



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ ΠΜΣ ΣΤΗΝ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ  
ΕΠΙΣΤΗΜΗ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ**

**ΘΕΜΑ: Η ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΟΥ  
ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ**

**ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: ΣΤΥΛΙΑΝΟΣ ΦΟΥΝΤΑΣ**

**ΚΑΡΔΑΚΟΥ ΜΑΡΙΝΑ**

**ΘΕΣΣΑΛΟΝΙΚΗ, ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ 2022**

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	4
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 .....	7
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ.....	7
1.1 ΙΣΤΟΡΙΚΗ ΕΞΕΛΙΞΗ ΜΟΝΤΕΛΩΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ.....	7
1.2 ΤΟ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ .....	9
1.3 ΕΠΙΜΕΡΟΥΣ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΑ ΜΟΝΤΕΛΑ.....	13
1.3.1 Νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών .....	13
1.3.2 Νομισματικό μοντέλο δυσκαμψίας των τιμών βάσει διαφορών στο επιτόκιο ..	15
1.3.3 Νομισματικό μοντέλο δυσκαμψίας των τιμών βάσει περιουσιακών στοιχείων	19
1.4 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΕΥΡΗΜΑΤΑ .....	20
1.4.1 Πρώιμες εμπειρικές ενδείξεις.....	20
1.4.2 Σύγχρονες εμπειρικές ενδείξεις.....	22
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 .....	27
ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ.....	27
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 .....	34
ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ.....	34
ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....	56
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ .....	59

## ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ

Πίνακας 1: Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας.....	36
Πίνακας 2: Έλεγχος συνολοκλήρωσης του υποδείγματος τις συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας.....	37
Πίνακας 3: Διάνυσμα συνολοκλήρωσης του υποδείγματος τις συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας.....	37
Πίνακας 4: Έλεγχος περιορισμών του υποδείγματος τις συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας.....	38
Πίνακας 5: Κριτήρια πληροφόρησης του αριθμού χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας .....	38
Πίνακας 6: Αποτελέσματα υποδείγματος διόρθωσης λαθών του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας .....	39
Πίνακας 7: Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Ιαπωνικού γεν.....	40
Πίνακας 8: Έλεγχος συνολοκλήρωσης του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Ιαπωνικού γεν.....	41
Πίνακας 9: Κριτήρια πληροφόρησης του αριθμού χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Ιαπωνικού γεν ...	42
Πίνακας 10: Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Ιαπωνικού γεν .....	42
Πίνακας 11: Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά .....	44
Πίνακας 12: Πρόσθετοι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά.....	46
Πίνακας 13: Κριτήρια πληροφόρησης του αριθμού χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά .....	47

Πίνακας 14: Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά.....	47
Πίνακας 15: Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και ελβετικού φράγκου.....	49
Πίνακας 16: Έλεγχος συνολοκλήρωσης του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και ελβετικού φράγκου.....	50
Πίνακας 17: Κριτήρια πληροφόρησης του αριθμού χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και ελβετικού φράγκου .....	50
Πίνακας 18: Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και ελβετικού φράγκου.....	51
Πίνακας 19: Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Αυστραλίας.....	53
Πίνακας 20: Πρόσθετοι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Αυστραλίας.....	54
Πίνακας 21: Κριτήρια πληροφόρησης του αριθμού χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Αυστραλίας.....	55
Πίνακας 22: Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Αυστραλίας.....	55

## ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Οι διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών ασκούν κρίσιμη σημασία επιδράσεις σε διάφορα μεγέθη της οικονομίας, όπως οι διεθνείς επενδύσεις και οι κεφαλαιακές ροές, επηρεάζοντας έτσι την οικονομική σταθερότητα τόσο σε διεθνές όσο και σε εθνικό επίπεδο (MacDonald, 2007). Δεν είναι τυχαίο το γεγονός ότι η μοντελοποίηση των συναλλαγματικών ισοτιμιών αποτελεί ένα ιδιαίτερα διαδεδομένο ερευνητικό πεδίο της οικονομικής επιστήμης εδώ και δεκαετίες, απασχολώντας πολυάριθμους ερευνητές και ακαδημαϊκούς (Bitzenis and Marangos, 2007). Μετά την κατάρρευση του συστήματος Bretton Woods στη δεκαετία του 1970, η ακαδημαϊκή βιβλιογραφία της εποχής επιχείρησε να ερμηνεύσει τις διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών υιοθετώντας τη νομισματική προσέγγιση, εξετάζοντας δηλαδή συγκεντρωτικές μακροοικονομικές σχέσεις που καθορίζουν το επίπεδό τους ως γραμμική συνάρτηση θεμελιωδών μεγεθών (Mark and Sul, 2001).

Στο πλαίσιο αυτό αναπτύχθηκαν τρεις ομάδες σχετικών υποδειγμάτων, το νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών (flexible price monetary model) (Frenkel, 1976; Bilson, 1978), το νομισματικό μοντέλο δυσκαμψίας των τιμών βάσει διαφορών στο πραγματικό επιτόκιο (sticky price – real interest rate differential) (Donrbusch, 1976; Frankel, 1979) και το νομισματικό μοντέλο δυσκαμψίας των τιμών βάσει περιουσιακών στοιχείων (sticky price –asset monetary model) (Hooper and Morton, 1982). Η εμπειρική εφαρμογή αυτών των υποδειγμάτων συνέχισε να απασχολεί έντονα τους ερευνητές και στις επόμενες δεκαετίες, αποσκοπώντας στη διερεύνηση της καταλληλότητας τους για την ερμηνεία των διακυμάνσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών διεθνώς. Πράγματι, ένας σημαντικός αριθμός ερευνών έχουν επιχειρήσει να εξετάσουν την ισχύ αυτών των μοντέλων, υιοθετώντας διαφορετικές μεθοδολογικές προσεγγίσεις, εφαρμόζοντας διάφορα οικονομετρικά υποδείγματα και αξιοποιώντας δεδομένα από ποικίλες ομάδες χωρών, καταλήγοντας ωστόσο σε μεικτά εμπειρικά ευρήματα.

Για παράδειγμα, εφαρμόζοντας τη μέθοδο συνολοκλήρωσης κατά Johansen, οι Francis et al (2001) ανέδειξαν ισχυρές εμπειρικές ενδείξεις υπέρ της ισχύος του νομισματικού μοντέλου προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών για την ισοτιμία μεταξύ καναδικού και αμερικάνικου δολαρίου, ενώ σε αντικρουόμενες

διαπιστώσεις κατέληξαν οι Rapach and Wohar (2002) για ένα σύνολο 14 βιομηχανικών χωρών με την εφαρμογή διάφορων τεχνικών συνολοκλήρωσης και μοντέλων VECM. Σε γενικούς όρους, οι διαθέσιμες εμπειρικές ενδείξεις περί της ισχύος της νομισματικής προσέγγισης για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών δεν είναι σαφείς, λαμβάνοντας υπόψη και τις σημαντικές διαφορές που υφίστανται σε όρους δεδομένων που χρησιμοποιούνται, χρονικών οριζόντων, εκδοχών του μοντέλου, χωρών και μεθοδολογικών προσεγγίσεων. Ως εκ τούτου, η εμπειρική διερεύνηση του μοντέλου συνεχίζει να αποτελεί ζήτημα έντονου ερευνητικού ενδιαφέροντος. Υπό αυτό το πρίσμα, σκοπός της παρούσας μελέτης είναι η εξέταση του νομισματικού μοντέλου προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών, χρησιμοποιώντας οικονομετρικά εργαλεία για 5 συναλλαγματικές ισοτιμίες και συγκεκριμένα εκείνες του δολαρίου των ΗΠΑ και της Βρετανικής λίρας, του Ιαπωνικού γεν, του δολαρίου Αυστραλίας, του Ελβετικού φράγκου και του δολαρίου Αυστραλίας.

Θα διερευνηθεί η ισχύς και η ευστάθεια του σχετικού υποδείγματος, με τη χρήση του ελέγχου συνολοκλήρωσης κατά Johansen. Βέβαια, η εφαρμογή του συγκεκριμένου ελέγχου προϋποθέτει οι χρονολογικές σειρές που συνθέτουν το νομισματικό μοντέλο προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών να είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης και ως εκ τούτου απαιτούνται σχετικοί έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας. Στην παρούσα μελέτη οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας που χρησιμοποιούνται για το προσδιορισμό του βαθμού ολοκλήρωσης των χρονολογικών σειρών του νομισματικού μοντέλου προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών, είναι ο έλεγχος Dickey–Fuller GLS, ο επαυξημένος έλεγχος Dickey – Fuller (ADF) και ο έλεγχος των Phillips και Perron.

Η δομή της παρούσας μελέτης έχει ως εξής: στο πρώτο κεφάλαιο που ακολουθεί επιχειρείται μια ενδελεχής βιβλιογραφική επισκόπηση για υπό εξέταση ζήτημα. Συγκεκριμένα, αρχικά εξετάζεται η ιστορική εξέλιξη των μοντέλων προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών, ακολούθως διερευνάται η νομισματική προσέγγιση, περιγράφονται λεπτομερώς τα τρία επιμέρους υποδείγματα του νομισματικού μοντέλου και, τέλος, καταγράφονται τα σχετικά ευρήματα της διεθνούς ερευνητικής βιβλιογραφίας σε δύο διακριτές χρονικές φάσεις (πρώιμες και σύγχρονες εμπειρικές ενδείξεις). Στο δεύτερο κεφάλαιο της μελέτης καταγράφεται η μεθοδολογία της έρευνας σε συνάρτηση με την οικονομετρική προσέγγιση που ακολουθείται και στο

τρίτο κεφάλαιο παρουσιάζονται τα ερευνητικά αποτελέσματα. Τέλος, η εργασία ολοκληρώνεται με τα συμπεράσματα.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ

### 1.1 ΙΣΤΟΡΙΚΗ ΕΞΕΛΙΞΗ ΜΟΝΤΕΛΩΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ

Η μοντελοποίηση των συναλλαγματικών ισοτιμιών αποτελεί ερευνητικό ζητούμενο εδώ και αρκετές δεκαετίες και θεωρείται μείζονος σημασίας τόσο για την οικονομική θεωρία όσο και για τους επαγγελματίες του χρηματοπιστωτικού συστήματος. Η αναζήτηση ενός κοινά αποδεκτού υποδείγματος που ερμηνεύει τις διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών στη βάση διάφορων μακροοικονομικών μεταβλητών έχει οδηγήσει σε μια εξαιρετικά εκτενή ακαδημαϊκή βιβλιογραφία κατά τη διάρκεια των τελευταίων δεκαετιών, δεδομένης της σημασίας που αποδίδεται σε αυτές για την αποτελεσματική λειτουργία μιας ανοιχτής οικονομίας (Sarno and Taylor, 2002). Όπως αναφέρει ο MacDonald (2007), τα οικονομικά των συναλλαγματικών ισοτιμιών συνιστούν έναν από τους πιο ευρέως διερευνημένους τομείς της οικονομικής επιστήμης, καθώς οι διακυμάνσεις τους επηρεάζουν με κρίσιμο τρόπο τις διεθνείς ροές κεφαλαίων και την αξία των διεθνών επενδύσεων. Από αυτήν την άποψη, οι αλλαγές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες έχουν σημαντικό αντίκτυπο στην πολιτική και οικονομική σταθερότητα σε διεθνές επίπεδο, καθώς και στην ευημερία των μεμονωμένων χωρών.

Ιστορικά, οι πρώτες προσπάθειες προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών εντοπίζονται στο έργο των Nurkse (1945) και Friedman (1953), το οποίο επικεντρώθηκε εν πολλοίς στο ρόλο της κερδοσκοπίας. Συγκεκριμένα, ο Nurkse υποστήριξε ότι η κερδοσκοπία μπορεί να ενέχει σημαντικούς κινδύνους για τη σταθερότητα της αγοράς των συναλλαγματικών ισοτιμιών, ενώ ο Friedman υιοθέτησε μια αντίθετη οπτική, προτείνοντας τον σταθεροποιητικό ρόλο της κερδοσκοπίας, καθώς και την ερμηνευτική της διάσταση όσον αφορά τις κυμαινόμενες ισοτιμίες (Allen & Taylor, 1990). Το πρώτο μοντέλο που καταγράφεται στην ερευνητική βιβλιογραφία είναι ένα κλασικό ανοιχτό κεϋνσιανό μοντέλο, το οποίο αναπτύχθηκε από τον Meade (1951). Ο Meade έθεσε τα θεμέλια για την παράλληλη ανάλυση της



εσωτερικής και εξωτερικής ισορροπίας σε μια ανοιχτή οικονομία, τοποθετώντας στο επίκεντρό της τις συνθήκες που πρέπει να ικανοποιούνται για να μπορεί μια χώρα να επιτύχει αυτήν την ισορροπία. Βασικό του συμπεράσμα ήταν ότι για να επιτευχθεί αυτό απαιτείται η χρήση δύο μέσων πολιτικών με διαφοροποιημένες επιπτώσεις στο εισόδημα και στο ισοζύγιο πληρωμών.

Το μοντέλο αυτό αναπτύχθηκε περαιτέρω σε μια σειρά επιστημονικών εργασιών των Mundell (1961-1963) και Fleming (1962), οδηγώντας στη δημιουργία του εξαιρετικά δημοφιλούς μέχρι και σήμερα υποδείγματος των Mundell-Fleming, το οποίο έχει καταστεί ένα από τα «ανθεκτικότερα» μοντέλα της οικονομικής επιστήμης (Bitzenis and Marangos, 2007). Οι δύο συγγραφείς ακολούθησαν τη μαθηματική αναπαράσταση του Meade και υπέθεσαν ότι το επίπεδο των εγχώριων τιμών σε μια οικονομία μπορεί να διαφοροποιείται από το παγκόσμιο επίπεδο τιμών. Ως εκ τούτου, ο «νόμος της μίας τιμής» (law of one price) δεν ισχύει. Το μοντέλο Mundell-Fleming παρείχε μια λύση στο πρόβλημα της εξασφάλισης της εσωτερικής και εξωτερικής ισορροπίας που εισήγαγε ο Meade, προτείνοντας ότι αυτή μπορεί να επιτευχθεί αποκλειστικά μέσω της διαμόρφωσης ενός κατάλληλου μείγματος νομισματικής και δημοσιονομικής πολιτικής, χωρίς να χρειάζονται παρεμβάσεις στις συναλλαγματικές ισοτιμίες ή σε άλλες μεταβλητές του ισοζυγίου πληρωμών.

Όπως αναφέρει ο Boughton (2003), το υπόδειγμα Mundell-Fleming βασίζεται σε μια θεωρία ροής κεφαλαίων, καθώς υποθέτει έναν αυτό-διορθωτικό μηχανισμό για το ισοζύγιο πληρωμών, όπου τα αντίστοιχα ελλείμματα ή πλεονάσματα οδηγούν σε αλλαγές στο νομισματικό απόθεμα, οι οποίες με τη σειρά τους αποκαθιστούν την εξωτερική ισορροπία μέσω των μεταβολών που επιτυγχάνονται στα επιτόκια και στο πραγματικό εισόδημα. Έτσι, βασική του υπόθεση είναι ότι η καθαρή πλεονάζουσα ζήτηση για συνάλλαγμα αντιστοιχεί στο συνολικό ισοζύγιο πληρωμών και, υπό ένα πλαίσιο ελεύθερων διακυμάνσεων, θα πρέπει να ισούται με το μηδέν σε κατάσταση ισορροπίας. Συνδυάζοντας αυτή τη συνθήκη ισορροπίας με τις τυπικές συνθήκες ισορροπίας στην αγορά αγαθών και χρήματος (καμπύλες IS και LM, αντίστοιχα), τότε είναι δυνατόν να ερμηνευθούν οι μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες και άλλες ενδογενείς μεταβλητές (πραγματική παραγωγή και επιτόκια), καθώς και να καθοριστούν οι σχετικές στατικές επιπτώσεις της δημοσιονομικής και νομισματικής πολιτικής.

Μια σημαντική καινοτομία του μοντέλου Mundell-Fleming ήταν η ενσωμάτωση της κινητικότητας των κεφαλαίων και της αγοράς των διάφορων περιουσιακών στοιχείων στη μακροοικονομική «εικόνα» μιας ανοιχτής οικονομίας, εμπεριέχοντας ωστόσο ένα θεμελιώδες ελάττωμα, το γεγονός ότι βασίζεται σχεδόν εξ ολοκλήρου σε μια ιδέα ροής (Boughton, 2003). Ως εκ τούτου, το εν λόγω μοντέλο απορρίφθηκε σε μεγάλο βαθμό, δεδομένου ότι επιτρέπει την αντιστάθμιση των ανισορροπιών του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών μέσω των ροών στο ισοζύγιο κεφαλαίων, χωρίς καμία απαίτηση τελικής ισορροπίας στη χρηματιστηριακή αγορά σε συνθήκες κατοχής καθαρών ξένων περιουσιακών στοιχείων (Ortiz and Rodriguez, 2002). Σε κάθε περίπτωση, το μοντέλο Mundell-Fleming αποτέλεσε τη βάση για την ανάπτυξη πιο ολοκληρωμένων υποδειγμάτων και, κυρίως, των νομισματικών υποδειγμάτων καθορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών που ακολούθησαν τις επόμενες δεκαετίες.

## **1.2 ΤΟ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ**

Μετά την κατάργηση του νομισματικού συστήματος Bretton Woods το 1973, οι συναλλαγματικές ισοτιμίες των βιομηχανοποιημένων χωρών άρχισαν να κυμαίνονται ελεύθερα. Σε απάντηση αυτού του νέου θεσμικού περιβάλλοντος, άρχισε να αναπτύσσεται η νομισματική προσέγγιση για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών, η οποία στα επόμενα χρόνια τροποποιήθηκε αρκετές φορές, βελτιώθηκε και εξετάστηκε εμπειρικά από έναν μεγάλο αριθμό επιστημονικών εργασιών. Οι μεγάλες διακυμάνσεις των αγορών συναλλάγματος στη δεκαετία του 1980 αναζωπύρωσαν το σχετικό ενδιαφέρον σε ότι αφορά αυτή τη νομισματική προσέγγιση, η οποία εν πολλοίς βασίστηκε στο υπόδειγμα Mundell-Fleming που περιγράφηκε παραπάνω.

Όλα τα μοντέλα που αναπτύχθηκαν σε αυτό το πεδίο θεωρούνται «απόγονοι» αυτού του υποδείγματος, και μπορούν να κατηγοριοποιηθούν σε τρεις μεγάλες ομάδες. Πρώτον, το νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών (flexible price monetary model) που αναπτύχθηκε από τους Frenkel (1976) και Bilson (1978), δεύτερον, το νομισματικό μοντέλο δυσκαμψίας των τιμών βάσει διαφορών στο πραγματικό

επιτόκιο (sticky price–real interest rate differential) που αναπτύχθηκε από τους Dornbusch (1976) και Frankel (1979), και τρίτον, το νομισματικό μοντέλο δυσκαμψίας των τιμών βάσει περιουσιακών στοιχείων (sticky price-asset monetary model) που προτάθηκε από τους Hooper&Morton (1982). Όλα τα παραπάνω υποδείγματα ακολουθούν μια παρόμοια στρατηγική μοντελοποίησης, καθώς εξετάζουν τις ad hoc συγκεντρωτικές μακροοικονομικές σχέσεις για να καθορίσουν το επίπεδο συναλλαγματικής ισοτιμίας ως γραμμική συνάρτηση θεμελιωδών μεγεθών.

Σε γενικές γραμμές, το νομισματικό μοντέλο προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας υποθέτει μια ισχυρή σχέση μεταξύ της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας και ενός απλού συνόλου θεμελιωδών νομισματικών μεγεθών. Η βασική του ιδέα για την ερμηνεία των σχετικών διακυμάνσεων είναι ότι το επίπεδο τιμών μιας χώρας καθορίζεται από την προσφορά και ζήτηση χρήματος, καθώς και ότι το επίπεδο τιμών σε διαφορετικών χώρες θα πρέπει να είναι το ίδιο όταν αυτές εκφράζονται στο ίδιο νόμισμα. Ως εκ τούτου, είναι σαφές ότι η νομισματική θεωρία προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι βασισμένη στη θεωρία της ισοτιμίας της αγοραστικής δύναμης, γνωστή διεθνώς ως PPP (Purchasing Power Parity). Παράλληλα, η θεωρία αυτή παρέχει ένα μακροπρόθεσμο σημείο αναφοράς για την ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία μεταξύ δύο νομισμάτων, προσδιορίζοντας έτσι σαφή κριτήρια για να θεωρηθεί ένα νόμισμα σημαντικά υποτιμημένο ή υπερτιμημένο (Gardeazabal and Regúlez, 1992).

Εξετάζοντας την εξέλιξη αυτού του μοντέλου στην ερευνητική βιβλιογραφία, πρώτα, ο Frenkel (1976) σε μία πολύ επιδραστική μελέτη του παρείχε ισχυρές ερευνητικές ενδείξεις περί της ισχύος του νομισματικού μοντέλου ευέλικτων τιμών για να ερμηνεύσει τον υπερπληθωρισμό στη Γερμανία της δεκαετίας του 1920. Ο Frankel (1979) υποστήριξε ακολούθως την ισχύ του μοντέλου διαφορών επιτοκίων, ωστόσο η δεκαετία του 1980 που ακολούθησε αποτέλεσε ένα χρονικό διάστημα μεγάλων διακυμάνσεων στις ξένες αγορές συναλλάγματος. Στο πλαίσιο αυτό, τα δύο αυτά μοντέλα εκ των οποίων το δεύτερο αποτελεί εξέλιξη του πρώτου, απέτυχαν να εξηγήσουν επαρκώς τις εν λόγω διακυμάνσεις. Σε μεθοδολογικούς όρους, η αποτυχία αυτή εκφράστηκε από την «φτωχή» προσαρμογή των υπολογιζόμενων εξισώσεων (μαθηματικών αναπαραστάσεων), καθώς και από τις μη αναμενόμενες τιμές των

συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών (Zakaria and Ahman, 2009). Ο ίδιος ο Frankel (1982) αποκάλυψε αυτήν την αποτυχία «μυστήριο», υποστηρίζοντας ότι οι εν λόγω διακυμάνσεις ενδεχομένως προκαλούν επιπτώσεις παραγωγής πλούτου (wealth effects) για μεμονωμένες αγορές, οι οποίες δεν είναι εύκολο να ενσωματωθούν σε αυτά τα απλά νομισματικά μοντέλα.

Μια παρόμοια «αποτυχία» εντοπίστηκε και στην περίπτωση του νομισματικού μοντέλου δυσκαμψίας των τιμών, όταν αυτό εφαρμόστηκε σε δεδομένα πέραν του χρονικού διαστήματος του τέλος της δεκαετίας του 1970, καθώς το μοντέλο αυτό υποθέτει μια αναλογική διακύμανση μεταξύ των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών και της διαφοράς στα επιτόκια, ένα φαινόμενο που απορρέει από τη γνωστή υπόθεση της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίου που συνδυάζεται με τιμές που προσαρμόζονται αργά (over shooting hypothesis) (Rüth, 2020). Έτσι, η έλλειψη επαρκών εμπειρικών δεδομένων για την ύπαρξη μιας σταθερής μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των ονομαστικών συναλλαγματικών ισοτιμιών και άλλων νομισματικών μεταβλητών που υποθέτουν τα νομισματικά μοντέλα αναζωπύρωσε το σχετικό ερευνητικό ενδιαφέρον, ενώ αντίστοιχοι προβληματισμοί εντοπίστηκαν και σε ότι αφορά την προβλεπτική τους ισχύ, κυρίως ωστόσο σε βραχυχρόνιο επίπεδο.

Σύμφωνα με τον Bilson (1979), τα νομισματικά μοντέλα προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών δεν απέδωσαν τα αναμενόμενα σε βραχυχρόνιο επίπεδο για τρεις κυρίως λόγους. Πρώτον, η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίου και η ισοτιμία αγοραστικής δύναμης αποτελούν συνθήκες που δεν ισχύουν βραχυχρόνια. Δεύτερον, τα νομισματικά μοντέλα αποτυγχάνουν να ερμηνεύουν τη διακινούμενη συμπεριφορά των συναλλαγματικών ισοτιμιών σε περιόδους μεγάλων διακυμάνσεων και σοκ τιμών. Τρίτον, η υπόθεση των εξωγενών επιτοκίων που προβλέπουν αυτά τα μοντέλα σπάνια ισχύει σε μια πραγματική οικονομία. Βέβαια, σε αυτά θα πρέπει να προστεθεί και το ζήτημα των διάφορων και συχνά προβληματικών μεθοδολογικών προσεγγίσεων και οικονομετρικών υποδειγμάτων που έχουν χρησιμοποιηθεί στις διάφορες αυτές αρχικές μελέτες, όπως σαφώς επισημαίνουν οι Zakaria and Ahman (2009), καθώς μετέπειτα έρευνες κατάφεραν να αποδείξουν την ισχύ της νομισματικής προσέγγισης για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Σε μια άλλη επιδραστική μελέτη της πρώιμης αυτής ερευνητικής περιόδου, οι Meese and Rogoff (1983) συνέκριναν την προβλεπτική ισχύ διάφορων δομικών μοντέλων

και μοντέλων χρονοσειρών προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών, καταλήγοντας στο συμπέρασμα ότι όλα αυτά τα μοντέλα είχαν παρόμοια απόδοση με ένα μοντέλο τυχαίου περιπάτου (random walk model) αναφορικά με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες δολαρίου/λίρας, δολαρίου/μάρκου και δολαρίου/γεν, για χρονικές περιόδους που εκτείνονται από έναν μέχρι και 12 μήνες. Τα δομικά μοντέλα που εντάχθηκαν στη μελέτη τους περιελάμβαναν το μοντέλο ευέλικτων τιμών, το μοντέλο δυσκαμψίας των τιμών, και την παραλλαγή του τελευταίου με την ενσωμάτωση του τρέχοντος ισοζυγίου συναλλαγών. Οι Meese and Rogoff (1983) κατέληξαν σε παρόμοιες διαπιστώσεις με αυτές του Bilson (1979), υποστηρίζοντας ότι η φτωχή απόδοση των νομισματικών μοντέλων οφείλεται σε δύο βασικούς λόγους, πρώτον, την αποτυχία απόδειξης της ισχύος της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίου και τους εσφαλμένους θεωρητικούς προσδιορισμούς αυτών των μοντέλων. Ωστόσο, οι ίδιοι ερευνητές επεσήμαναν στη μελέτη τους ότι όταν το δείγμα περιλαμβάνει δεδομένα πέραν του ενός έτος, η απόδοση και προβλεπτική ισχύ των μοντέλων βελτιώνεται σημαντικά, επιβεβαιώνοντας έτσι την πεποίθηση ότι ένας βραχυχρόνιος χρονικός ορίζοντας δεν είναι κατάλληλος για τη διερεύνηση και εφαρμογή τους. Εκτός αυτού, παρατήρησαν ότι το τυχαίο σφάλμα των μοντέλων τυχαίου περιπάτου δεν ήταν πλέον μικρότερο των νομισματικών μοντέλων σε χρονικό ορίζοντα πρόβλεψης δύο έως τριών ετών.

Ωστόσο, το νομισματικό μοντέλο δεν ξέφυγε της μεθοδολογικής «παγίδας» των Meese and Rogoff (1983) που φαινομενικά ίσχυε για όλα τα επιμέρους υποδείγματα προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Στα επόμενα χρόνια, πραγματοποιήθηκε σημαντική έρευνα σε αυτό το πεδίο, τόσο σε όρους θεωρητικής βελτίωσης των μοντέλων όσο και αναφορικά με τις διάφορες οικονομετρικές μεθόδους που εφαρμόστηκαν. Έτσι, αρκετές μελέτες κατάφεραν να τεκμηριώσουν την ισχύ αυτής της νομισματικής προσέγγισης, με σημαντικότερες εξ αυτών τις έρευνες του Mark (1995), του Groen (2000), των Mark and Sul (2001) και των Rapach and Wohar (2001), οι οποίοι εν πολλοίς απέδειξαν ότι τα νομισματικά μοντέλα προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών ισχύουν σε μακροχρόνιο επίπεδο.

Για παράδειγμα, οι Mark and Sul (2001) χρησιμοποίησαν δεδομένα για την περίοδο μετά την κατάρρευση του Bretton Woods και διαπίστωσαν ότι τα νομισματικά

υποδείγματα ισχύουν ακόμα και για περιόδους ισχυρών διακυμάνσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών όταν αξιοποιούνται τεχνικές ανάλυσης πάνελ (panel analysis), οι οποίες σε αντίθεση με τις προσεγγίσεις που λαμβάνουν στοιχεία από μεμονωμένες χώρες, βασίζονται σε συγκεντρωτικά δεδομένα πολλών οικονομιών. Σε αντίστοιχες διαπιστώσεις κατέληξαν και οι Frankel&Rose (1996), οι οποίοι έδειξαν ότι η συνθήκη της ισοτιμίας αγοραστικής δύναμης (PPP) ισχύει σε μακροχρόνιο επίπεδο σε οικονομετρικά υποδείγματα πάνελ. Σημαντική σε αυτό το πεδίο ήταν η συμβολή και της μελέτης του Mark (1995), ο οποίος βρήκε ότι οι αποκλίσεις από ένα απλό σύνολο θεμελιωδών νομισματικών μεγεθών (σχετικό νομισματικό απόθεμα και σχετικά πραγματικά επίπεδα παραγωγής) είναι ιδιαίτερα χρήσιμες στην πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών του δολαρίου ΗΠΑ κατά τη χρονική περίοδο μεταξύ 1981 και 1991.

### **1.3 ΕΠΙΜΕΡΟΥΣ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΑ ΜΟΝΤΕΛΑ**

#### **1.3.1 Νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών**

Όπως προαναφέρθηκε, τρεις είναι οι βασικές ομάδες των νομισματικών μοντέλων προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών, τα μοντέλα ευέλικτων τιμών, τα μοντέλα δυσκαμψίας των τιμών βάσει διαφορών στο πραγματικό επιτόκιο και τα μοντέλα δυσκαμψίας των τιμών βάσει περιουσιακών στοιχείων. Στην πρώτη περίπτωση, το νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών (Flexible Price Monetary Model – FPMM) που αναπτύχθηκε από τους Frenkel (1976) και Bilson (1978) βασίζεται σε δύο κύριες υποθέσεις. Πρώτον, οι τιμές θεωρούνται ότι είναι απόλυτα ευέλικτες με αποτέλεσμα την ισχύ της ισοτιμίας της αγοραστικής δύναμης (PPP) και, δεύτερον, οι αγορές χρήματος βρίσκονται πάντα σε ισορροπία σύμφωνα με τη κεϋνσιανή συνάρτηση ζήτησης χρήματος (Keynesian Money Demand Function–KMDF), η οποία ορίζεται την ισορροπία ως συνάρτηση του πραγματικού εισοδήματος και του επιτοκίου ως εξής:

$$M_t/P_t = Y_t^k e^{-\lambda i_t}, (1)$$

όπου το  $M$  αναφέρεται στην ονομαστική προσφορά χρήματος, το  $P$  υποδηλώνει το επίπεδο τιμών, το  $Y$  είναι το πραγματικό εισόδημα και το  $i$  το επιτόκιο. Σύμφωνα με την KMDF, η ζήτηση για το υπόλοιπο πραγματικού χρήματος ( $M/P$ ) εξαρτάται θετικά από το πραγματικό εισόδημα και αρνητικά από το επιτόκιο. Επίσης, μια αύξηση του πραγματικού εισοδήματος προκαλεί υψηλότερο επίπεδο ζήτησης πραγματικού χρήματος με σκοπό την πραγματοποίηση μεγαλύτερου όγκου συναλλαγών. Ωστόσο, μια αύξηση στο επιτόκιο αναμένεται να μειώνει τη ζήτηση χρήματος, λόγω της αύξησης του κόστους διακράτησης του. Κατά συνέπεια, το  $M$  αναφέρεται σε έναν στενό ορισμό της προσφοράς χρήματος, η οποία είναι ιδιαίτερα ευαίσθητη στο επιτόκιο.

Η δεύτερη υπόθεση του νομισματικού υποδείγματος ευέλικτων τιμών είναι η ισοτιμία αγοραστικής δύναμης (PPP), η οποία βασίζεται στο νόμο της μίας τιμής, σύμφωνα με τον οποίο δύο ίδια προϊόντα θα πρέπει να πωλούνται στην ίδια τιμή, και οι ευκαιρίες που προσφέρονται σε όρους αρμπιτράζ εξαλείφουν σχετικές αποκλίσεις. Η PPP επεκτείνει το νόμο της μίας τιμής, ενσωματώνοντας δείκτες τιμών στο μοντέλο και υποστηρίζοντας ότι το διεθνές εμπόριο εκμηδενίζει τις ευκαιρίες αρμπιτράζ. Στην απόλυτη εκδοχή του μοντέλου, η PPP καθιερώνει μια σχέση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας  $S$  (εκφρασμένη ως τιμή του εγχώριου νομίσματος μιας μονάδας ξένου νομίσματος) και του λόγου των εγχώριων και ξένων τιμών ( $P$  και  $P^*$ , αντίστοιχα), ώστε:

$$S_t = P_t / P_t^* \quad (2)$$

Η παραπάνω σχέση υποδηλώνει ότι μια αύξηση στο επίπεδο των εγχώριων τιμών ή μια μείωση στο επίπεδο των ξένων τιμών έχει ως αποτέλεσμα την υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας για να διατηρηθεί η ισοτιμία της αγοραστικής δύναμης μεταξύ εγχώριου και ξένου νομίσματος. Συνδυάζοντας τις δύο παραπάνω προϋποθέσεις (λαμβάνοντας υπόψη τις λογαριθμικές εκφράσεις των αντίστοιχων μεταβλητών), το απλό νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FPM) καθορίζεται ως εξής:

$$S_t = m_t - m_t^* - ky_t + k^* y_t^* + \lambda i_t - \lambda^* i_t^* \quad (3).$$

Στο μοντέλο αυτό που συνδυάζει τις δύο δομικές υποθέσεις που περιγράφηκαν παραπάνω. Βάσει της KMDF, μια αύξηση της εγχώριας προσφοράς χρήματος σε σχέση με το απόθεμα ξένου χρήματος οδηγεί σε αντίστοιχη άνοδο της συναλλαγματικής ισοτιμίας ( $S_t$ ), δηλαδή μια πτώση της αξίας του εγχώριου νομίσματος συγκριτικά με το ξένο. Η αύξηση της εγχώριας παραγωγής, σε αντίθεση με την εγχώρια προσφορά χρήματος, οδηγεί σε ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος, ενώ σε αντίθετο αποτέλεσμα (υποτίμηση) οδηγεί μια αύξηση του εγχώριου επιτοκίου. Επίσης, μια σχετική αύξηση του εγχώριου πραγματικού εισοδήματος προκαλεί υπερβάλλουσα ζήτηση για εγχώριο απόθεμα χρήματος, ενώ σε μια προσπάθεια αύξησης των υπολοίπων πραγματικών χρημάτων από την πλευρά των συμμετεχόντων στην αγορά, οι (εγχώριοι) κάτοικοι μειώνουν τις δαπάνες και, έτσι, οι τιμές πέφτουν μέχρι να επιτευχθεί ισορροπία στην αγορά χρήματος.

Αντίστοιχα, βάσει της PPP, μια πτώση των εγχώριων τιμών με τις ξένες τιμές σταθερές συνεπάγεται ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος ως προς το ξένο, ενώ μια υποτίμησή του προκύπτει από την αύξηση του εγχώριου επιτοκίου, καθώς αυτό μειώνει την εγχώρια ζήτηση χρήματος. Δεδομένου ότι το εγχώριο επιτόκιο αποτελεί μια ενδογενή μεταβλητή του νομισματικού μοντέλου ευέλικτων τιμών, το τελευταίο υποθέτει ότι αυξήσεις του ( $i_t$ ) είναι ανεξάρτητες των διακυμάνσεων του ξένου επιτοκίου ( $i_t^*$ ) (ή του ξένου χρήματος ή εισοδήματος). Επίσης, μια περαιτέρω υπόθεση του εν λόγω μοντέλου είναι ότι η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων διατηρείται στο διηνεκές, δηλαδή η διαφορά μεταξύ εγχώριου και ξένου επιτοκίου είναι ακριβώς ίση με το αναμενόμενο ποσοστό υποτίμησης του εγχώριου νομίσματος. Όπως αναφέρθηκε και στην προηγούμενη ενότητα, οι δύο αυτές υποθέσεις είναι και αυτές που έχουν τύχει κριτικής και προβληματισμού ως προς την ισχύ του μοντέλου, ερμηνεύοντας και τυχόν αποτυχίες τεκμηρίωσής του σε εμπειρικό επίπεδο.

### **1.3.2 Νομισματικό μοντέλο δυσκαμψίας των τιμών βάσει διαφορών στο επιτόκιο**

Η απόρριψη της ισχύος της ισοτιμίας αγοραστικής δύναμης στο διηνεκές σε πολλές πρώιμες εμπειρικές μελέτες, δεδομένης και της μεγάλης αστάθειας των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών στη δεκαετία του 1970, οδήγησε στην ανάπτυξη εναλλακτικών υποδειγμάτων του μοντέλου ευέλικτων τιμών. Στο υπόδειγμα δυσκαμψίας των τιμών (sticky price monetary model) αναπτύχθηκε αρχικά από τον Dornbusch (1976), επιτρέποντας βραχυπρόθεσμες παρεκκλίσεις των ονομαστικών και



πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών πέραν των μακροπρόθεσμων επιπέδων ισορροπίας τους. Βασική ιδέα του μοντέλου είναι ότι τιμές των εγχώριων αγαθών στο εγχώριο νόμισμα είναι «δύσκαμπτες» αλλά οι τιμές των ξένων αγαθών στο ίδιο νόμισμα κινούνται σε αναλογία με τη συναλλαγματική ισοτιμία. Ουσιαστικά, το μοντέλο αυτό είναι μια αναπαράσταση της μακροχρόνιας ισορροπίας προς το σημείο εκείνο που η οικονομία τείνει να προσαρμόζεται, αλλά σε βραχυχρόνιους όρους, η συναλλαγματική ισοτιμία μπορεί να υπερβαίνει σημαντικά την τιμή μακροπρόθεσμης ισορροπίας (Moosa, 1994).

Δεδομένου, μάλιστα, ότι οι τιμές των αγαθών είναι σταθερές βραχυπρόθεσμα, μια μείωση της ονομαστικής προσφοράς χρήματος συνεπάγεται μια αρχικά πτώση της αντίστοιχης πραγματικής προσφοράς, καθώς και μια επακόλουθη αύξηση των επιτοκίων, η οποία με τη σειρά της οδηγεί σε εισροή κεφαλαίων και ανατίμηση της νομισματικής και πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας (Chari et al, 2002). Στην περίπτωση αυτή, οι ξένοι επενδυτές υφίστανται απώλειες όταν οι αποδόσεις τους μετατρέπονται εκ νέου στο εγχώριο νόμισμα, ενώ την ίδια στιγμή, η συναλλαγματική ισοτιμία υπερβαίνει το μακροπρόθεσμο σημείο ισορροπίας βάσει της συνθήκης PPP, καθώς το αναμενόμενο ποσοστό υποτίμησης θα πρέπει να είναι μη μηδενικό (non-zero) για μη μηδενικές διαφορές επιτοκίου (Bitzenis and Marangos, 2007). Αντίστοιχα, η βραχυπρόθεσμη ισορροπία επιτυγχάνεται όταν το αναμενόμενο ποσοστό υποτίμησης είναι ακριβώς ίσο με τη διαφορά επιτοκίου.

Ωστόσο, θα πρέπει να σημειωθεί ότι σε μεσοπρόθεσμο επίπεδο, οι εγχώριες τιμές αρχίζουν να πέφτουν σε απόκριση της πτώσης της προσφοράς χρήματος. Έτσι, η πίεση στην αγορά χρήματος περιορίζεται, τα εγχώρια επιτόκια αρχίζουν να σημειώνουν πτώση, και η συναλλαγματική ισοτιμία υποτιμάται αργά ώστε να συγκλίνει στη μακροπρόθεσμη ισορροπία. Όπως αναφέρουν οι Chinn and Moore (2011), το μοντέλο αυτό ερμηνεύει ένα παράδοξο φαινόμενο κατά το οποίο χώρες με σχετικά υψηλά επιτόκια τείνουν υφίστανται υποτιμήσεις της συναλλαγματικής τους ισοτιμίας. Αυτό συμβαίνει διότι μια αρχική αύξηση των επιτοκίων που οδηγεί σε μια απότομη ανατίμηση ακολουθείται στη συνέχεια από μια αργή υποτίμηση, προκειμένου να ικανοποιηθεί η συνθήκη της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων.

Βασιζόμενος στο μοντέλο του Dornbusch (1976), ο Frankel (1979) υποστήριξε ότι αυτό χαρακτηρίζεται από ένα σημαντικό μειονέκτημα, το γεγονός ότι δεν επιτρέπει

την κατανόηση των επιδράσεων των διαφορών στον πληθωρισμό. Συγκεκριμένα, ο Frankel (1979) υποστήριξε ότι οι μεταβολές στο ονομαστικό επιτόκιο αντανακλούν αλλαγές στη νομισματική πολιτική. Έτσι, όταν το εγχώριο επιτόκιο αυξάνεται συγκριτικά με το ξένο, αυτό συμβαίνει διότι έχει ακολουθηθεί μια πολιτική συρρίκνωσης της εγχώριας προσφοράς χρήματος συγκριτικά με την αντίστοιχη εγχώρια ζήτηση, χωρίς ωστόσο αυτό να έχει συνοδευτεί από μια ανάλογη πτώση των τιμών. Το υψηλότερο εγχώριο επιτόκιο προσελκύει επενδύσεις και κεφάλαια, μια εισροή που αναγκάζει τελικά το εγχώριο νόμισμα να ανατιμάται, με αποτέλεσμα τη διαμόρφωση μιας αρνητικής σχέσης μεταξύ συναλλαγματικής ισοτιμίας και διαφοράς ονομαστικού επιτοκίου (Bitzenis and Marangos, 2007).

Λαμβάνοντας υπόψη την παραδοχή των ευέλικτων τιμών, οι μεταβολές στο ονομαστικό επιτόκιο αντανακλούν αντίστοιχες μεταβολές στον αναμενόμενο ρυθμό πληθωρισμού. Όταν το εγχώριο επιτόκιο αυξάνεται συγκριτικά με το ξένο, αυτό συμβαίνει διότι το εγχώριο νόμισμα αναμένεται να χάσει αξία μέσω των μηχανισμών πληθωρισμού και της υποτίμησης. Έτσι, η ζήτηση για εγχώριο νόμισμα σημειώνει πτώση συγκριτικά με το ξένο, οδηγώντας σε μια άμεση υποτίμηση, η οποία αντανακλά μια αύξηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας που ορίζεται στην τιμή του ξένου νομίσματος. Ως εκ τούτου, υφίσταται μια αρνητική σχέση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διαφοράς στα ονομαστικά επιτόκια. Σύμφωνα με το υπόδειγμα του Frankel (1979), η συναλλαγματική ισοτιμία προσδιορίζεται από μια εξίσωση στην οποία η άμεση ισοτιμία εκφράζεται ως συνάρτηση της σχετικής προσφοράς χρήματος, του σχετικού επιπέδου εισοδήματος, της διαφοράς στο ονομαστικό επιτόκιο με αρνητικό πρόσημο, και της αναμενόμενης διαφοράς στον πληθωρισμό σε μακροπρόθεσμο επίπεδο με θετικό πρόσημο.

Συνολικά, λοιπόν, το νομισματικό μοντέλο δυσκαμψίας των τιμών βάσει διαφορών στο επιτόκιο (Real Interest Differential Model–RIDM) βασίζεται στην ιδέα ότι οι τιμές είναι σταθερές και η ισοτιμία αγοραστικής δύναμης ισχύει μόνο μακροπρόθεσμα, έτσι ώστε οι διαφορές στο ρυθμό πληθωρισμού να διαφοροποιούνται προσωρινά από τις διαφορές των επιτοκίων (Hacker et al, 2012). Οι σχετικές βραχυπρόθεσμες αποκλίσεις μπορεί να οφείλονται σε διάφορους λόγους, όπως είναι τα κόστη μεταφοράς, οι δασμοί, τα ρυθμιστικά εμπόδια στο διεθνές εμπόριο, στις ροές μη εμπορεύσιμων αγαθών και σε άλλες μακροοικονομικές

μεταβλητές (Sosvilla – Rivero & Garcia, 2006). Βάσει του RIMD, μια αρχικά αύξηση του επιτοκίου προκαλεί εισροή κεφαλαίων και απότομη ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος βραχυπρόθεσμα, ακολουθούμενη από μια αργή υποτίμηση ενώσω οι τιμές προσαρμόζονται.

Το εν λόγω μοντέλο βασίζεται σε τρεις βασικές υποθέσεις. Πρώτον, την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίου, η οποία εκφράζεται ως ακολούθως:

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = i_t - i_t^* \quad (4).$$

Η δεύτερη υπόθεση είναι ότι το νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών (FPMM) καθορίζει τη συναλλαγματική ισοτιμία ισορροπίας μόνο σε μακροπρόθεσμο επίπεδο, αντικαθιστώντας τη διαφορά επιτοκίου στην εξίσωση (3) με τη διαφορά στο ρυθμό πληθωρισμού ως εξής:

$$\dot{s}_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) + \lambda(\pi_t - \pi_t^*) \quad (5),$$

όπου το  $\pi$  είναι ο αναμενόμενος ρυθμός πληθωρισμού.

Η τρίτη υπόθεση αναφέρει ότι η συναλλαγματική ισοτιμία αναμένεται να μεταβληθεί με την αναμενόμενη διαφορά στον πληθωρισμό όταν επιτευχθεί η μακροπρόθεσμη ισορροπία για  $s$ , ως εξής:

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = \theta(\dot{s}_t - s_t) + (\pi_t - \pi_t^*) \quad (6),$$

Όπου το  $\theta$  είναι η ταχύτητα προσαρμογής, εξαρτώμενη από τη δυσκαμψία των τιμών προς το σημείο ισορροπίας.

Λαμβάνοντας υπόψη τις παραπάνω υποθέσεις, το μοντέλο RIDM αναπαρίσταται ως εξής:

$$S_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) - (1/\theta)(r_t - r_t^*) + \lambda(\pi_t - \pi_t^*) \quad (7).$$

Σημειώνεται ότι το μοντέλο FPMM υποστηρίζει ότι τα πραγματικά επιτόκια είναι πάντα ίσα μεταξύ τους σε όλες τις χώρες λόγω των διεθνών ροών κεφαλαίων που στοχεύουν στην αναζήτηση ευκαιριών κερδοφορίας, ενώ το μοντέλο RIDM επιτρέπει

προσωρινές διαφορές στα πραγματικά επιτόκια. Έτσι, το RIDM δεν θεωρείται ως ένα μοντέλο μακροπρόθεσμης προσέγγισης, καθώς ενσωματώνει βραχυχρόνιες επιρροές. Ωστόσο, έχει χρησιμοποιηθεί από ορισμένους ερευνητές για τον έλεγχο της ισχύος του νομισματικού μοντέλου σε μακροπρόθεσμο επίπεδο, με χαρακτηριστικό παράδειγμα τη μελέτη των Hunter and Menla Ali (2014), οι οποίοι διερεύνησαν τη νομισματική προσέγγιση για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών στην περίπτωση της ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και γεν, λαμβάνοντας υπόψη την αστάθεια στη ζήτηση χρήματος.

### **1.3.3 Νομισματικό μοντέλο δυσκαμψίας των τιμών βάσει περιουσιακών στοιχείων**

Η τρίτη κατηγορία μοντέλων που βασίζονται στη νομισματική προσέγγιση για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι το μοντέλο δυσκαμψίας των τιμών βάσει περιουσιακών στοιχείων (sticky price – asset monetary model), γνωστό και ως μοντέλο ισορροπίας χαρτοφυλακίου (portfolio – balance model). Το μοντέλο αυτό, το οποίο αναπτύχθηκε αρχικά από τους Hooper and Morton (1982), υποθέτει μια ατελή δυνατότητα υποκατάστασης μεταξύ εγχώριων και ξένων περιουσιακών στοιχείων, ενώ όπως συμβαίνει και στα δύο προηγούμενα υποδείγματα, το επίπεδο των συναλλαγματικών ισοτιμιών καθορίζεται από την προσφορά και ζήτηση στις αγορές περιουσιακών στοιχείων, τουλάχιστον σε βραχυπρόθεσμο επίπεδο.

Επίσης, το εν λόγω υπόδειγμα είναι ένα εγγενώς δυναμικό μοντέλο προσαρμογής της συναλλαγματικής ισοτιμίας που ενσωματώνει τη δυναμική των αγορών περιουσιακών στοιχείων σε συνάρτηση με το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών, το επίπεδο τιμών και το ρυθμό συσσώρευσης περιουσιακών στοιχείων (Bitzenis and Marangos, 2007). Όπως ισχύει και στην περίπτωση του μοντέλου δυσκαμψίας των τιμών, το υπόδειγμα επιτρέπει διακρίσεις μεταξύ της βραχυχρόνιας ισορροπίας και της δυναμικής προσαρμογής των μεταβλητών σε μακροχρόνιο επίπεδο (Breedon and Vitale, 2010). Εκτός αυτού, αναδεικνύει σχέσεις πλήρους αλληλεπίδρασης μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας, του ισοζυγίου πληρωμών, της ισορροπίας στη χρηματιστηριακή αγορά και του επιπέδου πλούτου σε μια οικονομία. Ωστόσο, σε βραχυχρόνιους όρους, η συναλλαγματική ισοτιμία καθορίζεται αποκλειστικά από την αλληλεπίδραση μεταξύ ζήτησης και προσφοράς στις αγορές περιουσιακών στοιχείων.

## 1.4 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΕΥΡΗΜΑΤΑ

### 1.4.1 Πρώιμες εμπειρικές ενδείξεις

Οι πρώιμες εμπειρικές μελέτες της νομισματικής προσέγγισης για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών μπορούν να διακριθούν σε δύο περιόδους, αυτές που διενεργήθηκαν μέχρι και τα τέλη της δεκαετίας του 1970, οι οποίες εν πολλοίς κατέδειξαν την ισχύ των αντίστοιχων μοντέλων, και τις έρευνες μετά τη δεκαετία του 1980, με την πλειονότητά τους να καταλήγουν σε αντίθετα ευρήματα (Bitzenis and Marangos, 2007). Οι Frenkel and Johnson (1976) εξέτασαν την ισοτιμία γερμανικού μάρκου και αμερικάνικου δολαρίου για την περίοδο 1920-1923, υποστηρίζοντας την ισχύ του μοντέλου ευέλικτων τιμών, και ο Bilson (1978) επιβεβαίωσε τα παραπάνω ευρήματα για την ισοτιμία γερμανικού μάρκου και βρετανικής στερλίνας για την περίοδο 1972-1976, με τη μελέτη του Hodrick (1978) να καταλήγει σε παρόμοιες διαπιστώσεις για δύο περιπτώσεις συναλλαγματικών ισοτιμιών (αμερικάνικο δολάριο-γερμανικό μάρκο, βρετανική στερλίνα-αμερικάνικο δολάριο) για το διάστημα 1972-1975. Σε άλλη μελέτη του 1979, οι Putnam&Woodbury ομοίως επιβεβαίωσαν ότι το νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών είναι κατάλληλο για τον προσδιορισμό της συναλλαγματικής ισοτιμίας μεταξύ στερλίνας και δολαρίου ΗΠΑ στην περίοδο μεταξύ 1972 και 1974, επισημαίνοντας ωστόσο την περιορισμένη επιρροή της προσφοράς χρήματος στην οικονομία, με τον αντίστοιχο συντελεστή να διαφοροποιείται από τη μονάδα.

Στη δημοφιλή μελέτη του Dornbusch (1979) επίσης διαπιστώθηκε ότι το μοντέλο ευέλικτων τιμών έχει ισχύ στην περίπτωση της ισοτιμίας γερμανικού μάρκου και δολαρίου ΗΠΑ (1973-1978), εισάγοντας ωστόσο για πρώτη φορά στην ερευνητική βιβλιογραφία περί νομισματικής μοντελοποίησης των συναλλαγματικών ισοτιμιών τον όρο των διαφορών επιτοκίου σε μακροχρόνιο επίπεδο. Ο Frankel (1979) επέκτεινε αυτό το μοντέλο για την ίδια ισοτιμία στην περίοδο μεταξύ Ιουλίου 1974 και Φεβρουαρίου 1978, με τα ευρήματά του ωστόσο να μην επιβεβαιώνονται από άλλες μελέτες της ίδιας περιόδου. Συγκεκριμένα, έρευνες των Dornbusch (1980), Haynes&Stones (1981), Frankel (1984) και Backus (1984) έθεσαν υπό αμφισβήτηση την ικανότητα του νομισματικού υποδείγματος βάσει των διαφορών στο επιτόκιο να

προβλέψουν διάφορες συναλλαγματικές ισοτιμίες, δείχνοντας ότι λίγοι εκ των συντελεστών είχαν τα αναμενόμενα πρόσημα και βρίσκοντας περιορισμένη επεξηγηματική ισχύ των μαθηματικών μοντέλων βάσει των συντελεστών προσδιορισμού, με την υπολειπόμενη αυτοσυσχέτιση να αναδεικνύεται σε σοβαρό πρόβλημα στα εμπειρικά τους αποτελέσματα. Μάλιστα, σε ορισμένες περιπτώσεις διαπιστώθηκαν αντίστροφα ευρήματα των αναμενόμενων, καθώς για την περίοδο μετά το 1978 βρέθηκε ότι μια σχετική αύξηση της εγχώριας προσφοράς χρήματος οδηγεί σε ανατίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας μάρκου και δολαρίου ΗΠΑ.

Όσον αφορά τα μοντέλα δυσκαμψίας των τιμών, οι Driskill and Sheffrin (1981) αξιοποίησαν το μοντέλο του Dornbusch για την ισοτιμία ελβετικού φράγκου και αμερικάνικου δολαρίου στο χρονικό διάστημα 1973-1977, επιβεβαιώνοντας την ισχύ του, με παρόμοια ευρήματα να καταγράφονται και στην έρευνα του Wallace (1979) για την ισοτιμία καναδικού και αμερικανικού δολαρίου στη δεκαετία του 1950. Από την άλλη πλευρά, ο Backus (1984) κατέληξε σε αντίθετα ευρήματα, με τους συντελεστές συσχέτισης του μοντέλου να είναι μη στατιστικά σημαντικοί. Αργότερα, ο Papell (1988) υποστήριξε ότι το νομισματικό υπόδειγμα δυσκαμψίας των τιμών βάσει των διαφορών επιτοκίου έχει σημαντική προβλεπτική ισχύ για συναλλαγματικές ισοτιμίες μεταξύ διάφορων νομισμάτων (γερμανικό μάρκο, ιαπωνικό γεν, βρετανική στερλίνα, δολάριο ΗΠΑ), ενσωματώνοντας ωστόσο ενδογενώς στο μοντέλο του τις μεταβλητές του επιτοκίου και του εγχώριου εισοδήματος, και χρησιμοποιώντας εξωγενώς τη μεταβλητή της προσφοράς χρήματος. Υπέρτης ισχύος του μοντέλου δυσκαμψίας των τιμών τάχθηκαν και οι μελέτες των Barr (1989) και Smith and Wickens (1989), επιβεβαιώνοντας αυτήν την πρόμη θετική εμπειρική απόδειξη της νομισματικής προσέγγισης.

Στη δεύτερη πρόμη περίοδο, ωστόσο, τα ευρήματα είναι τουλάχιστον μεικτά αν όχι απορριπτικά της νομισματικής υπόθεσης για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Από το 1987 και μετά, αρκετές μελέτες έχουν επιχειρήσει να εξετάσουν το νομισματικό μοντέλο με τη χρήση οικονομετρικών μεθόδων συνολοκλήρωσης, αξιοποιώντας τη διαδικασία δύο σταδίων που προτάθηκε από τους Engle&Granger (1987). Για παράδειγμα, οι Baillie and Selover (1987), Frankel&Meese (1987) και Kearney&MacDonald (1990) χρησιμοποίησαν αυτήν την τεχνική αλλά δεν κατάφεραν να εντοπίσουν σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ της

συναλλαγματικής ισοτιμίας και άλλων θεμελιωδών μεγεθών (σχετική προσφορά χρήματος, σχετικές τιμές). Η αποτυχία αυτή αποδόθηκε από τους MacDonald&Taylor (1991) στην ακατάλληλη οικονομετρική προσέγγιση, καθώς οι ερευνητές έδειξαν ότι με τη χρήση πολυμεταβλητών τεχνικών συνολοκλήρωσης κατά Johansen υπάρχει, πράγματι, μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ τριών συναλλαγματικών ισοτιμιών (στερλίνα, μάρκο και γεν έναντι δολαρίου ΗΠΑ).

Οι ίδιοι ερευνητές επανεξέτασαν το νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών στην περίπτωση της ισοτιμίας στερλίνας-δολαρίου με μηνιαία δεδομένα και επιβεβαίωσαν την ύπαρξη σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ αυτών, της προσφοράς χρήματος, της βιομηχανικής παραγωγής και των μακροχρόνιων επιτοκίων (MacDonald&Taylor, 1992), και σε άλλη μελέτη τους έδειξαν ότι η μακροχρόνια σχέση ισορροπίας υφίσταται μεταξύ των μεταβλητών, επισημαίνοντας ωστόσο αποκλίσεις σε βραχυχρόνιο επίπεδο (MacDonald&Taylor, 1993). Επίσης, ο Makrydakis (1998) διερεύνησε την καταλληλότητα του νομισματικού μοντέλου για τον προσδιορισμό της μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ κορεάτικου γουάν και δολαρίου ΗΠΑ σε μηνιαία δεδομένα από το 1980 μέχρι και το 1995 και κατέληξε στο συμπέρασμα ότι το εν λόγω υπόδειγμα αναδεικνύει πράγματι ισχυρές σχέσεις συνολοκλήρωσης. Ακόμη, ο Miyakoshi (2000) επιβεβαίωσε την ισχύ του μοντέλου ευέλικτων τιμών για τη συναλλαγματική ισοτιμία του κορεάτικου γουάν έναντι τριών διαφορετικών νομισμάτων (δολάριο ΗΠΑ, γερμανικό μάρκο, ιαπωνικό γεν), ενώ τέλος, οι Dutt and Ghosh (2000) κατέληξαν σε παρόμοια ευρήματα τόσο για το μοντέλο ευέλικτων τιμών όσο και για αυτό που προτείνει δυσκαμψία των τιμών αναφορικά με τη συναλλαγματική ισοτιμία γεν-δολαρίου ΗΠΑ.

#### **1.4.2 Σύγχρονες εμπειρικές ενδείξεις**

Από το 2000 και μετά, ένας σημαντικός αριθμός μελετών έχουν εξετάσει την ισχύ και καταλληλότητα της νομισματικής προσέγγισης για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών, καταλήγοντας σε μεικτά ευρήματα, δεδομένων και των σημαντικών διαφοροποιήσεων που υφίστανται σε όρους μεθοδολογικής προσέγγισης. Εξετάζοντας τα ευρήματα ορισμένων σημαντικών μελετών της περιόδου, αρχικά, οι Francis et al (2001) χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα για την περίοδο μεταξύ 1974 και 1993 για τη συναλλαγματική ισοτιμία μεταξύ καναδικού και αμερικάνικου δολαρίου και εφαρμόζοντας τη μεθοδολογία συνολοκλήρωσης κατά Johansen βρήκαν

ισχυρές εμπειρικές ενδείξεις υπέρ της ισχύος του νομισματικού μοντέλου προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Συγκεκριμένα, οι ερευνητές διαπίστωσαν ότι η συναλλαγματική ισοτιμία βρίσκεται σε μακροχρόνια σχέση ισορροπίας με το εγχώριο και ξένο επίπεδο βιομηχανικής παραγωγής, την προσφορά χρήματος και τα μακροπρόθεσμα επιτόκια, καθώς και ότι η ισοτιμία αγοραστικής δύναμης ομοίως ισχύει για τα δύο νομίσματα. Σε αντίθεση με προηγούμενα ευρήματα, οι Francis et al (2001) απέδωσαν τα αποτελέσματά τους τόσο στις προηγμένες οικονομετρικές δυνατότητες της τεχνικής συνολοκλήρωσης που εφάρμοσαν, όσο και στο γεγονός ότι οι δύο χώρες (ΗΠΑ και Καναδάς) ακολουθούν μια παρόμοια νομισματική πολιτική.

Οι Rapach & Wohar (2002) μελέτησαν το νομισματικό μοντέλο για ένα σύνολο 14 βιομηχανικών χωρών με τη χρήση δεδομένων από τα τέλη του 19<sup>ου</sup> μέχρι και τα τέλη του 20<sup>ου</sup> αιώνα, εφαρμόζοντας διάφορες τεχνικές συνολοκλήρωσης και μοντέλα VECM. Οι ερευνητές διαπίστωσαν την ισχύ του μοντέλου για τη συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου ΗΠΑ με τα νομίσματα μόνο τεσσάρων χωρών (Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Ολλανδία), καθώς βρήκαν ότι αυτή διατηρεί σχέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας με την προσφορά χρήματος και το πραγματικό ΑΕΠ. Ωστόσο, στην έρευνα βρέθηκε ότι το μοντέλο ισχύει μόνο μερικώς για τέσσερις άλλες χώρες (Βέλγιο, Φινλανδία, Πορτογαλία, Ελβετία) αλλά απορρίπτεται στις υπόλοιπες (Αυστραλία, Καναδάς, Δανία, Νορβηγία, Σουηδία, Ηνωμένο Βασίλειο). Επίσης, για τις χώρες στις οποίες το νομισματικό μοντέλο επιβεβαιώθηκε, βρέθηκε ότι η διαδικασία προσαρμογής των τιμών στο σημείο μακροχρόνιας ισορροπίας είναι σχετική γρήγορη, καταδεικνύοντας ότι αυτή η ισορροπία επανέρχεται άμεσα μετά από ένα σοκ.

Με τη χρήση μοντέλων VAR, ο Cincir (2003) διερεύνησε την ισχύ τεσσάρων εκδοχών του νομισματικού μοντέλου προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών (ευέλικτων τιμών, δυσκαμψίας των τιμών βάσει επιτοκίου και βάσει περιουσιακών στοιχείων, μοντέλο εμπορεύσιμων και μη εμπορεύσιμων αγαθών) για την περίπτωση της ισοτιμίας μεταξύ τουρκικής λίρας και δολαρίου ΗΠΑ, αξιοποιώντας ομοίως μηνιαία δεδομένα για το χρονικό διάστημα μεταξύ 1986 και 2000. Βάσει των ερευνητικών αποτελεσμάτων, ο ερευνητής βρήκε ότι στην περίπτωση του μοντέλου ευέλικτων τιμών δεν υπάρχει κάποια σχέση



συνολοκλήρωσης μεταξύ της ισοτιμίας και των άλλων θεμελιωδών μεταβλητών (εγχώρια προσφορά χρήματος, πραγματική παραγωγή, επιτόκιο, πληθωρισμός, καθαρά ξένα περιουσιακά στοιχεία), ωστόσο, αντίθετα ευρήματα καταγράφηκαν για την περίπτωση του μοντέλου δυσκαμψίας των τιμών (συμπεριλαμβανομένων και των δύο εκδοχών του). Επίσης, στη μελέτη διαπιστώθηκε ότι τα νομισματικά μοντέλα έχουν ισχυρότερη προβλεπτική ικανότητα ως προς τις συναλλαγματικές ισοτιμίες συγκριτικά με άλλα μοντέλα τυχαίου περιπάτου.

Οι Lee Chin et al (2007) χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα για το διάστημα μεταξύ 1980-2003 αναφορικά με τη συναλλαγματική ισοτιμία πέσο Φιλιππίνων και δολαρίου ΗΠΑ, εξετάζοντας την ισχύ δύο εκδοχών του νομισματικού μοντέλου, των ευέλικτων τιμών και της δυσκαμψίας των τιμών. Εφαρμόζοντας την τεχνική συνολοκλήρωσης κατά Johansen, οι ερευνητές βρήκαν ότι υπάρχει ένα στατιστικά σημαντικό διάνυσμα συνολοκλήρωσης μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας των λοιπών νομισματικών μεταβλητών του μοντέλου (εγχώρια προσφορά χρήματος, εγχώριο πραγματικό εισόδημα, εγχώρια επιτόκια, εγχώριος αναμενόμενος πληθωρισμός), εύρημα που υποδηλώνει ότι η νομισματική προσέγγιση είναι ικανή να ερμηνεύσει τις αντίστοιχες μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας. Σημειώνεται, ωστόσο, ότι στην ίδια έρευνα βρέθηκε ότι οι τυπικές γραμμικές σχέσεις του εν λόγω μοντέλου και η αναλογία μεταξύ συναλλαγματικών ισοτιμιών και άλλων νομισματικών μεταβλητών δεν ισχύουν απαραίτητα σε μακροχρόνιο επίπεδο, λαμβάνοντας υπόψη τη δυσκαμψία των τιμών σε αποτελεσματικές αγορές και την επιρροή διάφορων χρηματοπιστωτικών καινοτομιών στη ζήτηση χρήματος.

Οι Bitzenis and Marangos (2007) επίσης εξέτασαν το νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών για την περίπτωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας μεταξύ ελληνικής δραχμής και δολαρίου ΗΠΑ, χρησιμοποιώντας τετραμηνιαία δεδομένα της περιόδου μεταξύ 1974 και 1994 και εφαρμόζοντας την τεχνική συνολοκλήρωσης κατά Johansen. Βάσει των ευρημάτων της μελέτης, υπάρχει πράγματι σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, της σχετικής προσφοράς χρήματος, του σχετικού εισοδήματος και των σχετικών επιτοκίων, οδηγώντας στο συμπέρασμα ότι το νομισματικό μοντέλο ισχύει σε συνθήκες μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των προαναφερθεισών μεταβλητών. Ωστόσο, οι ερευνητές κατέληξαν σε παρόμοια συμπεράσματα με την προηγούμενη μελέτη, αναφέροντας ότι

αυτή η σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας δεν είναι γραμμική και αναλογική, όπως το βασικό νομισματικό μοντέλο υποθέτει.

Οι Zakaria and Ahmad (2007) ομοίως μελέτησαν τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ θεμελιωδών νομισματικών μεταβλητών και της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας μεταξύ πακιστανικού πεκ και 14 νομισμάτων χωρών με τις οποίες το Πακιστάν διατηρεί εμπορικές σχέσεις, χρησιμοποιώντας τετραμηνιαία δεδομένα της περιόδου μεταξύ 1983 και 2007. Εφαρμόζοντας διάφορες τεχνικές συνολοκλήρωσης, οι ερευνητές διαπίστωσαν ότι το νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών ισχύει, καθώς διαπιστώθηκε μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ της ισοτιμίας και άλλων νομισματικών μεγεθών (πληθωρισμός, επιτόκια, εισόδημα, επίπεδα τιμών), χωρίς αυτό ωστόσο να ισχύει και για τα μοντέλα δυσκαμψίας των τιμών. Σε παρόμοια ευρήματα κατέληξαν και οι Zhangetal (2007), οι οποίοι βρήκαν ότι η ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία μεταξύ δολαρίου ΗΠΑ και τριών άλλων νομισμάτων (Καναδά, Ιαπωνίας, Ηνωμένου Βασιλείου) βρίσκεται σε μακροχρόνια σχέση ισορροπίας με τις νομισματικές μεταβλητές του ομώνυμου μοντέλου, επιβεβαιώνοντας μάλιστα ότι η προβλεπτική του ικανότητα είναι σαφώς ανώτερη από υποδείγματα τυχαίου περιπάτου.

Σε άλλη έρευνα των de Bruynetal (2013) επίσης εξέτασαν τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ βασικών νομισματικών μεγεθών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας ραντ Νοτίου Αφρικής και δολαρίου ΗΠΑ με μηνιαία δεδομένα που εκτείνονται σε χρονικό διάστημα ενός αιώνα (1910-2010), καταλήγοντας σε μεικτά ευρήματα. Συγκεκριμένα, οι ερευνητές βρήκαν ότι πράγματι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, του επιπέδου παραγωγής και των διακυμάνσεων στην προσφορά χρήματος, αλλά απέρριψαν τους περιορισμούς του απλού νομισματικού μοντέλου, σε συνάφεια με τα ευρήματα άλλων μελετών που περιγράφηκαν παραπάνω, επισημαίνοντας ότι το εν λόγω μοντέλο δεν μπορεί να ερμηνεύσει επαρκώς τη σχέση αυτών των μεταβλητών σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα. Από την άλλη πλευρά, στην έρευνα βρέθηκε ότι το νομισματικό μοντέλο έχει μεγαλύτερη προβλεπτική ισχύ όσον αφορά τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών συγκριτικά με άλλα μοντέλα τυχαίου περιπάτου, με τα θεμελιώδη νομισματικά μεγέθη να αναδεικνύονται σε βασικούς μηχανισμούς προσαρμογής στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Πιο πρόσφατα, οι Afat et al (2015) κατέληξαν σε αντίθετα ευρήματα, απορρίπτοντας την ισχύ του νομισματικού μοντέλου. Συγκεκριμένα, οι ερευνητές εξέτασαν τρεις εκδοχές του νομισματικού μοντέλου (ευέλικτων τιμών, δυσκαμψίας των τιμών βάσει διαφορών στο επιτόκιο και μοντέλο forward-looking) για το σύνολο των κρατών-μελών του ΟΟΣΑ, εφαρμόζοντας τεχνικές συνολοκλήρωσης κατά Johansen. Σύμφωνα με τα ερευνητικά τους αποτελέσματα, οι Afat et al διαπίστωσαν ότι όλες οι εκδοχές του νομισματικού μοντέλου δεν είναι σε θέση να εγκαθιδρύσουν μια σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των βασικών μακροοικονομικών μεταβλητών που εξετάστηκαν, αποδίδοντας αυτήν την «αποτυχία» στις σημαντικές αποκλίσεις που παρατηρούνται όσον αφορά τη συνθήκη της ισοτιμίας αγοραστικής δύναμης (PPP). Μάλιστα, επιτρέποντας ακόμα και αποκλίσεις από αυτήν την συνθήκη σε ένα αποδομημένο μοντέλο της κεϋνσιανής συνάρτησης ζήτησης χρήματος (decomposed KMDF), η οποία αποτελεί βασική αρχή του μοντέλου ευέλικτων και δύσκαμπτων τιμών, οι ερευνητές επιβεβαίωσαν την ανεπάρκεια της νομισματικής προσέγγισης.

Από τις παραπάνω μελέτες, καθίσταται σαφές ότι τα ευρήματα σχετικά με το νομισματικό μοντέλο προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι μεικτά, λαμβάνοντας υπόψη και τις σημαντικές διαφορές που υφίστανται σε όρους δεδομένων που χρησιμοποιούνται, χρονικών οριζόντων, εκδοχών του μοντέλου, χωρών και μεθοδολογικών προσεγγίσεων. Φυσικά, η εμπειρική διερεύνηση του μοντέλου από το 2000 και μετά δεν περιορίζεται στις παραπάνω μελέτες, καθώς ένας σημαντικός αριθμός ερευνών έχει ασχοληθεί με το εν λόγω ζήτημα. Παραδειγματικά, οι Long and Samreth (2008) χρησιμοποίησαν μια προσέγγιση μοντέλων ARDL για την ισοτιμία πέσο Φιλιππίνων και δολαρίου ΗΠΑ, βρίσκοντας μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ αυτής και άλλων νομισματικών μεγεθών, απορρίπτοντας όμως τη συνθήκη της ισοτιμίας αγοραστικής δύναμης. Οι Shylajan et al (2011) μελέτησαν την ισοτιμία ινδικής ρουπίας και αμερικάνικου δολαρίου με το νομισματικό μοντέλο ευέλικτων τιμών, αναδεικνύοντας ομοίως μια σχέση συνολοκλήρωσης σε μακροχρόνιο επίπεδο, χωρίς αυτό ωστόσο να ισχύει σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα. Τέλος, οι Adawo and Effiong (2013) αξιοποίησαν τη μέθοδο συνολοκλήρωσης κατά Johansen-Juselius για να μελετήσουν την ισχύ του μοντέλου ευέλικτων τιμών στην περίπτωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας των νομισμάτων Νιγηρίας και ΗΠΑ,

καταλήγοντας στο συμπέρασμα ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ αυτής, της προσφοράς χρήματος, της παραγωγής και των διαφορών στα επιτόκια.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

### ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

Η εμπειρική μελέτη που ακολουθεί αφορά την εξέταση του νομισματικού μοντέλου συναλλαγματικής ισοτιμίας, με τη χρήση του εργαλείου της συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο του Johansen. Για το σκοπό αυτό προσδιορίζεται η ανοιγμένη μορφή (reducedform) του υποδείγματος ως εξής (Chin et al, 2007):

$$e_t = \alpha + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(r_t - r_t^*) + \beta_4(\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon_t$$

Όπου  $e$  η άμεση συναλλαγματική ισοτιμία οριζόμενη ως η τιμή μιας μονάδας νομίσματος της αλλοδαπής σε όρους εγχώριου νομίσματος,  $m$  η εγχώρια προσφορά χρήματος,  $y$  είναι το εγχώριο πραγματικό εισόδημα προσδιοριζόμενο από τον δείκτη βιομηχανικής παραγωγής,  $r$  το εγχώριο επιτόκιο,  $\pi$  το εγχώριο ποσοστό πληθωρισμού. Παράλληλα, στις περιπτώσεις που τα παραπάνω στοιχεία προσδιορίζονται με αστερίσκο υποδηλώνονται οι αντίστοιχες μεταβλητές για τις οικονομίες της αλλοδαπής, ενώ οι μεταβλητές του πραγματικού εισοδήματος και της προσφοράς χρήματος εκφράζονται σε όρους φυσικών λογαρίθμων. Για την ισχύ του

υποδείγματος ελέγχονται οι σχετικοί περιορισμοί (Chin et al, 2007), οι οποίοι θεωρούν ότι  $\beta_1=1$ ,  $\beta_2=0$ ,  $\beta_3=0$  και  $\beta_4=0$ . Παράλληλα παρουσιάζεται το εκτιμηθέν διάνυσμα συνολοκλήρωσης ώστε να διαπιστωθεί αν τα πρόσημα των συντελεστών συμφωνούν με την σχετική οικονομική θεωρία που υποθέτει ότι  $\beta_1>$ ,  $\beta_2<0$ ,  $\beta_3<0$ ,  $\beta_4>0$  και  $ECT<0$ .

Η μελέτη του υποδείγματος αφορά 5 συναλλαγματικές ισοτιμίες και πιο συγκεκριμένα εκείνες του δολαρίου ΗΠΑ και της Βρετανικής λίρας, του δολαρίου ΗΠΑ και του Ιαπωνικού γεν, του δολαρίου ΗΠΑ και του δολαρίου Καναδά, του δολαρίου ΗΠΑ και του Ελβετικού φράγκου και του δολαρίου ΗΠΑ και του δολαρίου Αυστραλίας. Τα μεγέθη της οικονομίας των ΗΠΑ ορίζονται σε κάθε περίπτωση ως στοιχεία της εγχώριας οικονομίας και των λοιπών χωρών ως στοιχεία των οικονομιών της αλλοδαπής. Οι παρατηρήσεις αποδίδονται σε μηνιαία συχνότητα και δεδομένης της διαθεσιμότητας των σχετικών μακροοικονομικών μεγεθών το δείγμα αφορά σε κάθε περίπτωση τις εξής περιόδους:

δολάριο ΗΠΑ - Βρετανική λίρα: 01/1986 έως 12/2013

δολάριο ΗΠΑ – Ιαπωνικό γεν: 05/2002 έως 02/2017

δολάριο ΗΠΑ – δολάριο Καναδά: 01/1971 έως 02/2017

δολάριο ΗΠΑ – Ελβετικό Φράγκο: 12/1984 έως 02/2017

δολάριο ΗΠΑ – δολάριο Αυστραλίας: 11/1995 έως 04/2015

Για την αποτύπωση της ύπαρξης διανύσματος συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρονολογικών σειρών που συνθέτουν το νομισματικό μοντέλο συναλλαγματικής ισοτιμίας, είναι απαραίτητο αυτές να είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης ( $I(1)$ ). Ως εκ τούτου εφαρμόζονται οι σχετικοί έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας με τη χρήση των ADF, DF – GLS και Phillips – Perron.

Θεωρώντας τις χρονοσειρές με αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα ως:

$$y_t = a + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου  $\varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + e_t + \theta e_{t-1}$  ,

ο έλεγχος ADF εφαρμόζεται υπολογίζοντας:

$$\Delta y_t = \alpha + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

όπου  $\alpha = \rho - 1$  και  $t = 1, \dots, T$ .

Οι επαυξημένοι όροι του  $\Delta y_t$  των υψηλότερων χρονικών υστερήσεων εμπεριέχονται στην παραπάνω εξίσωση, έτσι ώστε οι αυτοσυσχετίσεις των διαταρακτικών όρων των ενα εμφανίζονται διορθωμένες, ενώ ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων επιλέγονται από το Schwartz Information Criteria. Σε αυτόν τον έλεγχο, ελέγχεται η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας ( $\alpha = 0$ ), έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης της ύπαρξης στασιμότητας ( $\alpha < 0$ ). Το *test statistic* υπολογίζεται με τη χρήση του συμβατικού *t-ratio* για το  $\alpha$  και η κριτική τιμή υπολογίζεται από την έκδοση του MacKinnon των κριτικών τιμών του ελέγχου Dickey-Fuller.

Ο έλεγχος DF-GLS αναπτύχθηκε με σκοπό να διορθώσει τα προβλήματα του προηγούμενου ελέγχου και να επαυξήσει την ελεγκτική του δύναμη. Ο Elliot(1996), πρότεινε ένα τροποποιημένο μοντέλο του ελέγχου ADF, όπου από τα δεδομένα έχει αφαιρεθεί η τάση, με τρόπο ώστε οι ανεξάρτητες μεταβλητές να αφαιρούνται από τα δεδομένα, πριν από την εφαρμογή της παλινδρόμησης. Έτσι, ο έλεγχος GLS που αφαιρεί την τάση επιφέρει μεγαλύτερη δύναμη στον έλεγχο.

Αφού πάρουμε τα δεδομένα όπου έχει αφαιρεθεί η τάση, υποθέτουμε ότι τα ονομάζουμε  $y_t^d$ , και έτσι ο έλεγχος DF-GLS γίνεται σύμφωνα με τον υπολογισμό του κανονικού ADF ελέγχου, αντικαθιστώντας την αρχική χρονοσειρά  $y_t$  με τη χρονοσειρά  $y_t^d$ , όπου έχει αφαιρεθεί η τάση, έτσι ώστε:

$$\Delta y_t^d = \alpha + \alpha y_{t-1}^d + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad ,$$

Όπου το μέγεθος της χρονικής υστέρησης  $k$  σε αυτήν την εξίσωση υπολογίζεται από το τροποποιημένο Akaike information criteria (MAIC), το οποίο είναι:

$$MAIC = -2(l/T) + 2(k + \tau)/T \quad ,$$

όπου το  $l$  είναι η παράμετρος του εύρους για τους kernel-based εκτιμητές του πυρήνα του φάσματος των καταλοίπων του μηδενός και όπου  $\tau = \alpha^2 \sum_t \tilde{y}_{t-1}^2 / \hat{\sigma}^2$  για το  $\tilde{y}$  είναι ο εκτιμητής αυτοσυσχέτισης του φάσματος των καταλοίπων. Οι Perron and Ng (1996) πρότειναν τη χρήση του κριτηρίου MAIC και βρήκαν σημαντικές βελτιώσεις στον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας σε σχέση με τους υπόλοιπους ελέγχους.

where  $a_0$  and  $t$  are the constant and the time trend, respectively.

Οι έλεγχοι DF και ADF υποθέτουν ότι τα σφάλματα είναι στατιστικά ανεξάρτητα και έχουν σταθερή διακύμανση. Επομένως, ένας όρος σφάλματος θα πρέπει να μην συσχετίζεται με τους άλλους και να έχει σταθερή διακύμανση. Οι Phillips και Perron (1988) ανέπτυξαν έλεγχο μοναδιαίας ρίζας, ο οποίος επιτρέπει της ύπαρξη σειριακής συσχέτισης. Η διακύμανση του σφάλματος εκτιμάται από τον ακόλουθο τύπο (White, 1997):

$$\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \hat{\varepsilon}_t^2 + \frac{2}{N} \sum_{t=1}^N \omega(s, l) \sum_{t=s+1}^N \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-s}$$

όπου  $l$  είναι οι χρονικές υστερήσεις και  $w(s, l) = 1-s/(l+1)$ .

Η ιδέα της συνολοκλήρωσης συνδέεται με την ιδέα της μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των σειρών, όταν υπάρχει και πιθανότητα μη στασιμότητας μεταξύ των σειρών που εξετάζονται, και με αυτόν τον τρόπο, αν οι εξεταζόμενες σειρές έχουν βρεθεί να έχουν μοναδιαίες ρίζες, τότε ο καταλληλότερος έλεγχος της υπόθεσης της μακροχρόνιας ισορροπίας είναι ο έλεγχος Johansen (1998). Η μέθοδος αυτή ελέγχει αν ο γραμμικός συνδυασμός της μη στασιμότητας των μεταβλητών ( $I(1)$ ) είναι στάσιμος ( $I(0)$ ), και έτσι μπορούμε να αποφανθούμε αν οι σειρές που εξετάζουμε συνολοκληρώνονται. Η ύπαρξη ενός διάνυσματος συνολοκλήρωσης υπονοεί πως οι σειρές δεν μπορούν να κινηθούν για μεγάλο χρονικό διάστημα ξεχωριστά και αν οι σειρές συνολοκληρώνονται, το διάνυσμα συνολοκλήρωσης πρέπει να είναι  $[1, -1]$ . Αν το διάνυσμα συνολοκλήρωσης διαφέρει από το διάνυσμα της ρίζας, τότε οι μεταβλητές δεν ακολουθούν η μία την άλλη με σκοπό να γίνουν ίσες, αλλά απλά κινούνται σε ίδια πορεία. Η ιδέα της συνολοκλήρωσης βασίζεται σε ένα (VAR) μοντέλο το οποίο είναι:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_k Y_{t-k} + U_t, t=1,2,\dots,T$$

Όπου το  $Y_t$  είναι το  $n \times 1$  διάνυσμα των  $I(1)$  μεταβλητών και το  $U_t$  είναι το διάνυσμα του λευκού θορύβου των καταλοίπων.

Ξαναγράφοντας την εξίσωση με άλλους όρους, η εξίσωση γίνεται:

$$\Delta Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Pi_k \Delta Y_{t-k+1} + U_t$$

$$\text{όπου } \Pi_1 = -I + \sum_{i=1}^k \Phi_i \text{ και } \Pi_j = -\sum_{i=j}^k \Phi_i \text{ για } j=2,\dots,k.$$

Το διάνυσμα που μας ενδιαφέρει στον έλεγχο είναι το  $\Pi_1$ , το οποίο μας δείχνει τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών στο  $Y_t$ . Ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  matrix ( $r$ ) εμπεριέχει σημαντικές πληροφορίες σχετικά με τη συμπεριφορά της συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών. Αν ο βαθμός της μήτρας matrix  $\Pi_1$  είναι μηδενικός, τότε δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των  $I(1)$  μεταβλητών. Ο μειωμένος βαθμός ( $r < n$ ) της μήτρας  $\Pi_1$  υποθέτει πως υπάρχουν  $r$  διανύσματα συνολοκλήρωσης μεταξύ των μη στάσιμων μεταβλητών. Τέλος, ο ακριβώς ταυτοποιημένος βαθμός ( $r=n$ ) της μήτρας  $\Pi_1$  υποθέτει πως όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες για να ξεκινήσουν μαζί. Πρέπει να σημειωθεί πως αν βρεθεί κατά τη διάρκεια του ελέγχου μοναδιαίος βαθμός, τότε το υπολογισμένο διάνυσμα πρέπει να είναι  $[1, -1]$  έτσι ώστε να ικανοποιεί τη συνθήκη που εξετάζεται. Για να οριοθετήσουμε το βαθμό της μήτρας  $\Pi_1$  matrix, χρησιμοποιούμε το *tracetest* και τη μέγιστη ιδιοτιμή του Johansen (1991) και ελέγχουμε για μακροχρόνιο διάνυσμα συνολοκλήρωσης στις περιπτώσεις όπου υπάρχει μοναδικό διάνυσμα συνολοκλήρωσης.

Συνήθως η μήτρα έχει μειωμένο βαθμό που είναι  $r \leq (n-1)$  και στη συνέχεια έχουμε:

$$\Pi_i = \alpha\beta' ,$$

όπου το  $\alpha$  είναι μία μήτρα  $n \times r$  και το  $\beta'$  είναι μία μήτρα  $r \times n$ .

Έτσι οι  $\beta' X_{t-1}$  είναι οι  $r$  μεταβλητές που συνολοκληρώνονται,  $\beta'$  είναι η μήτρα των συντελεστών των διανυσμάτων της συνολοκλήρωσης και το  $\alpha$  αντιπροσωπεύει τη



μήτρα των όρων της διόρθωσης των καταλοίπων. Ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  και ο αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης καθορίζονται με τη χρήση των δύο πιο γνωστών στατιστικών ελέγχων αναλογιών πιθανοφάνειας (LR) που προτείνονται από τον (1988), δηλαδή το στατιστικό έλεγχο ίχνους (trace statistic ( $\lambda_{trace}$ )) και τις μέγιστες ιδιοτιμές ( $\lambda_{max}$ ), των οποίων τα test statistics είναι τα παρακάτω, σε αντιστοιχία:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

όπου  $\lambda_i$  είναι η νιοστή μεγαλύτερη ιδιοτιμή της μήτρας  $\Pi$  matrix και οι έλεγχοι γίνονται σύμφωνα με τη μηδενική υπόθεση ότι  $r = 0$  και στη συνέχεια ότι  $r = 1$ .

Συμπληρωματικά, αν βρεθεί συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών, εξετάζεται ένα (ECM) μοντέλο για να εξεταστεί η δυναμική σχέση μεταξύ των μεταβλητών σε βραχυχρόνιο επίπεδο, όπως έχει προταθεί από τον Scholnick (1996). Το μοντέλο ECM που εξετάζεται είναι το εξής:

$$\Delta r_t^j = \delta_0 + \alpha_1 \Delta r_t^i + \phi EC_{t-1} + \omega_t$$

Όπου το σύμβολο  $\Delta$  αντιπροσωπεύει την πρώτη διαφορά της σχετικής μεταβλητής,  $\omega_t$  είναι ο λευκός θόρυβος των καταλοίπων και τα EC είναι τα κατάλοιπα του διανύσματος συνολοκλήρωσης μεταξύ των σειρών. Ο συντελεστής  $\alpha_1$  αντιπροσωπεύει την ενδιάμεση σχέση βραχυχρόνιας περιόδου και το  $\phi$  είναι ο συντελεστής του όρου error correction, ο οποίος μετράει το βαθμό προσαρμογής στην ισορροπία. Ένας στατιστικά σημαντικός συντελεστής του  $EC_{t-1}$  θα σήμαινε ότι υπάρχουν οικονομικές δυναμικές (arbitrage), οι οποίες εργάζονται με σκοπό την επαναφορά στη μακροχρόνια ισορροπία, μετά από μία βραχυχρόνια διατάραξη.

Ο ορισμός του διανύσματος της χρονικής υστέρησης του μοντέλου VAR γίνεται με τη χρήση των κριτηρίων Sequential Modified Likelihood Ratio (LR), Final Prediction Error (FPE), Akaike Information Criterion (AIC), Schwartz Information Criterion (SC) και the Hannan – Quinn Information Criterion (HQ) και επειδή αυτά τα κριτήρια

μπορεί να οδηγήσουν σε αντικρουόμενα συμπεράσματα, συνήθως χρησιμοποιείται το κριτήριο SC. Στη συγκεκριμένη εργασία χρησιμοποιούμε τον έλεγχο ίχνους και τη μέγιστη ιδιοτιμή με τις προεπιλεγμένες χρονικές υστερήσεις, για να προσδιορίσουμε το βαθμό της μήτρας  $\Pi_1$ , όπως αναλύθηκε και προηγουμένως. Στους ελέγχους συνολοκλήρωσης επιτρέπουμε για γραμμικές στοχαστικές τάσεις στα δεδομένα και για σταθερούς όρους στις εξισώσεις.

Τέλος στις περιπτώσεις που δεν προκύπτει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, εκτιμάται η παρουσία ή μη βραχυχρόνιας σχέσης της διαδικασίας εκτίμησης της αιτιότητας κατά Granger. Για το σκοπό αυτό θεωρούνται τα ακόλουθα υποδείγματα:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Με βάση τα παραπάνω υποδείγματα, διακρίνονται τις περιπτώσεις (Χρηστού,2008):

1. Οι συντελεστές  $\beta_i$  των μεταβλητών  $X_{t-i}$  στην (1) να είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές  $\gamma_i$  των  $Y_{t-i}$  στην (2) δεν είναι στατιστικά διαφορετικοί από το μηδέν. Στην περίπτωση αυτή παρατηρείται αιτιότητα κατά Granger από την X προς την Y.
2. Οι συντελεστές  $\beta_i$  των μεταβλητών  $X_{t-i}$  στην (1) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές  $\gamma_i$  των  $Y_{t-i}$  στην (2) είναι στατιστικά σημαντικοί. Στην περίπτωση αυτή παρατηρείται αιτιότητα κατά Granger από την Y προς την X.
3. Οι συντελεστές τόσο  $\beta_i$  των μεταβλητών  $X_{t-i}$  στην (1) και οι συντελεστές  $\gamma_i$  των  $Y_{t-i}$  στην (2) είναι στατιστικά διαφορετικοί από το μηδέν. Στην περίπτωση αυτή παρατηρείται αμφίδρομη αιτιότητα κατά Granger.
4. Οι συντελεστές τόσο  $\beta_i$  των μεταβλητών  $X_{t-i}$  στην (1) και οι συντελεστές  $\gamma_i$  των  $Y_{t-i}$  στην (2) δεν είναι στατιστικά διαφορετικοί από το μηδέν. Στην περίπτωση αυτή παρατηρείται ανεξαρτησία κατά Granger.

Κατά συνέπεια, η εκτίμηση της αιτιότητας κατά Granger εξετάζει τη μηδενική υπόθεση μια μεταβλητή αιτιάζει την άλλη με ταυτόχρονο έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας των εκτιμημένων συντελεστών. Σε κάθε περίπτωση οι μεταβλητές

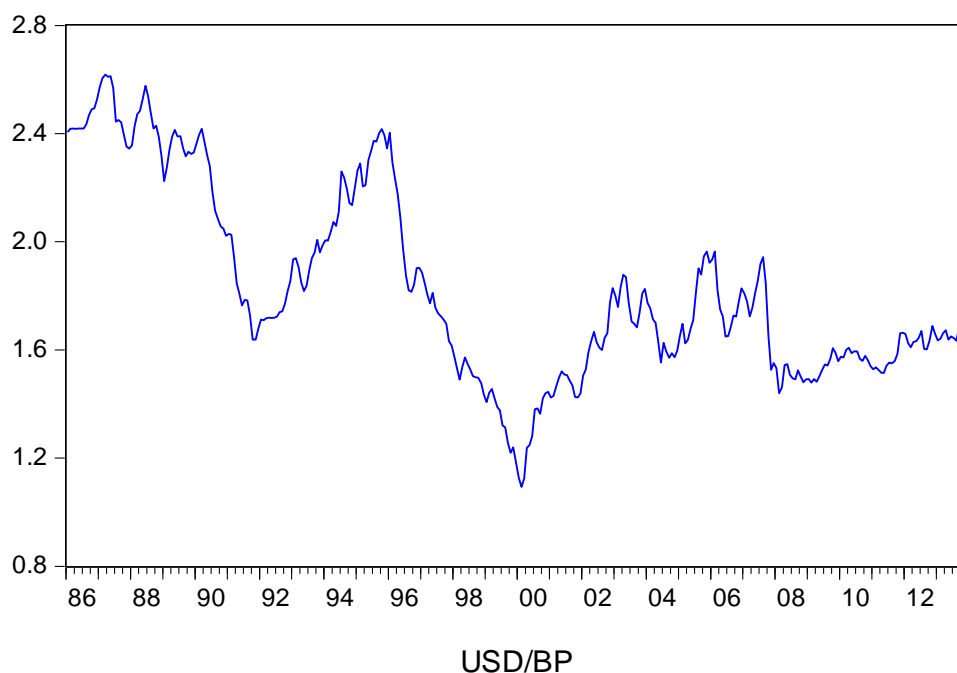
που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση της παρουσίας αιτιότητας κατά Grangerλαμβάνονται αυτούσιες εφόσον είναι  $I(0)$  και στις πρώτες διαφορές εφόσον είναι  $I(1)$ .

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

### ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Ξεκινώντας την παράθεση των αποτελεσμάτων της εμπειρικής μελέτης που αφορά τη διερεύνηση του νομισματικού μοντέλου συναλλαγματικής ισοτιμίας για το δολάριο ΗΠΑ και τη βρετανική λίρα, αρχικά παρουσιάζεται η σχετικά τάση της ισοτιμίας μιας μονάδας βρετανικής λίρας σε όρους δολαρίου ΗΠΑ. Προκύπτει ότι η συγκεκριμένη συναλλαγματική ισοτιμία μειώνεται από την αρχή της εξεταζόμενης περιόδου έως το 1991, για να ακολουθήσει αντίστροφη πορεία έως το 1996. Εν συνεχεία, μειώνεται για να παρουσιάσει τη χαμηλότερη τιμή της στις αρχές του 2000, με την σχετική τάση να αντιστρέφεται και πάλι, παρουσιάζονται μικρές διακυμάνσεις έως την αρχή του 2008, όπου και παρουσιάζει σταθεροποίηση έως τη λήξη της εξεταζόμενης περιόδου.

Εικόνα 1: Συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας



Προκειμένου να εφαρμοστεί ο έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen, θα πρέπει να πραγματοποιηθούν εκ των προτέρων έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας ώστε να προσδιοριστεί η σειρά ολοκλήρωσης των χρονολογικών σειρών. Στον Πίνακα 1 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των ελέγχων στασιμότητας Augmented Dickey–Fuller (ADF), Phillips-Perron και DF-GLS, με σταθερό όρο χωρίς τάση και με σταθερό όρο και τάση. Οι κριτικές τιμές για τον έλεγχο ADF είναι ίσες με -3,450 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -2,870 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και ίσες με -3,985 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -2,423 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και τάση. Σε αυτή την περίπτωση δεν προκύπτει ότι οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης, καθώς η σειρά ολοκλήρωσης των μεταβλητών ( $r-r^*$ ) και τις ( $\pi-\pi^*$ ), οι οποίες είναι  $I(1)$ . Αντίθετα, παρατηρείται ότι οι χρονοσειρές  $e$  και ( $m-m^*$ ), είναι  $I(0)$  και σε ότι αφορά τη χρονολογική σειρά ( $y-y^*$ ), αυτή είναι  $I(0)$  στην περίπτωση που στον σχετικό έλεγχο συμπεριλαμβάνεται τάση και  $I(1)$ , όταν δεν συμπεριλαμβάνεται τάση.

Αντίστοιχα είναι τα αποτελέσματα των ελέγχων Phillips-Perron, με τις σχετικές κριτικές τιμές να είναι ίσες ανάλογες του ελέγχου ADF. Ενώ στην περίπτωση του ελέγχου DF – GLS, παρατηρείται ότι το σύνολο των χρονολογικών σειρών είναι  $I(1)$ . Βάσει των κριτικών τιμών που είναι ίσες με -2,571 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -1,941 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και ίσες με -3,473 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -2,903 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και τάση, και του γεγονότος ότι οι αντίστοιχες τιμές των χρονολογικών σειρών στο επίπεδο είναι υψηλότερες η υπόθεση της στασιμότητας απορρίπτεται, ενώ γίνεται δεκτή στις πρώτες διαφορές. Τα αποτελέσματα του ελέγχου DF – GLS, προσδιορίζουν σαφώς ότι οι χρονολογικές σειρές που χρησιμοποιούνται για τη διερεύνηση του νομισματικού μοντέλου συναλλαγματικής ισοτιμίας για το δολάριο ΗΠΑ και τη Βρετανική λίρα είναι στο σύνολο τους  $I(1)$ .

**Πίνακας 1: Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας**

ADF				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
e	-3.561**	-13.105**	-3.538*	-13.093**
m-m*	-4.848**	-10.432**	-1.001	-18.109**
y-y*	-1.923	-10.735**	-3.710*	-10.722**
r-r*	-2.103	-11.944**	-2.572	-11.926**
π-π*	-2.345	-8.669**	-2.210	-8.699**
Phillips-Perron				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
e	-3.071*	-12.725**	-3.040*	-12.707**
m-m*	-3.992**	-18.078**	-0.248	-18.408**
y-y*	-1.382	-17.922**	-3.378*	-17.907**
r-r*	-2.201	-12.876**	-2.591	-12.861**
π-π*	-2.960*	-14.470**	-2.955*	-14.453**
DF-GLS				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
e	-1.993	-13.004**	-2.889	-13.064**
m-m*	1.129	-7.175**	1.189	-7.267**
y-y*	-1.344	-7.867**	-2.238	-9.795**
r-r*	-0.897	-11.962**	-2.504	-11.963**
π-π*	-1.375	-1.986*	-1.948	-2.950*

\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=5\%$

\*\* Απόρριψη τις  $H_0$  για  $\alpha=1\%$

Δεδομένου ότι οι χρονολογικές σειρές είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, εφαρμόζεται η μελέτη της διερεύνησης ύπαρξης σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των θεμελιωδών μεγεθών της χρησιμοποιώντας τον έλεγχο του Johansen. Τα αποτελέσματα, καταδεικνύουν ότι προκύπτει ένα διάλυμα

συνολοκλήρωσης τόσο βάσει του κριτηρίου του ίχνους όσο και βάσει του κριτηρίου τις ιδιοτιμής.

**Πίνακας 2: Έλεγχος συνολοκλήρωσης του υποδείγματος τις συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας**

Hypothesized		Trace	0.05	
No. Of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.103	75.157	69.819	0.018
Atmost 1	0.049	39.301	47.856	0.249
Atmost 2	0.030	22.785	29.797	0.257
Atmost 3	0.023	12.571	15.495	0.132
Atmost 4 *	0.015	4.959	3.841	0.026
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. Of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.103	35.856	33.877	0.029
Atmost 1	0.049	16.517	27.584	0.622
Atmost 2	0.030	10.214	21.132	0.724
Atmost 3	0.023	7.611	14.265	0.420
Atmost 4 *	0.015	4.959	3.841	0.026

Παρατηρώντας το εκτιμηθέν διάνυσμα συνολοκλήρωσης για το υπόδειγμα  $e_t = \alpha + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(r_t - r_t^*) + \beta_4(\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon_t$ , αρχικά προκύπτει ότι ο συντελεστής  $\beta_1$  είναι θετικός σηματοδοτώντας θετική επίδραση της διαφοράς της προσφοράς χρήματος προς τη συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας. Αντίστοιχη είναι η επίδραση της διαφοράς του εγχωρίου πληθωρισμού και του πληθωρισμού της χώρας της αλλοδαπής, ενώ η επίδραση της διαφοράς των επιτοκίων είναι αρνητική. Αντίθετα αν και το πρόσημο της διαφοράς του πραγματικού προϊόντος παραγωγής είναι θετική, ο σχετικός συντελεστής δεν καθίσταται στατιστικά σημαντικός.

**Πίνακας 3: Διάνυσμα συνολοκλήρωσης του υποδείγματος τις συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας**

e	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$
1.000	1.490**	0.010	-0.100*	0.265**
	(0.482)	(0.013)	(0.047)	(0.057)

\* Σ.Σ στο 5%, \*\* Σ.Σ στο 1%

Οι αριθμοί στις παρενθέσεις απεικονίζουν τα τυπικά σφάλματα

Ελέγχοντας τους σχετικούς περιορισμούς του υποδείγματος προκύπτει ότι ο περιορισμός που αφορά τον συντελεστή  $\beta_2$ , δεν ευσταθεί και ως εκ τούτου το νομισματικό μοντέλο της συναλλαγματικής ισοτιμίας δεν επιβεβαιώνεται.

**Πίνακας 4: Έλεγχος περιορισμών του υποδείγματος τις συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας**

$\beta_1=1$	446.042*
$\beta_2=0$	2.418
$\beta_3=0$	60.980*
$\beta_4=0$	11.760*

\* Σ.Σ στο 1%

Τέλος, εκτιμάται το σχετικό υποδείγματα διόρθωσης σφαλμάτων με μία χρονική υστέρηση, βάσει των αποτελεσμάτων των διαγνωστικών κριτηρίων SC και HQ

**Πίνακας 5: Κριτήρια πληροφόρησης του αριθμού χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας**

Lag	AIC	SC	HQ
0	11.238	11.296	11.261
1	-5.855	-5.507*	-5.957*
2	-6.111*	-5.475	5.800
3	-6.085	-5.160	-5.716
4	-6.047	-4.833	-5.562
5	-5.955	-4.452	-5.355
6	-5.905	-4.113	-5.190
7	-5.857	-3.776	-5.027
8	-5.800	-3.429	-4.854

Προκύπτει ότι η τιμή τις συναλλαγματικής ισοτιμίας, επηρεάζεται θετικά από τις παρελθούσες τιμές και το επίπεδο τις βιομηχανικής παραγωγής και αρνητικά από το επίπεδο τις προσφοράς χρήματος. Παράλληλα, ο όρος διόρθωσης λαθών αρνητικό πρόσημο και στατιστικά σημαντικός. Αυτό υποδηλώνει ότι η συναλλαγματική ισοτιμία ανταποκρίνεται περιστέλλοντας τις σχετικές ανισοροπίες με την ταχύτητα προσαρμογής ίση με 0,007. Γενικά, οι εκτιμήσεις δεν υποστηρίζουν το νομισματικό μοντέλο. Ειδικότερα, οι εκτιμώμενοι συντελεστές των μεταβλητών των διαφορών του

χρήματος και του εισοδήματος δεν φέρουν τα αναμενόμενα πρόσημα με τον πρώτο μάλιστα να είναι μη στατιστικά σημαντικός.

**Πίνακας 6: Αποτελέσματα υποδείγματος διόρθωσης λαθών του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Βρετανικής λίρας**

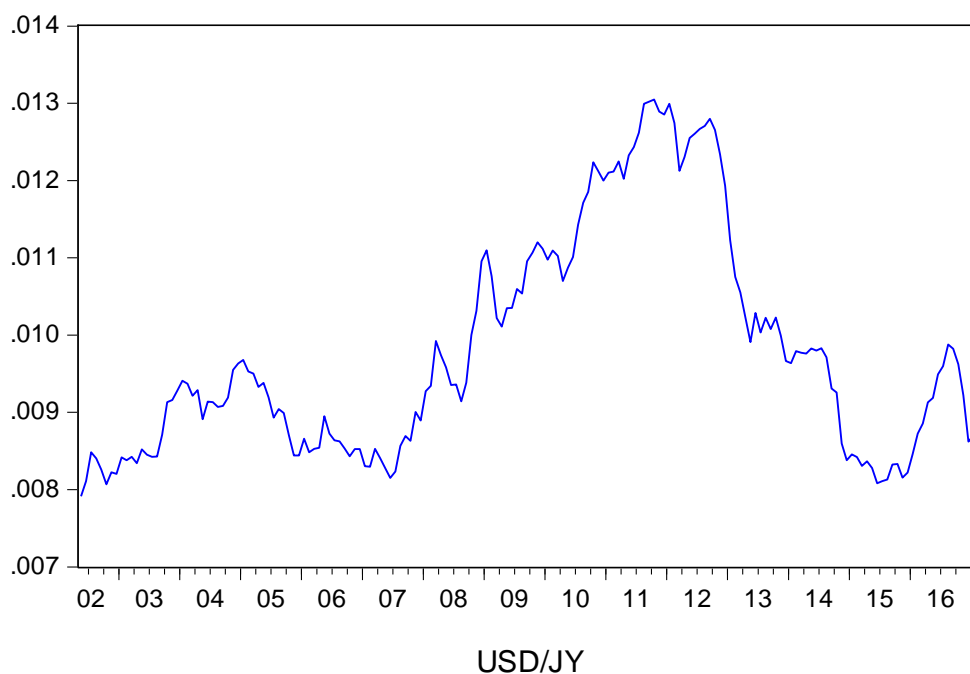
$D(e(-1))$	$D(m-m^*(-1))$	$D(y-y^*(-1))$	$D(r-r^*(-1))$	$D(\pi-\pi^*(-1))$	ECT
0.300** (0.053)	-0.384 (0.337)	0.003* (0.001)	-0.006(0.005)	0.001 (0.005)	-0.007* (0.003)

\* Σ.Σ στο 5%, \*\* Σ.Σ στο 1%

Οι αριθμοί στις παρενθέσεις απεικονίζουν τα τυπικά σφάλματα

Στην περίπτωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας του δολαρίου των ΗΠΑ και του Ιαπωνικού Γεν, παρατηρείται ότι οι σχετικές τιμές αυξάνονται σταθερά από το 2002 έως το 2011, με μικρές διακυμάνσεις. Παρόλα αυτά η αυξητική τάση της συναλλαγματικής ισοτιμίας αντιστρέφεται μετά την προαναφερθείσα χρονική περίοδο και έως τις αρχές του 2016, όπου και ανακάμπτει.

**Εικόνα 2: Συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου ΗΠΑ και Ιαπωνικού γεν**



Στον Πίνακα 7, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας για τις μεταβλητές του νομισματικού μοντέλου συναλλαγματικής ισοτιμίας για το



δολάριο ΗΠΑ και το Ιαπωνικό γεν. Οι κριτικές τιμές για τον έλεγχο ADF και Phillips-Perron είναι ίσες με -3,468 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -2,877 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και ίσες με -4,011 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -3,435 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και τάση και βάσει αυτών κρίνεται ότι το σύνολο των σειρών είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές.

Αντίθετα, αναφορικά με τα αποτελέσματα του ελέγχου DF – GLS, παρατηρείται ότι αυτά δεν είναι σαφή. Στη συγκεκριμένη περίπτωση, οι κριτικές τιμές είναι ίσες με -2,578 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -1,942 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και ίσες με -3,488 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -2,954 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και τάση. Προκύπτει ότι μόνο οι σειρές  $e$  και  $(r-r^*)$  είναι  $I(1)$  όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος, ενώ όταν συμπεριλαμβάνεται τάση το σύνολο των σειρών είναι  $I(1)$ , με εξαίρεση την  $(\pi-\pi^*)$  που είναι στάσιμη στο επίπεδο.

**Πίνακας 7: Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Ιαπωνικού γεν**

ADF				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
$e$	-1.586	-9.947**	-1.318	-10.005**
$m-m^*$	-1.524	-10.345**	-2.065	-10.452**
$y-y^*$	-2.215	-13.220**	-3.412	-13.185**
$r-r^*$	-1.170	-10.048**	-1.421	-10.019**
$\pi-\pi^*$	-2.738	-10.443**	-3.323	-10.414**
Phillips-Perron				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
$e$	-1.624	-10.011**	-1.287	-10.062**
$m-m^*$	-1.470	-10.309**	-2.076	-10.492**
$y-y^*$	-2.228	-13.311**	-3.262	-13.274**
$r-r^*$	-1.165	-10.024**	-1.417	-9.995**
$\pi-\pi^*$	-2.377	-10.289**	-2.783	-10.257**
DF-GLS				
Constant without trend		Constant with trend		

	Level	First difference	Level	First difference
e	-0.986	-5.228**	-1.195	-9.559**
m-m*	2.604**	-10.271**	-1.565	-10.318**
y-y*	-2.098*	-6.214**	-2.945	-11.863**
r-r*	-1.110	-10.059**	-1.320	-10.070**
$\pi$ - $\pi$ *	-2.745**	-9.041**	-3.010*	-9.973**

\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=5\%$

\*\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=1\%$

Δεδομένου ότι βάσει των ελέγχων ADF και Phillips-Perron, το σύνολο των χρονολογικών σειρών είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης, εφαρμόζεται έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen. Από τα αποτελέσματα προκύπτει ότι δεν υφίσταται καμία σχέση συνολοκλήρωσης τόσο βάσει της στατιστικής του ίχνους όσο και της μέγιστης ιδιοτιμής και κατά συνέπεια παρατηρείται μια σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας κατά την εφαρμογή του νομισματικού μοντέλου συναλλαγματικής ισοτιμίας για το δολάριο ΗΠΑ και το Ιαπωνικό γεν.

**Πίνακας 8: Έλεγχος συνολοκλήρωσης του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Ιαπωνικού γεν**

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.177	68.528	69.819	0.063
Atmost 1	0.126	34.723	47.856	0.463
Atmost 2	0.036	11.384	29.797	0.951
Atmost 3	0.022	5.004	15.495	0.808
Atmost 4 *	0.007	1.144	3.841	0.285
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.177	33.805	33.877	0.051
Atmost 1	0.126	23.339	27.584	0.160
Atmost 2	0.036	6.380	21.132	0.974
Atmost 3	0.022	3.859	14.265	0.874
Atmost 4 *	0.007	1.144	3.841	0.285

Δεδομένης της έλλειψης σχέσης συνολοκλήρωσης κατά την εφαρμογή του νομισματικού μοντέλου συναλλαγματικής ισοτιμίας για το δολάριο ΗΠΑ και το Ιαπωνικό γεν, εκτιμάται η παρουσία ή μη βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των υπολοίπων προσδιοριστικών θεμελιωδών νομισματικών μεγεθών, μέσω ελέγχων αιτιότητας κατά Granger. Πριν την εφαρμογή

των σχετικών ελέγχων εκτιμάται αντίστοιχο VAR, ώστε να διαπιστωθεί με τη χρήση των κριτηρίων AIC, SC και HQ, ο αριθμός των υστερήσεων που θα περιλαμβάνουν οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger. Για την περίπτωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Ιαπωνικού γεν, επιλέγονται 2 χρονικές υστερήσεις βάσει των αποτελεσμάτων των κριτηρίων AIC και HQ.

**Πίνακας 9: Κριτήρια πληροφόρησης του αριθμού χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Ιαπωνικού γεν**

Lag	AIC	SC	HQ
0	0.182	0.274	0.220
1	-16.597	-16.044*	-16.373
2	-16.860*	-15.846	-16.449*
3	-16.688	-15.212	-16.089
4	-16.503	-14.566	-15.717
5	-16.593	-14.195	-15.620
6	-16.495	-13.636	-15.335
7	-16.496	-13.176	-15.149
8	-16.309	-12.528	-14.775

Από τα αποτελέσματα των σχετικών ελέγχων, προκύπτει ότι υπάρχει μονόδρομη αιτιότητα της μεταβλητής της διαφοράς ανάμεσα στο εγχώριο πραγματικό εισόδημα και το πραγματικό εισόδημα της χώρας της αλλοδαπής προς τη συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου ΗΠΑ και ιαπωνικού γεν ( $p=0,036$ ). Παράλληλα, παρατηρείται επίσης μονόδρομη αιτιότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας προς τη διαφορά των επιτοκίων των ΗΠΑ και της Ιαπωνίας ( $p=0,023$ ). Αντίθετα, δεν προκύπτουν σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των υπολοίπων προσδιοριστικών θεμελιωδών νομισματικών μεγεθών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας μεταξύ δολαρίου ΗΠΑ και το ιαπωνικού γεν.

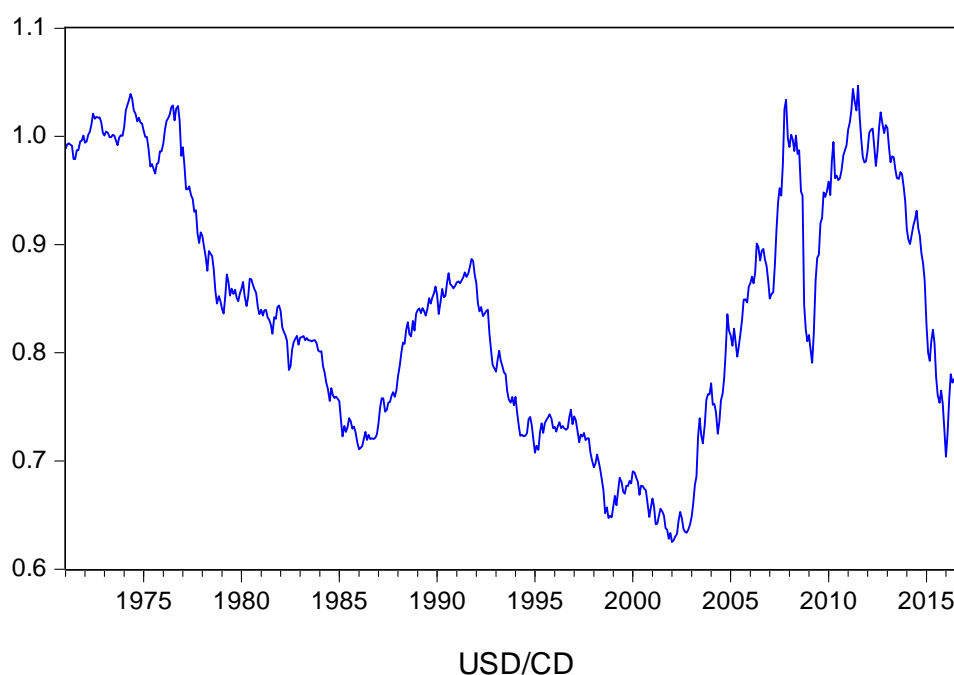
**Πίνακας 10: Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και Ιαπωνικού γεν**

Null Hypothesis:	F	p
m-m* does not Granger Cause e	0.359	0.699
e does not Granger Cause m-m*	0.948	0.390
y-y* does not Granger Cause e	3.400	0.036

e does not Granger Cause $y-y^*$	2.494	0.086
$r-r^*$ does not Granger Cause e	0.371	0.691
e does not Granger Cause $r-r^*$	3.869	0.023
$\pi-\pi^*$ does not Granger Cause e	2.265	0.107
e does not Granger Cause $\pi-\pi^*$	0.519	0.596

Περνώντας στη διερεύνηση του νομισματικού μοντέλου συναλλαγματικής ισοτιμίας για το δολάριο ΗΠΑ και δολάριο Καναδά, προκύπτει τάση της ισοτιμίας μια μονάδας δολαρίου καναδά σε όρους δολαρίου ΗΠΑ είναι πτωτικά από το 1971 έως το 2002, παρουσιάζοντας μικρή ανάκαμψη την περίοδο 1986 έως 2004. Ακολουθεί ποριά έντονων διακυμάνσεων κατά την περίοδο της παγκόσμιας κρίσης που έπληξε ιδιαίτερος την οικονομία των ΗΠΑ, με το δολάριο ΗΠΑ να ενισχύεται έναντι του δολαρίου Καναδά από το 2011 έως το 2017.

**Εικόνα 3: Συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά**



Προχωρώντας στους σχετικούς ελέγχους μοναδιαίας ρίζας, Οι κριτικές τιμές για τον έλεγχο ADF και Phillips-Perron είναι ίσες με -3,441 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -2,866 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και ίσες με -3,974 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -3,417 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και τάση. Παρατηρείται

ότι για το σύνολο των μεταβλητών με εξαίρεση εκείνη της  $e$ , η υπόθεση της στασιμότητας γίνεται δεκτή στο επίπεδο.

Στην περίπτωση του ελέγχου DF – GLS περίπτωση, οι κριτικές τιμές είναι ίσες με -2,569 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -1,941 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και ίσες με -3,480 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -2,890 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και τάση. Η ασάφεια σε ότι αφορά το βαθμό ολοκλήρωσης των σειρών παραμένει, καθώς σε καμία περίπτωση των τριών ελέγχων μοναδιαίας ρίζας οι χρονολογικές σειρές δεν καθίστανται ολοκληρωμένες ίδιας τάξης. Ως εκ τούτου ο έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen δεν είναι δυνατό να εφαρμοστεί.

**Πίνακας 11: Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά**

ADF				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
$e$	-1.892	-17.573**	-1.851	-17.56**
$m-m^*$	-2.897*	-4.991**	-2.298	-8.226**
$y-y^*$	-2.089	-29.184**	-3.975**	-29.157**
$r-r^*$	-4.514*	-15.909**	-4.652**	-15.900**
$\pi-\pi^*$	-3.358*	-10.090**	-3.639*	-10.079**
Phillips-Perron				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
$e$	-1.831	-17.630**	-1.795	-17.619**
$m-m^*$	-2.958*	-20.275**	-1.821	-20.215**
$y-y^*$	-2.254	-29.264**	-3.096	-29.238**
$r-r^*$	-3.724**	-20.404**	-3.262	-20.383**
$\pi-\pi^*$	-4.787**	-22.928**	-5.105**	-22.925**
DF-GLS				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
$e$	-0.754	-8.104**	-1.554	-17.076**
$m-m^*$	0.482	-4.940**	-0.887	-4.935**
$y-y^*$	-1.950*	-4.658**	-1.993	-12.211**
$r-r^*$	-2.688*	-4.483**	-4.503**	-17.701**

$\pi-\pi^*$	-1.067	-4.832**	-1.882	-2.165
-------------	--------	----------	--------	--------

---

\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=5\%$   
\*\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=1\%$

Βάσει της ασάφειας που προκύπτει σχετικά με το βαθμό ολοκλήρωσης των μεταβλητών με τη χρήση των ελέγχων ADF, Phillips-Perron και DF-GLS, εφαρμόζονται πρόσθετα οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας Ng-Perron και KPSS, ώστε να διαπιστωθεί βάσει αυτών αν οι χρονολογικές σειρές είναι  $I(1)$ . Παρατηρείται, ότι η σχετική ασάφεια παραμένει και ως εκ τούτου επιβεβαιώνεται το συμπέρασμα αδυναμίας εφαρμογής ελέγχου συνολοκλήρωσης κατά Johansen.

**Πίνακας 12: Πρόσθετοι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά**

Ng-Perron																	
Constantwithouttrend									Constantwithtrend								
	Level				First difference					Level				First difference			
	MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT	
e	-1.615	-0.750	0.464	12.684	-100.141**	-7.076**	0.071**	0.245**	-4.846	-1.556	0.321	18.799	-249.865**	-11.175**	0.045**	0.370**	
m-m*	0.418	0.498	1.193	85.027	-32.635**	-4.002**	0.123**	0.865**	-2.208	-0.936	0.424	35.747	-32.847**	-4.031**	0.123**	2.900**	
y-y*	-7.851	-1.947	0.248	3.254	-15.857**	-2.809**	0.177*	1.572**	-8.178	-1.990	0.243	11.249	-146.599**	-8.561**	0.058**	0.622**	
r-r*	-39.500**	-4.438**	0.112**	0.636**	-7.487	-1.915	0.256	3.346	-39.837**	-4.459**	0.112	2.308	-255.145**	-11.293**	0.044**	0.361**	
π-π*	-1.863	-0.899	0.483	12.337	-1.033	-0.546	0.528	16.623	-5.197	-1.577	0.303	17.403	-4.713	-1.535	0.326	19.332	

KPSS				
Constantwithouttrend			Constantwithtrend	
	Level	First difference		First difference
e	0.569*	0.114	0.464**	0.087
m-m*	1.999**	0.591*	0.559**	0.110
y-y*	1.619**	0.073	0.291**	0.074
r-r*	0.452	0.037	0.183*	0.031
π-π*	0.456	0.063	0.108	0.037

\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=5\%$

\*\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=1\%$

Για τον έλεγχο μη βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των υπολοίπων προσδιοριστικών θεμελιωδών νομισματικών μεγεθών, επιλέγεται η χρήση 2 χρονικών υστερήσεων βάσει των κριτηρίων AIC και HQ.

**Πίνακας 13: Κριτήρια πληροφόρησης του αριθμού χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά**

Lag	AIC	SC	HQ
0	0.182	0.274	0.219
1	-16.597	-16.044*	-16.373
2	-16.860*	-15.846	-16.449*
3	-16.688	-15.212	-16.089
4	-16.503	-14.566	-15.717
5	-16.593	-14.195	-15.620
6	-16.495	-13.636	-15.335
7	-16.496	-13.176	-15.149
8	-16.309	-12.528	-14.775

Όπως παρουσιάζεται στον Πίνακα 14, δεν προκύπτουν σχέσεις αιτιότητας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά και της διαφοράς προσφοράς χρήματος των δύο χωρών. Αντίθετα, παρατηρούνται βραχυχρόνιες σχέσεις αμφίδρομης αιτιότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διαφοράς του πραγματικού εισοδήματος και της διαφοράς των επιτοκίων. Παράλληλα, η διαφορά του εγχώριου ποσοστού πληθωρισμού και του ποσοστού πληθωρισμού της αλλοδαπής αιτιάει μονόδρομα την συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά.

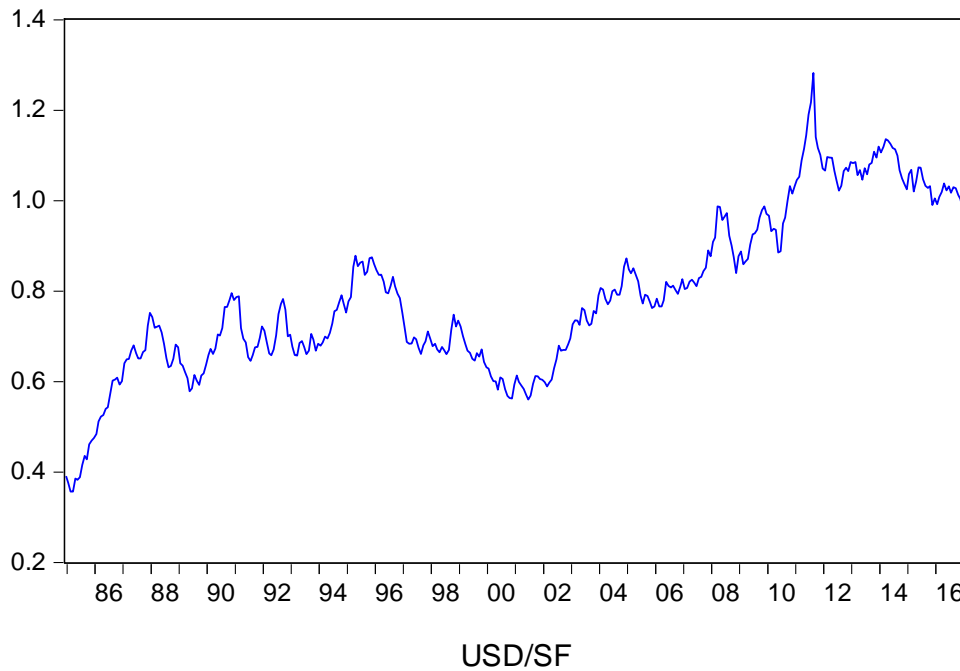
**Πίνακας 14: Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά**

Null Hypothesis:	F	p
m-m* does not Granger Cause e	2.084	0.126
e does not Granger Cause m-m*	2.242	0.107
y-y* does not Granger Cause e	4.892	0.008
e does not Granger Cause y-y*	4.210	0.015
r-r* does not Granger Cause e	5.521	0.004
e does not Granger Cause r-r*	8.204	0.000
$\pi$ - $\pi$ * does not Granger Cause e	0.754	0.471
e does not Granger Cause $\pi$ - $\pi$ *	6.821	0.001



Η συναλλαγματική ισοτιμία μεταξύ δολαρίου ΗΠΑ και Ελβετικού φράγκου, παρουσιάζει σαφή ανοδική τάση. Πιο συγκεκριμένα, προκύπτει ότι έως και το 1994 αυξάνεται με μικρές διακυμάνσεις, για να μειωθεί ελαφρώς έως το 2001. Εν συνεχεία το φράγκο ενισχύεται έναντι του δολαρίου σταθερά, με τη συναλλαγματική ισοτιμία των δύο νομισμάτων να αγγίζει τη μέγιστη τιμή της το 2011.

**Εικόνα 4: Συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου ΗΠΑ και Ελβετικού φράγκου**



Οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση του νομισματικού μοντέλου συναλλαγματικής ισοτιμίας για το δολάριο ΗΠΑ και το Ελβετικό φράγκο, καθίστανται στο σύνολο τους  $I(1)$ , βάσει του ελέγχου ADF. Παρατηρείται ότι σε κάθε περίπτωση οι σχετικές στατιστικές τείνουν να είναι χαμηλότερες των κριτικών τιμών του -3,447 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -2,868 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και του -3,982 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με -3,421 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και τάση. Αντίθετα, με βάση τις ίδιες κριτικές τιμές, η μεταβλητή ( $y-y^*$ ) είναι  $I(0)$ , όταν συμπεριλαμβάνεται στον έλεγχο Phillips-Perron σταθερός όρος και τάση, ενώ το ίδιο παρατηρείται και για τη μεταβλητή ( $\pi-\pi^*$ ) σε κάθε περίπτωση. Επιπρόσθετα, δεδομένων των κριτικών τιμών -2,570 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και του -1,941 για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και του -3,477 για επίπεδο σημαντικότητας 1% και του -2,895 για επίπεδο

σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και τάση του ελέγχου DF–GLS, προκύπτει ότι η μεταβλητή ( $\pi-\pi^*$ ) δεν είναι στάσιμη ούτε στο επίπεδο, αλλά ούτε και στις πρώτες διαφορές σε κάθε περίπτωση, ενώ η μεταβλητή ( $y-y^*$ ), είναι  $I(0)$  όταν στον έλεγχο στασιμότητας συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και τάση.

**Πίνακας 15: Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και ελβετικού φράγκου**

ADF				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
e	-2.162	-16.242**	-2.842	-16.246**
m-m*	-0.632	-17.423**	-0.775	-17.501**
y-y*	-2.184	-18.916**	-2.961	-18.923**
r-r*	-2.412	-9.151**	-2.384	-9.151**
$\pi-\pi^*$	-2.254	-8.805**	-2.432	-8.785**
Phillips-Perron				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
e	-2.009	-16.074**	-2.632	-16.067**
m-m*	-1.120	-17.669**	-1.206	-17.674**
y-y*	-2.624	-29.431**	-4.250**	-29.435**
r-r*	-2.253	-16.357**	-2.200	-16.343**
$\pi-\pi^*$	-3.313*	-16.509**	-3.595*	-16.482**
DF-GLS				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
e	0.084	-6.890**	-6.890**	-14.733**
m-m*	-0.819	-2.146**	-0.706	-7.142**
y-y*	-1.174	-2.229**	-1.026*	-1.311
r-r*	-1.426	-1.475**	-2.161	-4.129**
$\pi-\pi^*$	-2.091	-0.354	-2.418	-1.715

\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=5\%$

\*\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=1\%$

Με βάση τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας ADF, που σηματοδοτούν ότι όλες οι χρονολογικές σειρές της μελέτης είναι  $I(1)$ , εφαρμόζεται έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen. Μέσω των στατιστικών ίχνους και μεγίστης ιδιοτιμής, προκύπτει ότι δεν υφίσταται διάνυσμα

συνολοκλήρωσης των μεταβλητών του νομισματικού μοντέλου συναλλαγματικής ισοτιμίας για το δολάριο ΗΠΑ και το Ελβετικό φράγκο.

**Πίνακας 16: Έλεγχος συνολοκλήρωσης του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και ελβετικού φράγκου**

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.094	83.146	88.804	0.120
Atmost 1	0.046	45.305	63.876	0.633
Atmost 2	0.033	27.182	42.915	0.671
Atmost 3	0.028	14.507	25.872	0.616
Atmost 4 *	0.009	3.641	12.518	0.793
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.094	37.841	38.331	0.057
Atmost 1	0.046	18.123	32.118	0.792
Atmost 2	0.033	12.675	25.823	0.828
Atmost 3	0.028	10.865	19.387	0.527
Atmost 4 *	0.009	3.641	12.518	0.793

Για την εφαρμογή ελέγχων αιτιότητας κατά Granger επιλέγεται επίσης και την περίπτωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και ελβετικού φράγκου, 2 χρονικές υστερήσεις βάσει των κριτηρίων AIC και HQ.

**Πίνακας 17: Κριτήρια πληρότητας του αριθμού χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και ελβετικού φράγκου**

Lag	AIC	SC	HQ
0	9.623	9.675	9.643
1	-5.360	-5.047*	-5.236
2	-5.551*	-4.980	-5.324*
3	-5.517	-4.685	-5.187
4	-5.473	-4.382	-5.040
5	-5.387	-4.036	-4.851
6	-5.352	-3.741	-4.713
7	-5.337	-3.467	-4.595
8	-5.300	-3.171	-4.455

Από τα αποτελέσματα των σχετικών ελέγχων, προκύπτει ότι υπάρχει μονόδρομη αιτιότητα της μεταβλητής της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και

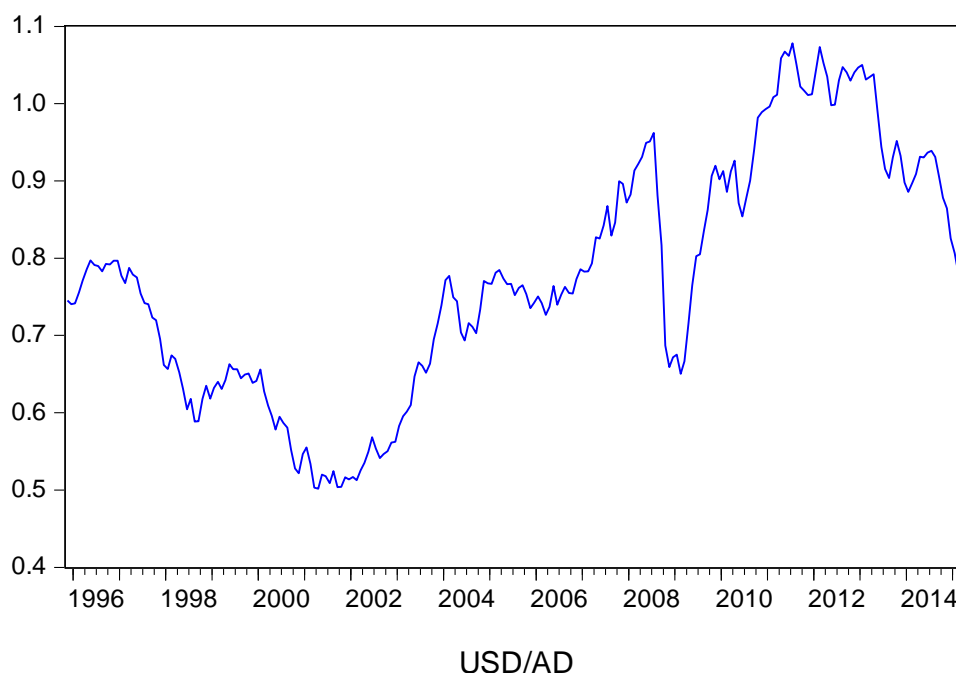
ελβετικού φράγκου προς τη διαφορά ανάμεσα στην εγχώρια προσφορά χρήματος και στην προσφορά χρήματος της χώρας της αλλοδαπής ( $p=0,014$ ). Παράλληλα, παρατηρείται επίσης μονόδρομη αιτιότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας προς τη διαφορά του ποσοστού πληθωρισμού των ΗΠΑ και της Ελβετίας ( $p=0,042$ ). Αντίθετα, δεν προκύπτουν σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των υπολοίπων προσδιοριστικών θεμελιωδών νομισματικών μεγεθών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας μεταξύ δολαρίου ΗΠΑ και του ελβετικού φράγκου.

**Πίνακας 18: Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και ελβετικού φράγκου**

Null Hypothesis:	F	p
m-m* does not Granger Cause e	0.661	0.517
e does not Granger Cause m-m*	4.355	0.014
y-y* does not Granger Cause e	1.970	0.141
e does not Granger Cause y-y*	2.530	0.081
r-r* does not Granger Cause e	2.733	0.066
e does not Granger Cause r-r*	0.244	0.784
$\pi$ - $\pi^*$ does not Granger Cause e	1.202	0.302
e does not Granger Cause $\pi$ - $\pi^*$	3.195	0.042

Η εμπειρική μελέτη ολοκληρώνεται με τη εκτίμηση του νομισματικού μοντέλου συναλλαγματικής ισοτιμίας για το δολάριο ΗΠΑ και το δολάριο Αυστραλίας. Η συγκεκριμένη συναλλαγματική ισοτιμία μειώνεται σταθερά από το 1996 έως το 2002, ενώ ακολουθεί τάση ανόδου έως το 2007. Το 2008 εμφανίζει καθίζηση για να παρουσιάσει αυξητική τάση στη συνέχεια.

Εικόνα 5: Συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Αυστραλίας



Περνώντας στους σχετικούς ελέγχους μοναδιαίας ρίζας, οι κριτικές τιμές για τον έλεγχο ADF και Phillips-Perron είναι ίσες με  $-3,458$  για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με  $-2,873$  για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και ίσες με  $-3,998$  για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με  $-3,429$  για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και τάση. Παρατηρείται ότι για το σύνολο των μεταβλητών με εξαίρεση εκείνη της  $(\pi-\pi^*)$ , η υπόθεση της στασιμότητας στο επίπεδο απορρίπτεται και οι σειρές είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης. Παρόλα αυτά δεδομένου ότι η χρονολογική σειρά  $(\pi-\pi^*)$ , κρίνεται ότι δεν μπορεί να πραγματοποιηθεί έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen. Παράλληλα, μέσω των ελέγχων Phillips-Perron και βάση των ίδιων κριτικών τιμών προκύπτει ότι στις μεταβλητές που είναι  $I(0)$ , προστίθεται και η  $(y-y^*)$ , οδηγώντας σε αντίστοιχο συμπέρασμα.

Στην περίπτωση του ελέγχου DF – GLS περίπτωση, οι κριτικές τιμές είναι ίσες με  $-2,574$  για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με  $-1,942$  για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και ίσες με  $-3,463$  για επίπεδο σημαντικότητας 1% και με  $-2,932$  για επίπεδο σημαντικότητας 5% όταν συμπεριλαμβάνεται σταθερός όρος και τάση. Προκύπτει ότι ο έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen δεν είναι δυνατό να εφαρμοστεί, καθώς σε αυτή την περίπτωση οι μεταβλητές  $(r-r^*)$  και  $(\pi-\pi^*)$  είναι στάσιμες στο επίπεδο.

**Πίνακας 19: Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Αυστραλίας**

ADF				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
e	-1.647	-10.095**	-2.283	-10.074**
m-m*	-1.745	-15.185**	-1.344	-15.247**
y-y*	-2.230	-23.029**	-2.479	-22.978**
r-r*	-2.343	-4.851**	-3.050	-4.840**
$\pi$ - $\pi$ *	-4.348**	-6.384**	-4.323**	-6.370**
Phillips-Perron				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
e	-1.471	-10.180**	-2.055	-10.159**
m-m*	-1.744	-15.197**	-1.368	-15.248**
y-y*	-3.045*	-23.763**	-3.432*	-23.709**
r-r*	0.380	-10.509**	-2.167	-10.490**
$\pi$ - $\pi$ *	-3.711**	-12.477**	-3.681*	-12.463
DF-GLS				
	Constant without trend		Constant with trend	
	Level	First difference	Level	First difference
e	-1.622	-9.895**	-1.909	-10.046**
m-m*	1.639	-1.413**	-0.974	-13.718**
y-y*	-1.504	-5.000**	-2.476	-4.958**
r-r*	-2.940*	-4.703**	-2.966*	-4.734**
$\pi$ - $\pi$ *	-2.867**	-12.046**	-3.677**	-5.722**

\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=5\%$

\*\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=1\%$

Εφαρμόζοντας τους πρόσθετους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας Ng-Perron και KPSS, η σχετική ασάφεια παραμένει και ως εκ τούτου κρίνεται ότι δεν καθίσταται δυνατό να εφαρμοσθεί έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen.

**Πίνακας 20: Πρόσθετοι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Αυστραλίας**

Ng-Perron																
Constantwithouttrend									Constantwithtrend							
Level				First difference					Level				First difference			
	MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT
e	-5.336	-1.632	0.306	4.596	-97.021**	-6.964**	0.072**	0.254**	-7.656	-1.920	0.251	11.996	-98.181**	-7.006**	0.071**	0.928**
m-m*	0.966	1.691	1.751	198.485	-2.205	-0.962	0.436	10.450	-2.222	-0.963	0.433	36.621	-114.780**	-7.576**	0.066**	0.794**
y-y*	-5.650	-1.587	0.281	4.621	-13.757*	-2.341*	0.170**	2.837*	-11.799	-2.428	0.206	7.725	-16.222	-2.728	0.168	6.345
r-r*	-12.378*	-2.486*	0.201*	1.986**	-28.389**	-3.762**	0.133**	0.882**	-18.509*	-3.022*	0.163*	5.047*	-32.233**	-4.015**	0.125**	2.827**
π-π*	-16.252**	-2.851**	0.175*	1.508**	-109.983**	-7.410**	0.067**	0.233**	-27.025**	-3.635**	0.135**	3.615**	-20.243*	-3.180*	0.157**	4.511*

KPSS																	
Constantwithouttrend									Constantwithtrend								
Level				First difference					Level				First difference				
	Level				First difference					Level				First difference			
e	1.333**				0.109					0.233**				0.109			
m-m*	1.782**				0.284					0.456**				0.284			
y-y*	0.596*				0.041					0.155**				0.041			
r-r*	0.934**				0.074					0.122				0.074			
π-π*	0.054				0.056					0.050				0.056			

\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=5\%$

\*\* Απόρριψη της  $H_0$  για  $\alpha=1\%$

Για τον έλεγχο μη βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των υπολοίπων προσδιοριστικών θεμελιωδών νομισματικών μεγεθών, επιλέγεται και σε αυτή την περίπτωση η χρήση 2 χρονικών υστερήσεων βάσει των κριτηρίων AIC και HQ.

**Πίνακας 21: Κριτήρια πληροφόρησης του αριθμού χρονικών υστερήσεων του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Αυστραλίας**

Lag	AIC	SC	HQ
0	7.605	7.681	7.636
1	-7.344	-6.890*	-7.161
2	-7.707*	-6.875	-7.371*
3	-7.656	-6.445	-7.167
4	-7.518	-5.929	-6.876
5	-7.538	-5.571	-6.744
6	-7.528	-5.182	-6.581
7	-7.601	-4.876	-6.501
8	-7.587	-4.484	-6.335

Όπως παρουσιάζεται στον Πίνακα 22, προκύπτει αμφίδρομη αιτιότητα της διαφοράς του εγχώριου ποσοστού πληθωρισμού και του ποσοστού πληθωρισμού της αλλοδαπής και της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Αυστραλίας.

**Πίνακας 22: Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger του υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Αυστραλίας**

Null Hypothesis:	F	p
m-m* does not Granger Cause e	1.685	0.188
e does not Granger Cause m-m*	1.396	0.250
y-y* does not Granger Cause e	1.531	0.219
e does not Granger Cause y-y*	1.621	0.200
r-r* does not Granger Cause e	1.381	0.253
e does not Granger Cause r-r*	0.829	0.438
$\pi$ - $\pi$ * does not Granger Cause e	3.254	0.040
e does not Granger Cause $\pi$ - $\pi$ *	6.348	0.002



## ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η κίνηση, αλλά και ο προσδιορισμός των συναλλαγματικών ισοτιμιών αποτελεί σημαντικό ζήτημα λαμβάνοντας υπόψη ότι οι σχετικές τιμές αποτελούν στοιχείο το οποίο λαμβάνεται υπόψη από τους διεθνείς και εγχώριους φορείς χάραξης οικονομικών και νομισματικών πολιτικών. Παρά το γεγονός ότι η μελέτη του συγκεκριμένου ζητήματος έχει απασχολήσει σε μεγάλο βαθμό τους ακαδημαϊκούς συγγραφείς, ο προσδιορισμός των συναλλαγματικών ισοτιμιών αποτελεί μια σταθερή και ισχυρή πρόκληση για αυτούς. Μετά την κατάρρευση του συστήματος σταθερών επιτοκίων του Bretton Woods, έχει διαπιστωθεί σημαντικό ενδιαφέρον για την πρόβλεψη των διακυμάνσεων και των επιπέδων των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Ωστόσο, παρά τον μεγάλο αριθμό μελετών και την προσοχή που δόθηκε σε αυτό το θέμα, τα εμπειρικά αποτελέσματα από ένα σημαντικό αριθμό προβλεπτικών από τα μοντέλα πρόβλεψης δεν έχουν αποδώσει ικανοποιητικά αποτελέσματα, καθώς χαρακτηρίζονται από ασάφειες αλλά και διφορούμενες εμπειρικές αποδείξεις.

Δεν υπάρχει γενικά εγκεκριμένη ταξινόμηση μοντέλων πρόβλεψης συναλλαγματικών ισοτιμιών. Ωστόσο, όλα τα μοντέλα που αναπτύχθηκαν από ακαδημαϊκούς για την επίτευξη των προβλεπόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών μπορούν να συγκεντρωθούν σε τρεις κύριες κατηγορίες: τα μοντέλα που βασίζονται στην υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς, τα οποία θεωρούν ότι συναλλαγματικές ισοτιμίες κινούνται απρόβλεπτα και ισχύει η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου, τα θεμελιώδη μοντέλα που θεωρούν ότι κύρια η συναλλαγματικές ισοτιμίες προσδιορίζονται βάσει των τιμών συγκεκριμένων μακροοικονομικών μεταβλητών και τα τεχνικά μοντέλα σύμφωνα με τα οποία, οι μελλοντικές οι συναλλαγματικής ισοτιμίας επηρεάζονται από την παρελθούσες τιμές τους.

Η παρούσα εργασία, επιχείρησε να μελετήσει το νομισματικό μοντέλο προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας, το οποίο υποθέτει μια ισχυρή σχέση μεταξύ της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας και ενός απλού συνόλου θεμελιωδών νομισματικών μεγεθών. Για το σκοπό αυτό αντλήθηκαν δεδομένα, τα οποία αφορούσαν 5 συναλλαγματικές ισοτιμίες και πιο συγκεκριμένα, εκείνες του δολαρίου ΗΠΑ και της Βρετανικής λίρας, του δολαρίου ΗΠΑ και του Ιαπωνικού γεν, του δολαρίου ΗΠΑ και του δολαρίου Καναδά, του δολαρίου ΗΠΑ και του Ελβετικού

φράγκου και του δολαρίου ΗΠΑ και του δολαρίου Καναδά. Επιχειρήθηκε να μελετηθεί η παρουσία σχέσεων συνολοκλήρωσης των συγκεκριμένων συναλλαγματικών ισοτιμιών και μια δέσμης μεταβλητών που αφορούν την προσφορά χρήματος, εγχώριο πραγματικό εισόδημα προσδιοριζόμενο από τον δείκτη βιομηχανικής παραγωγής, το εγχώριο επιτόκιο και το εγχώριο ποσοστό πληθωρισμού. Από τα αποτελέσματα, δεν προέκυψαν σημαντικές ενδείξεις ευστάθειας του νομισματικού μοντέλου προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας, καθώς παρατηρήθηκε σχέση συνολοκλήρωσης μόνο στην περίπτωση που αφορούσε τη συναλλαγματική ισοτιμία του δολαρίου των ΗΠΑ και της Βρετανικής λίρας, με το συγκεκριμένο αποτέλεσμα να συμφωνεί με εκείνα του Moosa (1994), ο οποίος όμως διαπιστώνει την παρουσία 2 διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Μάλιστα, ο συγγραφέας, επιβεβαιώνει την ισχύ του υποδείγματος μέσω του ελέγχου των σχετικών περιορισμών, στοιχείο που δεν παρατηρείται στη συγκεκριμένη μελέτη. Η παρουσία αντικρουόμενων διαπιστώσεων στην εκτίμηση του υποδείγματος συμφωνεί με τα ευρήματα Rapach and Wohar (2002). Σε ότι αφορά τον έλεγχο των περιορισμών θα πρέπει να σημειωθεί ότι οι MacDonald και Taylor (1991,1992) τονίζουν ότι η αποτυχία του νομισματικού μοντέλου της συναλλαγματικής ισοτιμίας οφείλεται εν πολλοίς στη χαμηλή δύναμη των ελέγχων συνολοκλήρωσης και στην ακαταλληλότητα των ελεγχθέντων περιορισμών. Μάλιστα, αξίζει να σημειωθεί ότι στις περιπτώσεις που αφορούσαν τη συναλλαγματική ισοτιμία μεταξύ δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Καναδά και δολαρίου ΗΠΑ και δολαρίου Αυστραλίας, δεν έγινε κατορθωτό να πραγματοποιηθούν οι σχετικοί έλεγχοι συνολοκλήρωσης, καθότι δεν πληρούταν οι απαραίτητες προϋποθέσεις που σχετίζονται με τη στασιμότητα των χρονολογικών σειρών, επιβεβαιώνοντας τον παραπάνω ισχυρισμό. Μάλιστα σε ότι αφορά την συναλλαγματική ισοτιμία μεταξύ καναδικού και αμερικάνικου δολαρίου, τα αποτελέσματα της μελέτης είναι πλήρως αντίθετα με εκείνα των Francis et al (2001) οι οποίοι ανέδειξαν ισχυρές εμπειρικές ενδείξεις υπέρ της ισχύος του νομισματικού μοντέλου προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών για τα συγκεκριμένα νομίσματα.

Με βάση τα παραπάνω, κρίνεται ότι η δυσκολία του προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών αποτελεί ένα μακροχρόνιο πρόβλημα στη διεθνή οικονομία. Η προσπάθεια κατανόησης των μεταβλητών οδηγούν τις αλλαγές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες και η οικοδόμηση ενός μοντέλου ικανού να προβλέπει τις

μελλοντικές τους κινήσεις είναι πράγματι ζωτικής σημασίας για την αξιολόγηση της εξέλιξης της ανταγωνιστικότητας των οικονομιών. Κατά τη διάρκεια των ετών, πολλές διαφορετικές θεωρητικές σχολές σκέψης επικεντρώθηκαν στη μελέτη του προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών και στη σύνδεση μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των μακροοικονομικών μεταβλητών. Ορισμένοι οικονομολόγοι υποστηρίζουν ότι είναι σχεδόν αδύνατο να προβλεφθούν οι τιμές των συναλλαγματικών ισοτιμιών, καθώς δεν υπάρχει οριστική οικονομική και στατιστική απόδειξη της αξιοπιστίας της προγνωστικής ισχύος οποιασδήποτε οικονομικής μεταβλητής. Άλλοι πιστεύουν ότι ο πληθωρισμός μπορεί να είναι ο κύριος δείκτης προσδιορισμού των τιμών των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

## BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Adawo, M. A., & Effiong, E. L. (2013). *Monetary exchange rate model as a long-run phenomenon: evidence from Nigeria*. MPRA Paper No 46407.
- Afat, D., Gómez-Puig, M., & Sosvilla-Rivero, S. (2015). The failure of the monetary model of exchange rate determination. *Applied Economics*, 47(43), 4607-4629.
- Allen, H., & Taylor, M. P. (1990). Charts, noise and fundamentals in the London foreign exchange market. *The Economic Journal*, 100(400), 49-59.
- Backus, D. (1984). Empirical models of the exchange rate: separating the wheat chaff. *Canadian Journal of Economics*, 17(1), 824-846.
- Baillie, R. T., & Selover, D. (1987). Cointegration and models of exchange rate determination. *International Journal of Forecasting*, 3(1), 43-51.
- Barr, D. G. (1989). Exchange rate dynamics: an empirical analysis. In R. MacDonald & M. P. Taylor (eds), *Exchange Rates and Open Economy Macroeconomics* (pp. 10371). Oxford: Basil Blackwell.
- Bilson, J. F. (1979). Recent developments in monetary models of exchange rate determination. *IMF Staff Papers*, 26(2), 201-223.
- Bilson, J. F. O. (1978). The current experience with floating exchange rates: An appraisal of the monetary approach. *The American Economic Review*, 25(2), 392-397.
- Bilson, J. F. O. (1978). The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence. *IMF Staff Papers*, 25(March), 48-75.
- Bitzenis, A., & Marangos, J. (2007). The monetary model of exchange rate determination: the case of Greece (1974? 1994). *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 1(1), 57-88.

- Boughton, J. M. (2003). On the origins of the Fleming-Mundell model. *IMF Staff Papers*, 50(1), 1-9.
- Breedon, F., & Vitale, P. (2010). An empirical study of portfolio-balance and information effects of order flow on exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(3), 504-524.
- Chari, V. V., Kehoe, P. J., & McGrattan, E. R. (2002). Can sticky price models generate volatile and persistent real exchange rates?. *The Review of Economic Studies*, 69(3), 533-563.
- Chinn, M. D., & Moore, M. J. (2011). Order flow and the monetary model of exchange rates: Evidence from a novel data set. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(8), 1599-1624.
- Civcir, I. (2003). The Monetary Models of the Turkish Lira/US Dollar Exchange Rate: Long-run Relationships, Short-run Dynamics, and Forecasting. *Eastern European Economics*, 41(6), 43-63.
- de Bruyn, R., Gupta, R., & Stander, L. (2013). Testing the monetary model for exchange rate determination in South Africa: Evidence from 101 years of data. *Contemporary Economics*, 7(1), 19-32.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.
- Dornbusch, R. (1979). *Monetary policy under exchange rate flexibility*. Managed Exchange Rate Flexibility: The Recent Experience, USA.
- Dornbusch, R. (1980). *Exchange rate economics: Where do we stand?*. Brookings Papers on Economic Activity.
- Driskill, R. A., & Sheffrin, S. M. (1981). On the mark: comment. *American Economic Review*, 71(1), 1068-1074.
- Dutt, S. D., & Ghosh, D. (2000). An empirical note on the monetary exchange rate model. *Applied Economics Letters*, 7(10), 669-671.

- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(March), 251–276.
- Fleming, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates. *IMF Staff Papers*, 9, 369–380.
- Francis, B., Hasan, I., & Lothian, J. R. (2001). The monetary approach to exchange rates and the behaviour of the Canadian dollar over the long run. *Applied Financial Economics*, 11(5), 475-481.
- Frankel, J. (1984). Tests of monetary and portfolio balance models of exchange rate determination. In J. F. O. Bilson & R. C. Marston (eds), *Exchange Rate Theory and Practice* (pp. 23-49). Chicago: University of Chicago Press.
- Frankel, J. A. (1979). On the mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials. *The American Economic Review*, 69(4), 610-622.
- Frankel, J. A. (1982). The mystery of the multiplying marks: a modification of the monetary model. *Review of Economics and Statistics*, 64, 515–519.
- Frankel, J. A., & Meese, R. (1987). *Are Exchange Rates Excessively Variable*. Economics Working Papers 8738, University of California at Berkeley, USA.
- Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. *Journal of International Economics*, 41(3-4), 351-366.
- Frenkel, J. (1976). A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 76, 200-224.
- Frenkel, J. A., & Johnson, H. G. (1976). A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 78(1), 200–224.
- Friedman, M. (1953). *The case for flexible exchange rates*. Essays in Positive Economics, Chicago.

- Gardeazabal, J., &Regúlez M. (1992). The Monetary Model of Exchange Rate Determination. In *The Monetary Model of Exchange Rates and Cointegration. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, vol 385. Berlin: Springer.
- Groen, J. J. (2000). The monetary exchange rate model as a long-run phenomenon. *Journal of International Economics*, 52(2), 299-319.
- Hacker, R., Karlsson, H. K., &Månsson, K. (2012). The relationship between exchange rates and interest rate differentials: a wavelet approach. *The World Economy*, 35(9), 1162-1185.
- Haynes, S. E., & Stone, J. A. (1981). On the mark: comment. *American Economic Review*, 71(1), 1060–1067.
- Hodrick, R. J. (1978). An empirical analysis of the monetary approach to the determination of the exchange rate. In J. A. Frenkel & H. G. Johnson (eds), *Economics of Exchange Rates* (pp. 2-33). Reading: Mass.
- Hooper, P., & Morton, J. (1982). Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination. *Journal of International Money and Finance*, 1, 39-56.
- Hunter, J., & Ali, F. M. (2014). Money demand instability and real exchange rate persistence in the monetary model of USD–JPY exchange rate. *Economic Modelling*, 40(1), 42-51.
- Kearney, C., & MacDonald, R. (1990). Exchange rate volatility, news and bubbles. *Australian Economic Papers*, 70(1), 1–20.
- Lee Chin, M., Zulkornain, B., &Yusoff, M. B. (2007). The monetary model of exchange rate: evidence from The Philippines. *Applied Economics Letters*, 14(13), 993-997.
- Long, D., &Samreth, S. (2008). The monetary model of exchange rate: evidence from the Philippines using ARDL approach. *Economics Bulletin*, 6, 1-13.

- MacDonald, R. (2007). *Exchange Rate Economics. Theories and evidence*. London: Routledge.
- MacDonald, R., & Taylor, M. P. (1991). The monetary approach to the exchange rate: long-run relationships and coefficient restrictions. *Economics Letters*, 37(2), 179-185.
- MacDonald, R., & Taylor, M. P. (1992). *The monetary approach to the exchange rate: rational expectations, long-run equilibrium, and forecasting*. IMF Working Paper, No. 92/34.
- MacDonald, R., & Taylor, M. P. (1993). The monetary approach to the exchange rate: rational expectations, long-run equilibrium, and forecasting. *IMF Staff Papers*, 40(1), 89-107.
- Makrydakis, S. (1998). Testing the long-run validity of the monetary approach to the exchange rate: the won-US dollar case. *Applied Economics Letters*, 5(8), 507-511.
- Mark, N. C. (1995). Exchange rates and fundamentals: Evidence on long-horizon predictability. *The American Economic Review*, 85, 201-218.
- Mark, N. C., & Sul, D. (2001). Nominal exchange rates and monetary fundamentals: evidence from a small post-Bretton Woods panel. *Journal of International Economics*, 53(1), 29-52.
- Meade, J. E. (1951). The balance of payments. In *The Theory of International Economic Policy*. London: Oxford University Press.
- Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?. *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24.
- Miyakoshi, T. (2000). The monetary approach to the exchange rate: empirical observations from Korea. *Applied Economics Letters*, 7(12), 791-794.
- Moosa, I. A. (1994). The monetary model of exchange rates revisited. *Applied Financial Economics*, 4(4), 279-287.



- Mundell, R. A. (1961). Flexible exchange rates and employment policy. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 27, 509–517.
- Mundell, R. A. (1962). The appropriate use of monetary and fiscal policy for internal and external stability. *IMF Staff Papers*, 9, 70–79.
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilisation policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, 465–485.
- Nurkse, R. (1945). *International Currency Experience: Lessons of the Interwar Period*, Geneva.
- Ortiz, J., & Rodriguez, C. (2002). Country risk and the Mundell-Fleming Model applied to the 1999–2000 Argentine experience. *Journal of Applied Economics*, 5(2), 327-348.
- Papell, D. H. (1988). Expectations and exchange rate dynamics after a decade of floating. *Journal of International Economics*, 25(1), 303–317.
- Putnam, B. H., & Woodbury, J. R. (1979). Exchange rate stability and monetary policy. *Review of Business and Economic Research*, 15(2), 1–10.
- Rapach, D. E., & Wohar, M. E. (2002). Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data. *Journal of International Economics*, 58(2), 359-385.
- Rapach, D. E., & Wohar, M. E. (2002). Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data. *Journal of International Economics*, 58(2), 359-385.
- Rüth, S. K. (2020). Shifts in monetary policy and exchange rate dynamics: Is Dornbusch's overshooting hypothesis intact, after all?. *Journal of International Economics*, 126, 103344.
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (2002). *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Shylajan, C. S., Sereejesh, S., & Suresh, K. G. (2011). Rupee-dollar exchange rate and macroeconomic fundamentals: an empirical analysis using flexible-price monetary model. *Journal of International Business and Economy*, 12(2), 89-105.
- Smith, P., & Wickens, M. (1989). Assessing monetary shocks and exchange rate variability with a stylised econometric model of the UK. *Greek Economic Review*, 11(1), 76-94.
- Sosvilla-Rivero, S., & García, E. (2006). Purchasing power parity revisited. In M. A Zumaquero (eds), *International Macroeconomics: recent developments* (pp. 1-37). New York: Nova Science Publishers.
- Wallace, M. S. (1979). The monetary approach to flexible exchange rates in the short-run: an empirical test. *Review of Business and Economic Research*, 15(1), 98-102.
- Zakaria, M., & Ahmad, E. (2009). Testing the monetary models of exchange rate determination: Some new evidence from modern float. *Southeast Asian Journal of Economics*, 21(3), 125-145.
- Zhang, S., Lowinger, T. C., & Tang, J. (2007). The monetary exchange rate model: long-run, short-run, and forecasting performance. *Journal of Economic Integration*, 397-406.
- Χρήστου, Γ., (2008). Εισαγωγή στην Οικονομετρία Τόμος Α, *Σταμούλης*