

ΑΚΑΛΥΠΤΗ ΙΣΟΤΙΜΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ

Η εργασία υποβάλλεται για τη μερική κάλυψη των απαιτήσεων με

στόχο την απόκτηση του διπλώματος:

«ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΗ
ΣΤΡΑΤΗΓΙΚΗ»

Από

ΤΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΣΤΑΜΕΛΑΤΟΥ ΜΑΡΙΑ- ΕΛΕΝΗ

ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2006

ΔΗΛΩΣΗ

Η παρούσα εργασία είναι πρωτότυπη και εκπονήθηκε αποκλειστικά και μόνο για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού Τίτλου στην Οικονομική και Επιχειρησιακή Στρατηγική.

Σταμελάτου Μαρία Ελένη

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στα διεθνή οικονομικά υπάρχει μια σειρά συνθηκών ισοτιμίας και ισορροπίας που διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στην εξέλιξη της βιβλιογραφίας. Αυτές οι συνθήκες που αποτελούν απλές θεωρίες χρησιμοποιήθηκαν ως ακρογωνιαίοι λίθοι για τη δημιουργία περισσότερο πολύπλοκων αναλύσεων. Τέτοιες σχέσεις είναι της ισοτιμίας αγοραστικών δυνάμεων, της καλυμμένης ισοτιμίας επιτοκίων, της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων, της αποτελεσματικότητας της προθεσμιακής αγοράς ξένου συναλλάγματος. Αυτές οι συνθήκες θεωρούνται είτε ως σχέσεις αρμπιτράζ και ισχύουν συνεχώς, είτε αποτελούν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας. Οι περισσότερες μελέτες έχουν ελέγξει εμπειρικά την εγκυρότητα αυτών των συνθηκών και έχουν καταλήξει σε ανάμεικτα συμπεράσματα. Η μοντελοποίηση αυτών των υποθέσεων και ειδικά της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων μας βοηθά να εξετάσουμε τις διαθέσιμες πληροφορίες και να καταλήξουμε σε συμπεράσματα για την ευστάθειά τους. Η παρούσα εργασία εξετάζει την εγκυρότητα της ισοτιμίας αυτής για το ζεύγος οικονομιών Αμερικής- Ιαπωνίας. Οι οικονομίες αυτές επηρεάζουν σημαντικά τις αγορές διεθνώς και σχετίζονται μεταξύ τους με σημαντικούς δεσμούς εμπορίου, ενώ τα νομίσματά τους ανήκουν στα νομίσματα με το μεγαλύτερο όγκο συναλλαγών στις διεθνείς χρηματοοικονομικές αγορές. Στόχος της εργασίας αυτής είναι η έρευνα ισχύος της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων, η σύνδεσή της με την αποτελεσματικότητα για την αγορά ξένου συναλλάγματος και η εκτίμηση του ασφαλίστρου κινδύνου σε περίπτωση μη ισχύος της.

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

*Ευχαριστώ θερμά τον επιβλέποντα καθηγητή μου κύριο **Μπρισίμη Σοφοκλή** για την πολύτιμη βοήθειά του, τις συμβουλές και την ενθάρρυνση που μου προσέφερε. Επίσης ευχαριστώ την οικογένειά μου για τη συμπαράστασή τους σε καθ' όλη τη διάρκεια των σπουδών μου.*

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

| | |
|---|------------|
| ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΕΙΣΑΓΩΓΗ | 16 |
| ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ | 20 |
| ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ (ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΙΑΣ ΣΥΝΘΗΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ) | 52 |
| ΙΣΟΤΙΜΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ | 53 |
| ΚΑΛΥΜΜΕΝΗ ΙΣΟΤΙΜΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ | 53 |
| ΑΚΑΛΥΠΤΗ ΙΣΟΤΙΜΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ | 65 |
| Η ΠΡΟΘΕΣΜΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ ΞΕΝΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΟΣ | 73 |
| ΤΟ ΑΣΦΑΛΙΣΤΡΟ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΚΑΙ ΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ GARCH | 101 |
| ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ | 107 |
| ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ | 114 |
| ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ | 116 |
| ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ | 121 |

ΛΙΣΤΑ ΠΙΝΑΚΩΝ

| | |
|--|-----|
| Πίνακας 1 Εκτιμήσεις του β για βραχείς χρονικούς ορίζοντες..... | 24 |
| Πίνακας 2 Εκτιμήσεις του β για μακροπρόθεσμο ορίζοντα..... | 27 |
| Πίνακας 3 Εκτιμητές της εξίσωσης $s_{t+\Delta}-s_t=\alpha+\beta(i-i^*)_t+\varepsilon_t$ | 38 |
| Πίνακας 4 Τεστ της αποτελεσματικότητας της προθεσμιακής αγοράς..... | 85 |
| Πίνακας 5 Στοιχεία ερευνών για τον έλεγχο της αποτελεσματικότητας της συναλλαγματικής αγοράς..... | 99 |
| Πίνακας 6 Εκτίμηση της UIP..... | 109 |
| Πίνακας 7 Εκτίμηση της αμεροληψίας της προθεσμιακής αγοράς..... | 109 |
| Πίνακας 8 Ασφάλιστρο κινδύνου για UIP..... | 110 |
| Πίνακας 9 Ασφάλιστρο κινδύνου από την αποτελεσματικότητα προθεσμιακής αγοράς..... | 112 |

ΛΙΣΤΑ ΓΡΑΦΗΜΑΤΩΝ

| | |
|---|-----|
| Γράφημα 1: Διαφορά επιτοκίων-προθεσμιακό πριμ..... | 108 |
| Γράφημα 2: Πορεία ασφαλίστρου κινδύνου από τη UIP..... | 110 |
| Γράφημα 3: Πορεία ασφαλίστρου κινδύνου από την αποτελεσματικότητα της προθεσμιακής αγοράς..... | 112 |

ΓΛΩΣΣΑΡΙΟ

$(s_{t-1} - f_t)$: λάθος πρόβλεψης

$$A = (B - P_1) / P_2$$

CIP: Covered interest rate parity, καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων

DM: γερμανικό μάρκο

e_t : το λάθος που κατανέμεται τυχαία και με μέσο μηδέν

Ex ante: στη μακροοικονομία τα πραγματοποιηθέντα μεγέθη (ex post) δεν συμπίπτουν με εκείνα που είχαν σχεδιαστεί (ex ante). Υπάρχουν δηλαδή αποκλίσεις μεταξύ προϋπολογισθέντων π.χ. και πραγματοποιούμενων μεγεθών του προϋπολογισμού. Μόνο στο επίπεδο εισοδήματος ισορροπίας τα σχεδιαζόμενα ισούνται με τα πραγματοποιούμενα μεγέθη.

Extrapolative: η υπόθεση ότι το μέλλον θα είναι παρόμοιο με το πρόσφατο παρελθόν.

Foreign exchange risk: συναλλαγματικός κίνδυνος, ο κίνδυνος που αντιμετωπίζει μια επένδυση από τη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας

fp: $(\ln F_t - \ln S_t)$ forward premium (or discount if negative) προθεσμιακό πριμ

Fundamentals: θεμελιώδεις παράγοντες που επηρεάζουν το σημείο ισορροπίας της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

OLS: Ordinary least squares είναι μια στατιστική τεχνική που χρησιμοποιεί στοιχεία δείγματος προκειμένου να εκτιμήσει τη σχέση μεταξύ δυο μεταβλητών στον πραγματικό πληθυσμό.

r^* : ξένο επιτόκιο

r_t : εγχώριο ονομαστικό επιτόκιο

S_t : τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία το χρόνο t

SURE: προέρχεται από τα αρχικά των λέξεων Seemingly Unrelated Regression Estimator. Οι εκτιμήσεις αυτής της μεθόδου είναι πιο αποτελεσματικές και τα τυπικά σφάλματα είναι συνήθως χαμηλότερα από εκείνα της OLS. Αυτό κάνει την υπόθεση που εξετάζεται πιο αξιόπιστη.

t: χρόνος

Term structure: είναι η γραφική απεικόνιση του πως τα επιτόκια ποικίλουν ανάλογα με την απόδοση στη λήξη.

A = σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία του νομίσματος της χώρας

Αβεβαιότητα (Uncertainty): Η έννοια της αβεβαιότητας στα οικονομικά αναφέρεται στην αδυναμία ασφαλούς πρόβλεψης για την εξέλιξη ενός μεγέθους ή ενός οικονομικού φαινομένου. Αυτό συμβαίνει γιατί στη διαμόρφωση ενός οικονομικού φαινομένου συμμετέχουν πολλοί παράγοντες, οι οποίοι πολλές φορές είναι αστάθμητοι και δεν μπορεί να προβλεφθεί η συμπεριφορά τους με βεβαιότητα. Γι' αυτό όλες οι οικονομικές προβλέψεις γίνονται πάντοτε με υποθέσεις, όπως π.χ. εκείνη της *ceteris paribus*. Η αβεβαιότητα, συνεπώς, αναφέρεται στην πιθανότητα η οποία δεν μπορεί να προσδιοριστεί επακριβώς και συνδέεται με τον επιχειρηματικό κίνδυνο τον οποίο δεν αναλαμβάνει κανείς να ασφαλίσει, σε αντίθεση με τον κίνδυνο του οποίου η πιθανότητα είναι δυνατόν να υπολογιστεί και ασφαλίζεται.

Αγορά συναλλάγματος: είναι η αγορά που πωλούνται και αγοράζονται ξένα νομίσματα. Η αγορά συναλλάγματος μπορεί να είναι ελεύθερη ή μονοπώλιο του κράτους. Η ελεύθερη αγορά συναλλάγματος διευκολύνει τα μέγιστα τις διεθνείς συναλλαγές και οι ισοτιμίες προσδιορίζονται από τις δυνάμεις της προσφοράς και της ζήτησης.

Αμερόληπτες εκτιμήσεις (unbiased estimations): μια εκτίμηση καλείται

αμερόληπτη όταν ο μέσος (\bar{X}) της κατανομής δειγματοληψίας των δεδομένων συμπίπτει ακριβώς με την αληθινή τιμή του πληθυσμού, της παραμέτρου μ . Αν αυτό δεν συμβαίνει τότε η διαφορά $X-\mu$ καλείται μεροληπτικό σφάλμα. Αυτό αποκαλύπτει ότι δεν είναι επιστημονικά αμερόληπτη η επιλογή του δείγματος από τον πληθυσμό.

Αρμπιτράζ (arbitrage): είναι η συναλλαγή ξένων νομισμάτων τα οποία αγοράζονται στη χώρα Α και πωλούνται ταυτόχρονα στην αγορά της χώρας Β, με σκοπό το κέρδος από τη διαφορά τιμών. Είναι συνεπώς η αγορά με ταυτόχρονη πώληση χρεογράφων όπου προκύπτει κέρδος από τη διαφορά της τιμής μεταξύ δυο αγορών.

Αυτοσυσχέτιση (autocorrelation): κατά τη διερεύνηση μιας στατιστικής σειράς, βασική προϋπόθεση είναι ότι κάθε όρος της είναι στατιστικά ανεξάρτητος του προηγούμενου ή των επόμενων της ίδιας σειράς. Όταν αυτή η προϋπόθεση δεν πληρείται οι όροι εμφανίζουν ένα βαθμό συσχέτισης μεταξύ τους. Τότε υπάρχει η καλούμενη αυτοσυσχέτιση, η οποία συναντάται κυρίως στις χρονολογικές σειρές.

Δs^e : είναι η αναμενόμενη μεταβολή στην τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία.

Έντοκο Γραμμάτιο του Δημοσίου (Treasury Bill): Είναι τίτλος του Δημοσίου και εκδίδεται για να καλύψει επείγουσες ανάγκες του Δημοσίου, με υψηλότερα επιτόκια. Είναι τίτλος στον κομιστή τον οποίο εγγυάται η κεντρική τράπεζα και μπορεί να προεξοφληθεί. Αποτελεί βασικό εργαλείο της χρηματαγοράς και άμεση κρατική υποχρέωση με χαμηλό κίνδυνο αθέτησης.

Επειδή οι ανάγκες του Δημοσίου έχουν πλέον μόνιμο χαρακτήρα (φοροδιαφυγή, υστέρηση των εσόδων, μείωση κατανάλωσης, αύξηση τοκοχρεολυσίων δημοσίου χρέους) τα έντοκα γραμμάτια εκδίδονται κάθε μήνα και αποτελούν συστηματική πηγή δημόσιου δανεισμού. Οι συνέπειες αυτής της τακτικής είναι αρνητικές για την οικονομία γιατί, εξαιτίας του υψηλού επιτοκίου και χαμηλού φόρου, προσελκύουν το αποταμιευτικό κοινό με συνέπεια την υποχρέωση του κράτους και την αδυναμία των ιδιωτών-επενδυτών να βρουν φθινό χρήμα για να προβούν σε επενδύσεις.

Ευρωπαϊκό Νομισματικό Σύστημα (European Monetary System): το ΕΝΣ ιδρύθηκε το 1979 για να επιτευχθεί στενότερη συνεργασία στη νομισματική πολιτική μεταξύ των χωρών της κοινότητας, με τελικό σκοπό τη δημιουργία μιας ζώνης νομισματικής σταθερότητας στην Ευρωπαϊκή Ένωση. Το ΕΝΣ αποτελεί υλοποίηση της πρότασης του τότε προέδρου της Επιτροπής στη σύνοδο κορυφής της Φλωρεντίας και περιελάμβανε τέσσερις συμπληρωματικούς μηχανισμούς: τον ΜΣΙ, την καθιέρωση του ΕΥΡΩ, το ευρωπαϊκό ταμείο νομισματικής συνεργασίας και ένα σύστημα πληρωμών.

Η διεξαγωγή των συναλλαγών βασίζεται σε συγκεκριμένες συμφωνίες (swap agreements) μεταξύ των ενδιαφερομένων μερών και στην περίπτωση της αγοράς συναλλάγματος, η Τράπεζα Διεθνών Διακανονισμών μεσολαβεί για την συνομολόγηση αυτών των συμφωνιών. Πιο συγκεκριμένα, είναι συμφωνία η οποία συνίσταται στην αγορά με μετρητά ξένων νομισμάτων τα οποία βραχυπρόθεσμα (3 έως 6 μήνες) εξαργυρώνονται έναντι εθνικού νομίσματος, προκειμένου να αντιμετωπιστούν ανάγκες σε συνάλλαγμα από την κεντρική τράπεζα.

Η συναλλαγματική ισοτιμία καθορίζεται από την προσφορά και τη ζήτηση στις αγορές συναλλάγματος και κεφαλαίου, όταν η τιμή του χρυσού παραμένει σταθερή και υπάρχει πλήρης απελευθέρωση στις δύο αυτές αγορές. Η ζήτηση του νομίσματος μιας χώρας προσδιορίζεται από τη ζήτηση για εξαγωγές της χώρας αυτής, ενώ η προσφορά από τη ζήτηση για εισαγωγές. Όταν η ζήτηση συναλλάγματος είναι μεγαλύτερη από την προσφορά του, αυτό σημαίνει ότι είναι υπερτιμημένο το νόμισμα αυτής της χώρας, ενώ όταν η προσφορά του είναι μεγαλύτερη από τη ζήτηση, το νόμισμά της είναι υποτιμημένο. Θα πρέπει να υπενθυμίσουμε ότι μετά το 1945 υπήρχε το σύστημα των σταθερών ισοτιμιών σε σχέση με το χρυσό ή το δολάριο, ενώ τώρα οι ισοτιμίες είναι κυμαινόμενες.

Η τιμή ενός διεθνούς νομίσματος είναι συνήθως η ίδια σε όλες τις χώρες, δεδομένου ότι οι διεθνείς αγορές επικοινωνούν μεταξύ τους. Στην περίπτωση όμως που οι αγορές συναλλάγματος και κεφαλαίου δεν είναι ελεύθερες, τότε η ισοτιμία καθορίζεται κυρίως από την Κεντρική τράπεζα, ανάλογα με την οικονομική πολιτική και τις δεσμεύσεις της χώρας όταν ανήκει σε έναν οργανωμένο μηχανισμό συναλλαγματικών ισοτιμιών (π.χ. ΕΝΣ).

Ο ΜΣΙ και ο μηχανισμός παρεμβάσεων του ΕΝΣ καθορίζουν τη συναλλαγματική ισοτιμία των νομισμάτων που συμμετέχουν με βάση μια κεντρική ισοτιμία έναντι του ECU. Οι κεντρικές αυτές ισοτιμίες χρησιμεύουν για να αποτελούν ένα πλέγμα διμερών συναλλαγματικών ισοτιμιών μεταξύ των συμμετεχόντων νομισμάτων. Οι ισοτιμίες αυτές επιτρέπεται να κυμαίνονται γύρω από τις κεντρικές ισοτιμίες εντός των περιθωρίων διακύμανσης του ΜΣΙ (15%). Για την αναπροσαρμογή των κεντρικών

ισοτιμιών απαιτείται αμοιβαία συμφωνία μεταξύ όλων των χωρών που συμμετέχουν στο ΜΣΙ (επανευθυγράμμιση). Το ΕΝΣ έχει ως αποστολή την σταθεροποίηση των κοινοτικών συναλλαγματικών ισοτιμιών και τελικά την καθιέρωση ενός κοινού νομίσματος στην Ευρωπαϊκή Νομισματική Ένωση. (Μηχανισμός Συναλλαγματικών Ισοτιμιών).

Κερδοσκοπία (Speculation): Είναι η διενέργεια συναλλαγών, με ανάληψη κινδύνου και με σκοπό την απόκτηση υψηλού κέρδους εξαιτίας της αναμενόμενης μεταβολής των τιμών. Στη χρηματιστηριακή αγορά, ο συναλλασσόμενος βρίσκεται στη θέση short όταν πωλεί χρεόγραφα τα οποία δεν έχει ακόμη στην κατοχή του, γιατί αναμένει πτώση των τιμών, αλλά μπορεί να ξεχρεωθεί με χρεόγραφα που θα αγοράσει σε χαμηλότερη τιμή.

Κερδοσκόπος (Speculator): Είναι ο επενδυτής ο οποίος προσδοκώντας υψηλά κέρδη αναλαμβάνει υψηλούς κινδύνους. Βλ.λ. "Κερδοσκοπία".

Κυμαινόμενη ισοτιμία: από το 1973 εγκαταλείφθηκε το σύστημα των σταθερών ισοτιμιών και ίσχυσε το σύστημα της κυμαινόμενης συναλλαγματικής ισοτιμίας σύμφωνα με το οποίο η τιμή του ξένου νομίσματος καθορίζεται από την προσφορά και ζήτησή του, χωρίς παρεμβάσεις. Οι προσδιοριστικοί παράγοντες σ' αυτό το σύστημα είναι το ισοζύγιο πληρωμών, το εθνικό εισόδημα και γενικότερα η οικονομική κατάσταση της χώρας.

Ο κερδοσκόπος επιδιώκει να επωφεληθεί από το γεγονός ότι ορισμένες τιμές στην αγορά φαίνονται μη φυσιολογικές. Ας υποθέσουμε ότι κάποιος προβλέπει ότι η τιμή της ζάχαρης για παράδοση μετά από δυο μήνες είναι υψηλή σε σχέση με εκείνη για παράδοση ζάχαρης στις δυο αυτές περιόδους μετά από τέσσερις μήνες. Σ' αυτή την περίπτωση πωλεί ζάχαρη παραδοτέα μετά από

δυο μήνες και αγοράζει ζάχαρη παραδοτέα σε αυτόν μετά από τέσσερις μήνες. Εάν συνεπώς, η διαφορά τιμής για παράδοση ζάχαρη στις δυνατές περιόδους αυξηθεί αργότερα θα έχει τη δυνατότητα κέρδους.

Παλινδρόμηση: είναι μια συνάρτηση (γραμμική ή μη γραμμική, μονομεταβλητή ή πολυμεταβλητή) η οποία χρησιμοποιείται για την εκτίμηση των τιμών μιας εξαρτημένης μεταβλητής με βάση τις τιμές μιας ή πολλών ανεξάρτητων μεταβλητών. Εάν δοθεί η μελλοντική τιμή της μιας μεταβλητής είναι δυνατόν να προβλέψουμε την εξέλιξη της άλλης πάντοτε βέβαια με ένα όριο σφάλματος το οποίο θα εξέλειπε εάν μπορούσαν να μετρηθούν και να ληφθούν υπόψη όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές. Η στατιστική μέθοδος πρόβλεψης της τιμής μιας μεταβλητής (εξαρτημένης) με βάση πληροφορίες που υπάρχουν για μια ή περισσότερες μεταβλητές (ανεξάρτητες) ονομάζεται ανάλυση παλινδρόμησης.

ρ_{t-1} : το ασφάλιστρο κινδύνου που επικρατεί την περίοδο $t-1$

ρ : risk premium, ασφάλιστρο κινδύνου

Συμβάσεις Ανταλλαγής (Swaps): Γενικά, είναι η ανταλλαγή μιας υποχρέωσης καθορισμένου χρόνου με άλλη διαφορετικού χρόνου λήξης.

Στη χρηματιστηριακή αγορά σύμβαση ανταλλαγής είναι η πώληση μιας έκδοσης χρεογράφων και η ταυτόχρονη αγορά μιας άλλης έκδοσης. Ενώ στην αγορά συναλλάγματος είναι η αγορά ενός νομίσματος τοις μετρητοίς και η ταυτόχρονη μελλοντική προθεσμιακή πώλησή του. Η διαφορά μεταξύ της τιμής τοις μετρητοίς και της μελλοντικής προθεσμιακής τιμής ισοτιμίας ενός νομίσματος καλείται swap rate.

Συναλλαγματική Ισοτιμία (Foreign Exchange Rate): Η συναλλαγματική ισοτιμία (τιμή συναλλάγματος) ορίζεται συμβατικά ως το ποσό του

νομίσματος μιας χώρας (εγχώριο νόμισμα) που απαιτείται για την αγορά μιας μονάδας του νομίσματος μιας άλλης χώρας (ξένο νόμισμα).

Τυπική Απόκλιση (Standard Deviation): Ο όρος τυπική απόκλιση χρησιμοποιείται στη στατιστική για να μετρηθεί η διασπορά της κατανομής γύρω από τη μέση τιμή των δεδομένων στατιστικών στοιχείων ενός φαινομένου.

Τυχαίο Σφάλμα (Random Error): Τυχαίο σφάλμα εκτίμησης έχουμε όταν κατά την εκτίμηση μιας παραμέτρου η τιμή που προκύπτει είναι διαφορετική από την αληθή τιμή του πληθυσμού, οπότε προκύπτει η διαφορά $\hat{\Theta} - \Theta =$ σφάλμα, όπου $\hat{\Theta}$ = τιμή εκτίμησης και Θ = αληθής τιμή. Αυτό το σφάλμα είναι τυχαίο όταν οφείλεται καθαρά σε τυχαίους παράγοντες και όχι σε λανθασμένη μέθοδο εκτίμησης ή λανθασμένο δείγμα από το οποίο ανάγεται η εκτίμηση στον πληθυσμό.

Υπερτίμηση νομίσματος: είναι η βαθμιαία αύξηση της αξίας ενός νομίσματος η οποία προκύπτει από την κατάσταση στη ζήτηση και προσφορά συναλλάγματος στα πλαίσια ενός συστήματος κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών. Το αντίθετο της υπερτίμησης είναι η υποτίμηση ή η διολίσθηση ενός νομίσματος.

Υπόθεση Μηδέν (Null Hypothesis): Τα βασικά θέματα που εξετάζονται στη στατιστική είναι η εκτίμηση κάποιων αγνώστων παραμέτρων του πληθυσμού με τη βοήθεια δείγματος και ο έλεγχος των στατιστικών υποθέσεων. Σύμφωνα με την H_0 αυτή θεωρείται εκ προοιμίου ότι η διαπιστούμενη διαφορά μεταξύ των ομοειδών παραμέτρων δείγματος και πληθυσμού, είναι στατιστικά ασήμαντη, φαινομενική και προέρχεται αποκλειστικά από τις κυμάνσεις της τυχαίας δειγματοληψίας. Επί της

υποθέσεως αυτής και για τον έλεγχο της εφαρμόζεται κάθε φορά το ανάλογο κριτήριο στατιστικής σημαντικότητας, με τη βοήθεια του οποίου τελικά γίνεται αποδεκτή ή όχι η υπόθεση μηδέν.

χ_t : σύνολο πληροφόρησης

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΡΑΙΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Από το 1973 τόσο οι ονομαστικές συναλλαγματικές ισοτιμίες όσο και οι πραγματικές παρουσιάζουν μεγάλη μεταβλητότητα. Στη μελέτη της οικονομικής επιστήμης μπορεί κανείς να συναντήσει τις λεγόμενες συνθήκες ισοτιμίας ή ισορροπίας που συνδέουν τις τιμές ή τις μεταβολές των τιμών σε διαφορετικές αγορές. Η μελέτη των χρηματοοικονομικών αγορών αντιπροσωπεύεται από ορισμένες πολύ σημαντικές και χρήσιμες συνθήκες. Δυο είναι οι βασικές συνθήκες που σχετίζονται με τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Η πρώτη αφορά στην ισοτιμία αγοραστικών δυνάμεων, η οποία δίνει έμφαση στο ρόλο των τιμών των αγαθών και υπηρεσιών στο να καθορίσουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Η δεύτερη, η ισοτιμία επιτοκίων εμβαθύνει στο ρόλο της κίνησης κεφαλαίων. Οι δυο αυτές θεωρίες αποτελούν τη βάση για τη δημιουργία μιας πληθώρας άλλων πιο σύνθετων θεωριών καθορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Εξετάζοντας το θέμα της ισοτιμίας επιτοκίων, η προθεσμιακή αγορά συναλλάγματος και η σχέση της με την τρέχουσα αγορά πρέπει να ληφθούν υπόψη. Λέγεται συχνά ότι η προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία αποτελεί αμερόληπτο εκτιμητή της μελλοντικής τρέχουσας ισοτιμίας επιτοκίων (που σημαίνει ότι η προθεσμιακή αγορά είναι αποτελεσματική). Υπάρχουν δυο βασικές σχέσεις που αφορούν στην ισοτιμία επιτοκίων: η καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων και η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων. Παρόλο που τα στοιχεία που υπάρχουν φανερώνουν ότι κάτω από ορισμένες συνθήκες η υπόθεση της καλυμμένης ισοτιμίας ισχύει, κάτι τέτοιο δεν ισχύει για την ακάλυπτη. Είναι γνωστό ότι οι αποκλίσεις από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων είναι σημαντικές. Συγκεκριμένα τα νομίσματα με υψηλά επιτόκια τείνουν να ανατιμούνται σε σχέση με αυτά με χαμηλότερα επιτόκια αντίθετα με την υπόθεση

της ακάλυπτης ισοτιμίας. Αφού οι διεθνείς αγορές συναλλάγματος είναι ανάμεσα στις πιο σημαντικές αγορές στον κόσμο η εξήγηση της υπόθεσης αυτής αποτελεί ενδιαφέρον και σημαντικό κομμάτι για τη διεθνή χρηματοοικονομική έρευνα. Η δομή που θα ακολουθηθεί σε αυτή την εργασία είναι αρχικά να παρουσιαστούν αρκετές εμπειρικές μελέτες ερευνητών. Έπειτα αναλύονται οι συνθήκες ισοτιμίας με τις αρχές πάνω στις οποίες βασίζονται. Οι συνθήκες ισοτιμίας εξελίσσονται πιο εύκολα στο πλαίσιο της τέλει αγοράς κεφαλαίων που σημαίνει ότι δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών, φόροι ενώ υπάρχει πλήρης βεβαιότητα. Στη συνέχεια επιχειρείται η «χαλάρωση» αυτών των συνθηκών και ο έλεγχος του κατά πόσο ισχύουν οι συνθήκες ισοτιμίας και πιο συγκεκριμένα αυτή της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων όταν οι υποθέσεις είναι πιο ρεαλιστικές. Τέλος εξετάζονται οι λόγοι για τους οποίους η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων δεν μπορεί να στηριχτεί και παρουσιάζεται η ισχύς της για τη συναλλαγματική ισοτιμία γεν- δολαρίου με τα αντίστοιχα συμπεράσματα.

Οι συνθήκες ισοτιμίας διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στη κατανόηση των διεθνών χρηματοοικονομικών αγορών και στη στρατηγική στάση λήψης αποφάσεων απέναντι σε αυτές τις αγορές. Οι συνθήκες ισοτιμίας μπορούν να θεωρηθούν ως διεθνείς συγκριτικές μετρήσεις επιδόσεων ή ως σημεία ισορροπίας όπου ο επενδυτής είναι αδιάφορος μεταξύ των στρατηγικών που περιλαμβάνονται στα δυο μέρη της σχέσης ισοτιμίας. Από την πλευρά της ιδιωτικής επιχείρησης η απόφαση δανεισμού σε ένα νόμισμα ή σε κάποιο άλλο, η εγκατάσταση μιας μονάδας σε μια χώρα ή σε κάποια άλλη, η μέτρηση των κινδύνων συναλλάγματος με τη μια μέθοδο ή την άλλη καθώς και παρόμοιες οικονομικές αποφάσεις καταλήγουν στην αξιολόγηση ισχύος μιας ή περισσότερων συνθηκών ισοτιμίας. Από την πλευρά του σχεδιασμού

οικονομικής πολιτικής η απόφαση σχετικά με τον αν το εθνικό νόμισμα είναι υποτιμημένο ή ανατιμημένο αφορά μια ή περισσότερες συνθήκες ισοτιμίας.

Οι συνθήκες ισοτιμίας είναι σημαντικές για τη διεθνή χρηματοοικονομική γιατί όταν ευσταθούν, υπονοούν «σημεία αδιαφορίας» μεταξύ δυο εναλλακτικών χρηματοοικονομικών αποφάσεων. Όταν οι συνθήκες είναι δεν ισχύουν, υποδεικνύουν ότι οι δυνάμεις της αγοράς ευνοούν τη μια εναλλακτική επιλογή έναντι της άλλης. Οι εμπειρικές ενδείξεις για την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων καθώς και για τις υπόλοιπες συνθήκες είναι σημαντικές διότι υπάρχουν διαφορετικές επιδράσεις στη λήψη αποφάσεων αν οι συνθήκες ισχύουν και αν δεν ισχύουν. Επειδή οι συνθήκες αυτές βασίζονται κυρίως στο αρμπιτράζ η παραβίαση τους συχνά υποδεικνύει μια έμμεση ή άμεση ευκαιρία κέρδους. Όταν τα στοιχεία παρουσιάζουν απόκλιση από την ισοτιμία, ο επενδυτής που λαμβάνει αποφάσεις θα πρέπει να γνωρίζει ακριβώς την κατεύθυνση και τη διάρκεια αυτής της απόκλισης. Σε αυτή την περίπτωση ο επενδυτής αντιμετωπίζει τις μεγαλύτερες ευκαιρίες αλλά όχι απαραίτητα και τους μεγαλύτερους κινδύνους.

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω για τις συνθήκες ισοτιμίας υποθέτουμε τέλεια αγορά κεφαλαίων, όχι επειδή πιστεύουμε ότι αυτή είναι ακριβής εικόνα του κόσμου, αλλά επειδή διευκολύνει την ανάλυση και αποτελεί τη βάση για σύγκριση με άλλες περισσότερο ρεαλιστικές υποθέσεις. Υπό συνθήκες λοιπόν τέλειας αγοράς κεφαλαίων οι συμμετέχοντες που επιδιώκουν τη μεγιστοποίηση του κέρδους θα πρέπει να δράσουν έτσι ώστε να εκμηδενίσουν όλες τις ευκαιρίες αρμπιτράζ. Είναι ορθό να χρησιμοποιείται η λέξη αρμπιτράζ διότι στην περίπτωση της τέλειας αγοράς κεφαλαίων η πλήρης βεβαιότητα υπονοεί ότι δεν υπάρχει κίνδυνος. Επομένως οι διαφορετικές οικονομικές αποφάσεις πρέπει να εκτιμώνται υποθέτοντας ότι το κόστος είναι γνωστό και σίγουρο.

Εκτός από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων που αποτελεί το αντικείμενο της εργασίας υπάρχουν ακόμη η ισοτιμία αγοραστικών δυνάμεων, η καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων και η συνθήκη αμεροληψίας προθεσμιακής ισοτιμίας. Η ισοτιμία αγοραστικών δυνάμεων βασίζεται στο αρμπιτράζ αγαθών που πωλούνται σε δυο διαφορετικές χώρες και αποτιμώνται σε δυο διαφορετικά νομίσματα. Η ισοτιμία επιτοκίων βασίζεται στο αρμπιτράζ μεταξύ εγχώριας και ξένης αγοράς. Τέλος η συνθήκη αμεροληψίας προθεσμιακής ισοτιμίας συσχετίζει τους δυο βασικούς τρόπους που κάποιος μπορεί να αγοράσει συνάλλαγμα για παράδοση σε ένα μελλοντικό χρόνο $t+n$ – είτε με ένα προθεσμιακό συμβόλαιο που αγοράζεται στο χρόνο t για παράδοση στο χρόνο $t+n$, είτε με ένα τρέχον συμβόλαιο για παράδοση στο χρόνο $t+n$. Η τελευταία συνθήκη δεν είναι ανεξάρτητη όπως οι υπόλοιπες αλλά εξαρτάται από αυτές αφού από αυτές προκύπτει.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ

Οι δυο συνθήκες ισοτιμίας (καλυμμένη- covered interest parity [CIP] και ακάλυπτη- uncovered interest parity [UIP]) αποτελούν τη βάση πάνω στην οποία στηρίζεται η αποτελεσματικότητα της προθεσμιακής αγοράς. Η CIP βεβαιώνει ότι το προθεσμιακό πριμ του ξένου συναλλάγματος πρέπει να εξισώνεται με τη διαφορά μεταξύ εγχώριου και ξένου επιτοκίου για χρεόγραφα με ίδια απόδοση στη λήξη δεδομένου ότι τα εγχώρια και ξένα συμβόλαια είναι ανεξάρτητα από κίνδυνο αθέτησης (default risk). Μια δεύτερη προϋπόθεση για της αποτελεσματικότητα της προθεσμιακής αγοράς είναι οι συναλλαγές των κερδοσκόπων να εξισώνουν το προθεσμιακό πριμ (προεξόφληση) με την αναμενόμενη υποτίμηση (ανατίμηση) του εγχώριου νομίσματος.

Οι έλεγχοι αυτών των υποθέσεων έχουν πρακτική σημασία όσον αφορά την οικονομική θεωρία. Η σχέση ισοτιμίας επιτοκίων/ αποτελεσματικότητας της αγοράς παρέχει ιδέες για τη συμπεριφορά των συμμετεχόντων στην αγορά ως προς τον κίνδυνο και το βαθμό ολοκλήρωσης της αγοράς κεφαλαίων. Πιο συγκεκριμένα η αποτυχία οποιασδήποτε ισοτιμίας, ή της αποτελεσματικότητας της αγοράς μπορεί να υποδεικνύουν ότι τα ξένα χρεόγραφα είναι ατελή υποκατάστατα των εγχώριων και ότι οι συμμετέχοντες στην αγορά απαιτούν αποζημίωση της μορφής ενός ασφαλιστικού κινδύνου στην περίπτωση που διατηρήσουν το εγχώριο νόμισμα. Η συνθήκη της καλυμμένης ισοτιμίας επιτοκίων μπορεί να θεωρηθεί ως ένας έλεγχος του κατά πόσο υφίστανται ευκαιρίες για κέρδος αρμπιτράζ χωρίς κίνδυνο για τους πιθανούς επενδυτές. Τέλος αυτές οι συνθήκες ισορροπίας περιέχουν σημαντικές επιπτώσεις πολιτικής και αφορούν στην ικανότητα των εγχώριων νομισματικών αρχών να ελέγξουν τα επιτόκια και να επέμβουν στις ξένες συναλλαγματικές αγορές. Τέτοιες ικανότητες είναι ιδιαίτερα σημαντικές για τις μικρές ανοιχτές οικονομίες.

Η συνθήκη ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων υποστηρίζει ένα μεγάλο αριθμό μοντέλων ισοζυγίου πληρωμών και συναλλαγματικής ισοτιμίας. Σε όρους οικονομικής πολιτικής αν η συνθήκη αυτή ισχύει η παρέμβαση στην αγορά ξένου συναλλάγματος είναι αναποτελεσματική. Η αποτυχία της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων σημαίνει ότι η «αντισταθμιζόμενη» παρέμβαση μπορεί να έχει πραγματικά αποτελέσματα και ότι το μοντέλο ισορροπίας χαρτοφυλακίου για την παρέμβαση της συναλλαγματικής ισοτιμίας μπορεί να προτιμηθεί έναντι του νομισματικού μοντέλου του ισοζυγίου πληρωμών. Παρακάτω παρατίθενται μερικές πολύ σημαντικές μελέτες που τα αποτελέσματά τους αποτελούν τη βάση για περαιτέρω ανάλυση.

Η υπόθεση ότι η διαφορά των επιτοκίων είναι αμερόληπτος εκτιμητής της κίνησης της μελλοντικής συναλλαγματικής ισοτιμίας με βάση την «θεωρία της αμεροληψίας» έχει σχεδόν παγκοσμίως απορριφθεί από τις εμπειρικές μελέτες. Οι **Meredith και Chinn (2005)** χρησιμοποίησαν επιτόκια ομολόγων μακροπρόθεσμης λήξης για τις ΗΠΑ, τη Γερμανία, την Ιαπωνία και τον Καναδά, αντίθετα με άλλους μελετητές που χρησιμοποίησαν βραχυπρόθεσμης. Τα αποτελέσματα της μελέτης τους ήταν περισσότερο θετικά.

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω οι περισσότεροι μελετητές που ασχολήθηκαν με την UIP κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες κινούνται με ένα τρόπο αντίθετο από αυτόν που έχει προβλεφθεί. Η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων όχι μόνο απορρίπτεται από τις περισσότερες εμπειρικές μελέτες αλλά και ο συντελεστής από την παλινδρόμηση της μεταβολής στις συναλλαγματικές ισοτιμίες απέναντι στη διαφορά των επιτοκίων είναι σημαντικά αρνητικός. Για παράδειγμα οι Froot και Thaler (1990) αναφέρουν λίγες περιπτώσεις όπου το πρόσημο του συντελεστή για τη διαφορά των επιτοκίων

συντρέχει με την υπόθεση της αμεροληψίας και καμία περίπτωση που να ξεπερνά την θεωρητική τιμή της μονάδας. Υπολόγισαν μάλιστα το μέσο όρο για το β από ένα πλήθος μελετών και το βρήκαν να είναι $-0,88$. Παρόμοια αποτελέσματα εκθέτονται στις μελέτες των MacDonald και Taylor (1992) καθώς και του Isard (1995). Ο McCallum (1994) ερευνά την εμπειρική βιβλιογραφία και καταλήγει ότι το β τυπικά ισούται με -3 αντί για $+1$ όπως αναμένεται από την ακόλυπτη ισοτιμία επιτοκίων. Σύμφωνα με τον Engel (1996) ένας συντελεστής μεταξύ -3 και -4 είναι ένα σύνηθες αποτέλεσμα.

Μια σημαντική λεπτομέρεια για τις περισσότερες έρευνες είναι ότι η υπόθεση της αμεροληψίας ελέγχθηκε χρησιμοποιώντας βραχυπρόθεσμες λήξεις. Μπορεί να θεωρηθεί ότι η αρνητική σχέση μεταξύ των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και των πραγματικών μεταβολών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι απόρροια μιας συγκεκριμένης νομισματικής πολιτικής: ότι δηλαδή το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο χρησιμοποιείται ως εργαλείο νομισματικής πολιτικής για να επηρεάσει την συναλλαγματική ισοτιμία με ένα συγκεκριμένο τρόπο (McCallum, 1994). Οι αλλαγές στις ονομαστικές συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι δύσκολο να προβλεφθούν στη βραχυπρόθεσμη περίοδο ενώ η υποτιθέμενη ύπαρξη μιας βραχυπρόθεσμης ισορροπίας των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών προσφέρει τουλάχιστον κάποια αξιοπιστία στις βραχυπρόθεσμες μεταβολές των ονομαστικών συναλλαγματικών ισοτιμιών. Στην περίπτωση των Meredith και Chinn χρησιμοποιήθηκαν οικονομικά εργαλεία με σταθερές λήξεις πέντε ετών και τα αποτελέσματα έδειξαν ότι όλοι οι συντελεστές στις παλινδρομήσεις για την αμεροληψία έχουν το σωστό πρόσημο.

Οι Meredith και Chinn χρησιμοποιούν την ακόλουθη παλινδρόμηση:

$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta (r_t - r^*) + \varepsilon_{t,t+k}$, όπου το αριστερό μέρος της αναπαριστά την αλλαγή της συναλλαγματικής ισοτιμίας από t σε $t+1$. Ο πίνακας 1 παρουσιάζει τους εκτιμητές της εξίσωσης αυτής για την περίοδο 1980Q1 έως 2000Q4. Οι συναλλαγματικές ισοτιμίες των έξι χωρών εκφράζονται έναντι του δολαρίου και οι κινήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών για μεταβολές τριών έξι και δώδεκα μηνών παλινδρομήθηκαν έναντι διαφορικών σε αποδόσεις ευρωνομισμάτων αντίστοιχης λήξης.

Πίνακας 1 Εκτιμήσεις του β για βραχείς χρονικούς ορίζοντες

| Νόμισμα | Λήξη | | |
|--------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | 3 μήνες | 6 μήνες | 12 μήνες |
| <i>Γερμανικό μάρκο</i> | -0.809 (1.134) | -0.893 (0.802) | -0.587 (0.661) |
| <i>Ιαπωνικό γεν</i> | -2.887 (0.997) | -2.926 (0.800) | -2.627 (0.700) |
| <i>Αγγλική λίρα</i> | -2.202 (1.086) | -2.046 (1.032) | -1.418 (0.986) |
| <i>Γαλλικό φράγκο</i> | -0.179 (0.904) | -0.154 (0.787) | -0.009 (0.773) |
| <i>Ιταλική λίρα</i> | 0.518 (0.606) | 0.635 (0.670) | 0.681 (0.684) |
| <i>Καναδ. δολάριο</i> | -0.477 (0.513) | -0.572 (0.390) | -0.610 (0.490) |
| <i>Constrained panel</i> | -0.757 (0.374) | -0.761 (0.345) | -0.536 (0.369) |

Πηγή: Meredith και Chinn(2005)

Η εκτίμηση με τη χρήση δεδομένων έξι και δώδεκα μηνών με τριμηνιαία συχνότητα οδήγησε σε επικαλυπτόμενες παρατηρήσεις που προκάλεσαν το πρόβλημα των κινητών μέσων στα υπόλοιπα. Ακολουθώντας τους Hansen και Hodrick (1980) οι Meredith και Chinn χρησιμοποίησαν την Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών (Generalized Method of Moments- GMM) για να διορθώσουν τα τυπικά σφάλματα των εκτιμητών των παραμέτρων για την αυτοσυσχέτιση κινητού μέσου της σειράς $k-1$.

Τα αποτελέσματα επιβεβαίωσαν την αποτυχία της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων για βραχυπρόθεσμους ορίζοντες που πρότειναν προηγούμενες μελέτες. Για κάθε ορίζοντα τέσσερις από τους έξι συντελεστές έχουν λανθασμένο πρόσημο αναφορικά με την υπόθεση της αμεροληψίας. Ο μέσος συντελεστής είναι γύρω στο -0,8 σχετικός με την αξία που κατέληξαν οι Froot και Thaler (1990). Στις περισσότερες περιπτώσεις είναι πιθανό να απορρίψουμε την υπόθεση ότι το β ισούται με τη μονάδα.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει το γεγονός ότι ενώ υπάρχει σημαντική διαφοροποίηση στην πορεία του χρόνου για τις εκτιμήσεις του β , γενικά υπάρχουν λίγες αποδείξεις για την εξαφάνιση της μεροληψίας. Διαιρώντας τα στοιχεία του δείγματος σε τρεις ίσες υποπεριόδους επανεκτίμησαν τη συνάρτηση για τον ορίζοντα των τριών μηνών. Και σε αυτή την περίπτωση υπήρξαν πολλές στατιστικά σημαντικές αποκλίσεις από την υπόθεση $\beta=1$. Επομένως κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο της προθεσμιακής μεροληψίας δεν εξαφανίστηκε από τη βραχυπρόθεσμη περίοδο.

Για την περίπτωση των μακροπρόθεσμων εκτιμήσεων οι Meredith και Chinn χρησιμοποίησαν στοιχεία που ήταν εγγενώς λιγότερο «αγνά» από την άποψη της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων. Πιο συγκεκριμένα τα στοιχεία μπορεί να εκτίθενται

σε διαφορές που προκύπτουν από καθεστώς φόρων, ελέγχους κεφαλαίων κτλ γεγονός που μπορεί να οδηγήσει στην παραβίαση της καλυμμένης ισοτιμίας επιτοκίων. Εν τούτοις βασιζόμενοι στα ευρήματα του Popper (1993) ότι οι καλυμμένες διαφορές επιτοκίων σε μακροπρόθεσμες λήξεις δεν είναι σημαντικά μεγαλύτερες από εκείνες για βραχυπρόθεσμες λήξεις, δεν ανέμεναν ότι η απόρριψη της UIP μπορεί να οφείλεται σε αποκλίσεις από την CIP.

Παρόλο που τα στοιχεία αυτά παρουσιάζουν περισσότερο «θόρυβο» από αυτά των βραχυπρόθεσμων δοκιμών της UIP, για λόγους σφαλμάτων μέτρησης στις μεταβλητές, οι Meredith και Chinn ανέμεναν ότι ο συντελεστής για τη διαφορά επιτοκίων σε αυτές τις μακροπρόθεσμες παλινδρομήσεις θα μεροληπτεί προς το μηδέν παρά προς την υποτιθέμενη τιμή της μονάδας.

Χρησιμοποιώντας αποδόσεις σταθερής λήξεως πέντε χρόνων για Γερμανία, Αγγλία, Καναδά και Αμερική εκτέλεσαν παλινδρομήσεις με βάση την εξίσωση:

$$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta (r_t - r_t^*) + \varepsilon_{t,t+k}$$

για την περίοδο 1980Q1-2000Q4 ώστε να συνδέσουν το δείγμα με αυτό των βραχυπρόθεσμων αποτελεσμάτων. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα 2 και είναι υπέρ της υπόθεσης της UIP. Και για τα τρία νομίσματα η κλίση των συντελεστών είναι στατιστικά συμβατή με την υποτιθέμενη αξία της μονάδας. Ο εκτιμητής για το γερμανικό μάρκο είναι ιδιαίτερα κοντά στη μονάδα ενώ οι αντίστοιχοι για τη λίρα και το καναδικό δολάριο πιο κοντά στο μηδέν. Ωστόσο σε καμία περίπτωση δεν μπορεί κανείς να απορρίψει την υπόθεση μηδέν.

Πίνακας 2 Εκτιμήσεις του β για μακροπρόθεσμο ορίζοντα

| | $\hat{\alpha}$ | $\hat{\beta}$ | Απόρριψη της $H_0:\beta=1$ | R^2 | DW | N |
|----------------------|-------------------|------------------|----------------------------------|-------|------|-----|
| Γερμαν. μάρκο | -0.000 (0.012) | 0.870 (0.694) | | 0.08 | 0.11 | 84 |
| Αγγλική λίρα | -0.000 (0.015) | 0.455 (0.385) | | 0.03 | 0.17 | 84 |
| Καναδ.δολάριο | -0.009 (0.009) | 0.373 (0.464) | | 0.02 | 0.08 | 84 |
| Constrained panel | ... | 0.674 (0.412) | | 0.10 | 0.14 | 252 |

Πηγή: Meredith και Chinn(2005)

Η μόνη άλλη μελέτη που εξετάζει την υπόθεση της αμεροληψίας για παρόμοιες περιόδους είναι αυτή των Froot και Taylor (1997). Εκείνοι υπολογίζουν τις αλλαγές τριών ετών και συλλέγουν στοιχεία κατά μέσο όρο για μεσοπρόθεσμα κρατικά ομόλογα από τα Διεθνή Οικονομικά Στοιχεία του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου (IMF). Τα στοιχεία για την περίοδο 1973-92 επιλέγονται για ένα δείγμα 21 χωρών. Περιέχουν ένα συντελεστή για τη διαφορά των επιτοκίων της τάξεως του 0,596 με ένα τυπικό σφάλμα 0,195. Επομένως η υπόθεση ότι το β ισούται είτε με το μηδέν ή το ένα απορρίπτεται.

Επιπλέον οι Meredith και Chinn (2004) εξέτασαν επίσης επιτόκια ομολόγων δέκα ετών για την περίοδο 1973-1997 και βρήκαν στοιχεία υπέρ της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων. Ωστόσο σε αυτή την περίπτωση η περίοδος του δείγματος είναι υπερβολικά μικρή σχετικά με το μέγεθος του ορίζοντα. Η **Alexius (2001)** εξετάζει

14 μακροπρόθεσμα επιτόκια ομολόγων για διάφορες λήξεις για την περίοδο 1957-1997. Η έρευνά της βρίσκει στοιχεία υπέρ της υπόθεσης της αμεροληψίας για μεγάλες περιόδους, παρόλο που είναι δύσκολο να ερμηνευτούν τα αυτά στατιστικά στοιχεία σε συνέπεια με την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων, καθώς το δείγμα καλύπτει περιόδους σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών και εκτενών ελέγχων κεφαλαίου.

Η Alexius εξετάζει την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων χρησιμοποιώντας μακροπρόθεσμα κρατικά ομόλογα. Η παρουσία τοκομεριδίων προκαλεί λάθη μέτρησης μεταξύ των παρατηρούμενων δεδομένων και των πραγματικών αποδόσεων και για αυτό το λόγο δημιούργησε διάφορες μεταβλητές που προσεγγίζουν καλύτερα τις δεύτερες.

Πιο συγκεκριμένα χρησιμοποίησε μακροχρόνιες αποδόσεις κρατικών ομολόγων για δεκατρείς χώρες του ΟΟΣΑ και για τις Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής. Η περίοδος του δείγματος είναι από το 1957Q1 έως το 1997Q4 και τα στοιχεία συλλέγονται από τη βάση δεδομένων από τις Διεθνείς Χρηματοοικονομικές Στατιστικές. Υπήρξαν δυο προβλήματα με αυτά τα δεδομένα. Πρώτον ότι οι λήξεις των ομολόγων δεν ήταν ξεκαθαρισμένες πράγμα που εισήγαγε το σφάλμα μέτρησης μεταξύ πραγματικών και παρατηρούμενων επενδυτικών περιόδων και κατ' επέκταση μεταξύ πραγματικών και παρατηρούμενων αποδόσεων. Το μέγεθος αυτού του λάθους εξαρτάται από την κλίση της καμπύλης αποδόσεως σε μακροπρόθεσμες λήξεις. Μια δεύτερη πηγή σφάλματος μέτρησης ήταν η παρουσία τοκομεριδίων στα μακροπρόθεσμα κρατικά ομόλογα. Για αυτό το λόγο χρησιμοποιήθηκαν διάφορες μέθοδοι απομάκρυνσης των επιδράσεων των τοκομεριδίων.

Η πρώτη ομάδα ελέγχων της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων βασίζεται κατά την Alexius στις πραγματικές χρονολογικές σειρές των αποδόσεων παρακάμπτοντας την

παρουσία των τοκομεριδίων. Κάτι τέτοιο είναι σωστό μόνο εφόσον οι καμπύλες των αποδόσεων είναι οριζόντιες και τα ομόλογα πωλούνται στην ονομαστική αξία. Αφού αυτές οι υποθέσεις είναι απίθανο να επιτευχθούν δυο επιπλέον προσεγγίσεις εξετάστηκαν για το θέμα των τοκομεριδίων. Μια δεύτερη ομάδα ελέγχων εφαρμόστηκε χρησιμοποιώντας δεδομένα μηδενικών τοκομεριδίων που αποκτήθηκαν αφαιρώντας τις αξίες των τοκομεριδίων από τις τιμές των ομολόγων. Οι καμπύλες των αποδόσεων σχηματίστηκαν από τις διαθέσιμες παρατηρήσεις στις διάφορες διάρκειες σε κάθε περίοδο και τα σχετικά επιτόκια χρησιμοποιήθηκαν για να προεξοφλήσουν τα τοκομερίδια. Στη συνέχεια θεωρήθηκε ότι τα τοκομερίδια επηρεάζουν το εύρος της επενδυτικής περιόδου παρά την τιμή του ομολόγου. Αφού η πληρωμή του τοκομεριδίου γίνεται πριν την πρωταρχική πληρωμή μειώνει το πραγματικό εύρος της επένδυσης. Η διάρκεια του ομολόγου είναι μια προσαρμοσμένη μέτρηση της επενδυτικής περιόδου σχεδιασμένη να λαμβάνει υπόψη την ύπαρξη τοκομεριδίων.

Οι διαφορές μεταξύ πραγματικών και παρατηρούμενων αποδόσεων που προκαλούνται από τις ατελώς μετρημένες λήξεις και την παρουσία τοκομεριδίων μπορεί να είναι είτε τυχαίες είτε συστηματικές. Τα τυχαία σφάλματα μέτρησης της ανεξάρτητης μεταβλητής τείνουν να παρουσιάζουν μεροληψία για τον συντελεστή της παλινδρόμησης προς το μηδέν. Επομένως δεν υπάρχουν αποδείξεις για σημαντική σχέση μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των επιτοκίων εξαιτίας της ύπαρξης τυχαίων σφαλμάτων στις μεταβλητές οι οποίες παρουσιάζουν μεροληψία στα αποτελέσματα, απορρίπτοντας την υπόθεση της UIP. Ωστόσο αν τα σφάλματα μέτρησης συσχετίζονται με την ανεξάρτητη μεταβλητή ο συντελεστής παλινδρόμησης μπορεί να μεροληπτεί προς οποιαδήποτε κατεύθυνση. Τα σφάλματα μέτρησης που προκαλούνται από την παρουσία τοκομεριδίων είναι πιθανό να είναι

πιο σημαντικά από αυτά που προκαλούνται από την ατελή πληροφόρηση για τις λήξεις, αφού τα τοκομερίδια είναι κανονικά μεγαλύτερα, καθώς αυξάνεται το επιτόκιο. Μια θετική συσχέτιση μεταξύ των σφαλμάτων μέτρησης και των επιτοκίων μπορεί να προκαλέσει μεροληψία στα αποτελέσματα υπέρ της υπόθεσης της ακόλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων. Η πιθανότητα αυτή υποκινεί τις διάφορες προσπάθειες να μειωθούν τα σφάλματα εξαιτίας της παρουσίας τοκομεριδίων καθώς και της χρήσης των μεθόδων εκτίμησης που είναι ευάλωτες σε συστηματικά σφάλματα μέτρησης.

Η εκτίμηση οργανικών μεταβλητών μπορεί να χρησιμοποιηθεί ώστε να αποφευχθούν συστηματικά σφάλματα μέτρησης της ανεξάρτητης μεταβλητής. Η μέθοδος αυτή χρησιμοποιεί συσχετίσεις μεταξύ των οργανικών μεταβλητών και της πραγματικής διαφοράς μακροχρόνιων επιτοκίων και μεταξύ των οργανικών μεταβλητών και της μεταβολής στη συναλλαγματική ισοτιμία. Οι οργανικές μεταβλητές πρέπει να συνδέονται με την ανεξάρτητη μεταβλητή και να είναι ανεπηρέαστα από τα σφάλματα μέτρησης. Η διαφορά βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και η διαφορά πληθωρισμού χρησιμοποιούνται ως όργανα για το πραγματικό μακροπρόθεσμο διαφορικό επιτοκίων. Κάτι τέτοιο προκαλείται από την υψηλή συσχέτιση μεταξύ μακροπρόθεσμων και βραχυπρόθεσμων επιτοκίων όπως αναφέρεται σε εμπειρικές μελέτες. Η διαφορά πληθωρισμού μπορεί να υποθεθεί ότι σχετίζεται θετικά με μακροχρόνιες διαφορές επιτοκίων όπως αναφέρεται στη σχέση Fisher. Παρά το γεγονός ότι υπάρχουν διάφορες περιπτώσεις για μεγάλα τυπικά σφάλματα εξαιτίας των χαμηλών συσχετίσεων μεταξύ των εργαλείων και των μακροπρόθεσμων επιτοκίων, τα δυο εργαλεία είναι κατάλληλα για το λόγο ότι είναι απίθανο να συσχετίζονται με τοκομερίδια ή ατελώς μετρημένες λήξεις των μακροπρόθεσμων κρατικών ομολόγων.

Ένας τρόπος ελέγχου για την παρουσία συστηματικών σφαλμάτων μέτρησης μπορεί να διαμορφωθεί με την έρευνα του κατά πόσο οι εκτιμητές της οργανικής μεταβλητής διαφέρουν από τους εκτιμητές της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων. Αυτή η προδιαγραφή κατά Hausman (1978) εφαρμόζεται και στις τρεις ομάδες ελέγχου που εφαρμόζει η Alexius για την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων. Επομένως υπάρχουν τέσσερα στρώματα «άμυνας» απέναντι στην πιθανή ύπαρξη σφαλμάτων μέτρησης στα δεδομένα για τα μακροπρόθεσμα επιτόκια. Πρώτα οι αποδείξεις υπέρ της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων δεν οφείλονται σε τυχαία σφάλματα μέτρησης αφού αυτές προκαλούν μεροληψία στα αποτελέσματα ενάντια στην αποδοχή της UIP. Έπειτα η επίδραση των τοκομεριδίων αφαιρείται από τα δεδομένα με δυο διαφορετικούς τρόπους. Στη συνέχεια εφαρμόζονται οι έλεγχοι για την παρουσία συστηματικών σφαλμάτων μέτρησης. Τέλος γίνεται η οργανική εκτίμηση των μεταβλητών που υπόκειται σε συστηματικά σφάλματα. Μέχρι το σημείο που τα αποτελέσματα της μεθόδου OLS διαφέρουν από αυτά της IV (instrumental variable) το συμπέρασμα μπορεί να βασιστεί στη δεύτερη αφού δεν επηρεάζεται από τα πιθανά σφάλματα μέτρησης.

Επίσης οι DeGennaro et al. (1994) μελέτησαν τη συνολοκλήρωση ανάμεσα σε μακροπρόθεσμα επιτόκια για πέντε έθνη και απέρριψαν την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων. Οι De Haan et al. (1991) επικεντρώθηκαν σε ολλανδικά και γερμανικά μακροπρόθεσμα επιτόκια και συμπέραναν ότι είναι στάσιμα με μετατοπίσεις στο μέσο, πράγμα που είναι ασύμβατο με την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων δεδομένης της συμπεριφοράς των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Σε κάθε περίπτωση είναι ενθαρρυντικό το γεγονός ότι παρά τα δεδομένα και τις μεθοδολογικές διαφορές τα αποτελέσματα είναι παρόμοια με αυτά που λαμβάνονται από τις παλινδρομήσεις των Meredith και Chinn και δίνουν έμφαση

στο γεγονός ότι η διαφορά μεταξύ βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων δοκιμών της UIP μπορεί να είναι σημαντική ανάμεσα σε χώρες, δειγματικές περιόδους και μεθόδους εκτίμησης.

Λαμβάνοντας υπόψη τη συντομία της έκτασης στοιχείων σχετικά με τους ορίζοντες που εξέτασαν, οι Meredith και Chinn προχώρησαν στην έρευνα του κατά πόσο επηρεάζονται τα στοιχεία αυτά από αλλαγές στη συχνότητα των δεδομένων, στην περίοδο του δείγματος, στις μετρήσεις των επιτοκίων και στο νόμισμα βάσης. Καταρχήν η επιρροή από τη συχνότητα των στοιχείων αξιολογήθηκε με την προσφυγή στα ετήσια στοιχεία. Με αυτό τον τρόπο μειώθηκε ο αριθμός των επικαλυπτόμενων χρονικών περιόδων και η μεροληψία των τυπικών σφαλμάτων του δείγματος των Hansen και Hodrick μετριάστηκε σημαντικά. Δυστυχώς το τυπικό σφάλμα είναι αρκετά μεγάλο οπότε η υπόθεση μηδέν δεν μπορεί να αγνοηθεί.

Έπειτα επιχείρησαν να τροποποιήσουν το δείγμα ώστε να μην ανταποκρίνεται στα αποτελέσματα του βραχυπρόθεσμου ορίζοντα και κατά συνέπεια να μην επηρεάζει τα δικά τους συμπεράσματα. Ο Bekaert et al. (2002) συμφώνησαν ότι τα ευρήματα για μακροπρόθεσμη UIP είναι συγκεκριμένα για το δείγμα πριν το 1980 με βάση τις δικές τους εκτιμήσεις. Οι Meredith και Chinn χρησιμοποίησαν ένα δείγμα από το 1977Q1 έως το 2000Q4. Σε αυτή την περίπτωση οι συντελεστές μειώθηκαν αλλά παρέμειναν θετικοί.

Μόνο με τον περιορισμό του δείγματός τους σε τέτοιο σημείο ώστε να ανταποκρίνεται σε αυτό του Bekaert et al. (1977Q1-1996Q3 για τριμηνιαία συχνότητα) είχαν αποτελέσματα που απέρριπταν το συντελεστή μοναδιαίας κλίσης. Είναι αξιοσημείωτο το γεγονός ότι αυτή η περίοδος είναι πιο πιθανό να αντικατοπτρίζει τα αποτελέσματα των ελέγχων κεφαλαίου στα επιτόκια. Ο Frankel

(1984) συμπεραίνει ότι οι έλεγχοι κεφαλαίων σε βραχυπρόθεσμα επιτόκια εξαλείφθηκαν στην Ιαπωνία στις αρχές της δεκαετίας του 1980.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει και το γεγονός ότι προσθέτοντας περισσότερο πρόσφατα στοιχεία στην έρευνά τους ενδυναμώθηκαν τα αποτελέσματά τους.

Ένα άλλο θέμα που τους απασχόλησε ήταν το κατά πόσο επηρεάζει η λήξη του συμβολαίου ή η μακροπρόθεσμη περίοδος. Εκτιμώντας την ίδια μακροπρόθεσμη παλινδρόμηση αλλά αντικαθιστώντας τη διαφορά επιτοκίων τριών μηνών με ένα άλλο πέντε μηνών δεν τους οδήγησε στα ίδια αποτελέσματα. Οι μισοί από τους εκτιμητές ήταν αρνητικοί και σε όλες τις περιπτώσεις η υπόθεση μηδέν ότι $\beta=1$ απορρίφθηκε.

Έπειτα επιχείρησαν να ερευνήσουν αν το αμερικάνικο δολάριο ως νόμισμα-βάση οδηγεί τα αποτελέσματά τους, χρησιμοποιώντας παλινδρομήσεις μακροπρόθεσμου ορίζοντα με νόμισμα-βάση το γερμανικό μάρκο. Τα αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι οι εκτιμώμενοι συντελεστές είναι και πάλι θετικοί. Η υπόθεση μηδέν δεν μπορεί να απορριφθεί.

Τέλος αναφέρονται σε μια επιπλοκή που προέρχεται από τη χρήση μακροπρόθεσμων δεδομένων για ομόλογα. Το μειονέκτημα αυτών των δεδομένων είναι ότι πρέπει να λαμβάνεται υπόψη το γεγονός ότι οι αναφερόμενες αποδόσεις δεν είναι επιτόκια μηδενικών τοκομεριδίων. Δοκίμασαν να εξετάσουν αν τα αποτελέσματα επηρεάζονταν από τη χρήση επιτοκίων με απόδοση για σταθερές λήξεις αντί για αποδόσεις μηδενικών τοκομεριδίων. Στην περίπτωση του γερμανικού μάρκου τα αποτελέσματα για τα μηδενικά τοκομερίδια είναι ελάχιστα υψηλότερα και έχουν μεγαλύτερα τυπικά σφάλματα. Η λίρα αποτελεί εξαίρεση με ελάχιστα υψηλότερο εκτιμητή και ελάχιστα μεγαλύτερο τυπικό σφάλμα.

Στη συνέχεια οι **Flood και Rose (1995)** συμβάλλουν στην βιβλιογραφία του θέματος με δυο τρόπους. Κατά πρώτον εξετάζουν την UIP για σταθερές συναλλαγματικές ισοτιμίες νομισμάτων. Χρησιμοποίησαν στοιχεία από τον Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ERM) του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος (EMS) και βρήκαν ότι η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων λειτουργεί πολύ καλύτερα. Αντι να είναι αρνητική η κλίση του συντελεστή είναι τυπικά γύρω στο +0,6, παρά το γεγονός ότι παραμένει σημαντικά κάτω από την υποτιθέμενη αξία της μονάδας. Η δεύτερη συμβολή τους απορρέει από το γεγονός ότι ο Μηχανισμός Συναλλαγματικών Ισοτιμιών δέχτηκε μια σειρά ιδιαίτερων επανευθυγραμμίσεων από τη στιγμή που ξεκίνησε η λειτουργία του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος (EMS) το 1979. Πολλές από αυτές τις επανευθυγραμμίσεις αναμενόταν από τις χρηματοοικονομικές αγορές. Η αναμονή της αγοράς για ένα γεγονός που δεν συμβαίνει συχνά σε ένα δείγμα οδηγεί σε μεροληψία μικρού δείγματος για παλινδρομήσεις της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων. Για παράδειγμα ένα δείγμα δεδομένων που τελειώνει πριν την αναμενόμενη υποτίμηση παρουσιάζει υψηλές διαφορές επιτοκίων που δεν ταιριάζουν σε ένα δείγμα συγκριτικής μεταβολής στη συναλλαγματική ισοτιμία, οδηγώντας σε εκτιμητές του β χαμηλότερους από τη μονάδα ακόμα και αν ισχύει η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων. Ωστόσο ένα επαρκώς μεγάλο δείγμα (που περιλαμβάνει έναν αντιπροσωπευτικό αριθμό υποτιμήσεων που πραγματοποιήθηκαν) δεν περιέχει μεροληψία (πρόβλημα του πέσο). Οι Flood και Rose προσπάθησαν να ποσοτικοποιήσουν αυτή τη μεροληψία επιλέγοντας στοιχεία από μια σειρά νομισμάτων και συγκρίνοντας τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων όταν περιλαμβάνονται επανευθυγραμμίσεις στο δείγμα και όταν δεν περιλαμβάνονται. Δηλώνουν ότι δεν υπάρχει εγγύηση ότι οι 54 επανευθυγραμμίσεις που συμπεριλαμβάνονται στο δείγμα είναι επαρκείς για να το καταστήσουν μεγάλο.

Χρησιμοποιούν την εξίσωση $s_{t+\Delta}-s_t=\alpha+\beta(i-i^*)_t+\varepsilon_t$ ως βάση για να εκτιμήσουν την υπόθεση της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων και την διαφοροποιούν με δυο τρόπους. Πρώτα επιλέγουν στοιχεία από ένα πλήθος διαφορετικών χωρών που είναι ένας αποδεκτός τρόπος αύξησης του μεγέθους του δείγματος με βάση την υπόθεση μηδέν. Εφόσον οι διαφορετικές διμερείς συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι πιθανό να είναι συγχρόνως συσχετισμένες ανάμεσα στα νομίσματα και να έχουν νομισματικά συγκεκριμένες διακυμάνσεις χρησιμοποιούν μια Φαινομενικά Ασυσχετίστη τεχνική Παλινδρόμησης για να συνδυάσουν στοιχεία ανάμεσα στις χώρες.

Έπειτα χρησιμοποιούν στοιχεία ημερήσιας συχνότητας για προβλέψεις συναλλαγματικής ισοτιμίας για έναν ή για τρεις μηνιαίους ορίζοντες. Το γεγονός ότι το Δ είναι μεγαλύτερο από τη μονάδα προκαλεί στο ε ένα κινητό μέσο με δομή «επικαλυπτόμενης παρατήρησης». Οι Flood και Rose λαμβάνουν υπόψη τους αυτό το γεγονός εκτιμώντας τις μήτρες συνδιακύμανσης με τον εκτιμητή Newey και West (1987).

Οι Flood και Rose εκτιμούν την εξίσωση $s_{t+\Delta}-s_t=\alpha+\beta(i-i^*)_t+\varepsilon_t$ για δυο διαφορετικές ομάδες δεδομένων: για κυμαινόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες και για σταθερές. Και οι δυο ομάδες περιλαμβάνουν ημερήσιες παρατηρήσεις για συναλλαγματικές ισοτιμίες και επιτόκια. Τα δεδομένα έχουν ελεγχθεί και διορθωθεί από διάφορα λάθη. Σε όλη την έρευνά τους χρησιμοποιούν σειρές επιτοκίων ευρωνομισμάτων ενενήντα ημερών που έχουν παρατηρηθεί στις 10:00 μμ ώρα Ελβετίας. Μετέτρεψαν τόσο τις διαφορές επιτοκίων όσο και τις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε ετήσια ποσοστά.

Η ομάδα στοιχείων με κυμαινόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες περιέχει διμερή επιτόκια δολαρίου που αναφέρονται το μεσημέρι στο Λονδίνο από το 1981 έως τις αρχές Οκτωβρίου 1994. περιλαμβάνουν τις ακόλουθες χώρες που

κυμαίνονται περισσότερο ή λιγότερο σχετικά με τις ΗΠΑ: Αυστραλία, Καναδάς, Γαλλία, Γερμανία, Ιαπωνία, Ελβετία και το Ηνωμένο Βασίλειο. Χρησιμοποιώντας αυτά τα στοιχεία σχεδίασαν ένα διάγραμμα που δεν παρουσιάζει καμιά ιδιαίτερη κλίση.

Η ομάδα με τις σταθερές συναλλαγματικές ισοτιμίες καλύπτει όλα τα μέλη του ERM από την έναρξή του το 1979 μέχρι τις αρχές Μαρτίου 1994. Χρησιμοποίησαν την Γερμανία ως βάση του ERM και μέτρησαν όλες τις διμερείς συναλλαγματικές ισοτιμίες σε όρους γερμανικού μάρκου. Εστίασαν σε: Βέλγιο, Λουξεμβούργο, Δανία, Γαλλία, Ιρλανδία, Ιταλία και Κάτω Χώρες. Η Πορτογαλία, Ισπανία και Ηνωμένο Βασίλειο, συμμετείχαν αργότερα, ενώ η Ιταλία και το Ηνωμένο Βασίλειο αποχώρησαν το 1992. Τα στοιχεία των συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι σταυροειδείς ισοτιμίες που προέρχονται από ισοτιμίες δολαρίου και έχουν παρατηρηθεί στις 2:15 ώρα Ελβετίας. Για αυτή την ομάδα στοιχείων έχουν επιτόκια ευρώ- νομισμάτων 90 ημερών και 30 ημερών.

Το ERM έχει υποστεί μια σειρά γεγονότων που έχουν επηρεάσαν τις πραγματοποιηθείσες ευρωπαϊκές συναλλαγματικές ισοτιμίες. Ένα από αυτά είναι οι 54 επανευθυγραμμίσεις των διμερών κεντρικών ισοτιμιών του γερμανικού μάρκου. Πολλά από αυτά τα γεγονότα αναμένονταν από τις χρηματοοικονομικές αγορές για πολλές βαθμίδες ακρίβειας. Η σύγκριση των εκτιμητών του β όταν η συνάρτηση $s_{t+\Delta} - s_t = \alpha + \beta(i - i^*)_t + \varepsilon_t$ εκτιμάται με ή χωρίς τις παρατηρήσεις των επανευθυγραμμίσεων είναι ένας απλός τρόπος να εκτιμηθεί το γνωστό πρόβλημα μεροληψίας πέσο μικρού δείγματος. Όταν εξαιρούνται οι περίοδοι επανευθυγραμμίσεων εντείνεται η μεροληψία. Παρά το γεγονός ότι η περίληψη αυτών των παρατηρήσεων θα έπρεπε να αφαιρεί το πρόβλημα του πέσο δεν υπάρχει

εγγύηση ότι οι 54 επανευθυγραμμίσεις είναι επαρκείς για να συστήσουν ένα αρκετά μεγάλο δείγμα αφού δεν είναι ανεξάρτητα συμβάντα.

Σχεδιάζοντας και πάλι διαγράμματα για τις αγορές 30 και 90 ημερών οι από κοινού κατανομές για τις παρατηρήσεις χωρίς επανευθυγραμμίσεις δεν παρουσιάζουν ξεκάθαρη εικόνα. Ωστόσο υπάρχουν ισχυρότερες ενδείξεις μιας θετικής σχέσης μεταξύ αλλαγών της συναλλαγματικής ισοτιμίας και διαφορών επιτοκίου για τις παρατηρήσεις με επανευθυγραμμίσεις, ιδιαίτερα για την αγορά 90 ημερών.

Τα αποτελέσματα από τη στατιστική ανάλυση των Flood και Rose παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα. Οι δυο πρώτες γραμμές παρουσιάζουν εκτιμητές από τα στοιχεία με τις κυμαινόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες. Η πρώτη γραμμή εκτιμά τη συνάρτηση. Η δεύτερη προσθέτει διαφορετικούς σταθερούς όρους για κάθε χώρα. Συνεπώς με τα αποτελέσματα της βιβλιογραφίας το β εκτιμάται ως αρνητικό και σημαντικά χαμηλότερο από την υποτιθέμενη αξία της μονάδας και στις δυο περιπτώσεις. Ένας αρνητικός εκτιμητής του β είναι ένα σύνηθες αποτέλεσμα στη διεθνή χρηματοοικονομική βιβλιογραφία και αποτελεί το πρόβλημα της προθεσμιακής προεξόφλησης (forward discount puzzle). Το αποτέλεσμα αυτό υποδεικνύει ότι υπάρχει μια μη μηδενική συσχέτιση μεταξύ του εκτιμητή του ϵ και της διαφοράς επιτοκίων. Κάτι τέτοιο παραβιάζει τις υποθέσεις που υποστηρίζουν τη συνάρτηση που εκτιμάται και έχει ερμηνευθεί ως απόδειξη ύπαρξης ενός χρονικά διαφοροποιούμενου ασφαλίστρου κινδύνου που απουσιάζει από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων.

Πίνακας 3 Εκτιμητές της εξίσωσης $s_{t+\Delta} - s_t = \alpha + \beta(i - i^*)_t + \varepsilon_t$

| | β | α | N |
|--|------------------|------------------|--------|
| <u>ΔΕΙΓΜΑ ΚΥΜΑΙΝΟΜ. ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ</u> | | | |
| <u>Κοινή Σταθερά</u> | | | |
| Εξίσωση 3 μηνών | -0,04 (0,01) | -1,08 (1,14) | 5,348 |
| <u>Ειδικές Σταθερές της χώρας</u> | | | |
| Εξίσωση 3 μηνών | -0,88 (0,02) | | 5,348 |
| <u>ΔΕΙΓΜΑ ΣΤΑΘΕΡΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ</u> | | | |
| <u>Κοινή Σταθερά</u> | | | |
| Εξίσωση 1μηνια με επανευθυγραμμίσεις | 0,59 (0,003) | -0,10 (0,005) | 17,616 |
| Εξίσωση 1μηνια χωρίς επανευθυγραμμίσεις | 0,04 (0,001) | 0,19 (0,004) | 16,248 |
| <u>Ειδικές Σταθερές της χώρας</u> | | | |
| Εξίσωση 1μηνια με επανευθυγραμμίσεις | 0,60 (0,004) | | 17,616 |
| Εξίσωση 1μηνια χωρίς επανευθυγραμμίσεις | -0,14 (0,002) | | 16,248 |
| <u>Κοινή Σταθερά</u> | | | |
| Εξίσωση 3μηνών με επανευθυγραμμίσεις | 0,54 (0,003) | -0,12 (0,005) | 17,454 |
| Εξίσωση 3μηνών χωρίς επανευθυγραμμίσεις | 0,09 (0,001) | 0,05 (0,003) | 13,542 |
| <u>Ειδικές σταθερές της χώρας</u> | | | |
| Εξίσωση 3μηνών με επανευθυγραμμίσεις | 0,51 (0,004) | | 17,454 |
| Εξίσωση 3μηνών χωρίς επανευθυγραμμίσεις | -0,05 (0,002) | | 13,542 |

Οι τελευταίες γραμμές παρουσιάζουν εκτιμητές από το δείγμα του EMS των παρατηρήσεων με τις σταθερές συναλλαγματικές ισοτιμίες. Οι Flood και Rose χρησιμοποιούν δεδομένα για έξι μακροπρόθεσμους συμμετέχοντες του ERM. Υπάρχουν οχτώ ομάδες εκτιμητών. Τέσσερις από την καθεμία αγορά των 30 και 90 ημερών.

Σε όλες τις περιπτώσεις ο β εκτιμάται ως θετικός με όλο το δείγμα των στοιχείων και σημαντικά μεγαλύτερος από το μηδέν σε συμβατικά επίπεδα σημαντικότητας. Κάτι τέτοιο έρχεται σε αντίθεση με τις εκτιμήσεις που προέρχονται από τις κυμαινόμενες ισοτιμίες και αποτελεί το πρώτο σημαντικό αποτέλεσμα για τους Flood και Rose. Ωστόσο οι εκτιμητές του β είναι σημαντικά χαμηλότεροι από την υποτιθέμενη αξία της μονάδας γύρω στο 0,5. Κατά συνέπεια συνεχίζει να εμφανίζεται μια συσχέτιση μεταξύ του κατάλοιπου και της διαφοράς επιτοκίων που διαφοροποιείται ανάλογα με τη διαμόρφωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Το δεύτερο σημαντικό αποτέλεσμα των Flood και Rose είναι ότι το β μειώνεται σημαντικά κατά ένα ποσό όταν οι επανευθυγραμμίσεις εξαιρούνται από το δείγμα.

Πρέπει να αναφερθεί ότι οι δυο ερευνητές έλεγξαν τα αποτελέσματά τους για το κατά πόσο υπόκεινται σε μεταβολές στη βασική τους μεθοδολογία. Το συμπέρασμα ήταν ότι τα αποτελέσματα είναι ευαίσθητα σε τέτοιες αλλαγές.

Το τελικό συμπέρασμα των Flood και Rose είναι ότι δεν μπορούν να εντοπίσουν την πηγή των αποκλίσεων από την συναλλαγματική ισοτιμία, πιστεύουν ωστόσο ότι οι περισσότερες αποκλίσεις προκύπτουν από το πρόβλημα του πέσο. Ο λόγος είναι ότι βρίσκουν περισσότερες σημαντικές αποκλίσεις από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων σε στοιχεία κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών από ότι σε στοιχεία σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών. Ωστόσο μόνο η δεύτερη ομάδα

στοιχείων επηρεάζεται από το πρόβλημα πέσο. Και πάλι δεν μπορούν να δώσουν εξήγηση σε αυτή τη διαφοροποίηση. Οι απορίες για την μεροληψία προθεσμιακής προεξόφλησης που ευνοεί ετερογενείς πεποιθήσεις και εμπορικές στρατηγικές στις ξένες συναλλαγματικές αγορές είναι εύλογες. Για τους Flood και Rose κάτι τέτοιο μπορεί να απορρέει είτε από ασφάλιστρο κινδύνου είτε από συστηματικά σφάλματα πρόβλεψης.

Μια από τις πολύ ενδιαφέρουσες έρευνες είναι αυτή του **Marey (2004)** η οποία συνδέει τους συντελεστές της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων με τις παραμέτρους των μηχανισμών των προσδοκίων. Οι αρνητικές τιμές για τους συντελεστές αυτούς εξηγούνται από τις προσαρμοσμένες προσδοκίες με υψηλό βαθμό ταχύτητας εκμάθησης και κατανεμημένες με υστέρηση, ενώ οι θετικές προκαλούνται από προσαρμοζόμενες προσδοκίες με χαμηλό βαθμό εκμάθησης.

Προσπαθεί κατά συνέπεια να εξηγήσει το γρίφο του προθεσμιακού πριμ ερευνώντας τις δυσκολίες που προκύπτουν από την απόρριψη των ορθολογικών προσδοκίων σε ερευνητικά δεδομένα για συναλλαγματικές ισοτιμίες και την ενίσχυση «προδιαγεγραμμένων» προσδοκίων σε ορίζοντες που συνήθως εξετάζεται η UIP.

Τα πειράματα Monte Carlo από τον Zietz (1995) με ένα αντιπροσωπευτικό μοντέλο ισορροπίας της προθεσμιακής ξένης συναλλαγματικής αγοράς χωρίς ασφάλιστρο κινδύνου παρουσιάζουν μια μικρή αρνητική τιμή για το συντελεστή της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων για την περίπτωση στατικών προσδοκίων και θετική τιμή για σταθμικό μέσο στατικών και ορθολογικών προσδοκίων. Οι De Grauwe et al. (1993) παρουσιάζουν ότι ένα χαοτικό νομισματικό μοντέλο με αντιπροσωπευτικό οικονομικό φορέα που συνδυάζει διαγραμματικές και θεωρητικές πληροφορίες είναι

δυνατό να παράγει αρνητικές τιμές για τους συντελεστές της UIP μεταξύ -2,20 και -1,74 απουσία ασφαλίστρου κινδύνου.

Ο Marey αποδεικνύει ότι με ένα μοντέλο αντιπροσωπευτικού οικονομικού φορέα και σταθερό ασφάλιστρο κινδύνου ο συντελεστής της UIP μπορεί να εκφραστεί ως συνάρτηση των παραμέτρων του μηχανισμού των προσδοκίων και των διαδικασιών των επιτοκίων. Επιπλέον τα αναλυτικά του αποτελέσματα παρέχουν μια δυναμική εξήγηση των αποτελεσμάτων της UIP όταν λαμβάνεται υπόψη η δομή της αγοράς μέσω προσομοίωσης ενός μοντέλου με χρονικά διαφοροποιούμενο ασφάλιστρο κινδύνου. Οι αγορές με προεκτεινόμενες προσδοκίες οδηγούν σε θετικούς συντελεστές ενώ αγορές με προσδοκίες κατανεμημένων υστερήσεων σε αρνητικούς. Καθώς το απόλυτο μέγεθος των προεκτεινόμενων ή προσδοκίων βασιζόμενων σε προηγούμενες τιμές της μεταβλητής μειώνεται, το απόλυτο μέγεθος των συντελεστών της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων αυξάνει. Οι παλίνδρομες προσδοκίες είναι πιθανό να δημιουργήσουν θετικούς συντελεστές που είναι μεγαλύτεροι καθώς η αναμενόμενη ρύθμιση απέναντι στην θεμελιώδη συναλλαγματική ισοτιμία μειώνεται. Οι προσαρμοσμένες προσδοκίες τείνουν να παρουσιάζουν θετικούς συντελεστές όταν οι συναλλασσόμενοι υιοθετούν τις προσδοκίες τους αργά ενώ παρουσιάζουν αρνητικούς συντελεστές όταν η εκμάθηση αυξάνεται. Η προσέγγιση του Marey παρέχει μια εξήγηση των συνηθισμένων αποτελεσμάτων των συντελεστών της UIP μικρότερων της μονάδας και ακόμα μικρότερων από το μηδέν και πιο πρόσφατων ευρημάτων από τις αρχές της δεκαετίας του 1990 για ορισμένους συντελεστές μεγαλύτερους της μονάδας. Τα πιο πρόσφατα ευρήματα παρουσιάζουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον αφού το μοντέλο «θορύβου» του συναλλασσόμενου από τους Jeanne και Rose (2002) εξηγεί τις τιμές μικρότερων της μονάδας.

Ο Marey λοιπόν παρουσιάζει τη σχέση μεταξύ της αξίας των συντελεστών της UIP και των παραμέτρων του μηχανισμού των προσδοκίων και τις διαδικασίες των επιτοκίων σε ένα αντιπροσωπευτικό μοντέλο με προεκτεινόμενες, προσαρμοσμένες και παλινδρομητικές προσδοκίες και ένα σταθερό ασφάλιστρο κινδύνου. Έπειτα λαμβάνει υπόψη του τη μικρο-δομή της αγοράς επεκτείνοντας την ανάλυσή του με ένα μοντέλο πολλαπλού συναλλασσόμενου και ενός χρονικά διαφοροποιούμενο ασφάλιστρο κινδύνου. Έπειτα εφαρμόζει ελέγχους της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων σε προσομοιώσεις αυτού του μοντέλου για διαφορετικούς μηχανισμούς προσδοκίων.

Οι **Froot και Thaler (1990)** εξετάζουν την αποτελεσματικότητα της αγοράς από την πλευρά της μεροληψίας της προθεσμιακής προεξόφλησης. Αν οι επενδυτές είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο και έχουν ορθολογικές προσδοκίες τότε η πρόβλεψη της αγοράς για τη μελλοντική συναλλαγματική ισοτιμία υπονοείται στις διεθνείς διαφορές των επιτοκίων. Για να γίνει κατανοητό κάτι τέτοιο ας υποθέσουμε ότι το επιτόκιο ενός χρόνου για το δολάριο είναι 10% και ότι το συγκρινόμενο επιτόκιο του γερμανικού μάρκου είναι 7%. Η διαφορά επιτοκίων για το δολάριο είναι 3%. Οι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο, ορθολογικοί επενδυτές πρέπει να περιμένουν το δολάριο να υποτιμηθεί απέναντι στο μάρκο με 3% μέσα στον επόμενο χρόνο. Αυτό το ποσό της υποτίμησης πρέπει να είναι επαρκές ώστε να εξισωθούν οι αναμενόμενες αποδόσεις στις καταθέσεις δολαρίων και μάρκων. Αν αντίθετα αυτοί οι επενδυτές ανέμεναν ένα διαφορετικό ρυθμό υποτίμησης του δολαρίου, για παράδειγμα 4%, όλοι θα προσπαθούσαν να δανειστούν σε δολάρια και να δανείσουν σε μάρκα. Κατά συνέπεια τα επιτόκια δολαρίου θα τείνουν να ανεβαίνουν και τα επιτόκια του μάρκου θα τείνουν να πέφτουν έως ότου η διαφορά επιτοκίων να γίνει επίσης 4%. Αυτή η απλή σχέση μεταξύ της διαφοράς επιτοκίων και της

αναμενόμενης υποτίμησης του νομίσματος ονομάζεται ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων. Συνεπώς η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων υπονοεί ότι η διαφορά επιτοκίων είναι μια εκτίμηση της μεταβολής της μελλοντικής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Αν οι προσδοκίες είναι ορθολογικές τότε αυτός ο εκτιμητής των μελλοντικών μεταβολών στη συναλλαγματική ισοτιμία που προέρχεται από η διαφορά επιτοκίων θα πρέπει να είναι αμερόληπτος.

Η αμεροληψία ελέγχεται με την παλινδρόμηση της μεταβολής στη συναλλαγματική ισοτιμία επί της διαφοράς επιτοκίων. Η απόρριψη αυτής της αμεροληψίας είναι δύσκολο να εξηγηθεί. Υπονοείται με αυτή την απόρριψη ότι για παράδειγμα όταν τα επιτόκια δολαρίου ξεπερνούν τα ξένα επιτόκια κατά μια ποσοστιαία μονάδα το δολάριο τείνει να ανατιμάται με ετήσιο ρυθμό 1%. Κάτι τέτοιο έρχεται σε αντίθεση με το 1% υποτίμηση που υπαγορεύεται από την υπόθεση της αμεροληψίας.

Δυο ερμηνείες είναι συνήθεις για αυτό το γεγονός. Κάποιοι μελετητές συμφωνούν ότι το $\beta < 1$ αποτελεί απόδειξη ενός χρονικά διαφοροποιούμενου ασφαλίστρου κινδύνου στο ξένο συνάλλαγμα: όταν το επιτόκιο δολαρίου αυξάνεται, οι επενδύσεις σε περιουσιακά στοιχεία σε όρους δολαρίου γίνονται περισσότερο ρισκινδυνες. Εναλλακτικά, άλλοι μελετητές υποθέτουν ότι ο κίνδυνος της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι καθαρά διαφοροποιήσιμος ή ότι οι επενδυτές είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο. Κάτι τέτοιο έχει ως αποτέλεσμα να ερμηνεύεται οποιαδήποτε μεροληψία ως απόδειξη ύπαρξης σφαλμάτων προσδοκίων.

Αν οι επενδυτές στις ξένες αγορές συναλλάγματος αποστρέφονται τον κίνδυνο και αν ο συναλλαγματικός κίνδυνος δεν είναι πλήρως διαφοροποιήσιμος τότε η διαφορά επιτοκίων ή η προθεσμιακή προεξόφληση δεν μπορούν πλέον να ερμηνευθούν ως καθαροί εκτιμητές της αναμενόμενης μεταβολής στις μελλοντικές

συναλλαγματικές ισοτιμίες. Ωστόσο η διαφορά επιτοκίων είναι το άθροισμα της αναμενόμενης μεταβολής στη συναλλαγματική ισοτιμία και του προθεσμιακού πριμ. Επομένως αν το δολάριο θεωρείται πιο επικίνδυνο από το ξένο νόμισμα, τότε τα επιτόκια του δολαρίου θα πρέπει να είναι υψηλότερα ακόμα και αν η συναλλαγματική ισοτιμία δεν αναμένεται να μεταβληθεί. Αν η υπόθεση ότι οι ορθολογικές προσδοκίες διατηρούνται ισχύει τότε το εύρημα $\beta \neq 1$ υπονοεί ότι οι κινήσεις των επιτοκίων σχετίζονται με τις μεταβολές στο ασφάλιστρο κινδύνου. Συγκεκριμένα το εύρημα $\beta < 1$ υπονοεί ότι 1% αύξηση στη διαφορά επιτοκίων του δολαρίου σχετίζεται με 1% λιγότερη αναμενόμενη πτώση στην αξία του δολαρίου. Αφού το προθεσμιακό πριμ ισούται ακριβώς με τη διαφορά επιτοκίων μείον την αναμενόμενη αλλαγή στις συναλλαγματικές ισοτιμίες συμπεραίνεται ότι το ασφάλιστρο κινδύνου σε περιουσιακά στοιχεία σε όρους δολαρίου πρέπει να αυξάνεται με τη διαφορά επιτοκίων ή αντίστοιχα η απαιτούμενη απόδοση στην ξένη συναλλαγή πρέπει να μειωθεί.

Φυσιολογικά ένα εύρημα με $\beta < 0$ είναι περισσότερο ακραίο: μια αύξηση στη διαφορά επιτοκίων συνδέεται με μια μείωση της αναμενόμενης υποτίμησης και κατά συνέπεια υπάρχει μια μεγαλύτερη αύξηση στο προθεσμιακό πριμ. Όπως παρατήρησε ο Fama (1984) κάτι τέτοιο υπονοεί ότι η διακύμανση του προθεσμιακού πριμ είναι μεγαλύτερη από τη διακύμανση τόσο της αναμενόμενης υποτίμησης όσο και του διαφορικού επιτοκίων καθώς και ότι η συνδιακύμανση της αναμενόμενης υποτίμησης και του προθεσμιακού πριμ είναι αρνητική.

Από μόνη της μια αρνητική συσχέτιση μεταξύ της αναμενόμενης υποτίμησης και του προθεσμιακού πριμ μπορεί να θεωρηθεί εύλογη. Το πραγματικό πρόβλημα για τις εξηγήσεις που βασίζονται στο προθεσμιακό πριμ είναι αν μπορούν να ερμηνεύσουν το γιατί μια μεταβολή στα επιτόκια προκαλεί μια ακόμα μεγαλύτερη

αλλαγή στο προθεσμιακό πριμ. Τρεις προσεγγίσεις διαφαίνεται ότι μπορούν να εκτιμήσουν την αξία της ερμηνείας του προθεσμιακού πριμ.

Η πρώτη προσέγγιση ελέγχει τα λεγόμενα «στατιστικά» μοντέλα κινδύνου. Από το να ερευνάται αν οι καθοριστικοί οικονομικοί παράγοντες μπορούν να εξηγήσουν τις υπερβολικές αποδόσεις της ξένης συναλλαγής, αυτή η προσέγγιση προτείνει να ελεγχθούν ορισμένα σχέδια μέσα ή πέρα από τις υπερβολικές νομισματικές αποδόσεις. Παρόλο που αυτή η ομάδα ελέγχων παρείχε πλούσια πληροφόρηση για τους προβλεπόμενους συντελεστές των μεταβολών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες, δεν παρείχε αρκετές αποδείξεις για το αν αυτοί οι συντελεστές αποδίδονται πραγματικά στον κίνδυνο. Ένα άλλο στατιστικό τεστ μελετά αν οι προβλεπόμενες αποδόσεις μπορούν να εξηγηθούν από την αναμενόμενη διακύμανση των μελλοντικών αποδόσεων. Αυτού του είδους το τεστ μπορεί πιο εύκολα να διακρίνει μεταξύ του κινδύνου και των σφαλμάτων προσδοκιών. Πρακτικά ωστόσο δεν υπάρχουν στοιχεία ότι οι μετρήσεις της αναμενόμενης διακύμανσης συνδέονται με την μεροληψία της προθεσμιακής προεξόφλησης. Οι Domowitz και Hakkio (1985) παρουσιάζουν στοιχεία ότι ένα τέτοιο μέτρο της αναμενόμενης μελλοντικής διακύμανσης που υπολογίζεται χρησιμοποιώντας ένα μοντέλο αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας (ARCH) είναι ασυσχέτιστο με τη μεροληψία της προθεσμιακής προεξόφλησης.

Μια δεύτερη ομάδα ελέγχων για το συναλλαγματικό ασφάλιστρο κινδύνου εξετάζει διάφορες προδιαγραφές των βασικών αρχών που καθορίζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις. Μια πρώτη προσέγγιση που παρουσιάστηκε αρχικά από τον Frankel (1982) παρουσιάζει ότι το μοντέλο τιμολόγησης κεφαλαίων (CAMP) απαιτεί το ασφάλιστρο κινδύνου ενός κεφαλαίου να είναι συστηματικά

συσχετιζόμενο με την αξία του κεφαλαίου αυτού ως τμήματος του χαρτοφυλακίου ενός επενδυτή. Οι έλεγχοι αυτοί δεν παρέχουν στοιχεία ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις είναι θετικά συσχετιζόμενες με το συστηματικό κίνδυνο στις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Χρησιμοποιώντας δηλαδή αυτούς τους ελέγχους δεν είναι δυνατό να απορριφθεί η υπόθεση ότι ο συστηματικός κίνδυνος είναι μηδέν, δηλαδή ότι το ασφάλιστρο κινδύνου είναι μηδέν. Δεν υπάρχουν στοιχεία που να δείχνουν ότι το ασφάλιστρο κινδύνου διαφοροποιείται με ένα τρόπο που μπορεί να εξηγήσει τις προβλεπόμενες αποδόσεις του ξένου συναλλάγματος.

Μια τρίτη προσέγγιση αξιολόγησης του ασφαλιστρου κινδύνου επιχειρεί να μετρήσει την αναμενόμενη υποτίμηση απευθείας, αποφεύγοντας να εμπιστευτεί συμπεράσματα από την πραγματοποιηθείσα υποτίμηση. Αν κάποιος μπορούσε να παρατηρήσει τις προσδοκίες θα ήταν δυνατό να αποσυνθέσει τη μεροληψία της διαφοράς επιτοκίων σε διαφορετικούς συντελεστές που αποδίδονται στο ασφάλιστρο κινδύνου και σε σφάλματα προβλέψεων. Κάτι τέτοιο δεν θα εξηγούσε πως δημιουργείται το ασφάλιστρο κινδύνου αλλά θα έδειχνε τη σημασία του κινδύνου και της αποτελεσματικότητας της αγοράς στο να ερμηνεύσουν την μεροληψία.

Το πρόβλημα είναι ακριβώς ότι οι προσδοκίες της αγοράς δεν μπορούν να παρατηρηθούν. Ωστόσο συγκεντρώνοντας ανεξάρτητες μετρήσεις προσδοκιών μπορεί κανείς να ελπίζει ότι θα έχει μια εικόνα. Οι Froot Frankel (1989) χρησιμοποιούν μια έρευνα με δεδομένα προσδοκιών ξένων συναλλασσόμενων ως ανεξάρτητου μέτρου της αναμενόμενης υποτίμησης. Αν η έρευνα γίνεται αποδεκτή ως μέτρο αναμενόμενης υποτίμησης, τότε η μεροληψία στη διαφορά επιτοκίων μπορεί να διαχωριστεί σε ασφάλιστρο κινδύνου και σε μεροληψία στις προσδοκίες. Όταν αυτός ο διαχωρισμός εφαρμοστεί ο συντελεστής που αποδίδεται στον κίνδυνο αποδεικνύεται μικρός και μη στατιστικά σημαντικός διαφορετικός από το μηδέν.

Αυτό δεν σημαίνει ότι οι έρευνες δεν περιέχουν ασφάλιστρο κινδύνου, όπως θα συνέβαινε αν τα αποτελέσματα των ερευνών ήταν πάντα ίσα με τη διαφορά επιτοκίων. Το γεγονός αυτό σημαίνει ότι το ασφάλιστρο κινδύνου που υπονοείται στις έρευνες είναι σημαντικά διαφορετικό από το μηδέν και μεταβάλλεται με το χρόνο. Ωστόσο αυτό το ασφάλιστρο κινδύνου της έρευνας είναι ασυσχέτιστο με την προθεσμιακή προεξόφληση.

Τέλος μπορεί να τεθεί και μια εναλλακτική υπόθεση ενός χρονικά διαφοροποιούμενου ασφαλιστρο κινδύνου σε έναν πιο άτυπο έλεγχο ευαισθησίας η οποία επιχειρεί να εξηγήσει την πρωτοφανή συμπεριφορά του δολαρίου τη δεκαετία του 1980. Από τα τέλη του 1980 έως τις αρχές του 1985 τα επιτόκια σε δολάριο ήταν μεγαλύτερα από τα ξένα με αποτέλεσμα το δολάριο να πουλιέται με προθεσμιακή προεξόφληση, θεωρώντας ότι η αξία του δολαρίου έπρεπε να μειωθεί. Ωστόσο το δολάριο υποτιμούνταν με ρυθμό 13% ανά χρόνο. Με το σενάριο του ασφαλιστρο κινδύνου αυτά τα γεγονότα προτείνουν ότι οι ορθολογικές προσδοκίες των επενδυτών είναι θετικές αλλά το ασφάλιστρο κινδύνου είναι επίσης θετικό. Με βάση αυτό, τα περιουσιακά στοιχεία σε όρους δολαρίου θεωρούνταν περισσότερο ριψοκίνδυνα από τα περιουσιακά στοιχεία σε όρους άλλων νομισμάτων, γεγονός ακριβώς αντίθετο από την ασφαλή υπόθεση που συχνά προσφερόταν ως εξήγηση απέναντι στη δυναμική του δολαρίου.

Στη συνέχεια η γρήγορη πτώση στην αξία του δολαρίου οδήγησε σε μια αντιστροφή στο πρόσημο του ασφαλιστρο κινδύνου καθώς οι επενδυτές του 1985 άλλαξαν το σκεπτικό τους στο να θεωρούν το δολάριο σχετικά ασφαλές. Κάτι πολύ δραματικό πρέπει να συνέβη στους συντελεστές του κινδύνου του νομίσματος ώστε να επέλθουν τόσο μεγάλες μεταβολές στην αξία του δολαρίου: κατά τη διάρκεια της ανατίμησης οι επενδυτές πρέπει να ήταν πρόθυμοι να εγκαταλείψουν περίπου 16%

ανά χρόνο με σκοπό να κρατήσουν το πιο «ασφαλές» νόμισμα, ενώ κατά τη διάρκεια της τελευταίας υποτίμησης πρέπει να ήταν πρόθυμοι να υπερβούν περίπου 6% σε πρόσθετες ετήσιες αποδόσεις με σκοπό να κρατήσουν το δολάριο. Το ασφάλιστρο αυτό είναι πολύ υψηλό. Είναι δύσκολο να στηριχθεί κανείς μόνο στην ερμηνεία του ασφαλιστρου κινδύνου για να εξηγήσει την πορεία του δολαρίου της δεκαετίας του 1980.

Η επόμενη εναλλακτική υπόθεση είναι ότι τα σφάλματα προσδοκιών εξηγούν την μεροληψία στην προθεσμιακή προεξόφληση και στη διαφορά επιτοκίων. Με αυτή την υπόθεση το ασφάλιστρο κινδύνου είναι σταθερό. Ακολουθεί ότι μια αύξηση στη διαφορά επιτοκίων σχετίζεται με μια ισόποση αύξηση στην αναμενόμενη υποτίμηση. Ωστόσο οι εκτιμήσεις προτείνουν ότι 1% αύξηση στη διαφορά επιτοκίων τείνει να ακολουθείται από 1% ανατίμηση στην αξία του δολαρίου. Το ερώτημα που γεννάται είναι πώς προκύπτουν τέτοια σφάλματα προσδοκιών και γιατί επιμένουν.

Ακόμα και αν τέτοια σφάλματα προσδοκιών προκύπτουν έπειτα από το γεγονός του να είναι οικονομικά σημαντικά για την περίοδο που εξετάζονται μπορεί να μην υπονοούν ότι υπήρχαν εκ των προτέρων αναποτελεσματικότητα αγοράς ή ανεκμετάλλευτες ευκαιρίες κέρδους. Μπορεί η περίοδος που εξετάζεται να είναι μη αντιπροσωπευτική με αποτέλεσμα οι συνήθεις στατιστικές μέθοδοι να οδηγούν σε λανθασμένα συμπεράσματα. Αν οι επενδυτές είναι στη διαδικασία του να μάθουν για τις κυμαινόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες, τότε οι συναλλαγματικές μεταβολές επηρεάζονται από τη μάθηση. Η Lewis (1989) εξετάζει κατά πόσο μια υπόθεση αυτού του είδους μπορεί να εξηγήσει την επιμονή ανατίμηση του δολαρίου για την περίοδο 1980-85. Παρουσιάζει στοιχεία για την αργή ενημέρωση των επενδυτών για μια μη παρατηρούμενη μεταβολή στη διαδικασία προσφοράς

χρήματος που μπορούν να εξηγήσουν περίπου το 50% του σφάλματος στην προθεσμιακή ισοτιμία. Ωστόσο όπως σημειώνει η Lewis, τα σφάλματα δεν δείχνουν να εξασθενούν με το χρόνο, γεγονός που έρχεται σε αντίθεση με τα μοντέλα εκμάθησης για τις οριστικές αλλαγές καθεστώτος.

Η μεροληψία στις διαφορές επιτοκίων δείχνει λιγότερο σοβαρή για ορισμένους τύπους μεταβολών στα επιτόκια. Τα τεστ της μεροληψίας κατά τη διάρκεια του υπερπληθωρισμού, όπου τα ονομαστικά επιτόκια κινούνται από πολύ μικρά επίπεδα σε πολύ μεγάλα, δείχνουν ότι οι συντελεστές είναι θετικοί και κοντά στη μονάδα. Συμπληρωματικά ένας τυπικός έλεγχος των στοιχείων υποδεικνύει ότι τα διαφορικά επιτοκίων οδηγούν σε λογικές προβλέψεις: χώρες με υψηλό πληθωρισμό, όπως η Ιταλία τυπικά είχαν υψηλότερα ονομαστικά επιτόκια από αυτά της Αμερικής και τα νομίσματά τους πραγματικά έτειναν να υποτιμούνται. Ακριβώς το αντίθετο είναι αλήθεια για νομίσματα με χώρες χαμηλού πληθωρισμού όπως η Δυτική Γερμανία που είχαν σχετικά χαμηλά επιτόκια. Με άλλα λόγια το μέσο επίπεδο της διαφοράς επιτοκίων δείχνει το σωστό τρόπο πρόβλεψης των μακροπρόθεσμων μεταβολών στα νομίσματα, ακόμα και αν οι βραχυπρόθεσμες συσχετίσεις συνήθως δείχνουν το λανθασμένο τρόπο πρόβλεψης των μεταβολών στη συναλλαγματική ισοτιμία.

Ωστόσο η υπεροχή των αποδείξεων ότι το β είναι μικρότερο της μονάδας ανάμεσα σε διαφορετικά δείγματα, νομίσματα, ορίζοντες και αγορές περιουσιακών στοιχείων που συνδέεται με την απόρριψη της εξήγησης του προβλήματος πέσο της συμπεριφοράς του δολαρίου στις αρχές της δεκαετίας του 1980 προκαλεί κάποιες αμφιβολίες για την αξιοπιστία των προβλημάτων εκμάθησης και πέσο. Για να παραμείνουν αυτές οι εξηγήσεις άθικτες θα μπορούσε κανείς να συμφωνήσει ότι υπάρχει μικρή ανεξαρτησία μεταξύ των πολλών εκτιμητών του β . Υπάρχει η

πιθανότητα ενός σημαντικού γεγονότος που δεν έχει ακόμα συντελεστεί που με κάποιο τρόπο διαμορφώνει τις προσδοκίες των επενδυτών με τέτοιο τρόπο που να δημιουργείται μεροληψία. Καθώς όμως το μέγεθος του δείγματος των χρονολογικών σειρών συνεχίζει να αυξάνεται ωστόσο τέτοια επιχειρήματα γίνονται ακραία.

Συνοψίζοντας μπορεί να ειπωθεί ότι ένα παράδειγμα αγοράς ορθολογικών προσδοκιών δεν παρέχει ικανοποιητική εξήγηση. Μπορεί να χρησιμοποιηθεί μια εναλλακτική εξήγηση που δεν απαιτεί πλήρη ορθολογικότητα από όλους τους επενδυτές. Μπορούμε να θεωρήσουμε ότι κάποιοι επενδυτές είναι αργοί στο να ανταποκριθούν στις αλλαγές στις διαφορές επιτοκίων. Μπορεί αυτοί οι επενδυτές να χρειάζονται λίγο χρόνο να σκεφτούν τις συναλλαγές πριν τις εκτελέσουν ή απλά να μην μπορούν να ανταποκριθούν γρήγορα σε πρόσφατες πληροφορίες. Οι επενδυτές αυτοί μπορούν να ονομαστούν ακόμη «κεντρικές τράπεζες» που δείχνουν να «γέρνουν με τη φορά του ανέμου» εκτελώντας συναλλαγές με τέτοιο τρόπο ώστε να μειώσουν την ανατίμηση του νομίσματος καθώς αυξάνουν τα επιτόκια. Άλλοι επενδυτές στο μοντέλο είναι πλήρως ορθολογικοί, αν και αποστρέφονται τον κίνδυνο και προσπαθούν να εκμεταλλευτούν τις πιο αργές κινήσεις των επενδυτών της προηγούμενης ομάδας.

Μια απλή υπόθεση μπορεί να συνδέσει τα παραπάνω γεγονότα. Κατά πρώτον έχουμε αρνητικούς εκτιμητές του β καθώς κάποιες μεταβολές στα ονομαστικά διαφορικά επιτοκίων αντικατοπτρίζουν αλλαγές στα πραγματικές διαφορές. Καθώς οι αλλαγές στα πραγματικά επιτόκια έχουν διαφορετικά στιγμιαία αποτελέσματα στις συναλλαγματικές ισοτιμίες ανάμεσα σε διαφορετικά μοντέλα συναλλαγματικών ισοτιμιών, τα περισσότερα από αυτά τα μοντέλα προβλέπουν ότι μια αύξηση στο πραγματικό επιτόκιο του δολαρίου θα πρέπει να οδηγεί σε στιγμιαία ανατίμηση του δολαρίου. Αν μόνο ένα μέρος αυτής της ανατίμησης συμβεί αμέσως και το υπόλοιπο

χρειαστεί κάποιο χρόνο μπορεί να περιμένουμε την συναλλαγματική ισοτιμία να ανατιμηθεί σε μια περίοδο που υπόκειται σε μια αύξηση της διαφοράς επιτοκίων. Κατά συνέπεια υπάρχει η πιθανότητα μιας αρνητικής σχέσης μεταξύ των βραχυπρόθεσμων αλλαγών των επιτοκίων και των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Κατά δεύτερον αυτή η υπόθεση μπορεί επίσης να εξηγήσει τα αποτελέσματα του υπερπληθωρισμού όπου τα διαφορικά επιτοκίων ορθά προβλέπουν μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Μικρές καθυστερήσεις στην ανταπόκριση κάποιων επενδυτών δεν μπορούν να επηρεάσουν τη μακροπρόθεσμη σχέση μεταξύ διαφορικών επιτοκίων και αλλαγών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Ένας έλεγχος αυτής της υπόθεσης μπορεί να βασιστεί στην επιπρόσθετη επίπτωση ότι προηγούμενα επίπεδα της προθεσμιακής προεξόφλησης πρέπει να βοηθήσουν στην πρόβλεψη των αλλαγών στη συναλλαγματική ισοτιμία.

Μια τέτοια εξήγηση βρίσκει εφαρμογή στα δεδομένα αλλά έχει ένα σημαντικό μειονέκτημα: το κέρδος πρέπει να δημιουργείται από συναλλαγές με σύγχρονες μεταβολές των επιτοκίων. Η εμπειρική περίπτωση αποτελεσματικότητας της ξένης αγοράς ερευνήθηκε από τον Bilson (1981). Θεώρησε ότι ο κανόνας των κερδοσκόπων, ότι δηλαδή $\beta < 1$ μπορούσε να παρέχει αναμενόμενα κέρδη χωρίς μεγάλο κίνδυνο.

Οι Dooley και Shafter (1983) και ο Sweeney (1986) εξετάζουν διάφορους τύπους «κανόνων φίλτρου»: στρατηγικές συναλλαγές προκαλούμενες από παρελθούσα συμπεριφορά των τρεχόντων επιτοκίων. Ένας τυπικός κανόνας φίλτρου εξειδικεύεται στο ότι ένας επενδυτής πρέπει να πουλήσει δολάρια short αν το δολάριο έχει ανατιμηθεί παραπάνω από 2% τις τελευταίες 24 ώρες. Τέτοιοι κανόνες δείχνουν επικερδείς παρόλο που τα κέρδη δεν είναι πάντα στατιστικά σημαντικά.

Το γενικό συμπέρασμα που προβάλλουν οι Froot και Thaler είναι ότι δεν υπάρχει θετική σχέση μεταξύ της μεροληψίας της προθεσμιακής προεξόφλησης και του κινδύνου. Τα ασφάλιστρα κινδύνου που προέρχονται από τα μοντέλα τιμολόγησης κεφαλαίων των οικονομολόγων δεν δείχνουν κανένα σημάδι ότι σχετίζονται συστηματικά με την προβλεπόμενη υπερβολική απόδοση που προκύπτει από τις παλινδρομήσεις των οικονομετρών.

Επιπρόσθετα υπάρχουν σχετικές ενδείξεις σύμφωνα με τις οποίες η μεροληψία αποδίδεται σε σφάλματα προσδοκιών και όχι σε κίνδυνο. Προσπάθειες που έγιναν να διαχωρίσουν την προθεσμιακή προεξόφληση σε αναμενόμενη υποτίμηση και ασφάλιστρο κινδύνου χρησιμοποιώντας δεδομένα για προσδοκίες συναλλαγματικών ισοτιμιών προτείνουν ότι η μεροληψία αποδίδεται εξ' ολοκλήρου σε σφάλματα προσδοκιών και όχι σε χρονικά διαφοροποιούμενο κίνδυνο. Παρόλο που ένας τέτοιος διαχωρισμός δεν μπορεί από μόνος του να μας δια φωτίσει για το κατά πόσο τα σφάλματα πρόβλεψης δημιουργούνται από προβλήματα εκμάθησης, πέσο ή από την αναποτελεσματικότητα της αγοράς, ούτε τα προβλήματα πέσο ή εκμάθησης δείχνουν να προσφέρουν πλήρεις εξηγήσεις των γεγονότων. Ως σύνολο τα στοιχεία προτείνουν εξηγήσεις που επιτρέπουν στην πιθανότητα της αποτελεσματικότητας της αγοράς να διερευνηθεί πλήρως.

Ποιες είναι όμως οι επιπτώσεις της προφανούς αναποτελεσματικότητας της αγοράς στις ξένες συναλλαγματικές αγορές ; Επειδή τα στοιχεία της αναποτελεσματικότητας είναι διφορούμενα και επειδή δεν υπάρχει κάποιο σημείο ισορροπίας γενικά για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες μπορεί να ειπωθεί ότι υπάρχουν λίγα στοιχεία για το αν οι μεταβολές στη συναλλαγματική ισοτιμία έχουν αρκετό κόστος ώστε να υπάρξει κρατική παρέμβαση.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ (ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΙΑΣ ΣΥΝΘΗΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ)

Όλες οι συνθήκες ισοτιμίας περιέχουν μια σχέση όπου οι όροι του αριστερού μέρους (ΑΜ) της εξισώνονται με τους όρους του δεξιού (ΔΜ). Ως αποτέλεσμα οι τεχνικές ελέγχου της εμπειρικής ισχύος των συνθηκών ισοτιμίας μπορούν να μοιραστούν μια κοινή προσέγγιση. Καθεμία συνθήκη μπορεί να αντιμετωπιστεί ως μια γραμμή 45° που περνάει από την αρχή των αξόνων με τις μεταβλητές του δεξιού και αριστερού μέρους της εξίσωσης να είναι σχεδιασμένες στον κάθετο και οριζόντιο άξονα. Επομένως οι συνθήκες ισοτιμίας μπορούν να ελεγχθούν εκτελώντας μια απλή παλινδρόμηση του τύπου:

$$AM = \alpha + \beta \Delta M + \varepsilon$$

Όπου:

α είναι ο σταθερός όρος

β είναι ο συντελεστής κλίσης

ε είναι ο κλασικός όρος σφάλματος.

Η ισοτιμία μπορεί να υποτεθεί ότι ισχύει όταν τα δεδομένα δεν μπορούν να απορρίψουν την από κοινού υπόθεση μηδέν, ότι δηλαδή $\alpha=0$ και $\beta=1$ και ότι οι όροι σφάλματος έχουν κλασικές ιδιότητες.

Παρόλο που οι έλεγχοι παλινδρόμησης των συνθηκών ισοτιμίας παρατηρούνται συχνά στη βιβλιογραφία, συμφωνείται ότι η μέθοδος παλινδρόμησης είναι χρήσιμη μόνο σε ορισμένες περιπτώσεις. Σε πολλές άλλες περιπτώσεις τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης μπορεί να είναι παραπλανητικά.

Αν η καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων ισχύει επακριβώς και η προθεσμιακή προεξόφληση ισούται με τη διαφορά επιτοκίων, δεδομένων των ορθολογικών προσδοκίων, η εξίσωση $\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1}$ που θα χρησιμοποιήσουμε αποτελεί ένα «όχημα» για τον έλεγχο της ακάλυπτης ισοτιμίας και της προθεσμιακής αγοράς συναλλάγματος.

ΙΣΟΤΙΜΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ

Μια από τις αδυναμίες της ισοτιμίας αγοραστικών δυνάμεων είναι η επικέντρωση της θεωρίας αυτής σε αγαθά και υπηρεσίες και ο αποκλεισμός της σημασίας της ροής κεφαλαίων για τον καθορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Ως ένα ορισμένο βαθμό η έννοια της ισοτιμίας επιτοκίων μας επιτρέπει να συμπληρώσουμε αυτή την παράλειψη με την κατανόηση του τρόπου με τον οποίο τα επιτόκια μεταξύ των διαφορετικών χωρών συνδέονται μέσω των ροών του κεφαλαίου. Ωστόσο η ισοτιμία επιτοκίων δεν μπορεί να θεωρηθεί από μόνη της μια θεωρία για τον καθορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών αλλά αποτελεί συνδετικό κρίκο με άλλες θεωρίες.

Υπάρχουν τρεις τύποι ισοτιμίας επιτοκίων: η καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων, η ακάλυπτη και η πραγματική ισοτιμία επιτοκίων. Θα αναφερθούμε στις δυο πρώτες.

ΚΑΛΥΜΜΕΝΗ ΙΣΟΤΙΜΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ

Η υπόθεση της ισοτιμίας επιτοκίων αναγνωρίζει ότι οι επενδυτές χαρτοφυλακίου σε κάθε περίοδο t έχουν την επιλογή είτε να διατηρήσουν τα περιουσιακά τους στοιχεία στο εγχώριο νόμισμα επωφελούμενοι την απόδοση του επιτοκίου r_t μεταξύ των περιόδων t και $t+1$ είτε να μετατρέψουν τα περιουσιακά

τους στοιχεία σε ξένο νόμισμα επωφελούμενοι επιτόκιο r^* . Επομένως ένας επενδυτής ξεκινώντας με μια μονάδα εγχώριου νομίσματος θα πρέπει να συγκρίνει μεταξύ της επιλογής να την επενδύσει στην εγχώρια αγορά και να έχει απόδοση $1+r_t$ και της επιλογής να την μετατρέψει με βάση την τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία σε S_t μονάδες ξένου νομίσματος, στη συνέχεια να την επενδύσει σε ξένα περιουσιακά στοιχεία ώστε να έχει απόδοση $S_t(1+r^*)$ μονάδες ξένου νομίσματος την περίοδο $t+1$ και έπειτα να τις επαναμετατρέψει σε εγχώριο νόμισμα. Αν τα εγχώρια και ξένα περιουσιακά στοιχεία διαφέρουν μόνο ως προς το βασικό τους νόμισμα και αν οι επενδυτές έχουν την ευκαιρία να καλυφθούν έναντι της συναλλαγματικής αβεβαιότητας κανονίζοντας κατά το χρόνο t να μετατρέψουν το ξένο σε εγχώριο νόμισμα μια περίοδο αργότερα με την προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία F_t τότε η ισορροπία της αγοράς απαιτεί την υπόθεση της καλυμμένης ισοτιμίας επιτοκίων:

$$(1) 1+r_t = S_t(1+r^*)/F_t$$

Αν η υπόθεση (1) δεν ισχύει μπορούν να προκύψουν επικερδείς ευκαιρίες αρμπιτράζ χωρίς ο επενδυτής να διατρέχει κίνδυνο.

Οι επενδυτές έχουν επίσης την ευκαιρία να αφήσουν τις ξένες θέσεις συναλλάγματος τους ακάλυπτες κατά το χρόνο t και να περιμένουν μέχρι το χρόνο $t+1$ ώστε να κανονίσουν να επαναμετατρέψουν σε εγχώριο νόμισμα στην τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία S_{t+1} . Αντίθετα με την F_t , η αξία της S_{t+1} είναι άγνωστη κατά το χρόνο t , οπότε η ελκυστικότητα του να διατηρεί κανείς μια ακάλυπτη θέση πρέπει να αξιολογηθεί σε όρους πιθανοτήτων διαφορετικών αποτελεσμάτων για το S_{t+1} .

Η καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων αναφέρεται στην εξίσωση των αποδόσεων μεταξύ περιουσιακών στοιχείων σε διαφορετικές χώρες. Αν δεν υπάρχει αυτή η εξίσωση τότε υπάρχουν ευκαιρίες για επικερδές αρμπιτράζ. Υπάρχει μια σειρά υποθέσεων για την καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων (CIP). Αρχικά τα περιουσιακά στοιχεία που μας απασχολούν πρέπει να έχουν τον ίδιο βαθμό ρίσκου και απόδοσης. Δεύτερον δεν πρέπει να υπάρχει κόστος συναλλαγών που να περιλαμβάνει και το κόστος πληροφόρησης για την ανεύρεση ρυθμών απόδοσης διαφορετικών περιουσιακών στοιχείων σε διαφορετικές χώρες. Τέλος δεν πρέπει να υπάρχει έλεγχος στις ροές κεφαλαίων. Κάτω από αυτές τις συνθήκες επομένως μπορεί να ισχύει η εξίσωση (1). Η σχέση μπορεί να γραφτεί και ως εξής:

$$(1+r^*) F_t / S_t = (1+r_t)$$

όπου το δεξί μέρος φανερώνει την απόδοση που προέρχεται από την επένδυση μιας μονάδας εγχώριου νομίσματος στην εγχώρια αγορά, ενώ το αριστερό αναπαριστά την απόδοση από την επένδυση σε μια ξένη αγορά. Η απόδοση της δεύτερης περίπτωσης είναι πιο πολύπλοκη εξαιτίας της ύπαρξης του ξένου συναλλαγματικού κινδύνου. Αν ο επενδυτής κάνει χρήση μιας μονάδας εγχώριου νομίσματος πρέπει πρώτα κάνει την μετατροπή σε ξένο συνάλλαγμα και να λάβει $1/S_t$ μονάδες. Έπειτα το ποσό αυτό επενδύεται αποδίδοντας $1/S_t(1+r^*)$ στο τέλος αυτής της περιόδου. Αυτό το ποσό του ξένου συναλλάγματος πωλείται στην προθεσμιακή αγορά στην αρχή του χρόνου t , για εγχώριο συνάλλαγμα, στην προθεσμιακή τιμή συναλλάγματος F_t . Αυτή η συναλλαγή με προθεσμία ολοκληρώνεται στο τέλος του χρόνου t όταν ολοκληρωθεί η επένδυση. Συνολικά επομένως η επένδυση μιας μονάδας εγχώριου νομίσματος σε ξένη αγορά αποδίδει $(1+r^*) F_t / S_t$ στο τέλος της περιόδου t .

Μπορούμε να σημειώσουμε ότι η συναλλαγή στην προθεσμιακή αγορά επιβεβαιώνει ότι ο επενδυτής δεν θα αντιμετωπίσει συναλλαγματικό κίνδυνο.

Κατά συνέπεια ο επενδυτής έχει την επιλογή είτε να επενδύσει εγχώρια (με απόδοση $(1+r_t)$) είτε να επενδύσει στο εξωτερικό (με απόδοση $(1+r^*) F_t / S_t$). Η υπόθεση της ισοτιμίας επιτοκίων δηλώνει ότι αυτές οι επιλογές θα εξισωθούν μέσω του αρμπιτράζ. Για να γίνει κατανοητό το πώς λειτουργεί το αρμπιτράζ είναι χρήσιμο να ρωτήσει κανείς τι μπορεί να συμβεί αν η σχέση (1) δεν ισχύει. Ας υποθεθεί για παράδειγμα ότι:

$$(1+r^*) F_t / S_t > (1+r_t)$$

Σε αυτή την περίπτωση η απόδοση στο εξωτερικό είναι μεγαλύτερη από την εγχώρια οπότε οι εγχώριοι επενδυτές θα επιζητήσουν να επενδύσουν τους πόρους τους στο εξωτερικό. Θα αγοράσουν τρέχον ξένο συνάλλαγμα προκαλώντας αύξηση της τιμής του (του S_t). Την ίδια στιγμή οι επενδυτές πωλούν ξένο συνάλλαγμα προθεσμιακά προκαλώντας πτώση του F_t . Επομένως η ξένη απόδοση μειώνεται συνεχώς καθώς το κλάσμα F_t / S_t μειώνεται με αποτέλεσμα να αποκατασταθεί η CIP. Επομένως είναι η κίνηση κεφαλαίων που παρακινείται από κερδοφόρες ευκαιρίες αρμπιτράζ που προκαλούν την αποκατάσταση της ισοτιμίας επιτοκίων. Αν το αρμπιτράζ είναι αποτελεσματικό τότε η ισοτιμία επιτοκίων πρέπει να διατηρείται συνεχώς αφού και η παραμικρή απόκλιση από αυτή θα οδηγήσει σε μεγάλες μεταβολές κεφαλαίου.

Η υπόθεση της CIP μπορεί να γραφτεί με έναν πιο εύκολο αν και λιγότερο ακριβή τρόπο. Αν πάρουμε τους φυσικούς λογάριθμους και των δυο πλευρών της εξίσωσης τότε έχουμε:

$$r^* - fp = r_t$$

όπου το fp είναι το προθεσμιακό πριμ στο εγχώριο νόμισμα. Αν το r_t είναι λιγότερο από το r^* τότε το εγχώριο νόμισμα πωλείται με πριμ στην προθεσμιακή αγορά.

Υπάρχουν πολλές δοκιμές που αφορούν την CIP και έχουν χωριστεί σε τρεις κατηγορίες. Καταρχάς μπορούμε να ερευνήσουμε την εγχώρια (r_t) και ξένη ($r^* - fp$) απόδοση ξεχωριστά. Αν κινούνται μαζί χωρίς ξεκάθαρες διαφορές ανάμεσά τους τότε η CIP ισχύει. Το πλεονέκτημα αυτής της μεθόδου είναι ότι είναι απλή και μπορεί να λειτουργήσει ως μια πρώτη προσέγγιση. Το μειονέκτημα είναι φυσικά ότι δεν είναι πολύ ακριβής και μικρές αποκλίσεις που μπορεί να περάσουν απαρατήρητες ωστόσο μπορεί να είναι πολύ σημαντικές. Ένα δεύτερο τεστ είναι να υπολογίσει κανείς τις αποκλίσεις από την ισοτιμία επιτοκίων και να ελέγξει αν είναι στατιστικά αδιάφορες από το μηδέν. Τέλος μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε παλινδρόμηση:

$$fp = a + b(r^* - r_t)$$

όπου αν $a=0$ και $b=1$ τότε η CIP ισχύει.

Μια πληθώρα προγενέστερων ερευνών που πραγματοποιήθηκαν τις δεκαετίες 1960 και 1970 υπέδειξαν ότι οι αποκλίσεις από την ισοτιμία δεν ήταν ασυνήθιστες. Αυτό είναι αληθές για ένα ευρύ φάσμα των νομισμάτων και έχει οδηγήσει σε πολλές έρευνες που αναζητούν την εξήγηση αυτών των αποκλίσεων.

Αρχικά μπορούμε να αναφερθούμε στις δαπάνες συναλλαγών. Οι Frankel και Levich (1975) σημειώνουν ότι αν λάβουμε υπόψη την εξωτερική ροή των κεφαλαίων του αρμπιτράζ (από την εγχώρια αγορά) τότε υπάρχουν τέσσερα ευδιάκριτα είδη κόστους που οι αρμπιτραζέρ θα αντιμετωπίσουν: η πώληση εγχώριων χρεογράφων, η αγορά ξένου νομίσματος (στην τρέχουσα αγορά), η αγορά ξένων χρεογράφων και η πώληση ξένου νομίσματος (στην προθεσμιακή αγορά). Με άλλα λόγια το κόστος συναλλαγών προκύπτει από συναλλαγές τόσο στις ξένες αγορές συναλλάγματος όσο και στις αγορές χρεογράφων. Το κόστος αυτό είναι σημαντικό ώστε να εξηγηθούν οι αποκλίσεις από την CIP αλλά αυτό που μας ενδιαφέρει είναι το πόσο σημαντικό. Ο Branson επιχείρησε να μετρήσει αυτό το κόστος εξετάζοντας το αρμπιτράζ μεταξύ αμερικάνικων και αγγλικών (US/UK) Treasury Bills (Ιανουάριος 1959-Δεκέμβριος 1964) καθώς και αμερικανικών και καναδικών (US/ Canadian) Treasury Bills (Ιανουάριος 1962- Δεκέμβριος 1964). Εξαιρεί «θεωρητικές» περιόδους από τα στοιχεία και υπολογίζει τη διαφορά των επιτοκίων με κάλυψη που υπήρχαν κατά τη διάρκεια των υπόλοιπων «ήρεμων» περιόδων.¹ Για αυτές τις «ήρεμες» περιόδους έγιναν δυο παλινδρομήσεις. Στην περίπτωση US/UK η σταθερά δεν διαφέρει στατιστικά από το μηδέν και ο συντελεστής για τη διαφορά των επιτοκίων έχει στατιστικά μη σημαντική διαφορά από τη μονάδα. Στην περίπτωση US/ Canadian η σταθερά είναι ελάχιστα θετική και η κλίση ελάχιστα μικρότερη από τη μονάδα (Branson 1969, σελ.1033). Αυτά τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν για τον Branson ότι οι αποκλίσεις από την CIP είναι

¹ Ο Branson θεωρεί ως «θεωρητικές» τις περιόδους όπου η διαφορά είναι υψηλή. Για παράδειγμα εξαιρεί τους μήνες Ιούνιο/ Ιούλιο 1961 κατά τη διάρκεια των οποίων μια «θεωρητική» κρίση έναντι της στερλίνας είχε λάβει χώρα.

πολύ μικρές. Έπειτα χρησιμοποιεί το μέσο αυτών των αποκλίσεων ως μονάδα μέτρησης του κόστους συναλλαγών που είναι 0,18% και για τις δυο περιπτώσεις.

Το προφανές πρόβλημα με αυτή την προσέγγιση είναι η υπόθεση ότι όλες οι αποκλίσεις από την CIP είναι αποτέλεσμα του κόστους συναλλαγών. Το γεγονός αυτό είναι ιδιαίτερα ανησυχητικό για την περίπτωση US/UK αφού την περίοδο εκείνη η Μεγάλη Βρετανία έκανε εκτενείς ελέγχους στις εκροές κεφαλαίων. Αυτό οδήγησε σε μεγάλες αποκλίσεις από την CIP μέχρι την αφαίρεσή τους το 1979². Κάτι τέτοιο δεν λαμβάνεται υπόψη από τον Branson, ωστόσο εάν το κεφάλαιο δεν κινείται έξω από μια χώρα εξαιτίας ελέγχων τότε η CIP μπορεί εύκολα να παραβιαστεί.

Οι Frankel και Levich επιχειρούν να μετρήσουν το κόστος συναλλαγών με ένα διαφορετικό τρόπο. Το κόστος αυτό σε ξένες αγορές συναλλάγματος μετριέται έμμεσα καθορίζοντας το κόστος του τριγωνικού αρμπιτράζ. Γίνεται η υπόθεση ότι ένα τέτοιο αρμπιτράζ είναι αποτελεσματικό και ως εκ τούτου χρησιμοποιούν όποιες αποκλίσεις μεταξύ του ποια θα ήταν η συναλλαγματική ισοτιμία αν το αρμπιτράζ ήταν αποτελεσματικό και ποια πραγματικά είναι. Με αυτή τη μέθοδο υπολογίζουν το κόστος συναλλαγών στις ξένες αγορές συναλλάγματος γύρω στο 0,12-0,13%. Στις αγορές χρεογράφων υπάρχουν δυο διαφορετικά είδη κόστους: το κόστος μεσολάβησης και η απόκλιση μεταξύ τιμών πώλησης- αγοράς. Έπειτα χρησιμοποιούν τη φόρμουλα Demsetz (1968) που υπολογίζει το συνολικό κόστος των συναλλαγών στις αγορές χρεογράφων 2.5 φορές επί την απόκλιση μεταξύ τιμών πώλησης- αγοράς. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα έναν εκτιμητή της τάξεως του 0,019%.

² Ένας πιθανός λόγος για τον οποίο ο Branson δεν βρήκε σημαντικές αποκλίσεις από την ισοτιμία είναι γιατί αφαίρεσε τις «θεωρητικές» περιόδους. Ήταν τότε που οι έλεγχοι κεφαλαίων ήταν ιδιαίτερα αυξημένοι.

Ως εκ τούτου συμπεράναν ότι το συνολικό κόστος συναλλαγών είναι μεταξύ 0,14% και 0,15%.

Όπως και με τον Branson οι εκτιμήσεις τους βασίζονται σε κάποιες ισχυρές υποθέσεις- ότι δηλαδή το τριγωνικό αρμπιτράζ είναι αποτελεσματικό. Ο Clinton (1988) άσκησε κριτική αυτής της υπόθεσης λέγοντας ότι οδηγεί σε υπερεκτίμηση του κόστους συναλλαγών. Ισχυρίζεται ότι οι εκτιμήσεις του κόστους συναλλαγών πρέπει να βασίζονται σε όσο το δυνατόν χαμηλότερο κόστος το οποίο αντιμετωπίζουν οι μεγαλύτεροι αρμπιτραζέρ, δηλαδή το κόστος σε αγορές συμβάσεων ανταλλαγής χρηματοοικονομικών προϊόντων. Η αγορά συμβάσεων ανταλλαγής χρηματοοικονομικών προϊόντων που τον ενδιαφέρει είναι εκείνη στην οποία το τρέχον συνάλλαγμα ανταλλάσσεται για το προθεσμιακό. Κατά συνέπεια αντί για δυο συναλλαγές όπως αναγνώρισαν οι Frankel και Levich οι αρμπιτραζέρ χρειάζεται να διενεργήσουν μόνο μια. Ο Clinton εκτιμά το κόστος συναλλαγής με αυτό τον τρόπο εξετάζοντας την απόκλιση μεταξύ τιμών πώλησης- αγοράς στις αγορές συμβάσεων ανταλλαγής χρηματοοικονομικών προϊόντων από αμερικάνικα δολάρια σε καναδικά, γερμανικά μάρκα, γαλλικά φράγκα, γεν, και στερλίνες για τη χρονική περίοδο Νοέμβριος 1985 και Μάιος 1986. Τα αποτελέσματά του προτείνουν ότι το κόστος συναλλαγών είναι μόνο 0,023-0,039%. Προσθέτοντας αυτό στην απόκλιση μεταξύ τιμών πώλησης- αγοράς στις ευρωπαϊκές εξάγει ένα συνολικό αποτέλεσμα της τάξεως του 0,06%. Αυτό είναι λιγότερο από το αποτέλεσμα των Frankel και Levich (1975) και σίγουρα μικρότερο από των Frankel και Levich (1981) της τάξεως του 0,5% για την περίοδο των κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Έχοντας κάποιες εκτιμήσεις για το κόστος συναλλαγών μπορούμε να αναρωτηθούμε σε τι εύρος εξηγούν την ισοτιμία επιτοκίων. Οι Frankel και Levich

(1975) εξετάζουν δυο περιπτώσεις: πρώτα το αρμπιτράζ μεταξύ US και UK χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία στοιχεία σε Treasury Bills 90 ημερών και έπειτα το αρμπιτράζ στις ευρωπαϊκές αγορές χρησιμοποιώντας επιτόκια ευρώδολαρίων και ευρώστερλίνων σε καταθέσεις 90 ημερών. Όπως και ο Branson επιλέγουν την «ήρεμη» περίοδο από τον Ιανουάριο 1962 έως το Νοέμβριο 1967. Στην πρώτη περίπτωση ανακαλύπτουν ότι το κόστος συναλλαγών αποτελεί περίπου το 85% των επικερδών ευκαιριών αρμπιτράζ. Στη δεύτερη ότι το κόστος συναλλαγών αγορά σχεδόν σε όλες τις αποκλίσεις. Ο Clinton βρίσκει ότι λιγότερες αποκλίσεις από την καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων οφείλονται στο κόστος συναλλαγών.

Ένας δεύτερος λόγος για τον οποίο η CIP μπορεί να μην ισχύει είναι η ύπαρξη ελέγχου κεφαλαίων. Κάτι τέτοιο επηρεάζει το αρμπιτράζ μεταξύ δυο εγχώριων αγορών. Δεν επηρεάζει το αρμπιτράζ μεταξύ ευρωπαϊκών αγορών που μένουν ανεπηρέαστες από τους ελέγχους κεφαλαίων. Κάτι τέτοιο επιβεβαιώνεται από ένα πλήθος ερευνών. Ερευνώντας αρχικά το αρμπιτράζ μεταξύ διαφορετικών ευρωπαϊκών αγορών ο Marston εκτέλεσε παλινδρόμηση μιας μη δολαριακής ισοτιμίας ευρώνομίσματος σε μια ευρώδολαριακή ισοτιμία και του προθεσμιακού πριμ:

$$r_x = a + b(r_s) - c(fp) + u$$

Αν η CIP ισχύει αναμένεται ότι $a=0$ και $b=c=1$. Για να επιτρέψει οποιαδήποτε επίδραση του προθεσμιακού πριμ στο r_x ο Marston εκτίμησε δυο ομάδες εξισώσεων.³ Για την πρώτη χρησιμοποιήθηκε μια συνηθισμένη μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων η οποία εκτίμησε την περίοδο 1965-70 χρησιμοποιώντας

³ Αν το προθεσμιακό πριμ επηρεάζει το r_x αυτό μπορεί να οδηγήσει σε μη αμερόληπτους συντελεστές.

εβδομαδιαία στοιχεία. Στην περίπτωση των αγορών ευρωδολαρίου και ευρωστερλίνας η υπόθεση της CIP δεν μπορούσε να απορριφθεί. Κατά συνέπεια ο Marston συμπέρανε ότι το αρμπιτράζ μεταξύ διαφορετικών ευρωαγορών φαίνεται να είναι αποτελεσματικό .

Αντίθετα ο Lewellyn(1980) βρίσκει στοιχεία για μια επίμονη διαφορά απέναντι στη στερλίνα όταν αναφέρεται στην CIP μεταξύ αμερικάνικης και αγγλικής εγχώριας αγοράς. Με άλλα λόγια η απόδοση από την επένδυση στο εξωτερικό ήταν σαφώς μεγαλύτερη από ότι η εγχώρια. Η Gibson (1989) ελέγχει κάτι τέτοιο έμμεσα για την περίοδο 1974-84 και βρίσκει ένα παρόμοιο αποτέλεσμα πριν το 1979. Μετά τον Οκτώβριο του 1979 η CIP ισχύει συνεχώς. Αυτό το αποτέλεσμα μπορεί να αποδοθεί ολοκληρωτικά στην απόσυρση των ελέγχων από τις εκροές κεφαλαίων τον Οκτώβριο του 1979. Παρόμοια αποτελέσματα έχουν βρεθεί για άλλες ευρωπαϊκές χώρες με ελέγχους κεφαλαίων (Johnston(1983, Dooley και Isard(1980)).

Μια τρίτη εξήγηση για τις αποκλίσεις από την ισοτιμία επιτοκίων δίνεται από τον Aliber (1973). Θεωρεί ότι ο πολιτικός κίνδυνος μπορεί να καταστεί σημαντικός. Τον ορίζει ως τον κίνδυνο που διατρέχουν τα κεφάλαια από αρμπιτράζ, από τους ελέγχους στις κινήσεις κεφαλαίων ή τους νέους φόρους, πριν επαναπατριστούν. Ελέγχει αυτή την υπόθεση λαμβάνοντας υπόψη τις ισοτιμίες ευρωστερλίνας και ευρωδολαρίου. Υποστηρίζει ότι καθώς αυτές οι αγορές έχουν τις ίδιες νομικές αρμοδιότητες πρέπει να έχουν τον ίδιο πολιτικό κίνδυνο. Ως εκ τούτου η καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων πρέπει να ισχύει και η διαφορά μεταξύ των δυο ισοτιμιών μπορεί να μας δώσει ένα μέτρο του προθεσμιακού πριμ και κατά συνέπεια της προθεσμιακής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Σημειώνει ότι εάν αυτή η προβλεπόμενη προθεσμιακή ισοτιμία είναι ίση με την πραγματική τότε η υπόθεση ότι τα δυο στοιχεία έχουν τον ίδιο πολιτικό κίνδυνο είναι σωστή. Οποιαδήποτε διαφορά μεταξύ

πραγματικών και προβλεπόμενων προθεσμιακών ισοτιμιών μπορεί να αποδοθεί σε πολιτικό κίνδυνο.

Το πρόβλημα με την ανάλυση του Aliber είναι ότι δεν αναφέρει κάποιους πραγματικούς ελέγχους κεφαλαίων οι οποίοι να επηρεάζουν τις αγγλικές αγορές και την ικανότητα των αρμπιτραζέρ να προκαλέσουν εκροή κεφαλαίων από την Αγγλία. Κατά συνέπεια οι αποκλίσεις από την καλυμμένη ισοτιμία που αποκαλύπτει μπορεί απλά να αντανakλούν ήδη υπάρχοντες ελέγχους κεφαλαίων παρά προσδοκίες για μελλοντικούς. Σε αυτό το σημείο δίνεται περισσότερη έμφαση από τους Dooley και Isard(1980). Συμφωνούν ότι είναι σημαντικό να διακρίνουμε μεταξύ πραγματικών ελέγχων και την απειλή μελλοντικών. Η έρευνά τους περιλαμβάνει την εξέταση της περίπτωσης της Γερμανίας στις αρχές του 1970. Εκτελούν μια παλινδρόμηση που φέρει την υπόθεση ότι η διαφορά μεταξύ μιας τρίμηνης ισοτιμίας euroDM (στη Ζυρίχη) και μιας εγχώριας ισοτιμίας DM είναι συνάρτηση των υπαρχόντων ελέγχων κεφαλαίου, του γερμανικού κυβερνητικού χρέους, του πλούτου του γερμανικού ιδιωτικού τομέα και του πλούτου των μη κατοίκων. Οι τρεις τελευταίοι παράγοντες περιλαμβάνουν πολιτικό κίνδυνο. Η ιδέα του πολιτικού κινδύνου φαίνεται να συνδέεται με τον κίνδυνο χαρτοφυλακίου. Βασιζόμενοι σε αυτά τα αποτελέσματα συμφωνούν ότι για μια διαφορά επιτοκίων που φτάνει μέγιστα στο 10%, μόνο ένα ποσοστό 2% πρέπει να αποδίδεται σε πολιτικό κίνδυνο.

Η τελική εξήγηση για αποκλίσεις από την καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων είναι εκείνη των ελλείψεων στα δεδομένα. Ο Taylor (1987) παραδέχεται ότι επικερδείς ευκαιρίες αρμπιτράζ συμβαίνουν μόνο μια φορά και κατά συνέπεια όταν ελέγχεται η καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων είναι απαραίτητο να χρησιμοποιούνται ταυτόχρονες λήψεις δειγμάτων μεταξύ των μεταβλητών. Με άλλα λόγια τα επιτόκια και το προθεσμιακό πριμ που χρησιμοποιούνται πρέπει να αντικατοπτρίζουν αυτά

που είναι διαθέσιμα στην αγορά οποιαδήποτε χρονική στιγμή. Συλλέγει στοιχεία στις 11,12 και 13 Νοεμβρίου 1985 μεταξύ 9μ.μ. και 4.50π.μ. ανά διαστήματα 10 λεπτών. Τα στοιχεία που καταγράφηκαν ήταν για τρέχουσες και προθεσμιακές ισοτιμίες του δολαρίου έναντι της στερλίνας, του γερμανικού μάρκου έναντι του δολαρίου κτλ. Έπειτα διεξήγαγε μια έρευνα για την CIP πάνω σε 144 παρατηρήσεις. Τα αποτελέσματά του αποδεικνύουν ότι δεν υπήρξε καμία επικερδής ευκαιρία αρμπιτράζ μεταξύ της στερλίνας και του δολαρίου. Κατέληξε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι το αρμπιτράζ είναι αποτελεσματικό και ότι η καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων ισχύει. Οι Taylor και Fraser επιχείρησαν μια παρόμοια έρευνα για μια μεγαλύτερη περίοδο. Συλλέγουν παρατηρήσεις κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου πέντε λεπτά πριν και πέντε λεπτά μετά την έκδοση οποιουδήποτε είδους οικονομικής σημασίας στην αγγλική ή αμερικάνικη οικονομία. Ο σκοπός εδώ είναι να καθορίσουν το κατά πόσο η CIP ισχύει συνεχώς ακόμα και αν η αγορά «βομβαρδίζεται» με πληροφορίες. Για ένα συνολικό αριθμό 6330 παρατηρήσεων βρήκαν μόνο 21 επικερδείς ευκαιρίες αρμπιτράζ. Με άλλα λόγια οι αγορές φανερώνουν πολύ λίγα στοιχεία αναποτελεσματικότητας.

Μπορούμε επομένως να συμπεράνουμε με βεβαιότητα ότι η CIP ισχύει σε υπεράκτιες αγορές. Στοιχεία που προκύπτουν από αρμπιτράζ μεταξύ εγχώριων αγορών είναι περισσότερο περίπλοκα παρόλο που όπως φαίνεται ότι απουσία ελέγχου κεφαλαίων οι αποκλίσεις από την CIP είναι μικρές και ελάχιστες.

Η θεωρία επομένως που οδηγεί στην υπόθεση της καλυμμένης ισοτιμίας επιτοκίων-και κατά συνέπεια και της ακάλυπτης- πρέπει να είναι απαλλαγμένη από οποιουσδήποτε είδους πιστωτικούς κινδύνους, ελέγχους κεφαλαίων ή φόρους σε εγχώριες και ξένες επενδύσεις. Ο Keynes (1923) γνώριζε καλά ότι οι επιλογές των επενδυτών μεταξύ ξένων και εγχώριων περιουσιακών στοιχείων δεν εξαρτώνται

μόνο από τα επιτόκια και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες αλλά και από άλλους παράγοντες που όταν δεν συμπεριλαμβάνονται στην έρευνα η υπόθεση της CIP μπορεί γενικά να επιβεβαιωθεί. Ως μια πηγή απόδειξης συνεντεύξεις σε μεγάλες τράπεζες έχουν επιβεβαιώσει ότι η υπόθεση της καλυμμένης ισοτιμίας επιτοκίων χρησιμοποιείται ως μέθοδος καθορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών και επιτοκίων των πραγματικών συναλλαγών.

ΑΚΑΛΥΠΤΗ ΙΣΟΤΙΜΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ

Στην περίπτωση της καλυμμένης ισοτιμίας επιτοκίων ο ξένος συναλλαγματικός κίνδυνος αφαιρείται από τους αρμπιτραζέρ με τη χρήση ενός προθεσμιακού συμβολαίου. Στην περίπτωση που δεν χρησιμοποιηθεί το προθεσμιακό συμβόλαιο αλλά ο επενδυτής αναλάβει τον ξένο συναλλαγματικό κίνδυνο τότε μπορούμε να αντικαταστήσουμε την εξίσωση $r^* - f_p = r_t$ με την:

$r^* + \Delta s^e = r_t$ όπου Δs^e είναι η αναμενόμενη μεταβολή στην τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία. Η εξίσωση αυτή είναι γνωστή ως ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων και είναι αναμενόμενο να ισχύει εφόσον η πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι γνωστή ή εφόσον οι αρμπιτραζέρ είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο. (ή με άλλα λόγια δεν αναζητούν επιπλέον απόδοση για την ανάληψη του ξένου συναλλαγματικού κινδύνου). Από τις εξισώσεις $r^* - f_p = r_t$ και $r^* + \Delta s^e = r_t$ βλέπουμε ότι $-f_p = \Delta s^e$.

Αυτό που μας φανερώνει η εξίσωση της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων είναι ότι αν το ξένο επιτόκιο είναι υψηλότερο από το εγχώριο, τότε το εγχώριο νόμισμα αναμένεται να ανατιμηθεί (αυτό σημαίνει ότι $\Delta s^e < 0$ αφού $s_{t+1}^e < s_t$). Αν ωστόσο υπάρχει αβεβαιότητα ή αν οι αρμπιτραζέρ δεν είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο,

τότε αναμένεται απόκλιση από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων (UIP) κάτι το οποίο φανερώνει ένα ασφάλιστρο κινδύνου :

$$r^* + \Delta s^e - r_t = \rho$$

όπου ρ είναι το ασφάλιστρο κινδύνου. Εναλλακτικά θα μπορούσαμε να πούμε ότι στην περίπτωση της αβεβαιότητας ή της αποστροφής ως προς τον κίνδυνο, τότε τα $-fr$ και Δs^e διαφέρουν κατά το ποσό του ασφαλιστρο κινδύνου.

Ο MacDonald (1988) σημειώνει ότι αυτοί οι συλλογισμοί μας επιτρέπουν να διακρίνουμε μεταξύ τέλει κινήτικότητας κεφαλαίου και ατελούς. Η τέλεια κινήτικότητα αφορά περιουσιακά στοιχεία που είναι όμοια από κάθε άποψη εκτός από το νόμισμά τους και όπου το αρμπιτράζ επιβεβαιώνει ότι η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων ισχύει συνεχώς ανάμεσά τους. Αν η CIP ισχύει, τότε αυτό δεν είναι επαρκές για τέλεια κινήτικότητα κεφαλαίου αφού το προθεσμιακό πριμ είναι πιθανό να περιλαμβάνει ασφάλιστρο κινδύνου. Στην περίπτωση που η CIP ισχύει αλλά όχι και η UIP έχουμε ατελή κινήτικότητα κεφαλαίων.

Έρευνες για την UIP είναι πιο δύσκολο να γίνουν από ότι για την CIP εξαιτίας της έλλειψης στοιχείων για το αναμενόμενο τρέχον επιτόκιο. Συχνά αυτό αντιμετωπίζεται υποθέτοντας ορθολογικές προσδοκίες που σημαίνει ότι:

$$\Delta s^e = s_t^e - s_{t-1}^e = s_t - s_{t-1} + e_t$$

Όπου e_t είναι το λάθος που κατανέμεται τυχαία και με μέσο μηδέν. Με άλλα λόγια οι ορθολογικές προσδοκίες θεωρούν ότι το αναμενόμενο μελλοντικό επιτόκιο, δεδομένων των πληροφοριών που είναι διαθέσιμες κατά το χρόνο t , είναι ίσο με το

πραγματικό μελλοντικό επιτόκιο συν κάποιου τυχαίου λάθους. Κατά συνέπεια ο έλεγχος της UIP δίνεται από την παλινδρόμηση:

$$s_t = a_0 s_{t-1} + a_1 (r_t - r^*)_t + e_t$$

Αυτό ωστόσο δεν είναι μόνο ένα τεστ για την UIP αλλά και για την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών. Αν η UIP και οι ορθολογικές προσδοκίες ισχύουν τότε $a_0 = -1$, $a_1 = 1$ και το e_t θα πρέπει να είναι χρονικά μη αυτοσυσχετιζόμενα με μέσο μηδέν (λευκός θόρυβος).

Η υπόθεση της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων αποτελεί ακρογωνιαίο λίθο της μακροοικονομικής ανάλυσης στις ανοικτές οικονομίες. Παρέχει την απλή σχέση μεταξύ της απόδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου αποτιμημένου στο νόμισμα μιας χώρας, της απόδοσης ενός παρόμοιου περιουσιακού στοιχείου εκφρασμένου στο νόμισμα μιας άλλης χώρας και του αναμενόμενου ρυθμού μεταβολής της τρέχουσας συναλλαγματικής ισοτιμίας μεταξύ των δυο νομισμάτων.

Η θεωρία της ισοτιμίας των επιτοκίων θεωρήθηκε ιδιαίτερα σημαντική έπειτα και από τις εκθέσεις του Keynes, ο οποίος εντυπωσιάστηκε από την ταχύτητα επέκτασης του οργανωμένου εμπορίου της προθεσμιακής αγοράς συναλλάγματος μετά τον Α' Παγκόσμιο Πόλεμο. Παρόλο που η κατανόηση της προθεσμιακής αγοράς συναλλάγματος πρέπει να προέκυψε στους διάφορους τραπεζικούς κύκλους κατά τη διάρκεια του δεύτερου μισού του 19^{ου} αιώνα, η βιβλιογραφία για τον αιώνα αυτό περιορίστηκε μόνο στις τρέχουσες συναλλαγματικές ισοτιμίες. Η προθεσμιακή αγορά συναλλάγματος άνοιξε το δρόμο στην έννοια της καλυμμένης ισοτιμίας επιτοκίων η οποία συνδέει τη διαφορά μεταξύ εγχώριου και ξένου επιτοκίου με την ποσοστιαία διαφορά μεταξύ προθεσμιακής και τρέχουσας συναλλαγματικής

ισοτιμίας. Με δεδομένη τη σύνδεση των προθεσμιακών αποδόσεων με τις μελλοντικές τρέχουσες αποδόσεις, το επόμενο βήμα οδηγεί στην υπόθεση της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων η οποία βασίζεται στην θεωρία της καλυμμένης ισοτιμίας επιτοκίων.

Οι οικονομολόγοι δεν έχουν καταφέρει να ερμηνεύσουν την απόρριψη της αμεροληψίας για μικρούς ορίζοντες πρόβλεψης. Πολλές πιθανές εξηγήσεις έχουν προταθεί με διαφορετικές επιπτώσεις για την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων.

Μια ερμηνεία απορρίπτει την υπόθεση της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων αλλά όχι τις ορθολογικές προσδοκίες. Σύμφωνα με αυτή, ευρήματα συστηματικής μεροληψίας προβλέψεων προτείνουν ότι οι συμμετέχοντες στην αγορά αποστρέφονται τον κίνδυνο και απαιτούν ασφάλιστρα κινδύνου για να διατηρήσουν τις ξένες ακάλυπτες συναλλαγματικές τους θέσεις. Η μεροληψία στις προβλέψεις θεωρείται πρόβλημα με μεταβλητή που έχει παραλειφθεί ενώ μια άλλη ερμηνεία απορρίπτει την υπόθεση ότι οι συμμετέχοντες στην αγορά είναι πλήρως ορθολογικοί.

Άλλες πιθανές εξηγήσεις δεν απαιτούν απόρριψη είτε της UIP είτε των ορθολογικών προσδοκιών. Αυτές συμπεριλαμβάνουν εξηγήσεις βασισμένες στο πρόβλημα πέσο, στην ταυτόχρονη μεροληψία, στην ατελή πληροφόρηση με ορθολογική εκμάθηση και σε ορθολογικές «φούσκες».

Η πρόταση ότι η απόρριψη της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων αντανακλά ταυτόχρονη μεροληψία υπαινίσσεται από τον Isard (1988) και αργότερα εμβαθύνεται από τον McCallum (1994). Δεδομένου ότι οι νομισματικές αρχές στις περισσότερες χώρες βασίζονται σε βραχυπρόθεσμα επιτόκια σαν πολιτική που είναι έτοιμες να αναπροσαρμόσουν, ως απάντηση σε ανεπιθύμητες μεταβολές στη συναλλαγματική ισοτιμία οι εκτιμητές του β μπορεί να είναι μεροληπτικοί λόγω

αποτυχίας εκτίμησης της υπόθεσης ταυτόχρονα με μια δεύτερη σχέση μεταξύ της διαφοράς επιτοκίων και της μεταβολής στη συναλλαγματική ισοτιμία.

Όπως προτείνεται από τον Lewis (1988,1989) οι μεροληψίες κατά την πρόβλεψη προκύπτουν αν οι συμμετέχοντες στην αγορά έχουν πλήρη έλλειψη πληροφόρησης αλλά εντάσσονται σε μια διαδικασία ορθολογικής εκμάθησης.

Επειδή η ισχύς της υπόθεσης της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων δεν μπορεί να εξεταστεί απευθείας και να επιλυθεί από την υπόθεση της αμεροληψίας οι οικονομολόγοι έχουν καταφύγει σε έμμεσους ελέγχους ως μέσο απόκτησης υποδειγματικών στοιχείων. Συγκεκριμένα στοιχεία έρευνας για προσδοκίες συναλλαγματικών ισοτιμιών έχουν συλλεχθεί από διάφορες πηγές από τις αρχές του 1980 και ένα πλήθος μελετών έχουν δείξει ότι οι προσδοκίες συναλλαγματικών ισοτιμιών όπως μετρώνται από τις μέσες προβλέψεις ενός δείγματος αποκλίνουν σημαντικά από την επικράτηση των προθεσμιακών συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Τα μοντέλα ανοικτών οικονομιών της μακροοικονομικής απαιτούν εξισώσεις που συνδυάζουν τις τρέχουσες συναλλαγματικές ισοτιμίες με τις μελλοντικές αναμενόμενες. Η περίπτωση απόρριψης της υπόθεσης της UIP εξαρτάται από το πόσο καλά μπορούν οι οικονομολόγοι να τυποποιήσουν την απόκλιση από την υπόθεση της UIP.

Οι υποθέσεις «συμπεριφοράς» για το ασφάλιστρο κινδύνου μπορούν να μετρηθούν ενσωματώνοντας αυτές σε μοντέλα παρατηρούμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών. Τα πρώτα εννοιολογικά μοντέλα του συναλλαγματικού ασφαλίστρου κινδύνου βασίζονται σε ένα πλαίσιο ισορροπίας χαρτοφυλακίου όπου οι χρηματοοικονομικές απαιτήσεις διακρίνονται από ονομαστικά νομίσματα αλλά όχι από χώρες που ήταν υποχρεωμένες να εκπληρώσουν τις απαιτήσεις. Οι εμπειρικοί έλεγχοι αυτών των μοντέλων έχουν εξηγήσει ένα μικρό κομμάτι της

διαφοροποίησης. Οι πιο περίπλοκες υποθέσεις «συμπεριφοράς» έχουν αναγνωρίσει ότι οι συναλλαγματικοί κίνδυνοι και οι πιστωτικοί κίνδυνοι συνδέονται και τα μεγέθη αυτών των κινδύνων απεικονίζουν τις σχετικές μακροοικονομικές και πολιτικές συνθήκες, τις προοπτικές και την αβεβαιότητα των χωρών που έχουν εκδώσει τις απαιτήσεις των χαρτοφυλακίων. Παρά το γεγονός ότι τα περιστασιακά στοιχεία προτείνουν ότι αυτού του τύπου η υπόθεση είναι γενικά ικανή να εξηγήσει την εμπειρική συμπεριφορά των συναλλαγματικών ισοτιμιών, τα επίσημα εμπειρικά μοντέλα που συμπεριλαμβάνουν πολλούς παράγοντες είναι δύσκολο να σχεδιαστούν.

Οι έλεγχοι της UIP και των ορθολογικών προσδοκιών έχουν συμπεράνει γενικά ότι η υπόθεση δεν ισχύει, πιθανότατα εξαιτίας του ασφάλιστρου κινδύνου. Παρόλα αυτά εφόσον εξετάζουμε μια **κοινή υπόθεση**, η αποτυχία της επιβεβαίωσης της UIP μπορεί **εξίσου** να προέρχεται από μη ορθολογική συμπεριφορά η οποία με τη σειρά της να οφείλεται, για παράδειγμα στην ύπαρξη περιορισμένης πληροφόρησης, ή σε «φούσκες».

Οι Hacche και Towned διερευνούν την UIP χρησιμοποιώντας μια αποτελεσματική συναλλαγματική ισοτιμία της στερλίνας από τον Ιούλιο 1972 έως το Φεβρουάριο 1980. Τα αποτελέσματά τους υποδεικνύουν ότι ενώ τα a_0 , a_1 έχουν τα σωστά πρόσημα και μεγέθη τα υπόλοιπα φανερώνουν στοιχεία αυτοσυσχέτισης. Προκειμένου να διερευνήσουμε τους λόγους για την αποτυχία της UIP με περισσότερη λεπτομέρεια πρέπει να εξετάσουμε την αποτελεσματικότητα της προθεσμιακής αγοράς.

Ακόμη και αν οι αποκλίσεις από την ακάλυπτη ισοτιμία ήταν μηδενικές κατά μέσο όρο, ένα μη τυχαίο μοντέλο αποκλίσεων θα μπορούσε να παρουσιάσει μια ελκυστική ευκαιρία για κέρδος. Οι Cumby και Obstfeld (1981) εξέτασαν μια σειρά

312 αποκλίσεων για έξι νομίσματα έναντι του δολαρίου για την περίοδο Ιουλίου 1974 έως τον Ιούνιο του 1980. Έπειτα χρησιμοποίησαν επιτόκια επτά ημερών για ευρωνομίσματα και μεταβολές συναλλαγματικών ισοτιμιών επτά ημερών και εξέτασαν αν οι αποκλίσεις ήταν τυχαίες. Πέντε στα έξι νομίσματα ανέφεραν σημαντικές αποκλίσεις από την τυχαία συμπεριφορά. Με άλλα λόγια οι αποκλίσεις συνδέονται χρονικά ώστε προηγούμενες αποκλίσεις μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να προβλέψουν τις μελλοντικές. Οι Cumby και Obstfeld δεν υπολόγισαν το κέρδος που είναι διαθέσιμο από την έρευνα του μοντέλου των αποκλίσεων από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων, αλλά το έκαναν επόμενοι ερευνητές.

Υπό ένα σύστημα σταθερών ισοτιμιών οποιαδήποτε διαφορά επιτοκίων αναπαριστά απόκλιση από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων εφόσον η σταθερότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας αναμένεται να ισχύει. Η προσπάθεια να επωφεληθεί κανείς από αυτού του είδους την απόκλιση συνιστά κερδοσκοπία. Φυσιολογικά το παιχνίδι μπορεί να έχει δυο κατευθύνσεις: μια με επένδυση σε νόμισμα με υψηλό επιτόκιο όταν αναμένεται η σταθερότητα να ισχύει και μια με δανεισμό με υψηλό επιτόκιο όταν αναμένεται η σταθερότητα να αλλάξει περισσότερο από τη διαφορά επιτοκίων.

Η πρώτη στρατηγική έχει πρόσφατη εφαρμογή στο «κύμα» αμερικανικών επενδύσεων σε κρατικά χρεόγραφα του Μεξικού. Το 1992 τα βραχυπρόθεσμα ομόλογα κυριαρχούμενα από το πέσο είχαν απόδοση 7-16 ποσοστιαίες μονάδες περισσότερο από τα αμερικανικά κρατικά χρεόγραφα. Με την ξένη συναλλαγματική αξία του πέσο που υποτιμούνταν σταδιακά, περίπου 5% κάθε χρόνο, οι πραγματικές αποκλίσεις από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων ήταν τόσο ουσιώδεις ώστε να συρρεύσουν μεγάλα τμήματα αμερικανικής επένδυσης στο Μεξικό. Η στρατηγική αυτή απέτυχε στα τέλη του 1994 όταν το πέσο υπέστη μια μεγάλη υποτίμηση και

πήρε πίσω περισσότερο από το παραπάνω επιτόκιο που απέδιδαν τα χρεόγραφα σε όρους πέσο. Κάτι παρόμοιο συνέβη και με τα νομίσματα που ανήκαν στον Ευρωπαϊκό Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών.

Η δεύτερη στρατηγική αναφέρεται στην περίοδο του Σεπτεμβρίου 1992 όπου ο Μηχανισμός Συναλλαγματικών Ισοτιμιών δέχτηκε πιέσεις και εκφράζονταν φόβοι ότι διάφορες ισοτιμίες θα έπρεπε να υποτιμηθούν ή ακόμα και να εξαιρεθούν από το Μηχανισμό. Αναμένοντας κάτι τέτοιο οι κερδοσκόποι είχαν την ευκαιρία να προκαλέσουν μια εναλλακτική στρατηγική δανειζόμενοι σε νόμισμα με υψηλό επιτόκιο ενώ κατείχαν νόμισμα χαμηλού επιτοκίου και στοιχημάτιζαν ενάντια στη διατήρηση του Μηχανισμού. Στις αρχές Σεπτεμβρίου 1992 οι ισοτιμίες τριών μηνών της ευρωστερλίνας ήταν μόνο 0,50% υψηλότερες από αυτές του ευρωμάρκου. Οι ισοτιμίες της ευρωλίρας ωστόσο ήταν περίπου 6000 % υψηλότερες από αυτές του ευρωμάρκου. Παρόλα αυτά η πληρωμή της διαφοράς επιτοκίων για μερικές εβδομάδες ήταν ένα μέτριο κόστος σε σχέση με τις αλλαγές στην συναλλαγματική ισοτιμία.

Οι αποκλίσεις από την συναλλαγματική ισοτιμία ανάμεσα σε πολλά νομίσματα κατά τη διάρκεια των μεταβλητών συναλλαγματικών ισοτιμιών ήταν τόσο θετικές όσο και αρνητικές. Είναι γνωστό ότι οι ενεργοί κερδοσκόποι μπορεί να αποκτήσουν υπερκέρδη κινούμενοι σε αυτά τα νομίσματα όπου το κέρδος από τη συναλλαγματική ισοτιμία ξεπερνά το κόστος των επιτοκίων ή όταν το κέρδος από τα επιτόκια υποσκελίζει την απώλεια από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Το ερώτημα που προκύπτει είναι κατά πόσο μπορούν οι παθητικοί κερδοσκόποι να χρησιμοποιήσουν την αρχή της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου και να πετύχουν κέρδη διαφοροποίησης ελέγχοντας ένα διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο με διεθνή νομίσματα σε όρους μη αντιστάθμισης κινδύνου.

Η απάντηση δίνεται από το γεγονός ότι ακόμα και αν υπάρχει τάση για την ακάλυπτη ισοτιμία να ισχύει κατά μέσο όρο, το χαμηλό κόστος και ο χαμηλός κίνδυνος δανεισμού δολαρίων σε παθητική βάση λειτουργούν απευθείας μέσω των επενδύσεων σε αμερικάνικα χρηματικά εργαλεία. Λαμβάνοντας υπόψη τα βραχυπρόθεσμα χρηματικά εργαλεία της αγοράς δεν υπάρχουν ουσιαστικά κέρδη διαφοροποίησης από τη χρήση ξένων νομισμάτων σε ακάλυπτη βάση. Κέρδη διαφοροποίησης προκύπτουν ωστόσο όταν παρακολουθούμε χαρτοφυλάκια με μακροπρόθεσμα ομόλογα.

Η ΠΡΟΘΕΣΜΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ ΞΕΝΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΟΣ

Εκτός από τους αρμπιτρζέρ μια δεύτερη ομάδα που μπορεί να επηρεάσει την προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία είναι οι κερδοσκόποι. Οι κερδοσκόποι εκτίθενται ηθελημένα στον ξένο συναλλαγματικό κίνδυνο (με άλλα λόγια λαμβάνουν ανοιχτή θέση στις ξένες συναλλαγματικές αγορές) και επιδιώκουν να κερδίσουν κάνοντας μια πρόβλεψη για το ποια μπορεί να είναι η μελλοντική συναλλαγματική ισοτιμία. Για να γίνει κατανοητή η σχέση μεταξύ τρέχουσας και προθεσμιακής συναλλαγματικής ισοτιμίας χρειάζεται να ερευνηθεί βαθύτερα ο τρόπος που ενεργούν οι κερδοσκόποι.

Οι κερδοσκόποι για παράδειγμα εμπορεύονται συνάλλαγμα με βάση τη διαφορά μεταξύ της προθεσμιακής συναλλαγματικής ισοτιμίας σήμερα για τρεις μήνες και της αναμενόμενης τρέχουσας σε τρεις μήνες. Αν υποτεθεί ότι ο κερδοσκόπος πιστεύει ότι η συναλλαγματική ισοτιμία σε τρεις μήνες θα είναι περισσότερο **υποτιμημένη** από την τρέχουσα προθεσμιακή τότε θα θεωρήσει πιο επικερδές να αγοράσει ξένο συνάλλαγμα στην προθεσμιακή αγορά και να πωλήσει

στην τρέχουσα έχοντας κέρδος. Κάτι τέτοιο είναι γνωστό ως «μακρά» θέση στην προθεσμιακή συναλλαγματική αγορά.

Από την άλλη πλευρά αν η αναμενόμενη μελλοντική συναλλαγματική ισοτιμία σε τρεις μήνες ανατιμηθεί σχετικά με την προθεσμιακή, τότε ο κερδοσκόπος λαμβάνει «βραχεία» θέση. Αυτό σημαίνει ότι θα πουλήσει το ξένο συνάλλαγμα προθεσμιακά με την προσδοκία ότι όταν λήξει το προθεσμιακό συμβόλαιο, το ξένο νόμισμα θα μπορεί να αγοραστεί στην τρέχουσα αγορά με χαμηλότερη τιμή.

Η διαδικασία να λαμβάνουν οι κερδοσκόποι «μακρά» και «βραχεία» θέση στη προθεσμιακή αγορά πρέπει να επιβεβαιώνει την ακόλουθη σχέση:

$$s^e = f$$

και αυτό γιατί και στις δυο περιπτώσεις οι πράξεις των κερδοσκόπων εξισώνουν την προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία με την μελλοντική. Μόνο όταν ισχύει αυτή η σχέση δεν θα υπάρχει κίνητρο για τους κερδοσκόπους να λάβουν μια από τις δυο σχέσεις.

Υπάρχουν τρεις υποθέσεις που ενισχύουν την ορθότητα αυτής της ανάλυσης. Αρχικά υποθέτουμε ότι οι κερδοσκόποι είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο. Αν δεν ίσχυε κάτι τέτοιο οι κερδοσκοπικές ροές κεφαλαίων θα σταματούσαν πριν το s^e εξισωνόταν με το f . Η δεύτερη υπόθεση είναι ότι οι κερδοσκόποι δεν αποτρέπονται από το να ενεργούν στις προθεσμιακές αγορές εξαιτίας των ελέγχων στις κινήσεις κεφαλαίων. Τέλος υποθέτουμε ότι δεν υπάρχει κόστος συναλλαγής. Στην περίπτωση που υπήρχε θα αποτελούσε εμπόδιο μεταξύ της αναμενόμενης τρέχουσας ισοτιμίας και της προθεσμιακής.

Αν η $s^e = f$ είναι η πραγματική αναπαράσταση του πως ορίζεται από τους κερδοσκόπους η προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία και αν προσθέσουμε σε αυτήν την υπόθεση ότι οι οικονομικοί φορείς αυτοί έχουν ορθολογικές προσδοκίες τότε μπορούμε να εξάγουμε τον ορισμό της αποτελεσματικής αγοράς που σχετίζει την πραγματική τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία με την προθεσμιακή. Αν λοιπόν έχουμε ορθολογικές προσδοκίες τότε ισχύει ότι:

$$s_t = s_t^e + u_t$$

Αυτό σημαίνει ότι η τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία ισούται με την αναμενόμενη συν κάποιο χρονικά μη συσχετιζόμενο λάθος που κατανέμεται τυχαία με μέσο μηδέν. Με άλλα λόγια η εξίσωση αυτή δηλώνει ότι το πραγματικό και το αναμενόμενο τρέχον συναλλαγματικό επιτόκιο διαφέρουν μόνο κατά ένα τυχαίο λάθος. Όπως με όλα τα μοντέλα ορθολογικών προσδοκιών κατά συνέπεια οι πράκτορες δεν κάνουν συστηματικά λάθη.

Αντικαθιστώντας την $s_t = s_t^e + u_t$ στην $s^e = f$ λαμβάνουμε την ακόλουθη σχέση για την προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία στην αποτελεσματική αγορά:

$$s_t = f_{t-1} + u_t$$

όπου f_{t-1} είναι η προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία για την περίοδο $t-1$ και θα εκκαθαριστεί την περίοδο t . Η εξίσωση αυτή δηλώνει ότι η τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία πρέπει να ισούται με την προθεσμιακή συν το τυχαίο λάθος.

Αν υποθέσουμε ότι η αγορά είναι αποτελεσματική η αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας υποτίθεται ότι είναι σταθερή (x_0) και η πραγματική απόδοση (x_t) διακυμαίνεται κατά τυχαίο τρόπο γύρω από την αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας. Στην περίπτωση αυτή οι τιμές των χρεογράφων ακολουθούν μια τυχαία πορεία (random walk) με παρέκκλιση ίση με x_0 , δηλαδή:

$$P_{t+1} = P_t + x_0 + \varepsilon_{t+1}$$

όπου P_t είναι το επίπεδο τιμών των χρεογράφων σε λογαρίθμους και ε_{t+1} ένας τυχαίος όρος. Αν $x_0=0$ οι τιμές ακολουθούν μια τυχαία πορεία χωρίς παρέκκλιση. Αν στη συνέχεια υποθέσουμε ότι η αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας διαχρονικά μεταβάλλεται συστηματικά και η πραγματική απόδοση διακυμαίνεται κατά τυχαίο τρόπο γύρω από την αναμενόμενη απόδοση ισορροπίας η αγορά και πάλι είναι αποτελεσματική. Στην περίπτωση αυτή εντούτοις οι τιμές και οι αναμενόμενες αποδόσεις ισορροπίας των χρεογράφων δεν ακολουθούν τυχαία πορεία, αλλά αυτοσυσχετίζονται γύρω από τις μέσες τιμές τους. Η αγορά επομένως μπορεί να είναι αποτελεσματική ακόμη και αν οι τιμές και οι αποδόσεις δεν ακολουθούν τυχαία πορεία. Η τυχαία μεταβολή των τιμών δεν είναι ούτε αναγκαία ούτε επαρκής συνθήκη για την αποτελεσματικότητα της αγοράς. Αν οι τιμές ή οι αναμενόμενες αποδόσεις ισορροπίας των χρεογράφων μεταβάλλονται διαχρονικά, η αποτελεσματικότητα της αγοράς απαιτεί τη μη τυχαία μεταβολή των τιμών.

Με κριτήριο το σύνολο των πληροφοριών που αντανακλούν οι τρέχουσες τιμές διακρίνουμε τρεις μορφές αποτελεσματικότητας (Fama 1970). Ο πρώτος είναι ο ασθενής τύπος σύμφωνα με τον οποίο οι τρέχουσες τιμές αντανακλούν όλη την πληροφόρηση των τιμών του παρελθόντος. Μια αγορά είναι ασθενώς αποτελεσματική αν ο συναλλασσόμενος δεν μπορεί να έχει υπερκανονικά κέρδη

χρησιμοποιώντας περασμένες τιμές σε αυτή την αγορά. Με άλλα λόγια η πληροφόρηση που είναι διαθέσιμη στην ξένη συναλλαγματική αγορά περιορίζεται σε παρελθούσες τιμές της προθεσμιακής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Ο δεύτερος τύπος είναι αυτός της ημι- ισχυρής αποτελεσματικής αγοράς όπου οι τρέχουσες τιμές αντανακλούν το σύνολο των διαθέσιμων πληροφοριών . Ο συναλλασσόμενος δεν μπορεί να κάνει υπερκέρδη κάνοντας χρήση παλαιών τιμών της εξεταζόμενης μεταβλητής ή οποιασδήποτε άλλης δημοσιευμένης μεταβλητής που μπορεί να είναι χρήσιμη για την πρόβλεψη της μελλοντικής αξίας της. Στην περίπτωση της ξένης συναλλαγματικής αγοράς τέτοια πληροφόρηση μπορεί να περιλαμβάνει περασμένες αξίες της προθεσμιακής συναλλαγματικής ισοτιμίας σε άλλες ξένες συναλλαγματικές αγορές για διαφορετικά νομίσματα ή πληροφορίες που είναι πιθανό να επηρεάσουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες όπως είναι οι ισοτιμίες επιτοκίων, ο πληθωρισμός κτλ. Κατά συνέπεια η πληροφόρηση στην περίπτωση αυτή επεκτείνεται ώστε να συμπεριλάβει όλο το δημοσιευμένο υλικό. Αυτό σημαίνει όταν λέγεται ότι οι συναλλασσόμενοι χρησιμοποιούν όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση για να διαμορφώσουν τις προσδοκίες τους ορθολογικά. Τέλος η ισχυρή μορφή σύμφωνα με την οποία οι τρέχουσες τιμές αντανακλούν ουσιαστικά όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες συμπεριλαμβανομένης της εσωτερικής πληροφόρησης που αφορά είτε το δημόσιο είτε τον ιδιωτικό τομέα.

Το κύριο χαρακτηριστικό της αποτελεσματικής αγοράς είναι ότι οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων αντανακλούν πλήρως όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες. Στην περίπτωση της αγοράς συναλλάγματος αυτό σημαίνει ότι οι συμμετέχοντες στην αγορά χρησιμοποιούν το σύνολο των διαθέσιμων πληροφοριών που θεωρούνται σημαντικές για τον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών

όψεως και προθεσμίας, έτσι ώστε να μην υπάρχουν ανεκμετάλλευτες ευκαιρίες για υπερκανονικά κέρδη.

Είναι σημαντικό να σημειωθεί ότι η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς είναι μια κοινή υπόθεση. Το πρώτο σκέλος αυτής της υπόθεσης είναι η εξίσωση $s^e = f$ που συσχετίζει την αναμενόμενη συναλλαγματική ισοτιμία με την προθεσμιακή διαμέσου των κινήσεων των κερδοσκόπων που υποθέτουμε ότι γνωρίζουν τις τιμές ισορροπίας ή τις αναμενόμενες αποδόσεις ισορροπίας. Το δεύτερο σκέλος είναι ότι οι οικονομικοί φορείς ενεργούν ορθολογικά με την έννοια ότι δεν κάνουν συστηματικά σφάλματα πρόβλεψης. Αν η αγορά βρεθεί αναποτελεσματική μπορούμε να συμπεράνουμε τα εξής: είτε ότι το θεμελιώδες μοντέλο της συμπεριφοράς των κερδοσκόπων είναι λάθος είτε ότι οι συμμετέχοντες δεν έχουν ορθολογικές προσδοκίες.

Το μοντέλο της συμπεριφοράς των κερδοσκόπων υποθέτει ότι οι κερδοσκόποι είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο. Μπορεί να αναρωτηθεί κανείς τι θα συμβεί στην εξίσωση $s^e = f$ αν οι κερδοσκόποι αποστρέφονται τον κίνδυνο. Σε αυτή την περίπτωση η προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία και η αναμενόμενη τρέχουσα διαφέρουν κατά ένα ποσό ίσο με το ασφάλιστρο κινδύνου που επικρατεί την περίοδο $t-1$:

$$p_{t-1} + s_t^e = f_{t-1}$$

Η απλούστερη υπόθεση που μπορούμε να κάνουμε αναφορικά με το ασφάλιστρο κινδύνου είναι ότι ισούται με μια σταθερά (a) συν κάποιο τυχαίο λάθος (u_{t-1}). Αντικαθιστώντας στην παραπάνω σχέση την εξίσωση $s_t = s_t^e + u_t$ έχουμε ότι:

$$s_t = -\alpha + f_{t-1} + (u_t - e_{t-1}) \Rightarrow s_t = -\alpha + f_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου $\varepsilon_t = (u_t - e_{t-1})$. Η εξίσωση $s_t = -\alpha + f_{t-1} + \varepsilon_t$ δηλώνει ότι με την παρουσία αποστροφής στον κίνδυνο η προθεσμιακή ισοτιμία δεν μπορεί να προβλέψει την τρέχουσα.

Η προδιαγραφή του ασφαλιστρου κινδύνου ως σταθεράς είναι εξαιρετικά απλή. Το ασφάλιστρο κινδύνου μπορεί να διαμορφώνεται με το χρόνο ανάλογα με τις αντιλήψεις των επενδυτών ή των κερδοσκόπων οι οποίες υπόκεινται με τη σειρά τους σε άλλες αλλαγές. Αυτό είναι γνωστό ως χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου στη βιβλιογραφία. Είναι ευκολότερο να εξετάσουμε εμπειρικά το σταθερό ασφάλιστρο κινδύνου απ' ότι το χρονικά διαφοροποιημένο.

Η αποτελεσματικότητα της προθεσμιακής αγοράς και η ύπαρξη ή μη ενός ασφαλιστρου κινδύνου συνδέεται στενά με την ύπαρξη της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων. Αν αφαιρέσουμε s_{t-1} και από τις δυο πλευρές των εξισώσεων $s^e = f$ και $s_t = s_t^e + u_t$ τότε η σύνδεση με την UIP είναι ξεκάθαρη:

$$s_t^e - s_{t-1} = f_{t-1} - s_{t-1}$$

$$\Delta s_t^e = -f_{t-1} \quad (1)$$

Στην περίπτωση που συμπεριλάβουμε και το ασφάλιστρο κινδύνου η εξίσωση διαμορφώνεται ως εξής:

$$\Delta s_t^e + \rho_{t-1} = -f_{t-1} \quad (2)$$

Αφαιρώντας s_{t-1} και από τις δυο πλευρές της εξίσωσης $s_t = s_t^e + u_t$ έχουμε ότι:

$$s_t - s_{t-1} = s_t^e - s_{t-1} + u_t$$

$$\Delta s_t = \Delta s_t^e + u_t \quad (3)$$

Χρησιμοποιώντας την (3) τόσο στην (2) όσο και στην (1) μπορούμε να έχουμε τις ακόλουθες εκφράσεις για την αναμενόμενη αλλαγή στην τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία οι οποίες υποθέτοντας αποτελεσματική αγορά ποικίλουν ανάλογα με τον αν οι οικονομικοί φορείς είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο ή τον αποστρέφονται:

$$\Delta s_t^e = -fr_{t-1} = \Delta s_t \quad (4) \quad \text{περίπτωση ουδετερότητας ως προς τον κίνδυνο}$$

$$\Delta s_t^e = \Delta s_t = -fr_{t-1} - \rho_{t-1} \quad (5) \quad \text{περίπτωση αποστρέφησης απέναντι στον κίνδυνο}$$

όπου αγνοούμε τα λάθη για λόγους απλότητας. Οι περισσότερες παραλλαγές για την εξίσωση (4) της UIP έχει υποθεθεί ότι ευσταθούν. Με άλλα λόγια η προθεσμιακή αγορά υποτίθεται ότι είναι αποτελεσματική και ότι οι κερδοσκόποι είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο. Επομένως το Δs_t^e μπορεί να υποκατασταθεί είτε από την προθεσμιακή προεξόφληση είτε από την πραγματική αλλαγή στο τρέχον επιτόκιο. Κάτι τέτοιο συμβαίνει για το λόγο ότι οι δοκιμές αυτές αντιπροσωπεύουν μια κοινή υπόθεση όπου εξετάζεται αν οι οικονομικοί φορείς είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο και συναλλάσσονται αποτελεσματικά. Με άλλα λόγια η απόρριψη της UIP μπορεί να είναι αποτέλεσμα οποιουδήποτε εκ των δυο αυτών παραγόντων. Παρακάτω παρουσιάζονται κάποιες δοκιμές της αποτελεσματικότητας της αγοράς προκειμένου να διευκρινιστούν οι λόγοι αποτυχίας της UIP.

Ο πιο απλός τρόπος για να εξετάσουμε την αποτελεσματικότητα της αγοράς **(δηλαδή την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων ή την αμεροληψία της προθεσμιακής ισοτιμίας)** είναι να «τρέξουμε» την παλινδρόμηση του παρακάτω τύπου:

$$s_t = \alpha + \beta f_{t-1} + \varepsilon_t$$

Η αγορά είναι αποτελεσματική και έχουμε ουδετερότητα ως προς τον κίνδυνο αν $\alpha=0$ και $\beta=1$ και τα κατάλοιπα ε_t αποτελούν «λευκό» θόρυβο. Αν $\alpha=0$ και $\beta=1$ τότε το προθεσμιακό επιτόκιο είναι αμερόληπτος εκτιμητής του μελλοντικού τρέχοντος επιτοκίου. Πολλές μελέτες έχουν «τρέξει» αυτή την παλινδρόμηση και χρησιμοποιούν το F test για να εξετάσουν την κοινή αυτή υπόθεση. Όταν γίνεται ένα τέτοιου είδους τεστ είναι απαραίτητο η περίοδος του δείγματος να είναι τόσο μεγάλη όση η περίοδος ωρίμανσης του προθεσμιακού συμβολαίου. Επομένως αν το f_{t-1} είναι ενός μηνός προθεσμιακό επιτόκιο τότε είναι απαραίτητο να χρησιμοποιήσουμε δεδομένα ενός τουλάχιστον μήνα και αυτό σημαίνει ότι δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν δεδομένα που αλληλεπικαλύπτονται. Χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία δεδομένα είναι πιθανό να οδηγηθούμε σε μεροληψία στους συντελεστές.

Το πρόβλημα με αυτή την απεικόνιση είναι ότι οι χρονολογικές σειρές μπορεί να μην είναι στάσιμες με αποτέλεσμα πολλοί ερευνητές να χρησιμοποιούν την εξίσωση

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1}$$

Υπό συνθήκες καλυμμένης ισοτιμίας επιτοκίων το προθεσμιακό πριμ ($f_t - s_t$) είναι ίδιο με τη διαφορά επιτοκίων. Επομένως οι δοκιμές της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων και οι δοκιμές για την αμεροληψία της προθεσμιακής ισοτιμίας είναι ισοδύναμες. Ένας δεύτερος προσδιορισμός της εξίσωσης είναι η αντικατάσταση της διαφοράς επιτοκίων με την προθεσμιακή προεξόφληση, που είναι η ποσοστιαία διαφορά μεταξύ της προθεσμιακής και της τρέχουσας συναλλαγματικής ισοτιμίας. Με βάση το αρμπιτράζ η προθεσμιακή προεξόφληση πρέπει να ισούται με τη διαφορά επιτοκίων. Οι περισσότεροι μελετητές συμφωνούν ότι η αγορά σέβεται αυτή την υπόθεση καθώς οι τράπεζες επιτρέπουν να προσδιορίζονται οι προθεσμιακές ισοτιμίες από τις διαφορές επιτοκίων.

Ο MacDonald (1983α) εξετάζει την υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς εκτιμώντας την εξίσωση $s_t = \alpha + \beta f_{t-1} + e_t$ για συναλλαγματικές ισοτιμίες φράγκου -δολαρίου, δολαρίου - λίρας και φράγκου - λίρας από το Φεβρουάριο 1921 έως το Μάιο του 1925. Μια απλή μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (OLS) προσφέρει αποτελέσματα που προτείνουν ότι η υπόθεση μηδέν για την αποτελεσματικότητα δεν μπορεί να απορριφθεί για 99% επίπεδο σημαντικότητας.

Οι περισσότερες εκτιμήσεις της εξίσωσης $s_t = \alpha + \beta f_{t-1} + e_t$ σχετίζονται με την περίοδο πριν το 1971, περίοδο κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών. Ο Frankel (1981) για παράδειγμα εξετάζει την εξίσωση χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για το γερμανικό μάρκο, τη στερλίνα και το γαλλικό φράγκο έναντι του δολαρίου για την περίοδο Ιούνιος 1973- Ιούνιος 1978. Χρησιμοποιώντας το F test για να εξετάσει την από κοινού υπόθεση ότι $\alpha=0$ και $\beta=1$ δεν μπορεί να απορρίψει την αποτελεσματικότητα της αγοράς για κανένα νόμισμα. Ο Longworth (1981) εξετάζει την υπόθεση αυτή για το καναδικό δολάριο έναντι του δολαρίου για την περίοδο Ιούλιος 1970 – Δεκέμβριος 1978. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν είναι

μηνιαία και η προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία είναι ενός μηνός. Παρόμοια F test με αυτά του Frankel (1981) υποδεικνύουν ότι η υπόθεση μηδέν δεν μπορεί να απορριφθεί για ολόκληρη την περίοδο ούτε για οποιαδήποτε διετή υποπερίοδο ολόκληρης της περιόδου.

Παρόλα αυτά αυτά τα αποτελέσματα δεν επιβεβαιώνονται από άλλες μελέτες. Ο πίνακας 4 παρουσιάζει αποτελέσματα παρόμοιων τεστ για μια ποικιλία συναλλαγματικών ισοτιμιών που λαμβάνονται από τον Baillie και λοιπούς (1983-1984). Στο σύνολο τα αποτελέσματα αυτά προτείνουν την απόρριψη της υπόθεσης μηδέν για την αποτελεσματικότητα της αγοράς.

Πίνακας 4 Τεστ της αποτελεσματικότητας της προθεσμιακής αγοράς συναλλάγματος.

| | α | β | F test της H_0 | DW |
|----------|--------------------|-------------------|------------------|------|
| £/\$ | 0.0327 (.0159) | 0.9560 (.0219) | 2.12 | 1.33 |
| DM/\$ | -0.0243 (.0197) | -.9684 (.0239) | 0.97 | 1.98 |
| Lira/\$ | -.2345 (.1195) | 0.9641 (.0180) | 2.94 | 1.67 |
| Frfr/\$ | -0.1736 (.0600) | 0.8840 (.0397) | 4.57 | 1.85 |
| Can\$/\$ | 0.0565 (.0172) | 0.6418 (.1143) | 5.72 | 1.96 |
| Swfr/\$ | 0.1141 (.0656) | 0.7974 (.1204) | 1.57 | 1.55 |

Σημ: $H_0: \alpha=0$ και $\beta=1$

DW: Στατιστική μέθοδος Durbin Watson που υποδεικνύει εάν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

Τα τυπικά σφάλματα δίνονται στις παρενθέσεις.

Πηγή: Baillie et al. (1983)

| | Παρατ.1,5,9,.. | Παρατ.2,6,10,.. | Παρατ.3,7,11,.. | Παρατ.4,8,12,.. |
|---------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Lira/\$ | 3.47 ^b | 3.22 ^b | 2.91 ^c | 2.94 ^c |
| £/\$ | 1.97 | 2.56 ^c | 2.28 | 2.12 |
| DM/\$ | 1.06 | 0.73 | 0.95 | 0.97 |
| Frfr/\$ | 4.06 ^b | 3.88 ^b | 5.65 ^a | 4.57 ^b |

Αυτά είναι αποτελέσματα ενός F test όπου υπόθεση μηδέν είναι ότι $\alpha=0$ και $\beta=1$.

Σημ: παρατ. χ , ψ , ω : αναφέρεται στις παρατηρήσεις για τις εβδομάδες χ , ψ και ω . Ο Baillie et al. χρησιμοποιούν εβδομαδιαία δεδομένα. Είναι σημαντικό τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται σε κάθε εξίσωση να μην αλληλεπικαλύπτονται. Κατά συνέπεια εκτιμώνται τέσσερις διαφορετικές παλινδρομήσεις για κάθε νόμισμα χρησιμοποιώντας δεδομένα από τέσσερα εβδομαδιαία διαστήματα.

^a= επίπεδο σημαντικότητας 1%

^b= επίπεδο σημαντικότητας 5%

^c= επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πηγή: Baillie et al. (1984)

Περίοδος δεδομένων: για £, DM, Lira, Frfr 1^η Ιουνίου 1973- 8 Απριλίου 1980, για Can\$ και Swfr 1^η Δεκεμβρίου 1977- 15 Μαΐου 1980.

Πιο συγκεκριμένα ο Baillie et al. (1983) απορρίπτουν την υπόθεση μηδέν για το καναδικό δολάριο, το γαλλικό φράγκο και την ιταλική λίρα. Επιπλέον στην

περίπτωση της στερλίνας η στατιστική μέθοδος DW υποδεικνύει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα και επομένως πρέπει ξανά να απορρίψουμε την υπόθεση μηδέν. Παρόμοια αποτελέσματα παρουσιάζονται στο δεύτερο μισό του πίνακα. Η υπόθεση μηδέν πρέπει να απορριφθεί για κάθε παλινδρόμηση στην περίπτωση της λίρας και του γαλλικού φράγκου. Η υπόθεση μηδέν δεν μπορεί να απορριφθεί για το γερμανικό μάρκο. Στην περίπτωση της στερλίνας τα F test προτείνουν μη απόρριψη της υπόθεσης μηδέν αλλά και πάλι (κάτι τέτοιο δεν εμφανίζεται στον πίνακα) η DW υποδεικνύει την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

Οι Gregory και McCurdy (1986) επικρίνουν αυτά τα απλά αποτελέσματα. Σημειώνουν ότι υπάρχει μικρό ενδιαφέρον για την ερώτηση αν οι παλινδρομήσεις έχουν ορθά ή όχι καθοριστεί. Με σκοπό να παρέχουν κάποιες ενδείξεις για την εγκυρότητα αυτών των τεστ εκτέλεσαν μια ποικιλία δοκιμών για να καθορίσουν εάν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, αν τα κατάλοιπα είναι ομοσκεδαστικά, (χρησιμοποιώντας το ARCH τεστ) και αν οι παράμετροι παρουσιάζουν σταθερότητα (χρησιμοποιώντας μια μήτρα πληροφοριών). Εξέτασαν μηνιαία στοιχεία από τον Ιανουάριο 1974 έως το Δεκέμβριο 1981 για το δολάριο έναντι του γαλλικού φράγκου, της λίρας, του γεν, της στερλίνας και του γερμανικού μάρκου. Πρώτα καθόρισαν αν η απλή παλινδρόμηση που δίνεται από την εξίσωση $s_t = \alpha + \beta f_{t-1} + \varepsilon_t$ είναι σωστά προσδιορισμένη για ολόκληρη την περίοδο. Τα αποτελέσματά τους δεικνύουν ότι για κάθε νόμισμα υπάρχουν σοβαρές ελλείψεις στον προσδιορισμό της εξίσωσης για ολόκληρη την περίοδο. Επομένως είναι λάθος να εξαχθούν συμπεράσματα από τους ελέγχους σημαντικότητας. «Έτρεξαν» την ίδια παλινδρόμηση για διάφορες περιόδους. Μόνο εάν τα αποτελέσματα αυτών των τεστ γίνονταν αποδεκτά θα μπορούσαν να εξαχθούν συμπεράσματα για την αμεροληψία

της προθεσμιακής ισοτιμίας ως εκτιμητή της τρέχουσας. Μόνο στην περίπτωση του γερμανικού μάρκου μπόρεσε τελικά η υπόθεση μηδέν να μην απορριφθεί.

Οι Backus et al.(1993) χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα για το καναδικό δολάριο, το γαλλικό φράγκο, το μάρκο, το γεν και τη στερλίνα σε σχέση με το δολάριο ΗΠΑ για την περίοδο Ιουλίου 1974-Απριλίου 1990, βρήκαν ότι ο συντελεστής β είναι στατιστικά σημαντικός και με αρνητικό πρόσημο. Παρόμοια αποτελέσματα προέκυψαν και από την έρευνα των Mark et al. (1993), οι οποίοι χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα για το γαλλικό φράγκο, το γεν και τη στερλίνα σε σχέση με το δολάριο ΗΠΑ για την περίοδο Ιανουαρίου 1976-Αυγούστου 1988. Το γεγονός ότι ο συντελεστής β είναι αρνητικός σημαίνει ότι η μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας που πραγματοποιείται στην περίοδο $t+1$ είναι προς την αντίθετη κατεύθυνση από εκείνη που προβλέπει το προθεσμιακό πριμ. Πιο συγκεκριμένα αντί της υποτίμησης του εγχωρίου νομίσματος που υποδηλώνει η προθεσμιακή προεξόφληση, αναμένεται ανατίμηση του νομίσματος στο μέλλον.

Οι McFarland et al. (1994) επίσης άσκησαν κριτική για τα απλά τεστ που αφορούν την αποτελεσματικότητα της προθεσμιακής αγοράς βασιζόμενοι σε εξισώσεις όπως η $s_t = \alpha + \beta f_{t-1} + \varepsilon_t$. Συγκεκριμένα συμφώνησαν ότι αφού τα δεδομένα είναι συχνά μη στάσιμα η υπόθεση που εξετάζεται μπορεί να μην έχει ισχύ. Χρησιμοποίησαν επομένως τεχνικές συνολοκλήρωσης για να εξετάσουν την αποτελεσματικότητα για πέντε νομισματικές μονάδες (βελγικό φράγκο, γαλλικό φράγκο, γερμανικό μάρκο, στερλίνα και λίρα) έναντι του δολαρίου. Τα αποτελέσματά τους απέρριψαν την υπόθεση μηδέν τρεις στις πέντε περιπτώσεις (η στερλίνα και η λίρα αποδείχτηκαν αποτελεσματικές).

Η ανάγκη να χρησιμοποιηθούν δεδομένα που δεν αλληλεπικαλύπτονται ανάγκασε τους μελετητές να αγνοήσουν πολλές πληροφορίες. Ωστόσο δεν είναι

δυνατόν να χρησιμοποιήσουμε εκτιμητές OLS της εξίσωσης $s_t = \alpha + \beta f_{t-1} + \varepsilon_t$ με στοιχεία που μικρότερης έκτασης από αυτήν ενός προθεσμιακού συμβολαίου. Ο λόγος είναι απλός: αν τα στοιχεία αλληλεπικαλύπτονται ο όρος λάθους ε_t δεν μπορεί να αποτελεί «λευκό» θόρυβο. Ας υποθέσουμε ότι χρησιμοποιούμε εβδομαδιαία στοιχεία με προθεσμιακές ισοτιμίες ωρίμανσης ενός μήνα. Από τη στιγμή που θα καθοριστεί το προθεσμιακό επιτόκιο από τους συμμετέχοντες στην αγορά το χρονικό σημείο $t-1$, τότε τέσσερα τυχαία σοκ θα συμβούν πριν το τρέχον επιτόκιο παρατηρηθεί το χρόνο t . (αναπαριστώντας τις τέσσερις εβδομάδες μεταξύ $t-1$ και t). Αυτά τα σοκ θα επηρεάσουν τον καθορισμό των προθεσμιακών επιτοκίων που παρατηρούνται πριν φτάσουμε στο τρέχον επιτόκιο το χρόνο t . Ως αποτέλεσμα τα λάθη ε_t θα ακολουθήσουν μια διαδικασία κινητών μέσων με σειρά 3, που σημαίνει ότι αυτοσυσχετίζονται. Με δεδομένα που δεν αλληλεπικαλύπτονται ωστόσο, τα τυχαία σοκ που συμβαίνουν μεταξύ $t-1$ και t δεν μπορούν να επηρεάσουν τον καθορισμό των προθεσμιακών επιτοκίων που παρατηρούμε και κατά συνέπεια δεν θα υπάρχει αυτοσυσχέτιση.

Ο Hakkio (1981) προτείνει μια πιο αποτελεσματική οικονομετρική τεχνική που να επιτρέπει τη χρήση αλληλεπικαλυπτόμενων παρατηρήσεων χωρίς να προκαλείται αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα. Χρησιμοποιεί μια διμεταβλητή προσέγγιση αυτοπαλινδρόμησης και σημειώνει ότι η υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών οδηγεί κάποιους μη γραμμικούς περιορισμούς στις παραμέτρους των παρακάτω εξισώσεων:

$$\Delta s_t = \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta f_{t-i}$$

$$\Delta f_t = \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \delta_i \Delta f_{t-i}$$

Για να εξετάσει την ισχύ της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της αγοράς χρησιμοποιώντας αυτή τη μεθοδολογία, πρώτα εκτιμά χωριστά τις δυο αυτές εξισώσεις χωρίς περιορισμούς. Έπειτα θέτει τους περιορισμούς και εκτελεί ένα τεστ πιθανοτήτων για να καθορίσει αν οι περιορισμοί γίνονται αποδεκτοί από τα στοιχεία. Χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία στοιχεία από τις 24 Απριλίου 1973 έως τις 5 Μαΐου 1977 για το δολάριο έναντι του ολλανδικού φιορίνι, του γερμανικού μάρκου, του καναδικού δολαρίου, του ελβετικού φράγκου και της στερλίνας, συμπεραίνει ότι οι περιορισμοί που υπονοούνται από την αποτελεσματική αγορά δεν γίνονται αποδεκτοί.

Οι Baillie et al. (1983) χρησιμοποίησαν και αυτοί την διμεταβλητή προσέγγιση χρησιμοποιώντας τα στοιχεία του πίνακα . Εκτίμησαν και αυτοί τις δυο παραπάνω εξισώσεις χρησιμοποιώντας τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και έπειτα ένα μη γραμμικό έλεγχο Wald για να εξετάσουν τους περιορισμούς που υπονοούνται από την υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών. Και σε αυτή την περίπτωση η υπόθεση μηδέν ότι το προθεσμιακό επιτόκιο είναι αμερόληπτος εκτιμητής του μελλοντικού τρέχοντος επιτοκίου απορρίφθηκε.

Σημειώθηκε παραπάνω ότι μπορούμε να διακρίνουμε δυο τύπους αποτελεσματικότητας ανάλογα με τις πληροφορίες που χρησιμοποιούμε: τα «ασθενή» τεστ και τα «ημι- ισχυρά». Τα τεστ αυτού του είδους χρησιμοποιούν τον ακόλουθο τύπο παλινδρόμησης:

$$s_{t-1} - f_t = \pi\chi_t + \varepsilon_t$$

όπου ο όρος $(s_{t-1} - f_t)$ αντιπροσωπεύει το λάθος πρόβλεψης και το χ_t κάποιο σετ πληροφόρησης. Αν η προθεσμιακή αγορά είναι αποτελεσματική περιμένουμε $\pi=0$ και ε_t να είναι «λευκός» θόρυβος. Στην περίπτωση των ασθενών τεστ το χ_t περιλαμβάνει καθυστερημένες αξίες της προθεσμιακής ισοτιμίας ή το λάθος πρόβλεψης. Οι Hansen και Hodrick (1980) διενέργησαν δοκιμές χρησιμοποιώντας τιμές με υστέρηση του λάθους πρόβλεψης με δεδομένα από τη δεκαετία 1920 και 1970. Τα δεδομένα της δεκαετίας του 1920 σχετίζεται με την συναλλαγματική ισοτιμία της στερλίνας έναντι του γαλλικού φράγκου, του γερμανικού μάρκου και του δολαρίου. Συναλλαγματικές ισοτιμίες του δολαρίου χρησιμοποιούνται για τη δεκαετία του 1970.

Τα αποτελέσματα της δεκαετίας του 1920 υποδεικνύουν ότι η αποτελεσματικότητα της αγοράς μπορεί να απορριφθεί για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες το γερμανικού μάρκου και το γαλλικού φράγκου.

Τα ημι- ισχυρά τεστ της αποτελεσματικότητας της αγοράς διακρίνουν το σύνολο πληροφοριών με περισσότερη ευρύτητα. Οι Hansen και Hodrick (1980) για παράδειγμα περιλαμβάνουν και άλλα λάθη πρόβλεψης από άλλες ξένες αγορές συναλλάγματος στην ομάδα πληροφόρησης. Η αποτελεσματικότητα της αγοράς προτείνει ότι καμία από τις μεταβλητές σε αυτά τα λάθη πρόβλεψης θα πρέπει να είναι σημαντική. Τα αποτελέσματα για τα στοιχεία τους από το 1970 δεικνύουν ότι η υπόθεση μηδέν της αποτελεσματικότητας της αγοράς μπορεί να απορριφθεί για την περίπτωση του καναδικού δολαρίου έναντι του δολαρίου, του ελβετικού φράγκου έναντι του δολαρίου και του γερμανικού μάρκου έναντι του δολαρίου.

Ο Longworth (1981) συμπεριλαμβάνει το τρέχον επιτόκιο με υστέρηση σε μια παλινδρόμηση όπως της εξίσωσης $s_t = \alpha + \beta f_{t-1} + \varepsilon_t$. Η αποτελεσματικότητα της αγοράς υπονοεί ότι παράλληλα με την υπόθεση ότι $\alpha=0$ και $\beta=1$ η μεταβλητή για το τρέχον επιτόκιο με υστέρηση πρέπει να είναι ίση με μηδέν. Ο Longworth αδυνατεί να απορρίψει την υπόθεση μηδέν για οποιοδήποτε νόμισμα πιθανότατα γιατί μια τόσο απλή μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων είναι ένας έλεγχος χωρίς αποτελεσματικότητας. Περαιτέρω έρευνα ωστόσο οδηγεί στο ενδιαφέρον αποτέλεσμα ότι το τρέχον επιτόκιο με υστέρηση ξεπερνά το προθεσμιακό επιτόκιο στο να προβλέψει το τρέχον επιτόκιο. Με άλλα λόγια για την περίοδο υπό συζήτηση τα κέρδη θα μπορούσαν να δημιουργηθούν με συναλλαγές στη βάση της σχέσης μεταξύ του τρέχοντος επιτοκίου και του προθεσμιακού οποιαδήποτε χρονική στιγμή. Η επινόηση τέτοιων κανόνων συναλλαγής δεν υποστηρίζει την αποτελεσματικότητα της αγοράς: οι κερδοσκόποι θα μπορούσαν να αποκτήσουν υπερκέρδη.

Μια εναλλακτική μέθοδος εξέτασης της ημι- ισχύος της αγοράς, που έχει το πλεονέκτημα χρήσης μιας πιο επιτυχούς τεχνικής εκτίμησης, είναι να ληφθεί υπόψη το γεγονός ότι ο όρος λάθους στις εξισώσεις OLS για διαφορετικά νομίσματα έναντι του δολαρίου μπορεί να συσχετιστεί οποιαδήποτε χρονική στιγμή. Ο MacDonald (1983) σημειώνει ότι η χρήση της OLS για εξισώσεις όπως η $s_t = \alpha + \beta f_{t-1} + \varepsilon_t$ μπορεί να είναι ανεπιτυχής για τον παρακάτω λόγο. Συνήθως χρησιμοποιείται μια ομάδα συναλλαγματικών ισοτιμιών σχετικών με του δολαρίου. Ωστόσο θεωρώντας ότι οι κλονισμοί που προέρχονται από το δολάριο επηρεάζουν όλες τις συναλλαγματικές ισοτιμίες τα λάθη συσχετίζονται στις εξισώσεις. Αν χρησιμοποιούνταν μόνο ευρωπαϊκές συναλλαγματικές ισοτιμίες, τότε παρόμοια συσχέτιση θα μπορούσε να προκύψει από τη λειτουργία του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος που συνδέει μεταξύ τους τα ευρωπαϊκά νομίσματα.

Μια τέτοια σύγχρονη συσχέτιση στις παλινδρομήσεις υπονοεί ότι οι συντελεστές μπορεί να μην είναι αποτελεσματικοί και ότι αποτελεσματικότερες εκτιμήσεις θα μπορούσαν να παραχθούν χρησιμοποιώντας την μέθοδο εκτίμησης SURE⁴ του Zellner (1962). Στην περίπτωση αυτή οι παλινδρομήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών εκτιμώνται ως σύστημα εξισώσεων και οι περιορισμοί που υπονοούνται από την αποτελεσματικότητα μπορούν να εξεταστούν με τη χρήση ενός F test. Η χρήση αυτής της μεθόδου μπορεί να θεωρηθεί ισάξια ενός ημι-δυναμικού τεστ αφού η πληροφόρηση από άλλες συναλλαγματικές αγορές είναι ενσωματωμένη στην παλινδρόμηση για κάθε χώρα. Ο MacDonald (1983) χρησιμοποιεί αυτή τη μέθοδο για να εξετάσει την αποτελεσματικότητα χρησιμοποιώντας τριμηνιαία δεδομένα από το 1972 ως το 1979 για μια ποικιλία νομισμάτων σχετικών με το αμερικάνικο δολάριο. Τα αποτελέσματα της μεθόδου αυτής υποδεικνύουν ότι η υπόθεση μηδέν για την αποτελεσματικότητα απορρίπτεται για τέσσερα στα έξι νομίσματα.

Ο Taylor(1988) επίσης διεξάγει δοκιμές χρησιμοποιώντας τη μέθοδο SURE για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες του δολαρίου έναντι της στερλίνας, του δολαρίου έναντι του ελβετικού φράγκου και του δολαρίου έναντι του γεν για την περίοδο Μάρτιος 1976 έως Ιούλιος 1986. Τα αποτελέσματά του απορρίπτουν την υπόθεση ότι η αγορά είναι αποτελεσματική και για τα τρία νομίσματα.

Τα παραπάνω ημι- ισχυρά τεστ αφιερώθηκαν στο κατά πόσο μαζί με την προθεσμιακή ισοτιμία, η πληροφόρηση από άλλες αγορές συναλλάγματος μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να προβλέψει την τρέχουσα ισοτιμία. Παρόλα αυτά είναι εξίσου αληθές το γεγονός ότι και άλλη πληροφόρηση που είναι σχετική με τον καθορισμό

⁴ Το SURE προέρχεται από τα αρχικά των λέξεων Seemingly Unrelated Regression Estimator. Οι εκτιμήσεις αυτής της μεθόδου είναι πιο αποτελεσματικές και τα τυπικά σφάλματα είναι συνήθως χαμηλότερα από εκείνα της OLS. Αυτό κάνει την υπόθεση που εξετάζεται πιο αξιόπιστη.

της συναλλαγματικής ισοτιμίας μπορεί να είναι σημαντική για την πρόβλεψη της μελλοντικής τρέχουσας ισοτιμίας. Ο MacDonald (1983) παρέχει ημι- ισχυρά τεστ αποτελεσματικότητας του ακόλουθου τύπου:

$$s_t - f_{t-1} = \alpha + \beta (Z_t - Z_t^e) + \varepsilon_t$$

όπου Z_t είναι κάποιο διάνυσμα μεταβλητών που μπορεί να επηρεάσουν τη συναλλαγματική ισοτιμία. Το αριστερό τμήμα της εξίσωσης είναι το σφάλμα πρόβλεψης. Ο κριτικός παράγοντας αυτής της προσέγγισης είναι η εκτίμηση του Z_t^e . Ο MacDonald υποθέτει ότι το Z_t είναι συνάρτηση της προσαύξης του τρέχοντος λογαριασμού, των ελλειμμάτων του προϋπολογισμού, του πληθωρισμού και μια μεταβλητή επιτοκίου. Αυτά συμπεριλαμβάνονται με τέσσερις το πολύ υστερήσεις. Οι προσαρμοσμένες αξίες της παλινδρόμησης χρησιμοποιούνται στη συνέχεια ως αναμενόμενες τιμές του Z . Η διαφορά μεταξύ των προσαρμοσμένων αυτών αξιών και των πραγματικών τιμών του Z_t αναπαριστούν το μη προβλεπόμενο τμήμα. Επομένως το $(Z_t - Z_t^e)$ που ορίζεται ως μη προβλεπόμενη πληροφόρηση για την προσφορά χρήματος, αποτελεί τα κατάλοιπα από τις εξισώσεις του Z_t .

Αν η αγορά είναι αποτελεσματική δεν περιμένουμε ούτε τον α ούτε τον β από τους παράγοντες να είναι στατιστικά σημαντικοί για τα νέα με υστέρηση. Δυο ομάδες αποτελεσμάτων παρέχονται από τον MacDonald. Πρώτα η παραπάνω εξίσωση εκτιμάται για κάθε νόμισμα χρησιμοποιώντας τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Τα αποτελέσματα δεικνύουν ότι οι πληροφορίες για την προσφορά χρήματος είναι ασήμαντες στην περίπτωση της Αγγλίας, της Γαλλίας και της Γερμανίας. Στην περίπτωση της Ελβετίας τα νέα για την προσφορά χρήματος στην Αμερική είναι σημαντικά και με το σωστό πρόσημο. Στην περίπτωση της Αυστρίας

τα νέα για την εγχώρια προσφορά χρήματος είναι σημαντικά αλλά με λανθασμένο πρόσημο. Στην περίπτωση του Καναδά τα εγχώρια νέα είναι επίσης σημαντικά αλλά αυτή τη φορά με το σωστό πρόσημο. Όπου τα νέα είναι σημαντικά είναι δυστυχώς με υστέρηση. Αν η αγορά είναι αποτελεσματική, τότε μόνο τα τρέχοντα νέα πρέπει να είναι σημαντικά.

Η δεύτερη ομάδα αποτελεσμάτων παράγεται χρησιμοποιώντας την μέθοδο εκτίμησης SURE. Τα συμπεράσματα για την αναποτελεσματικότητα στις περιπτώσεις του Καναδά, της Αυστρίας και της Ελβετίας ενδυναμώνονται. Επιπλέον αναποτελεσματικότητα έχουμε και για τη Γερμανία και τη Γαλλία. Μόνο στην περίπτωση της στερλίνας έναντι του δολαρίου έχουμε νέα με υστέρηση για την προσφορά χρήματος μη σημαντικά.

Αυτό το αντιπροσωπευτικό δείγμα αποτελεσμάτων από τη βιβλιογραφία που εξετάζει την αμεροληψία της προθεσμιακής ισοτιμίας ως προάγγελου της μελλοντικής ισοτιμίας μας οδηγεί να συμπεράνουμε ότι υπάρχουν λίγες αποδείξεις της αποτελεσματικότητας της αγοράς. Όποιες αποδείξεις υπάρχουν προέρχονται από πολύ απλές οικονομετρικές παλινδρομήσεις που τα αποτελέσματά τους για όλους τους λόγους που προαναφέρθηκαν δεν είναι αξιόπιστες. Το ερώτημα που προκύπτει είναι γιατί υπάρχουν στοιχεία αναποτελεσματικότητας. Είναι σημαντικό να σημειωθεί ότι οι δοκιμές της αποτελεσματικότητας της αγοράς περιλαμβάνουν ένα κοινό τεστ. Η εξίσωση $s_t = \alpha + \beta f_{t-1} + \varepsilon_t$ και οι περιορισμοί που τίθενται από την αποτελεσματικότητα της αγοράς προέρχονται από δυο υποθέσεις. Υποθέτουμε ότι οι οικονομικοί φορείς λειτουργούν υπό συνθήκες ουδετερότητας και ότι έχουν ορθολογικές προσδοκίες. Επομένως αυτά τα αποτελέσματα προκύπτουν είτε από την ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου είτε από την απουσία ορθολογικών προσδοκιών.

Ένα πλήθος άρθρων επιδιώκουν να παρουσιάσουν την ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου. Το γεγονός αυτό έχει ενδιαφέρον αφού μπορεί να υποστηριχτεί η υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών και η αγορά μπορεί να θεωρηθεί αποτελεσματική έστω και αν υπάρχουν κερδοσκόποι που αποστρέφονται τον κίνδυνο. Η απλούστερη υπόθεση που μπορεί να γίνει σχετικά με το ασφάλιστρο κινδύνου είναι ότι παραμένει σταθερό στο χρόνο. Σταθερό ασφάλιστρο κινδύνου υποδεικνύεται από τη σημαντικότητα του σταθερού όρου α της εξίσωσης $s_t = \alpha + \beta f_{t-1} + \varepsilon_t$.

Οι Hansen και Hodrick (1980) σημειώνουν ότι για το 1920 τα αποτελέσματά τους υποστηρίζουν ως ένα βαθμό την ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου. Το πρόσημο της σταθεράς θα έπρεπε να είναι αρνητικό στις εξισώσεις τους αν θεωρείτο ότι το γερμανικό μάρκο και το γαλλικό φράγκο ήταν πιο ρινοκίνδυνα από τη στερλίνα. Ωστόσο τα αποτελέσματά τους έδειξαν θετική σταθερά και αυτό τους οδήγησε να είναι πιο επιφυλακτικοί στις ενδείξεις ύπαρξης ενός σταθερού ασφαλίστρου κινδύνου.

Ο MacDonald (1983) βρίσκει στοιχεία υπέρ της σταθεράς στις περιπτώσεις που αφορούν τις εξισώσεις της Ελβετίας, της Γερμανίας, της Γαλλίας και της Αυστρίας. Κατά συνέπεια υπάρχουν στοιχεία που ενισχύουν την ύπαρξη ενός σταθερού ασφαλίστρου κινδύνου.

Είναι πιο δύσκολο να καθοριστεί εάν υπάρχουν αποδείξεις για κυμαινόμενο ασφάλιστρο κινδύνου. Θεωρητικά το ασφάλιστρο κινδύνου αναμένεται να διαφοροποιείται χρονικά για διαφορετικά νομίσματα. Πολλές έρευνες επιδιώκουν να μετρήσουν το ασφάλιστρο κινδύνου.

Ο Wolff (1987) χρησιμοποιεί μια προσέγγιση μέσω πρόσημων για να μπορέσει να μετρήσει το μέγεθος του ασφαλίστρου για τη στερλίνα, το γερμανικό μάρκο και το γεν έναντι του δολαρίου. Χρησιμοποιεί δεδομένα τεσσάρων

εβδομάδων για την περίοδο από 6 Απριλίου 1973 έως 13 Ιουλίου 1984. Εξετάζοντας την εξίσωση:

$$r_{t-1} + s_t^e = f_{t-1}$$

αν αφαιρέσουμε s_t και από τις δυο πλευρές της εξίσωσης και αναπροσαρμόσουμε έχουμε τα εξής:

$$s_t^e - s_t + r_{t-1} = f_{t-1} - s_t$$

$$v_t + r_{t-1} = f_{t-1} - s_t$$

όπου $(s_t^e - s_t) = v_t$ είναι όρος λευκού θορύβου ο οποίος προκύπτει από την εισαγωγή νέας πληροφορίας για το τρέχον επιτόκιο μεταξύ $t-1$ και t . Στο δεξί μέρος της εξίσωσης έχουμε το σφάλμα πρόβλεψης. Το r_{t-1} είναι το σήμα που θέλουμε να εξάγουμε. Το v_t είναι ο «θόρυβος» γύρω από το σήμα.

Τα αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι υπάρχει σημαντική διαφοροποίηση στο ασφάλιστρο για κάθε νόμισμα στη διάρκεια του χρόνου. Πράγματι σχεδόν το μισό ποσοστό διαφοροποίησης του σφάλματος πρόβλεψης μπορεί να αποδοθεί με βάση τα αποτελέσματα στο κυμαινόμενο ασφάλιστρο κινδύνου.

Το ενδιαφέρον στην έρευνα του Wolff είναι δεν τον ενδιαφέρει να εξηγήσει τι προκαλεί την αλλαγή στο ασφάλιστρο κινδύνου. Προσπαθεί μόνο να καθορίσει την ύπαρξη ενός τέτοιου ασφαλιστρού. Οι Domowitz και Hakkio (1985) καθώς και ο Taylor (1985) προσπαθούν να εξηγήσουν το ασφάλιστρο κινδύνου με όρους αβεβαιότητας. Οι Domowitz και Hakkio (1985) διαμορφώνουν το ασφάλιστρο κινδύνου ως συνάρτηση της διακύμανσης υπό όρους των σφαλμάτων πρόβλεψης της

αγοράς που προκύπτουν όταν το προθεσμιακό επιτόκιο χρησιμοποιείται για να προβλέψει το τρέχον. Χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα από τον Ιούνιο 1973 έως το Σεπτέμβριο του 1982 για τη στερλίνα, το γαλλικό φράγκο, το γερμανικό μάρκο, το γεν και το ελβετικό φράγκο σε σχέση με το δολάριο και εκτίμησαν το μοντέλο της ακόλουθης δομής χρησιμοποιώντας τεχνικές μέγιστης πιθανότητας:

$$\Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 \{f_{t-1}\} + \theta h_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Όπου } h_{t-1}^2 = \alpha_0^2 + \alpha_1^2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_4^2 \varepsilon_{t-5}^2.$$

Αν δεν υπάρχει ασφάλιστρο κινδύνου, τότε αναμένεται ότι $\beta_0 = \theta = 0$, $\beta_1 = 1$ και το ε_{t+1} πρέπει να είναι «λευκός θόρυβος». Τα αποτελέσματά τους υποδεικνύουν λίγη υποστήριξη για την ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου.

Ο Taylor (1988) προσδιορίζει το ασφάλιστρο κινδύνου ως συνάρτηση της αστάθειας της χρηματιστηριακής αγοράς τόσο στην εγχώρια όσο και στις ξένες αγορές. Το επιχειρήμά του έχει ως εξής: αν υποθέσουμε ότι υπήρξε πρόσφατη υψηλή αστάθεια στις αποδόσεις για τις αμερικάνικες μετοχές. Σε αυτή την περίπτωση η αγορά δολαρίων με προθεσμία δεν προσελκύει τον κερδοσκόπο. Επομένως η προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία για το δολάριο τείνει να αυξάνεται καθώς το προθεσμιακό δολάριο υποτιμάται. Αυτό υποδεικνύει ότι το $[s_t^e - f_{t-1}]$ μειώνεται και το ασφάλιστρο κινδύνου για τη στερλίνα έναντι του δολαρίου τείνει να μειώνεται. Με άλλα λόγια τα περιουσιακά στοιχεία σε όρους δολαρίου γίνονται περισσότερο ριψοκίνδυνα. Εναλλακτικά μια αύξηση στην τιμή των μετοχών της Αγγλίας οδηγούν σε αύξηση του κινδύνου των περιουσιακών στοιχείων σε όρους στερλίνας και αύξησης του ασφαλίστρου κινδύνου.

Το πρόβλημα με τα παραπάνω άρθρα είναι ότι υποθέτουν ορθολογικές προσδοκίες για τους συμμετέχοντες στην αγορά. Με σκοπό να καθοριστεί το κατά πόσο η αναποτελεσματικότητα οφείλεται στο ασφάλιστρο κινδύνου ή στην έλλειψη ορθολογικών προσδοκιών, ή ακόμα και στο συνδυασμό των δυο αναζητήθηκε ένας τρόπος έλέγχου της υπόθεσης των ορθολογικών προσδοκιών. Ο μόνος τρόπος να γίνει κάτι τέτοιο είναι να χρησιμοποιηθούν εμπειρικά δεδομένα.

Τα στοιχεία ερευνών είναι στοιχεία που έχουν συλλεχθεί ρωτώντας μεμονωμένα τους συμμετέχοντες στην οικονομία για το ποιες προσδοκίες έχουν για την πορεία κάποιας μεταβλητής. Δημιουργείται έτσι μια σειρά αναμενόμενων τιμών για τις μεταβλητές που ερευνώνται που μπορεί να συγκριθεί με τις πραγματικές τιμές των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Με αυτό τον τρόπο η υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών που δίνεται από την εξίσωση $s_t = s_t^e + u_t$ μπορεί να ελεγχθεί. Οι Frankel και Froot(1987), οι MacDonald και Torrance(1988), ο Taylor (1989) και οι Cavaglia et al.(1994) ανάμεσα σε άλλους εξέτασαν το θέμα της αποτελεσματικότητας της αγοράς χρησιμοποιώντας στοιχεία ερευνών. Μια περίληψη των δεδομένων που χρησιμοποίησε ο καθένας φαίνεται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας 5 Στοιχεία ερευνών για τον έλεγχο της αποτελεσματικότητας της συναλλαγματικής αγοράς.

| ΠΕΡΙΟΔΟΣ | ΝΟΜΙΣΜΑΤΑ | ΠΗΓΗ | ΕΚΤΑΣΗ ΠΡΟΣΔΟΚΙΩΝ |
|-----------------------------|--------------------------------------|---|--------------------|
| Frankel Froot (1987) | | | |
| 1976-85 | \$ έναντι του DM, £, Frfr, Swfr, yen | Τραπεζική ένωση American Express: δείγμα 200-350 κεντρικοί τραπεζίτες, ιδιωτικοί τραπεζίτες, εταιρικοί ταμίες και οικονομολόγοι | 6,12 μήνες μπροστά |

| | | | |
|---|--|---|--------------------------------|
| Από το 1981 | \$ έναντι του DM, £, Frfr, Swfr, yen | Economist Financial Report: δείγμα 14-διεθνών-τραπεζών- σε-διάστημα έξι εβδομάδων. | 3,6,12 μήνες μπροστά |
| Από το 1983 | \$ έναντι DM, £, Swfr, yen | Money Market services Inc. Έρευνες εβδομαδιαία και δύο φορές την εβδομάδα | 3 εβδομάδες μπροστά. |
| MacDonald Torrance (1988) | | | |
| 1985(δεύτερη εβδομάδα) μέχρι την τελευταία εβδομάδα Ιανουάριος 1986 | DM/ \$ | Money Market Services UK: εβδομαδιαία και δυο φορές την εβδομάδα, τρία ιδρύματα στο Λονδίνο και την ήπειρο | 1 εβδομάδα, 1 μήνας μπροστά |
| Taylor (1989) | | | |
| Ιανουάριος 1981 Ιούλιος 1986 (μηνιαία) | £/ \$ και στερλίνα | Έρευνα μάντζερ επενδύσεων | 1 χρόνος μπροστά. |
| Cavaglia et al. (1994) | | | |
| 1986-90 | Διάφορα νομίσματα σχετικά με το DM και £ | Έρευνα τραπεζών και χρηματοοικονομικών εταιρειών | 3,6,12 μήνες μπροστά |

Οι Frankel και Froot (1987) απευθύνουν δυο ερωτήσεις: είναι οι προσδοκίες των επενδυτών ορθολογικές προβλέψεις των πραγματικών τρεχουσών συναλλαγματικών ισοτιμιών; Και αν όχι ποια μέθοδο διαμόρφωσης προσδοκιών τείνουν να χρησιμοποιούν; Το συμπέρασμά τους ήταν ότι η αναμενόμενη μεταβολή στην τρέχουσα ισοτιμία δεν είναι αμερόληπτος εκτιμητής των πραγματικών μεταβολών στη συναλλαγματική ισοτιμία. Για τα στοιχεία τους για τη δεκαετία 1980 βρήκαν ότι οι συμμετέχοντες επίμονα ανέμεναν το δολάριο να υποτιμηθεί όταν δεν υποτιμούνταν. Κάτι τέτοιο θα μπορούσε να ερμηνευθεί ως ένδειξη ότι οι προσδοκίες δεν διαμορφώνονται ορθολογικά. Ωστόσο τα στοιχεία δεν οδηγούν σε συμπεράσματα.

Τα αποτελέσματα θα μπορούσαν να αντικατοπτρίζουν το πρόβλημα του πέσο που προκύπτει όταν υπάρχει μικρή πιθανότητα μεγάλης αλλαγής στη συναλλαγματική ισοτιμία. Αυτό σημαίνει ότι όταν το δολάριο υπερεκτιμήθηκε στις αρχές του 1980 οι συμμετέχοντες συνεχώς το περίμεναν να υποτιμηθεί και κατά συνέπεια συνεχώς υπεραισιοδοξούσαν για την τιμή άλλων νομισμάτων έναντι του δολαρίου. Ωστόσο δεν ξεκίνησε να υποτιμάται μέχρι το 1985. Το πρόβλημα αυτό μπορεί να οδηγήσει σε μη κανονικότητα και τα τυπικά σφάλματα του τεστ θα είναι μεροληπτικά. Στοιχεία από τη βάση δεδομένων του AMEX για την περίοδο 1976-79 όπου δεν υπάρχει πρόβλημα πέσο υποδεικνύουν επίσης μεροληψία και επομένως μη ορθολογικές προσδοκίες.

Ένα δεύτερο ενδιαφέρον αποτέλεσμα προκύπτει από τους Frankel και Froot. Αναζητούν το κατά πόσο οι ορθολογικές προσδοκίες είναι σταθεροποιητικές ή όχι. Αν οι προσδοκίες είναι τέτοιες που μια ανατίμηση σε μια περίοδο μπορεί να οδηγήσει σε προσδοκίες για μελλοντική υποτίμηση, τότε αυτές οι προσδοκίες είναι σταθεροποιητικές. Η μέθοδος SURE χρησιμοποιήθηκε για να συλλέξει στοιχεία από τις διάφορες έρευνες και οι έλεγχοι έδειξαν ότι υπάρχουν λίγες αποδείξεις για μη σταθεροποιητικές προσδοκίες.

Το 1989 οι ίδιοι ερευνητές εξέτασαν στοιχεία για τις προσδοκίες για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες για να χωρίσουν τις αποκλίσεις από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων σε δυο κατηγορίες: σε αποκλίσεις που προέρχονται από λανθασμένες προσδοκίες και σε αποκλίσεις που προκαλούνται από ένα χρονικά διαφοροποιούμενο ασφάλιστρο κινδύνου. Τα αποτελέσματά τους ήταν ότι το μεγαλύτερο τμήμα των αποκλίσεων οφείλεται στην πρώτη περίπτωση ενώ το χρονικά διαφοροποιούμενο ασφάλιστρο κινδύνου παίζει μικρότερο ρόλο. Ωστόσο τα αποτελέσματα των MacDonald και Torrance, Taylor και Cavaglia et al. που

αναφέρονται παρακάτω υποδεικνύουν ότι το μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου σε συνδυασμό με τις λανθασμένες προσδοκίες διαδραματίζουν ουσιαστικό ρόλο.

Οι MacDonald και Torrance (1988) βρήκαν στοιχεία μεροληπτικών προσδοκιών χρησιμοποιώντας της εξίσωση $s_t = s_t^e + u_t$ για να βρουν τις πρώτες διαφορές. Επιπλέον εφάρμοσαν ένα τεστ μειωμένης ισχύος, συμπεριλαμβάνοντας προηγούμενες τιμές της τρέχουσας ισοτιμίας και της αναμενόμενης. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι στην περίπτωση των εβδομαδιαίων προβλέψεων, τα λάθη πρόβλεψης με υστέρηση δεν είναι από κοινού σημαντικά. Στην περίπτωση των προβλέψεων ενός μήνα βρήκαν ότι τα λάθη πρόβλεψης με υστέρηση είναι ιδιαίτερα σημαντικά. Παρόμοια αποτελέσματα βρέθηκαν για ένα ημι- ισχυρό τεστ που περιλαμβάνει πληροφορίες από την προθεσμιακή αγορά μέσω του προθεσμιακού πριμ.

Ο Taylor (1989) συμπεραίνει από το δικό του σετ δεδομένων ότι τόσο οι μη ορθολογικές προσδοκίες, όσο και η ύπαρξη του ασφάλιστρου κινδύνου δείχνουν να εξηγούν το γεγονός ότι το προθεσμιακό πριμ είναι μεροληπτικός εκτιμητής της μεταβολής στην τρέχουσα ισοτιμία. Η καινοτομία στην προσέγγιση του Taylor είναι ότι χρησιμοποίησε δεδομένα ερευνών για να δημιουργήσει μια σειρά διακύμανσης των προσδοκιών για οποιαδήποτε χρονική στιγμή. Αυτό μετά χρησιμοποιήθηκε ως μέτρο αβεβαιότητας: όσο μεγαλύτερη η τυπική απόκλιση από τις προσδοκίες τόσο μεγαλύτερο το επίπεδο της αβεβαιότητας. Έπειτα εκμεταλλεύτηκε τη θεωρία αυτή για να προσδιορίσει το ασφάλιστρο κινδύνου. Τα αποτελέσματά του είναι σημαντικά και υποδεικνύουν ότι όσο αυξάνει η αβεβαιότητα τόσο αυξάνει το ασφάλιστρο κινδύνου.

Οι Cavaglia et al. (1994) βρήκαν επίσης στοιχεία τόσο για μη ορθολογικότητα όσο και για ασφάλιστρο κινδύνου.

Το συμπέρασμα για τους ελέγχους της αποτελεσματικότητας που υποθέτουν ουδετερότητα ως προς τον κίνδυνο στο σύνολό τους απορρίπτουν την υπόθεση ότι η προθεσμιακή αγορά είναι αποτελεσματική. Περαιτέρω διερεύνηση των λόγων αυτής της απόρριψης οδηγούν στο ότι καμία υπόθεση για ορθολογικές προσδοκίες ή ουδετερότητα ως προς τον κίνδυνο δείχνει να ισχύει. Οι προσπάθειες τυποποίησης του ασφαλιστρου κινδύνου αποδείχθηκαν ιδιαίτερα δύσκολες και επομένως είναι αδύνατο να δοθεί μια ξεκάθαρη απάντηση ως προς το γιατί το ασφαλιστρο κινδύνου διαφοροποιείται χρονικά. Η αβεβαιότητα δείχνει να διαδραματίζει κάποιο ρόλο.

ΤΟ ΑΣΦΑΛΙΣΤΡΟ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΚΑΙ ΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ GARCH

Προκειμένου να εκτιμήσουμε την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων χρησιμοποιούμε το πρόγραμμα EViews. Εκτιμάμε τις συνθήκες της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων και της αμεροληψίας όπως παρουσιάζονται παρακάτω:

$$s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^* + \rho_t$$

$$s_{t+1} - s_t = f_t - s_t + \rho_t$$

με την υπόθεση ότι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο και για αυτό το λόγο εμφανίζεται η ύπαρξη ασφαλιστρου κινδύνου.

Αν η καλυμμένη ισοτιμία ισχύει απόλυτα ($f_t - s_t = i_t - i_t^*$) τότε τα ασφαλιστρα κινδύνου θα πρέπει να συμπίπτουν. Από την εμπειρική έρευνα που παρουσιάστηκε και παραπάνω η ακάλυπτη ισοτιμία δεν ισχύει λόγω του ασφαλιστρου κινδύνου. Οι αποκλίσεις από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων και η απόρριψη της αμεροληψίας στην προθεσμιακή αγορά υποδεικνύουν την ύπαρξη ασφαλιστρου κινδύνου. Στοιχεία ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας υπό συνθήκη στις συναλλαγματικές

ισοτιμίες οδηγούν φυσιολογικά σε απόπειρα να εξηγηθεί η χρονική μεταβολή της διακύμανσης υπό συνθήκη των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Οι περισσότερες προσπάθειες τυποποίησης των διακυμάνσεων υπό συνθήκη χρησιμοποιούν το μοντέλο ARCH και τις παραλλαγές του, GARCH.

Με τη βοήθεια του EViews και κατ' επέκταση του εργαλείου της Γενικευμένης Αυτοπαλίνδρομης υπό Συνθήκη Ετεροσκεδαστικότητας - GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) μπορούμε να μελετήσουμε την πορεία του ασφαλίστρου κινδύνου και να την αναλύσουμε. Τα μοντέλα της αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας (ARCH) είναι ειδικά σχεδιασμένα ώστε να τυποποιούν και να προβλέπουν διακυμάνσεις υπό συνθήκη. Η διακύμανση της εξαρτημένης μεταβλητής μοντελοποιείται ως συνάρτηση προηγούμενων τιμών την εξαρτημένης μεταβλητής και της ανεξάρτητης ή άλλων εξωγενών μεταβλητών. Στην οικονομετρία ένα τέτοιο μοντέλο θεωρεί ότι η διακύμανση ενός τρέχοντος όρου σφάλματος είναι συνάρτηση των διακυμάνσεων των σφαλμάτων προηγούμενων περιόδων. Το ARCH συνδέει τη διακύμανση του σφάλματος με το τετράγωνο του σφάλματος της προηγούμενης περιόδου. Χρησιμοποιείται κυρίως στην τυποποίηση των χρηματοοικονομικών χρονολογικών σειρών που παρουσιάζουν χρονική μεταβλητότητα.

Τα μοντέλα ARCH πρωτοπαρουσιάστηκαν από τον Engle (1982) και γενικεύτηκαν από τον Bollerslev (1986) ως GARCH. Προκειμένου να δημιουργήσουμε ένα ARCH μοντέλο πρέπει να παρέχουμε δυο ευδιάκριτες προδιαγραφές: μια για τον υπό συνθήκη μέσο και μια για την διακύμανση υπό συνθήκη. Είναι μια διαδικασία εκτίμησης που αναπτύσσεται βάσει ενός προτύπου των οικονομικών μεταβλητών και επιτρέπει στη μήτρα συνδιακύμανσης αυτών των μεταβλητών να μεταβάλλεται χρονικά. Υποθέτει ότι η διακύμανση είναι στοχαστική

και αποτελεί συνάρτηση της διακύμανσης του προηγούμενου χρονικού διαστήματος και του απόλυτου επιπέδου της underlying μεταβλητής.

Το μοντέλο GARCH χρησιμοποιείται για να προβλέψει τη μεταβλητότητα που βασίζεται σε προηγούμενες αποδόσεις και προηγούμενες αξίες της αστάθειας. Μια χρονολογική σειρά όπως τα επιτόκια θεωρείται ομοσκεδαστική όταν η αστάθεια είναι σταθερή στην πορεία του χρόνου. Αντίθετα θεωρείται ετεροσκεδαστική όταν μεταβάλλεται. Οι μελετητές χρησιμοποιούν τα μοντέλα GARCH προκειμένου να προβλέψουν την πορεία μιας αστάθειας βάσει της πρόσφατης συμπεριφοράς της.

Στην χρηματοοικονομική θεωρία η σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης διαδραματίζει ένα πολύ σημαντικό ρόλο. Πολλά θεωρητικά μοντέλα όπως το CAMP υπονοούν μια γραμμική σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου αγοράς και της διακύμανσης. Αν ο κίνδυνος (η διακύμανση) δεν είναι σταθερός στην πορεία του χρόνου, τότε η προσδοκία υπό συνθήκη για τις αποδόσεις της αγοράς είναι μια γραμμική συνάρτηση της διακύμανσης υπό συνθήκη.

Αν η y_t είναι η διαδικασία συνδιακύμανσης – στάσιμης απόδοσης και σ_t^2 η διακύμανση υπό συνθήκη που περιγράφεται από το μοντέλο ARCH τότε αυτό έχει ως εξής:

$$y_t = \nu + (\gamma\sigma_t^2) \text{ όπου } \gamma = \lambda \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2$$

Ενδιαφέρον παρουσιάζει η έρευνα των Berument και Gunay (2001) που εξετάζει την επίδραση του κινδύνου της συναλλαγματικής ισοτιμίας στα επιτόκια μέσα στα πλαίσια της UIP για την περίπτωση της Τουρκίας. Η έρευνα αυτή αποκαλύπτει ότι ο κίνδυνος της συναλλαγματικής ισοτιμίας επηρεάζει θετικά τα επιτόκια για την Τουρκία για την περίοδο 1986:12 έως 2001:01.

Οι ερευνητές χρησιμοποίησαν τη μέθοδο GARCH με σκοπό να τυποποιήσουν τον χρονικά μεταβαλλόμενο κίνδυνο και βρήκαν ότι η υπό συνθήκη διακύμανση των συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι θετικά συσχετιζόμενη με τα τουρκικά επιτόκια Treasury auction. Χρησιμοποιούν το μοντέλο ARCH του Engle (1982) για να μετρήσουν το χρονικά μεταβαλλόμενο κίνδυνο και κατ' επέκταση να εκτιμήσουν τη διακύμανση h_t . Ο Engle προσδιόρισε το h_t ως:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q a_{1j} \varepsilon_{t-j}^2$$

Ο Bollerssev (1986) επέκτεινε τον προσδιορισμό της υπό συνθήκη διακύμανσης συμπεριλαμβάνοντας αξίες με υστέρηση για το h_t :

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q a_{1j} \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^q a_{2j} h_{t-j}$$

και τον ονόμασε GARCH (p,q) όπου το $\sum_{j=1}^q a_{1j} + \sum_{j=1}^q a_{2j}$ πρέπει να είναι μικρότερο της μονάδας για να ικανοποιεί την υπόθεση στασιμότητας και ότι τα α_0 , a_{1j} s, a_{2j} s πρέπει να είναι θετικά για την υπόθεση της μη-αρνητικότητας. Με βάση τα παραπάνω οι μελετητές ερεύνησαν την αβεβαιότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας με το μοντέλο GARCH (1,1). Παρατήρησαν ένα θετικό αλλά ασήμαντο συντελεστή για την αναμενόμενη υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας για την εξίσωση των επιτοκίων. Από την άλλη πλευρά συμπεριέλαβαν τον κίνδυνο της συναλλαγματικής ισοτιμίας ως μια επιπλέον επεξηγηματική μεταβλητή για τα επιτόκια, όπου η εξίσωση των επιτοκίων δείχνει ότι ο εκτιμώμενος συντελεστής της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός. Αυτό το αποτέλεσμα δείχνει ότι η υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας αυξάνει τα επιτόκια. Επιπλέον ο εκτιμώμενος συντελεστής της αναμενόμενης υποτίμησης είναι

στατιστικά σημαντικός και θετικός. Αυτό το αποτέλεσμα είναι παράλληλο με τη συνθήκη της UIP αλλά ο συντελεστής είναι μικρότερος της μονάδας.

Πρόσφατες μελέτες υιοθετούν μοντέλα στοχαστικού παράγοντα προεξόφλησης για να εξετάσουν το ξένο ασφάλιστρο συναλλαγματικού κινδύνου στις διεθνείς χρηματοοικονομικές αγορές. Η προσέγγιση αυτή βασίζεται σε μια εκτίμηση πολλών μεταβλητών τύπου GARCH -in -mean η οποία είναι γνωστή και ως προσέγγιση «παρατηρούμενων παραγόντων» και περιλαμβάνει υπολογιστικές δυσκολίες σχετιζόμενες με την εκτίμηση ροπών υπό συνθήκη. Ανάμεσα σε αυτές τις μελέτες είναι και αυτή των Balfoussia και Wickens (2003) που χρησιμοποιούν την παραπάνω μέθοδο σε στοιχεία ΗΠΑ. Το γενικό συμπέρασμα ήταν ότι η σχέση μεταξύ υπερβολικών αποδόσεων και συνδιακυμάνσεων υπό συνθήκη δεν είναι στατιστικά ορθά καθορισμένη ώστε να εξηγήσει το χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου στις ΗΠΑ. Μια άλλη μελέτη από τους Smith Wickens (2002) υιοθετεί μια πιο απλή μορφή αυτής της μεθόδου με σταθερές συσχετίσεις ώστε να αναλύσει το ξένο ασφάλιστρο κινδύνου χρησιμοποιώντας στοιχεία ΗΠΑ- Μ. Βρετανίας. Οι μελετητές αναφέρουν ότι τα αποτελέσματα της εκτίμησης προβλέπουν ότι οι πρόσθετοι παράγοντες δεν οδηγούν σε κάποια λύση και ότι το πρόβλημα του προθεσμιακού τριμ παραμένει.

Μια ακόμα ενδιαφέρουσα έρευνα είναι αυτή των Felmingham και Leong (2003) που μελετούν το ασφάλιστρο κινδύνου χρησιμοποιώντας στοιχεία από τις αγορές της Αυστραλίας και των ΗΠΑ για την περίοδο 1985:12 έως 2000:12. Τα αρχικά τεστ που διενέργησαν για την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων και την αποτελεσματικότητα της προθεσμιακής αγοράς προτείνουν ότι και οι δυο συνθήκες πρέπει να απορριφθούν. Προχώρησαν περαιτέρω την έρευνά τους για να ανακαλύψουν την ύπαρξη ασφαλιστρο κινδύνου χρησιμοποιώντας ένα μοντέλο

GARCH-M. Τρεις ερμηνείες του μοντέλου αυτού εφαρμόστηκαν: GARCH (1,1)-M, EGARCH και GJR-GARCH. Γενικά δεν υπάρχουν στοιχεία για την ύπαρξη ενός χρονικά μεταβαλλόμενου ασφαλίστρου κινδύνου για όποια από τις αγορές που ερευνώνται. Ωστόσο το αποτέλεσμα του ασφαλίστρου κινδύνου είναι προφανές σε περιπτώσεις που η εγχώρια νομισματική πολιτική περιλαμβάνεται σε μοντέλα GARCH. Η νομισματική πολιτική αντιπροσωπεύεται από το χρηματικό επιτόκιο Αυστραλίας και έχει σημαντική επίδραση στο χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου και προτείνει ότι η εγχώρια πολιτική επηρεάζει τη μεταβλητότητα του δολαρίου Αυστραλίας έναντι των ξένων νομισμάτων.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

Όπως έγινε κατανοητό από την ανασκόπηση της βιβλιογραφίας η εμπειρική αποτυχία της UIP προβλημάτισε τους οικονομολόγους που ασχολούνται με τα διεθνή χρηματοοικονομικά από την εποχή της έρευνας του Fama (1984). Η UIP φανερώνει ότι η διαφορά επιτοκίων δυο χωρών πρέπει να εξισώνεται με την αναμενόμενη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Σύμφωνα με αυτό η παλινδρόμηση των αποδόσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών στη διαφορά επιτοκίων θα πρέπει να αποδίδει μια σταθερά ίση με μηδέν και μια κλίση του συντελεστή ίση με τη μονάδα. Η έρευνα όμως αποδεικνύει ότι κάτι τέτοιο δεν ισχύει και το γεγονός αποδίδεται στην ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου. Μια προσπάθεια τυποποίησης του γίνεται με το μοντέλο GARCH και της χρήσης του προγράμματος EViews που περιγράφηκαν στο προηγούμενο κεφάλαιο. Επιπλέον η υπόθεση της αμεροληψίας, ότι δηλαδή η προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία είναι αμερόληπτος εκτιμητής της μελλοντικής τρέχουσας, απορρίπτεται στις πρόσφατες έρευνες και εξετάζουμε και για αυτήν την πορεία του ασφαλίστρου κινδύνου. Οι δυο υποθέσεις συνδέονται στενά και το γεγονός αυτό δημιουργεί υποψίες ότι η απόρριψη της μιας δημιουργεί αμφιβολίες για την εγκυρότητα της άλλης. Αν οι πορείες των ασφαλίστρων κινδύνου κινούνται ταυτόσημα τότε μπορούμε να συμπεράνουμε ότι οι δυο υποθέσεις έχουν άμεση σχέση, γεγονός που αποτελεί και πρωτοτυπία της συγκεκριμένης έρευνας.

Το πλήρες σετ των στοιχείων για την παρούσα εργασία περιλαμβάνει μηνιαίες παρατηρήσεις τρέχουσας (**s**) και προθεσμιακής συναλλαγματικής ισοτιμίας τριών μηνών (**f3m**) ιαπωνικού γεν/ αμερικάνικου δολαρίου και επιτόκια αγοράς χρήματος τριών μηνών για Ιαπωνία (**rjp3m**) και ΗΠΑ (**rus3m**) για την περίοδο

1983:10 έως 2006:4. Αυτό σημαίνει ότι χρησιμοποιούμε δεδομένα που δεν αλληλεπικαλύπτονται. Τα στοιχεία παρουσιάζονται αναλυτικά στο παράρτημα. Θεωρούμε ως εγχώριο νόμισμα το γεν και χρησιμοποιούμε τις ίδιες διάρκειες για τα επιτόκια και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες

Στη συνέχεια προχωρούμε σε εκτιμήσεις με βάση το πρόγραμμα EViews και παίρνουμε τους λογάριθμους της τρέχουσας συναλλαγματικής ισοτιμίας (**ls**) και της προθεσμιακής (**logf3m**). Έπειτα λαμβάνουμε τη μεταβολή συναλλαγματική ισοτιμία για να τρέξουμε την παλινδρόμηση της UIP μέσω του προγράμματος:

$$dlsaq = (ls(+3) - ls) * 4 * 100$$

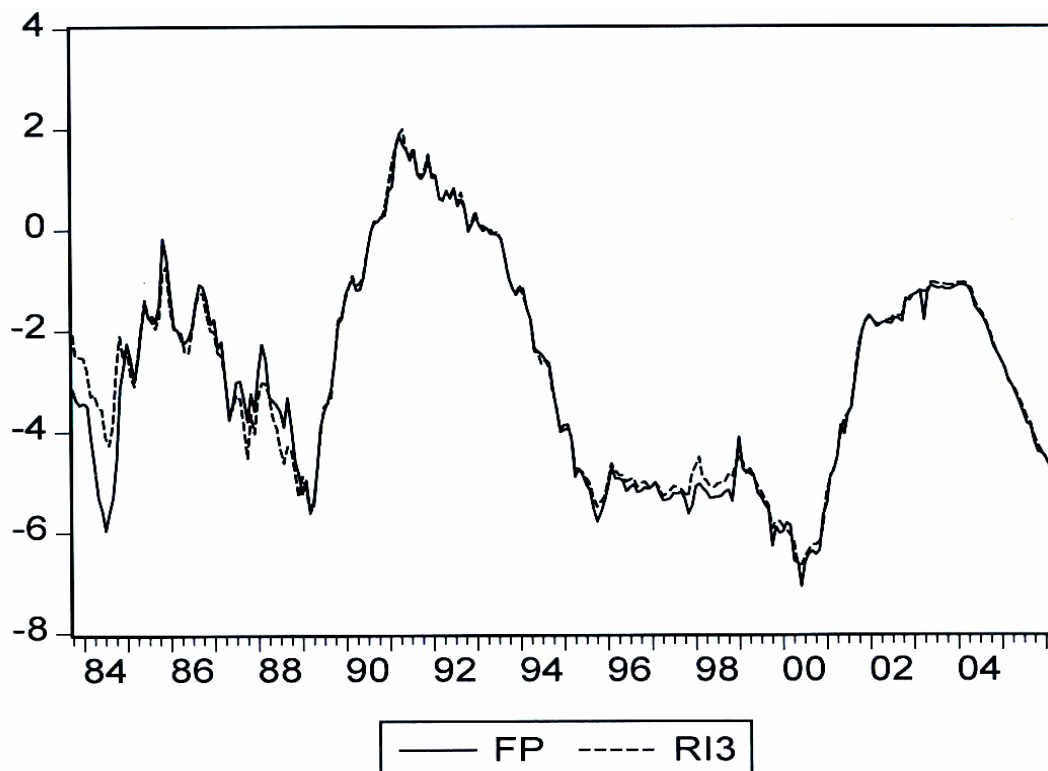
η οποία αναπαριστά την εξίσωση $\Delta s = s_{t+3} - s_t$. Πολλαπλασιάζουμε τη μεταβολή επί τέσσερα επί εκατό προκειμένου να έχουμε ομοιόμορφα αποτελέσματα.

$$\text{Έπειτα δημιουργούμε τη διαφορά επιτοκίων } ri3 = rjp3m - rus3m$$

Τέλος λαμβάνουμε το προθεσμιακό πριμ για λογαριασμό της αμεροληψίας της προθεσμιακής αγοράς **fp** = **(logf3m - ls) * 4 * 100** η οποία αναπαριστά τη διαφορά της προθεσμιακής ισοτιμίας τριών μηνών από την τρέχουσα ισοτιμία.

Παρακάτω παρατίθεται το διπλό διάγραμμα της διαφοράς επιτοκίων και του προθεσμιακού πριμ. Είναι προφανές ότι οι δυο γραμμές ακολουθούν μια κοινή πορεία με μικρές αποκλίσεις γεγονός που μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων ισχύει.

Γράφημα 1: διαφορά επιτοκίων-προθεσμιακό πριμ



Στη συνέχεια τρέχουμε την παλινδρόμηση για την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων και την αμεροληψία της προθεσμιακής αγοράς με βάση το πρόγραμμα EViews:

ri3 c dlsaq

Πίνακας 6: Εκτίμηση της UIP

| Μεταβλητή | Συντελεστής | Τυπ.σφάλμα | t-statistic | Prob. |
|-----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | -0.028945 | 0.001247 | -23.21961 | 0.0000 |
| Dlsaq | -0.000221 | 5.25E-05 | -4.217761 | 0.0000 |

Όπως μπορούμε να δούμε ο συντελεστής β είναι αρνητικός και το γεγονός αυτό επιβεβαιώνεται από τις μελέτες που παρουσιάστηκαν παραπάνω. Οι αποκλίσεις από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων αποδίδονται στην ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου.

Όσο για την αμεροληψία της προθεσμιακής αγοράς έχουμε ότι:

fp c dlsaq

Πίνακας 7: Εκτίμηση της αμεροληψίας της προθεσμιακής αγοράς

| Μεταβλητή | Συντελεστής | Τυπ.σφάλμα | t-statistic | Prob. |
|-----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | -12.08514 | 2.337796 | -5.169459 | 0.0000 |
| Dlsaq | -310.0667 | 64.85183 | -4.781156 | 0.0000 |

Και εδώ ο συντελεστής β είναι αρνητικός. Οι παραπάνω σχέσεις όπως εκφράστηκαν στο πρόγραμμα αντιπροσωπεύουν τις παρακάτω παλινδρομήσεις:

$$(r_t - r_t^*) = \alpha + \beta \Delta s$$

$$(f_t - s_t) = \alpha + \beta \Delta s$$

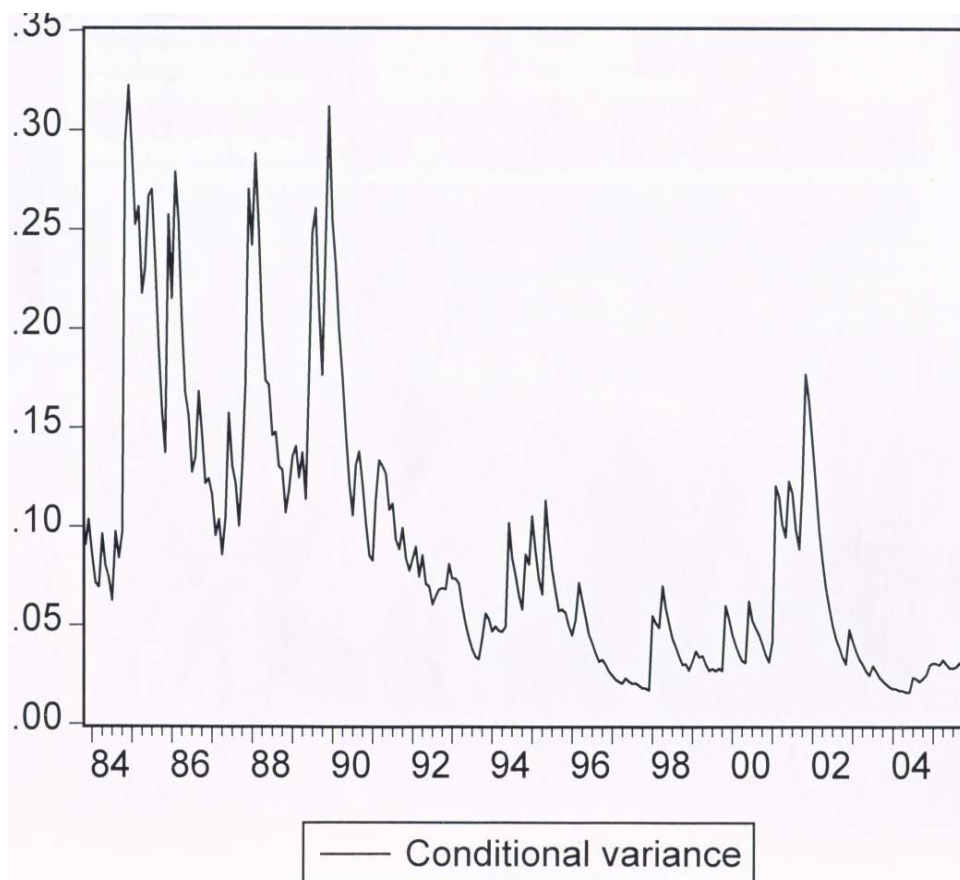
Στη συνέχεια χρησιμοποιούμε μοντέλα προκειμένου να μην έχουμε σφάλματα αυτοσυσχέτισης και χρησιμοποιούμε το μοντέλο GARCH για να μετρήσουμε το ασφάλιστρο κινδύνου. Τα αποτελέσματα φαίνονται στους παρακάτω πίνακες:

Πίνακας 8: Ασφάλιστρο κινδύνου για UIP

| GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) | | | | |
|--|-------------|------------|-------------|--------|
| | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
| C | -7.229206 | 5.922889 | -1.220554 | 0.2223 |
| DLSAQ | 0.000443 | 0.001003 | 0.441928 | 0.6585 |
| AR(1) | 0.993905 | 0.007973 | 124.6520 | 0.0000 |
| Variance Equation | | | | |
| C | 0.002630 | 0.001356 | 1.939153 | 0.0525 |
| RESID(-1)^2 | 0.171330 | 0.055534 | 3.085155 | 0.0020 |
| GARCH(-1) | 0.801165 | 0.062079 | 12.90566 | 0.0000 |

Το γράφημα της πορείας του ασφαλιστρο κινδύνου παρουσιάζεται παρακάτω:

Γράφημα 2: Πορεία ασφαλίστρου κινδύνου από τη UIP

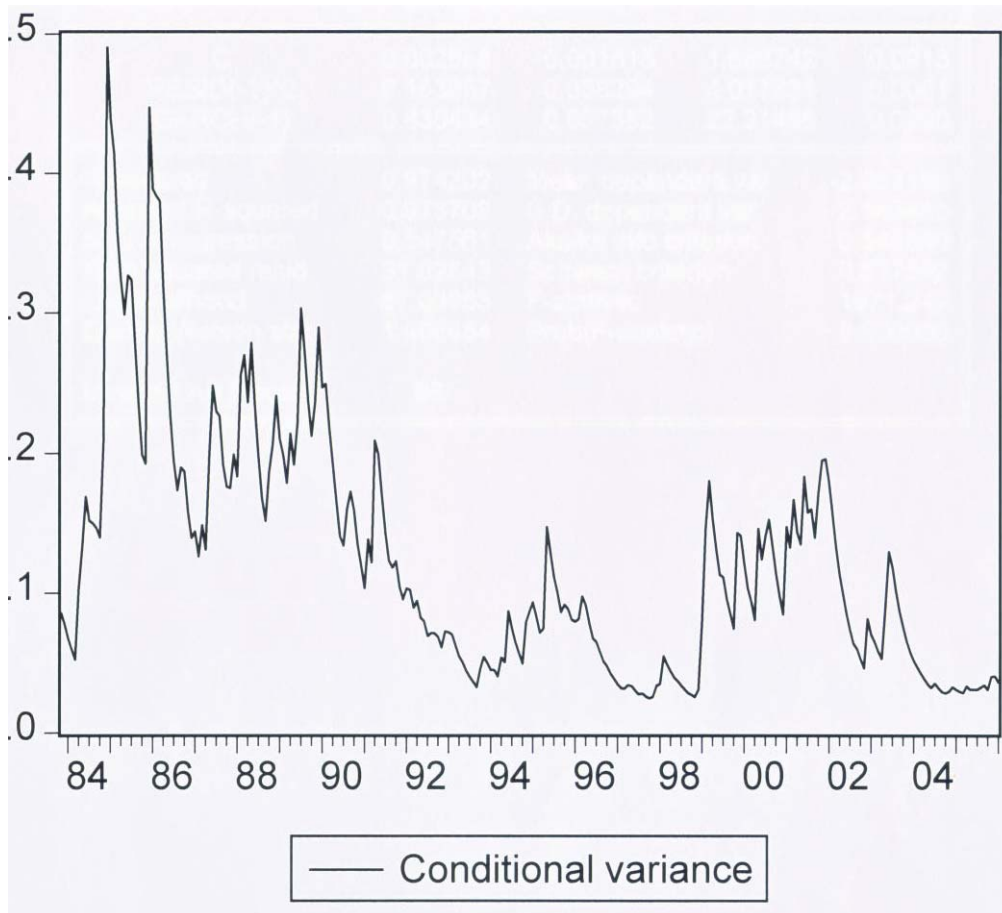


Όπως μπορούμε να δούμε το ασφαλίστρο κινδύνου παρουσιάζει υψηλή μεταβλητότητα μέχρι το 1990 και στη συνέχεια παρουσιάζει πτώση και χαμηλή μεταβλητότητα. Το γεγονός αυτό μπορεί να οφείλεται στις πιο αποτελεσματικές νομισματικές πολιτικές που χρησιμοποιήθηκαν μετά το 1990 αλλά και στο γεγονός ότι τα ξένα και εγχώρια περιουσιακά στοιχεία αρχίζουν να είναι πιο στενά υποκατάστατα. Το 2001 παρατηρούμε μια απότομη αύξηση γεγονός που μπορεί να οφείλεται στην γενικότερη αύξηση των επιτοκίων από τα γεγονότα της 11^{ης} Σεπτεμβρίου στην Αμερική.

Πίνακας 9: Ασφάλιστρο κινδύνου από την αποτελεσματικότητα προθεσμιακής αγοράς

| GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) | | | | |
|--|-------------|------------|-------------|--------|
| | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
| C | -6.529316 | 2.863195 | -2.280430 | 0.0226 |
| DLSAQ | 0.000566 | 0.001110 | 0.509891 | 0.6101 |
| AR(1) | 0.987868 | 0.008714 | 113.3628 | 0.0000 |
| Variance Equation | | | | |
| C | 0.002558 | 0.001515 | 1.688742 | 0.0913 |
| RESID(-1)^2 | 0.153857 | 0.038294 | 4.017831 | 0.0001 |
| GARCH(-1) | 0.830434 | 0.037382 | 22.21466 | 0.0000 |

Γράφημα 3: Πορεία ασφάλιστρο κινδύνου από την αποτελεσματικότητα της προθεσμιακής αγοράς



Είναι φανερό ότι η πορεία του ασφαλίστρου κινδύνου από την αποτελεσματικότητα της προθεσμιακής αγοράς είναι παρόμοια με αυτή από την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίου. Παρουσιάζει την ίδια περίπου μεταβλητότητα μέχρι το 1990, έπειτα παρουσιάζει πτώση και μικρότερη μεταβλητότητα για την περίοδο 1991- 1998 και στη συνέχεια αυξάνεται και παραμένει σε περίπου ίδια επίπεδα από το 1999-2002. Από το 2003 και μετά παρουσιάζει ξανά μεγάλη πτώση.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ

Η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων υποστηρίζει ένα μεγάλο αριθμό μοντέλων ισοζυγίου πληρωμών και συναλλαγματικής ισοτιμίας και σε όρους πολιτικής επίπτωσης αν η υπόθεση της UIP ισχύει, η συναλλαγματική παρέμβαση στην αγορά συναλλάγματος είναι αναποτελεσματική. Η αποτυχία της UIP σημαίνει ότι η παρέμβαση μπορεί να έχει πραγματικά αποτελέσματα και ότι το μοντέλο ισορροπίας χαρτοφυλακίου της συναλλαγματικής παρέμβασης μπορεί να είναι προτιμητέο από τα χρηματικά μοντέλα του ισοζυγίου πληρωμών. Δεν προκαλεί κατάπληξη επομένως το γεγονός ότι ο Taylor (1995) θεωρεί την ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων ως ακρογωνιαίο λίθο για την αποτελεσματικότητα της αγοράς της ξένης συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Από την παραπάνω ανάλυση μπορούμε να διαπιστώσουμε ότι ο συντελεστής β για τα στοιχεία που χρησιμοποιήσαμε είναι αρνητικός. Κατά συνέπεια επαληθεύεται ότι η υπόθεση της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων δεν ισχύει και το γεγονός αυτό οφείλεται στην ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου του οποίου η πορεία συμπίπτει με αυτή του ασφαλίστρου κινδύνου για την αποτελεσματικότητα της προθεσμιακής αγοράς. Πραγματικά αν παρατηρήσουμε τις πορείες των ασφαλίστρων κινδύνου στα γραφήματα 2 και 3 μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν πολλά κοινά σε αυτές. Αυτό συμβαίνει διότι όπως εξηγήθηκε και παραπάνω οι δυο υποθέσεις συνδέονται αν η καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων ισχύει.

Μια πιο προσεκτική ματιά στα δυο διαγράμματα μας δίνει την ευκαιρία να διακρίνουμε ότι η πορεία του ασφαλίστρου κινδύνου είναι υψηλότερη και παρουσιάζει μεγάλη μεταβλητότητα μέχρι τις αρχές της δεκαετίας του 1990 και έπειτα κινείται πτωτικά. Επιπλέον η μεταβλητότητά του μειώνεται γεγονός που μας

οδηγεί στο συμπέρασμα ότι τα εγχώρια και ξένα περιουσιακά στοιχεία αποτελούν πιο στενά υποκατάστατα. Ένας άλλος παράγοντας που επηρεάζει τη μεταβλητότητα του ασφάλιστρο κινδύνου για την περίοδο μετά το 1990 είναι και το ότι οι αγορές τείνουν να λειτουργούν πιο αποτελεσματικά λόγω και της νομισματικής πολιτικής που εφαρμόζεται. Η αυξημένη μεταβλητότητα που παρουσιάζει το 2001 για το πρώτο γράφημα μπορεί και να οφείλεται στην αύξηση των επιτοκίων λόγω των γεγονότων της 11^{ης} Σεπτεμβρίου στην Αμερική.

Καταλήγουμε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων αποτελεί τη βάση για περαιτέρω μελέτη και έρευνα. Η απόρριψη της συνδέεται με το ασφάλιστρο κινδύνου και κατ' επέκταση με τη συνθήκη αμεροληψίας της προθεσμιακής αγοράς συναλλάγματος.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Alexius, A. (2001).** Uncovered Interest Parity Revisited. *Review of International Economics*, 9(3), pp 505-517.
- Aliber, R. Z., (1973).** The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation. *Journal of Political Economy* 81:6 pp1451-9.
- Baum, C. F., Barkoulas, J. (1996).** Time-Varying Risk Premia in the Foreign Currency Futures Basis. *Working Paper Boston College and West Virginia University*.
- Bekaert, G., Min, W., Yuhang, X., (2005).** Uncovered Interest Rate Parity and the Term Structure. *WBER No8795*
- Berument, H. , Gunay, A. (2001).** Exchange Rate Risk and Interest Rate: A Case Study for Turkey. *Open Economies Review, Volume 14, Number 1, pp. 19-27.*
- Bhar, R., Chiarella, C., Pham, T. M.(2000).** Modelling the Currency Forward Risk Premium: Theory and Evidence. *Research Paper Series 41, Quantitative Finance Research Centre, University of Technology, Sydney.*
- Brenner, R.G, Kroner, K. F. (1995).** Arbitrage, Cointegration and Testing the Unbiasedness Hypothesis in Financial Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.30.
- Bryant, R. C. (1995).** The Exchange Risk Premium, Uncovered Interest Parity, and the Treatment of Exchange Rates in Multicountry Macroeconomic Models. *Brookings Discussion Papers in International Economics No. 111.*
- Cavaglia, S. M. F. G., Vershor, W. F. C, Wolff, C. C. P., (1994).** On the Unbiasedness of Foreign Exchanges: Irrationality or risk premium? *Journal of Business*. 67:3 pp 321-43.

- Chaboud, A. P., Wright, J. H. (2003).** Uncovered Interest Parity: It Works But Not For Long. *International Finance Discussion Papers No 752*.
- Chinn, M. D. (2004).** Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity. *International Monetary Fund*, vol. 51, no 3, pp 409-430.
- Chinn, M. D. (2005).** The Rehabilitation of Interest Rate Parity in the Floating Rate Era. Mimeo (January)
- Chinn, M. D. , Meredith, G. (2005).** Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post- Bretton Woods Era. *NBER Working Paper No. 11077*.
- Chinn, M. D., Frankel, J. A., (2000).** Survey Data on Exchange Rate Expectations: More Currencies, More Horizons, More Tests. *Monetary Policy Capital Flows and in Financial Market Developments in the Era of Financial Globalization: Essays in Honour of Max Fry, Routledge, London: 145-67*.
- Diez de los Rios, A., Leon, A., Santana, E. (2003).** Testing Uncovered Interest Parity: A Continuous Time Approach. *Preliminary Version*
<http://www.cemfi.es/research/conferences/ewm/diez/UIP-Winter.pdf>
- Domowitz, I. , Hakkio, C., (1985).** Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market. *Journal of International Economics*. pp47-66.
- Engel, C. (1995).** The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence. *Journal of Empirical Finance* 3 , pp 123-192.
- Fama, E. F. (1984).** Forward and Spot Exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, pp 319-338.
- Felmingham, B. , Leong, S. (2003).** Parity Conditions and the Efficiency of the Australia 90 and 180 Day Forward Markets. *Working Paper University of Tasmania*.

- Flood, R. P., Rose, A. K. (1995).** Fixes: Of the Forward Discount Puzzle. *IMF The review of Economics and Statistics* vol78, No4 pp748-752.
- Flood, R. P., Rose, A. K. (2001).** Uncovered Interest Parity in Crisis: The Interest Rate Defence in the 1990s. *CEPR Discussion Papers* No 2943.
- Froot, K. A. , Thaler, R. H (1990).** Anomalies, Foreign Exchange. *Journal of Economic Perspectives*, vol.4, pp 179-192.
- Fukao, M. (1987)**A Risk Premium Model of the Yen- Dollar and DM- Dollar Exchange Rates. *OECD Economic. Studies* No. 9
- Hacche, G., Townend, J., (1981).** Exchange Rates and Monetary Policy: Modeling Sterling's Effective Exchange Rate. *The money Supply and the Exchange Rate. Oxford University Press, Oxford.*
- Hakkio, C., S., Rush M. (1989).** Market Efficiency and Cointegration: An Application to the sterling and deutschemark Exchange Markets. *Journal of International Money and Finance*, pp75-88.
- Humpage, O. F., Osterberg, W.P., (1990).** Intervention and the Foreign Exchange Risk Premium: An Empirical Investigation of Daily Effects. *Federal Reserve Bank of Cleveland in its series Working Paper* with number 9009
- Isard P. (2006).** Uncovered Interest Parity. *IMF Working Paper* 06/96.
- Levich, R. M. (2001).** *International Financial Markets* (2 ed.). New York: McGraw-Hill International Edition, Finance Series.
- Longworth, D. (1981).** Testing the Efficiency of the Canadian Dollar- US Exchange Market under the Assumption of no Risk Premium. *Journal of Finance*, pp 43-49.

- Marey, P. S. (2004).** Uncovered interest parity tests and exchange rate expectations. *Maastricht : METEOR, Maastricht Research School of Economics of Technology and Organization in its series Research Memoranda with number 021.*
- McCallum, B. T. (1994).** A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship. *Journal of Monetary Economics* 33: 105-132.
- McFarlane, L. (2003).** The UIP and Time Varying Risk Premium: An Application to the Jamaican Bond Market. *Research and Economic Programming Division. Bank of Jamaica.*
- McKinnon, R. I. (1979).** Money in International Exchange. *Oxford University Press, Oxford.*
- Moore, M. J. (1994).** Testing for Unbiasedness in Forward Markets. *The Manchester School Supplement*, pp 67-78.
- More Currencies, More Horizons, More Tests.
- Poghosyan, T., Kocenda, E., (2005).** Affine Term Structure Models for the Foreign Exchange Risk Premium in Armenian Deposit Market. *Working Paper No. 811.*
- Popper, H. (1993).** Long- term Covered Interest Parity: Evidence from Currency Swaps. *Journal of International Money and Finance*, pp 439-448.
- Shu Wu, (2005).** Interest Rate Risk and the Forward Premium. Anomaly in Foreign Exchange Markets. *University of Kansas, Department of Economics in its series working papers series in theoretical and applied economics with number 200519.*

Taylor, M. B., (1989). Expectations, Risk and Uncertainty in the Foreign Exchange Market: Some Results Based on Survey Data. *The Manchester School* 57:2 pp142-53.

Verdelhan, A., (2006). A Habit-Based Explanation of the Exchange Rate Risk Premium. *Boston University - Department of Economics in its series Boston University - Department of Economics - Working Papers Series with number WP2006-013.*

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

| month | YEN TO \$ EXCHAN GE RATE | YEN TO \$ 3M FWD EXCHANGE RATE | US 3 MtH MONEY MARKET RATE | JP 3 MTH MONEY MARKET RATE |
|---------|--------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|-------------------------------------|
| 10/1983 | 232,732 | 230,8967 | 8,6 | 6,52 |
| 11/1983 | 235,0182 | 233,0407 | 8,88 | 6,36 |
| 12/1983 | 234,318 | 232,2948 | 8,97 | 6,45 |
| 1/1984 | 233,6336 | 231,6407 | 8,88 | 6,34 |
| 2/1984 | 233,5324 | 231,5083 | 9,14 | 6,34 |
| 3/1984 | 225,0752 | 222,7718 | 9,7 | 6,41 |
| 4/1984 | 225,1426 | 222,5288 | 9,51 | 6,26 |
| 5/1984 | 230,3922 | 227,3554 | 9,71 | 6,23 |
| 6/1984 | 233,3931 | 230,171 | 9,91 | 6,35 |
| 7/1984 | 242,7875 | 239,2014 | 10,4 | 6,3 |
| 8/1984 | 242,1313 | 238,7611 | 10,6 | 6,34 |
| 9/1984 | 245,237 | 242,01 | 10,2 | 6,32 |
| 10/1984 | 246,7226 | 243,9311 | 9,09 | 6,31 |
| 11/1984 | 243,3818 | 241,4825 | 8,42 | 6,32 |
| 12/1984 | 247,8486 | 246,1514 | 8,88 | 6,33 |
| 1/1985 | 253,9696 | 252,5459 | 8,53 | 6,26 |
| 2/1985 | 260,578 | 258,9125 | 9,17 | 6,29 |
| 3/1985 | 257,9038 | 255,9726 | 9,39 | 6,3 |
| 4/1985 | 251,6952 | 250,05 | 8,82 | 6,26 |
| 5/1985 | 251,6196 | 250,3826 | 8,17 | 6,26 |
| 6/1985 | 248,8545 | 247,95 | 7,67 | 6,29 |
| 7/1985 | 241,3152 | 240,2639 | 8,02 | 6,29 |
| 8/1985 | 237,3402 | 236,3318 | 8,13 | 6,3 |
| 9/1985 | 236,5629 | 235,484 | 8,26 | 6,31 |
| 10/1985 | 214,5707 | 213,7872 | 8,21 | 6,47 |
| 11/1985 | 203,9807 | 203,8933 | 8,15 | 7,29 |
| 12/1985 | 202,75 | 202,4659 | 8,07 | 7,36 |
| 1/1986 | 199,9609 | 199,3357 | 8,13 | 6,6 |
| 2/1986 | 184,5423 | 183,6558 | 8 | 6,04 |
| 3/1986 | 178,6798 | 177,7905 | 7,52 | 5,54 |
| 4/1986 | 175,0784 | 174,1205 | 6,93 | 4,87 |
| 5/1986 | 167,2545 | 166,3241 | 6,98 | 4,56 |
| 6/1986 | 167,4955 | 166,6012 | 7,06 | 4,62 |
| 7/1986 | 158,6272 | 157,8657 | 6,65 | 4,61 |
| 8/1986 | 154,1348 | 153,5831 | 6,16 | 4,68 |
| 9/1986 | 154,6589 | 154,2411 | 5,99 | 4,72 |
| 10/1986 | 156,348 | 155,908 | 5,98 | 4,73 |
| 11/1986 | 162,7765 | 162,2103 | 6,07 | 4,4 |
| 12/1986 | 162,1593 | 161,4041 | 6,39 | 4,4 |
| 1/1987 | 154,7852 | 154,1025 | 6,22 | 4,2 |
| 2/1987 | 153,4128 | 152,5155 | 6,43 | 4 |
| 3/1987 | 151,3927 | 150,5586 | 6,49 | 4 |
| 4/1987 | 142,8636 | 141,8005 | 6,86 | 3,92 |
| 5/1987 | 140,531 | 139,2162 | 7,38 | 3,77 |
| 6/1987 | 144,4986 | 143,2625 | 7,24 | 3,71 |

| | | | | |
|----------------|----------|----------|-------|------|
| 7/1987 | 150,2509 | 149,1217 | 7,01 | 3,74 |
| 8/1987 | 147,3929 | 146,2948 | 7,06 | 3,72 |
| 9/1987 | 143,1705 | 141,9786 | 7,64 | 3,76 |
| 10/1987 | 143,1673 | 141,8143 | 8,41 | 3,89 |
| 11/1987 | 135,2717 | 134,1807 | 7,54 | 3,89 |
| 12/1987 | 128,2367 | 127,092 | 7,94 | 3,91 |
| 1/1988 | 127,4476 | 126,5536 | 7,23 | 3,91 |
| 2/1988 | 129,1519 | 128,4221 | 6,84 | 3,81 |
| 3/1988 | 127,0872 | 126,2763 | 6,86 | 3,82 |
| 4/1988 | 124,8486 | 123,8183 | 7,17 | 3,9 |
| 5/1988 | 124,7477 | 123,6964 | 7,51 | 3,8 |
| 6/1988 | 127,4509 | 126,3509 | 7,74 | 3,82 |
| 7/1988 | 133,1221 | 131,9295 | 8,2 | 3,84 |
| 8/1988 | 133,7663 | 132,4674 | 8,6 | 3,98 |
| 9/1988 | 134,3998 | 133,2886 | 8,43 | 4,15 |
| 10/1988 | 128,8343 | 127,5831 | 8,63 | 4,26 |
| 11/1988 | 123,0711 | 121,6682 | 9,02 | 4,22 |
| 12/1988 | 123,6334 | 122,1507 | 9,44 | 4,16 |
| 1/1989 | 127,295 | 125,6439 | 9,42 | 4,54 |
| 2/1989 | 127,6885 | 126,1163 | 9,73 | 4,61 |
| 3/1989 | 130,4243 | 128,6078 | 10,3 | 4,72 |
| 4/1989 | 132,029 | 130,2723 | 10,18 | 4,67 |
| 5/1989 | 137,9407 | 136,308 | 9,79 | 4,96 |
| 6/1989 | 144,0048 | 142,6025 | 9,41 | 5,34 |
| 7/1989 | 140,4855 | 139,2293 | 8,98 | 5,48 |
| 8/1989 | 141,34 | 140,143 | 8,83 | 5,39 |
| 9/1989 | 145,1376 | 143,9957 | 8,97 | 5,64 |
| 10/1989 | 142,1809 | 141,2652 | 8,8 | 6,21 |
| 11/1989 | 143,4627 | 142,7959 | 8,55 | 6,75 |
| 12/1989 | 143,6683 | 143,0393 | 8,51 | 6,8 |
| 1/1990 | 144,8952 | 144,4298 | 8,36 | 7 |
| 2/1990 | 145,6595 | 145,2515 | 8,37 | 7,23 |
| 3/1990 | 153,2773 | 152,9045 | 8,49 | 7,58 |
| 4/1990 | 158,3119 | 157,8388 | 8,56 | 7,46 |
| 5/1990 | 153,8087 | 153,3541 | 8,43 | 7,38 |
| 6/1990 | 153,694 | 153,329 | 8,35 | 7,43 |
| 7/1990 | 149,0891 | 148,9105 | 8,2 | 7,74 |
| 8/1990 | 147,4535 | 147,4311 | 8,12 | 8,04 |
| 9/1990 | 138,629 | 138,6878 | 8,2 | 8,32 |
| 10/1990 | 129,703 | 129,7576 | 8,17 | 8,34 |
| 11/1990 | 129,0868 | 129,1709 | 8,19 | 8,4 |
| 12/1990 | 133,7545 | 133,8512 | 7,88 | 8,31 |
| 1/1991 | 133,7022 | 133,9611 | 7,34 | 8,23 |
| 2/1991 | 130,484 | 130,7658 | 6,7 | 8,03 |
| 3/1991 | 137,3707 | 137,9186 | 6,58 | 8,2 |
| 4/1991 | 137,1168 | 137,7623 | 6,22 | 8,12 |
| 5/1991 | 138,1274 | 138,7117 | 6,06 | 8,06 |
| 6/1991 | 139,6775 | 140,229 | 6,2 | 7,78 |
| 7/1991 | 137,8517 | 138,3283 | 6,09 | 7,52 |
| 8/1991 | 136,7727 | 137,3143 | 5,71 | 7,34 |
| 9/1991 | 134,4376 | 134,8098 | 5,56 | 6,75 |
| 10/1991 | 130,7217 | 131,0543 | 5,42 | 6,46 |
| 11/1991 | 129,6057 | 129,9726 | 5,02 | 6,23 |
| 12/1991 | 127,965 | 128,4207 | 4,57 | 6,07 |

| | | | | |
|---------|----------|----------|------|------|
| 1/1992 | 125,3535 | 125,6772 | 4,18 | 5,29 |
| 2/1992 | 127,656 | 127,9918 | 4,17 | 5,24 |
| 3/1992 | 132,9327 | 133,1341 | 4,37 | 5,01 |
| 4/1992 | 133,4373 | 133,6409 | 4,15 | 4,73 |
| 5/1992 | 130,7095 | 130,9607 | 3,96 | 4,74 |
| 6/1992 | 126,8107 | 127,0082 | 3,99 | 4,61 |
| 7/1992 | 125,7972 | 126,05 | 3,51 | 4,36 |
| 8/1992 | 126,2619 | 126,4102 | 3,43 | 3,95 |
| 9/1992 | 122,6175 | 122,8018 | 3,27 | 4,01 |
| 10/1992 | 121,1309 | 121,2573 | 3,43 | 3,88 |
| 11/1992 | 123,8352 | 123,825 | 3,79 | 3,81 |
| 12/1992 | 123,9289 | 123,9672 | 3,62 | 3,78 |
| 1/1993 | 125,0129 | 125,0945 | 3,35 | 3,72 |
| 2/1993 | 120,7208 | 120,7475 | 3,24 | 3,33 |
| 3/1993 | 117,0248 | 117,0183 | 3,24 | 3,31 |
| 4/1993 | 112,433 | 112,4427 | 3,23 | 3,25 |
| 5/1993 | 110,2212 | 110,2 | 3,25 | 3,27 |
| 6/1993 | 107,3464 | 107,3239 | 3,34 | 3,26 |
| 7/1993 | 107,72 | 107,6925 | 3,3 | 3,26 |
| 8/1993 | 103,7177 | 103,6709 | 3,26 | 3,05 |
| 9/1993 | 105,4914 | 105,3391 | 3,21 | 2,67 |
| 10/1993 | 106,929 | 106,6755 | 3,39 | 2,48 |
| 11/1993 | 107,8393 | 107,5277 | 3,49 | 2,35 |
| 12/1993 | 109,8426 | 109,488 | 3,37 | 2,08 |
| 1/1994 | 111,3643 | 111,035 | 3,28 | 2,18 |
| 2/1994 | 106,261 | 105,9518 | 3,55 | 2,25 |
| 3/1994 | 105,0837 | 104,6726 | 3,88 | 2,35 |
| 4/1994 | 103,3876 | 102,9279 | 4,11 | 2,31 |
| 5/1994 | 103,7582 | 103,1473 | 4,64 | 2,22 |
| 6/1994 | 102,4845 | 101,8639 | 4,64 | 2,17 |
| 7/1994 | 98,46476 | 97,85571 | 4,86 | 2,19 |
| 8/1994 | 99,93783 | 99,29239 | 4,92 | 2,33 |
| 9/1994 | 98,77455 | 98,12273 | 5,13 | 2,38 |
| 10/1994 | 98,42429 | 97,64643 | 5,63 | 2,39 |
| 11/1994 | 98,02023 | 97,15023 | 5,88 | 2,38 |
| 12/1994 | 100,1441 | 99,155 | 6,39 | 2,38 |
| 1/1995 | 99,67477 | 98,71227 | 6,34 | 2,36 |
| 2/1995 | 98,13525 | 97,19125 | 6,26 | 2,32 |
| 3/1995 | 90,46978 | 89,53283 | 6,27 | 2,16 |
| 4/1995 | 83,74975 | 82,7295 | 6,24 | 1,55 |
| 5/1995 | 85,04065 | 84,03739 | 6,11 | 1,35 |
| 6/1995 | 84,57932 | 83,55795 | 6,01 | 1,2 |
| 7/1995 | 87,23452 | 86,13667 | 5,9 | 0,96 |
| 8/1995 | 94,72957 | 93,51413 | 5,9 | 0,87 |
| 9/1995 | 100,3538 | 98,97571 | 5,86 | 0,57 |
| 10/1995 | 100,7509 | 99,30364 | 5,94 | 0,44 |
| 11/1995 | 101,8632 | 100,443 | 5,88 | 0,48 |
| 12/1995 | 101,869 | 100,5083 | 5,75 | 0,46 |
| 1/1996 | 105,5991 | 104,2585 | 5,55 | 0,53 |
| 2/1996 | 105,6533 | 104,4174 | 5,28 | 0,64 |
| 3/1996 | 105,9157 | 104,6148 | 5,39 | 0,62 |
| 4/1996 | 107,1195 | 105,8055 | 5,49 | 0,62 |
| 5/1996 | 106,3813 | 105,0663 | 5,5 | 0,62 |
| 6/1996 | 108,9355 | 107,5305 | 5,57 | 0,57 |

| | | | | |
|----------------|----------|----------|------|------|
| 7/1996 | 109,1891 | 107,8026 | 5,64 | 0,68 |
| 8/1996 | 107,8732 | 106,517 | 5,53 | 0,6 |
| 9/1996 | 109,8929 | 108,471 | 5,62 | 0,51 |
| 10/1996 | 112,3626 | 110,9141 | 5,54 | 0,5 |
| 11/1996 | 112,2886 | 110,8612 | 5,5 | 0,5 |
| 12/1996 | 113,9259 | 112,4693 | 5,55 | 0,47 |
| 1/1997 | 117,7961 | 116,3043 | 5,57 | 0,5 |
| 2/1997 | 122,9895 | 121,4578 | 5,53 | 0,5 |
| 3/1997 | 122,7486 | 121,1555 | 5,67 | 0,55 |
| 4/1997 | 125,5968 | 123,9216 | 5,85 | 0,56 |
| 5/1997 | 118,9755 | 117,3905 | 5,84 | 0,6 |
| 6/1997 | 114,32 | 112,8036 | 5,81 | 0,63 |
| 7/1997 | 115,2804 | 113,783 | 5,76 | 0,67 |
| 8/1997 | 117,7462 | 116,2117 | 5,73 | 0,6 |
| 9/1997 | 120,8473 | 119,2845 | 5,74 | 0,58 |
| 10/1997 | 121,0165 | 119,4059 | 5,78 | 0,53 |
| 11/1997 | 125,4395 | 123,6838 | 5,89 | 0,59 |
| 12/1997 | 129,64 | 127,8757 | 5,9 | 1,06 |
| 1/1998 | 129,48 | 127,8393 | 5,67 | 0,98 |
| 2/1998 | 125,823 | 124,2458 | 5,64 | 1,12 |
| 3/1998 | 129,0655 | 127,4173 | 5,74 | 0,8 |
| 4/1998 | 131,8377 | 130,1298 | 5,74 | 0,75 |
| 5/1998 | 134,9552 | 133,1671 | 5,73 | 0,64 |
| 6/1998 | 140,2927 | 138,4391 | 5,69 | 0,57 |
| 7/1998 | 140,743 | 138,8876 | 5,69 | 0,64 |
| 8/1998 | 144,7248 | 142,8212 | 5,68 | 0,65 |
| 9/1998 | 134,4018 | 132,6591 | 5,5 | 0,48 |
| 10/1998 | 120,8091 | 119,2582 | 5,27 | 0,4 |
| 11/1998 | 120,4557 | 118,8429 | 5,32 | 0,4 |
| 12/1998 | 117,0109 | 115,6102 | 5,22 | 0,5 |
| 1/1999 | 113,2838 | 112,1229 | 5,01 | 0,51 |
| 2/1999 | 116,686 | 115,3068 | 5 | 0,38 |
| 3/1999 | 119,4935 | 118,0559 | 5,01 | 0,2 |
| 4/1999 | 119,6414 | 118,227 | 5 | 0,15 |
| 5/1999 | 121,8829 | 120,4026 | 5,02 | 0,11 |
| 6/1999 | 120,6805 | 119,1134 | 5,18 | 0,1 |
| 7/1999 | 119,402 | 117,8236 | 5,31 | 0,11 |
| 8/1999 | 113,2534 | 111,7148 | 5,45 | 0,09 |
| 9/1999 | 106,9852 | 105,5093 | 5,57 | 0,1 |
| 10/1999 | 106,0043 | 104,3543 | 6,18 | 0,25 |
| 11/1999 | 104,6436 | 103,1089 | 6,1 | 0,3 |
| 12/1999 | 102,6654 | 101,1315 | 6,13 | 0,33 |
| 1/2000 | 105,2843 | 103,7164 | 6,04 | 0,15 |
| 2/2000 | 109,4505 | 107,8681 | 6,1 | 0,13 |
| 3/2000 | 106,2802 | 104,7302 | 6,2 | 0,14 |
| 4/2000 | 105,664 | 103,9393 | 6,31 | 0,12 |
| 5/2000 | 108,1815 | 106,4083 | 6,75 | 0,1 |
| 6/2000 | 106,1391 | 104,2761 | 6,79 | 0,13 |
| 7/2000 | 108,1048 | 106,3331 | 6,73 | 0,22 |
| 8/2000 | 108,0963 | 106,3689 | 6,69 | 0,32 |
| 9/2000 | 106,7612 | 105,0712 | 6,67 | 0,41 |
| 10/2000 | 108,3973 | 106,6645 | 6,78 | 0,52 |
| 11/2000 | 109,0109 | 107,2886 | 6,75 | 0,55 |
| 12/2000 | 112,2081 | 110,6279 | 6,54 | 0,62 |

| | | | | |
|---------|----------|----------|------|------|
| 1/2001 | 116,7013 | 115,117 | 5,73 | 0,5 |
| 2/2001 | 116,23 | 114,8178 | 5,35 | 0,41 |
| 3/2001 | 121,4777 | 120,028 | 4,96 | 0,19 |
| 4/2001 | 123,7229 | 122,329 | 4,63 | 0,1 |
| 5/2001 | 121,6909 | 120,5135 | 4,11 | 0,07 |
| 6/2001 | 122,3857 | 121,1495 | 3,83 | 0,07 |
| 7/2001 | 124,4709 | 123,3327 | 3,75 | 0,08 |
| 8/2001 | 121,3104 | 120,2417 | 3,56 | 0,08 |
| 9/2001 | 118,674 | 117,795 | 3,03 | 0,06 |
| 10/2001 | 121,377 | 120,6372 | 2,4 | 0,08 |
| 11/2001 | 122,3759 | 121,7527 | 2,1 | 0,08 |
| 12/2001 | 127,6414 | 127,0645 | 1,92 | 0,08 |
| 1/2002 | 132,6248 | 132,0572 | 1,82 | 0,09 |
| 2/2002 | 133,557 | 132,9525 | 1,9 | 0,1 |
| 3/2002 | 131,0533 | 130,4207 | 1,99 | 0,1 |
| 4/2002 | 130,7441 | 130,1305 | 1,97 | 0,08 |
| 5/2002 | 126,2822 | 125,7002 | 1,91 | 0,08 |
| 6/2002 | 123,323 | 122,7495 | 1,88 | 0,07 |
| 7/2002 | 117,99 | 117,4393 | 1,85 | 0,07 |
| 8/2002 | 118,9868 | 118,4632 | 1,78 | 0,07 |
| 9/2002 | 120,9633 | 120,4264 | 1,8 | 0,07 |
| 10/2002 | 123,8948 | 123,3289 | 1,78 | 0,07 |
| 11/2002 | 121,5267 | 121,111 | 1,46 | 0,07 |
| 12/2002 | 121,8314 | 121,4014 | 1,41 | 0,06 |
| 1/2003 | 118,7617 | 118,3737 | 1,37 | 0,06 |
| 2/2003 | 119,3395 | 118,959 | 1,34 | 0,06 |
| 3/2003 | 118,7433 | 118,3843 | 1,29 | 0,06 |
| 4/2003 | 119,8973 | 119,3584 | 1,3 | 0,06 |
| 5/2003 | 117,3605 | 116,9886 | 1,28 | 0,06 |
| 6/2003 | 118,3371 | 118,0086 | 1,12 | 0,06 |
| 7/2003 | 118,6174 | 118,2761 | 1,11 | 0,05 |
| 8/2003 | 118,6281 | 118,2788 | 1,14 | 0,05 |
| 9/2003 | 114,8909 | 114,5593 | 1,14 | 0,05 |
| 10/2003 | 109,5022 | 109,1759 | 1,16 | 0,06 |
| 11/2003 | 109,1595 | 108,8343 | 1,17 | 0,06 |
| 12/2003 | 107,7348 | 107,422 | 1,17 | 0,06 |
| 1/2004 | 106,3777 | 106,0795 | 1,13 | 0,06 |
| 2/2004 | 106,643 | 106,3498 | 1,12 | 0,05 |
| 3/2004 | 108,49 | 108,1885 | 1,11 | 0,05 |
| 4/2004 | 107,6605 | 107,353 | 1,15 | 0,05 |
| 5/2004 | 112,1286 | 111,7679 | 1,25 | 0,05 |
| 6/2004 | 109,4423 | 109,0214 | 1,5 | 0,05 |
| 7/2004 | 109,4273 | 108,9791 | 1,63 | 0,05 |
| 8/2004 | 110,2045 | 109,7266 | 1,73 | 0,05 |
| 9/2004 | 110,0923 | 109,5718 | 1,9 | 0,05 |
| 10/2004 | 108,8148 | 108,2455 | 2,08 | 0,05 |
| 11/2004 | 104,7027 | 104,0943 | 2,31 | 0,05 |
| 12/2004 | 103,86 | 103,2211 | 2,5 | 0,05 |
| 1/2005 | 103,2814 | 102,611 | 2,66 | 0,05 |
| 2/2005 | 104,9835 | 104,2628 | 2,82 | 0,05 |
| 3/2005 | 105,2109 | 104,4215 | 3,03 | 0,05 |
| 4/2005 | 107,22 | 106,39 | 3,15 | 0,05 |
| 5/2005 | 106,6486 | 105,7764 | 3,27 | 0,05 |
| 6/2005 | 108,7455 | 107,8091 | 3,43 | 0,05 |

| | | | | |
|----------------|----------|----------|------|------|
| 7/2005 | 111,9457 | 110,9255 | 3,61 | 0,06 |
| 8/2005 | 110,5687 | 109,5078 | 3,8 | 0,06 |
| 9/2005 | 111,1445 | 110,0659 | 3,91 | 0,06 |
| 10/2005 | 114,8757 | 113,6693 | 4,17 | 0,06 |
| 11/2005 | 118,4645 | 117,1602 | 4,35 | 0,06 |
| 12/2005 | 118,3355 | 117,0268 | 4,49 | 0,07 |
| 1/2006 | 115,5468 | 114,2495 | 4,6 | 0,07 |
| 2/2006 | 117,92 | 116,55 | 4,76 | 0,07 |

Πηγή: Datastream