπαθώντας να ερμηνεύσουν την απόκλιση της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας από τη μακροχρόνια τιμή ισορροπίας της, ανακαλύπτουν ότι η τελευταία μπορεί να προβλεφθεί, με ορίζοντα πρόβλεψης τεσσάρων χρόνων, καλύτερα από ένα νομισματικό μοντέλο, υποστηρίζοντας έμμεσα τη μακροχρόνια ισχύ του PPP. Τέλος, οι Hardouvelis και Malliaropoulos (1998) αποδεικνύουν ότι τα συνήθη τεστ του PPP δεν είναι σωστά προσδιορισμένα όταν υπάρχει ακαμψία τιμών. Το ADF τεστ αδυνατεί να απορρίψει τη μηδενική υπόθεση του non-cointegration όταν η μακροχρόνια ισχύς του PPP ελέγχεται χρησιμοποιώντας τρέχουσες τιμές αντί για μακροχρόνιες τιμές ισορροπίας. Εκτιμώντας, αρχικά, το μακροχρόνιο επίπεδο τιμών ισορροπίας από μια συνάρτηση ζήτησης χρήματος, εφαρμόζουν στη συνέχεια το προσαρμοσμένο μοντέλο του PPP στη σταθμισμένη ισοτιμία της δραχμής την περίοδο 1972 - 1997. Τα αποτελέσματά τους συνηγορούν υπέρ του προσαρμοσμένου υποδείγματος του PPP.

Ο δεύτερος τρόπος ελέγχου της ισχύος του Flexible Price Monetary Model είναι η εκτίμηση των εξισώσεων (1.2.6) ή (1.2.7). Ο Hodrick (1978) εκτίμησε την (1.2.6) χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες δολαρίου/στερλίνας και δολαρίου/μάρκου για την περίοδο 1972:7 - 1975:6. Τα αποτελέσματά του είναι συνεπή με το Flexible Price Model τόσο στα επίπεδα τιμών των μεταβλητών όσο και στις ποσοστιαίες μεταβολές τους. Οι μόνες εξαιρέσεις είναι η αρνητική σχέση του γερμανικού επιτοκίου και τιμής συναλλάγματος και ο συντελεστής της σχετικής προσφοράς χρήματος στην περίπτωση δολαρίου/στερλίνας, ο οποίος, αν και θετικός, είναι στατιστικά διαφορετικός της μονάδας. Και ο Frenkel (1976) εξάγει αποτελέσματα υπέρ του εν λόγω υποδείγματος. Εκτιμώντας το (1.2.7) με δείγμα την 16μηνη περίοδο του υπερπληθωρισμού στη Γερμανία (Αύγουστος 1922 - Νοέμβριος 1923) για την ισοτιμία μάρκου/στερλίνας, βρίσκει τα πρόσημα και τις τιμές των συντελεστών σύμφωνα με τη θεωρία, και συντελεστή προσδιορισμού ίσο με 99%. Σημειώνεται όμως ότι την περίοδο αυτή αποδείχτηκε ότι το PPP ίσχυε

συνεχώς, ακόμα και βραχυπρόθεσμα. Παρόμοια αποτελέσματα επιτυγχάνει και ο Bilson (1978), ο οποίος εξετάζει τη συναλλαγματική ισοτιμία μάρκου/στερλίνας την περίοδο 1970:4 - 1977:5. Ο Bilson εκτιμάει την (1.2.6) με την προσθήκη χρονικής τάσης ως πρόσθετη ερμηνευτική μεταβλητή. Τα ευνοϊκά του, όμως, αποτελέσματα σκιάζονται από τον στατιστικά σημαντικό συντελεστή της τάσης, γεγονός που παραπέμπει ίσως στην παρουσία ασφαλίστρου κινδύνου (risk premium) στην ισοτιμία μάρκου/στερλίνας για την περίοδο αυτή. Παρά την υποστήριξη του Flexible Price Model από τις προηγούμενες έρευνες, οι τελευταίες πάσχουν από ένα κοινό πρόβλημα: την ύπαρξη ταυτόχρονα προσδιοριζόμενων εξισώσεων που πηγάζει από την ενδογένεια επιτοκίων και συναλλαγματικών ισοτιμιών.

## 2.2. ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΕΡΕΥΝΕΣ ΓΙΑ ΤΑ STICKY PRICE MODELS

Τα Sticky Price Models έχουν δύο βασικούς εκπροσώπους: το μοντέλο του Dornbusch (1976) και το Real Interest Differential Model του Frankel (1979). Από τα δύο τη μεγαλύτερη προσοχή των ερευνητών συγκέντρωσε το μοντέλο του Frankel, επειδή ίσως οι υποθέσεις του είναι περισσότερο ρεαλιστικές. Ο έλεγχος των Sticky Price Models αφορά την απευθείας εκτίμηση των εξισώσεων (1.3.10) ή (1.4.6) ανάλογα με το ποιο μοντέλο εξετάζεται και όχι κάποια από τις υποθέσεις των υποδειγμάτων αυτών για την έμμεση αποδοχή ή απόρριψη τους, σε αντίθεση με τα Flexible Price Models.

Ο Frankel, λοιπόν, εκτίμησε την (1.4.6) για την ισοτιμία μάρκου/δολαρίου χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία από τον Ιούλιο του 1974 έως το Φεβρουάριο του 1978. Τα αποτελέσματά του υποστηρίζουν το μοντέλο του, καθώς ο συντελεστής της διαφοράς των ονομαστικών επιτοκίων είναι στατιστικά μικρότερος του μηδενός όπως στο μοντέλο του Dornbusch, ενώ ο συντελεστής της διαφοράς των μακροχρόνιων ρυθμών πληθωρισμού είναι στατιστικά μεγαλύτερος του μηδενός όπως στο Flexible Price Model. Επίσης ο συντελεστής της σχετικής προσφοράς χρήματος είναι εκτός από θετικός και μη σημαντικά διαφορετικός από τη μονάδα. Τα πολύ αισιόδοξα αυτά αποτελέσματα ανατρέπονται, όταν ο Frankel επεκτείνει το δείγμα του πέρα από το Φεβρουάριο του 1978, περίοδος κατά την οποία το δολάριο υποτιμάτο δραστικά. Σε μια άλλη έρευνά του (1984), ο ίδιος συγγραφέας εκτιμά το ίδιο υπόδειγμα για το

μάρκο, τη στερλίνα, το γαλλικό φράγκο, το γεν και το καναδέζικο δολάριο, το καθένα ως προς το δολάριο για την περίοδο Ιανουαρίου 1974 ως τα μέσα του 1981. Τα εμπειρικά αποτελέσματα δεν παρέχουν υποστήριξη στο RID Model. Μόνο στην περίπτωση της ισοτιμίας γαλλικού φράγκου/δολαρίου και οι τέσσερις συντελεστές έχουν τα αναμενόμενα από τη θεωρία πρόσημα.

Προσπαθώντας να εξηγήσουν την κακή προσαρμογή των Sticky Price Models, οι Haynes και Stone (1981) καταλήγουν στο ότι αυτή οφείλεται στην επιβολή των ίδιων συντελεστών στις μεταβλητές των συναρτήσεων ζήτησης χρήματος (εγχώριας και ξένης). Η επιβολή ενός τέτοιου περιορισμού μπορεί να οδηγήσει σε εκτιμήσεις των συντελεστών, οι οποίοι εκτός από μεροληπτικοί έχουν και διαφορετικό από τη θεωρία πρόσημο. Όταν αίρουν αυτόν τον περιορισμό, οι Haynes και Stone βρίσκουν ότι το RID Model ισχύει και μετά το 1978.

Οi Driskill και Sheffrin (1981) αποδίδουν την αποτυχία των Sticky Price Models στο ότι η διαφορά επιτοκίων είναι ενδογενής μεταβλητή και επομένως οι παλινδρομήσεις μιας εξίσωσης παράγουν μεροληπτικούς εκτιμητές. Για τη θεραπεία αυτής της αδυναμίας υιοθετούν ένα σύνθετο μοντέλο από τρεις εξισώσεις, οι οποίες εκτιμώνται με τεχνικές μιας εξίσωσης. Εφαρμόζουν, επίσης, τεχνικές FIML για να εκτιμήσουν το μοντέλο ταυτόχρονα. Παρά τις βελτιώσεις που εισήγαγαν, τα εμπειρικά τους αποτελέσματα δεν επαληθεύουν τη θεωρία.

Ο Frankel (1984) αναζητά τους λόγους αποτυχίας των Sticky Price Models και καταλήγει στα εξής συμπεράσματα: πρώτον, το PPP δεν ισχύει ούτε μακροχρόνια. Μια πιθανή αιτία γι' αυτό είναι η πετρελαική κρίση τη δεκαετία του 1970, που προκάλεσε μόνιμες αλλαγές στις πραγματικές ισοτιμίες. Δεύτερο, η συνάρτηση ζήτησης χρήματος παρουσιάζει διαχρονική αστάθεια. Έτσι εισάγει στο μοντέλο του τη μακροχρόνια πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία και τη σχετική ταχύτητα κυκλοφορίας του χρήματος (velocity) για να θεραπεύσει τις αδυναμίες των Sticky Price Models. Οι συντελεστές των δύο νέων μεταβλητών είναι στατιστικά σημαντικοί και σωστά προσημασμένοι. Το συμπέρασμα είναι ότι αλλαγές στη συνάρτηση ζήτησης χρήματος και στη μακροχρόνια πραγματική ισοτιμία ευθύνονται για τα φτωχά αποτελέσματα των Sticky Price Models.

### 2.3. ΛΟΓΟΙ ΚΑΚΗΣ ΠΡΟΣΑΡΜΟΓΗΣ ΤΩΝ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΩΝ ΜΟΝΤΕΛΩΝ

Η εκτενής ανασκόπηση της βιβλιογραφίας αποκαλύπτει την αποτυχία των νομισματικών μοντέλων να προσδιορίσουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες και να ερμηνεύσουν τις μεταβολές τους. Όπως ομολογούν οι Frankel και Meese (1987): "Ως τώρα κανένα μοντέλο βασισμένο στα "fundamentals", ούτε απλά μοντέλα χρονοσειρών, αλλά ούτε και οι προβλέψεις των παικτών της αγοράς φαίνεται να μπορούν να προβλέψουν καλύτερα από τη συναλλαγματική ισοτιμία μιας χρονικής υστέρησης". Πιθανοί λόγοι για τα φτωχά αυτά αποτελέσματα φαίνεται να είναι:

- Η ενδογένεια των ανεξάρτητων μεταβλητών, όπως η προσφορά χρήματος, το πραγματικό εισόδημα και τα επιτόκια. Παρά τη σημαντικότητα του λόγου αυτού, από μόνος του δεν αποτελεί επαρκή αιτία για τα φτωχά αποτελέσματα των υποδειγμάτων.
- Η ύπαρξη από το 1973 μεγάλων και διαρκών σοκ που επέδρασαν δραστικά στις συναλλαγματικές ισοτιμίες, όπως η πετρελαϊκή κρίση το 1973 ή η ανατίμηση του δολλαρίου το 1981-87, τα οποία δεν έχουν ενσωματωθεί ως τώρα στα διάφορα μοντέλα.
- Η μη ισχύς του PPP, σχέση πάνω στην οποία βασίζονται όλα τα νομισματικά μοντέλα. Το PPP φαίνεται να μην ισχύει βραχυπρόθεσμα από το 1973 και μετά, γεγονός που ακυρώνει όλα τα Flexible Price Models. Αν σκεφθεί κανείς ότι η ισχύς του PPP αμφισβητείται ακόμα και μακροπρόθεσμα, εύκολα μπορεί κανείς να καταλάβει την αδυναμία των νομισματικών μοντέλων να περιγράψουν ικανοποιητικά την πραγματικότητα στο σύνολό τους.
- Η κοινή υπόθεση των λογικών προσδοκιών (rational expectations) και της ουδετερότητας κινδύνου (risk neutrality), τα οποία συνεπάγεται η ισχύς του UIP απορρίπτεται από τα εμπειρικά δεδομένα. Οι επενδυτές στην αγορά συναλλάγματος δεν είναι ουδέτεροι απέναντι στον κίνδυνο, αλλά μάλλον προσπαθούν να τον αποφύγουν (risk aversion). Το γεγονός αυτό εισάγει την έννοια του ασφαλιστρου κινδύνου (risk premium), στοιχείο που ενσωματώνεται μόνο στα υποδείγματα χαρτοφυλακίου (portfolio models).
- Τέλος ένας άλλος πιθανός λόγος είναι η ύπαρξη αυτοϊκανοποιητών προσδοκιών (self-fulfilling expectations) στην αγορά συναλλάγματος, πράγμα που μπορεί να οδηγήσει σε "φούσκες" (bubbles), δηλαδή σε συναλλαγματικές ισοτιμίες

μακριά, κατ' απόλυτη τιμή, από την τιμή ισορροπίας τους όπως αυτή καθορίζεται από τα fundamentals.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

## ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ USD/BP

### 3.1. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΕΛΕΓΧΩΝ

Στα πλαίσια του εμπειρικού ελέγχου των νομισματικών υποδειγμάτων που εξετάζουμε ακολουθούμε μια διαφορετική μεθοδολογία από τις προηγούμενες έρευνες. Καταρχήν, δεν περιοριζόμαστε σε υποδείγματα μιας εξίσωσης, αλλά η ισχύς των νομισματικών μοντέλων εξετάζεται σε επίπεδο VAR. Ξεκινάμε με τον έλεγχο του μοντέλου του Frankel, του Real Interest Differential Model, και ο συνολικός έλεγχος διαβαθμίζεται σε τέσσερα επίπεδα. Ο έλεγχος κάποιου επιπέδου ελέγχου προϋποθέτει την ικανοποίηση των κριτηρίων όλων των προηγούμενων επιπέδων ελέγχου.

Το πρώτο επίπεδο ελέγχου αφορά το πόσο καλά προσδιορισμένο είναι το εν λόγω VAR, όσον αφορά την κανονικότητα, την αυτοσυσχέτιση, τα φαινόμενα ARCH και ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων των επιμέρους εξισώσεων, αλλά και του VAR συνολικά. Βαρύτητα δίνεται κυρίως στην αυτοσυσχέτιση και την ετεροσκεδαστικότητα, γιατί τα λοιπά φαινόμενα δεν προκαλούν μεγάλα προβλήματα στην αμεροληψία, τη συνέπεια και την αποτελεσματικότητα των εκτιμηθέντων συντελεστών, ιδίως όταν αυτά έχουν μικρή έκταση.

Το δεύτερο επίπεδο ελέγχου αφορά, εφόσον εκτιμηθεί το VAR, τη σταθερότητα των συντελεστών. Πολλοί ερευνητές αποφεύγουν να ελέγξουν τη σταθερότητα των συντελεστών, είτε λόγω άγνοιας είτε επειδή το φαινόμενο αυτό καθιστά τόσο τους συντελεστές όσο και το μοντέλο συνολικά αναξιόπιστα. Θεραπεία του προβλήματος αυτού δεν υπάρχει διεθνώς αναγνωρισμένη. Παρόλ' αυτά, σε περίπτωση αστάθειας του μοντέλου, χρησιμοποιούμε τεχνικές για την παράκαμψή του και την τελική εκτίμηση ενός μοντέλου με σταθερούς συντελεστές.

Το τρίτο επίπεδο ελέγχου αφορά τον έλεγχο για cointegration, της μακροχρόνιας, δηλαδή, σχέσης ισορροπίας που συνδέει δύο οι περισσότερες μη στάσιμες μεταβλητές. Αν τα κριτήρια ελέγχου υποδεικνύουν την ύπαρξη κάποιας ή κάποιων cointegrating relations ακολουθεί έλεγχος της συμμετοχής της συναλλαγματικής ισοτιμίας στη σχέση αυτή, αλλά και της μακροχρόνιας



προσαρμογής της. Αν δεν υπάρχει cointegrating relation ή αν υπάρχει η συναλλαγματική ισοτιμία δε συμμετέχει ή δεν προσαρμόζεται σ'αυτή, είναι στοιχείο απόρριψης του υπό εξέταση θεωρητικού μοντέλου.

Σε περίπτωση που η τιμή συναλλάγματος και συμμετέχει, αλλά και προσαρμόζεται στη σχέση αυτή, εξάγουμε τη σχέση και κατόπιν ελέγχονται ποιες μεταβλητές συμμετέχουν, αν αυτές που συμμετέχουν είναι αυτές που προβλέπει το σχετικό θεωρητικό μοντέλο και αν τα πρόσημά τους είναι σύμφωνα με τη θεωρία. Αν συμβαίνουν όλα αυτά, τότε το υπό εξέταση θεωρητικό μοντέλο είναι ένα αξιόπιστο υπόδειγμα προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών (τουλάχιστο για τη συναλλαγματική ισοτιμία την οποία εξετάσαμε). Σε κάθε περίπτωση ελέγχουμε διαδοχικά και τα άλλα δύο νομισματικά μοντέλα, το Sticky Price του Dornbusch και το Flexible Price Monetary Model, τα οποία υπόκεινται στην ίδια ακολουθία ελέγχων.

Τέλος, σε περίπτωση που τα δεδομένα δεν υποστηρίζουν κανένα από τα μοντέλα που εξετάζουμε, ελέγχουμε την ισχύ μιας από τις βασικότερες υποθέσεις τους: το PPP. Αν ισχύει το PPP, εξάγουμε το συμπέρασμα ότι η αποτυχία των νομισματικών μοντέλων ως σχέσεις προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας δεν οφείλεται σε εγγενή αδυναμία κάποιας από τις βασικές τους υποθέσεις, και τα αίτια θα πρέπει να αναζητηθούν αλλού. Αν όμως δεν ισχύει, τότε τα νομισματικά μοντέλα στο σύνολό τους είναι κακώς προσδιορισμένα, πράγμα που σημαίνει ότι είναι άωφο να ελέγχεται η ισχύς τους, όταν καταρρίπτονται οι υποθέσεις στις οποίες βασίζονται.

## 3.2. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ REAL INTEREST DIFFERENTIAL MODEL

### 3.2.1. Περιγραφή των δεδομένων – Έλεγχος για Unit Root

Το δείγμα αποτελείται από εκατό τριμηνιαίες παρατηρήσεις που καλύπτουν την περίοδο 1974:1 – 1998:4. Οι μεταβλητές ενδιαφέροντος είναι οι συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας (USD/BP)  $s$ , η σχετική προσφορά χρήματος ( $m-m^*$ ), το σχετικό εισόδημα ( $y-y^*$ ), το σχετικό επιτόκιο ( $i-i^*$ ), και ο σχετικός πληθωρισμός ( $p-p^*$ ). Σημειώνεται ότι ο σχετικός πληθωρισμός αφορά το μακροχρόνιο πληθωρισμό,

σύμφωνα με τη θεωρία, και για το λόγο αυτό οι μεταβολές της μεταβλητής αυτής είναι ετήσιες, σε αντίθεση με τις μεταβολές των άλλων μεταβλητών που είναι τριμηνιαίες. Με αστεράκι συμβολίζονται οι μεταβλητές της Βρετανίας και χωρίς αστεράκι οι μεταβλητές της Αμερικής, ενώ το δολάριο θεωρείται το εγχώριο νόμισμα. Όλες οι μεταβλητές εκφράζονται ως φυσικοί λογάριθμοι. Το υπό εξέταση μοντέλο είναι το (1.4.6), το οποίο εδώ προσαρμόζουμε ανάλογα με βάση το διαφορετικό συμβολισμό του σχετικού πληθωρισμού:

$$s = c_0 + c_1(m - m^*) + c_2(y - y^*) + c_3(i - i^*) + c_4(p - p^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3.2.1)$$

Εμείς, βέβαια, θα εκτιμήσουμε το VAR (Vector AutoRegression) της προηγούμενης σχέσης, το οποίο στη γενικευμένη έκδοσή του έχει την εξής μορφή:

$$\text{VAR}(p): \underset{(nx1)}{Z_t} = \underset{(nx1)}{A_0} + \underset{(nxn)}{A_1} \underset{(nx1)}{Z_{t-1}} + \underset{(nxn)}{A_2} \underset{(nx1)}{Z_{t-2}} + \dots + \underset{(nxn)}{A_p} \underset{(nx1)}{Z_{t-p}} + \underset{(nx1)}{E_t}, \quad E_t \sim \text{NID}(0, \Omega) \quad (3.2.2)$$

$$\text{με } E(E_t) = 0 \quad \text{και} \quad E(E_t E'_s) = \begin{cases} \Omega & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$$

όπου  $Z_t$  ( $n \times 1$ ) πίνακας με  $n$  ενδογενείς μεταβλητές,  $A_0$  ( $n \times 1$ ) πίνακας με  $n$  σταθερές,  $A_j$  ( $n \times n$ ) πίνακας με τους συντελεστές της  $j$  υστέρησης των ενδογενών μεταβλητών για  $j=1, \dots, p$ , και  $E_t$  ( $n \times 1$ ) πίνακας με  $n$  white noise διαταρακτικούς όρους. Στην περίπτωση του νομισματικού μοντέλου που εξετάζουμε οι προηγούμενοι πίνακες είναι οι εξής:

$$Z_t = \begin{bmatrix} s_t \\ m_t \\ y_t \\ i_t \\ p_t \end{bmatrix}_{(5 \times 1)}, \quad A_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \\ a_4^0 \\ a_5^0 \end{bmatrix}_{(5 \times 1)}, \quad A_j = \begin{bmatrix} a_{11}^j & \cdot & \cdot & \cdot & a_{15}^j \\ a_{21}^j & \cdot & \cdot & \cdot & a_{25}^j \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{51}^j & \cdot & \cdot & \cdot & a_{55}^j \end{bmatrix}_{(5 \times 5)} \quad \text{για } j=1, \dots, p$$

$$Z_{t-p} = \begin{bmatrix} s_{t-p} \\ m_{t-p} \\ y_{t-p} \\ i_{t-p} \\ p_{t-p} \\ (5 \times 1) \end{bmatrix}, \quad E_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \\ (5 \times 1) \end{bmatrix} \text{ και}$$

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon_1}^2 & 0 & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & \sigma_{\varepsilon_2}^2 & 0 & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \sigma_{\varepsilon_3}^2 & 0 & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \sigma_{\varepsilon_4}^2 & \cdot \\ 0 & \cdot & \cdot & \cdot & \sigma_{\varepsilon_5}^2 \\ (5 \times 5) \end{bmatrix}$$

οι μεταβλητές ( $m-m^*$ ), ( $y-y^*$ ), ( $i-i^*$ ) και ( $p-p^*$ ) συμβολίζονται με  $m$ ,  $y$ ,  $i$  και  $p$  αντίστοιχα στους προηγούμενους πίνακες για λόγους απλότητας. Στόχος μας είναι ο προσδιορισμός του order του VAR, δηλαδή του  $p$ . Πριν φτάσουμε όμως εκεί, είναι αναγκαία η περιγραφή των χρονοσειρών και ο έλεγχος για unit root των επιμέρους μεταβλητών.

Από τα διαγράμματα των χρονοσειρών (βλ. Παράρτημα Α), παρατηρούμε ότι η ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας την περίοδο 1974 - 1998 παρουσιάζει τρεις κύριες φάσεις. Μετά την κατάρρευση του συστήματος του Bretton Woods και μέχρι το τέλος της δεκαετίας του 1970, το δολάριο στην αρχή ανατιμάται και μετά υποτιμάται έναντι της στερλίνας, καταλήγοντας στο ίδιο επίπεδο με αυτό του 1974. Στη συνέχεια, ακολουθεί μια έντονη ανατιμητική πορεία μέχρι το 1985. Είναι η εποχή του ισχυρού δολαρίου που προκλήθηκε από την περιοριστική νομισματική και την επεκτατική δημοσιονομική πολιτική των αρχών της δεκαετίας του 1980. Κατόπιν, υποτιμάται μέχρι το 1993, αν και ποτέ δε φτάνει στα επίπεδα του 1980, για να ισορροπήσει τα τελευταία χρόνια στα επίπεδα των 0,42USD/BP.

Η σχετική προσφορά χρήματος ( $m-m^*$ ) ακολουθεί έντονα πτωτική πορεία μέχρι το 1980, κάτι που σημαίνει ότι ο ρυθμός αύξησης της προσφοράς χρήματος στην Αγγλία ήταν μεγαλύτερος από αυτόν στην Αμερική την περίοδο αυτή. Στη συνέχεια

και μέχρι το 1987 σε πρώτη φάση, η εικόνα αντιστρέφεται, καθώς η προσφορά χρήματος στην Αμερική αυξάνεται περισσότερο από ότι στη Βρετανία. Από το 1987 μέχρι και το 1990 πέφτει ελαφρώς για να συνεχίσει ανοδικά μέχρι και το 1994. Από το 1994 και μετά, η σχετική προσφορά χρήματος παρουσιάζει έντονα πτωτική πορεία, στοιχείο που ίσως ερμηνεύει την αύξηση του πληθωρισμού στην Αγγλία.

Το σχετικό εισόδημα ( $y-y^*$ ), σε αντίθεση με τις προηγούμενες μεταβλητές, παρουσιάζει καθόλη την υπό εξέταση περίοδο, 1974 - 1998, ανοδική τάση με ελαφρές διακυμάνσεις. Αυτό σημαίνει ότι το ΑΕΠ της Αμερικής αυξήθηκε με ταχύτερους ρυθμούς από ότι το ΑΕΠ της Αγγλίας.

Το σχετικό επιτόκιο ( $i-i^*$ ), αντιθέτως, παρουσιάζει έντονες διακυμάνσεις. Δεν υπάρχει συγκεκριμένη συμπεριφορά, παρά μόνο το ότι παλινδρομεί έντονα γύρω από μία σταθερά μέχρι το 1985, μειώνεται στη συνέχεια μέχρι το 1992, κάτι που σημαίνει αύξηση των βρετανικών επιτοκίων σε σχέση με τα αμερικανικά, και αυξάνεται στη συνέχεια. Η αύξηση των τελευταίων χρόνων σηματοδοτεί τη γενικότερη αύξηση των αμερικανικών επιτοκίων, στοιχείο που αποδίδεται στην αύξηση της παραγωγικότητας στην Αμερική.

Τέλος, ο σχετικός πληθωρισμός ( $p-p^*$ ) αυξάνεται μέχρι το 1978, πράγμα που σημαίνει αύξηση του αμερικανικού πληθωρισμού σε σχέση με τον βρετανικό, και στη συνέχεια, μέχρι και το τέλος της περιόδου, παλινδρομεί γύρω από μια τιμή κοντά στο μηδέν. Συνεπώς, ο σχετικός πληθωρισμός δεν παρουσιάζει τις έντονες διακυμάνσεις των προηγούμενων μεταβλητών, καθώς φαίνεται ότι, ιδίως τα τελευταία χρόνια, οι μακροχρόνιοι πληθωρισμοί των δύο χωρών τείνουν να μην αποκλίνουν σημαντικά. Στον πίνακα που ακολουθεί συνοψίζονται τα κυριότερα περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών ενδιαφέροντος.

**Πίνακας 3.1: Περιγραφικά στατιστικά των χρονοσειρών του RID (USD/BP)**

	$s$	$m-m^*$	$y-y^*$	$i-i^*$	$p-p^*$
<b>Mean</b>	0.546	-3.149	-3.219	-0.007	-0.023
<b>Median</b>	0.516	-3.147	-3.210	-0.006	-0.013
<b>Maximum</b>	0.875	-2.907	-3.111	0.005	0.018
<b>Minimum</b>	0.108	-3.383	-3.367	-0.022	-0.154
<b>Std. Deviation</b>	0.161	0.127	0.060	0.005	0.034
<b>Skewness</b>	0.258	0.061	-0.570	-0.241	-2.037

<b>Kurtosis</b>	2.942	2.065	2.584	2.624	7.141
<b>Jarque-Bera</b>	1.131	3.702	6.138	1.553	140.6
<b>Probability</b>	0.56	0.16	0.05	0.46	0.00
<b>Observations</b>	100	100	100	100	100

Το επόμενο βήμα είναι ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (unit root) στο χαρακτηριστικό πολυώνυμο των χρονοσειρών, αν δηλαδή αυτές είναι random walk ή διαφορετικά I(1). Random walk είναι ένα AR(1) μοντέλο με συντελεστή ένα στο autoregressive part του μοντέλου:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3.2.3)$$

Το (3.2.3) είναι ένα random walk μοντέλο χωρίς σταθερά (random walk without drift). Το random walk με σταθερά (random walk with drift) έχει τη μορφή

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3.2.4)$$

ενώ το γενικότερο σχήμα του random walk είναι αυτό με σταθερά και τάση (random walk with drift and trend)

$$y_t = \mu + \delta t + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3.2.5)$$

Θα πρέπει επομένως να ελέγξουμε κατά πόσο οι μεταβλητές του νομισματικού μας μοντέλου εντάσσονται σε μία από τρεις παραπάνω μορφές. Αυτό που μας ενδιαφέρει δεν είναι η συγκεκριμένη μορφή random walk που ενδεχομένως να παρουσιάζει μια σειρά αλλά η σημαντικότητα του συντελεστή του  $y_{t-1}$ . Ως γνωστό, για να εκτιμήσουμε ένα μοντέλο θα πρέπει οι μεταβλητές που το αποτελούν να είναι όλες του ίδιου βαθμού διαφοροποίησης I(k). Το I(k) συμβολίζει ότι πρέπει να πάρουμε k φορές τις διαφορές μιας σειράς για να καταλήξουμε σε στασιμότητα. Οι περισσότερες οικονομικές μεταβλητές είναι I(1) και για το λόγο αυτό κάνουμε έλεγχο unit root στις μεταβλητές ενδιαφέροντος.

Υπάρχουν δύο κριτήρια για τον έλεγχο unit root. Το ADF (Augmented Dickey Fuller) των Dickey και Fuller και το PP (Phillips-Perron) τεστ. Χρησιμοποιήσαμε και τα δύο κριτήρια για να αποφανθούμε για τη μη στασιμότητα των σειρών, αλλά τα αποτελέσματα που θα παρουσιαστούν εδώ είναι βασισμένα στο ADF. Για να ελέγξουμε αν μία σειρά είναι I(1) με το κριτήριο ADF εργαζόμαστε ως εξής: παρατηρούμε αρχικά το διάγραμμα της σειράς για να δούμε αν αυτή παλινδρομεί γύρω από το μηδέν (random walk without drift), αν παλινδρομεί γύρω από μία σταθερά (random walk with drift) ή αν παρουσιάζει κάποια τάση (random walk with drift and trend). Το ADF τεστ έχει διαφορετικές κριτικές τιμές για κάθε περίπτωση και επομένως έχει σημασία να εντάξουμε τη σειρά στην περίπτωση εκείνη, που από το διάγραμμά της φαίνεται ότι ταιριάζει περισσότερο. Αυτό γίνεται επειδή η μηδενική υπόθεση του ADF είναι η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και εμείς εντάσσουμε τη σειρά στην περίπτωση εκείνη που αποτελεί ικανοποιητική περιγραφή των δεδομένων τόσο κάτω από τη μηδενική υπόθεση όσο και κάτω από την εναλλακτική (ο συντελεστής του autoregressive part να είναι κατ' απόλυτη τιμή μικρότερος της μονάδας – συνθήκη στασιμότητας).

Αφού λοιπόν εντάξουμε τη χρονοσειρά σε μία από τις τρεις περιπτώσεις, σχηματίζουμε μία από τις τρεις εξισώσεις που ακολουθούν, ανάλογα με την περίπτωση στην οποία υπάγεται η σειρά (σημειώνεται ότι οι εξισώσεις που ακολουθούν είναι οι γενικευμένες μορφές των (3.2.3), (3.2.4), (3.2.5)· εδώ για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας πρέπει  $\beta=0$ ).

$$(\alpha) \Delta y_t = \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (\text{random walk without drift})$$

$$(\beta) \Delta y_t = \mu + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (\text{random walk with drift})$$

$$(\gamma) \Delta y_t = \mu + \delta t + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

(random walk with drift and trend)

και την εκτιμούμε αρχικά με υστέρηση μηδέν (ο όρος του αθροίσματος δεν υπάρχει). Αν τα κατάλοιπα της εξίσωσης είναι IID, δηλαδή δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση, ετεροσκεδαστικότητα, φαινόμενα ARCH και οι συντελεστές της εξίσωσης είναι σταθεροί διαχρονικά, τότε εφαρμόζουμε το κριτήριο ADF για την περίπτωση στην οποία υπάγεται η σειρά και με αριθμό υστερήσεων ίσο με μηδέν. Διαφορετικά αυξάνουμε την υστέρηση κατά ένα, εκτιμούμε τη νέα εξίσωση και ελέγχουμε ξανά τα κατάλοιπα. Η διαδικασία τερματίζεται όταν για δεδομένο αριθμό υστερήσεων τα κατάλοιπα είναι πλέον IID, οπότε εφαρμόζουμε το ADF τεστ για αυτόν τον αριθμό υστερήσεων και αποφαινόμεστε για την ύπαρξη ή όχι μοναδιαίας ρίζας. Στον πίνακα που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ADF τεστ για τις χρονοσειρές του RID Model.

**Πίνακας 3.2: ADF τεστ των χρονοσειρών του RID (USD/BP)**

	s	m-m*	y-y*	i-i*	p-p*
(C, t, lags)	(C,1)	(C,3)	(C,t,1)	(C,4)	(C,1)
$\beta$	-0.081	-0.023	-0.143	-0.213	-0.123
t-ADF	-2.612	-2.506	-2.731	-2.603	-3.945**

(C,t,lag): Συμβολίζει την ύπαρξη σταθεράς (C), τάσης (t) και τον αριθμό των υστερήσεων (lags) στην εξίσωση στην οποία εφαρμόζεται το ADF τεστ και μας δίνει IID κατάλοιπα.

$\beta$ : Ο συντελεστής του  $y_{t-1}$ .

t-ADF: Η τιμή t του  $\beta$ .

Κριτικές τιμές για σταθερά: 10%=-2.58, 5%=-2.89, 1%=-3.49 (Mac Kinnon)

Κριτικές τιμές για σταθερά και τάση: 10%=-3.15, 5%=-3.46, 1%=-4.05 (Mac Kinnon)

\* Απόρριψη της  $H_0$  (unit root) σε επίπεδο 5%.

\*\* Απόρριψη της  $H_0$  (unit root) σε επίπεδο 1%.

Όπως φαίνεται από τον πίνακα, όλες οι μεταβλητές είναι I(1) εκτός από τον σχετικό πληθωρισμό που είναι I(0) σε επίπεδο 1%. Αυτό αποτελεί έμμεση απόρριψη του RID Model, ιδίως αν η μεταβλητή αυτή είναι αδύνατο να αντικατασταθεί από μια μεταβλητή I(1) με ακριβώς το ίδιο οικονομικό περιεχόμενο, και παραπέμπει στον έλεγχο των άλλων δύο μοντέλων, του Sticky Price του Dornbusch και του Flexible Price Monetary Model. Παρόλ' αυτά θα προχωρήσουμε στην εκτίμηση του VAR για το μοντέλο του Frankel, λαμβάνοντας όμως υπόψη την αδυναμία αυτή.

### 3.2.2. Εκτίμηση του VAR – Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος

Δοκιμάζοντας διάφορες υστερήσεις κάθε φορά εκτιμούμε το αντίστοιχο VAR του RID μέχρι να πάρουμε IID κατάλοιπα για κάθε εξίσωση. Το VAR που ικανοποιεί τη συνθήκη αυτή είναι αυτό με order πέντε. Οι βαθμοί ελευθερίας που χάνονται από την εκτίμηση ενός VAR(5) δεδομένου του αριθμού των παρατηρήσεων, αντισταθμίζεται από το γεγονός ότι η διαφορά του VAR(5) από τα VAR με μικρότερο order είναι συντριπτική όσον αφορά τις ιδιότητες των καταλοίπων. Το VAR(5) του RID Model έχει την εξής μορφή:

$$\text{VAR}(5) : \underset{(5 \times 1)}{Z_t} = \underset{(5 \times 1)}{A_0} + \underset{(5 \times 5)}{A_1} \underset{(5 \times 1)}{Z_{t-1}} + \underset{(5 \times 5)}{A_2} \underset{(5 \times 1)}{Z_{t-2}} + \dots + \underset{(5 \times 5)}{A_5} \underset{(5 \times 1)}{Z_{t-5}} + \underset{(5 \times 1)}{E_t}, \quad E_t \sim \text{NID}(0, \Omega)$$

(3.2.6)

με  $E(E_t) = 0$  και  $E(E_t E_s') = \begin{cases} \Omega & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$

$$\begin{bmatrix} s_t \\ m_t \\ y_t \\ i_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \\ a_4^0 \\ a_5^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & \dots & a_{15}^1 \\ a_{21}^1 & \dots & a_{25}^1 \\ \dots & \dots & \dots \\ a_{s1}^1 & \dots & a_{s5}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \\ p_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^5 & \dots & a_{15}^5 \\ a_{21}^5 & \dots & a_{25}^5 \\ \dots & \dots & \dots \\ a_{s1}^5 & \dots & a_{s5}^5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-5} \\ m_{t-5} \\ y_{t-5} \\ i_{t-5} \\ p_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix}$$

(3.2.7)

Στον πίνακα A.1 στο Παράρτημα Α εκτιμάται το VAR του RID Model. Στην πρώτη στήλη απεικονίζονται οι εξωγενείς μεταβλητές, δηλαδή οι υστερήσεις των μεταβλητών του RID Model. Κάθε μία από τις επόμενες στήλες αναπαριστά και μία εξίσωση του VAR. Εκτός από τους εκτιμηθέντες συντελεστές παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις και οι τιμές του στατιστικού t. Στο τέλος του πίνακα απεικονίζονται κάποια περιγραφικά στατιστικά για την κάθε εξίσωση, καθώς και κριτήρια επιλογής μεταβλητών και καλής προσαρμογής του υποδείγματος. Ο έλεγχος των καταλοίπων της κάθε εξίσωσης παρουσιάζεται στον επόμενο πίνακα.



**Πίνακας 3.3: Έλεγχος καταλοίπων του VAR του RID (USD/BP)**

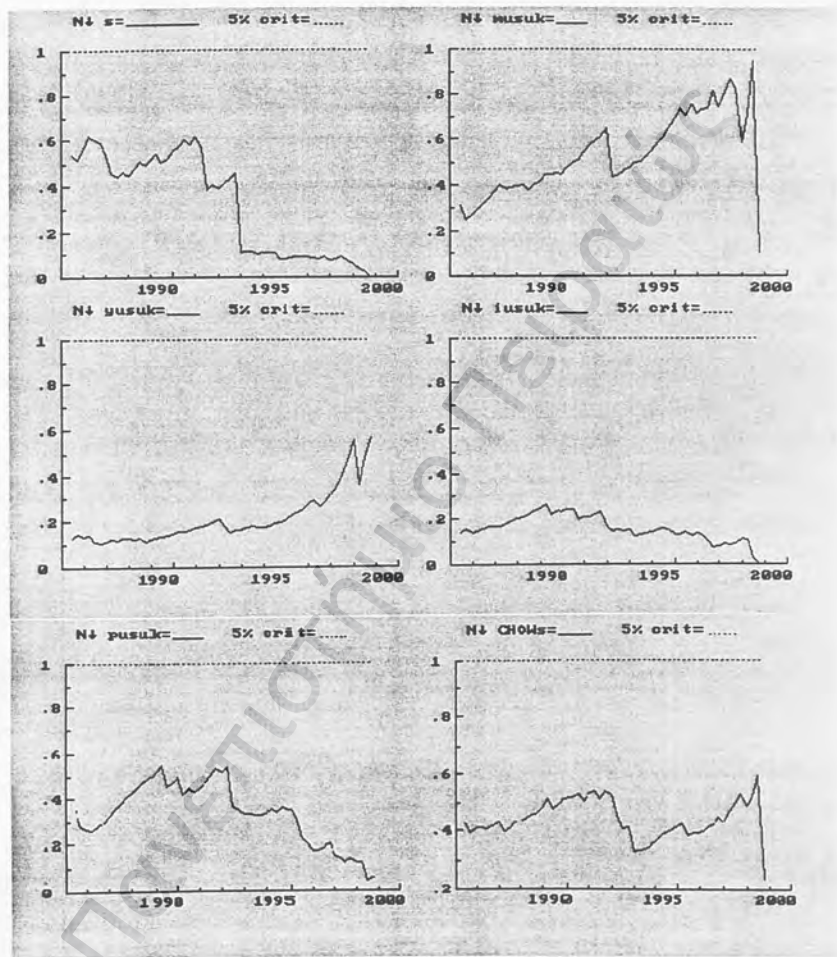
Variables	Test	Value	Probability
s	AR 1- 5 F( 5, 64)	1.2448	[0.2988]
m-m*	AR 1- 5 F( 5, 64)	0.43696	[0.8211]
y-y*	AR 1- 5 F( 5, 64)	1.2011	[0.3188]
i-i*	AR 1- 5 F( 5, 64)	2.0094	[0.0892]
p-p*	AR 1- 5 F( 5, 64)	2.0864	[0.0785]
s	Normality $\chi^2(2)$	11.763	[0.0028] **
m-m*	Normality $\chi^2(2)$	0.74547	[0.6888]
y-y*	Normality $\chi^2(2)$	8.4594	[0.0146] *
i-i*	Normality $\chi^2(2)$	9.4291	[0.0090] **
p-p*	Normality $\chi^2(2)$	0.40424	[0.8170]
s	ARCH 4 F( 4, 61)	0.021681	[0.9991]
m-m*	ARCH 4 F( 4, 61)	0.72451	[0.5786]
y-y*	ARCH 4 F( 4, 61)	2.066	[0.0963]
i-i*	ARCH 4 F( 4, 61)	1.3577	[0.2591]
p-p*	ARCH 4 F( 4, 61)	0.34919	[0.8436]
s	Hsc F(50, 18)	0.42685	[0.9908]
m-m*	Hsc F(50, 18)	0.42196	[0.9915]
y-y*	Hsc F(50, 18)	1.5789	[0.1445]
i-i*	Hsc F(50, 18)	1.0297	[0.4947]
p-p*	Hsc F(50, 18)	0.51823	[0.9653]

Στον πίνακα αυτό ελέγχεται κατά σειρά η αυτοσυσχέτιση, η μη κανονικότητα, τα φαινόμενα ARCH και η ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων κάθε εξίσωσης του VAR. Σε όλες τις περιπτώσεις η μηδενική υπόθεση είναι ότι δεν υπάρχουν τα φαινόμενα αυτά. Πράγματι, αν εξαιρέσουμε τη μη κανονικότητα των καταλοίπων, αυτά είναι IID. Το πρόβλημα της μη κανονικότητας δεν είναι ανησυχητικό, καθώς ασυμπτωτικά προσεγγίζουν την κανονική κατανομή. Επομένως, οι συντελεστές του VAR που εκτιμήσαμε είναι αξιόπιστοι.

Οι εκτιμηθέντες συντελεστές θα έπαιναν να είναι αξιόπιστοι αν δεν ήταν και σταθεροί διαχρονικά, γιατί δε θα μπορούσαν πλέον να χρησιμοποιηθούν για την εξαγωγή συμπερασμάτων και τον έλεγχο υποθέσεων. Για το λόγο αυτό είναι απαραίτητος ο έλεγχος της σταθερότητας του υποδείγματος. Χρησιμοποιώντας το κριτήριο του Chow (N decreasing) για τη σταθερότητα των συντελεστών, παίρνουμε τα παρακάτω διαγράμματα. Το κριτήριο αυτό αναφέρεται στη σταθερότητα των συντελεστών των επιμέρους εξισώσεων του VAR. Για να είναι οι συντελεστές μιας

εξίσωσης σταθεροί διαχρονικά θα πρέπει η γραμμή που υπολογίζει το κριτήριο (μπλε γραμμή) να βρίσκεται κάτω από το επίπεδο του 5% (κόκκινη διακεκομμένη).

Διάγραμμα 3.1: Σταθερότητα του RID Model (USD/BP)



Από τα παραπάνω διαγράμματα γίνεται φανερό ότι τόσο οι επιμέρους εξισώσεις του VAR όσο και το VAR στο σύνολό του παρουσιάζουν διαχρονική σταθερότητα όσον αφορά τους εκτιμηθέντες συντελεστές.

### 3.2.3. Έλεγχος για Cointegration

Εφόσον το υπόδειγμα είναι σταθερό μπορούμε να κάνουμε έλεγχο για την ύπαρξη κάποιας σχέσης Cointegration (Cointegrating Relation (CR)). Αν πάρουμε τις πρώτες διαφορές στο VAR(p) [(3.2.2)], καταλήγουμε σε ένα VECM (Vector Error Correction Model):

$$\text{VECM: } \underset{(nx1)}{\Delta Z_t} = \underset{(nx1)}{A_0} + \underset{(nxn)}{\Pi} \underset{(nx1)}{Z_{t-1}} + \underset{(nxn)}{\Gamma_1} \underset{(nx1)}{\Delta Z_{t-1}} + \dots + \underset{(nxn)}{\Gamma_{p-1}} \underset{(nx1)}{\Delta Z_{t-p+1}} + \underset{(nx1)}{E_t}, \quad E_t \sim \text{NID}(0, \Omega) \quad (3.2.8)$$

όπου

$$\Pi = A_1 + A_2 + \dots + A_p - I = \sum_{k=1}^p A_k - I \quad \text{και}$$

$$\Gamma_s = -(A_{s+1} + A_{s+2} + \dots + A_p) \quad \text{for } s = 1, 2, \dots, p-1.$$

$$E(E_t) = 0 \quad \text{και} \quad E(E_t E'_s) = \begin{cases} \Omega & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$$

Η (3.2.8) σε πιο συμπληγή μορφή γράφεται:

$$\text{VECM: } \Delta Z_t = A_0 + \Pi Z_{t-1} + \sum_{s=1}^{p-1} \Gamma_s \Delta Z_{t-s} + E_t, \quad E_t \sim \text{NID}(0, \Omega) \quad (3.2.9)$$

Ο όρος του αθροίσματος στην (3.2.9) εκφράζει τις βραχυχρόνιες σχέσεις ισορροπίας (short-run dynamics) ανάμεσα στις μεταβλητές του δεξιού μέρους της εξίσωσης και την  $\Delta Z_t$ . Αν ο πίνακας  $\Pi$  δεν είναι ο μηδενικός, ο όρος  $\Pi Z_{t-1}$  εκφράζει τις μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας (long-run dynamics) ανάμεσα στο δεξιό και το αριστερό μέρος της εξίσωσης. Αφού ο πίνακας  $Z$  αποτελείται από  $n$   $I(1)$  μεταβλητές,

οποιοσδήποτε γραμμικός συνδυασμός τους θα είναι επίσης  $I(1)$ . Αν όμως υπάρχει γραμμικός συνδυασμός τους, τέτοιος ώστε να παράγεται ένας  $I(0)$  όρος, τότε υπάρχει cointegration και η γραμμική αυτή σχέση ονομάζεται cointegrating relation (CR). Η σχέση αυτή εκφράζει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ανάμεσα στις μεταβλητές του μοντέλου. Απαραίτητη προϋπόθεση για την ύπαρξη cointegration είναι ο πίνακας  $\Pi$  να μην είναι μηδενικός. Πράγματι, στην (3.2.9) οι πίνακες  $\Delta Z_{t-k}$  για  $k = 0, 1, \dots, p-1$ , είναι  $I(0)$ . Για να έχει νόημα η εξίσωση θα πρέπει ο πίνακας  $\Pi Z_{t-1}$  είτε να είναι και αυτός  $I(0)$  είτε να είναι ο μηδενικός πίνακας, δηλαδή  $\Pi=0$ , αφού ο  $Z_{t-1}$  είναι μη μηδενικός πίνακας. Διακρίνουμε, λοιπόν, τις εξής περιπτώσεις:

- ◆  $\text{rank}(\Pi) = n \quad \Rightarrow$  Υπάρχουν  $n$  CRs, άρα όλες οι μεταβλητές του  $Z$  είναι  $I(0)$ .
- ◆  $\text{rank}(\Pi) = 0 \quad \Rightarrow$  Καμία CR. Δεν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας ανάμεσα στις μεταβλητές.
- ◆  $0 < \text{rank}(\Pi) = p < n \quad \Rightarrow$  Υπάρχουν  $p$  CRs.

Στην τελευταία αυτή περίπτωση όπου υπάρχουν  $p$  CRs ο πίνακας  $\Pi$  ισούται με το γινόμενο των πινάκων  $C$  και  $B'$

$$\Pi = \underset{(n \times n)}{C} \underset{(n \times p)}{B'} \Rightarrow \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \cdot & \cdot & \pi_{1n} \\ \pi_{21} & \cdot & \cdot & \cdot & \pi_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \pi_{n1} & \cdot & \cdot & \cdot & \pi_{nn} \end{bmatrix} \underset{(n \times n)}{=} \begin{bmatrix} c_{11} & \cdot & c_{1p} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ c_{n1} & \cdot & c_{np} \end{bmatrix} \underset{(n \times p)}{\begin{bmatrix} b_{11} & \cdot & \cdot & \cdot & b_{n1} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ b_{1p} & \cdot & \cdot & \cdot & b_{np} \end{bmatrix}} \underset{(p \times n)}$$

Ο πίνακας  $B'$  περιέχει τις σχέσεις cointegration (CRs), δηλαδή τους γραμμικούς συνδυασμούς των ενδογενών  $I(1)$  μεταβλητών που εκφράζουν τις μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ τους. Η συμμετοχή μιας μεταβλητής στη σχέση ισορροπίας καθορίζεται από τις στήλες του πίνακα αυτού. Παραδείγματος χάριν, η πρώτη μεταβλητή συμμετέχει αν  $b_{11}, b_{12}, \dots, b_{1p} \neq 0$ . Ο πίνακας  $C$  συμβολίζει την ταχύτητα προσαρμογής της κάθε μεταβλητής προς τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Η ταχύτητα προσαρμογής της πρώτης μεταβλητής δίνεται από τα  $c_{11}$ ,

$c_{12}, \dots, c_{1p}$ , τα οποία πρέπει να είναι διάφορα του μηδενός, αν οι υπόλοιπες μεταβλητές επηρεάζουν μακροχρόνια την πρώτη. Αν  $c_{11} = c_{12} = \dots = c_{1p} = 0$  τότε η πρώτη διαφορά της πρώτης μεταβλητής ( $\Delta y_1$ , π.χ.) είναι ασθενώς εξωγενής ως προς τα στοιχεία των πινάκων C και B. Συνοψίζοντας, η μεταβλητή  $i$  συμμετέχει στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και επηρεάζεται στη σχέση αυτή από τις υπόλοιπες (προσαρμόζεται) αν  $b_{i1}, b_{i2}, \dots, b_{ip}$  και  $c_{i1}, c_{i2}, \dots, c_{ip}$  αντίστοιχα, είναι διάφορα του μηδενός.

Στην περίπτωση του νομισματικού μοντέλου που εξετάζουμε μας ενδιαφέρει αν η συναλλαγματική ισοτιμία συμμετέχει σε κάποια σχέση ισορροπίας και αν στη σχέση αυτή επηρεάζεται από τις υπόλοιπες. Επειδή στο VAR που σχηματίσαμε η εξίσωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι η πρώτη εξίσωση του VAR, μας ενδιαφέρει αν τα  $b_{11}, b_{12}, \dots, b_{1p}$  και  $c_{11}, c_{12}, \dots, c_{1p}$  είναι διαφορετικά από το μηδέν. Επιπρόσθετα, μας ενδιαφέρει η ύπαρξη μιας και μόνο μακροχρόνιας σχέσης, γιατί αν υπάρχουν περισσότερες από μία CRs, το οικονομικό νόημα των σχέσεων αυτών δεν θα είναι ξεκάθαρο. Οι πίνακες C και B' για  $\text{rank}(\Pi) = 1$  για το RID Model, δηλαδή για την ύπαρξη μιας σχέσης cointegration, είναι:

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \\ c_{31} \\ c_{41} \\ c_{51} \\ (s \times 1) \end{bmatrix} \quad \text{και} \quad B' = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} & b_{41} & b_{51} \\ (1 \times 5) \end{bmatrix}$$

Η μεθοδολογία ελέγχου για cointegration είναι η εξής: με βάση το τεστ του Johansen βλέπουμε ποιο είναι το rank του πίνακα  $\Pi$ . Αν  $\text{rank}(\Pi) = 0$ , δεν έχουμε σχέση cointegration. Αν  $\text{rank}(\Pi) = p > 0$ , ελέγχουμε τα στοιχεία των πινάκων C και B που αφορούν τη συναλλαγματική ισοτιμία. Πρώτα ελέγχουμε τα  $c_{11}, c_{12}, \dots, c_{1p}$ . Αν είναι μηδέν, το νομισματικό μοντέλο απορρίπτεται αυτομάτως, γιατί η συναλλαγματική ισοτιμία δεν επηρεάζεται από τις άλλες μεταβλητές, άρα δεν προσαρμόζεται σε καμία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Αν είναι διάφορα του μηδενός, ελέγχουμε τα  $b_{11}, b_{12}, \dots, b_{1p}$  για να δούμε αν η συναλλαγματική ισοτιμία συμμετέχει σε κάποια απ' αυτές. Αν αυτά είναι μηδέν, το νομισματικό μοντέλο

απορρίπτεται, γιατί η συναλλαγματική ισοτιμία δε συμμετέχει σε καμία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Αν δεν είναι μηδέν, η τιμή συναλλάγματος συμμετέχει σε τουλάχιστον  $p$  μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας με τις άλλες μεταβλητές και προσαρμόζεται. Στη συνέχεια ελέγχονται και τα  $b_{11}, b_{12}, \dots, b_{1p}$ , για  $i > 1$  για να δούμε ποιες από τις λοιπές μεταβλητές συμμετέχουν. Εφόσον δεν είναι όλες μηδέν, εξάγουμε τις  $p$  αυτές σχέσεις. Σε τελικό στάδιο ελέγχουμε κατά πόσο οι μεταβλητές που συμμετέχουν και τα πρόσημα τους είναι συμβατά με τη θεωρία.

Το VECM του RID Model υπό μορφή πινάκων είναι το εξής:

$$\begin{bmatrix} \Delta s_t \\ \Delta m_t \\ \Delta y_t \\ \Delta i_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \\ a_4^0 \\ a_5^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \pi_{11} & \dots & \pi_{15} \\ \pi_{21} & \dots & \pi_{25} \\ \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ \pi_{s1} & \dots & \pi_{s5} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \\ p_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11}^1 & \dots & \gamma_{15}^1 \\ \gamma_{21}^1 & \dots & \gamma_{25}^1 \\ \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ \gamma_{s1}^1 & \dots & \gamma_{s5}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta s_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta i_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \gamma_{11}^4 & \dots & \gamma_{15}^4 \\ \gamma_{21}^4 & \dots & \gamma_{25}^4 \\ \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ \gamma_{s1}^4 & \dots & \gamma_{s5}^4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta s_{t-4} \\ \Delta m_{t-4} \\ \Delta y_{t-4} \\ \Delta i_{t-4} \\ \Delta p_{t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix} \quad (3.2.10)$$

Τα αποτελέσματα του τεστ του Johansen για την ύπαρξη cointegration μεταξύ των μεταβλητών του RID απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα:

**Πίνακας 3.4: Cointegration Test για το RID Model (USD/BP)**

Eigenvalue:	H <sub>0</sub> :rank=p	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max}-\beta.e.$	95%	Trace	Trace- $\beta.e.$	95%
0.37689	p = 0	44.94**	33.11	33.5	91.4**	67.35	68.5
0.255827	p <= 1	28.07*	20.68	27.1	46.46	34.23	47.2
0.093157	p <= 2	9.29	6.845	21.0	18.39	13.55	29.7
0.0705723	p <= 3	6.953	5.123	14.1	9.1	6.705	15.4
0.0223482	p <= 4	2.147	1.582	3.8	2.147	1.582	3.8

Η πρώτη στήλη του πίνακα 3.4 περιέχει τις ιδιοτιμές (eigenvalues) του πίνακα Π κατά φθίνουσα σειρά. Ο αριθμός των cointegrating relations (CRs) είναι ίσος με τον αριθμό των ιδιοτιμών που είναι στατιστικά διαφορετικές από το μηδέν. Επομένως μεγάλες ιδιοτιμές είναι ενδεικτικό στοιχείο της ύπαρξης CRs. Η δεύτερη στήλη είναι

η στήλη των μηδενικών υποθέσεων, αν δηλαδή το  $\text{rank}(\Pi)$  είναι από 0 ως  $n-1$ . Η τρίτη στήλη είναι το στατιστικό  $\lambda_{\max}$ , το οποίο ελέγχει αν ο αριθμός των CRs ή διαφορετικά των cointegrating vectors είναι ίσος με  $p$  ( $H_0$ ) ή  $p+1$  ( $H_e$ ). Η τέταρτη στήλη είναι το ίδιο το στατιστικό διορθωμένο όμως με τους βαθμούς ελευθερίας. Η πέμπτη στήλη είναι η κριτική τιμή του προηγούμενου στατιστικού για επίπεδο σημαντικότητας 5%. Η έκτη στήλη είναι ένα δεύτερο στατιστικό ελέγχου για CRs, το στατιστικό trace, το οποίο ελέγχει αν υπάρχουν  $p$  cointegrating vectors ( $H_0$ ) έναντι της εναλλακτικής  $\text{CRs} > p$  ( $H_e$ ). Η έβδομη στήλη είναι το ίδιο στατιστικό διορθωμένο με τους βαθμούς ελευθερίας. Η τελευταία στήλη είναι η κριτική τιμή του στατιστικού trace για επίπεδο σημαντικότητας 5%. Εμφάνιση του μονού αστερίσκου πάνω από την τιμή κάποιου στατιστικού για δεδομένο  $\text{rank}(\Pi)$  σημαίνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε επίπεδο 5%, ενώ οι δύο αστερίσκοι συμβολίζουν απόρριψη της και σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Όπως φαίνεται από τον πίνακα 3.4, υπάρχει σίγουρα μία τουλάχιστο CR, δηλαδή μία τουλάχιστο μακροχρόνια σχέση ισορροπίας στο μοντέλο του Frankel για την ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας. Το στατιστικό  $\lambda_{\max}$  υποδεικνύει ότι  $\text{rank}(\Pi) = 2$ , επειδή όμως για  $\text{rank}(\Pi) = 2$  δε συμφωνεί με το στατιστικό trace, καταλήγουμε ότι  $\text{rank}(\Pi) = 1$ . Στη συνέχεια ελέγχουμε αν η συναλλαγματική ισοτιμία προσαρμόζεται στη σχέση αυτή και αν ανήκει στο cointegrating vector, αν δηλαδή  $c_{11}$ ,  $b_{11} \neq 0$  αντίστοιχα, και έπειτα ποιες άλλες μεταβλητές συμμετέχουν στη σχέση, αν δηλαδή  $b_{21}$ ,  $b_{31}$ ,  $b_{41}$ ,  $b_{51}$  είναι διάφορα του μηδενός ή όχι. Τα αποτελέσματα του ελέγχου αυτού παρουσιάζονται στον επόμενο πίνακα.

**Πίνακας 3.5: Έλεγχος των πινάκων C και B για το RID Model (USD/BP)**

Rank = 1	Μεταβλητή	Συντελεστής	Είδος Ελέγχου	$\chi^2(1)$	Probability
	s	$c_{11}$	Adjust	0,056086	0,8128
	s	$b_{11}$	C. Vector	5,4308	0,0198*
	m	$b_{21}$	C. Vector	15,305	0,0001**
	y	$b_{31}$	C. Vector	6,9827	0,0082**
	I	$b_{41}$	C. Vector	10,48	0,0012**
	p	$b_{51}$	C. Vector	5,4535	0,0195*

Η μηδενική υπόθεση είναι ότι ο συντελεστής είναι μηδέν. Παρατηρούμε ότι όλες οι μεταβλητές συμμετέχουν στη σχέση ισορροπίας, cointegrating vector, ακόμη και σε επίπεδο σημαντικότητας 1% μερικές, αλλά η συναλλαγματική ισοτιμία δεν προσαρμόζεται, δηλαδή δεν επηρεάζεται από τη σχέση αυτή. Το cointegrating vector είναι:

$$s + 2.281(m - m^*) - 4.327(y - y^*) + 55.22(i - i^*) + 9.729(p - p^*)$$

Η μόνη μεταβλητή που έχει πρόσημο σύμφωνα με τη θεωρία είναι το σχετικό επιτόκιο. Αξίζει να ληφθεί υπόψη ότι ο σχετικός πληθωρισμός είναι  $I(0)$  και ίσως αυτό να έπαιξε κάποιο ρόλο στην ύπαρξη CR. Συνεπώς το RID Model δεν ισχύει για την ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας (USD/BP) κατά την περίοδο 1974-1998. Για το λόγο αυτό στο επόμενο τμήμα εξετάζουμε το Sticky Price του Dornbusch.

### 3.3. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ STICKY PRICE MODEL

#### 3.3.1. Εκτίμηση του VAR – Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος

Το Sticky Price μοντέλο του Dornbusch περιγράφεται από την εξίσωση (1.3.10) την οποία αναπαράγουμε εδώ:

$$s_t = b_0 + b_1(m_t - m^*_t) + b_2(y_t - y^*_t) + b_3(i_t - i^*_t) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2_\varepsilon) \quad (3.3.1)$$

Σε αντίθεση με την (3.2.1), από την (3.3.1) λείπει ο σχετικός πληθωρισμός. Εφόσον όλες οι μεταβλητές είναι καθαρά  $I(1)$ , αναζητούμε το order του VAR, ώστε τα κατάλοιπα της κάθε εξίσωσης να είναι IID. Και στην περίπτωση του μοντέλου αυτού τη συνθήκη αυτή ικανοποιεί το VAR(5). Το VAR(5) στην περίπτωση του SP Model είναι το εξής:



$$\begin{bmatrix} s_t \\ m_t \\ y_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \\ a_4^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & \cdot & \cdot & a_{14}^1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{41}^1 & \cdot & \cdot & a_{44}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^5 & \cdot & \cdot & a_{14}^5 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{41}^5 & \cdot & \cdot & a_{44}^5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-5} \\ m_{t-5} \\ y_{t-5} \\ i_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (3.3.2)$$

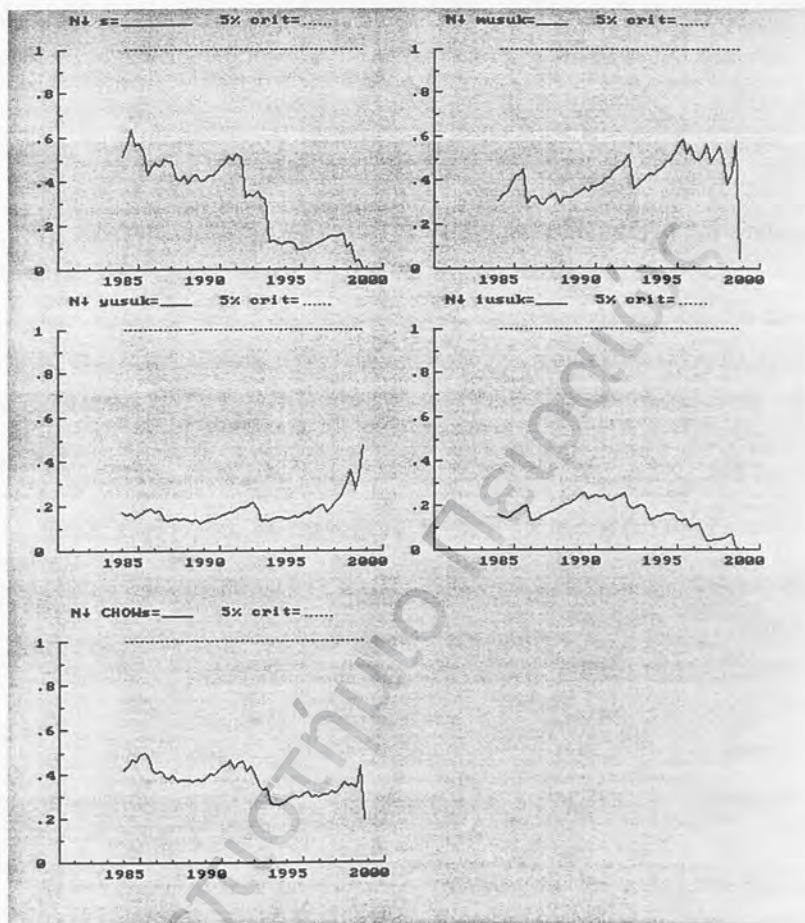
Στον πίνακα Α.2 στο Παράρτημα Α εκτιμάται το VAR του SP Model. Ο έλεγχος των καταλοίπων απεικονίζεται στον επόμενο πίνακα.

Πίνακας 3.6: Έλεγχος καταλοίπων του VAR του SP (USD/BP)

Variables	Test	Value	Probability
s	AR 1-5F (5, 69)	1.1646	[0.3355]
m-m*	AR 1-5F (5, 69)	1.0003	[0.4243]
y-y*	AR 1-5F (5, 69)	0.50552	[0.7711]
i-i*	AR 1-5F (5, 69)	1.3757	[0.2442]
s	Normality $\chi^2(2)$	6.3746	[0.0413] *
m-m*	Normality $\chi^2(2)$	4.5056	[0.1051]
y-y*	Normality $\chi^2(2)$	11.542	[0.0031] **
i-i*	Normality $\chi^2(2)$	4.4577	[0.1077]
s	ARCH 4 F (4, 66)	0.055107	[0.9942]
m-m*	ARCH 4 F (4, 66)	0.82538	[0.5137]
y-y*	ARCH 4 F (4, 66)	2.1438	[0.0851]
i-i*	ARCH 4 F (4, 66)	1.6537	[0.1713]
s	Hsc F(40, 33)	0.78805	[0.7654]
m-m*	Hsc F(40, 33)	1.59	[0.0872]
y-y*	Hsc F(40, 33)	1.1706	[0.3234]
i-i*	Hsc F(40, 33)	1.452	[0.1371]

Όπως βλέπουμε εκτός από κάποια προβλήματα κανονικότητας των καταλοίπων των εξισώσεων της συναλλαγματικής ισοτιμίας και του σχετικού εισοδήματος, τα κατάλοιπα όλων των εξισώσεων φαίνεται ότι είναι IID. Εφόσον το VAR(5) είναι καλά προσδιορισμένο προχωρούμε στον έλεγχο σταθερότητας του υποδείγματος.

Διάγραμμα 3.2: Σταθερότητα του SP Model (USD/BP)



Όπως φαίνεται από τα διαγράμματα τόσο οι επιμέρους εξισώσεις όσο και το VAR στο σύνολό του παρουσιάζουν διαχρονική σταθερότητα.

### 3.3.2. Έλεγχος για Cointegration

Εφαρμόζοντας το τεστ του Johansen στο VAR του Sticky Price Model παίρνουμε τα εξής αποτελέσματα:

**Πίνακας 3.7: Cointegration Test για το SP Model (USD/BP)**

Eigenvalue:	Ho:rank=p	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max}-\beta.ε$	95%	Trace	Trace- $\beta.ε$	95%
<b>0.258196</b>	p == 0	28.37*	22.4	27.1	47.79*	37.73	47.2
<b>0.13169</b>	p <= 1	13.41	10.59	21.0	19.42	15.33	29.7
<b>0.039961</b>	p <= 2	3.874	3.059	14.0	6.005	4.741	15.4
<b>0.0221814</b>	p <= 3	2.131	1.682	3.8	2.131	1.682	3.8

Τα αποτελέσματα του Cointegration Test δείχνουν ότι υπάρχει μία τουλάχιστο CR σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και για τα δύο στατιστικά, όταν όμως αυτά δεν είναι διορθωμένα με τους βαθμούς ελευθερίας. Τα αντίστοιχα διορθωμένα με τους βαθμούς ελευθερίας στατιστικά δεν απορρίπτουν τη μηδενική της non-cointegration. Αξίζει όμως να ελέγξουμε τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών για να βεβαιωθούμε για την ύπαρξη ή όχι CR και την ισχύ του συγκεκριμένου μοντέλου.

**Πίνακας 3.8: Έλεγχος των πινάκων C και B για το SP Model (USD/BP)**

Rank = 1

Μεταβλητή	Συντελεστής	Είδος Ελέγχου	$\chi^2(1)$	Probability
<b>s</b>	c <sub>11</sub>	Adjust	5.9293	0.0149*
<b>s</b>	b <sub>11</sub>	C. Vector	3.9443	0.047*
<b>m</b>	b <sub>21</sub>	C. Vector	14.788	0.0001**
<b>y</b>	b <sub>31</sub>	C. Vector	4.3631	0.0367*
<b>i</b>	b <sub>41</sub>	C. Vector	14.379	0.0001**

Από τα αποτελέσματα του πίνακα παρατηρούμε ότι η συναλλαγματική ισοτιμία συμμετέχει και προσαρμόζεται σε μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, στην οποία συμμετέχουν όλες οι μεταβλητές του μοντέλου, μερικές ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας 1% (m, i). Η σχέση αυτή ισορροπίας, η cointegrating relation, είναι:

$$s + 2.136(m-m^*) - 2.362(y-y^*) + 58.39(i-i^*),$$

Δυστυχώς, όμως, τα πρόσημα της σχετικής προσφοράς χρήματος και του σχετικού εισοδήματος είναι αντίθετα από τα αναμενόμενα. Ο συντελεστής της πρώτης μεταβλητής θα έπρεπε να είναι θετικός και της δεύτερης αρνητικός. Παρόλα αυτά ο συντελεστής του σχετικού επιτοκίου είναι συμβατός με τη θεωρία και ίδιος περίπου

κατ'απόλυτη τιμή με την τιμή που έχει στο RID Model. Συνεπώς, αν και το Sticky Price Model απορρίπτεται από τα εμπειρικά δεδομένα για την ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας (USD/BP) κατά την περίοδο 1974-1998, θεωρούμε σημαντική την πληροφορία ότι η συναλλαγματική ισοτιμία επηρεάζεται μακροπρόθεσμα από το επτόκιο. Στο επόμενο τμήμα εξετάζεται το Flexible Price Monetary Model.

### 3.4. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ FLEXIBLE PRICE MONETARY MODEL

#### 3.4.1. Εκτίμηση του VAR – Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος

Στο παρόν τμήμα εξετάζουμε τη μακροχρόνια έκδοση του Flexible Price Monetary Model επειδή ελέγχουμε τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας της τιμής συναλλάγματος. Η (1.2.10) είναι ένας εναλλακτικός τρόπος γραφής του FP Model:

$$s = -(k - k^*) + (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(s^e - s) \quad (3.4.1)$$

Στη μακροχρόνια κατάσταση ισορροπίας δεν αναμένεται μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Ισχύει δηλαδή,  $s^e = s$ . Οπότε το FP Model παίρνει την εξής μορφή:

$$s_t = a_1 + a_2(m_t - m_t^*) + a_3(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3.4.2)$$

το οποίο είναι και το μοντέλο του οποίου το VAR θα εκτιμήσουμε.

Όλες οι μεταβλητές της (3.4.2) είναι I(1) και το VAR που μας δίνει IID κατάλοιπα είναι το VAR(5). Το VAR(5) στην περίπτωση του FP Model είναι το εξής:

$$\begin{bmatrix} s_t \\ m_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & \cdot & a_{13}^1 \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{31}^1 & \cdot & a_{33}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^5 & \cdot & a_{13}^5 \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{31}^5 & \cdot & a_{33}^5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-5} \\ m_{t-5} \\ y_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (3.4.3)$$

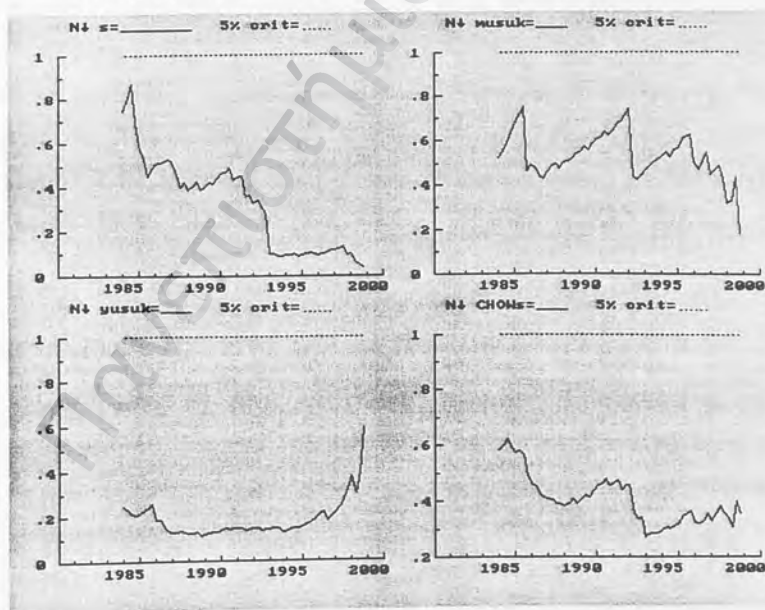
Στον πίνακα Α.3 στο Παράρτημα Α εκτιμάται το VAR του FP Model. Ο έλεγχος των καταλοίπων παρουσιάζεται στον επόμενο πίνακα.

Πίνακας 3.9: Έλεγχος καταλοίπων του VAR του FP (USD/BP)

Variables	Test	Value	Probability
s	AR 1- 5F( 5, 74)	1.3626	[0.2482]
m-m*	AR 1- 5F( 5, 74)	1.2619	[0.2895]
y-y*	AR 1- 5F( 5, 74)	0.44372	[0.8165]
s	Normality $\chi^2(2)$	3.1837	[0.2036]
m-m*	Normality $\chi^2(2)$	2.2911	[0.3181]
y-y*	Normality $\chi^2(2)$	14.906	[0.0006]**
s	ARCH 4 F( 4, 71)	0.25817	[0.9037]
m-m*	ARCH 4 F( 4, 71)	0.48792	[0.7446]
y-y*	ARCH 4 F( 4, 71)	2.3274	[0.0645]
s	Hsc F(30, 48)	0.99796	[0.4923]
m-m*	Hsc F(30, 48)	1.4111	[0.1409]
y-y*	Hsc F(30, 48)	0.91984	[0.5894]

Όπως δείχνει και ο πίνακας, τα κατάλοιπα των εξισώσεων του VAR του FP είναι IID. Επόμενο στάδιο ελέγχου είναι αυτό της σταθερότητας του υποδείγματος.

Διάγραμμα 3.3: Σταθερότητα του FP Model (USD/BP)



Το κριτήριο του Chow καταδεικνύει τη σταθερότητα του υποδείγματος, επομένως το VAR(5) για το FP Model είναι σωστά εξειδικευμένο.

### 3.4.2. Έλεγχος για Cointegration

Τα αποτελέσματα του ελέγχου για την ύπαρξη σχέσης cointegration είναι τα εξής:

**Πίνακας 3.10: Cointegration Test για το FP Model (USD/BP)**

Eigenvalue:	H <sub>0</sub> :rank=p	λ <sub>max</sub>	λ <sub>max</sub> -β.ε.	95%	Trace	Trace-β.ε	95%
<b>0.122599</b>	p == 0	12.43	10.46	21.0	<b>18.92</b>	15.94	29.7
<b>0.0419764</b>	p <= 1	4.074	3.431	14.1	6.499	5.473	15.4
<b>0.0252095</b>	p <= 2	2.426	2.043	3.8	2.426	2.043	3.8

Εφόσον η μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης cointegrating relation δεν απορρίπτεται από κανένα από τα δύο στατιστικά, συνεπάγεται ότι δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ανάμεσα στην τιμή συναλλάγματος και τις άλλες δύο μεταβλητές. Χαρακτηριστικό είναι ότι οι τιμές των διορθωμένων με βαθμούς ελευθερίας στατιστικών είναι οι μισές των κριτικών τιμών τους για έλεγχο της υπόθεσης rank(Π) = 0. Επομένως είναι ανώφελο να ελέγξουμε τις τιμές των συντελεστών. Όλα αυτά αποδεικνύουν ότι τα εμπειρικά δεδομένα δεν υποστηρίζουν το Flexible Price Monetary Model για την ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας (USD/BP) την περίοδο 1974 - 1998.

### 3.5. ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ PPP

Αναζητώντας τα αίτια της αδυναμίας των νομισματικών μοντέλων να προσδιορίσουν την ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας, αποφασίζουμε να ελέγξουμε την ισχύ της βασικότερης υπόθεσης στην οποία στηρίζονται: το PPP. Η απόλυτη μορφή του PPP εκφράζεται λογαριθμικά ως

$$s = pr - pr^*$$

όπου  $s$  η συναλλαγματική ισοτιμία και  $pr$  και  $pr^*$  το εγχώριο και ξένο επίπεδο τιμών αντίστοιχα. Χρησιμοποιούμε αυτό το συμβολισμό για τα επίπεδα τιμών για να αποφύγουμε τη σύγχυση με τη μεταβλητή του πληθωρισμού που συμβολίζεται με  $p$  στην εώς τώρα ανάλυση.

Αρχικά κάνουμε έλεγχο για unit root. Όπως φαίνεται από τον πίνακα 3.11 όλες οι μεταβλητές είναι  $I(1)$ .

**Πίνακας 3.11: ADF τεστ για το PPP (USD/BP)**

	$s$	$pr$	$pr^*$
<b>(C, t, lags)</b>	(C,1)	(C,t,3)	(C,t,4)
<b>t-ADF</b>	-2.612	-1.018	-2.464

Αναζητούμε μία περίοδο του δείγματος που να μας δίνει μία και μόνο σχέση cointegration, για να μπορούμε να της αποδώσουμε οικονομική ερμηνεία. Καταλήγουμε στην υποπερίοδο 1980:1 – 1998:4 και εκτιμούμε ένα VAR(2), το οποίο είναι σωστά εξειδικευμένο, αφού τα κατάλοιπα κάθε εξίσωσης είναι IID και το υπόδειγμα σταθερό διαχρονικά. Το τεστ του Johansen μας δίνει τα εξής αποτελέσματα:

**Πίνακας 3.12: Cointegration Test για το PPP (USD/BP)**

Eigenvalue	Ho:rank=p	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max}$ -β.ε.	95%	Trace	Trace-β.ε	95%
<b>0.282848</b>	$p = 0$	25.27*	23.27*	21.0	32.21*	29.67	29.7
<b>0.0615963</b>	$p \leq 1$	4.832	4.45	14.1	6.943	6.395	15.4
<b>0.0274005</b>	$p \leq 2$	2.111	1.945	3.8	2.111	1.945	3.8

Κατόπιν, ελέγχουμε τους πίνακες C και B για  $\text{rank}(\Pi) = 1$ .

**Πίνακας 3.13: Έλεγχος των πινάκων C και B για το PPP (USD/BP)**

Rank = 1					
Μεταβλητή	Συντελεστής	Είδος Ελέγχου	$\chi^2(1)$	Probability	
$s$	$c_{11}$	Adjust	9.8024	0.0017**	
$s$	$b_{11}$	C. Vector	17.147	0.0000**	
$pr$	$b_{21}$	C. Vector	0.00115	0.9729	

Όπως βλέπουμε, η συναλλαγματική ισοτιμία συμμετέχει και προσαρμόζεται σε μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, αλλά καμία από τις άλλες δύο μεταβλητές δε συμμετέχει. Επομένως, το PPP δεν ισχύει για την ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας την περίοδο 1980 – 1998, με ό,τι αυτό συνεπάγεται για τα νομισματικά μοντέλα.

### 3.6. ΣΥΝΟΨΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Τα τρία νομισματικά μοντέλα, το Real Interest Differential, το Sticky Price και το Flexible Price, που εξετάσαμε για την ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας (USD/BP) την περίοδο 1974 - 1998, δεν υποστηρίζονται σημαντικά από τα εμπειρικά δεδομένα. Όσον αφορά το RID, παρά την πιθανή στασιμότητα του σχετικού πληθωρισμού, ο έλεγχος για cointegration έδειξε την ύπαρξη μιας μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας με τη συμμετοχή όλων των μεταβλητών του μοντέλου, αλλά αφενός η συναλλαγματική ισοτιμία δεν προσαρμόζεται στη σχέση αυτή και αφετέρου η μόνη μεταβλητή που είχε πρόσημο σύμφωνο με τη θεωρία είναι το σχετικό επιτόκιο.

Το Sticky Price του Dornbusch, είναι το μόνο που έδωσε κάποια ενθαρρυντικά αποτελέσματα. Ο έλεγχος των πινάκων C και B έδειξε ότι υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση, στην οποία συμμετέχουν όλες οι μεταβλητές και επιπρόσθετα η συναλλαγματική ισοτιμία προσαρμόζεται στη σχέση αυτή. Δυστυχώς, τα πρόσημα ήταν αντίθετα με τη θεωρία για όλες τις μεταβλητές, εκτός από το πρόσημο του σχετικού επιτοκίου. Επομένως, τα εμπειρικά δεδομένα υποδεικνύουν την ύπαρξη κάποιας μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ επιτοκίου και συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου/στερλίνας την περίοδο 1974 – 1998. Παρά ταύτα, το μοναδικό αυτό στοιχείο, κρίνεται ανεπαρκές για την επικύρωση του Sticky Price Model, αποτελεί όμως σημαντική πληροφορία όσον αφορά τη συγκεκριμένη ισοτιμία.

Το Flexible Price είναι το χειρότερο από τα τρία, γιατί το τεστ του Johansen απέτυχε να εντοπίσει κάποια cointegrating relation, αφού η μηδενική υπόθεση για  $\text{rank}(\Pi) = 0$  δεν απορρίφθηκε. Το γεγονός αυτό επικύρωσε τη μη σημαντικότητα της σχετικής προσφοράς χρήματος και του σχετικού εισοδήματος ως μεταβλητές



προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας, γιατί το μοντέλο αυτό, στη μακροχρόνια έκδοσή του, αποτελείται μόνο από τις δύο αυτές μεταβλητές.

Αναζητώντας τα αίτια των φτωχών αποτελεσμάτων των νομισματικών μοντέλων για την ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας, ελέγξαμε την ισχύ του PPP, της βασικότερης υπόθεσής τους. Αν και τα αποτελέσματα δεν ήταν αναμενόμενα, θέτουν υπό αμφισβήτηση τη θεωρητική πλέον ισχύ των νομισματικών μοντέλων. Όπως αποδεικνύεται, το PPP δεν φαίνεται να ισχύει για την ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας την περίοδο 1980 – 1998. Αν ο ισχυρισμός αυτός είναι σωστός, τότε τα νομισματικά μοντέλα είναι κακώς δομημένα, καθώς η βασικότερη υπόθεση που τα στηρίζει φαίνεται να μην ισχύει.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

## ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ USD/YEN

### 4.1. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ REAL INTEREST DIFFERENTIAL MODEL

#### 4.1.1. Περιγραφή των δεδομένων – Έλεγχος για Unit Root

Το δείγμα, όπως και στην περίπτωση της ισοτιμίας δολαρίου/στερλίνας, αποτελείται από εκατό τριμηνιαίες παρατηρήσεις που καλύπτουν την περίοδο 1974:1 – 1998:4. Οι μεταβλητές ενδιαφέροντος για το RID Model είναι, ως γνωστό, η συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου/γεν (USD/YEN), η σχετική προσφορά χρήματος, το σχετικό εισόδημα, το σχετικό επιτόκιο και ο σχετικός πληθωρισμός [ $s$ , ( $m-m^*$ ), ( $y-y^*$ ), ( $i-i^*$ ), ( $p-p^*$ ) αντίστοιχα]. Εγχώριο νόμισμα είναι το δολάριο, οι μεταβλητές με αστεράκι αφορούν οικονομικά μεγέθη της Ιαπωνίας, και όλες εκφράζονται ως φυσικοί λογάριθμοι. Το RID δίνεται από την (1.4.6) την οποία αναπαράγουμε εδώ.

$$s = c_0 + c_1(m - m^*) + c_2(y - y^*) + c_3(i - i^*) + c_4(p - p^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4.1.1)$$

Εμείς βέβαια θα εκτιμήσουμε το VAR της (4.1.1) αφού πρώτα προσδιορίσουμε το order του, το οποίο είναι αυτό που μας δίνει IID κατάλοιπα για κάθε εξίσωση. Πριν γίνει όμως αυτό, είναι σκόπιμο να περιγραφούν οι χρονοσειρές και να εξεταστούν οι βασικές ιδιότητές τους.

Το διάγραμμα της ισοτιμίας δολαρίου/γεν ( $s$ ) (βλ. Παράρτημα Β) καταδεικνύει μια, γενικά, καθοδική τάση του δολαρίου ως προς το γεν κατά την περίοδο 1974 – 1998. Από το 1974 μέχρι και το 1978 το δολάριο υποτιμήθηκε έντονα έναντι του γεν, ως αντίδραση στο καθεστώς των σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών και λόγω του ότι η Ιαπωνία την περίοδο εκείνη αναπτυσσόταν ταχύτερα από την Αμερική. Ακολούθησε μια ήπια περίοδος και ελαφρά ανατίμηση του δολαρίου μέχρι το 1986, για να υποτιμηθεί έντονα από το 1986 μέχρι το 1988 σε πρώτη φάση, και από το 1990 μέχρι το 1995 στη συνέχεια. Από τότε και έπειτα, το δολάριο δείχνει να κερδίζει το χαμένο έδαφος, παραμένει όμως αρκετά υποτιμημένο σε σχέση με τα επίπεδα της δεκαετίας του 1970.

Η σχετική προσφορά χρήματος ( $m-m^*$ ), αρχικά, μειώνεται σταδιακά μέχρι το 1980. Ακολουθεί ανοδική πορεία από το 1980 μέχρι το 1987, κάνει μια μικρή καμπή μέχρι το 1992, αυξάνεται και πάλι έντονα μέχρι το 1994 και από τότε πέφτει κατακόρυφα μέχρι τα τέλη του 1998, στοιχείο που σηματοδοτεί την αύξηση της προσφοράς χρήματος στην Ιαπωνία με ρυθμό ταχύτερο από αυτόν στην Αμερική.

Το σχετικό εισόδημα ( $y-y^*$ ) καταγράφει μια σταδιακά πτωτική πορεία από το 1974 μέχρι και το 1992, χρονιά που φτάνει στο κατώτατο σημείο του. Αυτό σημαίνει αύξηση του ΑΕΠ της Ιαπωνίας σε σχέση με το ΑΕΠ της Αμερικής την περίοδο αυτή. Από το 1992 όμως και μετά ακολουθεί ανοδική πορεία, στοιχείο που είναι συνεπές με τους υψηλούς ρυθμούς ανάπτυξης στην Αμερική τα τελευταία χρόνια και την ύφεση στην Ιαπωνία.

Το σχετικό επιτόκιο ( $i-i^*$ ) παρουσιάζει πολύ έντονες διακυμάνσεις καθόλη την περίοδο του δείγματος, φαίνεται όμως να παλινδρομεί μακροχρόνια γύρω από κάποια σταθερά. Χαρακτηριστική είναι η απότομη αύξηση της μεταβλητής αυτής στις αρχές της δεκαετίας του 1980, φαινόμενο που προκλήθηκε από την περιοριστική νομισματική και την επεκτατική δημοσιονομική πολιτική στην Αμερική. Από το 1989 μέχρι και το 1993 ακολουθεί πτωτική πορεία λόγω της μίνι ύφεσης στην Αμερική και στη συνέχεια αυξάνεται εξαιτίας των μεγάλων ρυθμών ανάπτυξης της τελευταίας και της ύφεσης στην Ιαπωνία, που οδήγησε στο μηδέν τα ονομαστικά επιτόκια.

Αντιθέτως, ο σχετικός πληθωρισμός ( $p-p^*$ ) παρουσιάζει πιο ήπια συμπεριφορά. Αν εξαιρεθεί η απότομη άνοδος του από το 1974 μέχρι το 1979 και η μετέπειτα έντονη πτώση του από το 1979 μέχρι το 1982, στη συνέχεια φαίνεται ότι παλινδρομεί γύρω από κάποια σταθερά με κύκλο περιόδου γύρω στα πέντε χρόνια. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι στις αναπτυγμένες χώρες η διαφορά των ρυθμών πληθωρισμού, ιδίως τα τελευταία χρόνια, δεν ξεφεύγει από κάποιο σταθερό διαχρονικά επίπεδο, καθώς στόχος των νομισματικών αρχών των χωρών αυτών είναι η ύπαρξη σταθερότητας τιμών. Στον παρακάτω πίνακα συνοψίζονται τα κυριότερα περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών που περιγράφηκαν.

Πίνακας 4.1: Περιγραφικά στατιστικά των χρονοσειρών του RID (USD/YEN)

	$s$	$m-m^*$	$y-y^*$	$i-i^*$	$p-p^*$
Mean	-5.157	1.201	-4.103	0.009	0.019

<b>Median</b>	-5.106	1.207	-4.100	0.010	0.019
<b>Maximum</b>	-4.436	1.455	-3.999	0.024	0.076
<b>Minimum</b>	-5.715	0.996	-4.210	-0.001	-0.041
<b>Std. Deviation</b>	0.370	0.126	0.052	0.006	0.023
<b>Skewness</b>	0.031	0.191	-0.110	0.227	-0.367
<b>Kurtosis</b>	1.579	1.991	2.321	2.719	3.863
<b>Jarque-Bera</b>	8.421	4.847	2.122	1.189	5.354
<b>Probability</b>	0.014	0.088	0.346	0.551	0.068
<b>Observations</b>	100	100	100	100	100

Στον επόμενο πίνακα οι προηγούμενες σειρές ελέγχονται για την ύπαρξη ή όχι μοναδιαίας ρίζας (unit root) με το ADF τεστ.

**Πίνακας 4.2: ADF τεστ των χρονοσειρών του RID (USD/YEN)**

	s	m-m	y-y*	i-i*	p-p*
<b>(C, t, lags)</b>	(C,t,2)	(C,4)	(C,3)	(C,3)	(C,4)
<b><math>\beta</math></b>	-0.087	-0.045	-0.038	-0.127	-0.102
<b>t-adf</b>	-2.26	-2.525	-1.645	-2.32	-3.071*

(C,t,lag): Συμβολίζει την ύπαρξη σταθεράς (C), τάσης (t) και τον αριθμό των υστερήσεων (lags) στην εξίσωση στην οποία εφαρμόζεται το ADF τεστ και μας δίνει IID κατάλοιπα.

$\beta$ : Ο συντελεστής του  $y_{t-1}$ .

t-adf: Η τιμή t του  $\beta$ .

Κριτικές τιμές για σταθερά: 10%=-2.58, 5%=-2.89, 1%=-3.49 (Mac Kinnon)

Κριτικές τιμές για σταθερά και τάση: 10%=-3.15, 5%=-3.46, 1%=-4.05 (Mac Kinnon)

\* Απόρριψη της  $H_0$  (unit root) σε επίπεδο 5%.

\*\* Απόρριψη της  $H_0$  (unit root) σε επίπεδο 1%.

Όπως βλέπουμε όλες οι μεταβλητές είναι I(1) εκτός από τον σχετικό πληθωρισμό που είναι I(0) σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Έχουμε δηλαδή το ίδιο πρόβλημα με την περίπτωση της ισοτιμίας δολαρίου/στερλίνας, αν και εδώ είναι λιγότερο έντονο. Εμείς θα προχωρήσουμε στην εκτίμηση του VAR και η στασιμότητα του σχετικού πληθωρισμού θα ληφθεί υπόψη τόσο στην ανάλυση όσο και στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων.

#### 4.1.2. Εκτίμηση του VAR – Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος

Η συνθήκη για IID κατάλοιπα των εξισώσεων του VAR ικανοποιείται με order πέντε. Επομένως έχουμε να εκτιμήσουμε ένα VAR(5), το οποίο στην περίπτωση του RID Model έχει την εξής μορφή:

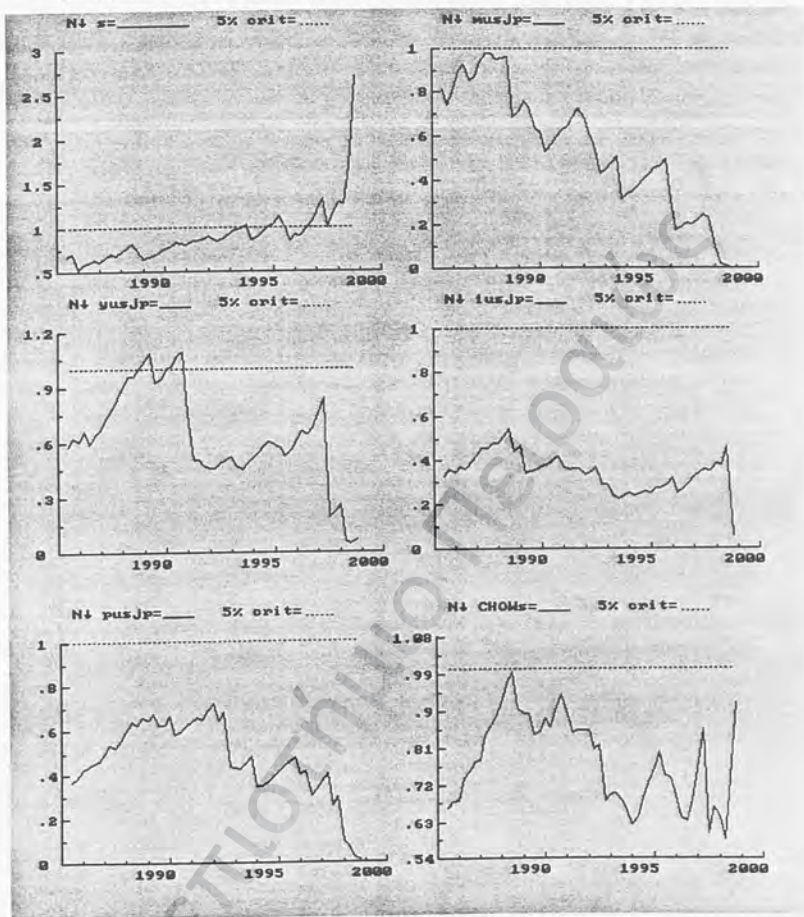
$$\text{VAR}(5) : \underset{(5 \times 1)}{Z_t} = \underset{(5 \times 1)}{A_0} + \underset{(5 \times 5)}{A_1} \underset{(5 \times 1)}{Z_{t-1}} + \underset{(5 \times 5)}{A_2} \underset{(5 \times 1)}{Z_{t-2}} + \dots + \underset{(5 \times 5)}{A_5} \underset{(5 \times 1)}{Z_{t-5}} + \underset{(5 \times 1)}{E_t}, \quad E_t \sim \text{NID}(0, \Omega) \quad (4.1.2)$$

$$\text{με } E(E_t) = 0 \quad \text{και} \quad E(E_t E'_s) = \begin{cases} \Omega & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$$

$$\begin{bmatrix} s_t \\ m_t \\ y_t \\ i_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \\ a_4^0 \\ a_5^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & \dots & a_{15}^1 \\ a_{21}^1 & \dots & a_{25}^1 \\ \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ a_{s1}^1 & \dots & a_{s5}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \\ p_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^5 & \dots & a_{15}^5 \\ a_{21}^5 & \dots & a_{25}^5 \\ \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ a_{s1}^5 & \dots & a_{s5}^5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-5} \\ m_{t-5} \\ y_{t-5} \\ i_{t-5} \\ p_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix} \quad (4.1.3)$$

Εκτιμούμε το VAR του RID Model. Παρόλο που τα κατάλοιπα του VAR είναι IID, οι συντελεστές της εξίσωσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας, όπως φαίνεται και από το διάγραμμα 4.1, είναι ασταθείς διαχρονικά.

Διάγραμμα 4.1: Σταθερότητα του RID Model (USD/YEN) (1974-1998)



Όπως βλέπουμε, οι συντελεστές των εξισώσεων της σχετικής προσφοράς χρήματος, του σχετικού εισοδήματος και του σχετικού επιτοκίου είναι σταθεροί διαχρονικά σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Η εξίσωση όμως της συναλλαγματικής ισοτιμίας, που είναι αυτή που μας ενδιαφέρει περισσότερο, παρουσιάζει αστάθεια προς το τέλος της περιόδου του δείγματος. Το VAR στο σύνολό του μπορεί να είναι σταθερό, η σημαντικότητα όμως της εξίσωσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας δε μας επιτρέπει να αγνοήσουμε το πρόβλημα αυτό. Επειδή η αστάθεια παρουσιάζεται προς

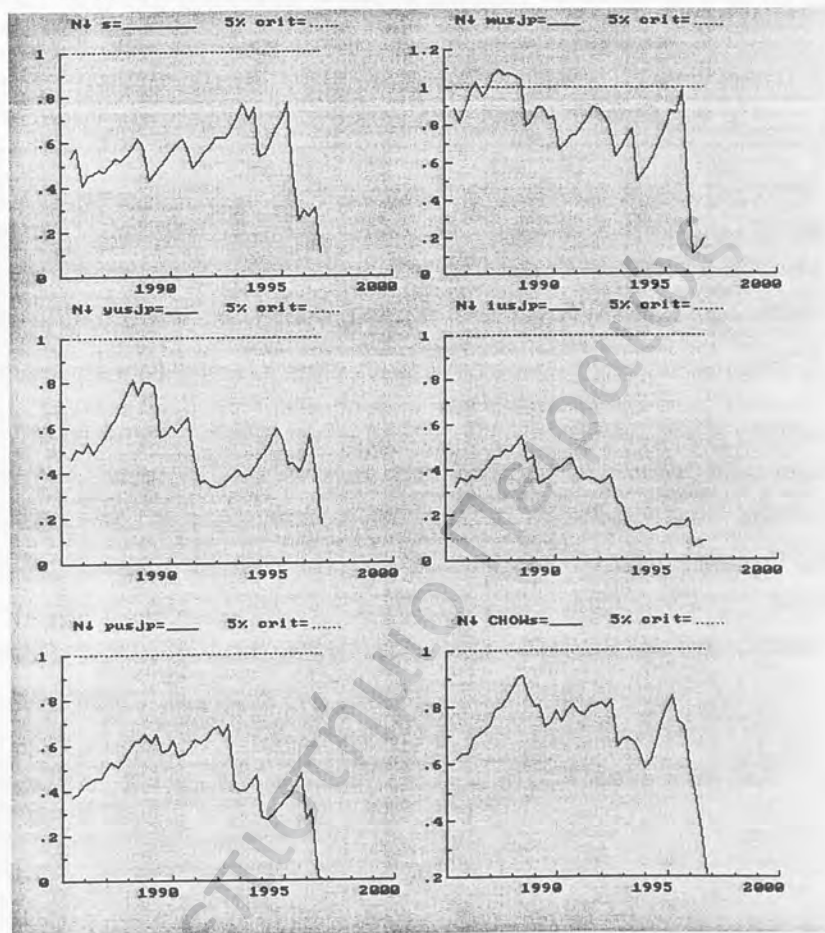
το τέλος της περιόδου, αποφασίζουμε να βγάλουμε από το δείγμα τις τελευταίες οκτώ παρατηρήσεις. Επομένως, αυτό καλύπτει πλέον την περίοδο 1974:1 έως 1996:4 (92 παρατηρήσεις). Επανεκτιμούμε το VAR με βάση το νέο δείγμα (βλ. πίνακα Β.1 στο Παράρτημα Β), και ελέγχουμε τα κατάλοιπα των εξισώσεων.

Πίνακας 4.3: Έλεγχος καταλοίπων του VAR του RID (USD/YEN)

Variables	Test	Value	Probability
s	AR 1- 5F( 5, 56)	3.7337	[0.0055] **
m-m*	AR 1- 5F( 5, 56)	1.1492	[0.3456]
y-y*	AR 1- 5F( 5, 56)	1.4186	[0.2318]
i-i*	AR 1- 5F( 5, 56)	0.5982	[0.7014]
p-p*	AR 1- 5F( 5, 56)	1.1349	[0.3528]
s	Normality $\chi^2(2)$	1.8134	[0.4039]
m-m*	Normality $\chi^2(2)$	8.1915	[0.0166] *
y-y*	Normality $\chi^2(2)$	1.4319	[0.4887]
i-i*	Normality $\chi^2(2)$	24.652	[0.0000] **
p-p*	Normality $\chi^2(2)$	2.0765	[0.3541]
s	ARCH 4 F( 4, 53)	0.57675	[0.6807]
m-m*	ARCH 4 F( 4, 53)	0.61414	[0.6543]
y-y*	ARCH 4 F( 4, 53)	1.5528	[0.2005]
i-i*	ARCH 4 F( 4, 53)	0.29351	[0.8809]
p-p*	ARCH 4 F( 4, 53)	0.4924	[0.7413]
s	Hsc F(50, 10)	0.19558	[1.0000]
m-m*	Hsc F(50, 10)	0.26454	[0.9992]
y-y*	Hsc F(50, 10)	0.32424	[0.9960]
i-i*	Hsc F(50, 10)	0.75754	[0.7541]
p-p*	Hsc F(50, 10)	0.32211	[0.9962]

Το μόνο πρόβλημα που παρουσιάζει ο πίνακας 4.3 είναι η αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων της εξίσωσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Η συνολική εικόνα όμως του VAR είναι ενισχυτική της άποψης ότι τα κατάλοιπα των εξισώσεων είναι IID. Στη συνέχεια εξετάζουμε τη σταθερότητα του νέου υποδείγματος.

Διάγραμμα 4.2: Σταθερότητα του RID Model (USD/YEN) (1974-1996)



Τα παραπάνω διαγράμματα δείχνουν ότι βασιζόμενοι στο νέο δείγμα, οι συντελεστές όλων των εξισώσεων είναι σταθεροί διαχρονικά σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Τα όποια προβλήματα της σχετικής προσφοράς χρήματος φαίνεται ότι είναι οριακά. Αφού λοιπόν, το μοντέλο είναι σταθερό διαχρονικά, μπορούμε να κάνουμε έλεγχο για cointegration.



### 4.1.3. Έλεγχος για Cointegration

Τα αποτελέσματα για την ύπαρξη cointegration στο RID Model παρουσιάζονται στον επόμενο πίνακα.

Πίνακας 4.4: Cointegration Test για το RID Model (USD/YEN)

Eigenvalues	H <sub>0</sub> :rank=p	λmax	λmax-β.ε.	95%	Trace	Trace-β.ε.	95%
0.359529	p = 0	38.76*	27.62	33.5	93.85**	66.88	68.5
0.220049	p <= 1	21.62	15.41	27.1	55.09**	39.26	47.2
0.19486	p <= 2	18.86	13.44	21.0	33.46*	23.85	29.7
0.126095	p <= 3	11.73	8.357	14.1	14.61	10.41	15.4
0.0325815	p <= 4	2.882	2.054	3.8	2.882	2.054	3.8

Όπως φαίνεται από τον πίνακα, τα δύο στατιστικά για την ύπαρξη cointegration (λmax και trace) δεν συμφωνούν ως προς τον αριθμό των cointegrating relations. Παρατηρώντας όμως τις ιδιοτιμές του πίνακα Π, βλέπουμε ότι δεν είναι ομαλά κατανομημένες - η πρώτη από τη δεύτερη απέχει σημαντικά -. Στις περιπτώσεις αυτές το στατιστικό λmax μας δίνει πιο αξιόπιστα αποτελέσματα (Kasa 1992). Επομένως rank(Π) = 1. Ο έλεγχος των πινάκων C και B για rank(Π) = 1 μας δίνει τα παρακάτω αποτελέσματα.

Πίνακας 4.5: Έλεγχος των πινάκων C και B για το RID Model (USD/YEN)

Rank = 1

Μεταβλητή	Συντελεστής	Είδος Ελέγχου	χ <sup>2</sup> (1)	Probability
s	c <sub>11</sub>	Adjust	0.76019	0.3833
s	b <sub>11</sub>	C. Vector	4.0556	0.044*
m	b <sub>21</sub>	C. Vector	2.1853	0.1393
y	b <sub>31</sub>	C. Vector	4.4716	0.0345*
i	b <sub>41</sub>	C. Vector	3.8841	0.0487*
p	b <sub>51</sub>	C. Vector	0.015321	0.9015

Όπως βλέπουμε από τον πίνακα 4.5, η συναλλαγματική ισοτιμία, το σχετικό εισόδημα και το σχετικό επιτόκιο συμμετέχουν σε μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, αλλά η τιμή συναλλάγματος δεν προσαρμόζεται σ'αυτήν. Το cointegrating vector είναι:

$$s - 1.568(m - m^*) + 4.349(y - y^*) + 22.88(i - i^*) + 0.567(p - p^*)$$

Η σχετική προσφορά χρήματος και ο σχετικός πληθωρισμός δε συμμετέχουν στο cointegrating vector. Τα πρόσημα είναι σύμφωνα με τη θεωρία, αλλά η τιμή συναλλάγματος δεν προσαρμόζεται στη σχέση αυτή. Αυτό σημαίνει απόρριψη του RID Model για την ισοτιμία δολαρίου/γεν για την περίοδο 1974 -1996. Ο πίνακας 4.5 όμως, μας δίνει μια ακόμη σημαντική πληροφορία: ο σχετικός πληθωρισμός δε συμμετέχει στην cointegration σχέση, στοιχείο, το οποίο σε συνδυασμό με την πιθανή στασιμότητα αυτής της σειράς συνηγείται στην εξέταση του Sticky Price Model.

## 4.2. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ STICKY PRICE MODEL

### 4.2.1. Εκτίμηση του VAR - Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος

Το Sticky Price του Dornbusch σύμφωνα με την (1.3.10) δίνεται από τη σχέση:

$$s_t = b_0 + b_1(m_t - m^*_t) + b_2(y_t - y^*_t) + b_3(i_t - i^*_t) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2_\varepsilon) \quad (4.2.1)$$

Το order του VAR που μας δίνει IID κατάλοιπα είναι πέντε. Το VAR(5) στην περίπτωση του SP Model υπό μορφή πινάκων είναι το εξής:

$$\begin{bmatrix} s_t \\ m_t \\ y_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}^0 \\ a_{21}^0 \\ a_{31}^0 \\ a_{41}^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & \cdot & \cdot & a_{14}^1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{41}^1 & \cdot & \cdot & a_{44}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^5 & \cdot & \cdot & a_{14}^5 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{41}^5 & \cdot & \cdot & a_{44}^5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-5} \\ m_{t-5} \\ y_{t-5} \\ i_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (4.2.2)$$

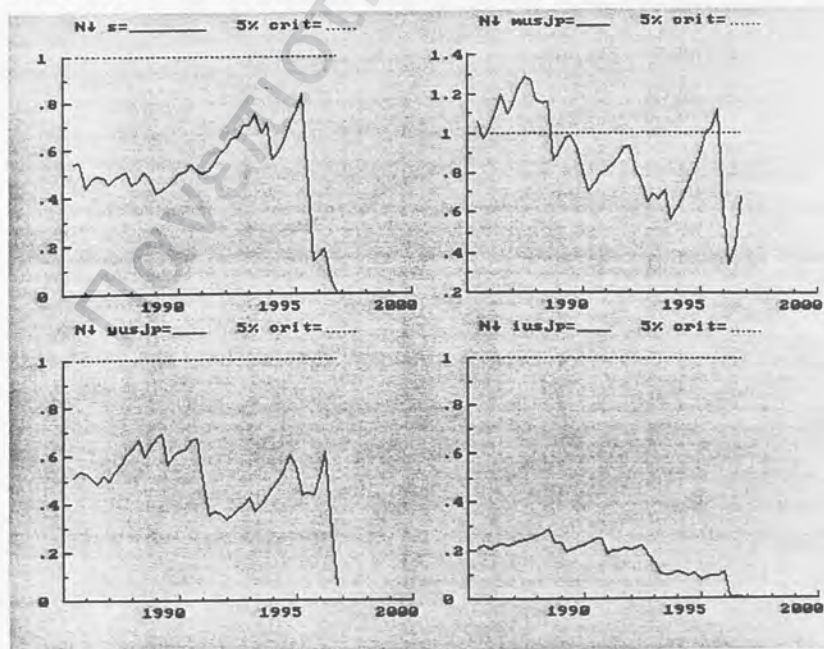
Εκτιμούμε το VAR(5) σε ολόκληρο το αρχικό μας δείγμα (1974 -1998) και ενώ τα κατάλοιπα είναι IID, οι συντελεστές της εξίσωσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας, είναι, όπως και στο RID Model, ασταθείς διαχρονικά (βλ. διάγραμμα Β.6 στο Παράρτημα Β). Εκτιμούμε το VAR(5) (βλ. πίνακα Β.2 στο Παράρτημα Β) έχοντας αφαιρέσει τις τελευταίες οκτώ παρατηρήσεις και ελέγχουμε τα κατάλοιπα.

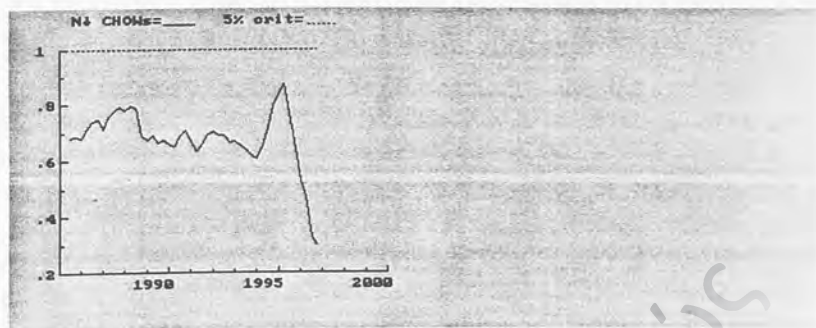
Πίνακας 4.6: Έλεγχος καταλοίπων του VAR του SP (USD/YEN)

Variables	Test	Value	Probability
s	AR 1- 5F( 5, 61)	1.2547	[0.2951]
m-m*	AR 1- 5F( 5, 61)	0.44514	[0.8152]
y-y*	AR 1- 5F( 5, 61)	1.4856	[0.2077]
i-i*	AR 1- 5F( 5, 61)	0.46091	[0.8038]
s	Normality $\chi^2(2)$	0.63347	[0.7285]
m-m*	Normality $\chi^2(2)$	6.5639	[0.0376] *
y-y*	Normality $\chi^2(2)$	0.075795	[0.9628]
i-i*	Normality $\chi^2(2)$	30.602	[0.0000] **
s	ARCH 4 F( 4, 58)	0.18834	[0.9436]
m-m*	ARCH 4 F( 4, 58)	0.57951	[0.6787]
y-y*	ARCH 4 F( 4, 58)	1.4912	[0.2167]
i-i*	ARCH 4 F( 4, 58)	0.28911	[0.8839]
s	Hsc F(40, 25)	0.56548	[0.9475]
m-m*	Hsc F(40, 25)	0.61457	[0.9172]
y-y*	Hsc F(40, 25)	0.45333	[0.9876]
i-i*	Hsc F(40, 25)	1.1461	[0.3650]

Ο πίνακας 4.6 καταδεικνύει ότι τα κατάλοιπα είναι IID. Στα επόμενα διαγράμματα ελέγχεται η σταθερότητα του υποδείγματος.

Διάγραμμα 4.3: Σταθερότητα του SP Model (USD/YEN) (1974-1996)





Οριακό πρόβλημα σταθερότητας παρουσιάζει μόνο η εξίσωση της σχετικής προσφοράς χρήματος, το οποίο δεν είναι ανησυχητικό. Εξάλλου, όπως φαίνεται και από το τελευταίο διάγραμμα, συνολικά το υπόδειγμα είναι σταθερό.

#### 4.2.2. Έλεγχος για Cointegration

Τα αποτελέσματα για την ύπαρξη cointegration στο SP Model παρουσιάζονται στον πίνακα 4.7.

Πίνακας 4.7: Cointegration Test για το SP Model (USD/YEN)

Eigenvalue:	H <sub>0</sub> :rank=p	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max}-\beta.e.$	95%	Trace	Trace- $\beta.e.$	95%
0.344784	p = 0	36.78**	28.33*	27.1	68.82**	53*	47.2
0.193081	p ≤ 1	18.66	14.37	21.0	32.04*	24.67	29.7
0.121511	p ≤ 2	11.27	8.68	14.1	13.37	10.3	15.4
0.0238773	p ≤ 3	2.103	1.619	3.8	2.103	1.619	3.8

Το τεστ του Johansen για την ύπαρξη cointegration συνηγορεί υπέρ της ύπαρξης μιας τουλάχιστο μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας, δηλαδή  $\text{rank}(\Pi) = 1$ , παρά το γεγονός ότι και σ'αυτή την περίπτωση τα δύο στατιστικά δε συμφωνούν οριακά. Κατόπιν, ελέγχουμε τους πίνακες C και B.

Πίνακας 4.8: Έλεγχος των πινάκων C και B για το SP Model (USD/YEN)

Rank = 1

Μεταβλητή	Συντελεστής	Είδος Ελέγχου	$\chi^2(1)$	Probability
s	c <sub>11</sub>	Adjust	0.6782	0.4102

<b>s</b>	b <sub>11</sub>	C. Vector	16.885	0.0000**
<b>m</b>	b <sub>21</sub>	C. Vector	8.732	0.0031**
<b>y</b>	b <sub>31</sub>	C. Vector	9.8735	0.0017**
<b>i</b>	b <sub>41</sub>	C. Vector	1.8875	0.1695

Τα αποτελέσματα είναι παρόμοια με αυτά του RID Model. Υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας στην οποία συμμετέχουν η συναλλαγματική ισοτιμία, η σχετική προσφορά χρήματος και το σχετικό εισόδημα (το σχετικό επιτόκιο στην περίπτωση αυτή μένει απ' έξω), η τιμή συναλλάγματος όμως δεν προσαρμόζεται. Η cointegrating relation είναι:

$$s - 1.681(m-m^*) + 4.998(y-y^*) + 8.502(i-i^*)$$

Το σχετικό επιτόκιο δε συμμετέχει στο cointegrating vector. Τα πρόσημα είναι τα αναμενόμενα και το θετικό στοιχείο είναι η παρουσία του σχετικού εισοδήματος και στο RID, αλλά και στο SP Model με το σωστό πρόσημο και την ίδια περίπου απόλυτη τιμή. Παρόλα αυτά το SP Model απορρίπτεται για την ισοτιμία δολαρίου/γεν την περίοδο 1974-1996. Το γεγονός ότι το σχετικό επιτόκιο δε συμμετέχει στο cointegrating vector συνηγορεί υπέρ της εξέτασης και του απλού Flexible Price Monetary Model.

### 4.3. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ FLEXIBLE PRICE MONETARY MODEL

#### 4.3.1. Εκτίμηση του VAR – Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος

Η μακροχρόνια έκδοση του απλού Flexible Price Monetary Model αποδείχτηκε ότι είναι

$$s_t = a_1 + a_2(m_t - m_t^*) + a_3(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4.3.1)$$

Το VAR της (4.3.1) που μας δίνει IID κατάλοιπα είναι το VAR(5), το οποίο σε μορφή πινάκων γράφεται:

$$\begin{bmatrix} s_t \\ m_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & \cdot & a_{13}^1 \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{31}^1 & \cdot & a_{33}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^5 & \cdot & a_{13}^5 \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{31}^5 & \cdot & a_{33}^5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-5} \\ m_{t-5} \\ y_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (4.3.2)$$

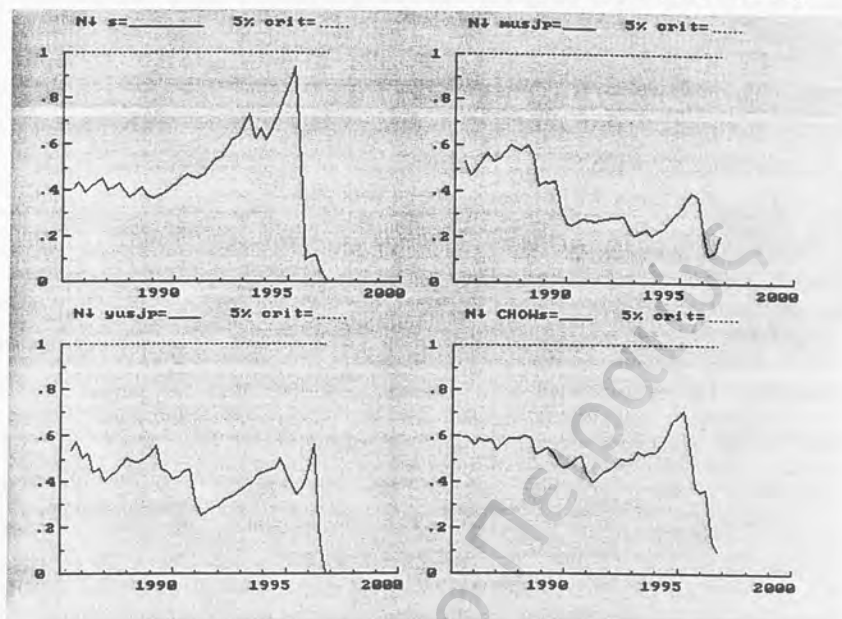
Εκτιμούμε το VAR(5) σε ολόκληρο το αρχικό μας δείγμα (1974 –1998). Τα κατάλοιπα είναι IID, το υπόδειγμα μας όμως συνολικά είναι ασταθές λόγω της αστάθειας των συντελεστών της εξίσωσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας (βλ. διάγραμμα B.7 στο Παράρτημα Β). Εκτιμούμε το VAR(5) (βλ. πίνακα Β.3 στο Παράρτημα Β) έχοντας αφαιρέσει τις τελευταίες οκτώ παρατηρήσεις και ελέγχουμε τα κατάλοιπα.

Πίνακας 4.9: Έλεγχος καταλοίπων του VAR του FP (USD/YEN)

Variables	Test	Value	Probability
s	AR 1- 5F( 5, 66)	0.67481	[0.6440]
m-m*	AR 1- 5F( 5, 66)	0.59136	[0.7066]
y-y*	AR 1- 5F( 5, 66)	2.0701	[0.0802]
s	Normality $\chi^2(2)$	0.60179	[0.7402]
m-m*	Normality $\chi^2(2)$	9.4156	[0.0090]**
y-y*	Normality $\chi^2(2)$	2.2285	[0.3282]
s	ARCH 4 F( 4, 63)	0.55486	[0.6962]
m-m*	ARCH 4 F( 4, 63)	6.1205	[0.0003]**
y-y*	ARCH 4 F( 4, 63)	0.23229	[0.9192]
s	Hsc F(30, 40)	0.93374	[0.5724]
m-m*	Hsc F(30, 40)	1.1805	[0.3084]
y-y*	Hsc F(30, 40)	0.43829	[0.9894]

Όπως φαίνεται από τον πίνακα 4.9 τα κατάλοιπα όλων των εξισώσεων είναι IID. Σταθερό είναι και το υπόδειγμα συνολικά, όπως αποδεικνύεται από τα παρακάτω διαγράμματα.

Διάγραμμα 4.4: Σταθερότητα του FP Model (USD/YEN) (1974-1996)



#### 4.3.2. Έλεγχος για Cointegration

Τα αποτελέσματα για την ύπαρξη cointegration στο FP Model παρουσιάζονται στον πίνακα 4.10.

Πίνακας 4.10: Cointegration Test για το FP Model (USD/YEN)

Eigenvalue:	H <sub>0</sub> :rank=p	λmax	λmax-β.ε.	95%	Trace	Trace-β.ε.	95%
0.170966	p = 0	16.31	13.5	21.0	25.66	21.24	29.7
0.0824842	p ≤ 1	7.489	6.198	14.1	9.348	7.736	15.4
0.0211354	p ≤ 2	1.858	1.538	3.8	1.858	1.538	3.8

Το τεστ του Johansen αδυνατεί να εντοπίσει κάποιο cointegrating vector ανάμεσα στη συναλλαγματική ισοτιμία και τις λοιπές μεταβλητές. Επομένως, το Flexible Price Monetary Model δεν ισχύει για την ισοτιμία δολαρίου/γεν την περίοδο 1974 – 1996.

#### 4.4. ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ PPP

Εφόσον τα εμπειρικά δεδομένα δεν υποστηρίζουν τα νομισματικά μοντέλα ως υποδείγματα προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου/γεν, ελέγχουμε την ισχύ του PPP σε μια απόπειρα αναζήτησης των λόγων της κακής προσαρμογής τους. Η σχέση αυτή, όπως είπαμε, εκφράζεται λογαριθμικά ως

$$s = pr - pr^*$$

όπου  $s$  η συναλλαγματική ισοτιμία και  $pr$  και  $pr^*$  το εγχώριο και ξένο επίπεδο τιμών αντίστοιχα.

Ο έλεγχος για unit root που απεικονίζεται στον πίνακα 4.11 αδυνατεί να απορρίψει τη μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στο χαρακτηριστικό πολυώνυμο των χρονοσειρών.

Πίνακας 4.11: ADF τεστ για το PPP (USD/YEN)

	$s$	$pr$	$pr^*$
(C, t, lags)	(C,t,2)	(C,t,3)	(C,t,4)
<b>t-ADF</b>	-2.26	-1.018	-2.279

Όπως στην περίπτωση της ισοτιμίας δολαρίου/στερλίνας, έτσι και εδώ αναζητούμε μία περίοδο του δείγματος που να μας δίνει μία και μόνο cointegration σχέση. Η περίοδος αυτή είναι 1981:2 – 1996:4. Εκτιμούμε το VAR(2), το οποίο μας δίνει IID κατάλοιπα και οι συντελεστές του είναι διαχρονικά σταθεροί. Το τεστ του Johansen μας δίνει τα εξής αποτελέσματα:

Πίνακας 4.12: Cointegration Test για το PPP (USD/YEN)

Eigenvalues	H <sub>0</sub> :rank=p	$\lambda_{max}$	$\lambda_{max-\beta.e}$	95%	Trace	Trace- $\beta.e$	95%
<b>0.310503</b>	$p = 0$	23.42*	21.19*	21.0	32.84*	29.72*	29.7
<b>0.0919079</b>	$p \leq 1$	6.074	5.495	14.1	9.421	8.523	15.4
<b>0.0517361</b>	$p \leq 2$	3.347	3.028	3.8	3.347	3.028	3.8

Στη συνέχεια, ελέγχουμε τους πίνακες C και B για  $\text{rank}(\Pi) = 1$ .



**Πίνακας 4.13: Έλεγχος των πινάκων C και B για το PPP (USD/YEN)**

Rank = 1				
Μεταβλητή	Συντελεστής	Είδος Ελέγχου	$\chi^2(1)$	Probability
s	c <sub>11</sub>	Adjust	4.6213	0.0316*
s	b <sub>11</sub>	C. Vector	15.754	0.0001**
pr	b <sub>21</sub>	C. Vector	2.5909	0.2072
pr*	b <sub>31</sub>	C. Vector	0.05542	0.8139

Η συναλλαγματική ισοτιμία συμμετέχει και προσαρμόζεται στην cointegration σχέση, αλλά καμία από τις άλλες δύο μεταβλητές δε συμμετέχει σ'αυτήν. Αυτό σημαίνει ότι το PPP δεν ισχύει για την ισοτιμία δολαρίου/γεν την περίοδο 1981 – 1996.

#### 4.5. ΣΥΝΟΨΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Και τα τρία νομισματικά μοντέλα αδυνατούν να προσδιορίσουν τη συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου/γεν την περίοδο 1974 – 1998. Στην συγκεκριμένη περίπτωση αντιμετωπίσαμε το πρόβλημα της αστάθειας των συντελεστών της εξίσωσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας, προς το τέλος της περιόδου του δείγματος. Το γεγονός αυτό μας ανάγκασε να αφαιρέσουμε από το αρχικό δείγμα τις τελευταίες οκτώ παρατηρήσεις, για να καταλήξουμε σε σταθερό υπόδειγμα. Αξίζει επίσης να σημειώσουμε την οριακή αστάθεια που επέδειξε η εξίσωση της σχετικής προσφοράς χρήματος, η οποία ακριβώς επειδή ήταν οριακή δε χρειάστηκε να τη μοντελοποιήσουμε.

Όσον αφορά το RID, ο έλεγχος των πινάκων C και B έδειξε ότι υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας, του σχετικού εισοδήματος και του σχετικού επιτοκίου με πρόσημα σύμφωνα με τη θεωρία, αλλά η συναλλαγματική ισοτιμία δεν προσαρμόζεται. Η απουσία των λοιπών μεταβλητών και το γεγονός ότι η συναλλαγματική ισοτιμία δεν προσαρμόζεται είναι στοιχεία επαρκή για την απόρριψη του RID Model.

Το Sticky Price δεν διέφερε σε πολλά από το RID. Στο cointegrating vector συμμετέχουν η συναλλαγματική ισοτιμία, το σχετικό εισόδημα και η σχετική προσφορά χρήματος με τα αναμενόμενα πρόσημα, αν και η πρώτη δεν

προσαρμόζεται. Αξιοσημείωτη είναι η παραμονή του σχετικού εισοδήματος στο cointegrating vector και στο μοντέλο αυτό. Παρά ταύτα, και το Sticky Price δε φαίνεται να υποστηρίζεται από τα δεδομένα για την ισοτιμία δολαρίου/γεν.

Το Flexible Price τυγχάνει της ίδιας κακής προσαρμογής που έχει και για την ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας. Και εδώ το τεστ του Johansen αδυνατεί να εντοπίσει κάποια cointegration σχέση.

Τέλος, ο έλεγχος του PPP δεν παρέχει υποστήριξη στα νομισματικά μοντέλα. Η σχέση αυτή δε φαίνεται να ισχύει για την ισοτιμία δολαρίου/γεν την περίοδο 1981 – 1996.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

## ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ USD/DM

### 5.1. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ REAL INTEREST DIFFERENTIAL MODEL

#### 5.1.1. Περιγραφή των δεδομένων – Έλεγχος για Unit Root

Το δείγμα, όπως και στις άλλες δύο περιπτώσεις, αποτελείται από εκατό τριμηνιαίες παρατηρήσεις που καλύπτουν την περίοδο 1974:1 – 1998:4. Εξετάζουμε αρχικά το RID Model το οποίο από την (1.4.6) γράφεται:

$$s = c_0 + c_1(m - m^*) + c_2(y - y^*) + c_3(i - i^*) + c_4(p - p^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2_\varepsilon) \quad (5.1.1)$$

Οι μεταβλητές ενδιαφέροντος είναι η συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου/μάρκου  $s$ , η σχετική προσφορά χρήματος ( $m - m^*$ ), το σχετικό εισόδημα ( $y - y^*$ ), το σχετικό επιτόκιο ( $i - i^*$ ) και ο σχετικός πληθωρισμός ( $p - p^*$ ). Εγχώριο νόμισμα είναι το δολάριο και με αστεράκι συμβολίζονται τα οικονομικά μεγέθη της Γερμανίας. Όλες οι μεταβλητές εκφράζονται ως φυσικοί λογάριθμοι. Πριν προχωρήσουμε στην εκτίμηση του VAR, σκόπιμο είναι να περιγράψουμε τις χρονοσειρές και να εξετάσουμε τις βασικές ιδιότητές τους.

Το διάγραμμα της ισοτιμίας δολαρίου/μάρκου ( $s$ ) (βλ. Παράρτημα Γ), φανερώνει μια ελαφρά μακροχρόνια τάση υποτίμησης του αμερικάνικου νομίσματος ως προς το μάρκο καθόλη την εξεταζόμενη περίοδο. Οι διακυμάνσεις είναι έντονες, αλλά το στοιχείο της τάσης είναι ευδιάκριτο. Εξαιρέση αποτελεί η χρονική περίοδος 1980-85, κατά την οποία το δολάριο ανατιμάται έντονα έναντι του μάρκου, φαινόμενο το οποίο συναντήσαμε και στις ισοτιμίες δολαρίου/στερλίνας και δολαρίου/γεν.

Αντίθετα με τη συναλλαγματική ισοτιμία, η σχετική προσφορά χρήματος ( $m - m^*$ ) έχει διαφορετική κατεύθυνση: η τάση της είναι πτωτική με κύκλους μεσομακροπρόθεσμου χαρακτήρα. Σε πρώτη φάση κατέρχεται σταδιακά μέχρι το 1979. Από το 1979 μέχρι το 1987 ακολουθεί ανοδική πορεία και από εκεί και έπειτα σημειώνει πτώση, στοιχείο που αποκαλύπτει το γεγονός ότι τα τελευταία χρόνια η

προσφορά χρήματος στη Γερμανία αυξάνεται με ρυθμούς ταχύτερους από την προσφορά χρήματος στην Αμερική.

Το σχετικό εισόδημα ( $y-y^*$ ) παρουσιάζει ανοδική τάση με έντονες βραχυχρόνιες διακυμάνσεις μέχρι το 1983. Στη συνέχεια, παρατηρείται μια εντονότερη ανοδική πορεία μέχρι και το 1989. Από το 1989 μέχρι το 1991 σημειώνει κατακόρυφη σχεδόν πτώση, που αποδίδεται στη μίνι ύφεση που έζησε η Αμερική την περίοδο εκείνη. Από το 1991 και μετά όμως, ανέρχεται και πάλι έντονα ανοδικά λόγω της αύξησης της παραγωγικότητας στην Αμερική και της περιοριστικής νομισματικής και δημοσιονομικής πολιτικής στη Γερμανία, που επέβαλε η συνθήκη του Μάαστριχτ.

Το σχετικό επιτόκιο ( $i-i^*$ ) παρουσιάζει έντονες διακυμάνσεις, φαίνεται όμως να παλινδρομεί γύρω από το μηδέν. Αξιοσημείωτη είναι η κατακόρυφη πτώση του από το 1988 μέχρι και το 1992, έτος που φτάνει στο κατώτατο σημείο του. Η μεγάλη αυτή μεταβολή αποδίδεται στα χαμηλά αμερικανικά επιτόκια της περιόδου εκείνης για την αντιμετώπιση της μίνι ύφεσης στην Αμερική και στα υψηλά γερμανικά επιτόκια που επέβαλε η γερμανική κεντρική τράπεζα για την αντιμετώπιση του πληθωρισμού. Από το 1992 και μετά όμως, το σχετικό επιτόκιο επανέρχεται στα επίπεδα στα οποία εκκινείτο πριν από το 1988.

Εντονότερες διακυμάνσεις μεσοπρόθεσμου χαρακτήρα παρουσιάζει ο σχετικός πληθωρισμός ( $p-p^*$ ), ο οποίος φαίνεται ότι μακροχρόνια παλινδρομεί γύρω από μία σταθερά. Ενώ βαίνει πτωτικός μέχρι το 1975, αποκτά έντονη ανοδική τάση στη συνέχεια, μέχρι το 1979, έτος στο οποίο φτάνει στο ανώτατο σημείο του. Κατόπιν μειώνεται δραστικά μέχρι το 1983, για να καταλήξει σε επίπεδα χαμηλότερα από αυτά του 1975. Από το 1983 αυξάνεται, αρχικά, και στη συνέχεια παλινδρομεί γύρω από κάποιο επίπεδο μέχρι το 1990, έτος κατά το οποίο σημειώνει κατακόρυφη πτώση, για να φτάσει στο κατώτατο σημείο του το 1991. Από το 1991 και έπειτα, αρχίζει πάλι και ανέρχεται και τα τελευταία χρόνια κυμαίνεται σε επίπεδα ελαφρώς υψηλότερα του μηδενός. Στον επόμενο πίνακα συνοψίζονται τα κυριότερα περιγραφικά στατιστικά των προηγούμενων μεταβλητών.

**Πίνακας 5.1: Περιγραφικά στατιστικά των χρονοσειρών του RID (USD/DM)**

	$s$	$m-m^*$	$y-y^*$	$i-i^*$	$p-p^*$
<b>Mean</b>	-0.684	1.202	2.343	0.002	0.019

<b>Median</b>	-0.616	1.196	2.350	0.003	0.016
<b>Maximum</b>	-0.334	1.429	2.482	0.012	0.079
<b>Minimum</b>	-1.180	0.814	2.237	-0.017	-0.030
<b>Std. Deviation</b>	0.212	0.137	0.065	0.006	0.022
<b>Skewness</b>	-0.353	-0.902	0.100	-0.976	0.573
<b>Kurtosis</b>	1.992	3.790	1.840	3.512	3.667
<b>Jarque-Bera</b>	6.311	16.162	5.766	16.978	7.343
<b>Probability</b>	0.042	0.0003	0.056	0.0002	0.025
<b>Observations</b>	100	100	100	100	100

Ακολουθεί ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (unit root) με το ADF τεστ.

Πίνακας 5.2: ADF τεστ των χρονοσειρών του RID (USD/DM)

	s	m-m'	y-y'	i-i'	p-p'
<b>(C, t, lags)</b>	(C,t,1)	(C,t,2)	(C,t,4)	(0,2)	(C,4)
<b>β</b>	-0.069	-0.011	-0.112	-0.082	-0.055
<b>t-ADF</b>	-2.193	-0.683	-2.642	-1.646	-1.829

(C,t,lag): Συμβολίζει την ύπαρξη σταθεράς (C), τάσης (t) και τον αριθμό των υστερήσεων (lags) στην εξίσωση στην οποία εφαρμόζεται το ADF τεστ και μας δίνει IID κατάλοιπα.

β: Ο συντελεστής του  $y_{t-1}$ .

t-ADF: Η τιμή t του β.

Κριτικές τιμές χωρίς σταθερά & τάση: 10%=-1.62, 5%=-1.94, 1%=-2.59 (Mac Kinnon)

Κριτικές τιμές για σταθερά: 10%=-2.58, 5%=-2.89, 1%=-3.49 (Mac Kinnon)

Κριτικές τιμές για σταθερά και τάση: 10%=-3.15, 5%=-3.46, 1%=-4.05 (Mac Kinnon)

\* Απόρριψη της  $H_0$  (unit root) σε επίπεδο 5%.

\*\* Απόρριψη της  $H_0$  (unit root) σε επίπεδο 1%.

Όπως βλέπουμε, όλες οι σειρές του RID Model είναι καθαρά I(1). Ακόμα και ο σχετικός πληθωρισμός ικανοποιεί τη συνθήκη μη στασιμότητας, σε αντίθεση με τις δύο προηγούμενες ισοτιμίες. Συνεπώς, μπορούμε να εκτιμήσουμε με ασφάλεια το VAR χωρίς να ανησυχούμε για τη σωστή εξειδίκευση του υποδείγματος.

### 5.1.2. Εκτίμηση του VAR – Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος

Το VAR που μας δίνει IID κατάλοιπα είναι αυτό με order πέντε. Επομένως έχουμε να εκτιμήσουμε ένα VAR(5), το οποίο στην περίπτωση του RID Model έχει την εξής μορφή:

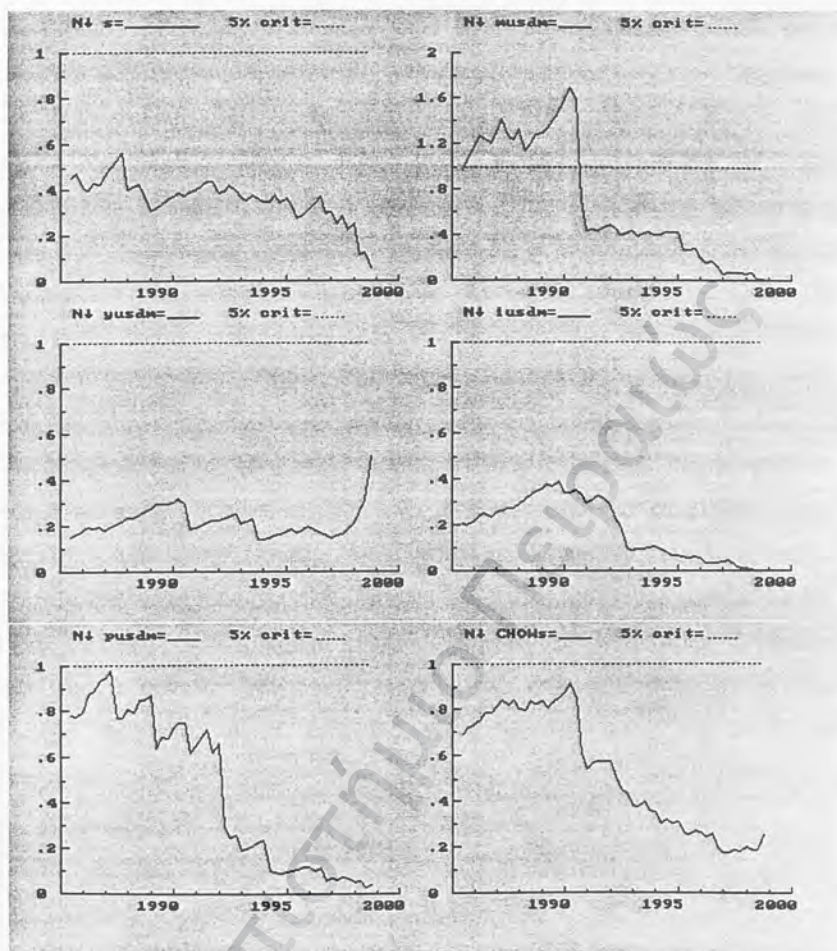
$$\text{VAR}(5) : \underset{(5 \times 1)}{Z_t} = \underset{(5 \times 1)}{A_0} + \underset{(5 \times 5)}{A_1} \underset{(5 \times 1)}{Z_{t-1}} + \underset{(5 \times 5)}{A_2} \underset{(5 \times 1)}{Z_{t-2}} + \dots + \underset{(5 \times 5)}{A_5} \underset{(5 \times 1)}{Z_{t-5}} + \underset{(5 \times 1)}{E_t}, \quad E_t \sim \text{NID}(0, \Omega) \quad (5.1.2)$$

$$\text{με } E(E_t) = 0 \quad \text{και} \quad E(E_t E'_s) = \begin{cases} \Omega & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$$

$$\begin{bmatrix} s_t \\ m_t \\ y_t \\ i_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \\ a_4^0 \\ a_5^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & \cdot & \cdot & \cdot & a_{15}^1 \\ a_{21}^1 & \cdot & \cdot & \cdot & a_{25}^1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{51}^1 & \cdot & \cdot & \cdot & a_{55}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \\ p_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^5 & \cdot & \cdot & \cdot & a_{15}^5 \\ a_{21}^5 & \cdot & \cdot & \cdot & a_{25}^5 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{51}^5 & \cdot & \cdot & \cdot & a_{55}^5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-5} \\ m_{t-5} \\ y_{t-5} \\ i_{t-5} \\ p_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix} \quad (5.1.3)$$

Εκτιμούμε το VAR του RID Model. Παρόλο που τα κατάλοιπα του VAR είναι IID, οι συντελεστές της εξίσωσης της σχετικής προσφοράς χρήματος, όπως φαίνεται και από το διάγραμμα 5.1, είναι ασταθείς διαχρονικά.

Διάγραμμα 5.1: Σταθερότητα του RID Model (USD/DM)



Όπως φαίνεται από τα διαγράμματα, όλες οι εξισώσεις έχουν σταθερούς διαχρονικά συντελεστές εκτός από την εξίσωση της σχετικής προσφοράς χρήματος. Επειδή η αστάθεια παρουσιάζεται από την αρχή μέχρι και τα μέσα της περιόδου του δείγματος δεν μπορούμε να τροποποιήσουμε το δείγμα ανάλογα για να καταλήξουμε σε σταθερό υπόδειγμα, όπως κάναμε στην ισοτιμία δολαρίου/γεν. Το πρόβλημα θα αντιμετωπιστεί με όρους περισσότερο οικονομετρικούς.

Συγκεκριμένα, θα υποθέσουμε ότι η σχετική προσφορά χρήματος είναι ασθενώς εξωγενής (weakly exogenous) ως προς τις παραμέτρους ενδιαφέροντος, που είναι το

σε παραμέτρων των λοιπων εξισώσεων, δηλαδή της εξίσωσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας, του σχετικού εισοδήματος, του σχετικού επιτοκίου και του σχετικού πληθωρισμού. Αυτό σημαίνει ότι δε χρειάζεται να εκτιμήσουμε την εξίσωση της σχετικής προσφοράς χρήματος στα πλαίσια του VAR(5), παρά το ότι η μεταβλητή αυτή θα συμμετέχει σε όλες τις εξισώσεις ως εξωγενής. Αν το νέο VAR που θα προκύψει έχει σταθερούς συντελεστές, τότε η σχετική προσφορά χρήματος είναι σούπερ εξωγενής (super exogenous) ως προς τις παραμέτρους ενδιαφέροντος. Η σούπερ εξωγένεια (super exogeneity) μιας τυχαίας μεταβλητής ως προς κάποιες παραμέτρους ενδιαφέροντος σημαίνει ότι οι τελευταίες παραμένουν σταθερές διαχρονικά σε οποιαδήποτε μεταβολή της κατανομής της πρώτης. Και επειδή η σούπερ εξωγένεια προϋποθέτει την ύπαρξη ασθενούς εξωγένειας, αν οι συντελεστές του νέου υποδείγματος είναι σταθεροί, η σχετική προσφορά χρήματος είναι και ασθενώς εξωγενής ως προς αυτούς. Με τον τρόπο αυτό θα καταλήξουμε σε ένα σταθερό VAR για να συνεχίσουμε την ανάλυση του RID Model. Αν όμως και το νέο υπόδειγμα έχει μη σταθερούς συντελεστές, δεν έχουμε σούπερ εξωγένεια, αλλά ένα ασταθές υπόδειγμα και η ανάλυση σταματάει εκεί. Ας δούμε όμως ποιο είναι το οικονομετρικό μοντέλο στο οποίο καταλήγουμε αν υποθέσουμε ότι η σχετική προσφορά χρήματος είναι ασθενώς εξωγενής ως προς τις παραμέτρους ενδιαφέροντος.

Ένα VAR(p) σε όρους πιθανότητας γράφεται ως εξής:

$$D(Z_1, Z_2, \dots, Z_T, \Theta) \stackrel{N, M(p), S}{=} D(Z_T | Z_{T-1}, Z_{T-2}, \dots, Z_{T-p}, \theta) D(Z_{T-p-1}, Z_{T-p-2}, \dots, Z_0, \theta_1) = \dots = \prod_{t=p}^T D(Z_t | Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-p}, \tilde{\Theta}) D(Z_{p-1}, Z_{p-2}, \dots, Z_0, \phi) = \prod_{t=p}^T D(Z_t | Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-p}, \tilde{\Theta}) \quad (5.1.4)$$

γιατί

$Z_{p-1}, Z_{p-2}, \dots, Z_0$ , είναι οι αρχικές συνθήκες (initial conditions). Ο  $Z_t$  είναι  $(n \times 1)$  πίνακας με  $n$  ενδογενείς μεταβλητές. Έστω  $Z_t = [X_t \ Y_t]'$ , όπου  $X_t$   $(k \times 1)$  πίνακας με  $k$  ενδογενείς μεταβλητές και  $Y_t$   $[(n-k) \times 1]$  πίνακας με τις υπόλοιπες  $(n-k)$  ενδογενείς μεταβλητές του πίνακα  $Z_t$ . Αν ο  $Y_t$  είναι ασθενώς εξωγενής ως προς τις παραμέτρους του  $X_t$ , η (5.1.4) παίρνει την εξής μορφή:



$$\prod_{t=p}^T D(Z_t | Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-p}, \tilde{\Theta}) = \prod_{t=p}^T D[(X_t, Y_t)' | Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-p}, \tilde{\Theta}] =$$

$$\prod_{t=p}^T D(X_t | Y_t, Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-p}, \tilde{\Theta}) D(Y_t | Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-p}, \lambda) =$$

$$\prod_{t=p}^T D(X_t | Y_t, Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-p}, \tilde{\Theta}) \quad (5.1.5)$$

αφού ο  $Y_t$  είναι ασθενώς εξωγενής ως προς τις παραμέτρους ενδιαφέροντος  $\tilde{\Theta}$ . Το VAR που παίρνουμε από την (5.1.5) και ονομάζεται conditional VAR, είναι:

$$X_t = A_0 + B Y_t + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + E_t, \quad E_t \sim NID(0, \Omega)$$

$$\begin{matrix} (k \times 1) & (k \times 1) & (k \times (n-k)) & ((n-k) \times 1) & (k \times n) & (n \times 1) & (k \times n) & (n \times 1) & \dots & (k \times n) & (n \times 1) & (k \times 1) \end{matrix} \quad (5.1.6)$$

$$\mu\epsilon \quad E(E_t) = 0 \quad \text{και} \quad E(E_t E_s') = \begin{cases} \Omega & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$$

Η (5.1.6) σε μορφή VECM (conditional VECM) γράφεται:

$$\Delta X_t = A_0 + \Pi Z_{t-1} + B \Delta Y_t + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + E_t \quad (5.1.7)$$

$$\begin{matrix} (k \times 1) & (k \times 1) & (k \times n) & (n \times 1) & (k \times (n-k)) & ((n-k) \times 1) & (k \times n) & (n \times 1) & \dots & (k \times n) & (n \times 1) & (k \times 1) \end{matrix}$$

όπου

$$\Pi = A_1 + A_2 + \dots + A_p - I = \sum_{k=1}^p A_k - I \quad \text{και}$$

$$\Gamma_s = -(A_{s+1} + A_{s+2} + \dots + A_p) \quad \text{for } s = 1, 2, \dots, p-1.$$

Στην περίπτωση του RID Model  $X_t = [s_t \ y_t \ i_t \ p_t]'$  και  $Y_t = [m_t]$  και η (5.1.7) για VAR(5) γράφεται ως:

$$\begin{bmatrix} \Delta s_t \\ \Delta y_t \\ \Delta i_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix}_{(4 \times 1)} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ \cdot \\ \cdot \\ a_4^0 \end{bmatrix}_{(4 \times 1)} + \begin{bmatrix} \pi_{11} & \cdot & \cdot & \cdot & \pi_{15} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \pi_{41} & \cdot & \cdot & \cdot & \pi_{45} \end{bmatrix}_{(4 \times 5)} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \\ p_{t-1} \end{bmatrix}_{(5 \times 1)} + \begin{bmatrix} b_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ b_4 \end{bmatrix}_{(4 \times 1)} + \begin{bmatrix} \Delta m_t \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix}_{(1 \times 1)} + \begin{bmatrix} \gamma_{11}^1 & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma_{15}^1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma_{41}^1 & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma_{45}^1 \end{bmatrix}_{(4 \times 5)} \begin{bmatrix} \Delta s_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta i_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \end{bmatrix}_{(5 \times 1)} + \dots + \begin{bmatrix} \gamma_{11}^4 & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma_{15}^4 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma_{41}^4 & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma_{45}^4 \end{bmatrix}_{(4 \times 5)} \begin{bmatrix} \Delta s_{t-4} \\ \Delta m_{t-4} \\ \Delta y_{t-4} \\ \Delta i_{t-4} \\ \Delta p_{t-4} \end{bmatrix}_{(5 \times 1)} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \cdot \\ \cdot \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix}_{(4 \times 1)} \quad (5.1.8)$$

Από την (5.1.7) παρατηρούμε ότι οι μακροχρόνιες επιδράσεις (long-run dynamics) δίνονται από τον όρο  $\Pi Z_{t-1}$  και οι βραχυχρόνιες επιδράσεις (short-run dynamics) από τους όρους  $\mathbf{B}\Delta Y_t$  και  $\sum_{s=1}^{p-1} \Gamma_s \Delta Z_{t-s}$ . Οι βραχυχρόνιες επιδράσεις διακρίνονται σε

βραχυχρόνιες διαχρονικές επιδράσεις  $[\sum_{s=1}^{p-1} \Gamma_s \Delta Z_{t-s}]$  (intertemporal dependence), που προκαλούνται από όλες τις μεταβλητές του υποδείγματος, και σε βραχυχρόνιες ταυτόχρονες επιδράσεις  $[\mathbf{B}\Delta Y_t]$  (contemporaneous dependence), που προκαλούνται από τις μεταβλητές για τις οποίες υποθέσαμε ασθενή εξωγένεια.

Το νέο υπόδειγμα έχει και μια άλλη ιδιαιτερότητα: ο πίνακας  $\Pi$  δεν είναι πλέον τετραγωνικός, επομένως δεν είναι δυνατό να εντοπιστεί το rank του. Τα αποτελέσματα του τεστ του Johansen δεν είναι πλέον αξιόπιστα και συνεπώς δεν μπορούμε να ελέγξουμε για cointegration. Για το λόγο αυτό καταφεύγουμε σε υποθέσεις όσον αφορά το rank του πίνακα  $\Pi$ . Οι υποθέσεις αυτές είναι οι εξής:

- ♦ **Rank( $\Pi$ ) = 0.** Στην περίπτωση αυτή δεν υπάρχει cointegration σχέση και συνεπώς ούτε μακροχρόνιες επιδράσεις. Για το λόγο αυτό ελέγχουμε για Granger Causality στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών για να εξετάσουμε τις βραχυχρόνιες επιδράσεις στη συναλλαγματική ισοτιμία.
- ♦ **Rank( $\Pi$ ) = 1.** Στην περίπτωση αυτή ελέγχουμε τους πίνακες C και B για να δούμε αν η συναλλαγματική συμμετέχει και προσαρμόζεται σε κάποια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Σημειώνουμε ότι υποθέτουμε  $\text{rank}(\Pi) = 1$ , γιατί όπως ειπώθηκε τα αποτελέσματα του τεστ για cointegration δεν είναι αξιόπιστα. Την περίπτωση για  $\text{rank}(\Pi) > 1$  δεν την εξετάζουμε, γιατί είναι δύσκολο να δώσουμε οικονομική ερμηνεία σε περισσότερες από μία σχέσεις ισορροπίας.

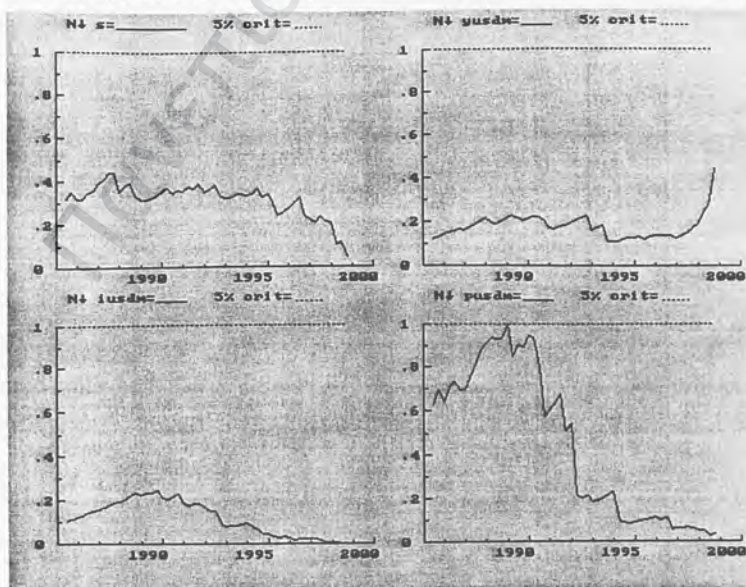
Μετά την παραπάνω ανάλυση εκτιμούμε το (5.1.6) (βλ. πίνακα Γ.1 στο παράρτημα Γ) και ελέγχουμε τα κατάλοιπα των επιμέρους εξισώσεων.

Πίνακας 5.3: Έλεγχος καταλοίπων του Cond. VAR του RID (USD/DM)

Variables	Test	Value	Probability
s	AR 1- 5F( 5, 63)	1.0766	[0.3819]
y-y*	AR 1- 5F( 5, 63)	1.1743	[0.3318]
i-i*	AR 1- 5F( 5, 63)	1.0088	[0.4201]
p-p*	AR 1- 5F( 5, 63)	2.0524	[0.0833]
s	Normality $\chi^2(2)$	2.6669	[0.2636]
y-y*	Normality $\chi^2(2)$	6.209	[0.0448] *
i-i*	Normality $\chi^2(2)$	15.321	[0.0005] **
p-p*	Normality $\chi^2(2)$	12.52	[0.0019] **
s	ARCH 4 F( 4, 60)	0.13031	[0.9708]
y-y*	ARCH 4 F( 4, 60)	1.202	[0.3194]
i-i*	ARCH 4 F( 4, 60)	1.8877	[0.1243]
p-p*	ARCH 4 F( 4, 60)	0.14382	[0.9650]
s	Hsc F(42, 25)	0.6663	[0.8798]
y-y*	Hsc F(42, 25)	0.74663	[0.8025]
i-i*	Hsc F(42, 25)	1.0551	[0.4529]
p-p*	Hsc F(42, 25)	0.66766	[0.8786]

Από τον πίνακα 5.3 διαπιστώνουμε ότι τα κατάλοιπα είναι IID. Στη συνέχεια ελέγχουμε τη σταθερότητα του υποδείγματος.

Διάγραμμα 5.2: Σταθερότητα του Conditional RID Model (USD/DM)





Όπως φαίνεται από τα παραπάνω διαγράμματα το conditional RID Model έχει σταθερούς διαχρονικά συντελεστές. Επομένως η σχετική προσφορά χρήματος είναι σούπερ εξωγενής ως προς τις παραμέτρους ενδιαφέροντος. Στις επόμενες δύο παραγράφους γίνονται διαδοχικά οι δύο υποθέσεις για το rank του πίνακα  $\Pi$ , επειδή πλέον ο πίνακας αυτός δεν είναι τετραγωνικός.

### 5.1.3. Rank( $\Pi$ ) = 0 - Έλεγχος για Granger Causality

Υποθέτοντας ότι το rank του πίνακα  $\Pi$  στην (5.1.7) ή στην (5.1.8) είναι μηδέν, δεχόμαστε ότι δεν υπάρχουν μακροχρόνιες επιδράσεις και αναζητούμε τις βραχυχρόνιες επιδράσεις σε επίπεδο πρώτων διαφορών, δηλαδή σε επίπεδο μεταβολών των μεταβλητών. Όταν rank( $\Pi$ ) = 0 η (5.1.7) μετατρέπεται στην (5.1.9)

$$\Delta X_t = A_0 + B \Delta Y_t + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + E_t \quad (5.1.9)$$

$(k \times 1)$      $(k \times 1)$      $(k \times (n-k))$      $((n-k) \times 1)$      $(k \times n)$      $(n \times 1)$      $(k \times n)$      $(n \times 1)$      $(k \times 1)$

Ο πίνακας  $\Gamma$  στο παράρτημα Γ εκτιμά την (5.1.8) για  $\Pi = 0$  και με βάση τις τιμές του στατιστικού  $t$  ελέγχουμε για Granger Causality, αλλά και για την ύπαρξη ταυτόχρονων επιδράσεων. Μια πρώτη παρατήρηση είναι ότι δεν υπάρχει ταυτόχρονη εξάρτηση (η σχετική προσφορά χρήματος δεν επηρεάζει ταυτόχρονα τη συναλλαγματική ισοτιμία). Η μόνη μεταβλητή που επηρεάζει τη συναλλαγματική ισοτιμία κατά Granger είναι ο σχετικός πληθωρισμός στην τρίτη υστέρηση σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και με πρόσημο σύμφωνο με τη θεωρία, δηλαδή θετικά. Αυτό πρακτικά σημαίνει ότι οι μεταβολές στον σχετικό πληθωρισμό επηρεάζουν

μετά από τρεις περιόδους (9 μήνες) τη συναλλαγματική ισοτιμία. Μια δεύτερη παρατήρηση είναι ότι σχεδόν σε όλες τις περιπτώσεις τα πρόσημα των συντελεστών, παρά τη μη σημαντικότητά τους είναι σύμφωνα με τη θεωρία. Σε γενικές γραμμές, όμως, οι βραχυχρόνιες επιδράσεις είναι περιορισμένες.

#### 5.1.4. Rank( $\Pi$ ) = 1 - Έλεγχος των πινάκων C και B

Υποθέτοντας ότι το rank του πίνακα  $\Pi$  στην (5.1.8) είναι ίσο με ένα, ελέγχουμε τους πίνακες C και B, επειδή το τεστ του Johansen δεν μπορεί να προσδιορίσει ακριβώς το rank του πίνακα, λόγω μη τετραγωνικότητας.

**Πίνακας 5.4: Έλεγχος των πινάκων C και B για το Cond. RID Model (USD/DM)**  
Rank = 1

Μεταβλητή	Συντελεστής	Είδος Ελέγχου	$\chi^2(1)$	Probability
s	c <sub>11</sub>	Adjust	4.843	0.0278*
s	b <sub>11</sub>	C. Vector	7.3455	0.0067**
y	b <sub>21</sub>	C. Vector	4.3856	0.0362*
i	b <sub>31</sub>	C. Vector	1.9565	0.1619
p	b <sub>41</sub>	C. Vector	0.1774	0.6736
m	b <sub>51</sub>	C. Vector	0.26408	0.6073

Όπως φαίνεται από τον πίνακα 5.4 η συναλλαγματική ισοτιμία και συμμετέχει και προσαρμόζεται σε μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Από τις λοιπές μεταβλητές, η μόνη που συμμετέχει είναι το σχετικό εισόδημα. Το cointegrating vector είναι

$$s - 2.334(y-y^*) + 19.85(i-i^*) - 1.723(p-p^*) + 0.7677(m-m^*)$$

Το πρόσημο όμως, του σχετικού εισοδήματος δεν είναι σύμφωνο με τη θεωρία. Κατά συνέπεια, τα δεδομένα δεν υποστηρίζουν το RID Model για την ισοτιμία δολαρίου/μάρκου την περίοδο 1974-1998. Επειδή, όμως ο σχετικός πληθωρισμός δε συμμετέχει στο cointegrating vector εξετάζουμε την ισχύ του Sticky Price Model στο επόμενο τμήμα.

## 5.2. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ STICKY PRICE MODEL

### 5.2.1. Εκτίμηση του VAR – Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος

Το Sticky Price του Dornbusch σύμφωνα με την (1.3.10) δίνεται από τη σχέση:

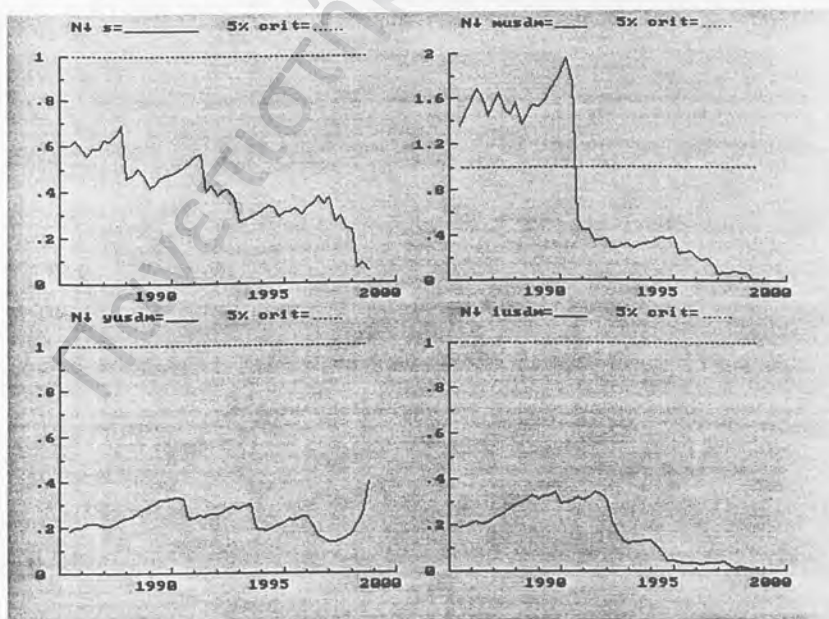
$$s_t = b_0 + b_1(m_t - m^*_t) + b_2(y_t - y^*_t) + b_3(i_t - i^*_t) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (5.2.1)$$

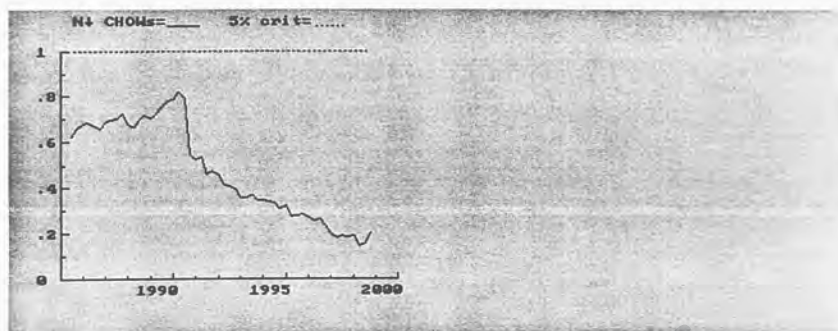
Το order του VAR που μας δίνει IID κατάλοιπα είναι πέντε. Το VAR(5) στην περίπτωση του SP Model υπό μορφή πινάκων είναι το εξής:

$$\begin{bmatrix} s_t \\ m_t \\ y_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \\ a_4^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & \cdot & \cdot & a_{14}^1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{41}^1 & \cdot & \cdot & a_{44}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^5 & \cdot & \cdot & a_{14}^5 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{41}^5 & \cdot & \cdot & a_{44}^5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-5} \\ m_{t-5} \\ y_{t-5} \\ i_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (5.2.2)$$

Όπως δείχνει όμως το διάγραμμα 5.3 η εξίσωση της σχετικής προσφοράς χρήματος έχει ασταθείς συντελεστές.

Διάγραμμα 5.3: Σταθερότητα του SP Model (USD/DM)





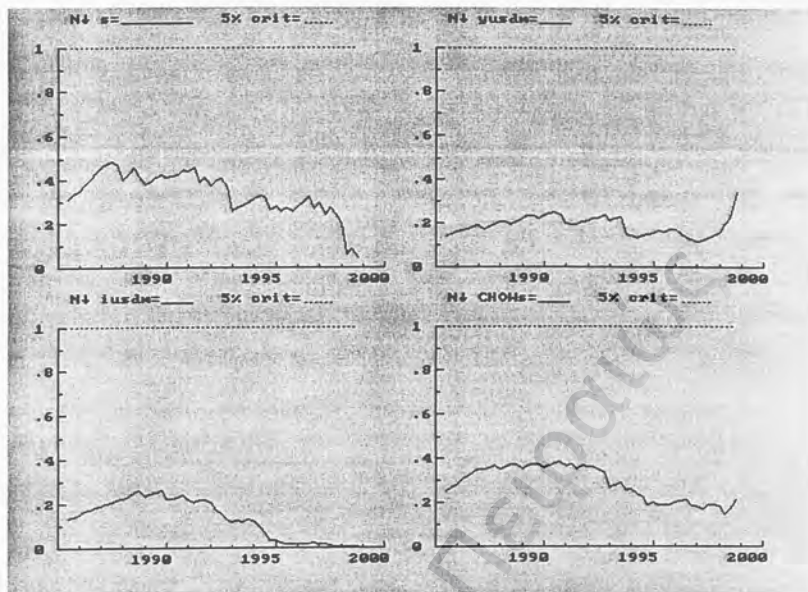
Η αστάθεια του υποδείγματος δε μας επιτρέπει να συνεχίσουμε την ανάλυση και να βγάλουμε συμπεράσματα. Για το λόγο αυτό ακολουθούμε την τακτική που εφαρμόσαμε για το RID Model. Υποθέτουμε δηλαδή, ασθενή εξωγένεια της σχετικής προσφοράς χρήματος ως προς τις παραμέτρους ενδιαφέροντος και επανεκτιμούμε το conditional VAR (βλ πίνακα Γ.3 στο Παράρτημα Γ). Στον επόμενο πίνακα ελέγχουμε αν τα κατάλοιπα του conditional model είναι IID.

Πίνακας 5.5: Έλεγχος καταλοίπων του Cond. VAR του SP (USD/DM)

Variables	Test	Value	Probability
s	AR 1- 5F( 5, 68)	0.69418	[0.6296]
y-y*	AR 1- 5F( 5, 68)	0.5025	[0.7733]
i-i*	AR 1- 5F( 5, 68)	0.53058	[0.7524]
s	Normality $\chi^2(2)$	0.34933	[0.8397]
y-y*	Normality $\chi^2(2)$	10.606	[0.0050] **
i-i*	Normality $\chi^2(2)$	15.73	[0.0004] **
s	ARCH 4 F( 4, 65)	0.25278	[0.9070]
y-y*	ARCH 4 F( 4, 65)	1.0092	[0.4093]
i-i*	ARCH 4 F( 4, 65)	3.8519	[0.0072] **
s	Hsc F(32, 40)	0.62358	[0.9143]
y-y*	Hsc F(32, 40)	0.97236	[0.5281]
i-i*	Hsc F(32, 40)	1.8205	[0.0365] *

Τα κατάλοιπα της εξίσωσης του σχετικού επιτοκίου παρουσιάζουν φαινόμενα ARCH και ετεροσκεδαστικότητας. Παρόλο που η ετεροσκεδαστικότητα είναι σοβαρό οικονομετρικό πρόβλημα και θα ληφθεί υπόψη, τα κατάλοιπα του conditional VAR θα μπορούσαμε να πούμε ότι σε γενικές γραμμές είναι IID. Στη συνέχεια ελέγχουμε τη σταθερότητα του υποδείγματος.

Διάγραμμα 5.4: Σταθερότητα του Conditional SP Model (USD/DM)



Όπως φαίνεται από το διάγραμμα 5.4 το conditional VAR παρουσιάζει σταθερότητα διαχρονικά. Αυτό σημαίνει ότι η σχετική προσφορά χρήματος είναι σούπερ εξωγενής ως προς τις παραμέτρους ενδιαφέροντος. Το conditional VAR του SP Model σε μορφή VECM γράφεται:

$$\begin{bmatrix} \Delta s_t \\ \Delta y_t \\ \Delta i_t \end{bmatrix}_{(3 \times 1)} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \end{bmatrix}_{(3 \times 1)} + \begin{bmatrix} \pi_{11} & \dots & \pi_{14} \\ \cdot & \dots & \cdot \\ \pi_{31} & \dots & \pi_{34} \end{bmatrix}_{(3 \times 4)} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix}_{(4 \times 1)} + \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \end{bmatrix}_{(3 \times 1)} [\Delta m_t]_{(1 \times 1)} + \begin{bmatrix} \gamma_{11}^1 & \dots & \gamma_{14}^1 \\ \cdot & \dots & \cdot \\ \gamma_{31}^1 & \dots & \gamma_{34}^1 \end{bmatrix}_{(3 \times 4)} \begin{bmatrix} \Delta s_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta i_{t-1} \end{bmatrix}_{(4 \times 1)} + \dots + \begin{bmatrix} \gamma_{11}^4 & \dots & \gamma_{14}^4 \\ \cdot & \dots & \cdot \\ \gamma_{31}^4 & \dots & \gamma_{34}^4 \end{bmatrix}_{(3 \times 4)} \begin{bmatrix} \Delta s_{t-4} \\ \Delta m_{t-4} \\ \Delta y_{t-4} \\ \Delta i_{t-4} \end{bmatrix}_{(4 \times 1)} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix}_{(3 \times 1)} \quad (5.2.3)$$

Στις επόμενες δύο παραγράφους συνεχίζουμε την ανάλυση κάνοντας υποθέσεις για το rank του πίνακα Π.



### 5.2.2. Rank( $\Pi$ ) = 0 - Έλεγχος για Granger Causality

Όταν το rank του πίνακα  $\Pi$  στην (5.2.3) είναι μηδέν, αναζητούμε τις βραχυχρόνιες επιδράσεις σε επίπεδο πρώτων διαφορών, δηλαδή σε επίπεδο μεταβολών των μεταβλητών. Ο πίνακας Γ.4 στο Παράρτημα Γ εκτιμά την (5.2.3) όταν  $\Pi = 0$  και με βάση τις τιμές του στατιστικού  $t$  ελέγχουμε για Granger Causality, αλλά και την ύπαρξη ταυτόχρονων επιδράσεων. Σύμφωνα με αυτόν, καμία μεταβλητή δεν επηρεάζει κατά Granger τη συναλλαγματική ισοτιμία, ούτε υπάρχουν ταυτόχρονες επιδράσεις. Επομένως δεν υπάρχουν βραχυχρόνιες επιδράσεις των μεταβλητών του SP Model προς τη συναλλαγματική ισοτιμία.

### 5.2.3. Rank( $\Pi$ ) = 1 - Έλεγχος των πινάκων C και B

Υποθέτοντας ότι το rank του πίνακα  $\Pi$  στην (5.2.3) είναι ίσο με ένα, ελέγχουμε τους πίνακες C και B.

Πίνακας 5.6: Έλεγχος των πινάκων C και B για το SP Model (USD/DM)

Μεταβλητή	Συντελεστής	Είδος Ελέγχου	$\chi^2(1)$	Probability
s	c <sub>11</sub>	Adjust	10.841	0.0010**
s	b <sub>11</sub>	C. Vector	10.416	0.0012**
y	b <sub>21</sub>	C. Vector	10.038	0.0015**
i	b <sub>31</sub>	C. Vector	2.7679	0.0962
m	b <sub>51</sub>	C. Vector	0.0921	0.7615

Όπως φαίνεται από τον πίνακα 5.6 η συναλλαγματική ισοτιμία και συμμετέχει και προσαρμόζεται σε μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μόνο με το σχετικό εισόδημα. Η cointegrating relation είναι

$$s - 2.743(y-y^*) + 12.78(i-i^*) + 0.5737(m-m^*)$$

Το πρόσημο όμως του σχετικού εισοδήματος και στην περίπτωση αυτή δεν είναι σύμφωνο με τη θεωρία. Κατά συνέπεια, τα εμπειρικά δεδομένα δεν υποστηρίζουν το SP Model για την ισοτιμία δολαρίου/μάρκου την περίοδο 1974-1998. Στο επόμενο τμήμα εξετάζουμε την ισχύ του Flexible Price Monetary Model.

### 5.3. ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ FLEXIBLE PRICE MONETARY MODEL

#### 5.3.1. Εκτίμηση του VAR – Έλεγχος σταθερότητας του υποδείγματος

Η μακροχρόνια έκδοση του απλού Flexible Price Monetary Model είναι

$$s_t = a_1 + a_2(m_t - m_t^*) + a_3(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2_\varepsilon) \quad (5.3.1)$$

Το VAR της (5.3.1) που μας δίνει IID κατάλοιπα είναι το VAR(5), το οποίο σε μορφή πινάκων γράφεται:

$$\begin{bmatrix} s_t \\ m_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ a_3^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & \cdot & a_{13}^1 \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{31}^1 & \cdot & a_{33}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-1} \\ m_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^5 & \cdot & a_{13}^5 \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{31}^5 & \cdot & a_{33}^5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t-5} \\ m_{t-5} \\ y_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (5.3.2)$$

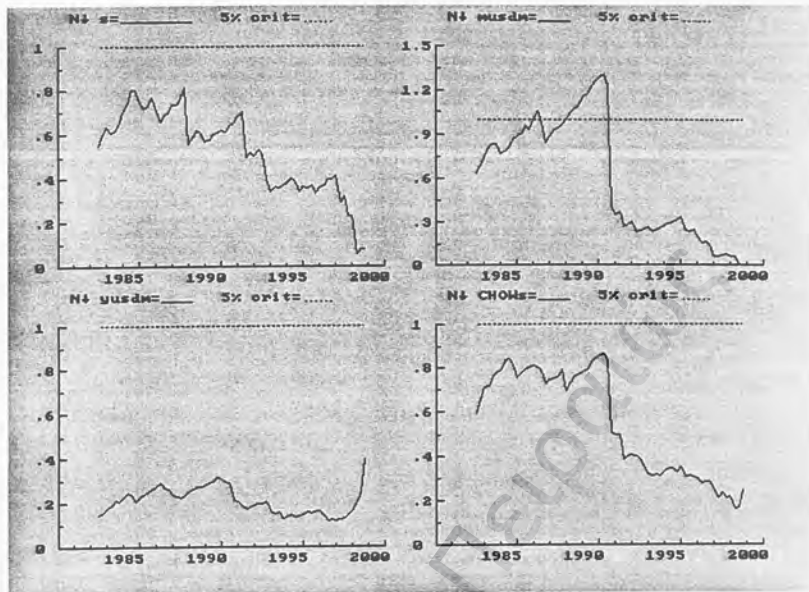
Στον πίνακα Γ.5 στο Παράρτημα Γ εκτιμάται το VAR του FP Model. Ο έλεγχος των καταλοίπων παρουσιάζεται στον επόμενο πίνακα.

Πίνακας 5.7: Έλεγχος καταλοίπων του VAR του FP (USD/DM)

Variables	Test	Value	Probability
s	AR 1- 5F (5, 74)	0.61204	[0.6909]
m-m*	AR 1- 5F (5, 74)	1.2673	[0.2871]
y-y*	AR 1- 5F (5, 74)	0.40382	[0.8447]
s	Normality $\chi^2(2)$	0.92258	[0.6305]
m-m*	Normality $\chi^2(2)$	34.701	[0.0000]**
y-y*	Normality $\chi^2(2)$	13.909	[0.0010]**
s	ARCH 4 F (4, 71)	0.17778	[0.9492]
m-m*	ARCH 4 F (4, 71)	0.67169	[0.6138]
y-y*	ARCH 4 F (4, 71)	1.2077	[0.3152]
s	Hsc F(30, 48)	0.7376	[0.8109]
m-m*	Hsc F(30, 48)	0.925	[0.5828]
y-y*	Hsc F(30, 48)	0.92353	[0.5847]

Όπως βλέπουμε τα κατάλοιπα του VAR του FP Model είναι IID. Στο επόμενο διάγραμμα ελέγχεται η σταθερότητα του υποδείγματος.

Διάγραμμα 5.5: Σταθερότητα του FP Model (USD/DM)



Η σχετική προσφορά χρήματος παρουσιάζει οριακά προβλήματα σταθερότητας, τα οποία δε μας εμποδίζουν να κάνουμε έλεγχο για cointegration.

### 5.3.2. Έλεγχος για Cointegration

Τα αποτελέσματα του ελέγχου για cointegration είναι τα εξής:

Πίνακας 5.8: Cointegration Test για το FP Model (USD/DM)

Eigenvalue:	H <sub>0</sub> :rank=p	λmax	λmax-β.ε.	95%	Trace	Trace-β.ε	95%
0.10885	p = 0	10.95	9.219	21.0	19.49	16.41	29.7
0.0613661	p ≤ 1	6.016	5.066	14.1	8.54	7.192	15.4
0.0262192	p ≤ 2	2.524	2.126	3.8	2.524	2.126	3.8

Εφόσον η μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης cointegrating relation δεν απορρίπτεται από κανένα από τα δύο στατιστικά, συνεπάγεται ότι δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ανάμεσα στην τιμή συναλλάγματος και τις άλλες δύο μεταβλητές. Επομένως, το Flexible Price Monetary Model δεν υποστηρίζεται από τα

εμπειρικά δεδομένα για την ισοτιμία δολαρίου/μάρκου (USD/DM), την περίοδο 1974 – 1998.

#### 5.4. ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ PPP

Και στην περίπτωση της ισοτιμίας δολαρίου/μάρκου τα νομισματικά μοντέλα αδυνατούν να προσδιορίσουν τη συναλλαγματική αυτή ισοτιμία. Για το λόγο αυτό ελέγχουμε την ισχύ του PPP για να διαπιστώσουμε αν αυτό είναι η αιτία της κακής προσαρμογής τους. Η σχέση αυτή εκφράζεται σε λογαριθμική μορφή ως

$$s = pr - pr^*$$

όπου  $s$  η συναλλαγματική ισοτιμία και  $pr$  και  $pr^*$  το εγχώριο και ξένο επίπεδο τιμών αντίστοιχα

Ο έλεγχος για unit root που απεικονίζεται στον πίνακα 5.9 καταδεικνύει ότι όλες οι μεταβλητές είναι  $I(1)$ .

Πίνακας 5.9: ADF τεστ για το PPP (USD/DM)

	s	pr	pr*
(C, t, lags)	(C,t,1)	(C,t,3)	(C,t,3)
t-ADF	-2.193	-1.018	-1.79

Η περίοδος που μας δίνει μία και μόνο cointegration σχέση είναι ολόκληρο το αρχικό μας δείγμα (1974 – 1998). Εκτιμούμε το VAR(2), το οποίο έχει IID κατάλοιπα και σταθερούς διαχρονικά συντελεστές. Τα αποτελέσματα του τεστ του Johansen είναι τα εξής:

Πίνακας 5.10: Cointegration Test για το PPP (USD/DM)

Eigenvalue:	H <sub>0</sub> :rank=p	λmax	λmax-β.ε.	95%	Trace	Trace-β.ε	95%
0.225153	p == 0	25*	23.47*	21.0	29.86*	28.03	29.7
0.0402878	p <= 1	4.03	3.783	14.1	4.863	4.565	15.4
0.00846121	p <= 2	0.8327	0.7817	3.8	0.8327	0.7817	3.8

Στη συνέχεια, ελέγχουμε τους πίνακες C και B για  $\text{rank}(\Pi) = 1$ .

**Πίνακας 5.11: Έλεγχος των πινάκων C και B για το PPP (USD/DM)**

<b>Rank = 1</b>				
Μεταβλητή	Συντελεστής	Είδος Ελέγχου	$\chi^2(1)$	Probability
s	$c_{11}$	Adjust	1.2506	0.2634
s	$b_{11}$	C. Vector	13.867	0.0002**
pr	$b_{21}$	C. Vector	1.0216	0.3121
pr*	$b_{31}$	C. Vector	5.105	0.0239*

Η συναλλαγματική ισοτιμία συμμετέχει αλλά δεν προσαρμόζεται στην cointegration σχέση. Συμμετέχει επίσης το επίπεδο τιμών της Γερμανίας, αλλά όχι της Αμερικής. Όλα αυτά αποτελούν ισχυρές ενδείξεις ότι το PPP δεν ισχύει για την ισοτιμία δολαρίου/μάρκου την περίοδο 1974 – 1998.

## 5.5. ΣΥΝΟΨΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Τα τρία νομισματικά μοντέλα αποτυγχάνουν στο σύνολό τους να προσδιορίσουν και την ισοτιμία δολαρίου/μάρκου την περίοδο 1974 – 1998. Στην περίπτωση, όμως, αυτή έχουμε μια ιδιαιτερότητα. Η εξίσωση της σχετικής προσφοράς χρήματος για το RID και το SP δεν έχει σταθερούς διαχρονικά συντελεστές. Επειδή ένα μη σταθερό υπόδειγμα δεν είναι αξιόπιστο απομονώσαμε τη σχετική προσφορά χρήματος ως εξής: υποθέσαμε ασθενή εξωγένεια της μεταβλητής ως προς τις παραμέτρους ενδιαφέροντος και εκτιμήσαμε το conditional model. Επειδή το νέο μοντέλο έχει πλέον σταθερούς συντελεστές, η σχετική προσφορά χρήματος είναι σούπερ εξωγενής ως προς τις παραμέτρους ενδιαφέροντος. Επειδή, όμως, ο πίνακας  $\Pi$  δεν είναι πλέον τετραγωνικός, δεν μπορούμε να ελέγξουμε για cointegration εφαρμόζοντας το τεστ του Johansen, οπότε κάνουμε υποθέσεις για το rank του πίνακα  $\Pi$ . Για  $\text{rank}(\Pi) = 0$  ελέγχουμε την ύπαρξη βραχυχρόνιων επιδράσεων με Granger Causality τεστ στις πρώτες διαφορές, ενώ για  $\text{rank}(\Pi) = 1$ , ελέγχουμε τους πίνακες C και B.

Όσον αφορά το RID, αν  $\text{rank}(\Pi) = 0$ , δεν υπάρχουν ταυτόχρονες επιδράσεις, ενώ η μόνη μεταβλητή που επηρεάζει τη συναλλαγματική ισοτιμία κατά Granger είναι

ο σχετικός πληθωρισμός στην τρίτη του υστέρηση. Αν  $\text{rank}(\Pi) = 1$ , ο έλεγχος των πινάκων C και B φανερώνει την ύπαρξη μιας μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ συναλλαγματικής ισοτιμίας και σχετικού εισοδήματος, στην οποία η πρώτη προσαρμόζεται. Δυστυχώς, όμως, το πρόσημο του σχετικού εισοδήματος είναι αντίθετο με τη θεωρία.

Ο έλεγχος για Granger Causality για το SP αποκαλύπτει ότι δεν υπάρχει καμία μεταβλητή που επηρεάζει τη συναλλαγματική ισοτιμία κατά Granger ούτε ταυτόχρονες επιδράσεις, επομένως δεν υπάρχουν βραχυχρόνιες επιδράσεις άλλων μεταβλητών προς τη συναλλαγματική ισοτιμία σύμφωνα με το μοντέλο αυτό. Αν  $\text{rank}(\Pi) = 1$ , τα αποτελέσματα είναι ακριβώς τα ίδια με αυτά του RID. Η συναλλαγματική ισοτιμία συμμετέχει και προσαρμόζεται σε μια μακροχρόνια σχέση με το σχετικό εισόδημα. Το πρόσημό του, όμως είναι αντίθετο με τη θεωρία.

Τέλος το FP, αν και περισσότερο σταθερό, αφού η σχετική προσφορά χρήματος παρουσιάζει οριακά προβλήματα σταθερότητας που μας επιτρέπουν την εκτίμηση του αρχικού μοντέλου και όχι του conditional, δίνει τα ίδια αποτελέσματα με τις προηγούμενες δύο ισοτιμίες. Το τεστ του Johansen δεν απορρίπτει τη μηδενική υπόθεση  $\text{rank}(\Pi) = 0$ .

Ο έλεγχος του PPP για την ισοτιμία δολαρίου/μάρκου δεν παρέχει υποστήριξη στα νομισματικά μοντέλα. Υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση μόνο μεταξύ συναλλαγματικής ισοτιμίας και ξένου επιπέδου τιμών, στην οποία η πρώτη δεν προσαρμόζεται.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

## ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ

Σκοπός της έρευνας αυτής ήταν να ελέγξει την ισχύ των νομισματικών μοντέλων ως υποδειγμάτων προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Εξετάσαμε τις ισοτιμίες δολαρίου/στερλίνας (USD/BP), δολαρίου/γεν (USD/YEN) και δολαρίου/μάρκου (USD/DM) την περίοδο 1974 - 1998 με τριμηνιαίες παρατηρήσεις. Τα νομισματικά μοντέλα των οποίων την ισχύ ελέγξαμε είναι το Real Interest Differential Model (RID) του Frankel (1979), το Sticky Price (SP) του Dornbusch (1976) και το Flexible Price Monetary Model (FP).

Παρά τις αυστηρές υποθέσεις πάνω στις οποίες είναι βασισμένα τα μοντέλα αυτά, έχουν γίνει αντικείμενο εκτεταμένης έρευνας στα 25 και πλέον χρόνια ζωής του συστήματος των κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών. Τα αποτελέσματα, όμως, των εμπειρικών ερευνών σε γενικές γραμμές δεν φαίνεται να τα υποστηρίζουν. Στο ίδιο μήκος κύματος με τις προηγούμενες έρευνες, η παρούσα δεν συνηγορεί υπέρ τους.

Κατ'αρχήν, στις περισσότερες περιπτώσεις, η συναλλαγματική ισοτιμία αν και συμμετέχει σε μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας δεν προσαρμόζεται σ'αυτήν. Το στοιχείο αυτό από μόνο του αρκεί για την απόρριψη του υπό εξέταση κάθε φορά μοντέλου. Δεύτερο, ποτέ δε συμμετέχουν όλες οι μεταβλητές ενός νομισματικού μοντέλου στο cointegrating vector (με εξαίρεση το SP για την ισοτιμία USD/BP). Το πιο σύνηθες είναι η συμμετοχή μιας ή δύο μεταβλητών, των οποίων όμως τα πρόσημα, σχεδόν σε όλες τις περιπτώσεις, είναι αντίθετα με τη θεωρία. Τρίτο, σε πολλές περιπτώσεις το τεστ του Johansen αδυνατεί να εντοπίσει έστω και μία σχέση cointegration, δηλαδή η μηδενική υπόθεση  $\text{rank}(\Pi) = 0$  δεν απορρίπτεται.

Όσον αφορά τα επιμέρους νομισματικά μοντέλα, μια πρώτη παρατήρηση είναι ότι τα Sticky Price Models (RID, SP) φαίνεται να υπερέχουν του απλού FP Model. Και αυτό γιατί για το FP δε βρέθηκε cointegration σχέση για καμία από τις τρεις ισοτιμίες. Μεταξύ RID και SP, μάλλον προκρίνεται οριακά το SP για δύο λόγους: πρώτον γιατί πιθανότατα ο σχετικός πληθωρισμός στην περίπτωση της

ισοτιμίας USD/BP και USD/YEN είναι στάσιμος και δεύτερο γιατί συνολικά έδωσε λίγο καλύτερα αποτελέσματα από το RID.

Σε επίπεδο συναλλαγματικών ισοτιμιών, αυτή που δείχνει να προσαρμόζεται λίγο καλύτερα από τις άλλες είναι η ισοτιμία δολαρίου/στερλίνας. Ο λόγος είναι ότι η συναλλαγματική ισοτιμία και συμμετέχει και προσαρμόζεται σε μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας (SP Model), ενώ παράλληλα υπάρχει μια μεταβλητή (σχετικό επιτόκιο) στο cointegrating vector με σωστό πρόσημο. Όσον αφορά τις άλλες δύο ισοτιμίες, η συναλλαγματική ισοτιμία είτε δεν προσαρμόζεται (δολάριο/γεν), είτε όταν προσαρμόζεται, η δεύτερη μεταβλητή που συμμετέχει στο cointegrating vector έχει πρόσημο αντίθετο με τη θεωρία (δολάριο/μάρκο).

Αναζητώντας τα αίτια της κακής προσαρμογής των νομισματικών μοντέλων έλεγξαμε την ισχύ του PPP για τις τρεις ισοτιμίες. Και στις τρεις περιπτώσεις, αντίθετα από ό,τι αναμέναμε, το PPP δε φαίνεται να ισχύει. Το εύρημα αυτό το αναφέρουμε με επιφύλαξη, επειδή ως γνωστό είναι μια σχέση μακροχρόνιας προσαρμογής και ίσως το δείγμα μας να μην καλύπτει μια μεγάλη χρονική περίοδο ικανή να συμπεριλάβει τις προσαρμογές στη σχέση αυτή. Αν, όμως, όντως το PPP δεν ισχύει, απορρίπτονται όλα τα νομισματικά μοντέλα ως κακώς θεωρητικά εξειδικευμένα υποδείγματα. Πρόβλημα, επίσης, είναι πιθανό να δημιουργεί η διαχρονική αστάθεια της ζήτησης χρήματος, φαινόμενο που έχει αναφερθεί από πολλούς ερευνητές, και το οποίο συναντήσαμε σε περιορισμένο βαθμό στην ισοτιμία δολαρίου/γεν και σε μεγαλύτερη έκταση στην ισοτιμία δολαρίου/μάρκου.

Ως κατακλείδα, αναφέρουμε ότι η μοντελοποίηση των συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι πιθανό να χρειάζεται την κατασκευή πιο σύνθετων υποδειγμάτων που να μπορούν να συλλαμβάνουν τη δυναμική των συναλλαγματικών ισοτιμιών και τη συμπεριφορά των παικτών στην αγορά συναλλάγματος, κάτι που αδυνατούν να κάνουν τα απλά νομισματικά μοντέλα.



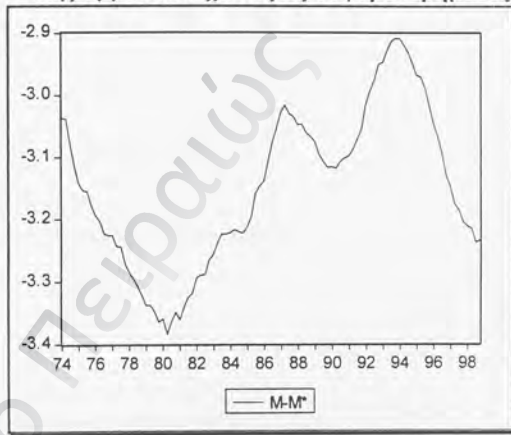
# ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

## ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΙΝΑΚΕΣ ΤΗΣ USD/BP

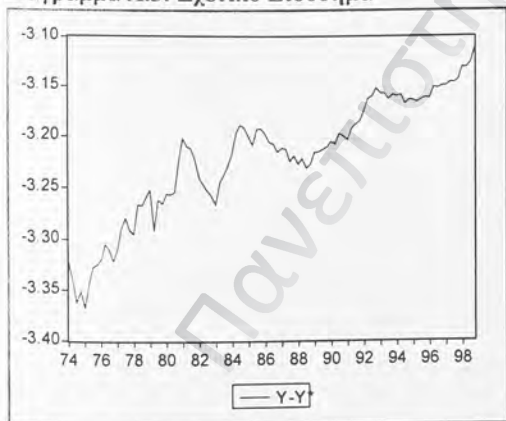
Διάγραμμα Α.1: Συναλλαγματική Ισοτιμία



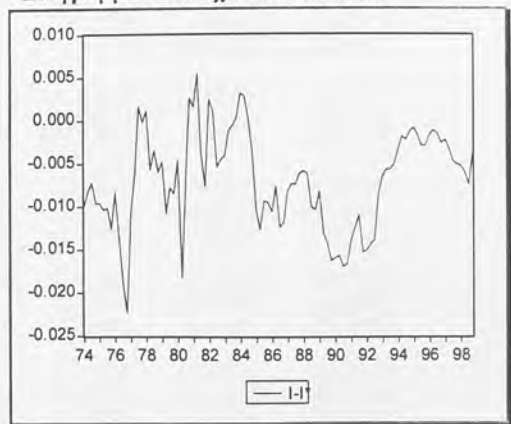
Διάγραμμα Α.2: Σχετική Προσφορά Χρήματος



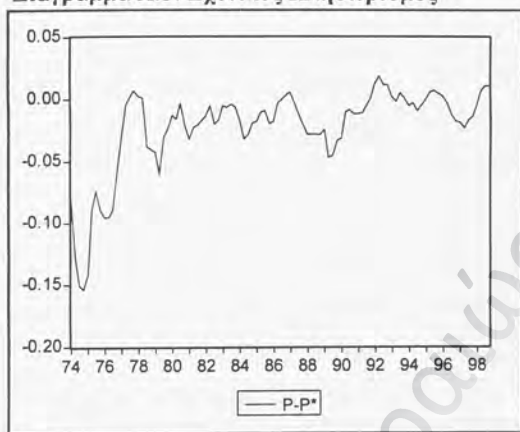
Διάγραμμα Α.3: Σχετικό Εισόδημα



Διάγραμμα Α.4: Σχετικό Επιτόκιο



Διάγραμμα Α.5: Σχετικός Πληθωρισμός



Πίνακας Α.1: Εκτίμηση του VAR του Real Interest Differential Model

Sample(adjusted): 1975:2 1998:4

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

	S	M-M*	Y-Y*	I-I*	P-P*
S(-1)	1.050710 (0.11932) (8.80561)	0.012275 (0.02478) (0.49541)	0.001539 (0.02757) (0.05583)	-0.001218 (0.00837) (-0.14552)	0.009674 (0.02217) (0.43633)
S(-2)	-0.285192 (0.17386) (-1.64039)	-0.049165 (0.03610) (-1.36182)	-0.007148 (0.04017) (-0.17797)	0.004824 (0.01220) (0.39548)	-0.042931 (0.03230) (-1.32899)
S(-3)	0.218882 (0.18120) (1.20794)	0.010343 (0.03763) (0.27487)	-0.004576 (0.04186) (-0.10930)	-0.011840 (0.01271) (-0.93133)	-0.014208 (0.03367) (-0.42199)
S(-4)	-0.139439 (0.17671) (-0.78907)	0.056442 (0.03670) (1.53811)	0.014898 (0.04083) (0.36491)	0.009928 (0.01240) (0.80078)	0.039085 (0.03283) (1.19036)
S(-5)	0.012600 (0.11077) (0.11375)	-0.036017 (0.02300) (-1.56577)	-0.006820 (0.02559) (-0.26650)	0.000149 (0.00777) (0.01917)	-0.008003 (0.02058) (-0.38883)
(M-M*)(-1)	-0.386474 (0.58777) (-0.65753)	1.225722 (0.12205) (10.0425)	0.042517 (0.13579) (0.31311)	-0.120306 (0.04124) (-2.91743)	-0.097574 (0.10921) (-0.89344)
(M-M*)(-2)	0.162038	0.025516	-0.081238	0.162225	0.092548

	(0.92094) (0.17595)	(0.19124) (0.13342)	(0.21276) (-0.38183)	(0.06461) (2.51075)	(0.17112) (0.54085)
(M-M <sup>*</sup> )(-3)	-0.827473 (0.93814) (-0.88204)	0.150234 (0.19481) (0.77118)	0.057270 (0.21674) (0.26424)	0.088037 (0.06582) (1.33756)	0.054474 (0.17431) (0.31251)
(M-M <sup>*</sup> )(-4)	1.098196 (0.88004) (1.24789)	-0.628323 (0.18275) (-3.43822)	-0.252082 (0.20331) (-1.23987)	-0.219051 (0.06174) (-3.54779)	-0.191568 (0.16352) (-1.17154)
(M-M <sup>*</sup> )(-5)	-0.121680 (0.58615) (-0.20759)	0.183775 (0.12172) (1.50983)	0.236430 (0.13542) (1.74593)	0.087010 (0.04112) (2.11579)	0.105664 (0.10891) (0.97019)
(Y-Y <sup>*</sup> )(-1)	-1.115873 (0.57015) (-1.95714)	-0.074326 (0.11840) (-0.62777)	0.827673 (0.13172) (6.28352)	-0.008043 (0.04000) (-0.20106)	-0.295597 (0.10594) (-2.79027)
(Y-Y <sup>*</sup> )(-2)	0.991192 (0.76830) (1.29011)	0.130926 (0.15954) (0.82064)	0.155616 (0.17750) (0.87672)	0.002746 (0.05390) (0.05094)	0.310221 (0.14276) (2.17310)
(Y-Y <sup>*</sup> )(-3)	-0.741090 (0.77334) (-0.95830)	-0.194071 (0.16059) (-1.20850)	-0.034309 (0.17866) (-0.19203)	-0.093532 (0.05426) (-1.72389)	-0.051230 (0.14369) (-0.35653)
(Y-Y <sup>*</sup> )(-4)	0.776602 (0.79509) (0.97675)	0.209325 (0.16511) (1.26783)	-0.027386 (0.18369) (-0.14909)	0.130878 (0.05578) (2.34621)	0.013085 (0.14773) (0.08857)
(Y-Y <sup>*</sup> )(-5)	-0.195131 (0.55362) (-0.35247)	-0.011159 (0.11496) (-0.09707)	0.017421 (0.12790) (0.13620)	-0.040580 (0.03884) (-1.04476)	0.109636 (0.10287) (1.06581)
(I-I <sup>*</sup> )(-1)	-2.684657 (1.76376) (-1.52213)	-1.040291 (0.36626) (-2.84034)	0.736155 (0.40748) (1.80662)	0.889578 (0.12374) (7.18890)	0.084743 (0.32772) (0.25858)
(I-I <sup>*</sup> )(-2)	0.649320 (2.36699) (0.27432)	0.547898 (0.49152) (1.11470)	-0.697904 (0.54684) (-1.27625)	-0.190060 (0.16607) (-1.14449)	0.087313 (0.43980) (0.19853)
(I-I <sup>*</sup> )(-3)	-2.556944 (2.35242) (-1.08694)	0.219206 (0.48850) (0.44874)	-0.933378 (0.54347) (-1.71743)	-0.137792 (0.16504) (-0.83488)	-0.195720 (0.43710) (-0.44777)
(I-I <sup>*</sup> )(-4)	1.781425 (2.32723) (0.76547)	-0.074208 (0.48326) (-0.15356)	1.293909 (0.53765) (2.40659)	0.452782 (0.16328) (2.77311)	-0.301563 (0.43242) (-0.69739)
(I-I <sup>*</sup> )(-5)	-1.308030 (2.03398) (-0.64309)	-0.520525 (0.42237) (-1.23239)	-0.698169 (0.46990) (-1.48577)	-0.284906 (0.14270) (-1.99651)	-0.689339 (0.37793) (-1.82400)
(P-P <sup>*</sup> )(-1)	0.697044 (0.63478) (1.09808)	0.219550 (0.13182) (1.66556)	-0.015876 (0.14665) (-0.10826)	0.055408 (0.04454) (1.24411)	0.994664 (0.11795) (8.43310)

(P-P')(-2)	0.052563 (0.92392) (0.05689)	-0.319365 (0.19186) (-1.66459)	0.024680 (0.21345) (0.11562)	-0.044762 (0.06482) (-0.69054)	-0.257942 (0.17167) (-1.50254)
(P-P')(-3)	0.542120 (0.94095) (0.57614)	-0.187587 (0.19539) (-0.96004)	0.142614 (0.21739) (0.65604)	0.118880 (0.06602) (1.80078)	-0.005713 (0.17484) (-0.03268)
(P-P')(-4)	-0.793443 (0.86888) (-0.91318)	0.306376 (0.18043) (1.69805)	-0.176780 (0.20073) (-0.88067)	-0.143529 (0.06096) (-2.35449)	-0.232332 (0.16144) (-1.43909)
(P-P')(-5)	0.591408 (0.52651) (1.12327)	-0.071593 (0.10933) (-0.65482)	0.110008 (0.12164) (0.90439)	0.064668 (0.03694) (1.75066)	0.246342 (0.09783) (2.51810)
C	-1.084611 (0.54808) (-1.97893)	0.056570 (0.11381) (0.49705)	-0.183586 (0.12662) (-1.44988)	-0.035763 (0.03845) (-0.93004)	0.161641 (0.10184) (1.58725)
R-squared	0.929782	0.996070	0.971689	0.771262	0.910672
Adj. R-squared	0.904341	0.994646	0.961431	0.688386	0.878307
Sum sq. resids	0.144178	0.006217	0.007695	0.000710	0.004978
S.E. equation	0.045711	0.009492	0.010561	0.003207	0.008494
F-statistic	36.54608	699.5697	94.72841	9.306213	28.13740
Log likelihood	173.5037	322.8311	312.6995	425.9179	333.3930
Akaike AIC	-3.105340	-6.249075	-6.035780	-8.419323	-6.471433
Schwarz SC	-2.406384	-5.550120	-5.336824	-7.720367	-5.772477
Mean dependent	0.529922	-3.152551	-3.212794	-0.006794	-0.017408
S.D. dependent	0.147795	0.129732	0.053774	0.005745	0.024347

## Πίνακας Α2: Εκτίμηση του VAR του Sticky Price Model

Sample(adjusted): 1975:2 1998:4

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

	S	M-M'	Y-Y'	I-I'
S(-1)	1.100530 (0.11600) (9.48741)	-0.004746 (0.02474) (-0.19181)	0.009831 (0.02558) (0.38433)	-0.000281 (0.00820) (-0.03424)
S(-2)	-0.319147 (0.16860) (-1.89293)	-0.028007 (0.03596) (-0.77872)	-0.013053 (0.03718) (-0.35110)	0.005667 (0.01193) (0.47524)
S(-3)	0.205845 (0.16770) (1.22745)	0.004438 (0.03577) (0.12406)	-0.006284 (0.03698) (-0.16993)	-0.018741 (0.01186) (-1.57994)
S(-4)	-0.143975 (0.16617) (-0.86642)	0.049022 (0.03545) (1.38297)	0.021618 (0.03664) (0.58999)	0.017566 (0.01175) (1.49455)

S(-5)	-0.010876 (0.10887) (-0.09989)	-0.025546 (0.02322) (-1.09996)	-0.014438 (0.02401) (-0.60142)	-0.003995 (0.00770) (-0.51882)
(M-M <sup>*</sup> )(-1)	-0.340500 (0.54877) (-0.62047)	1.232509 (0.11706) (10.5287)	0.045065 (0.12101) (0.37241)	-0.114617 (0.03882) (-2.95286)
(M-M <sup>*</sup> )(-2)	0.444205 (0.88800) (0.50023)	-0.066402 (0.18942) (-0.35055)	-0.052559 (0.19581) (-0.26842)	0.189224 (0.06281) (3.01265)
(M-M <sup>*</sup> )(-3)	-0.979761 (0.93168) (-1.05161)	0.181222 (0.19874) (0.91185)	0.038863 (0.20544) (0.18917)	0.052003 (0.06590) (0.78912)
(M-M <sup>*</sup> )(-4)	0.743043 (0.85499) (0.86907)	-0.518452 (0.18238) (-2.84268)	-0.255514 (0.18853) (-1.35531)	-0.237206 (0.06047) (-3.92241)
(M-M <sup>*</sup> )(-5)	0.008053 (0.54090) (0.01489)	0.127000 (0.11538) (1.10068)	0.225281 (0.11927) (1.88880)	0.106191 (0.03826) (2.77560)
(Y-Y <sup>*</sup> )(-1)	-0.880619 (0.55852) (-1.57670)	-0.064879 (0.11914) (-0.54456)	0.837874 (0.12316) (6.80330)	0.000456 (0.03951) (0.01154)
(Y-Y <sup>*</sup> )(-2)	0.658089 (0.69284) (0.94984)	0.023181 (0.14779) (0.15685)	0.163625 (0.15277) (1.07102)	-0.025863 (0.04901) (-0.52776)
(Y-Y <sup>*</sup> )(-3)	-0.560037 (0.66894) (-0.83720)	-0.130149 (0.14269) (-0.91208)	-0.019149 (0.14750) (-0.12982)	-0.054359 (0.04731) (-1.14888)
(Y-Y <sup>*</sup> )(-4)	0.832942 (0.66018) (1.26169)	0.288114 (0.14083) (2.04588)	-0.077898 (0.14557) (-0.53512)	0.083429 (0.04670) (1.78666)
(Y-Y <sup>*</sup> )(-5)	0.032711 (0.50027) (0.06539)	-0.065790 (0.10671) (-0.61650)	0.064431 (0.11031) (0.58408)	0.003337 (0.03538) (0.09431)
(I-I <sup>*</sup> )(-1)	-1.632475 (1.67513) (-0.97454)	-1.114936 (0.35733) (-3.12018)	0.743524 (0.36937) (2.01293)	0.939773 (0.11848) (7.93160)
(I-I <sup>*</sup> )(-2)	0.872853 (2.26472) (0.38541)	0.362880 (0.48310) (0.75115)	-0.609798 (0.49938) (-1.22111)	-0.207300 (0.16019) (-1.29411)
(I-I <sup>*</sup> )(-3)	-2.186546 (2.25349) (-0.97029)	0.307434 (0.48070) (0.63955)	-0.848021 (0.49691) (-1.70660)	-0.055055 (0.15939) (-0.34540)
(I-I <sup>*</sup> )(-4)	1.951459 (2.25441) (0.86562)	-0.013149 (0.48090) (-0.02734)	1.222810 (0.49711) (2.45985)	0.373336 (0.15946) (2.34128)

(I-I')(-5)	-2.672267 (1.82978) (-1.46043)	-0.566187 (0.39032) (-1.45057)	-0.661744 (0.40348) (-1.64010)	-0.320925 (0.12942) (-2.47965)
C	-0.061233 (0.35869) (-0.17071)	0.019706 (0.07651) (0.25755)	-0.093540 (0.07909) (-1.18265)	0.006990 (0.02537) (0.27552)
R-squared	0.920617	0.995312	0.970843	0.737168
Adj. R-squared	0.899162	0.994045	0.962962	0.666133
Sum sq. resid	0.162996	0.007417	0.007925	0.000815
S.E. equation	0.046932	0.010011	0.010349	0.003320
F-statistic	42.90940	785.5308	123.1983	10.37746
Log likelihood	167.6764	314.4499	311.3007	419.3184
Akaike AIC	-3.087924	-6.177892	-6.111593	-8.385650
Schwarz SC	-2.523383	-5.613351	-5.547052	-7.821109
Mean dependent	0.529922	-3.152551	-3.212794	-0.006794
S.D. dependent	0.147795	0.129732	0.053774	0.005745

### Πίνακας Α3: Εκτίμηση του VAR του Flexible Price Model

Sample(adjusted): 1975:2 1998:4

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

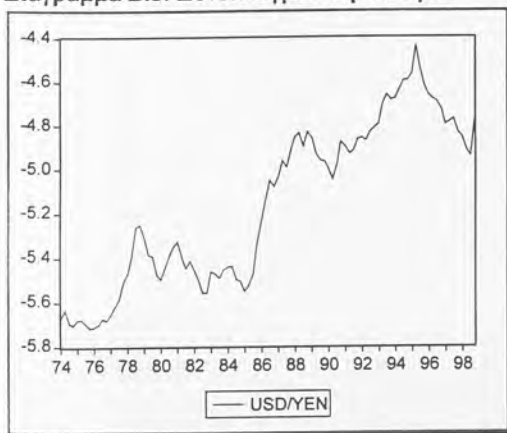
	S	M-M'	Y-Y'
S(-1)	1.123512 (0.11059) (10.1591)	-0.004355 (0.02520) (-0.17286)	0.017887 (0.02516) (0.71082)
S(-2)	-0.255078 (0.16302) (-1.56469)	-0.018050 (0.03714) (-0.48598)	-0.003425 (0.03709) (-0.09233)
S(-3)	0.133487 (0.16103) (0.82895)	-0.001755 (0.03669) (-0.04785)	-0.027508 (0.03664) (-0.75076)
S(-4)	-0.060466 (0.15812) (-0.38240)	0.073466 (0.03603) (2.03929)	0.028792 (0.03598) (0.80027)
S(-5)	-0.081406 (0.10440) (-0.77974)	-0.050164 (0.02379) (-2.10901)	-0.013203 (0.02375) (-0.55580)
(M-M')(-1)	0.082846 (0.46603) (0.17777)	1.347254 (0.10618) (12.6889)	0.144750 (0.10604) (1.36509)
(M-M')(-2)	0.539001 (0.73224) (0.73610)	-0.058193 (0.16683) (-0.34882)	-0.165766 (0.16661) (-0.99494)

$(M-M^*)(-3)$	-1.747237 (0.74636) (-2.34100)	0.062663 (0.17004) (0.36851)	-0.072572 (0.16982) (-0.42734)
$(M-M^*)(-4)$	0.993804 (0.72131) (1.37777)	-0.632340 (0.16434) (-3.84780)	-0.002797 (0.16412) (-0.01704)
$(M-M^*)(-5)$	0.100631 (0.45791) (0.21976)	0.262074 (0.10433) (2.51208)	0.102983 (0.10419) (0.98843)
$(Y-Y^*)(-1)$	-1.189671 (0.49349) (-2.41073)	-0.254548 (0.11243) (-2.26401)	0.875353 (0.11229) (7.79578)
$(Y-Y^*)(-2)$	1.007227 (0.66433) (1.51616)	0.198797 (0.15135) (1.31345)	0.114436 (0.15116) (0.75707)
$(Y-Y^*)(-3)$	-0.369140 (0.65577) (-0.56291)	-0.047424 (0.14941) (-0.31742)	0.008382 (0.14921) (0.05617)
$(Y-Y^*)(-4)$	0.797456 (0.65748) (1.21289)	0.314463 (0.14980) (2.09928)	-0.106613 (0.14960) (-0.71266)
$(Y-Y^*)(-5)$	-0.324206 (0.47855) (-0.67747)	-0.208923 (0.10903) (-1.91622)	0.072004 (0.10889) (0.66128)
C	-0.274446 (0.35373) (-0.77587)	-0.049638 (0.08059) (-0.61593)	-0.094965 (0.08048) (-1.17991)
R-squared	0.912444	0.994102	0.965758
Adj. R-squared	0.895820	0.992982	0.959257
Sum sq. resids	0.179777	0.009332	0.009307
S.E. equation	0.047704	0.010868	0.010854
F-statistic	54.88540	887.6212	148.5418
Log likelihood	163.0218	303.5409	303.6654
Akaike AIC	-3.095196	-6.053493	-6.056114
Schwarz SC	-2.665069	-5.623366	-5.625987
Mean dependent	0.529922	-3.152551	-3.212794
S.D. dependent	0.147795	0.129732	0.053774

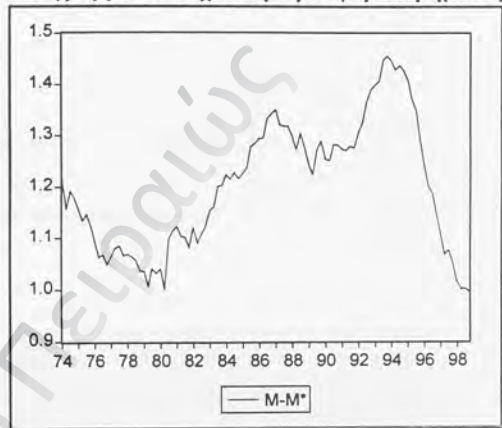
# ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

## ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΙΝΑΚΕΣ ΓΙΑ USD/YEN

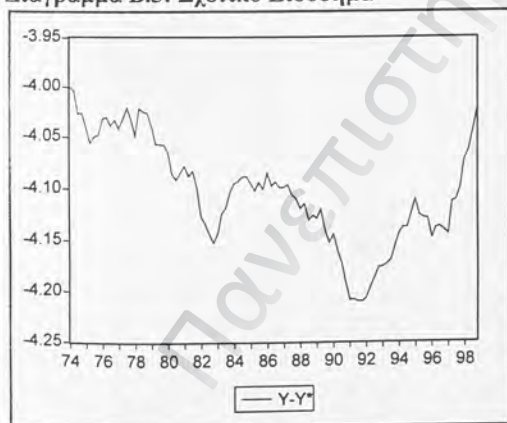
Διάγραμμα Β.1: Συναλλαγματική Ισοτιμία



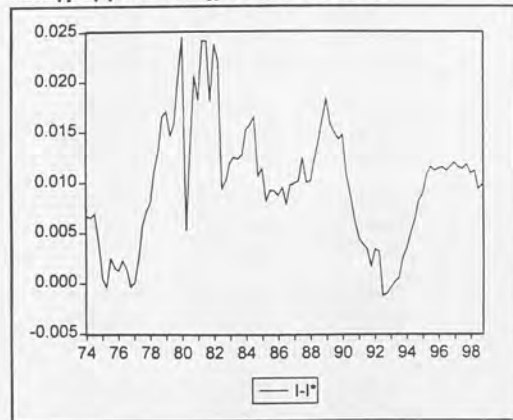
Διάγραμμα Β.2: Σχετική Προσφορά Χρήματος



Διάγραμμα Β.3: Σχετικό Εισόδημα

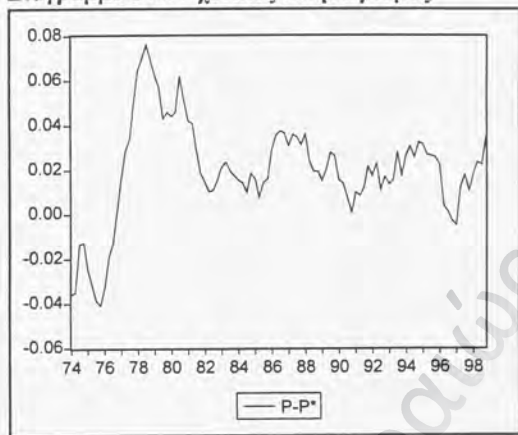


Διάγραμμα Β.4: Σχετικό Επιτόκιο





Διάγραμμα Β.5: Σχετικός Πληθωρισμός



Πίνακας Β.1: Εκτίμηση του VAR του Real Interest Differential Model

Sample(adjusted): 1975:2 1996:4

Included observations: 87 after adjusting endpoints

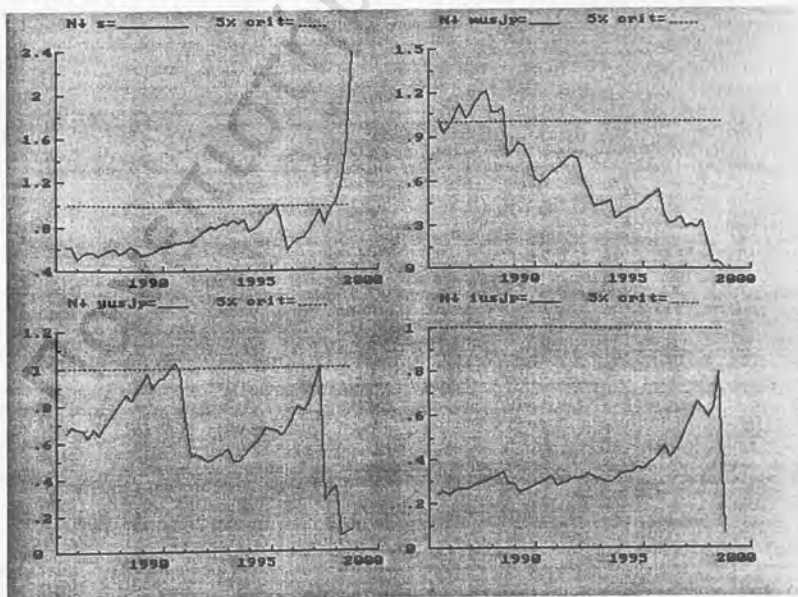
Standard errors & t-statistics in parentheses

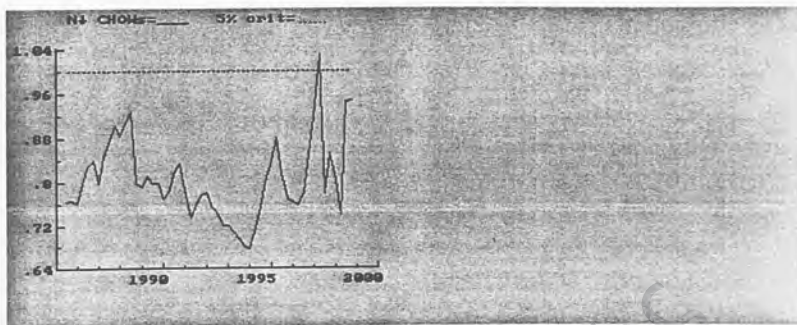
	S	M-M*	Y-Y*	I-I*	P-P*
S(-1)	1.012669 (0.12995) (7.79285)	-0.011783 (0.04820) (-0.24446)	-0.041008 (0.02918) (-1.40550)	0.011039 (0.00810) (1.36335)	0.027478 (0.01757) (1.56385)
S(-2)	-0.407288 (0.18695) (-2.17859)	0.030654 (0.06934) (0.44206)	0.055600 (0.04198) (1.32458)	0.007548 (0.01165) (0.64798)	-0.046301 (0.02528) (-1.83166)
S(-3)	0.233013 (0.19031) (1.22440)	-0.058855 (0.07059) (-0.83379)	-0.088549 (0.04273) (-2.07233)	-0.021416 (0.01186) (-1.80609)	0.040972 (0.02573) (1.59227)
S(-4)	-0.149531 (0.18782) (-0.79612)	-0.027671 (0.06967) (-0.39720)	0.061754 (0.04217) (1.46434)	0.022160 (0.01170) (1.89354)	-0.060741 (0.02540) (-2.39176)
S(-5)	0.137236 (0.12076) (1.13639)	0.056427 (0.04479) (1.25973)	-0.014389 (0.02711) (-0.53067)	-0.011151 (0.00752) (-1.48193)	0.038452 (0.01633) (2.35485)
(M-M*)(-1)	0.502277 (0.30166) (1.66503)	0.966293 (0.11189) (8.63608)	0.076425 (0.06773) (1.12834)	0.011800 (0.01880) (0.62780)	0.026476 (0.04079) (0.64912)
(M-M*)(-2)	-0.444725 (0.37827) (-1.17568)	0.033381 (0.14031) (0.23792)	-0.053119 (0.08493) (-0.62542)	-0.004107 (0.02357) (-0.17427)	-0.018778 (0.05115) (-0.36713)
(M-M*)(-3)	0.035087	-0.168533	-0.056980	-0.033708	0.023147

	(0.36762) (0.09544)	(0.13636) (-1.23598)	(0.08254) (-0.69032)	(0.02291) (-1.47159)	(0.04971) (0.46567)
<b>(M-M*)(-4)</b>	0.370328 (0.36388) (1.01772)	0.633613 (0.13497) (4.69456)	0.039353 (0.08170) (0.48167)	0.043339 (0.02267) (1.91151)	-0.022522 (0.04920) (-0.45776)
<b>(M-M*)(-5)</b>	0.017345 (0.31231) (0.05554)	-0.515101 (0.11584) (-4.44665)	0.032063 (0.07012) (0.45724)	-0.029259 (0.01946) (-1.50358)	-0.017323 (0.04223) (-0.41023)
<b>(Y-Y*)(-1)</b>	0.275263 (0.60745) (0.45314)	0.080222 (0.22531) (0.35605)	0.909099 (0.13639) (6.66545)	0.100175 (0.03785) (2.64668)	-0.004599 (0.08213) (-0.05600)
<b>(Y-Y*)(-2)</b>	-0.305924 (0.77943) (-0.39250)	0.157812 (0.28910) (0.54588)	-0.019572 (0.17500) (-0.11184)	-0.018579 (0.04856) (-0.38256)	-0.058637 (0.10539) (-0.55640)
<b>(Y-Y*)(-3)</b>	-1.164674 (0.73830) (-1.57751)	-0.319372 (0.27384) (-1.16626)	-0.008440 (0.16577) (-0.05091)	-0.037772 (0.04600) (-0.82109)	0.023309 (0.09983) (0.23350)
<b>(Y-Y*)(-4)</b>	0.276310 (0.78180) (0.35343)	0.081203 (0.28998) (0.28003)	-0.099291 (0.17553) (-0.56565)	-0.016187 (0.04871) (-0.33229)	0.084265 (0.10571) (0.79715)
<b>(Y-Y*)(-5)</b>	0.800214 (0.54513) (1.46793)	-0.121885 (0.20219) (-0.60281)	0.094447 (0.12240) (0.77164)	0.017915 (0.03397) (0.52743)	-0.032505 (0.07371) (-0.44099)
<b>(I-I*)(-1)</b>	-2.682994 (2.17109) (-1.23578)	-4.001344 (0.80528) (-4.96888)	0.318713 (0.48747) (0.65381)	0.513283 (0.13528) (3.79430)	-0.301775 (0.29356) (-1.02800)
<b>(I-I*)(-2)</b>	1.560925 (2.76994) (0.56352)	1.574085 (1.02740) (1.53210)	-0.124748 (0.62193) (-0.20058)	-0.137012 (0.17259) (-0.79385)	0.646033 (0.37453) (1.72492)
<b>(I-I*)(-3)</b>	-0.979117 (2.44262) (-0.40085)	0.636389 (0.90600) (0.70242)	-0.710617 (0.54844) (-1.29571)	0.427265 (0.15220) (2.80732)	-0.052612 (0.33027) (-0.15930)
<b>(I-I*)(-4)</b>	0.107456 (2.66783) (0.04028)	0.147884 (0.98953) (0.14945)	0.319712 (0.59900) (0.53374)	-0.040150 (0.16623) (-0.24153)	-0.475334 (0.36072) (-1.31773)
<b>(I-I*)(-5)</b>	-1.539241 (2.38183) (-0.64624)	1.392407 (0.88345) (1.57611)	-0.759270 (0.53479) (-1.41976)	0.146929 (0.14841) (0.99003)	-0.268183 (0.32205) (-0.83273)
<b>(P-P*)(-1)</b>	1.963217 (0.80717) (2.43224)	0.164911 (0.29939) (0.55083)	0.053769 (0.18123) (0.29669)	-0.015330 (0.05029) (-0.30482)	1.102067 (0.10914) (10.0979)
<b>(P-P*)(-2)</b>	0.123773 (1.16317) (0.10641)	0.543202 (0.43143) (1.25906)	0.105367 (0.26117) (0.40345)	-0.039407 (0.07248) (-0.54373)	-0.026323 (0.15727) (-0.16737)

(P-P*)(-3)	-1.347214 (1.17615) (-1.14544)	-0.303776 (0.43625) (-0.69634)	-0.038627 (0.26408) (-0.14627)	0.097168 (0.07328) (1.32591)	-0.031272 (0.15903) (-0.19664)
(P-P*)(-4)	1.090046 (1.17152) (0.93046)	-0.084375 (0.43453) (-0.19418)	0.011632 (0.26304) (0.04422)	-0.015358 (0.07300) (-0.21039)	-0.474349 (0.15840) (-2.99457)
(P-P*)(-5)	-0.168898 (0.83443) (-0.20241)	0.012485 (0.30950) (0.04034)	0.021619 (0.18735) (0.11539)	-0.015879 (0.05199) (-0.30541)	0.353799 (0.11282) (3.13584)
C	-1.963036 (1.69421) (-1.15868)	-0.501365 (0.62840) (-0.79784)	-0.687133 (0.38040) (-1.80636)	0.244705 (0.10556) (2.31808)	0.065153 (0.22908) (0.28442)
R-squared	0.988680	0.986659	0.970394	0.860460	0.942728
Adj. R-squared	0.984041	0.981191	0.958260	0.803272	0.919256
Sum sq. resids	0.128712	0.017708	0.006489	0.000500	0.002353
S.E. equation	0.045935	0.017038	0.010314	0.002862	0.006211
F-statistic	213.1167	180.4559	79.97572	15.04603	40.16381
Log likelihood	160.0023	246.2882	289.9590	401.4842	334.0816
Akaike AIC	-3.080512	-5.064096	-6.068023	-8.631821	-7.082337
Schwarz SC	-2.343573	-4.327158	-5.331085	-7.894883	-6.345399
Mean dependent	-5.157996	1.217538	-4.109830	0.009996	0.022494
S.D. dependent	0.363618	0.124233	0.050482	0.006453	0.021858

Διάγραμμα Β.6: Σταθερότητα του SP Model (USD/YEN) (1974-1998)





**Πίνακας Β.2: Εκτίμηση του VAR του Sticky Price Model**

Sample(adjusted): 1975:2 1996:4

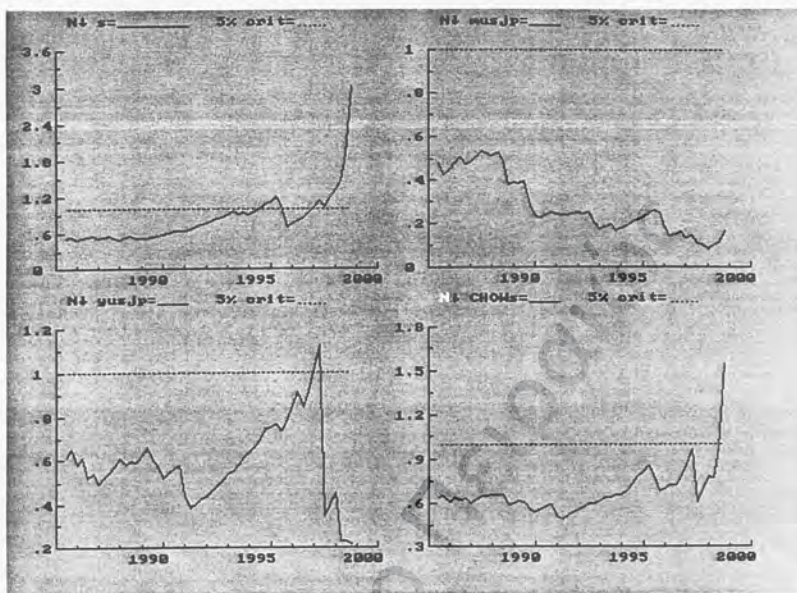
Included observations: 87 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

	S	M-M*	Y-Y*	I-I*
S(-1)	1.209052 (0.12174) (9.93104)	0.038629 (0.04257) (0.90738)	-0.024709 (0.02477) (-0.99747)	0.010155 (0.00692) (1.46776)
S(-2)	-0.417379 (0.19711) (-2.11749)	0.023137 (0.06893) (0.33568)	0.053968 (0.04011) (1.34560)	0.009923 (0.01120) (0.88586)
S(-3)	0.235598 (0.20063) (1.17429)	-0.049844 (0.07016) (-0.71047)	-0.086277 (0.04082) (-2.11342)	-0.022462 (0.01140) (-1.97014)
S(-4)	-0.113305 (0.19478) (-0.58172)	-0.026765 (0.06811) (-0.39298)	0.066709 (0.03963) (1.68320)	0.024835 (0.01107) (2.24374)
S(-5)	0.052175 (0.12351) (0.42243)	0.034651 (0.04319) (0.80229)	-0.022309 (0.02513) (-0.88770)	-0.012436 (0.00702) (-1.77181)
(M-M*)(-1)	0.787523 (0.30110) (2.61551)	1.029270 (0.10529) (9.77580)	0.103066 (0.06127) (1.68227)	0.013400 (0.01711) (0.78311)
(M-M*)(-2)	-0.617069 (0.39726) (-1.55333)	-0.010092 (0.13891) (-0.07265)	-0.068705 (0.08083) (-0.84997)	-0.002183 (0.02258) (-0.09671)
(M-M*)(-3)	-0.039738 (0.39097) (-0.10164)	-0.171281 (0.13672) (-1.25283)	-0.057641 (0.07955) (-0.72455)	-0.034786 (0.02222) (-1.56567)
(M-M*)(-4)	0.396781 (0.38069) (1.04227)	0.594978 (0.13312) (4.46950)	0.033877 (0.07746) (0.43735)	0.043677 (0.02163) (2.01895)

(M-M*)(-5)	-0.347207 (0.28476) (-1.21928)	-0.561281 (0.09958) (-5.63671)	0.000711 (0.05794) (0.01226)	-0.033942 (0.01618) (-2.09744)
(Y-Y*)(-1)	0.631324 (0.62539) (1.00949)	0.193930 (0.21869) (0.88680)	0.946213 (0.12725) (7.43578)	0.104036 (0.03554) (2.92735)
(Y-Y*)(-2)	-0.364227 (0.82479) (-0.44160)	0.125266 (0.28841) (0.43433)	-0.032180 (0.16782) (-0.19175)	-0.014628 (0.04687) (-0.31210)
(Y-Y*)(-3)	-1.090549 (0.78531) (-1.38869)	-0.278100 (0.27461) (-1.01273)	0.005280 (0.15979) (0.03304)	-0.040395 (0.04463) (-0.90516)
(Y-Y*)(-4)	0.421674 (0.82467) (0.51133)	0.096168 (0.28837) (0.33349)	-0.081536 (0.16780) (-0.48591)	-0.013178 (0.04686) (-0.28119)
(Y-Y*)(-5)	0.647377 (0.57923) (1.11766)	-0.171861 (0.20254) (-0.84851)	0.078019 (0.11786) (0.66197)	0.017996 (0.03292) (0.54672)
(I-I*)(-1)	-1.999996 (2.20703) (-0.90619)	-4.076760 (0.77175) (-5.28246)	0.348604 (0.44908) (0.77627)	0.500008 (0.12542) (3.98666)
(I-I*)(-2)	1.369998 (2.78285) (0.49230)	1.746919 (0.97311) (1.79520)	-0.042777 (0.56624) (-0.07555)	-0.132533 (0.15814) (-0.83806)
(I-I*)(-3)	0.233079 (2.46717) (0.09447)	0.536620 (0.86272) (0.62201)	-0.694864 (0.50201) (-1.38416)	0.452787 (0.14020) (3.22950)
(I-I*)(-4)	1.234103 (2.73921) (0.45053)	0.697879 (0.95785) (0.72859)	0.457799 (0.55736) (0.82137)	-0.076112 (0.15566) (-0.48895)
(I-I*)(-5)	-2.696183 (2.49230) (-1.08181)	1.126097 (0.87151) (1.29213)	-0.806695 (0.50712) (-1.59073)	0.195783 (0.14163) (1.38234)
C	0.640187 (1.30286) (0.49137)	0.105014 (0.45558) (0.23050)	-0.419207 (0.26510) (-1.58132)	0.290509 (0.07404) (3.92377)
R-squared	0.985882	0.985211	0.969674	0.855233
Adj. R-squared	0.981604	0.980730	0.960484	0.811364
Sum sq. resid	0.160534	0.019629	0.006646	0.000518
S.E. equation	0.049319	0.017246	0.010035	0.002803
F-statistic	230.4420	219.8402	105.5178	19.49525
Log likelihood	150.3918	241.8059	288.9139	399.8845
Akaike AIC	-2.974524	-5.075997	-6.158939	-8.709989
Schwarz SC	-2.379305	-4.480778	-5.563720	-8.114769
Mean dependent	-5.157996	1.217538	-4.109830	0.009996
S.D. dependent	0.363618	0.124233	0.050482	0.006453

Διάγραμμα Β.7: Σταθερότητα του FP Model (USD/YEN) (1974-1998)



Πίνακας Β.3: Εκτίμηση του VAR του Flexible Price Model

Sample(adjusted): 1975:2 1996:4

Included observations: 87 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

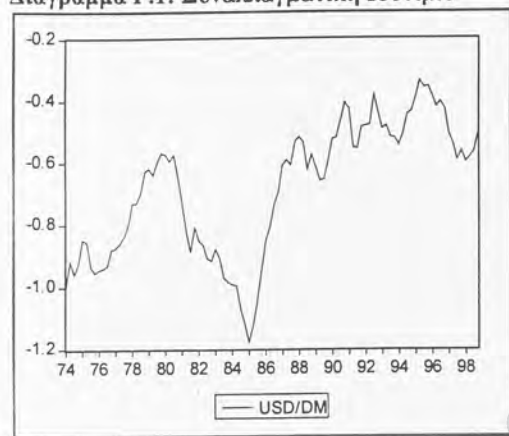
	S	M-M*	Y-Y*
S(-1)	1.248150 (0.11734) (10.6374)	0.075926 (0.04865) (1.56071)	-0.016650 (0.02546) (-0.65406)
S(-2)	-0.467356 (0.18570) (-2.51668)	-0.073934 (0.07699) (-0.96025)	0.059956 (0.04029) (1.48817)
S(-3)	0.243263 (0.18990) (1.28099)	-0.057157 (0.07874) (-0.72594)	-0.081240 (0.04120) (-1.97189)
S(-4)	-0.079504 (0.18582) (-0.42787)	0.017481 (0.07704) (0.22691)	0.051959 (0.04031) (1.28890)
S(-5)	0.007631 (0.11545) (0.06610)	0.016532 (0.04787) (0.34538)	-0.025818 (0.02505) (-1.03079)

(M-M*)(-1)	0.707653 (0.25337) (2.79293)	0.954779 (0.10505) (9.08874)	0.094629 (0.05497) (1.72149)
(M-M*)(-2)	-0.663767 (0.34024) (-1.95086)	0.007601 (0.14107) (0.05388)	-0.056165 (0.07382) (-0.76089)
(M-M*)(-3)	-0.018126 (0.34340) (-0.05278)	-0.091810 (0.14238) (-0.64484)	-0.112851 (0.07450) (-1.51477)
(M-M*)(-4)	0.571041 (0.33678) (1.69560)	0.586881 (0.13963) (4.20308)	0.083142 (0.07306) (1.13793)
(M-M*)(-5)	-0.382396 (0.25660) (-1.49026)	-0.529842 (0.10639) (-4.98031)	0.012850 (0.05567) (0.23084)
(Y-Y*)(-1)	0.625128 (0.54174) (1.15393)	-0.198185 (0.22461) (-0.88236)	1.072807 (0.11753) (9.12796)
(Y-Y*)(-2)	-0.234749 (0.78254) (-0.29998)	0.073577 (0.32445) (0.22677)	-0.022286 (0.16977) (-0.13127)
(Y-Y*)(-3)	-1.025517 (0.76093) (-1.34772)	-0.282880 (0.31549) (-0.89665)	-0.018233 (0.16508) (-0.11045)
(Y-Y*)(-4)	0.412145 (0.78568) (0.52457)	0.318134 (0.32575) (0.97662)	-0.138242 (0.17045) (-0.81103)
(Y-Y*)(-5)	0.426159 (0.53141) (0.80194)	-0.181095 (0.22033) (-0.82193)	0.048109 (0.11529) (0.41729)
C	0.333886 (1.01897) (0.32767)	-1.133443 (0.42248) (-2.68286)	-0.326203 (0.22107) (-1.47559)
R-squared	0.985068	0.978011	0.963538
Adj. R-squared	0.981913	0.973365	0.955834
Sum sq. resid	0.169787	0.029187	0.007991
S.E. equation	0.048902	0.020275	0.010609
F-statistic	312.2603	210.5230	125.0807
Log likelihood	147.9539	224.5504	280.8977
Akaike AIC	-3.033423	-4.794262	-6.089603
Schwarz SC	-2.579922	-4.340762	-5.636103
Mean dependent	-5.157996	1.217538	-4.109830
S.D. dependent	0.363618	0.124233	0.050482

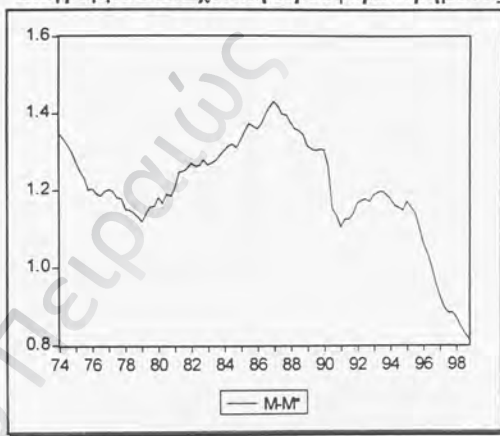
# ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ

## ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΙΝΑΚΕΣ ΓΙΑ USD/DM

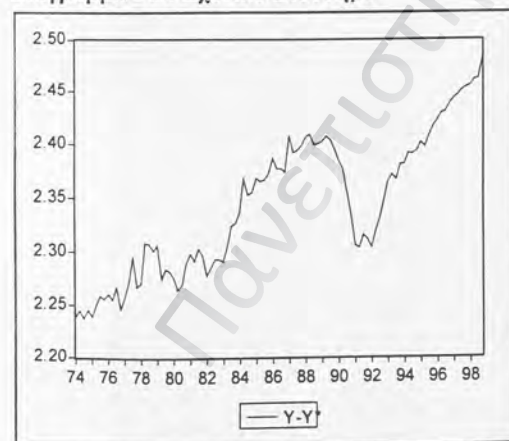
Διάγραμμα Γ.1: Συναλλαγματική Ισοτιμία



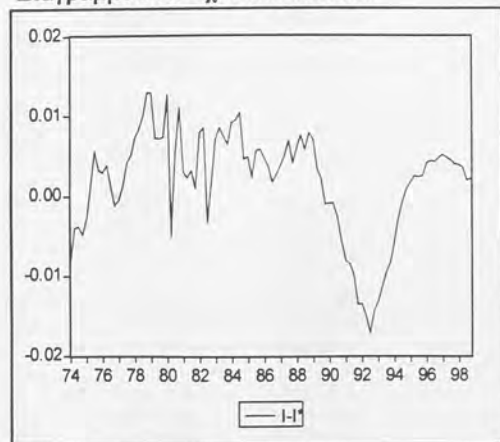
Διάγραμμα Γ.2: Σχετική Προσφορά Χρήματος



Διάγραμμα Γ.3: Σχετικό Εισόδημα

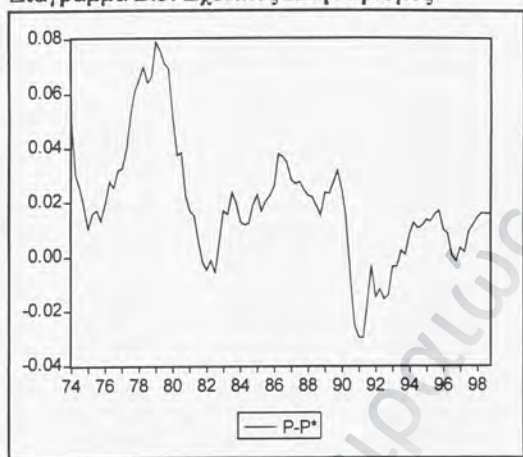


Διάγραμμα Γ.4: Σχετικό Επιτόκιο





Διάγραμμα Β.5: Σχετικός Πληθωρισμός



Πίνακας Γ.1: Εκτίμηση του Conditional VAR του RID

Sample(adjusted): 1975:2 1998:4

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

	S	Y-Y*	I-I*	P-P*
S(-1)	0.939179 (0.11609) (8.09033)	-0.035439 (0.03468) (-1.02184)	0.010418 (0.00908) (1.14706)	0.023904 (0.01664) (1.43617)
S(-2)	-0.231124 (0.15914) (-1.45233)	0.077066 (0.04754) (1.62092)	-0.007540 (0.01245) (-0.60559)	-0.012458 (0.02282) (-0.54600)
S(-3)	0.275721 (0.16136) (1.70875)	-0.017707 (0.04821) (-0.36731)	-0.014609 (0.01262) (-1.15720)	-0.014329 (0.02314) (-0.61936)
S(-4)	-0.019546 (0.16597) (-0.11777)	0.015734 (0.04959) (0.31731)	0.012740 (0.01299) (0.98108)	0.005722 (0.02380) (0.24043)
S(-5)	-0.111447 (0.10816) (-1.03043)	-0.041015 (0.03231) (-1.26932)	-0.001629 (0.00846) (-0.19246)	-0.013235 (0.01551) (-0.85344)
(Y-Y*)(-1)	-0.749443 (0.42482) (-1.76413)	0.842235 (0.12692) (6.63595)	0.044867 (0.03324) (1.34988)	0.134370 (0.06091) (2.20603)
(Y-Y*)(-2)	0.250968	0.089515	0.039081	-0.105545

	(0.53345) (0.47046)	(0.15937) (0.56167)	(0.04174) (0.93639)	(0.07648) (-1.37994)
<b>(Y-Y*)(-3)</b>	0.047037 (0.51166) (0.09193)	0.117891 (0.15286) (0.77122)	-0.054942 (0.04003) (-1.37247)	0.095662 (0.07336) (1.30399)
<b>(Y-Y*)(-4)</b>	0.111447 (0.50529) (0.22056)	0.183075 (0.15096) (1.21275)	0.013021 (0.03953) (0.32937)	-0.173026 (0.07245) (-2.38829)
<b>(Y-Y*)(-5)</b>	0.820933 (0.41375) (1.98412)	-0.258009 (0.12361) (-2.08724)	-0.047519 (0.03237) (-1.46792)	0.048221 (0.05932) (0.81285)
<b>(I-I*)(-1)</b>	-1.916608 (1.73601) (-1.10403)	0.895374 (0.51865) (1.72636)	0.546247 (0.13582) (4.02177)	-0.188753 (0.24891) (-0.75833)
<b>(I-I*)(-2)</b>	-0.228352 (2.01473) (-0.11334)	-1.028987 (0.60192) (-1.70951)	-0.006083 (0.15763) (-0.03859)	0.367944 (0.28887) (1.27374)
<b>(I-I*)(-3)</b>	-3.202147 (2.01036) (-1.59282)	0.679637 (0.60061) (1.13157)	0.311274 (0.15729) (1.97901)	0.162400 (0.28824) (0.56341)
<b>(I-I*)(-4)</b>	3.195169 (1.94250) (1.64487)	0.112663 (0.58034) (0.19413)	-0.008513 (0.15198) (-0.05602)	-0.337317 (0.27851) (-1.21113)
<b>(I-I*)(-5)</b>	-2.649399 (1.65530) (-1.60055)	-0.400333 (0.49454) (-0.80951)	-0.043166 (0.12951) (-0.33330)	-0.062879 (0.23734) (-0.26494)
<b>(P-P*)(-1)</b>	1.113185 (0.77423) (1.43780)	-0.208260 (0.23131) (-0.90036)	0.033503 (0.06057) (0.55308)	1.196198 (0.11101) (10.7758)
<b>(P-P*)(-2)</b>	-0.337227 (1.12222) (-0.30050)	0.213967 (0.33527) (0.63819)	-0.083901 (0.08780) (-0.95559)	-0.254075 (0.16090) (-1.57906)
<b>(P-P*)(-3)</b>	2.609577 (1.12486) (2.31992)	0.143661 (0.33606) (0.42748)	0.063655 (0.08801) (0.72329)	0.120843 (0.16128) (0.74927)
<b>(P-P*)(-4)</b>	-2.093565 (1.12122) (-1.86722)	-0.482503 (0.33498) (-1.44041)	0.055595 (0.08772) (0.63376)	-0.540618 (0.16076) (-3.36291)
<b>(P-P*)(-5)</b>	-0.134582 (0.78701) (-0.17100)	0.112199 (0.23513) (0.47719)	-0.036263 (0.06157) (-0.58893)	0.401430 (0.11284) (3.55751)
<b>C</b>	-1.192833 (0.33189) (-3.59402)	0.093263 (0.09916) (0.94057)	0.008947 (0.02597) (0.34457)	0.005413 (0.04759) (0.11375)

(M-M*)	-0.172189 (0.27029) (-0.63705)	0.050466 (0.08075) (0.62495)	-0.008263 (0.02115) (-0.39076)	-0.015426 (0.03875) (-0.39806)
(M-M*)(-1)	0.325873 (0.45058) (0.72323)	-0.072146 (0.13461) (-0.53595)	-0.007260 (0.03525) (-0.20594)	0.043854 (0.06460) (0.67882)
(M-M*)(-2)	-0.248555 (0.44673) (-0.55638)	0.212358 (0.13347) (1.59111)	0.018838 (0.03495) (0.53898)	-0.008518 (0.06405) (-0.13298)
(M-M*)(-3)	0.535999 (0.45162) (1.18683)	-0.170994 (0.13493) (-1.26731)	-0.007954 (0.03533) (-0.22511)	-0.095896 (0.06475) (-1.48096)
(M-M*)(-4)	-0.484422 (0.44688) (-1.08401)	-0.091314 (0.13351) (-0.68395)	-0.014537 (0.03496) (-0.41578)	0.048141 (0.06407) (0.75135)
(M-M*)(-5)	0.015479 (0.27051) (0.05722)	0.048253 (0.08082) (0.59707)	0.021355 (0.02116) (1.00904)	0.018477 (0.03878) (0.47640)
R-squared	0.972699	0.972784	0.828957	0.951765
Adj. R-squared	0.962260	0.962378	0.763558	0.933322
Sum sq. resids	0.112768	0.010065	0.000690	0.002318
S.E. equation	0.040723	0.012166	0.003186	0.005839
F-statistic	93.18180	93.48332	12.67543	51.60579
Log likelihood	185.1753	299.9463	427.2346	369.6907
Akaike AIC	-3.330005	-5.746239	-8.425991	-7.214541
Schwarz SC	-2.604167	-5.020400	-7.700152	-6.488702
Mean dependent	-0.671666	2.349295	0.002139	0.018859
S.D. dependent	0.209622	0.062725	0.006552	0.022611

## Πίνακας Γ.2: Granger Causality για το RID

Sample(adjusted): 1975:2 1998:4

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

	DS	D(Y-Y*)	D(I-I*)	D(P-P*)
DS(-1)	0.111631 (0.11322) (0.98594)	-0.046905 (0.03223) (-1.45531)	0.013209 (0.00846) (1.56070)	0.029463 (0.01574) (1.87192)
DS(-2)	-0.121718 (0.11074) (-1.09916)	0.027185 (0.03152) (0.86239)	0.005016 (0.00828) (0.60600)	0.013135 (0.01539) (0.85325)
DS(-3)	0.158458 (0.11089) (1.42902)	0.003677 (0.03157) (0.11647)	-0.009302 (0.00829) (-1.12225)	-0.003131 (0.01541) (-0.20314)
DS(-4)	0.112130 (0.10602)	0.014692 (0.03018)	0.005886 (0.00792)	-0.001749 (0.01474)

	(1.05760)	(0.48680)	(0.74270)	(-0.11869)
<b>D(Y-Y*)(-1)</b>	-0.745961 (0.44518) (-1.67564)	-0.100054 (0.12673) (-0.78953)	0.039270 (0.03328) (1.18013)	0.158312 (0.06188) (2.55817)
<b>D(Y-Y*)(-2)</b>	-0.357332 (0.45741) (-0.78121)	-0.045236 (0.13021) (-0.34741)	0.078406 (0.03419) (2.29322)	0.040326 (0.06358) (0.63421)
<b>D(Y-Y*)(-3)</b>	-0.397980 (0.43865) (-0.90728)	0.061803 (0.12487) (0.49495)	0.022272 (0.03279) (0.67928)	0.129002 (0.06098) (2.11556)
<b>D(Y-Y*)(-4)</b>	-0.325771 (0.41566) (-0.78375)	0.217296 (0.11832) (1.83647)	0.037628 (0.03107) (1.21110)	-0.053643 (0.05778) (-0.92839)
<b>D(I-I*)(-1)</b>	-1.547187 (1.72563) (-0.89660)	0.702760 (0.49122) (1.43063)	-0.335136 (0.12899) (-2.59822)	-0.234295 (0.23988) (-0.97672)
<b>D(I-I*)(-2)</b>	-1.195753 (1.89643) (-0.63053)	-0.348097 (0.53985) (-0.64481)	-0.312755 (0.14175) (-2.20632)	0.157254 (0.26362) (0.59651)
<b>D(I-I*)(-3)</b>	-2.987632 (1.79935) (-1.66040)	0.309957 (0.51221) (0.60513)	0.018469 (0.13450) (0.13732)	0.362068 (0.25013) (1.44752)
<b>D(I-I*)(-4)</b>	1.479890 (1.69805) (0.87152)	0.275782 (0.48337) (0.57054)	0.038444 (0.12693) (0.30288)	0.000793 (0.23605) (0.00336)
<b>D(P-P*)(-1)</b>	1.014912 (0.77144) (1.31561)	-0.031676 (0.21960) (-0.14425)	0.034399 (0.05766) (0.59655)	0.307258 (0.10724) (2.86520)
<b>D(P-P*)(-2)</b>	0.636005 (0.75511) (0.84227)	0.148521 (0.21495) (0.69095)	-0.071860 (0.05644) (-1.27314)	0.012002 (0.10497) (0.11433)
<b>D(P-P*)(-3)</b>	3.079326 (0.77392) (3.97889)	0.273788 (0.22031) (1.24276)	1.98E-05 (0.05785) (0.00034)	0.118941 (0.10758) (1.10557)
<b>D(P-P*)(-4)</b>	0.504658 (0.79633) (0.63373)	-0.205892 (0.22669) (-0.90826)	0.033573 (0.05952) (0.56402)	-0.465674 (0.11070) (-4.20666)
<b>C</b>	0.009328 (0.00585) (1.59347)	0.002803 (0.00167) (1.68196)	-0.000456 (0.00044) (-1.04269)	-0.001114 (0.00081) (-1.36861)
<b>D(M-M*)</b>	-0.211386 (0.27930) (-0.75685)	0.044567 (0.07951) (0.56054)	-0.002354 (0.02088) (-0.11276)	-0.008269 (0.03883) (-0.21299)
<b>D(M-M*)(-1)</b>	0.123502	-0.029747	-0.009676	0.031123

	(0.29647) (0.41657)	(0.08440) (-0.35247)	(0.02216) (-0.43664)	(0.04121) (0.75518)
D(M-M*)(-2)	-0.090002 (0.29843) (-0.30159)	0.187746 (0.08495) (2.21001)	0.006896 (0.02231) (0.30916)	0.022261 (0.04149) (0.53661)
D(M-M*)(-3)	0.465607 (0.30386) (1.53233)	-0.003328 (0.08650) (-0.03848)	0.001739 (0.02271) (0.07656)	-0.078026 (0.04224) (-1.84723)
D(M-M*)(-4)	0.017146 (0.28024) (0.06118)	-0.065809 (0.07977) (-0.82494)	-0.013992 (0.02095) (-0.66796)	-0.014240 (0.03896) (-0.36554)
R-squared	0.395353	0.244628	0.309171	0.415934
Adj. R-squared	0.221413	0.027330	0.110439	0.247914
Sum sq. resids	0.137990	0.011182	0.000771	0.002667
S.E. equation	0.043477	0.012376	0.003250	0.006044
F-statistic	2.272931	1.125770	1.555719	2.475513
Log likelihood	175.5873	294.9496	421.9826	363.0415
Akaike AIC	-3.233417	-5.746306	-8.420686	-7.179821
Schwarz SC	-2.641993	-5.154882	-7.829261	-6.588397
Mean dependent	0.003573	0.002559	5.43E-05	5.79E-05
S.D. dependent	0.049273	0.012549	0.003446	0.006969

**Πίνακας Γ.3: Εκτίμηση του Conditional VAR του SP**

Sample(adjusted): 1975:2 1998:4

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

	S	Y-Y*	I-I*
S(-1)	1.152906 (0.11434) (10.0833)	-0.055727 (0.02977) (-1.87222)	0.014484 (0.00768) (1.88603)
S(-2)	-0.263837 (0.17701) (-1.49053)	0.078462 (0.04608) (1.70272)	-0.006796 (0.01189) (-0.57160)
S(-3)	0.198569 (0.18121) (1.09579)	-0.030084 (0.04717) (-0.63771)	-0.014518 (0.01217) (-1.19280)
S(-4)	-0.057267 (0.18143) (-0.31564)	0.029053 (0.04723) (0.61514)	0.010049 (0.01219) (0.82462)
S(-5)	-0.154419 (0.11719) (-1.31767)	-0.034602 (0.03051) (-1.13420)	-0.001832 (0.00787) (-0.23272)
(Y-Y*)(-1)	-0.435263 (0.46343) (-0.93921)	0.853575 (0.12064) (7.07515)	0.048904 (0.03113) (1.57109)

(Y-Y*)(-2)	0.305922 (0.60353) (0.50689)	0.058157 (0.15711) (0.37016)	0.038299 (0.04054) (0.94479)
(Y-Y*)(-3)	0.104005 (0.57545) (0.18074)	0.162032 (0.14981) (1.08162)	-0.058550 (0.03865) (-1.51481)
(Y-Y*)(-4)	0.017543 (0.57085) (0.03073)	0.143153 (0.14861) (0.96330)	0.019745 (0.03834) (0.51497)
(Y-Y*)(-5)	0.322353 (0.45002) (0.71631)	-0.197206 (0.11715) (-1.68334)	-0.061260 (0.03023) (-2.02670)
(I-I*)(-1)	-1.827687 (1.86837) (-0.97823)	0.617099 (0.48638) (1.26875)	0.560070 (0.12549) (4.46297)
(I-I*)(-2)	1.268564 (2.20947) (0.57415)	-0.873900 (0.57518) (-1.51935)	-0.028084 (0.14840) (-0.18924)
(I-I*)(-3)	-1.391830 (2.13789) (-0.65103)	0.364712 (0.55655) (0.65531)	0.403836 (0.14360) (2.81231)
(I-I*)(-4)	2.991559 (2.13915) (1.39848)	-0.169955 (0.55688) (-0.30519)	0.010094 (0.14368) (0.07025)
(I-I*)(-5)	-2.757583 (1.82455) (-1.51138)	-0.374456 (0.47498) (-0.78837)	-0.036888 (0.12255) (-0.30100)
C	-0.725013 (0.26988) (-2.68640)	-0.021940 (0.07026) (-0.31229)	0.027747 (0.01813) (1.53067)
(M-M*)	-0.227464 (0.30068) (-0.75650)	0.037832 (0.07827) (0.48333)	-0.008429 (0.02020) (-0.41734)
(M-M*)(-1)	0.481040 (0.50686) (0.94906)	-0.049211 (0.13195) (-0.37296)	-0.011348 (0.03404) (-0.33333)
(M-M*)(-2)	-0.100265 (0.50682) (-0.19783)	0.207142 (0.13194) (1.57001)	0.024886 (0.03404) (0.73104)
(M-M*)(-3)	0.301578 (0.51200) (0.58902)	-0.199098 (0.13329) (-1.49376)	-0.007048 (0.03439) (-0.20493)
(M-M*)(-4)	-0.668798 (0.50252)	-0.064766 (0.13082)	-0.016917 (0.03375)

	(-1.33089)	(-0.49508)	(-0.50119)
(M-M*)(-5)	0.143173 (0.29841) (0.47978)	0.044280 (0.07768) (0.57000)	0.021136 (0.02004) (1.05450)
R-squared	0.961396	0.970782	0.821754
Adj. R-squared	0.950291	0.962376	0.770478
Sum sq. resids	0.159452	0.010806	0.000719
S.E. equation	0.046736	0.012167	0.003139
F-statistic	86.57218	115.4970	16.02601
Log likelihood	168.7207	296.5737	425.2751
Akaike AIC	-3.088856	-5.780499	-8.490003
Schwarz SC	-2.497432	-5.189074	-7.898579
Mean dependent	-0.671666	2.349295	0.002139
S.D. dependent	0.209622	0.062725	0.006552

#### Πίνακας Γ.4: Granger Causality για το SP

Sample(adjusted): 1975:2 1998:4

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

	DS	D(Y-Y*)	D(I-I*)
DS(-1)	0.272856 (0.11349) (2.40420)	-0.045158 (0.02851) (-1.58389)	0.013140 (0.00744) (1.76619)
DS(-2)	-0.020068 (0.12076) (-0.16617)	0.029585 (0.03034) (0.97518)	0.006488 (0.00792) (0.81958)
DS(-3)	0.166289 (0.12048) (1.38023)	-0.004813 (0.03027) (-0.15904)	-0.008237 (0.00790) (-1.04299)
DS(-4)	0.041668 (0.11509) (0.36203)	0.017917 (0.02891) (0.61968)	0.004871 (0.00754) (0.64567)
D(Y-Y*)(-1)	-0.175611 (0.47363) (-0.37078)	-0.093049 (0.11898) (-0.78204)	0.044460 (0.03105) (1.43201)
D(Y-Y*)(-2)	0.179686 (0.48287) (0.37212)	-0.037637 (0.12131) (-0.31027)	0.078836 (0.03165) (2.49058)
D(Y-Y*)(-3)	0.148110 (0.47541) (0.31155)	0.092909 (0.11943) (0.77795)	0.020544 (0.03116) (0.65921)
D(Y-Y*)(-4)	0.058621 (0.45056) (0.13011)	0.215404 (0.11319) (1.90307)	0.043349 (0.02954) (1.46769)

<b>D(I-I*)(-1)</b>	-2.531160 (1.86990) (-1.35363)	0.650517 (0.46975) (1.38483)	-0.344060 (0.12258) (-2.80688)
<b>D(I-I*)(-2)</b>	-1.022970 (2.06394) (-0.49564)	-0.175023 (0.51849) (-0.33756)	-0.363259 (0.13530) (-2.68491)
<b>D(I-I*)(-3)</b>	-1.468546 (1.98040) (-0.74154)	0.350015 (0.49750) (0.70354)	0.036667 (0.12982) (0.28244)
<b>D(I-I*)(-4)</b>	1.921177 (1.85886) (1.03353)	0.211999 (0.46697) (0.45399)	0.043331 (0.12185) (0.35560)
<b>C</b>	0.003122 (0.00630) (0.49514)	0.002770 (0.00158) (1.74887)	-0.000503 (0.00041) (-1.21799)
<b>D(M-M*)</b>	-0.233775 (0.30306) (-0.77139)	0.041076 (0.07613) (0.53953)	-0.001286 (0.01987) (-0.06475)
<b>D(M-M*)(-1)</b>	0.233398 (0.32867) (0.71013)	-0.012220 (0.08257) (-0.14801)	-0.014889 (0.02155) (-0.69106)
<b>D(M-M*)(-2)</b>	0.163698 (0.33038) (0.49548)	0.202882 (0.08300) (2.44446)	0.007803 (0.02166) (0.36031)
<b>D(M-M*)(-3)</b>	0.386611 (0.34079) (1.13446)	-0.014776 (0.08561) (-0.17259)	0.002366 (0.02234) (0.10589)
<b>D(M-M*)(-4)</b>	-0.231655 (0.30169) (-0.76785)	-0.073514 (0.07579) (-0.96998)	-0.014555 (0.01978) (-0.73599)
<b>R-squared</b>	0.191207	0.213102	0.289292
<b>Adj. R-squared</b>	0.012642	0.039372	0.132383
<b>Sum sq. resids</b>	0.184579	0.011649	0.000793
<b>S.E. equation</b>	0.048961	0.012300	0.003209
<b>F-statistic</b>	1.070800	1.226626	1.843690
<b>Log likelihood</b>	161.7697	293.0074	420.6351
<b>Akaike AIC</b>	-3.026730	-5.789629	-8.476528
<b>Schwarz SC</b>	-2.542837	-5.305736	-7.992635
<b>Mean dependent</b>	0.003573	0.002559	5.43E-05
<b>S.D. dependent</b>	0.049273	0.012549	0.003446



**Πίνακας Γ.5: Εκτίμηση του VAR του Flexible Price Model**

Sample(adjusted): 1975:2 1998:4			
Included observations: 95 after adjusting endpoints			
Standard errors & t-statistics in parentheses			
	S	Y-Y*	I-I*
S(-1)	1.191189 (0.11128) (10.7046)	-0.044323 (0.02902) (-1.52745)	-0.044789 (0.04533) (-0.98807)
S(-2)	-0.282968 (0.17379) (-1.62824)	0.085479 (0.04532) (1.88619)	0.011729 (0.07079) (0.16568)
S(-3)	0.186770 (0.17576) (1.06262)	-0.050663 (0.04583) (-1.10537)	0.007046 (0.07160) (0.09841)
S(-4)	-0.032752 (0.17232) (-0.19006)	0.037164 (0.04494) (0.82703)	0.048938 (0.07020) (0.69715)
S(-5)	-0.149832 (0.11032) (-1.35816)	-0.030334 (0.02877) (-1.05446)	-0.038251 (0.04494) (-0.85117)
(Y-Y*)(-1)	-0.390453 (0.42389) (-0.92112)	0.929518 (0.11054) (8.40913)	0.037078 (0.17267) (0.21473)
(Y-Y*)(-2)	0.260212 (0.58353) (0.44593)	0.016277 (0.15217) (0.10697)	-0.115410 (0.23771) (-0.48552)
(Y-Y*)(-3)	0.130852 (0.55697) (0.23494)	0.202191 (0.14524) (1.39213)	-0.005352 (0.22688) (-0.02359)
(Y-Y*)(-4)	0.119754 (0.55012) (0.21769)	0.062768 (0.14345) (0.43755)	-0.032212 (0.22410) (-0.14374)
(Y-Y*)(-5)	0.144343 (0.40760) (0.35413)	-0.216499 (0.10629) (-2.03688)	0.071334 (0.16604) (0.42962)
(M-M*)(-1)	0.156011 (0.27280) (0.57190)	0.026013 (0.07114) (0.36568)	1.315606 (0.11113) (11.8389)
(M-M*)(-2)	0.116572 (0.45376) (0.25690)	0.157115 (0.11833) (1.32782)	-0.149332 (0.18484) (-0.80789)
(M-M*)(-3)	0.010454 (0.45502) (0.02297)	-0.225208 (0.11865) (-1.89801)	-0.240477 (0.18536) (-1.29738)
(M-M*)(-4)	-0.449206	-0.008279	0.113005

	(0.46996)	(0.12255)	(0.19144)
	(-0.95584)	(-0.06756)	(0.59029)
<b>(M-M*)(-5)</b>	0.106688	0.030716	-0.047729
	(0.29389)	(0.07664)	(0.11972)
	(0.36303)	(0.40081)	(-0.39868)
<b>C</b>	-0.600440	0.038099	0.102697
	(0.24233)	(0.06319)	(0.09872)
	(-2.47773)	(0.60291)	(1.04032)
<b>R-squared</b>	0.957974	0.968083	0.983965
<b>Adj. R-squared</b>	0.949994	0.962023	0.980920
<b>Sum sq. resids</b>	0.173589	0.011804	0.028805
<b>S.E. equation</b>	0.046876	0.012224	0.019095
<b>F-statistic</b>	120.0517	159.7454	323.1717
<b>Log likelihood</b>	164.6855	292.3775	250.0015
<b>Akaike AIC</b>	-3.130222	-5.818474	-4.926348
<b>Schwarz SC</b>	-2.700095	-5.388347	-4.496221
<b>Mean dependent</b>	-0.671666	2.349295	1.196638
<b>S.D. dependent</b>	0.209622	0.062725	0.138240

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

## ΠΗΓΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Το δείγμα καλύπτει την περίοδο 1974:1 - 1998:4 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις). Τις χρονοσειρές που χρησιμοποιήσαμε (όλες seasonally adjusted) τις πήραμε από τη βάση δεδομένων του Datastream. Οι χρονοσειρές και οι αντίστοιχοι κωδικοί τους είναι:

<b>Χρονοσειρά</b>	<b>Κωδικός</b>
USD/BP	UKXUS\$..
USD/YEN	USX\$YEN.
USD/DM	USX\$DMK.
M1US	USM1...B
M1UK	UKM0...B
M1JP	JPM11975B
M1DM	BDM1MONYB
YUS	USGDP...D
YUK	UKABMI..D
YJP	JPGNP...D
YDM	WGGDP...D
IUS	USTRSBL%
IUK	UKTRSBL%
IJP	JP3MTHDP
IDM	BD3MTH..R
CPIUS	USCP...E
CPIUK	UKRP...F
CPIJP	JPCNPRICF
CPIDM	BDCP...E

# ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. Astley M.S., Garratt A.: "Exchange rates and prices: sources of sterling real exchange rate fluctuations 1973-94", Bank of England 1998.
2. Baillie R.T., McMahon P.C.: "The Foreign Exchange Market - Theory and Econometric Evidence", Cambridge University Press 1989.
3. Bilson J.: "The Monetary Approach to the Exchange Rate-Some Empirical Evidence", IMF Staff Papers, March 1978.
4. Caporale G.M., Pittis N.: "Cointegration and Predictability of Asset Prices", Journal of International Money and Finance 17 (1998).
5. Caporale G.M., Pittis N.: "Efficient Estimation of Cointegrating Vectors and Testing for Causality in Vector Autoregressions", Journal of Economic Surveys, Vol. 13, No 1, 1999.
6. Cheung Yin-Wong, Chinn M.: "Integration, Cointegration and the Forecast Consistency of Structural Exchange Rate Models", University of California, Santa Cruz, Department of Economics, Working Paper #314, March 1995.
7. Dornbusch R.: "The Theory of Flexible Exchange Rates and Macroeconomic Policy", Scand. J. Econ., June 1976.
8. Engle F.R., Hendry F.D., Richard J-F: "Exogeneity", Econometrica, Vol.51, No.2, March 1983.
9. Ericsson N.R., Hendry F.D., Mizon G.E.: "Exogeneity, Cointegration and Economic Policy Analysis", Board of Governors of the Federal Reserve System, June 1998.
10. Frankel J.A.: "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", American Economic Review 1979.
11. Frenkel J.: "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", Scand. J. Econ., June 1976.

12. Greene H. W.: "Econometric Analysis", Prentice Hall, 3<sup>rd</sup> Edition.
13. Hamilton D.J.: "Time Series Analysis", Princeton University Press, 1994.
14. Hardouvelis G., Malliaropulos D.: "Testing Long-Run PPP in the Presence of Sticky Prices", June 1998.
15. Isaac G.A., Suresh de Mel: "The Real Interest Differential Model after Twenty Years", July 1999.
16. Johnston B.R., Sun Y.: "Some Evidence on Exchange Rate Determination in Major Industrial Countries", IMF, August 1997.
17. Kasa Kenneth: "Common Stochastic Trends in International Stock Markets", Journal of Monetary Economics 29 (1992).
18. Krueger A.O.: "Exchange Rate Determination", Cambridge University Press 1983.
19. Levich R.M.: "International Financial Markets – Prices and Policies", Irwin McGraw Hill 1998.
20. Mark C.N.: "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long Horizon Predictability", The American Economic Review, Vol. 85, No.1, March 1995.
21. Mark C.N., Choi Doo-Yull: "Real Exchange-Rate Prediction Over Long Horizons", Journal of International Economics 43 (1997).
22. Pittis N.: "On the Exchange Rate of the Dollar: Market Fundamentals Versus Speculative Bubbles", The Manchester School, Vol. LX1 No.2, June 1993.
23. Pittis N.: "Three Essays on Bubbles, Fundamentals and Efficiency in the Foreign Exchange Market", 1991.
24. Visser H., Smits W.J.B.: "A Guide to International Monetary Economics – Exchange Rate Systems and Exchange Rate Theories", Cambridge University Press 1995.