

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ



ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΗ
ΣΤΡΑΤΗΓΙΚΗ

"ΤΟ ΑΣΦΑΛΙΣΤΡΟ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΣΤΙΣ ΔΙΕΘΝΕΙΣ
ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ: ΕΞΕΛΙΞΗ ΚΑΙ
ΕΡΜΗΝΕΙΑ"

Τσώνης Ν. Αθανάσιος

Διπλωματική Εργασία υποβληθείσα στο Τμήμα Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου Πειραιώς
ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης στην
Οικονομική και Επιχειρησιακή Στρατηγική

Πειραιάς, Σεπτέμβριος 2016

UNIVERSITY OF PIRAEUS
DEPARTMENT OF ECONOMICS



MASTER PROGRAM IN
ECONOMIC AND BUSINESS STRATEGY

"RISK PREMIUM IN INTERNATIONAL FINANCIAL
MARKETS: DEVELOPMENTS AND
INTERPRETATION"

By

Tsonis N. Athanasios

Master Thesis submitted to the Department of Economics of the University of Piraeus in partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Arts in Economic and Business Strategy

Piraeus, Greece, September 2016

Η εργασία αυτή αφιερώνεται στην οικογένειά μου.

Ευχαριστίες

Για τη διεκπεραίωση της παρούσης Διπλωματικής Εργασίας, θα ήθελα αρχικά να ευχαριστήσω τον επιβλέποντα καθηγητή μου Κο Σοφοκλή Μπρισίμη για την πολύτιμη βοήθεια και καθοδήγηση που μου παρείχε. Θα ήθελα επίσης να ευχαριστήσω τον υποψήφιο διδάκτορα Κο Αλέξανδρο Μπεχλιούλη για την συνεχή υποστήριξή του. Τέλος, ευχαριστώ την οικογένεια μου και τους στενούς μου φίλους για την αμέριστη υποστήριξη που μου έδειξαν καθ'όλη τη διάρκεια των σπουδών μου.

"ΤΟ ΑΣΦΑΛΙΣΤΡΟ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΣΤΙΣ ΔΙΕΘΝΕΙΣ ΧΡΗΜΑΤΟΠΙΣΤΩΤΙΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ. ΕΞΕΛΙΞΗ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ"

Σημαντικοί Όροι: Ασφάλιστρο Κινδύνου, Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων, Ανεπτυγμένες και Αναδύομενες Αγορές, Βραχυπρόθεσμος και Μακροπρόθεσμος Χρονικός Ορίζοντας, Μοντέλα ARCH και GARCH

Περίληψη

Η θεωρία της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων ("Uncovered Interest Parity") αποτελεί ένα σημαντικότατο δομικό στοιχείο για τη μακροοικονομική ανάλυση των ανοικτών οικονομιών. Πρόκειται για μια συνθήκη η οποία συνδέει την αναμενόμενη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας με τη διαφορά επιτοκίων και η οποία προκύπτει από το ακάλυπτο arbitrage επιτοκίων. Η παρούσα διπλωματική εργασία προβαίνει σε μια εκτεταμένη ανασκόπηση της διεθνούς βιβλιογραφίας όσον αφορά τον έλεγχο ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων σε ανεπτυγμένες και αναπτυσσόμενες αγορές και όσον αφορά τις εκτιμήσεις του ασφαλίστρου κινδύνου. Τέλος, εξετάζεται η επαλήθευση της Ισοτιμίας για τα ζεύγη 10ετών ομολόγων Αμερικής-Γερμανίας και Αμερικής-Ευρωζώνης, καθώς και ο υπολογισμός του συνεπαγόμενου ασφαλίστρου κινδύνου σε περίπτωση μη-ισχύος της.

"RISK PREMIUM IN INTERNATIONAL FINANCIAL MARKETS. PROGRESS AND INTERPRETATION"

Keywords: Risk Premium, Uncovered Interest Parity, Developed and Emerging Markets, Short-term and Long-term Maturity, ARCH and GARCH Models

Abstract

The theory of Uncovered Interest Parity constitutes an important building block for macroeconomic analysis of open economies. It is a condition that links the expected change of the spot exchange rate and the interest rate differential which results from the uncovered interest arbitrage. This master thesis conducts an extensive review of the international literature regarding the validation of the Uncovered Interest Parity between developed and developing markets as well as estimations of risk premium. Finally, the thesis examines the verification of Parity for the pairs of US – German and US – Eurozone 10 year bonds and also calculates the implied risk premium in case of failure of Uncovered Interest Parity.

Περιεχόμενα

Περίληψη.....	ix
Abstract	xi
Κατάλογος Πινάκων	xvii
Κατάλογος Διαγραμμάτων.....	xix
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1.....	1
Καλυμμένη και Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων.....	1
1.1 Εισαγωγή.....	1
1.2 Συνθήκες Ισοτιμίας Επιτοκίων.....	1
1.2.1 Καλυμμένη Ισοτιμία Επιτοκίων.....	2
1.2.2 Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων.....	6
1.3 Το Ασφάλιστρο Κινδύνου.....	7
1.4 Αποτελεσματικότητα Αγοράς Συναλλάγματος: Διπλή Υπόθεση.....	9
1.6 Ανακεφαλαίωση	14
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2.....	15
Εξέταση Ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων σε Ανεπτυγμένες Οικονομίες	15
2.1 Εισαγωγή.....	15
2.2 Οι Έρευνες των Chinn και Meredith (2004, 2005).....	16
2.3 Η Έρευνα των Chinn και Quayyum (2012).....	25
2.4 Η Έρευνα των Lothian και Woo (2011)	32
2.5 Η Έρευνα των Madarassy και Chinn (2002)	40
2.6 Σύνοψη ερευνών άλλων μελετητών.....	42
2.7 Απόρριψη Ορθολογικών Προσδοκιών.....	43
2.8 Ανακεφαλαίωση	45

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3.....	46
Εξέταση Ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων σε Αναδυόμενες Οικονομίες.....	46
3.1 Εισαγωγή.....	46
3.2 Το ασφάλιστρο κινδύνου σε αναπτυσσόμενες αγορές.....	46
3.3 Η Έρευνα των Bansal και Dahlquist (2000).....	51
3.4 Οι Έρευνες των Frankel και Poonawala (2004, 2006, 2010).....	51
3.5 Η Έρευνα των Sarmidi και Salleh (2001).....	52
3.6 Η Έρευνα της McFarlane (2003).....	57
3.7 Η Έρευνα του Melander (2009).....	60
3.8 Έρευνες για τις χώρες της Ωκεανίας.....	62
3.9 Η Έρευνα της Azouzi (2011).....	63
3.10 Περίοδοι Κρίσεων - Η Έρευνα των Flood και Rose (2002).....	64
3.11 Διαρθρωτικές αλλαγές στις αναδυόμενες οικονομίες.....	65
3.12 Το πρόβλημα του Πέσο.....	66
3.13 Ανακεφαλαίωση.....	68
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4.....	70
Το Ασφάλιστρο Κινδύνου και τα Μοντέλα ARCH και GARCH.....	70
4.1 Εισαγωγή.....	70
4.2 Μοντέλα ARCH και GARCH.....	70
4.3 Εκτιμήσεις του ασφαλίστρου κινδύνου με χρήση του μοντέλου Garch.....	71
4.4 Παραλλαγές του Μοντέλου GARCH.....	78
4.4.1 Το μοντέλο GARCH-in-mean (GARCH-M).....	78
4.4.2 Το μοντέλο Exponential GARCH (EGARCH).....	79
4.4.3 Το μοντέλο GJR GARCH.....	79
4.4.4 Το μοντέλο CGARCH.....	80
4.5 Ανακεφαλαίωση.....	82

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5	84
Εμπειρική Διερεύνηση	84
5.1 Εισαγωγή.....	84
5.2 Παρουσίαση δεδομένων.....	84
5.3 Περιγραφικά στατιστικά και διαγράμματα.....	85
5.4 Α.Ι.Ε. σε Η.Π.Α.-Γερμανία	88
5.4.1 Παλινδρόμηση O.L.S.....	88
5.4.2 Χρήση μοντέλου Garch και εκτίμηση του ασφαλίστρου κινδύνου.....	90
5.5 Α.Ι.Ε. σε Η.Π.Α.-Ευρωζώνη	92
5.5.1 Παλινδρόμηση O.L.S.....	92
5.5.2 Χρήση μοντέλου Garch και εκτίμηση του ασφαλίστρου κινδύνου.....	94
5.6 Συμπεράσματα της έρευνας	97
5.6.1 Ζεύγος Η.Π.Α.-Γερμανία.....	97
5.6.2 Ζεύγος Η.Π.Α.-Ευρωζώνη.....	99
5.7 Ανακεφαλαίωση	100
 ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ	 101
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	103

Κατάλογος Πινάκων

2.1 Short horizon estimates of β (Chinn και Meredith 2004)	Σελίδα 18
2.2 Long-horizon tests of UIP (Chinn και Meredith 2004)	Σελίδα 19
2.3 Long-Horizon tests of UIP (Chinn και Meredith 2004)	Σελίδα 20
2.4 Long-horizon tests of UIP (Chinn και Meredith 2004)	Σελίδα 21
2.5 Long-horizon tests of UIP (Chinn και Meredith 2004)	Σελίδα 22
2.6 Long-horizon tests of UIP (Chinn και Meredith 2005)	Σελίδα 24
2.7 Unbiasedness hypothesis at the short horizon: estimates of β (Chinn και Quayyum 2012)	Σελίδα 26
2.8 Unbiasedness hypothesis at 5 year horizon (constant maturity bond returns) (Chinn και Quayyum 2012)	Σελίδα 27
2.9 Unbiasedness hypothesis at 10 year horizon (constant maturity bond returns) (Chinn και Quayyum 2012)	Σελίδα 28
2.10 Unbiasedness hypothesis at 10 year horizon (benchmark bond returns) (Chinn και Quayyum 2012)	Σελίδα 29
2.11 Unbiasedness hypothesis at 10 year horizon with constant maturity bond returns using data till 2008Q2 (pre-financial crisis) (Chinn και Quayyum 2012)	Σελίδα 29
2.12 Allowing for structural breaks (Chinn και Quayyum 2012)	Σελίδα 30
2.13 Subperiod analysis on the forward-premium regression (Lothian και Woo 2011)	Σελίδα 32
2.14 Αναλυτική παρουσίαση μεγεθών (Lothian και Woo 2011)	Σελίδα 35
2.15 Εκτιμήσεις συντελεστών σε 5-ετή ορίζοντα (Chinn και Madarassy 2002)	Σελίδα 39
2.16 Εκτιμήσεις συντελεστών σε ορίζοντα 3 μηνών (Chinn και Madarassy 2002)	Σελίδα 40
2.17 Expected depreciation and 5-year government bond yields (Chinn 2006)	Σελίδα 43
3.1 De jure liberalization dates of major emerging markets (Bekaert <i>et al</i> 2002)	Σελίδα 46
3.2 Εκτιμήσεις συντελεστών " β " σε χρονικό ορίζοντα 1 μηνός (Frankel και Poonawala (2004)	Σελίδα 51
3.3 OLS regression for individual emerging market ($k=1$) from 1995 to 2009 (Sarmidi και Salleh 2011)	Σελίδα 53
3.4 OLS regression for individual emerging market ($k=3$) from 1995 to 2009 (Sarmidi και Salleh 2011)	Σελίδα 54

3.5 DOLS regression (k=12) for individual emerging market from 1995 to 2009 (Sarmidi και Salleh 2011)	Σελίδα 55
3.6 Εκτιμήσεις συντελεστών στην παλινδρόμηση OLS (Melander 2009)	Σελίδα 60
3.7 Εκτιμήσεις συντελεστών (GARCH(1,1)) (Melander 2009)	Σελίδα 60
3.8 Περιγραφικά στατιστικά (Azouzi 2011)	Σελίδα 62
3.9 Estimates of $s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta \times (f_t - s_t) + \varepsilon_t$ (Azouzi 2011)	Σελίδα 63
4.1 Αποκλίσεις από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων (%) (Kocenda και Poghosyan 2006)	Σελίδα 72
4.2 Εκτιμήσεις του ασφαλίστρου κινδύνου (%) (Byrne and Nagayasu 2008)	Σελίδα 72
5.1 Περιγραφικά στατιστικά μεταβλητών	Σελίδα 84
5.2 Αποτελέσματα παλινδρόμησης O.L.S.	Σελίδα 87
5.3 Αποτελέσματα παλινδρόμησης μοντέλου Garch-M (1,2)	Σελίδα 89
5.4 Περιγραφικά στατιστικά ασφαλίστρου κινδύνου	Σελίδα 91
5.5 Αποτελέσματα παλινδρόμησης O.L.S.	Σελίδα 92
5.6 Αποτελέσματα παλινδρόμησης μοντέλου Garch-M (1,2)	Σελίδα 94
5.7 Περιγραφικά στατιστικά ασφαλίστρου κινδύνου	Σελίδα 95
5.8 Αποτελέσματα παλινδρόμησης O.L.S.	Σελίδα 97

Κατάλογος Διαγραμμάτων

1.1 Καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίων	Σελίδα 4
2.1 Εκτιμήσεις συντελεστή β	Σελίδα 23
3.1 Change in nominal exchange rate (in logarithm) and interest rate differential	Σελίδα 57
3.2 Ασφάλιστρο κινδύνου	Σελίδα 61
4.1 Ασφάλιστρο κινδύνου	Σελίδα 74
4.2 Ασφάλιστρο κινδύνου και πορεία συν/κής ισοτιμίας Mexican peso/USD	Σελίδα 75
4.3 Ασφάλιστρο κινδύνου για το ζεύγος ΗΠΑ/Γερμανία	Σελίδα 76
4.4 Ασφάλιστρο κινδύνου για το ζεύγος ΗΠΑ/Ηνωμένο Βασίλειο	Σελίδα 76
4.5 Ασφάλιστρο κινδύνου για το ζεύγος ΗΠΑ/Ιαπωνία	Σελίδα 76
5.1 Αποδόσεις 10ετών ομολόγων ΗΠΑ/Γερμανίας/Ευρωζώνης	Σελίδα 85
5.2 Διαφορά επιτοκίων των 10ετών ομολόγων ΗΠΑ-Γερμανίας	Σελίδα 85
5.3 Διαφορά επιτοκίων των 10ετών ομολόγων ΗΠΑ-Ευρωζώνης	Σελίδα 86
5.4 Διαφορά επιτοκίων των 10ετών ομολόγων Ευρωζώνης-Γερμανίας	Σελίδα 86
5.5 Ετήσιος ρυθμός μεταβολής συναλλαγματικής ισοτιμίας \$/€	Σελίδα 86
5.6 Ασφάλιστρο κινδύνου	Σελίδα 90
5.7 Ασφάλιστρο κινδύνου	Σελίδα 94
5.8 Πορεία ασφαλίστρου κινδύνου και διαφοράς επιτοκίων	Σελίδα 97
5.9 Ασφάλιστρα κινδύνου	Σελίδα 98

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

Καλυμμένη και Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων

1.1 Εισαγωγή

Ο εισαγωγικός χαρακτήρας του πρώτου κεφαλαίου έχει σκοπό να διασαφηνίσει στον αναγνώστη ότι η διεθνής κίνηση κεφαλαίων μεταξύ δύο χωρών, εξαρτάται από τις διαφορές στις αποδόσεις που προσφέρει η καθεμία, τις προσδοκίες των επενδυτών όσον αφορά τη διαμόρφωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας, αλλά και τη συμπεριφορά των τελευταίων απέναντι στην ύπαρξη κινδύνου.

Το θεώρημα ισοτιμίας επιτοκίων, αποτελεί μία από τις θεμελιώδεις συνθήκες στην επιστήμη των οικονομικών. Η εφαρμογή του εστιάζει στην αρχή ότι οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων δύο χωρών, θα πρέπει να αντισταθμίζονται από τις μεταβολές στην συναλλαγματική τους ισοτιμία. Εάν σε κάποια δεδομένη χρονική στιγμή η ανωτέρω σχέση δεν επαληθεύεται, τότε θα λάβουν χώρα κερδοσκοπικές κινήσεις στις αγορές συναλλάγματος έως ότου αυτή ισχύσει.

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζονται και επεξηγούνται οι συνθήκες της Καλυμμένης και της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων, με τις αναγκαίες υποθέσεις και παραδοχές που τις συνοδεύουν. Κατόπιν, ακολουθεί μία εισαγωγή στις έννοιες του ασφαλιστρου κινδύνου και της αποτελεσματικότητας της αγοράς κατά τον ορισμό του Fama.

1.2 Συνθήκες Ισοτιμίας Επιτοκίων

Το θεώρημα ισοδυναμίας επιτοκίων είναι ένας από τους θεμελιώδεις νόμους των διεθνών χρηματοοικονομικών και αναδείχθηκε από τον Keynes (1923), έχοντας ως ερέθισμα την ταχεία εξάπλωση της προθεσμιακής διαπραγμάτευσης συναλλάγματος στο παγκόσμιο εμπόριο, μετά τη λήξη του Πρώτου Παγκοσμίου Πολέμου. Έτσι εισήχθη στη διεθνή βιβλιογραφία ο όρος της Καλυμμένης Ισοτιμίας Επιτοκίων ("Covered Interest Parity"), σύμφωνα με την οποία εάν το επιτόκιο σε ένα ξένο νόμισμα είναι διαφορετικό από το επιτόκιο του εγχώριου νομίσματος, τότε η προθεσμιακή ισοτιμία των δύο νομισμάτων θα πρέπει να διαφέρει τόσο από την τρέχουσα ισοτιμία, ώστε να μην μπορεί να γίνει arbitrage.

Εφόσον πλέον είχε καταστεί σαφές ότι η προθεσμιακή ισοτιμία αντανakλούσε τις προσδοκίες των ατόμων για την πορεία της μελλοντικής τρέχουσας ισοτιμίας, ακολούθησε σταδιακά η μετάβαση στην έννοια της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων η οποία μάλιστα αποτέλεσε κομβικό σημείο αναφοράς στην πολιτική συζήτηση που αφορούσε την αποτελεσματικότητα της κρατικής παρέμβασης στις αγορές συναλλάγματος (Henderson και Sampson, 1983). Στον βαθμό που η Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων επαληθευόταν για βραχυπρόθεσμα χρονικά διαστήματα, η κρατική παρέμβαση δεν θα μπορούσε να επιφέρει μεταβολές στην συναλλαγματική ισοτιμία σε σχέση με τα επίπεδα της αναμενόμενης μελλοντικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, εκτός εάν αυτή η παρέμβαση αφορούσε μεταβολή των επιτοκίων. Έτσι τελικά, το ζήτημα της κρατικής παρέμβασης στις αγορές συναλλάγματος έχει άμεση εξάρτηση από το αν τα εμπειρικά αποτελέσματα απορρίπτουν ή επιβεβαιώνουν την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων.

1.2.1 Καλυμμένη Ισοτιμία Επιτοκίων

Πιο αναλυτικά, ένας επενδυτής κάνοντας σύγκριση μεταξύ του εγχώριου και του ξένου ομολόγου έχει δύο πιθανές στρατηγικές που μπορεί να ακολουθήσει. Πρώτον, να επενδύσει στο εγχώριο ομόλογο με απόδοση έστω i_t λαμβάνοντας σε μία περίοδο $(1+i_t)$ εγχώριες χρηματικές μονάδες για μία εγχώρια χρηματική μονάδα που επένδυσε. Δεύτερον, μετατρέποντας το κεφάλαιο του μέσω της τρέχουσας συναλλαγματικής ισοτιμίας S_t σε ξένο νόμισμα, αποκομίζει συνάλλαγμα $\frac{1}{S_t}$ το οποίο κατόπιν επενδύει στο ξένο ομόλογο με απόδοση έστω i_t^* λαμβάνοντας $\frac{1}{S_t} \times (1+i_t^*)$ ξένες χρηματικές μονάδες σε μία περίοδο. Όταν λήξει το ξένο ομόλογο, θα πουλήσει το συνάλλαγμα μέσω της προθεσμιακής ισοτιμίας F_t που ίσχυε κατά τον χρόνο t , έχοντας λάβει τελικά $\frac{1}{S_t} \times (1+i_t^*) \times F_t$ εγχώριες χρηματικές μονάδες σε μία περίοδο.

Ο λόγος για τον οποίον ο επενδυτής στρέφεται στην προσθεσμιακή αγορά είναι η αβεβαιότητα που περιβάλλει το ύψος της μελλοντικής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Αν αυτή είναι υψηλότερη από την τρέχουσα, τότε η απόδοση των ξένων χρεογράφων εκτός του επιτοκίου i^* θα περιλαμβάνει και ένα κεφαλαιακό κέρδος ως αποτέλεσμα της υποτίμησης του εγχώριου νομίσματος έναντι του ξένου. Στην περίπτωση όμως όπου η μελλοντική ισοτιμία

είναι μικρότερη από την τρέχουσα, τότε θα προκύψει κεφαλαιακή ζημία ως αποτέλεσμα της υπερτίμησης του εγχώριου νομίσματος έναντι του ξένου.

Αν η απόδοση του εγχώριου ομολόγου είναι μεγαλύτερη από την αντίστοιχη του ξένου ομολόγου με κάλυψη από τον συναλλαγματικό κίνδυνο, δηλαδή αν ισχύει ότι:

$(1+i_t) > \frac{1}{S_t} \times (1+i_t^*) \times F_t$ τότε θα παρατηρηθούν εισροές κεφαλαίων, δηλαδή οι επενδυτές θα στραφούν προς τα εγχώρια ομόλογα. Στην αντίθετη περίπτωση όπου θα ισχύει ότι:

$(1+i_t) < \frac{1}{S_t} \times (1+i_t^*) \times F_t$ τότε θα παρατηρηθούν εκροές κεφαλαίων, δηλαδή κεφάλαια τοποθετημένα στα εγχώρια ομόλογα θα επενδυθούν σε ξένα ομόλογα. Με πολύ μεγάλες ποσότητες κεφαλαίων να διακινούνται αναζητώντας την υψηλότερη δυνατή απόδοση, θα υπάρχει τάση η ανωτέρω ανισότητα να εξισωθεί μέσω κάποιων προσαρμογών. Ας θεωρήσουμε ότι η απόδοση του εγχώριου ομολόγου είναι μικρότερη από αυτήν του ξένου ομολόγου με κάλυψη από τον συναλλαγματικό κίνδυνο, δηλαδή: $(1+i_t) < \frac{1}{S_t} \times (1+i_t^*) \times F_t$ και άρα θα έχουμε μετακινήσεις κεφαλαίων από τα εγχώρια ομόλογα προς τα ξένα. Τότε διακρίνουμε τις εξής προσαρμογές:

α) Στην αγορά εγχώριων ομολόγων θα έχουμε αύξηση της προσφοράς τους η οποία συνεπάγεται πτώση της τιμής τους και άρα άνοδο του εγχώριου επιτοκίου i_t

β) Στην αγορά ξένων ομολόγων θα έχουμε αύξηση της ζήτησης τους η οποία συνεπάγεται αύξηση της τιμής τους και άρα μείωση του ξένου επιτοκίου i_t^*

γ) Στην τρέχουσα αγορά συναλλάγματος θα έχουμε αύξηση ζήτησης και άρα αύξηση της τρέχουσας ισοτιμίας S_t

δ) Στην προθεσμιακή αγορά συναλλάγματος θα έχουμε αύξηση προσφοράς και άρα μείωση της προθεσμιακής ισοτιμίας F_t

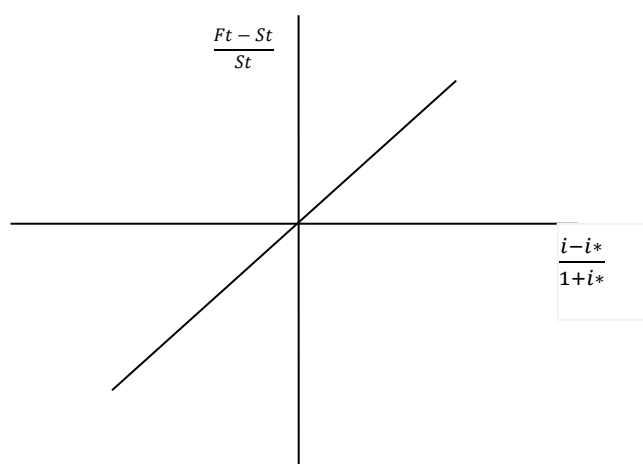
Ακριβώς τα αντίθετα αποτελέσματα θα προκύψουν στην περίπτωση όπου η απόδοση του εγχώριου ομολόγου είναι μεγαλύτερη από αυτήν του ξένου ομολόγου, με κάλυψη από τον συναλλαγματικό κίνδυνο. Όλες οι ανωτέρω προσαρμογές θα εξακολουθούν να υφίστανται έως ότου να εξαλειφθεί η ανισότητα. Αυτό είναι το Καλυμμένο Arbitrage Επιτοκίου που οδηγεί τελικά στην Καλυμμένη Ισοτιμία Επιτοκίων: $(1+i_t) = \frac{1}{S_t} \times (1+i_t^*) \times F_t$ και σε αυτή την κατάσταση ισορροπίας, ο επενδυτής είναι πλέον αδιάφορος για το αν θα επενδύσει σε εγχώρια ομόλογα ή σε ξένα με κάλυψη από τον συναλλαγματικό κίνδυνο. Η εξίσωση αυτή μπορεί να γραφτεί και ως:

$$\frac{F_t}{S_t} = \frac{1+i}{1+i^*} \Rightarrow \frac{F_t - S_t}{S_t} = \frac{i - i^*}{1+i^*} \approx i - i^* \quad (1.1)$$

Η ανωτέρω εξίσωση υποδηλώνει ότι η διαφορά μεταξύ εγχώριου και αλλοδαπού επιτοκίου ισούται με το προθεσμιακό πριμ (ή την προθεσμιακή προεξόφληση) του ξένου νομίσματος. Αν το εγχώριο επιτόκιο i είναι μεγαλύτερο από το ξένο επιτόκιο i^* τότε θα ισχύει ότι: $\frac{F_t - S_t}{S_t} > 0$ και άρα το ξένο νόμισμα πωλείται με πριμ στην προθεσμιακή αγορά (και συνεπώς το εγχώριο νόμισμα πωλείται με προεξόφληση). Στην αντίθετη περίπτωση όπου ισχύει $i < i^*$ τότε προκύπτει ότι: $\frac{F_t - S_t}{S_t} < 0$ και άρα το ξένο νόμισμα πωλείται με προεξόφληση στην προθεσμιακή αγορά, ενώ το εγχώριο νόμισμα με πριμ. Σε επίπεδο λογαρίθμων και με κατάλληλους μετασχηματισμούς θα πάρουμε την ακόλουθη σχέση:

$$\begin{aligned} (1+i_t) &= \frac{1}{S_t} \times (1+i_t^*) \times F_t \Rightarrow \frac{F_t}{S_t} = \frac{1+i_t}{1+i_t^*} \Rightarrow \ln\left(\frac{F_t}{S_t}\right) = \ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right) \Rightarrow \\ &\Rightarrow \ln(F_t) - \ln(S_t) = \ln(1+i_t) - \ln(1+i_t^*) \Rightarrow f_t - s_t = i_t - i_t^* \end{aligned} \quad (1.2)$$

Η Καλυμμένη Ισοτιμία Επιτοκίων μπορεί να αποτυπωθεί διαγραμματικά από τη διχοτόμο γραμμή των 45 μοιρών:



Διάγραμμα 1.1

Καλυμμένη Ισοτιμία Επιτοκίων

Σε κάθε σημείο που βρίσκεται επί της διαγωνίου γραμμής ισχύει η Καλυμμένη Ισοτιμία Επιτοκίων. Στα σημεία που βρίσκονται αριστερά από τη διχοτόμο γραμμή ισχύει: $(1+i_t) < \frac{1}{S_t} \times (1+i_t^*) \times F_t$ και χαρακτηρίζονται από εκροές κεφαλαίων προς το εξωτερικό για να επενδυθούν σε ξένα ομόλογα. Στα σημεία που βρίσκονται δεξιά από τη διχοτόμο γραμμή ισχύει: $(1+i_t) > \frac{1}{S_t} \times (1+i_t^*) \times F_t$ και χαρακτηρίζονται από εισροές κεφαλαίων από το εξωτερικό για να επενδυθούν σε εγχώρια ομόλογα.

Στις ανεπτυγμένες οικονομίες έπειτα από την κατάργηση των κεφαλαιακών περιορισμών (capital controls), η συνθήκη της Καλυμμένης Ισοτιμίας Επιτοκίων ευσταθεί σε αρκετά ικανοποιητικό βαθμό. Πρώτοι στατιστικοί έλεγχοι διεξήχθησαν από τους Frenkel και Levich (1975) οι οποίοι έχοντας λάβει υπ'όψιν και τα κόστη συναλλαγών, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η συνθήκη Καλυμμένης Ισοτιμίας Επιτοκίων επαληθευόταν για έναν χρονικό ορίζοντα της τάξεως των 3 μηνών. Ο Popper (1993) στην έρευνα του συμπεραίνει ότι οι καλυμμένες διαφορές επιτοκίων που παρατηρούνται σε εκτεταμένο βάθος χρόνου, δεν είναι αισθητά μεγαλύτερες από τις αντίστοιχες που αναφέρονται σε χρονικές διάρκειες μέχρι ενός έτους. Αυτό αποτελεί ένα ιδιαίτερος ενδιαφέρον αποτέλεσμα, δεδομένου ότι είναι

πιθανό να υπάρχουν μια σειρά από ρυθμιστικά εμπόδια που θα τείνουν να επιφέρουν τριβές κατά τη διεξαγωγή του arbitrage. Πριν από την κατάργηση των κεφαλαιακών ελέγχων, αλλά ακόμα και σε αρκετές αναδυόμενες χώρες μέχρι και σήμερα, η Καλυμμένη Ισοτιμία Επιτοκίων δεν επαληθεύεται. Σύμφωνα με τον Aliber (1973) οι καλυμμένες διαφορές επιτοκίων θα μπορούσαν να ερμηνευθούν ως πολιτικός κίνδυνος σχετιζόμενος με την πιθανότητα οι κυβερνήσεις να θέσουν περιορισμούς σε καταθέσεις που ευρίσκοντο υπό δικαιοδοσία διαφορετικών χωρών.

1.2.2 Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων

Αντίθετα, στο Ακάλυπτο Arbitrage Επιτοκίου ο επενδυτής δεν κάνει χρήση της προθεσμιακής αγοράς F_t για να καλυφθεί από τον συναλλαγματικό κίνδυνο, αλλά τον αναλαμβάνει και η αιτία για αυτήν την κίνηση είναι ότι θεωρεί πως η διαφορά των επιτοκίων θα υπερκαλύψει μια ενδεχόμενη μείωση της τιμής του νομίσματος στο οποίο αυτός εισέρχεται. Θεωρώντας S_{t+1}^e την αναμενόμενη συναλλαγματική ισοτιμία κατά την χρονική στιγμή $t+1$, θα λάβουμε την σχέση Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων:

$$(1+i_t) = \frac{1}{S_t} \times (1+i_t^*) \times S_{t+1}^e \quad (1.3)$$

Η ανωτέρω εξίσωση γράφεται και ως $\frac{S_{e,t+1}}{S_t} = \frac{1+i}{1+i^*} \Rightarrow \frac{S_{e,t+1}-S_t}{S_t} = \frac{i-i^*}{1+i^*} \approx i-i^*$, δηλαδή η διαφορά μεταξύ εσωτερικού και εξωτερικού επιτοκίου ισούται με τον αναμενόμενο ρυθμό μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας $\Delta S_{t+1}^e = (S_{t+1}^e - S_t) / S_t$. Αν το εγχώριο επιτόκιο i είναι μεγαλύτερο από το ξένο επιτόκιο i^* θα ισχύει $\Delta S_{t+1}^e > 0$ και ως εκ τούτου αναμένεται υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος. Αντιθέτως, αν το εγχώριο επιτόκιο i είναι μικρότερο από το ξένο επιτόκιο i^* θα ισχύει $\Delta S_{t+1}^e < 0$ και ως εκ τούτου αναμένεται ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος. Συνεπώς η απόφαση για επένδυση σε ξένα ομόλογα δεν είναι συνάρτηση μόνο του ξένου επιτοκίου, αλλά και των προσδοκιών όσον αφορά την πορεία της μελλοντικής ισοτιμίας. Οι προσδοκίες αυτές αφορούν τις προσωπικές εκτιμήσεις των επενδυτών για τις μελλοντικές πιθανές εξελίξεις και διαμορφώνονται βάσει του τρέχοντος συνόλου πληροφόρησης περί των οικονομικών συνθηκών. Σε επίπεδο λογαρίθμων και με κατάλληλους μετασχηματισμούς εξάγεται η ακόλουθη σχέση:

$$(1+i_t) = \frac{1}{S_t} \times (1+i_t^*) \times S_{t+1}^e \Rightarrow \frac{S_{e,t+1}}{S_t} = \frac{1+i_t}{1+i_t^*} \Rightarrow \ln\left(\frac{S_{e,t+1}}{S_t}\right) = \ln\left(\frac{1+i_t}{1+i_t^*}\right) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \ln(S_{t+1}^e) - \ln(S_t) = \ln(1+i_t) - \ln(1+i_t^*) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow s_{t+1}^e - s_t = i_t - i_t^* \quad (1.4)$$

Σύμφωνα με τους Alper και Ardic (2006) η ανωτέρω σχέση στηρίζεται επάνω σε ένα πλήθος υποθέσεων. Πρώτον, δεν υπάρχουν ελέγχοι κεφαλαίων (capital controls). Δεύτερον, τα κόστη συναλλαγών τόσο στην αγορά συναλλάγματος (spot και προθεσμιακή) όσο και στην κεφαλαιαγορά (εγχώριων και αλλοδαπών χρεογράφων) θεωρούνται αμελητέα. Επίσης, τα υποκείμενα περιουσιακά στοιχεία θεωρούνται πανομοιότυπα ως προς την ρευστότητα, τη διάρκεια λήξης τους και τον συνεπαγόμενο κίνδυνό τους. Επιπλέον, θεωρούμε ότι υπάρχει ένας μεγάλος αριθμός επενδυτών με επαρκή κεφάλαια διαθέσιμα για τη διενέργεια arbitrage. Τέλος, η Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων στηρίζεται στην υπόθεση πλήρους βεβαιότητας εκ μέρους των επενδυτών για την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας στο μέλλον, είτε στην περίπτωση αβεβαιότητας-στο γεγονός ότι είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο των ομολόγων (risk neutral investors) και συνεπώς ενδιαφέρονται μόνο για την απόδοσή τους. Δηλαδή τα εγχώρια και ξένα ομόλογα θεωρούνται ως τέλεια υποκατάστατα μεταξύ τους και ως εκ τούτου κατά τη διενέργεια arbitrage εξασφαλίζεται η ισχύς της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων, ότι δηλαδή η διαφορά επιτοκίων θα ισούται με την αναμενόμενο ρυθμό μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας, όπως αναφέρθηκε προηγουμένως.

1.3 Το Ασφάλιστρο Κινδύνου

Στην περίπτωση όμως κατά την οποία υπάρχει ατελής υποκατάσταση μεταξύ των δύο χρεογράφων, οι αποφάσεις των επενδυτών επηρεάζονται αφενός από την προσδοκώμενη απόδοση και αφετέρου από τον κίνδυνο. Η ατελής υποκατάσταση μπορεί να είναι αποτέλεσμα του συναλλαγματικού κινδύνου, πολιτικού κινδύνου, θεσμικών περιορισμών, φορολογικών ρυθμίσεων κλπ. Οι επενδυτές χαρακτηρίζονται από αποστροφή ως προς τον κίνδυνο (risk averters), δηλαδή είναι πρόθυμοι να αγοράσουν μικρής απόδοσης χρεόγραφα εφόσον ο κίνδυνος ο οποίος τα συνοδεύει είναι μικρός και αντιστοίχως είναι διατεθειμένοι να

αγοράσουν χρεόγραφα τα οποία θεωρούν πιο επικίνδυνα, αρκεί να λάβουν ένα επιπλέον πριμ στην απόδοση τους, ως αποζημίωση για τον κίνδυνο που συνεπάγονται αυτά τα χρεόγραφα.

Συνεπώς καταλήγουμε στην επαυξημένη εκδοχή της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων, σύμφωνα με την οποία η διαφορά των επιτοκίων αποτυπώνει τόσο τον αναμενόμενο ρυθμό μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας, όσο και την αποζημίωση που οι επενδυτές απαιτούν χάριν του κινδύνου που αναλαμβάνουν, δηλαδή το ασφάλιστρο κινδύνου λ_t . Έτσι λαμβάνουμε την σχέση:

$$\dot{i} = s_{t+1}^e - s_t + i^* + \lambda_t \quad (1.5)$$

Αν το ασφάλιστρο κινδύνου λ_t είναι θετικό, τότε τα εγχώρια ομόλογα θεωρούνται πιο επικίνδυνα από τα ξένα ομόλογα και ως εκ τούτου η απόδοση i πρέπει να είναι μεγαλύτερη από την απόδοση i^* των ξένων έτσι ώστε να αποζημιώνονται οι επενδυτές για τον κίνδυνο αυτό. Κατά αντιστοιχία αν το ασφάλιστρο κινδύνου είναι αρνητικό, τότε τα ξένα ομόλογα θεωρούνται πιο επικίνδυνα από τα εγχώρια και η απόδοσή τους i^* πρέπει να είναι μεγαλύτερη από την απόδοση i των εγχωρίων. Οι παράγοντες που επηρεάζουν το ύψος του ασφαλιστρου κινδύνου είναι:

α) Η μεταβλητότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Αυτή αποτυπώνεται στον όρο $s_{t+1}^e - s_t$ και ως εκ τούτου όσο μεγαλύτερη είναι η μεταβλητότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας, τόσο περισσότερο αυξάνεται η αβεβαιότητα ως προς τη μελλοντική αξία ενός περιουσιακού στοιχείου, άρα τόσο μεγαλύτερη θα είναι η διακύμανση της προσδοκώμενης απόδοσης των ξένων χρεογράφων και συνεπώς τόσο μικρότερη η πιθανότητα να επιτευχθεί η απόδοση αυτή. Έτσι λοιπόν, υψηλή μεταβλητότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας οδηγεί σε αύξηση του κινδύνου των ξένων χρεογράφων και κατά συνέπεια τόσο υψηλότερη θα πρέπει να είναι η προσδοκώμενη απόδοσή τους, ώστε να αποζημιωθούν οι επενδυτές για αυτόν τον αυξημένο κίνδυνο που αναλαμβάνουν.

β) Η ποσότητα των περιουσιακών στοιχείων σε ένα νόμισμα που ήδη κρατούν στο χαρτοφυλάκιο τους οι επενδυτές.

Αν ο επενδυτής διαθέτει στο χαρτοφυλάκιο του υψηλό ποσοστό χρεογράφων σε ξένο νόμισμα, τότε θα θεωρήσει επικίνδυνη την αγορά επιπλέον περιουσιακών στοιχείων στο νόμισμα αυτό. Μόνο στην περίπτωση που αποζημιωθεί με υψηλότερη προσδοκώμενη απόδοση, θα προβεί στην αγορά επιπλέον χρεογράφων σε ξένο νόμισμα.

γ) Η συσχέτιση της απόδοσης του ενός περιουσιακού στοιχείου με την απόδοση των άλλων περιουσιακών στοιχείων.

Αν οι προσδοκώμενες αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων κινούνται ταυτόχρονα προς την ίδια κατεύθυνση, το ασφάλιστρο κινδύνου αναμένεται να είναι χαμηλό. Αντίθετα, αν υπάρχει μικρή συσχέτιση μεταξύ των δύο αποδόσεων, τότε το ασφάλιστρο κινδύνου αναμένεται να είναι υψηλό.

1.4 Αποτελεσματικότητα Αγοράς Συναλλάγματος: Διπλή Υπόθεση

Σύμφωνα με τον Fama (1970) μια αγορά χαρακτηρίζεται ως "Αποτελεσματική" όταν οι τιμές σε αυτή την αγορά ενσωματώνουν άμεσα και πλήρως το διαθέσιμο σύνολο πληροφόρησης. Ως εκ τούτου τα άτομα δεν μπορούν να αποκομίσουν υπερκανονικά κέρδη. Έτσι κατηγοριοποιεί την αποτελεσματικότητα της αγοράς στα ακόλουθα τρία επίπεδα, με βάση το σύνολο πληροφόρησης I_t κατά την χρονική στιγμή t :

I) Ασθενώς αποτελεσματική αγορά (weakly efficient market), είναι αυτή στην οποία δεν μπορούν να επιτευχθούν υπερκανονικά κέρδη αν στο σύνολο πληροφόρησης I_t χρησιμοποιούνται τιμές χρονικών υστερήσεων της ισοτιμίας ή της απόδοσης της ισοτιμίας.

II) Ημι-ισχυρώς αποτελεσματική αγορά (semi-strong efficient market), είναι αυτή στην οποία δεν μπορούν να επιτευχθούν υπερκανονικά κέρδη αν στο σύνολο πληροφόρησης I_t συμπεριλαμβάνεται επιπλέον και κάθε δημοσίως γνωστή πληροφορία (π.χ. προσφορά χρήματος, πληθωρισμός κλπ)

III) Ισχυρώς αποτελεσματική αγορά (strongly efficient market), είναι αυτή στην οποία δεν μπορούν να επιτευχθούν υπερκανονικά κέρδη αν στο σύνολο πληροφόρησης I_t συμπεριλαμβάνεται κάθε δημόσια και ιδιωτική πληροφορία.

Η υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς συναλλάγματος είναι διπλή υπόθεση και εξετάζει αφενός την ισχύ των Ορθολογικών Προσδοκιών εκ μέρους των επενδυτών και αφετέρου την Υπόθεση Αμεροληψίας.

Πρώτον, οι ορθολογικές προσδοκίες, δηλαδή ότι τα άτομα και οι φορείς της αγοράς δεν κάνουν συστηματικά σφάλματα πρόβλεψης, περιγράφονται από την σχέση:

$$s_{t+1} = s_{t+1}^e + u_{t+1} \quad (1.6)$$

Αντίστοιχα σε επίπεδο αποδόσεων: $(s_{t+1} - s_t) = (s_{t+1}^e - s_t) + u_{t+1}$

όπου: u_{t+1} είναι το τυχαίο σφάλμα, το οποίο είναι ορθογώνιο (ασυσχέτιστο) προς το διαθέσιμο σύνολο πληροφόρησης που υπάρχει κατά την χρονική στιγμή t (συμπεριλαμβανομένων της διαφοράς επιτοκίων και της τρέχουσας συναλλαγματικής ισοτιμίας).

Δεύτερον, αν οι επενδυτές είναι ουδέτεροι ως προς τον συναλλαγματικό κίνδυνο και συνεπώς δεν υφίσταται ασφάλιστρο κινδύνου rp_t στην αγορά συναλλάγματος, τότε ισχύει ότι η προθεσμιακή ισοτιμία F_t αποτελεί αμερόληπτη εκτίμηση της αναμενόμενης μελλοντικής τρέχουσας συναλλαγματικής ισοτιμίας ("Unbiasedness Hypothesis"), δηλαδή:

$$E[S_{t+1}] = F_t \quad (1.7)$$

Αντίστοιχα σε επίπεδο λογαρίθμων: $s_{t+1}^e = f_t$

Αντίστοιχα σε επίπεδο αποδόσεων: $s_{t+1}^e - s_t = f_t - s_t$ δηλαδή το προθεσμιακό πριμ (ή η προθεσμιακή έκπτωση, ανάλογα το πρόσημο της διαφοράς $f_t - s_t$) αποτελεί αμερόληπτη εκτίμηση του αναμενόμενου ρυθμού μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας s_t .

Ο συνδυασμός της υπόθεσης της μη-ύπαρξης ασφαλίστρου κινδύνου στην αγορά συναλλάγματος και των ορθολογικών προσδοκιών εκ μέρους των επενδυτών, συναντάται στη διεθνή βιβλιογραφία και ως "Υπόθεση RNEMH" (Risk-Neutral Efficient-Markets Hypothesis). Τα κυριότερα συμπεράσματα του Fama είναι τα εξής: $Cov(s_{t+1}^e - s_t, rp_t) < 0$ και $Var(rp_t) > Var(s_{t+1}^e - s_t)$.

Το ασφάλιστρο κινδύνου στην αγορά ομολόγων λ_t εξισώνεται με το προαναφερθέν ασφάλιστρο κινδύνου στην αγορά συναλλάγματος rp_t , μόνο όταν ισχύει η Καλυμμένη Ισοτιμία Επιτοκίων, η ευστάθεια της οποίας όμως έχει αποδειχθεί εμπειρικά.

Ο έλεγχος της υπόθεσης ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων είναι κοινός με τον έλεγχο αποτελεσματικότητας της αγοράς συναλλάγματος και βασίζεται στην κάτωθι σχέση, γνωστή και ως "Εξίσωση του Fama":

$$s_{t+1} - s_t = \beta_0 + \beta_1 \times (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1}$$

Ή στην ισοδύναμη σχέση: $s_{t+1} - s_t = \beta_0 + \beta_1 \times (i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad (1.9)$

όπου: ε_{t+1} είναι το τυχαίο σφάλμα, το οποίο είναι ορθογώνιο (ασυσχέτιστο) προς τη διαφορά επιτοκίων $i_t - i_t^*$

Η μηδενική υπόθεση είναι η $H_0: \beta_0=0, \beta_1=1$. Στις αποτελεσματικές αγορές ισχύει ότι: $\beta_0 = 0$ και $\beta_1 = 1$ καθώς και ότι το σφάλμα ε_{t+1} αποτελεί λευκό θόρυβο (white noise). Συνεπώς, απόρριψη της υπόθεσης H_0 μπορεί να οφείλεται είτε στην ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου, είτε στην ύπαρξη μη-ορθολογικών προσδοκιών εκ μέρους των επενδυτών είτε και στον συνδυασμό των δύο ανωτέρω παραγόντων (Taylor 1995). Η Υπόθεση RNEMH (συνδυασμός της υπόθεσης ορθολογικών προσδοκιών εκ μέρους των επενδυτών και μη-ύπαρξης ασφαλίστρου κινδύνου) προϋποθέτει ότι στο μοντέλο παλινδρόμησης $s_{t+1} - s_t = \beta_0 + \beta_1 \times (i_t - i^*_t) + \varepsilon_{t+1}$ καμία άλλη ανεξάρτητη μεταβλητή δεν έχει επεξηγηματική ισχύ στον ρυθμό μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας και ότι ο διαταρακτικός όρος ε_{t+1} αποτελεί λευκό θόρυβο (white noise).

Αν ο σταθερός όρος β_0 είναι διάφορος του μηδενός τότε αυτό υποδηλώνει είτε την ύπαρξη ενός σταθερού (και όχι χρονικά μεταβαλλόμενου) ασφαλίστρου κινδύνου, είτε την ύπαρξη σφαλμάτων προσέγγισης που προκύπτουν από την ανισότητα του Jensen η οποία διατυπώνεται ως εξής: "η προσδοκία μιας αναλογίας (εν προκειμένω της μελλοντικής συναλλαγματικής ισοτιμίας) δεν ισούται με την αναλογία των προσδοκιών". Ο Engel (1996) σημειώνει ότι ο σταθερός όρος β_0 λόγω της ανισότητας του Jensen είναι πιθανό στην πράξη να είναι μικρός.

Όσον αφορά τον συντελεστή β_1 της διαφοράς επιτοκίων, εμπειρικά από την ανωτέρω παλινδρόμηση έχει βρεθεί ότι όχι μόνο δεν ισούται με τη μονάδα, αλλά είναι στην πραγματικότητα αρνητικός ("forward premium puzzle" ή "forward discount bias"). Οι πρώτες έρευνες που κατέληξαν στο άνωθεν πόρισμα, διεξήχθησαν από τους Longworth (1981) ο οποίος μελέτησε την αποτελεσματικότητα της αγοράς συναλλάγματος μεταξύ Καναδά και Η.Π.Α., Bilson (1981) και Rogoff (1983). Αυτό πρακτικά σημαίνει ότι χώρες με υψηλά επιτόκια ενώ θα έπρεπε να δουν το νόμισμα τους να υποτιμάται, αυτό τελικά ανατιμάται. Αυτό ισχύει τόσο για αποθεματικά νομίσματα (π.χ. αμερικάνικο δολάριο, ιαπωνικό γιέν, ευρώ) σε χρονικούς ορίζοντες μικρότερους του ενός έτους, όσο και για νομίσματα αναπτυσσόμενων χωρών (Frankel και Roopawala, 2006). Μάλιστα παρατηρείται συχνά το φαινόμενο ενώ οι συντελεστές να είναι στατιστικά διάφοροι του μηδενός, εντούτοις η εμνηυτική ικανότητα του εκτιμηθέντος υποδείγματος να είναι πάρα πολύ μικρή μιας και λαμβάνουμε αρνητικό προσαρμοσμένο συντελεστή προσδιορισμού \bar{R}^2 .

Βέβαια εκτός από τους δύο προαναφερθέντες παράγοντες, η απόρριψη της υπόθεσης H_0 : Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων (δηλαδή αποτελεσματικότητα της αγοράς συναλλάγματος) μπορεί να οφείλεται σε λοιπούς παράγοντες, όπως στο "Πρόβλημα του Πέσο" (κυρίως όσον αφορά τις αναδυόμενες οικονομίες), στην ύπαρξη κόστους συναλλαγών, πιθανών παρεμβάσεων των Κεντρικών Τραπεζών, στην ύπαρξη ορίων στην κερδοσκοπία και τέλος στην πιθανότητα οι επενδυτές να ενδιαφέρονται για τις πραγματικές αποδόσεις παρά για τις ονομαστικές. Κατ'αρχάς το "Πρόβλημα του Πέσο" σύμφωνα με τους Rogoff (1980) και Krasker (1980), περιγράφει το γεγονός ότι παρά τις προσδοκίες για υποτίμηση του πέσο, αυτό πωλούταν έως και τον Αύγουστο του 1976 με προθεσμιακή έκπτωση. Συνεπώς ακόμα και αν οι επενδυτές είναι ουδέτεροι ως προς τον συναλλαγματικό κίνδυνο και οι προσδοκίες που σχηματίζουν είναι ορθολογικές, η προθεσμιακή ισοτιμία μπορεί να αποτελεί μεροληπτική εκτίμηση της αναμενόμενης μέλλουσας τρέχουσας ισοτιμίας. Η αναμενόμενη μελλοντική συναλλαγματική ισοτιμία μπορεί να αναλυθεί ως:

$$E_t(s_{t+1}) = p_t \times s_1 + (1-p_t) \times s_0$$

όπου: s_1 είναι η νέα συναλλαγματική ισοτιμία μετά την υποτίμηση του νομίσματος, s_0 είναι η τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία και $p_t \in [0, 1]$ είναι η πιθανότητα η ισοτιμία s_0 να μεταβληθεί σε $s_1 > s_0$

Εφόσον στον χρόνο $t+1$ η συναλλαγματική ισοτιμία s_0 διατηρείται, τότε το σφάλμα πρόβλεψης $s_0 - E_t(s_{t+1})$ θα ισούται με: $s_0 - E_t(s_{t+1}) = p_t \times (s_0 - s_1)$. Χωρίς να υπολογιστεί η περίοδος του Αυγούστου 1976, υπήρχαν μικρά μεροληπτικά σφάλματα πρόβλεψης. Αν υπολογίσουμε και την περίοδο του Αυγούστου 1976, υπήρχαν μεγάλα μεροληπτικά και αυτοσυσχετιζόμενα σφάλματα πρόβλεψης.

Δεύτερον, όσον αφορά τα κόστη συναλλαγών, οι Dumas (1992) και Hollifield και Urral (1997) έδειξαν ότι ο κατακερματισμός των διεθνών αγορών εμπορευμάτων μέσω του κόστους συναλλαγών, οδηγεί τον συντελεστή β_1 σε αρνητικό πρόσημο. Ο Verelhan (2006)-σε σύμπνοια με τους Campbell και Cochrane (1999)-χρησιμοποιεί βραδέως μεταβαλλόμενες συνήθειες επενδυτών (slow-moving external habit preferences) σε συνδυασμό με χρονικώς μεταβαλλόμενα επιτόκια απαλλαγμένα κινδύνου (time-varying risk-free rates) και κόστη

συναλλαγών, αποδεικνύοντας ότι ένα τέτοιο μοντέλο μπορεί να εξορθολογίσει την απόκλιση από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων.

Τρίτον, παρεμβάσεις των Κεντρικών Τραπεζών μπορεί να προκαλέσουν στρέβλωση στην ισχύ της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων. Οι Baillie και Osterberg (2000) χρησιμοποιώντας ένα FIGARCH υπόδειγμα, ερευνούν το ζεύγος Γερμανίας-Η.Π.Α. και καταλήγουν στο ότι οι παρεμβάσεις αυτές οδηγούν σε απόκλιση από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων μόνο σε συγκεκριμένες χρονικές περιόδους. Η Alexius (2002) κατασκευάζει ένα μοντέλο σύμφωνα με το οποίο μια Κεντρική Τράπεζα ελαχιστοποιεί μια συνάρτηση αναμενόμενης προθεσμιακής απώλειας (expected discount loss function) η οποία περιλαμβάνει ως μεταβλητές τον πληθωρισμό, το συνολικό προϊόν και τις κινήσεις των επιτοκίων. Τα αποτελέσματα της εξάγουν έναν αρνητικό συντελεστή β_1 όταν η Κεντρική Τράπεζα επιδιώκει εξομάλυνση επιτοκίων, θεώρηση η οποία όμως έρχεται σε αντιδιαστολή με αυτή του Anker (1999) κατά τον οποίον μια τέτοια πολιτική της Κεντρικής Τράπεζας δεν μπορεί να ευθύνεται εξ ολοκλήρου για τον παρατηρούμενο αρνητικό συντελεστή β_1 . Επιπλέον, τα αποτελέσματα των Mark και Moh (2007) επιβεβαιώνουν την αρνητική επίδραση των παρεμβάσεων των Κεντρικών Τραπεζών στην σχέση Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων.

Τέταρτον, σύμφωνα με την υπόθεση ύπαρξης ορίου όσον αφορά την κερδοσκοπία (Limits of Speculation Hypothesis "LSH"), οι επενδυτές ακολουθούν μια συγκεκριμένη στρατηγική μόνο όταν αυτή αποδίδει μια αρκετά μεγάλη υπερβάλλουσα απόδοση ανά μονάδα αναλαμβανόμενου κινδύνου ("Αναλογία του Sharpe"). Σύμφωνα μάλιστα με τους Lyons (2001), Villanueva (2005) και Sarno *et al.* (2006), η υπόθεση αυτή συνεπάγεται ότι στην περίπτωση παραβίασης της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων ορίζεται μία "ζώνη αδράνειας" για τους επενδυτές, πάνω στην οποία δεν αναγνωρίζουν ευκαιρία κερδοφορίας.

Πέμπτον, όταν οι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο και ορθολογικά σκεπτόμενοι επενδυτές ενδιαφέρονται για τις πραγματικές αποδόσεις παρά για τις ονομαστικές, η συνθήκη κατά την οποία δεν πραγματοποιείται arbitrage είναι: $E_t \left[\frac{F_{t,k} - S_{t+k}}{\pi_{t,t+k}} \right] = 0$, όπου $\pi_{t,t+k}$ είναι ο εγχώριος πληθωρισμός k χρονικών περιόδων μετά. Ο έλεγχος της ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων πραγματοποιείται από την σχέση:

$$S_{t+k} - S_t = \beta_0 + \beta_1 \times (f_{t,k} - s_t) + \theta_1 \times \text{Var}_t(S_{t+k}) + \theta_2 \times \text{Cov}_t(S_{t+k}, \pi_{t+k}) + u_{t+k}$$

όπου οι όροι της διακύμανσης και συνδιακύμανσης προκύπτουν από την ανισότητα του Jensen (*Jensen's Inequality Terms*) και ο διαταρακτικός όρος u_{t+k} είναι λευκός θόρυβος. Μάλιστα οι Frankel (1993) και Engel (1996) αναφέρουν ότι η παράλειψη των όρων της ανισότητας Jensen, δεν επιφέρει κανένα πρόβλημα, μιας και αυτοί θεωρούνται αμελητέοι.

1.6 Ανακεφαλαίωση

Στο πρώτο κεφάλαιο της εργασίας αναλύθηκαν εκτενώς οι συνθήκες Καλυμμένης και Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων, της αποτελεσματικότητας της αγοράς συναλλάγματος κατά τον Fama και έγινε αναφορά στην έννοια των ασφαλιστρών κινδύνου στην αγορά ομολόγων και στην αγορά συναλλάγματος, καθώς και στο γεγονός ότι αυτά εξισώνονται όταν επαληθεύεται η ισχύς της Καλυμμένης Ισοτιμίας Επιτοκίων.

Ο έλεγχος για την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων ακολουθεί τον έλεγχο αποτελεσματικότητας της αγοράς και πραγματοποιείται μέσω της παλινδρόμησης της σχέσης $s_{t+1} - s_t = \beta_0 + \beta_1 \times (i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1}$ με μηδενική υπόθεση την $H_0: \beta_0=0, \beta_1=1$. Σε αγορές αποτελεσματικές η υπόθεση αυτή δεν μπορεί να απορριφθεί. Αντιθέτως, αν ο σταθερός όρος β_0 είναι διάφορος του μηδενός, τότε αυτό υποδηλώνει είτε την ύπαρξη ενός σταθερού (και όχι χρονικά μεταβαλλόμενου) ασφαλιστρου κινδύνου, είτε την ύπαρξη σφαλμάτων προσέγγισης. Όσον αφορά τον συντελεστή β_1 εμπειρικά αυτός έχει βρεθεί ότι λαμβάνει αρνητικές τιμές, αποτυπώνοντας έτσι το παράδοξο ότι χώρες με υψηλά επιτόκια ενώ θα έπρεπε να δουν το νόμισμα τους να υποτιμάται, αυτό τελικά ανατιμάται.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

Εξέταση Ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων σε Ανεπτυγμένες Οικονομίες

2.1 Εισαγωγή

Το δεύτερο κεφάλαιο εξετάζει τον βαθμό επαλήθευσης της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων σε ανεπτυγμένες αγορές, προβαίνοντας μάλιστα και σε σύγκριση των αποτελεσμάτων μεταξύ ομολόγων βραχυχρόνιου και μακροχρόνιου ορίζοντα αναφοράς.

Γενικά, σε βραχυπρόθεσμους ορίζοντες διαρκειών λήξης έως και 1 έτος (έντοκα γραμμάτια δημοσίου "Treasury Bills"), τα αποτελέσματα δεν τεκμηριώνουν την ευστάθεια της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων και η αποτυχία αυτή οφείλεται στην ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου. Μακροπρόθεσμα αντίθετα, οι συναλλαγματικές ισοτιμίες καθορίζονται από τα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη (fundamentals) και επομένως η ισχύς της

Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων επιβεβαιώνεται. Μάλιστα όσο μεγαλύτερος είναι ο χρονικός ορίζοντας στον οποίον αναφερόμαστε, τόσο πιο ισχυρή γίνεται η υπόθεση της ευστάθειάς της.

Στην συνέχεια του κεφαλαίου, γίνεται αναφορά σε έρευνες μελετητών που αφορούν ανεπτυγμένες οικονομίες του πλανήτη και καλύπτουν ένα εκτεταμένο χρονικό εύρος: από τις αρχές του 19ου αιώνα έως και τα πρόσφατα έτη. Τέλος, αναλύονται τα αποτελέσματα μιας διαφορετικής προσέγγισης, η οποία προϋποθέτει την απόρριψη της υπόθεσης ορθολογικών προσδοκιών εκ μέρους των επενδυτών.

2.2 Οι Έρευνες των Chinn και Meredith (2004, 2005)

Σε έρευνα τους το 2004 οι Chinn και Meredith, λαμβάνουν ένα δείγμα το οποίο εκτείνεται από το 1980 έως το 2000 και περιλαμβάνει τις 7 πιο ανεπτυγμένες βιομηχανικά χώρες του πλανήτη (G7), δηλαδή τις: Μεγάλη Βρετανία, Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Ιαπωνία, Η.Π.Α. και Καναδά. Αναπτύσσουν ένα μικρό μακροοικονομικό μοντέλο το οποίο μάλιστα εμπλουτίζει το αντίστοιχο του McCallum (1994), ώστε να εξηγήσουν τις διαφορές που σημειώνονται στις εκτιμήσεις του συντελεστή β μεταξύ βραχυπρόθεσμου και μακροπρόθεσμου χρονικού ορίζοντα. Πιο συγκεκριμένα, ενσωματώνουν μια γενικότερη λειτουργία της νομισματικής αντίδρασης που οδηγεί τα επιτόκια να αντιδρούν ως προς καινοτομίες στους τομείς της παραγωγής και του πληθωρισμού, σε αντίθεση με το μοντέλο του McCallum το οποίο στοχεύει στην συναλλαγματική ισοτιμία. Το πλαίσιο αυτό του McCallum περιλαμβάνει ένα σύστημα δύο εξισώσεων, της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων προσαυξημένης κατά μία συνάρτηση νομισματικής αντίδρασης που περιγράφει τη μεταβολή των επιτοκίων ως επακόλουθο των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας:

$$\begin{aligned}\Delta s_{t,t+1}^e &= (i_t - i_t^*) - \eta_t \\ (i_t - i_t^*) &= \lambda \times \Delta s_t + \sigma(i_{t-1} - i_{t-1}^*) + \omega_t\end{aligned}\tag{2.1}$$

όπου: η_t είναι μια στοχαστική διαταραχή στην Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων, την οποία οι Chinn και Meredith εφεξής αποκαλούν και ως "σοκ στην αγορά συναλλάγματος" και ω_t είναι μια διαταραχή στα επιτόκια.

Ο McCallum επιλύοντας το άνωθεν μοντέλο, βρίσκει ότι η παράμετρος του επιτοκίου στην περικεκομμένη έκφραση της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας της επόμενης περιόδου είναι αρνητική και ισούται με $\frac{-\sigma}{\lambda}$ δεδομένων συμβατικών τιμών των παραμέτρων. Μάλιστα οι Mark και Wu (1996) διατυπώνουν ενστάσεις σχετικά με την εφαρμοσιμότητα του μοντέλου αυτού, βρίσκοντας μικρή τιμή για το λ και μάλιστα αμελητέα στις περιπτώσεις της Γερμανίας, της Ιαπωνίας και του Ηνωμένου Βασιλείου. Το πλαίσιο του McCallum δεν περιλαμβάνει μεταβλητές όπως η παραγωγή ή ο πληθωρισμός και γενικότερα δεν παρέχει πλήρη εικόνα όσον αφορά τις μακροοικονομικές αλληλεπιδράσεις. Αντίστοιχα και ο Christensen (2000) λαμβάνοντας ένα δείγμα ανεπτυγμένων χωρών, διατυπώνει την άποψη ότι οι αρνητικές εκτιμήσεις για τον συντελεστή β δεν μπορούν να δικαιολογηθούν από το μοντέλο του McCallum.

Οι εκτιμήσεις των Chinn και Meredith (2004) για τον συντελεστή β δεν είναι σημαντικά αποκλίνουσες από τη μονάδα όσον αφορά τον 5ετή και 10ετή χρονικό ορίζοντα, ενώ αντίθετα βρίσκουν ότι απορρίπτεται σε βραχυπρόθεσμους ορίζοντες 3, 6 και 12 μηνών. Η αποτυχία αυτή στον βραχυχρόνιο ορίζοντα έγκειται στην αλληλεπίδραση των οικονομικών διαταραχών στην αγορά συναλλάγματος με ενδογενείς αντιδράσεις της νομισματικής πολιτικής. Αντίθετα στον μακροπρόθεσμο ορίζοντα, οι διακυμάνσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας εξαρτώνται από τα μακροοικονομικά θεμελιώδη μεγέθη (macroeconomic fundamentals), οδηγώντας έτσι σε μία σχέση μεταξύ επιτοκίων και συναλλαγματικής ισοτιμίας συμβατή με την ισχύ της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων. Η χρήση δεδομένων χρονικού ορίζοντα 6 και 12 μηνών σε τριμηνιαία βάση, οδήγησε σε αλληλοεπικαλυπτόμενες παρατηρήσεις προκαλώντας (υπό τη μηδενική υπόθεση H_0 περί ορθολογικών προσδοκιών) την εμφάνιση κινητού μέσου (Moving Average "MA") όσον αφορά τα κατάλοιπα. Ακολουθώντας τους Hansen και Hodrick (1980), χρησιμοποιήθηκε η Γενικευμένη Μέθοδος Ροπών (Generalized Methods of Moments "GMM") του Hansen (1982) για να διορθωθούν τα τυπικά σφάλματα (standard errors) των εκτιμήσεων των παραμέτρων για την σειριακή συσχέτιση κινητού μέσου τάξεως $k-1$ και συγκεκριμένα: MA(1) στην περίπτωση των 6 μηνών και MA(3) στην περίπτωση των 12 μηνών. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι σε κάθε χρονικό ορίζοντα ξεχωριστά, οι 5 από τους 6 εκτιμηθέντες συντελεστές προκύπτει να έχουν αρνητικό πρόσημο και κατά μέσον όρο περί το -0.8 τιμή παρόμοια με την αντίστοιχη που εξήχθη από την έρευνα των Froot και Thaler (1990). Η ανάλυση Panel Data έδωσε εκτιμητές που κυμαίνονται περί το -0.8 όσον αφορά τον 6 μηνών χρονικό ορίζοντα και περί το -0.5

όσον αφορά τον 12 μηνών χρονικό ορίζοντα. Μόνο στην περίπτωση της ιταλικής λιρέττας παρατηρούνται θετικοί συντελεστές β και μάλιστα σε κάθε βραχυπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα που μελετήθηκε.

Γενικά όμως, στις περισσότερες περιπτώσεις η υπόθεση ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων απορρίπτεται. Αλλά ακόμα και στις περιπτώσεις που αυτή δεν απορρίπτεται, τα τυπικά σφάλματα των εκτιμημένων παραμέτρων είναι αρκετά μεγάλα, ενώ οι αντίστοιχοι Προσαρμοσμένοι Συντελεστές Προσδιορισμού \bar{R}^2 είναι πολύ χαμηλοί κατά απόλυτη τιμή και ενίοτε δε αρνητικοί. Τα αποτελέσματα της ιταλικής λιρέττας έρχονται σε πλήρη σύμπλευση με αυτά των Chinn και Frankel (1994), οι οποίοι στην έρευνα τους είχαν εκτιμήσει ιδιαίτερος υψηλές τιμές του συντελεστή β , τόσο για το ιταλικό νόμισμα όσο και για άλλα νομίσματα που υποτιμήθηκαν στον απόηχο της κρίσης της "Μαύρης Τετάρτης" του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος (European Exchange Rate Mechanism, "ERM") το 1992.

Πίνακας 2.1

Short-Horizon Estimates of β [$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \varepsilon_{t,t+k}$]

Currency	3 months	6 months	12 months
Deutsche Mark	-0.809* (1.134)	-0.893*** (0.802)	-0.587*** (0.661)
Japanese Yen	-2.887*** (0.997)	-2.926*** (0.800)	-2.627*** (0.700)
UK Pound	-2.202*** (1.086)	-2.046*** (1.032)	-1.418*** (0.986)
French Franc	-0.179 (0.904)	-0.154 (0.787)	-0.009 (0.773)
Italian Lira	0.518 (0.606)	0.635 (0.670)	0.681 (0.684)
Canadian Dollar	-0.477*** (0.513)	-0.572*** (0.390)	-0.610*** (0.490)
Constrained Panel [^]	-0,757*** (0.374)	-0.761*** (0.345)	-0.536*** (0.369)

Νόμισμα αναφοράς: US Dollar

(serial correlation robust standard errors in parentheses, calculated assuming k-1 moving average serial correlation). Sample is 1980:Q1 - 2000:Q4.

*, **, *** indicate different from null of unity at, respectively, the 10 percent, 5 percent and 1 percent marginal significance level.

^Fixed-effects regression. Standard errors adjusted for serial correlation.

Όσον αφορά τον μακροχρόνιο ορίζοντα, το πρώτο σύνολο δεδομένων αφορά επικαιροποιημένα στοιχεία αποδόσεων αναφοράς κρατικών ομολόγων των χωρών των G7, διάρκειας λήξης 10 ετών, τα οποία στοιχεία ελήφθησαν από τη μελέτη των Edison και Pauls (1993). Είναι δηλαδή αποδόσεις ανεξόφλητων κρατικών ομολόγων των χωρών των G7 στο τέλος κάθε μήνα, με ημερομηνία λήξεως 10 έτη από την ημερομηνία έκδοσής τους. Η βάρους 10 ετών μεταβολή στην συναλλαγματική ισοτιμία έναντι του αμερικάνικου δολλαρίου για τα άλλα 6 νομίσματα παλινδρομείται με την αντίστοιχης διάρκειας διαφορά αποδόσεων των ομολόγων. Το δείγμα αναφέρεται στην περίοδο 1983:Q1 - 2000:Q4, εκτός της περίπτωσης της ιταλικής λιρέτας η οποία (λόγω έλλειψης διαθέσιμων δεδομένων) μελετάται για την περίοδο 1987:Q1 - 2000:Q4. Αναλυτικά λαμβάνεται ο κάτωθι Πίνακας 2.2:

Πίνακας 2.2

Long-Horizon Tests of UIP [$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \varepsilon_{t,t+k}$], Benchmark Government Bond Yields, 10-Year Maturity, (MA(39)-adjusted standard errors in parentheses)

Currency	$\hat{\alpha}$	β	Reject $\beta=1$	R^2	N
Deutsche Mark	0.003 (0.004)	0.924 (0.232)		0.44	72
Japanese Yen	0.037 (0.005)	0.399 (0.144)	***	0.10	72
UK Pound	-0.003 (0.004)	0.563 (0.104)	***	0.44	72
French Franc	0.005 (0.011)	0.837 (0.442)		0.04	72
Italian Lira	-0.013 (0.007)	0.197 (0.151)	***	0.00	56

Canadian Dollar	-0.001 (0.002)	1.120 (0.335)		0.21	72
Constrained Panel [^]	...	0.616 (0.148)	***	0.53	360

*, **, *** indicate different from null of unity at, respectively, the 10 percent, 5 percent and 1 percent marginal significance level.

[^] Fixed-effects regression, excluding the lira. Sample period: 1983:Q1 - 2000:Q4.

Τα ανωτέρω ευρήματα έρχονται σε πλήρη αντίθεση με τα αντίστοιχα της βραχυχρόνιας περιόδου. Σε κάθε περίπτωση, το β είναι θετικό με 4 μάλιστα από τις 6 τιμές του πίνακα να βρίσκονται εγγύτερα στη μονάδα παρά στο μηδέν. Στις περιπτώσεις του ιαπωνικού γιεν, της βρετανικής λίρας και της ιταλικής λιρέτας, η υπόθεση ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων $H_0: \beta=1$ απορρίπτεται. Επειδή όμως υπάρχουν σχετικά λίγες ανεξάρτητες παρατηρήσεις στις μεμονωμένες-για κάθε νόμισμα-παλινδρομήσεις, λαμβάνονται συγκεντρωτικά όλα τα δεδομένα (Pooled Data) υπό τον περιορισμό ο συντελεστής κλίσης του μοντέλου να είναι ίδιος για όλες τις υπό εξέταση χώρες (Fixed Effect). Η τιμή 0.616 που εξάγεται είναι αφενός πλησιέστερη της μονάδας παρά του μηδενός και αφετέρου σημαντικά διαφορετική των αντίστοιχων αποτελεσμάτων που αφορούσαν τον βραχυπρόθεσμο ορίζοντα: -0,757 για ορίζοντα 3 μηνών, -0.761 για ορίζοντα 6 μηνών και -0.536 για ορίζοντα 12 μηνών.

Επιπλέον όσον αφορά τις Ιαπωνία, Γερμανία, Ηνωμένο Βασίλειο, Καναδά και ΗΠΑ, μελετώνται ομόλογα σταθερής διάρκειας λήξεως 10 ετών. Οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή β είναι ξανά κοντά στη μονάδα και η εκτίμηση για το Constrained Panel ισούται με 0.682. Αναλυτικά λαμβάνεται ο κάτωθι Πίνακας 2.3:

Πίνακας 2.3

Long-Horizon Tests of UIP [$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \varepsilon_{t,t+k}$], 10-Year Government Bond Yields, (MA(39)-adjusted standard errors in parentheses)

Currency	$\hat{\alpha}$	β	Reject $\beta_0=1$	R^2	N
Deutsche Mark	0.004 (0.004)	0.918 (0.214)		0.45	72

Japanese Yen	0.036 (0.006)	0.431 (0.170)	***	0.10	72
UK Pound	0.003 (0.003)	0.716 (0.102)	***	0.45	72
Canadian Dollar	-0.005 (0.003)	0.603 (0.143)		0.08	72
Constrained Panel [^]	...	0.682 (0.143)	***	0.65	288

Sample period: 1983:Q1 - 2000:Q4

*, **, *** indicate different from null of unity at, respectively, the 10 percent, 5 percent and 1 percent marginal significance level.

[^] Pooled Regression, with fixed effects. Sample period: 1983:Q1 - 2000:Q4

Οι Chinn και Meredith κατόπιν επαναλαμβάνουν το ίδιο πείραμα με χρεόγραφα σταθερής ημερομηνίας λήξεως 5 ετών για τη Γερμανία, το Ηνωμένο Βασίλειο, τον Καναδά και τις ΗΠΑ, για την περίοδο 1980:Q1 έως 2000:Q4. Όσον αφορά το γερμανικό μάρκο, ο συντελεστής κλίσης β είναι στατιστικά ίσος με τη μονάδα. Συγκεκριμένα η εκτίμηση ισούται με 0.870. Αντίθετα στην περίπτωση της βρετανικής λίρας και του καναδέζικου δολαρίου ο συντελεστής β ισούται με 0,455 και 0,373 αντίστοιχα, δηλαδή εγγύτερα στο μηδέν. Χαρακτηριστικό μάλιστα είναι ότι οι συντελεστές προσδιορισμού R^2 δεν υπερβαίνουν σε καμία των περιπτώσεων το 8%. Αναλυτικά λαμβάνεται ο κάτωθι Πίνακας 2.4:

Πίνακας 2.4

Long-Horizon Tests of UIP [$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \varepsilon_{t,t+k}$], 5-Year Government Bond Yields, (MA(19)-adjusted standard errors in parentheses)

Currency	$\hat{\alpha}$	β	Reject $\beta_0=1$	R^2	N
Deutsche Mark	-0.000 (0.012)	0.870 (0.694)		0.08	84
UK Pound	-0.000 (0.015)	0.455 (0.385)		0.03	84

Canadian Dollar	-0.009 (0.009)	0.373 (0.464)		0.02	84
Constrained Panel [^]	...	0.674 (0.412)		0.10	252

Sample period: 1980:Q1 - 2000:Q4

*, **, *** indicate different from null of unity at, respectively, the 10 percent, 5 percent and 1 percent marginal significance level.

[^] Fixed-effects regression. Standard errors adjusted for serial correlation.

Τέλος, εξετάζεται το κατά πόσον τα αποτελέσματα της έρευνας επηρεάζονται από:

- (α) την συχνότητα χρονικής αναφοράς των δεδομένων
- (β) την χρονική περίοδο στην οποία αναφέρεται το δείγμα
- (γ) τους τύπους δεδομένων

Πρώτον, όσον αφορά την χρονική συχνότητα του δείγματος οι Chinn και Meredith καταφεύγουν σε ετήσια δεδομένα πενταετών επιτοκίων, όπου επελέχθη η τελευταία παρατήρηση κάθε χρονιάς και εφαρμόστηκαν οι αντίστοιχες μακροχρόνιες παλινδρομήσεις. Όλες οι εκτιμήσεις για το β είναι και πάλι θετικές και στατιστικά ισούνται με τη μονάδα. Η εκτίμηση του Fixed Effect για την τιμή του β ισούται με 0.514. Τελικά καμία ουσιαστική αλλαγή δεν παρατηρήθηκε.

Πίνακας 2.5

Long-Horizon Tests of UIP [$\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \varepsilon_{t,t+k}$]

5-Year Government Bond Yields, (MA(4)-adjusted standard errors in parentheses)

Currency	$\hat{\alpha}$	β	Reject $\beta_0=1$	R^2	N
Deutsche Mark	0.001 (0.013)	0.608 (0.902)		0.03	21
UK Pound	0.001 (0.018)	0.402 (0.529)		0.02	21
Canadian Dollar	-0.006 (0.009)	0.608 (0.534)		0.04	21

Constrained Panel [^]	...	0.514 (0.473)		0.06	63
-----------------------------------	-----	------------------	--	------	----

Sample period: 1980:Q1 - 2000:Q4

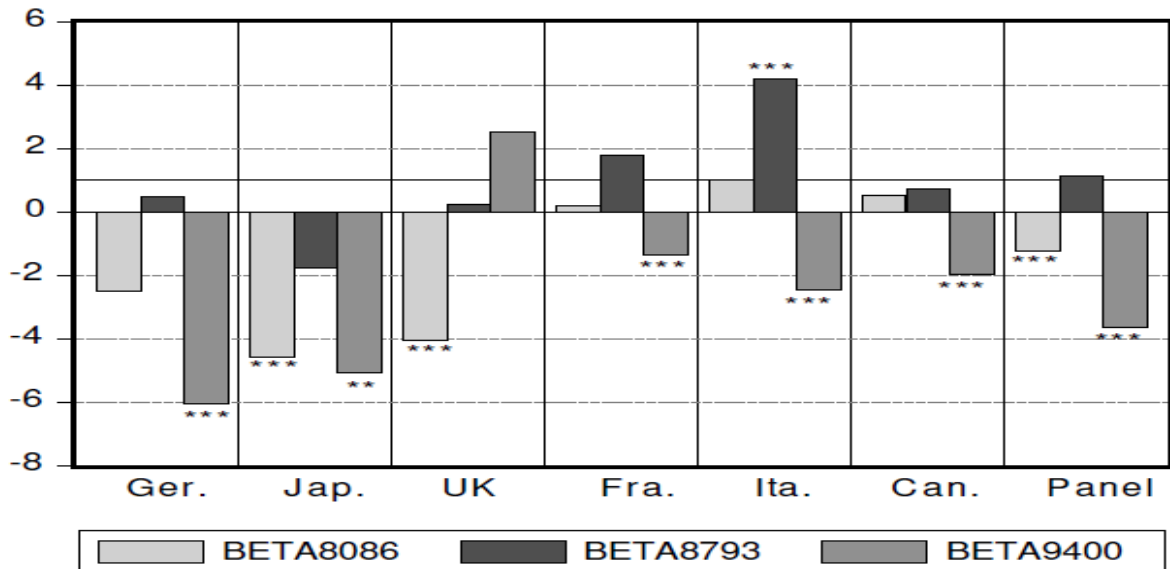
, **, * indicate different from null of unity at, respectively, the 10 percent, 5 percent and 1 percent marginal significance level.*

[^] Fixed-effects regression. Standard errors adjusted for serial correlation.

Δεύτερον, οι Chinn και Meredith τροποποιούν το δείγμα τους εισάγοντας δεδομένα από το 1977:Q1 έως το 2000:Q4, χρησιμοποιώντας πενταετή επιτόκια αρχόμενοι από το 1972. Οι συντελεστές ελαττώνονται αλλά εξακολουθούν να είναι θετικοί. Επιπλέον, η μηδενική υπόθεση $H_0: \beta=1$ δεν μπορεί σε καμία περίπτωση να απορριφθεί. Κατόπιν, αντικαθιστούν την 5 ετών διάρκειας λήξης διαφορά επιτοκίων με αυτή των 3 μηνών διάρκειας λήξης και συμπεραίνουν ότι οι μισές εκτιμήσεις προκύπτουν με αρνητικό πρόσημο (αν και στατιστικά όχι σημαντικά διάφορες του μηδενός) και σε όλες τις περιπτώσεις η μηδενική υπόθεση $H_0: \beta=1$ απορρίπτεται. Το ανωτέρω εύρημα έρχεται σε πλήρη σύμπτωση με το συμπέρασμα των Chen και Mark (1995), οι οποίοι δείχναν ότι παλινδρομήσεις που αναφέρονται σε μακροχρόνιους ορίζοντες δείγματος και χρησιμοποιούν ομόλογα βραχυπρόθεσμης διάρκειας λήξης, παράγουν αρνητικούς συντελεστές.

Τρίτον, εξετάζεται αν προκύπτει ενδεχόμενη επιπλοκή όταν οι αναφερόμενες αποδόσεις των μακροπρόθεσμων ομολόγων δεν είναι αποδόσεις μηδενικού τοκομεριδίου. Οι διαφοροποιήσεις στις εκτιμήσεις είναι ήσσονος σημασίας, τόσο στην περίπτωση του γερμανικού μάρκου, όσο και στην περίπτωση της βρετανικής λίρας.

Σε επόμενη μελέτη των Chinn και Meredith (2005), αναλύονται εκτενέστερα τα συμπεράσματα της προηγούμενης (2004) μελέτης τους για τις χώρες των G7. Υποδιαιρώντας το χρονικό διάστημα 1980:Q1 - 2000:Q4 της αρχικής έρευνας στα υποδιαστήματα: 1980:Q1-1986:Q4, 1987:Q1-1993:Q4 και 1994:Q1-2000:Q4, έγινε εκτίμηση της σχέσης: $\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \varepsilon_{t,t+k}$ σε ορίζοντα 3 μηνών. Τα αποτελέσματα παριστάνονται γραφικά στο ακόλουθο διάγραμμα και όπως είναι ορατό, στην τελευταία επταετία (1994:Q1-2000:Q4) υπάρχουν στατιστικά σημαντικές αποκλίσεις από την υπόθεση $H_0: \beta=1$.



Estimates of β at 3 month horizon, for 1980-1986, 1987-1993 and 1994-2000.

*(**)[***] denotes significance at 10%(5%)[1%] significance level for $H_0: \beta=1$

Διάγραμμα 2.1

Εκτιμήσεις συντελεστή β

Κατόπιν, οι Chinn και Meredith εξετάζουν την επίδραση στα αποτελέσματα όταν διαφοροποιούν το χρονικό διάστημα μελέτης του δείγματος τους. Επεκτείνουν το αρχικό δείγμα έως το 2004(Q4) και βρίσκουν ελαφρώς υψηλότερους συντελεστές. Μόνο όταν περιορίζουν το δείγμα ούτως ώστε να αντιστοιχεί σε αυτό των Bekaert *et al.* (2002) για την περίοδο 1977:Q1 έως 1996:Q3 σε τριμηνιαία βάση, προκύπτει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης. Τέλος, αντικαθιστώντας το γερμανικό μάρκο ως νόμισμα αναφοράς έναντι του αμερικανικού δολαρίου, βρίσκουν ξανά θετικούς συντελεστές. Πιο συγκεκριμένα, ο συντελεστής βρετανικής λίρας/γερμανικού μάρκου πλησιάζει στην τιμή της μονάδας (ίσως με 0,946), ενώ για τον συντελεστή καναδέζικου δολαρίου/γερμανικού μάρκου αν και ισούται με 0,284 εντούτοις η μηδενική υπόθεση $H_0: \beta=1$ δεν μπορεί να απορριφθεί.

Πίνακας 2.6

Long-Horizon Tests of UIP [$\Delta S_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \varepsilon_{t,t+k}$]

Quarterly data, Deutshemark base currency

Currency	$\hat{\alpha}$	β	Reject $\beta_0=1$	R^2
UK Pound	0.011 (0.025)	0.946 (0.709)		0.12
Canadian Dollar	-0.015 (0.020)	0.284 (0.710)		-0.01

Sample period: 1983:Q1 - 2000Q1.

*(**)[***] Different from null hypothesis at 10%(5%)[1%] marginal significance level

2.3 Η Έρευνα των Chinn και Quayyum (2012)

Οι Chinn και Quayyum (2012) στη μελέτη τους επανεξετάζουν την ισχύ της διπλής υπόθεσης σε μακροπρόθεσμους ορίζοντες, επεκτείνοντας το δείγμα τους για τις χώρες των G7 μέχρι και το 2011, σε σχέση με την έρευνα των Chinn και Meredith (2004). Πιο αναλυτικά, αφότου οι Γαλλία, Γερμανία, και Ιταλία προσχώρησαν στην ζώνη του ευρώ, δεν ήταν δυνατό να γίνει επέκταση των αποτελεσμάτων των προηγούμενων εθνικών τους νομισμάτων στην έρευνα και επιπλέον το ευρώ εξετάζεται στον βραχυπρόθεσμο ορίζοντα. Τέλος, στο γκρουπ των χωρών προστέθηκε η Ελβετία, για της οποίας το εθνικό νόμισμα ήταν εφικτό να βρεθούν δεδομένα σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα.

Οι λόγοι για τους οποίους προβαίνουν σε αυτή την γενικότερη επανεξέταση, είναι οι ακόλουθοι: Πρώτον, κατά την τελευταία δεκαετία παρατηρήθηκε ότι τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια έφτασαν το όριο του μηδενικού επιτοκίου. Αντίστοιχα, τα μακροπρόθεσμα επιτόκια αν και παραμένουν πάνω από το μηδέν, εντούτοις είναι ιδιαιτέρως χαμηλά, κυρίως όσον αφορά την Ιαπωνία και την Ελβετία. Δεύτερον, η δεκαετία του 2000 χαρακτηρίστηκε από πρωτοφανείς αγορές κρατικών ομολόγων από φορείς του δημοσίου τομέα, ιδίως από τις κεντρικές τράπεζες χωρών που εξάγουν πετρέλαιο αλλά και χωρών της Ανατολικής Ασίας. Κάτω από αυτές τις συνθήκες τίθεται εν αμφιβόλω η ισχύς της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων. Τρίτον, κατά το παρελθόν έχουν αγνοηθεί σημαντικοί παράγοντες, όπως πχ. ο κίνδυνος αθέτησης (default risk), οι οποίοι φαίνεται να αποκτούν κομβικό πλέον ρόλο από το ξέσπασμα της οικονομικής κρίσης κατά το 2008 και έπειτα. Δεδομένου ότι για την ισχύ της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων, απαραίτητη προϋπόθεση είναι η ισχύς της Καλυμμένης Ισοτιμίας Επιτοκίων, ενδέχεται η συμπεριφορά των αποκλίσεων από την Ισοτιμία να έχει αλλάξει. Τέταρτον, θα εξεταστεί αν προηγούμενα συμπεράσματα σχετικά με την διπλή

υπόθεση έχουν στρεβλωθεί από την συμπεριφορά του γερμανικού μάρκου. Επειδή όμως το γερμανικό μάρκο εν προκειμένω-καθώς και άλλα εθνικά νομίσματα-δεν υφίστανται πλέον, η ερμηνεία της συμπεριφοράς αυτής θα πρέπει να προσαρμοστεί υπό τα νέα δεδομένα.

Έτσι λοιπόν καταλήγουν στα κάτωθι συμπεράσματα: Πρώτον, η συνθήκη της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων εξακολουθεί να ευσταθεί καλύτερα στους μακροχρόνιους ορίζοντες παρά σε βραχυχρόνιους, αν και με ελαφρώς ασθενέστερη ισχύ σε σχέση με την έρευνα των Chinn και Meredith (2004). Δεύτερον, τα αποτελέσματα της έρευνας είναι ευαίσθητα ως προς τις αποδόσεις των ομολόγων που χρησιμοποιήθηκαν. Τρίτον, όσον αφορά μακροπρόθεσμες χρονικές περιόδους, η αποτυχία της διπλής υπόθεσης είναι πιο έντονη όταν χρησιμοποιείται ως νόμισμα βάσης η βρετανική λίρα, παρά το αμερικάνικο δολάριο. Τέλος, όσον αφορά τα νομίσματα με χαμηλές αποδόσεις ομολόγων που χρησιμοποιήθηκαν στο δείγμα (ελβετικό φράγκο και ιαπωνικό γιέν), τα επιτόκια από τα μέσα της δεκαετίας του 1990 και εντεύθεν δεν κινούνται προς την σωστή κατεύθυνση σε σχέση με τις μεταγενέστερες μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Ως εκ τούτου φαίνεται να μετριάζεται η ισχύς της διπλής υπόθεσης κατά τον μακροχρόνιο ορίζοντα για αυτά τα νομίσματα, σε αντίθεση με τον βραχυπρόθεσμο ορίζοντα όπου η ανωτέρω σχέση παρέμεινε αμετάβλητη.

Όσον αφορά τον βραχυχρόνιο ορίζοντα (ομόλογα διάρκειας λήξεως 3, 6 και 12 μηνών), κάνοντας χρήση της Μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) για την σχέση $s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta(r_{t,k} - r^*_{t,k}) + u_{t+k}$ παρατηρείται ότι σε κάθε περίπτωση χώρας ο συντελεστής β έχει αρνητικό πρόσημο και ως επί το πλείστον είναι σημαντικά διάφορος της μονάδας κατά απόλυτη τιμή. Η επιλογή του νομίσματος αναφοράς (US Dollar ή British Pound) έχει μικρή επίδραση στα αποτελέσματα. Η τελευταία σειρά κάθε υποπίνακα αφορά την Fixed-Effect παλινδρόμηση, όπου βρέθηκε ότι οι συντελεστές β έχουν αρνητικό πρόσημο και είναι στατιστικά διάφοροι της μονάδας στο επίπεδο σημαντικότητας 1% σε κάθε χρονικό ορίζοντα και στα δύο νομίσματα βάσης.

Πίνακας 2.7

Unbiasedness Hypothesis at the Short Horizon: Estimates of β

Base Currency: U.S. Dollar						
Currency	3-Month		6-Month		12-Month	
Canadian Dollar	-0.166	(0.713)	-0.084*	(0.700)	-0.055	(0.705)
British Pound	-1.847**	(0.988)	-1.554**	(0.985)	-1.006***	(0.905)
Japanese Yen	-2.478***	(0.733)	-2.785***	(0.628)	-2.440***	(0.512)
Swiss Franc	-2.213*	(1.058)	-2.864***	(1.362)	-2.779***	(1.138)
Euro	-2.251	(2.229)	-1.991	(2.178)	-2.179	(2.020)
Constrained Panel ¹	-1.241***	(0.558)	-1.638***	(0.382)	-1.801***	(0.458)
Base Currency: British Pound						
	3-Month		6-Month		12-Month	
Canadian Dollar	-3.536***	(1.005)	-2.503***	(0.964)	-1.257**	(0.876)
Japanese Yen	-2.101**	(1.347)	-2.006***	(1.043)	-1.651***	(0.843)
Swiss Franc	-2.828**	(1.476)	-1.556**	(0.978)	-2.287***	(0.709)
Euro	-0.299	(1.925)	-0.081	(1.767)	-0.662	(1.639)
Constrained Panel ^{1,2}	-2.160***	(0.849)	-1.969***	(0.783)	-1.401***	(0.703)

Newey-West std error in brackets calculated assuming $2 \times (k-1)$ serial correlation.

, **, * indicate different from null of unity at, respectively, the 10 percent, 5 percent and 1 percent marginal significance level.*

The sample ends in 2011:Q4 for all currencies. Sample begins from 1975:Q1 for all currencies except the Swiss Franc. For the Swiss Franc the 3-month data begins from 1991:Q2, the 6-month data begins from 1996:Q4 and the 12-month data begins from 1997:Q1. Euro data begins 1999:Q1.

¹*Fixed-effects regression with standard errors adjusted for serial correlation. The panel regression does not include Swiss Franc, or Euro.*

²*Panel regression includes US dollar exchange rate (against British pound).*

Όσον αφορά τον μακροχρόνιο ορίζοντα, μελετώνται κατ'αρχάς 5ετή ομόλογα με τα αποτελέσματα να είναι πολύ διαφορετικά από τα αντίστοιχα της βραχυπρόθεσμης περιόδου, μιας και σχεδόν όλοι οι συντελεστές β -πλην του ελβετικού φράγκου-είναι θετικοί. Βέβαια στην περίπτωση της fixed-effect παλινδρόμησης λαμβάνοντας ως νόμισμα αναφοράς τη βρετανική λίρα, ο συντελεστής β έχει θετικό πρόσημο, αλλά είναι πλησίον του μηδενός.

Πίνακας 2.8

Unbiasedness Hypothesis at 5 Year Horizon with Constant Maturity Bond Returns

Panel A: Base Currency U.S. Dollar								
	$\hat{\alpha}$		$\hat{\beta}$		Reject $H_0: \beta = 1$	R^2	Sample Start	N
Canadian Dollar	0.004	(0.007)	0.691	(0.636)		0.027	1978Q1	136
British Pound	0.000	(0.009)	0.415	(0.371)		0.024	1978Q1	136
Japanese Yen	0.031	(0.012)	0.545	(0.374)		0.000	1979Q3	130
Swiss Franc	0.022	(0.013)	-0.165	(0.519)	**	0.002	1993Q1	76
Constrained Panel ¹			0.380	(0.186)	***		1978Q1	402
Panel B: Base Currency British Pound								
	$\hat{\alpha}$		$\hat{\beta}$		Reject $H_0: \beta = 1$	R^2	Sample Start	N
Canadian Dollar	-0.007	(0.006)	-0.232	(0.405)	***	0.0007	1978Q1	136
Japanese Yen	0.064	(0.034)	-0.624	(0.811)	**	0.012	1978Q1	136
Swiss Franc	0.014	(0.022)	0.188	(0.640)		0.002	1993Q1	76
Constrained Panel ^{1,2}			0.071	(0.178)	***		1978Q1	402

Notes: Newey-West standard errors in parentheses, calculated assuming $2 \times (k-1)$ moving average serial correlation. Sample 1978:Q1-2011:Q4, except for Japan (1979:Q3-2011:Q4), Switzerland (1993:Q1-2011:Q4). *, **, *** indicate different from null of unity at, respectively, the 10 percent, 5 percent, and 1 percent marginal significance level.

¹ Constrained panels are pooled regression with fixed effects. The pooled regression does not include Swiss Franc.

² Panel regression includes US dollar exchange rate (against British pound).

Στην συνέχεια μελετώνται 10ετή ομόλογα και τα αποτελέσματα είναι ελαφρώς βελτιωμένα σε σχέση με τα αντίστοιχα του 5ετούς χρονικού ορίζοντα, αν και συναντώνται συντελεστές με αρνητικό πρόσημο (αφενός το ελβετικό φράγκο με νόμισμα αναφοράς το αμερικάνικο δολλάριο και αφετέρου το καναδέζικο δολλάριο και το ιαπωνικό γιέν με νόμισμα αναφοράς τη βρετανική λίρα). Τα αποτελέσματα αυτά εμφανίζονται να έχουν ασθενέστερη ισχύ συγκριτικά με τα αντίστοιχα αποτελέσματα της έρευνας των Chinn και Meredith (2004), στην οποία κανένας από τους εκτιμηθέντες συντελεστές δεν βρέθηκε με αρνητικό πρόσημο.

Πίνακας 2.9

Unbiasedness Hypothesis at 10 Year Horizon with Constant Maturity Bond Returns

Panel A: Base Currency U.S. Dollar								
	$\hat{\alpha}$		$\hat{\beta}$		Reject $H_0: \beta = 1$	R^2	Sample Start	N
Canadian Dollar	0.014	(0.006)	1.791	(0.481)		0.280	1983Q1	116
British Pound	0.006	(0.003)	0.769	(0.177)		0.418	1983Q1	116
Japanese Yen	0.026	(0.008)	0.214	(0.315)	***	0.016	1973Q1	116
Swiss Franc	0.009	(0.013)	0.211	(0.431)	**	0.007	1998Q1	56
Constrained Panel ¹			0.598	(0.071)	***		1983Q1	348

Panel B: Base Currency British Pound								
	$\hat{\alpha}$		$\hat{\beta}$		Reject $H_0: \beta = 1$	R^2	Sample Start	N
Canadian Dollar	0.003	(0.004)	0.220	(0.239)	***	0.031	1983Q1	116
Japanese Yen	0.036	(0.025)	0.053	(0.623)		0.000	1983Q1	116
Swiss Franc	0.047	(0.013)	-1.215	(0.422)	***	0.373	1998Q1	56
Constrained Panel ^{1,2}			0.459	(0.099)	***		1983Q1	348

Notes: Newey-West standard errors in parentheses, calculated assuming $2 \times (k-1)$ moving average serial correlation. Sample 1983:Q1-2011:Q4, except Switzerland (1998:Q1-2011:Q4). *, **, *** indicate different from null of unity at, respectively, the 10 percent, 5 percent, and 1 percent marginal significance level.

¹Constrained Panel are pooled regression with fixed effects. The pooled regression does not include Swiss Franc.

²Panel regression includes US Dollar exchange rate (against British Pound).

Τέλος, εξετάζεται το κατά πόσον τα αποτελέσματα της έρευνας επηρεάζονται από:

- (α) την εισαγωγή επιπρόσθετων κρατών στο δείγμα,
- (β) την οικονομική κρίση που σημειώθηκε το 2008 και
- (γ) τα ιδιαίτερος χαμηλά επιτόκια χωρών, όπως η Ελβετία και η Ιαπωνία.

Πρώτον, οι Chinn και Quayyum προβαίνουν στην εισαγωγή τριών νέων χωρών στο δείγμα και πιο συγκεκριμένα: της Αυστραλίας, της Νεας Ζηλανδίας και της Δανίας και παράλληλα αντικαθιστούν τα ομόλογα σταθερής διάρκειας λήξεως (constant maturity yields) με τα 10-ετή ομόλογα αναφοράς (benchmark yields). Έχοντας λάβει ως νόμισμα αναφοράς το αμερικάνικο δολλάριο, παρατηρείται ότι όλοι οι συντελεστές β έχουν θετικό πρόσημο. Αντίθετα, λαμβάνοντας ως νόμισμα αναφοράς τη βρετανική λίρα, παρατηρείται ότι όλοι οι συντελεστές β έχουν αρνητικό πρόσημο, εκτός από το καναδέζικο δολλάριο. Και με τα δύο νομίσματα αναφοράς ωστόσο, η fixed-effect παλινδρόμηση μας δίνει έναν συντελεστή β θετικό και περίπου ίσο με 0.4, τιμή όμως η οποία απέχει αισθητά από τη μονάδα.

Πίνακας 2.10

Unbiasedness Hypothesis at 10 Year Horizon with Benchmark Bond Returns

Panel A: Base Currency U.S. Dollar								
	$\hat{\alpha}$		$\hat{\beta}$		Reject $H_0: \beta = 1$	R^2	Sample Start	N
Canadian Dollar	0.017	(0.005)	2.218	(0.434)	***	0.377	1983Q1	116
British Pound	0.002	(0.004)	0.609	(0.153)	***	0.385	1983Q1	116
Japanese Yen	0.029	(0.007)	0.071	(0.277)	***	0.002	1983Q1	116
Australian Dollar	-0.004	(0.012)	0.314	(0.412)	*	0.024	1986Q1	104
New Zealand Dollar	0.011	(0.009)	0.068	(0.215)	***	0.003	1995Q1	68
Danish Kroner	0.023	(0.004)	0.841	(0.396)	***	0.109	1993Q2	75
Constrained Panel			0.379	(0.061)	***		1983Q1	595
Panel B: Base Currency British Pound								
	$\hat{\alpha}$		$\hat{\beta}$		Reject $H_0: \beta = 1$	R^2	Sample Start	N
Canadian Dollar	0.003	(0.004)	0.142	(0.193)	***	0.020	1983Q1	116
Japanese Yen	0.095	(0.020)	-1.402	(0.554)	***	0.165	1983Q1	116
Australian Dollar	-0.010	(0.006)	-0.093	(0.225)	***	0.004	1986Q1	104
New Zealand Dollar	0.002	(0.005)	-0.264	(0.087)	***	0.070	1995Q1	68
Danish Kroner	0.007	(0.004)	-0.787	(0.120)	***	0.233	1993Q2	75
Constrained Panel ¹			0.383	(0.058)	***			595

Notes: Newey-West standard errors in parentheses, calculated assuming $2 \times (k-1)$ moving average serial correlation. Sample 1983:Q1-2011:Q4, except Denmark (1993:Q2-2011:Q4), Australia (1986:Q1-2011:Q4), New Zealand (1995:Q1-2011:Q4). *, **, *** indicate different from null of unity at, respectively, the 10 percent, 5 percent, and 1 percent marginal significance level.
Constrained panel are pooled regression with fixed effects
¹ Panel regression includes US dollar exchange rate (against British pound).

Δεύτερον, κατά την οικονομική κρίση του 2008 οι επενδυτές παρέμειναν επιφυλακτικοί στις κινήσεις τους και η αξιοπιστία των χρηματοπιστωτικών αγορών κατακρημνίστηκε. Λόγω αυτών των συνθηκών η Καλυμμένη Ισοτιμία Επιτοκίων έπαψε να ευσταθεί.

Πίνακας 2.11

Unbiasedness Hypothesis at 10 Year Horizon with Constant Maturity Bond returns using data till 2008 Quarter 2 (pre-Financial Crisis)

Panel A: Base Currency U.S. Dollar								
	$\hat{\alpha}$		$\hat{\beta}$		Reject $H_0: \beta = 1$	R^2	Sample Start	N
Canadian Dollar	0.004	(0.006)	1.146	(0.543)		0.156	1983Q1	102
British Pound	0.008	(0.004)	0.845	(0.195)		0.439	1983Q2	102
Japanese Yen	0.026	(0.008)	0.261	(0.348)	***	0.053	1973Q3	102
Swiss Franc	-0.008	(0.006)	0.464	(0.224)	***	0.080	1988Q1	42
Constrained Panel ¹			0.609	(0.084)	***			306
Panel B: Base Currency British Pound								
	$\hat{\alpha}$		$\hat{\beta}$		Reject $H_0: \beta = 1$	R^2	Sample Start	N
Canadian Dollar	-0.004	(0.003)	0.432	(0.214)	***	0.164	1983Q1	102
Japanese Yen	0.043	(0.030)	-0.081	(0.702)		0.000	1983Q3	102
Swiss Franc	-0.005	(0.011)	0.096	(0.295)	***	0.006	1988Q1	42
Constrained Panel ¹			0.599	(0.090)	***		1983Q1	306

Notes: Newey-West standard errors in parentheses, calculated assuming $2 \times (k-1)$ moving average serial correlation. Sample 1983:Q1-2008:Q2, except Switzerland (1998:Q1-2008:Q2).. *, **, *** indicate different from null of unity at, respectively, the 10 percent, 5 percent, and 1 percent marginal significance level.
¹ Constrained panel are pooled regression with fixed effects. The pooled regressions do not include the Swiss Franc
² Panel regression includes US dollar exchange rate (against British pound).

Ο Πίνακας 2.11 απεικονίζει τις αποδόσεις ομολόγων σταθερής διάρκειας 10 ετών, έως και το δεύτερο τρίμηνο του 2008, δηλαδή λίγο πριν εκδηλωθεί η οικονομική κρίση. Οι

συντελεστές β με νόμισμα βάσης το αμερικάνικο δολλάριο είναι όλοι θετικοί, εντούτοις μόνο σε δύο περιπτώσεις η μηδενική υπόθεση $H_0: \beta=1$ δεν απορρίπτεται. Από την άλλη, οι συντελεστές β με νόμισμα βάσης τη βρετανική λίρα είναι εμφανώς ελαττωμένοι και ενίοτε αρνητικοί. Η fixed-effect παλινδρόμηση και για τα δύο νομίσματα αναφοράς, δίνει έναν συντελεστή της τάξεως του 0.6 τιμή που έγγυται περισσότερο στη μονάδα παρά στο μηδέν.

Τρίτον, οι Chinn και Quayyum προβαίνουν αυθαίρετα στην θεώρηση του πρώτου τριμήνου του 1996 έως το χρονικό σημείο της εμφάνισης των χαμηλών μακροπρόθεσμων και βραχυπρόθεσμων επιτοκίων στην Ελβετία και την Ιαπωνία. Εισάγουν μία ψευδομεταβλητή (έστω D_t) που λαμβάνει την τιμή 1 ώστε να αποτυπώσουν τον αντίκτυπο των χαμηλών επιτοκίων στη μετά το 1996 εποχή, σε σχέση με την τιμή 0 που αφορά την πριν το 1996 εποχή και κατόπιν παλινδρομούν την σχέση:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta \times (r_{t,k} - r^*_{t,k}) + \gamma \times D_t + \theta \times (r_{t,k} - r^*_{t,k}) \times D_t + u_{t+k} \quad (2.2)$$

Τα αποτελέσματα (για τα 5ετή και 10ετή ομόλογα) απεικονίζονται στον κάτωθι πίνακα:

Πίνακας 2.12
Allowing for Structural Breaks

Panel A: Five year horizon (k=20)									
	$\hat{\alpha}$		$\hat{\beta}$		γ		θ		R^2
Japanese yen	0.029***	(0.013)	0.420	(0.415)	0.039	(0.028)	-1.738***	(0.690)	0.081
Swiss franc	-0.004	(0.011)	0.251	(0.295)	0.078	(0.018)	-2.105	(0.887)	0.242
Panel B: Ten year horizon (k=40)									
	$\hat{\alpha}$		$\hat{\beta}$		γ		θ		R^2
Japanese yen	0.026	(0.008)	0.405	(0.350)	0.002	(0.031)	-0.646	(0.786)	0.092
Swiss franc	-0.010*	(0.006)	0.356***	(0.162)	0.082***	(0.024)	-2.093***	(0.969)	0.604

Notes: Newey-West standard errors in parentheses, calculated assuming $2 \times (k-1)$ moving average serial correlation. Sample Japan (1983:Q1-2011:Q4), Switzerland (1998:Q1-2011:Q4). *, **, *** indicate different from null of zero at, respectively, the 10 percent, 5 percent, and 1 percent marginal significance level.

Παρατηρείται ότι στην περίοδο μετά το 1996 (για την οποία ορίστηκε η ψευδομεταβλητή) ο συντελεστής κλίσης γίνεται αρνητικός και αυτό συνεπάγεται τη μη-ισχύ της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων για την περίοδο αυτή.

2.4 Η Έρευνα των Lothian και Woo (2011)

Οι Lothian και Woo (2011) βρίσκουν στοιχεία υπέρ της ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων σε μακροπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα δείγματος παρά σε βραχυπρόθεσμη διάρκεια δείγματος, σε χρεόγραφα μακράς διάρκειας λήξεως παρά βραχείας, καθώς επίσης και όταν υφίστανται μικρές διαφορές μεταξύ εγχώριου και αλλοδαπού επιτοκίου. Επιπρόσθετα δείχνουν ότι σε μακροχρόνιες διάρκειες δειγμάτων μπορεί να υφίστανται μικρές αποκλίσεις από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων, αλλά τυχόν μεγάλες αποκλίσεις θα επιφέρουν αντίδραση των συναλλαγματικών ισοτιμιών και την τελική επαναστροφή στην σχέση Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων.

Εξετάζουν ετήσια δεδομένα για τα ζεύγη γαλλικού φράγκου-βρετανικής λίρας και αμερικάνικου δολαρίου-βρετανικής λίρας, για ένα ιδιαίτερος εκτεταμένο χρονικό διάστημα της τάξεως περίπου των 200 ετών. Χρονικό διάστημα το οποίο εμπεριέχει πολλά και σημαντικά γεγονότα που σημάδεψαν την ανθρωπότητα, όπως οι Ναπολεόντιοι Πόλεμοι, οι δύο Παγκοσμίοι Πολέμοι, ο εμφύλιος πόλεμος στις Η.Π.Α., η επιβολή του συστήματος σταθερών ισοτιμιών Bretton-Woods που διήρκησε από το 1944 έως και το 1971 και τέλος την χρονική περίοδο 1970-1980 που χαρακτηρίστηκε αφενός από τη διαρκή ανατίμηση του αμερικάνικου δολαρίου και αφετέρου από υψηλότατο πληθωρισμό και για τις τρεις αυτές χώρες. Μάλιστα παρά τις μετέπειτα αλλαγές στη νομισματική πολιτική των ανωτέρω χωρών που είχε ως αποτέλεσμα την υποχώρηση του πληθωρισμού τους, οι προσδοκίες όσον αφορά τα μελλοντικά επίπεδα του συνέχιζαν έως και αρκετά χρόνια μετά να παραμένουν υψηλές. Όσον αφορά αυτή την τελευταία αυτή δεκαετία, οι Lothian και Woo λαμβάνουν έναν αρνητικό συντελεστή β και για τα δύο ζεύγη νομισμάτων, τον οποίον όμως αποδίδουν στα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά της περιόδου αυτής. Γενικότερα όμως στο συνολικό δείγμα βρίσκουν όσον αφορά τα μακροπρόθεσμα επιτόκια έναν συντελεστή $\beta = 0,73$ (με ένα τυπικό σφάλμα ίσο με 0,43) για το ζεύγος γαλλικού φράγκου-βρετανικής λίρας και έναν συντελεστή $\beta = 0,39$ για το ζεύγος αμερικάνικου δολαρίου-βρετανικής λίρας. Όσον αφορά τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια βρίσκουν συντελεστή $\beta = 0,97$ (όμως με ένα τυπικό σφάλμα ίσο με

0,86) για το ζεύγος γαλλικού φράγκου-βρετανικής λίρας και συντελεστή 0,14 για το ζεύγος αμερικάνικου δολαρίου-βρετανικής λίρας αντίστοιχα. Οι εκτιμήσεις για το ζεύγος US/UK απέχουν σημαντικά από τη μηδενική υπόθεση της $H_0: \beta=1$, σε αντίθεση με το ζεύγος FR/UK όπου τα αποτελέσματα κρίνονται ως ιδιαίτερος ενθαρρυντικά. Μάλιστα όσον αφορά τον σταθερό όρο α , σε όλες τα αποτελέσματα η εκτίμηση που εξάγεται είναι πλησίον της τιμής μηδέν. Σε κάθε περίπτωση πάντως καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι τα μακροπρόθεσμης διάρκειας λήξεως επιτόκια μπορούν να προβλέψουν τις συναλλαγματικές διακυμάνσεις καλύτερα από ότι τα βραχυπρόθεσμης διάρκειας λήξεως επιτόκια. Στην συνέχεια υποδιαιρούν το δείγμα τους σε τρεις μικρότερες χρονικές περιόδους:

(α) 1800 έως 1913

(β) 1914 έως 1949

(γ) 1950 έως 1999

Οι εκτιμήσεις που εξάγουν παρουσιάζουν μεγάλες διακυμάνσεις από υποπερίοδο σε υποπερίοδο, αποτυπώνοντας έτσι τον κίνδυνο εξαγωγής λάθος συμπερασμάτων όταν γίνεται αναφορά σε βραχείες χρονικές περιόδους δείγματος.

Πίνακας 2.13

Subperiod analysis on the forward-premium regression $s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta \times (i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1}$

Periods	Long-term rates			Short-term rates		
	α	β	(N,R ²)	α	β	(N,R ²)
Home=France Foreign = UK						
1800-1913	-0.00 (0.00)	0.35 (0.26)	111, 0.01	0.00 (0.00)	-0.05 (0.35)	111, 0.00
1914-1949	0.08 (0.04)	10.05 (3.63)	35, 0.10	-0.01 (0.03)	7.21 (1.77)	14, 0.42
1950-1999	0.01 (0.01)	0.70 (0.49)	49, 0.05	-0.00 (0.01)	-0.18 (0.56)	49, 0.00
Whole	0.02 (0.01)	0.73 (0.43)	197, 0.01	0.00 (0.01)	0.97 (0.86)	176, 0.03

Πίνακας 2.13

Συνέχεια

Home=US Foreign = UK						
1800-1913	-0.00 (0.01)	0.42 (0.73)	113, 0.00	0.00 (0.01)	-0.02 (0.15)	82, 0.00
1914-1949	0.00 (0.02)	1.36 (2.67)	35, 0.01	-0.01 (0.01)	1.18 (2.20)	35, 0.01
1950-1999	-0.00 (0.02)	0.32 (0.64)	49, 0.01	-0.01 (0.02)	-0.08 (0.94)	49, 0.00
Whole	-0.01 (0.00)	0.39 (0.28)	199, 0.01	-0.01 (0.01)	0.14 (0.16)	168, 0.00

Παρατίθεται επίσης μία εναλλακτική μορφή της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων, βάσει της οποίας η επένδυση σε εγχώρια και ξένα ομόλογα θα πρέπει να επιφέρει τις ίδιες αναμενόμενες αποδόσεις, υπολογισμένες πάντα στο ίδιο νόμισμα. Εκτελείται η αντίστοιχη παλινδρόμηση της απόδοσης των ξένων ομολόγων (εκφρασμένα στο εγχώριο νόμισμα) επάνω στην απόδοση των εγχώριων ομολόγων, αλλά τα αποτελέσματα για τον έλεγχο της υπόθεσης H_0 ($\alpha=0$, $\beta=1$) είναι μάλλον διφορούμενα. Οι συντελεστές β είναι-τόσο στα μακροχρόνια όσο και στα βραχυχρόνια επιτόκια-θετικοί, αλλά όχι πάντα στατιστικά ίσοι με τη μονάδα. Τέλος, αναλύουν τις αποκλίσεις από την συνθήκη της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων, ως σύνθεση αφενός των αποκλίσεων από την ισότητα των πραγματικών επιτοκίων κι αφετέρου των αποκλίσεων από την ισχύ της Ισοδυναμίας Αγοραστικών Δυνάμεων (Purchasing Power Parity). Γενικότερα όμως οι αποκλίσεις αυτές αποδίδονται κυρίως στο πρόβλημα του πέσο και στο πρόβλημα των επενδυτών να αντιληφθούν αλλαγές στις νομισματικές πολιτικές που ακολουθούνται.

Στην συνέχεια, οι Lothian και Woo προβαίνουν σε μία ιστορική αναδρομή, αναλύοντας τις αποκλίσεις από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων σε μία πραγματική συνιστώσα ώστε να αποτυπωθεί η διαφορά μεταξύ των πραγματικών επιτοκίων των δύο χωρών και σε μία ονομαστική συνιστώσα ώστε να αποτυπωθεί η απόκλιση από την Ισοτιμία Αγοραστικών Δυνάμεων (Purchasing Power Parity "PPP"). Θεωρούν την εξίσωση ανοιχτών οικονομιών του Fisher: $dr = dp + \overline{d\pi}$, όπου: dr είναι η διαφορά επιτοκίων των δύο χωρών, dp

είναι η διαφορά μεταξύ των πραγματικών επιτοκίων των δύο χωρών και $\overline{d\pi}$ είναι η διαφορά μεταξύ των αναμενόμενων ρυθμών πληθωρισμού των δύο χωρών. Εισάγοντας το αναμενόμενο ποσοστό υποτίμησης του νομίσματος \overline{ds} στην ανωτέρω σχέση και με κατάλληλους μετασχηματισμούς λαμβάνουν την ακόλουθη:

$$\overline{ds} - dr = \overline{ds} - \overline{d\pi} - dr \quad (2.3)$$

Ο όρος $\overline{ds} - dr$ του αριστερού μέλους αντιπροσωπεύει την αναμενόμενη απόκλιση από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων και συμβολίζεται ως \overline{dUIP} . Ο όρος $\overline{ds} - \overline{d\pi}$ αντιπροσωπεύει την αναμενόμενη απόκλιση από την Ισοτιμία Αγοραστικών Δυνάμεων (Purchasing Power Parity "PPP") και συμβολίζεται ως \overline{dPPP} , ενώ τέλος ο όρος dr είναι η διαφορά μεταξύ των πραγματικών επιτοκίων των δύο χωρών. Έτσι λαμβάνεται η σχέση: $\overline{dUIP} = \overline{dPPP} - dr$. Η διαφορά dr μεταξύ των πραγματικών επιτοκίων των δύο χωρών μπορεί να αναλυθεί περαιτέρω σε δύο επιμέρους συστατικά. Πρώτον, στη διαφορά των πραγματικών αποδόσεων πραγματικών περιουσιακών στοιχείων διεθνώς και δεύτερον, στη διαφορά, των διαφορών των πραγματικών αποδόσεων πραγματικών περιουσιακών στοιχείων έναντι ονομαστικών περιουσιακών στοιχείων (ομόλογα), στην εγχώρια αγορά των δύο χωρών. Το πρώτο συστατικό αντανακλά παράγοντες που επηρεάζουν το επίπεδο του αρμπιτράζ μεταξύ των χωρών, όπως οι κεφαλαιακοί έλεγχοι. Το δεύτερο συστατικό αντανακλά ατελή χρηματοπιστωτική διαμεσολάβηση μεταξύ των χωρών, ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου, σφάλματα μέτρησης και σφάλματα προσδοκιών.

Στον κάτωθι Πίνακα 2.14 γίνεται μια παράθεση των ανωτέρω μεγεθών (συμπεριλαμβανομένων και των διαφορών του ρυθμού ανάπτυξης του πραγματικού ΑΕΠ "dy") για τα ζεύγη χωρών France/UK και US/UK, χωρίζοντας το δείγμα σε δύο μεγάλα υποδείγματα, θεωρώντας ως έτος-ορόσημο το 1914:

Πίνακας 2.14
Αναλυτική Παρουσίαση Μεγεθών

A. Home = France; Foreign = UK

Subperiods	dr	ds	dUIP	dπ	dρ	dPPP	dy
1803-1913	0.89	0.07	-0.83	0.09	0.81	-0.02	-0.25
1803-1815	1.71	0.42	-1.29	0.51	1.19	-0.10	0.63
1816-1874	0.82	-0.03	-0.85	0.15	0.67	-0.18	-0.48
1875-1913	0.40	0.02	-0.39	0.14	0.26	-0.12	-0.38
1914-1999	-0.47	4.26	4.73	3.82	-4.29	0.44	0.52
1914-1925	0.38	11.58	11.20	10.11	-9.74	1.46	1.05
1926-1939	0.20	3.89	3.68	4.07	-3.87	-0.19	-0.63
1940-1949	0.57	17.85	17.28	20.49	-19.92	-2.64	-1.31
1950-1999	-1.07	-0.11	0.96	-1.10	0.03	0.99	1.08
1950-1973	-0.60	0.14	0.74	0.88	-1.48	-0.74	2.07
1974-1999	-1.51	-0.35	1.16	-2.93	1.42	2.58	0.17

B. Home = US; Foreign = UK

Subperiods	dr	ds	dUIP	dπ	dρ	dPPP	dy
1800-1913	1.28	0.14	-1.14	0.19	1.09	-0.05	2.19
1800-1815	1.29	0.80	-0.49	1.62	-0.32	-0.82	1.65
1816-1860	1.79	0.07	-1.72	-0.63	2.42	0.70	2.21
1861-1874	2.12	0.67	-1.45	1.96	0.16	-1.28	2.99
1875-1913	0.39	-0.24	-0.63	-0.08	0.47	-0.16	2.10
1914-1999	-1.75	-1.28	0.46	-1.53	-0.21	0.25	1.13
1914-1925	-0.54	-0.07	0.47	-0.63	0.09	0.56	2.61
1926-1939	-0.91	-0.61	0.30	0.66	-1.58	-1.27	-0.66
1940-1949	-0.84	-1.85	-1.01	-1.26	0.42	-0.59	2.87

1950-1999	-2.45	-1.65	0.80	-2.42	-0.03	0.76	0.92
1950-1973	-2.25	-1.70	0.55	-1.63	-0.62	-0.07	1.10
1974-1999	-2.63	-1.61	1.02	-3.14	0.51	1.53	0.76

Note: The symbols dr , ds , $dUIP$, $d\pi$, dp , $dPPP$ and dy denote, respectively, the nominal long-term interest-rate differential, the percentage change in the nominal exchange rate, the deviation from UIP ($dUIP = ds - dr$), the inflation rate differential, the real interest-rate differential ($dp = dr - d\pi$), the deviation from PPP ($dPPP = ds - d\pi$) and the real GDP growth rate differential. All figures are expressed in percentage per annum terms. The UK is the numeraire in all instances.

Όσον αφορά τον 19ο αιώνα έως και τις αρχές του 20ου αιώνα για το ζεύγος Γαλλίας-Ηνωμένου Βασιλείου, η διαφορά ($dr - ds$) μεταξύ της διαφοράς επιτοκίων dr και του ποσοστού υποτίμησης της συναλλαγματικής ισοτιμίας ds ήταν θετική αλλά κατά μέσον όρο μόνο λίγο πάνω από 80 μονάδες βάσης, αποτέλεσμα που έγκειται στη διαφορά των πραγματικών επιτοκίων, παρά σε απόκλιση από την Ισοτιμία Αγοραστικών Δυνάμεων (PPP). Η Ισοτιμία Αγοραστικών Δυνάμεων (PPP) διατηρήθηκε σχεδόν απόλυτα κατά την υπό εξέταση περίοδο, με μια μέση απόκλιση της τάξεως μόνο των 2 μονάδων βάσης κατά έτος. Σύμφωνα με τους Homer and Sylla (1996), υποκείμενες αιτίες των υψηλών πραγματικών επιτοκίων της Γαλλίας ήταν οι αλλαγές καθεστώτων που χαρακτήρισαν το πρώτο μισό του 19ου αιώνα, τα ασφάλιστρα κινδύνου που προέκυψαν από την αβεβαιότητα ως προς την πολιτική κατάσταση της Γαλλίας την συγκεκριμένη περίοδο και τέλος οι επακόλουθες εντάσεις με τη Γερμανία που οδήγησαν τελικά στον Γαλλοπρωσικό πόλεμο τον Ιούλιο του 1870. Η ισχύς της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων όμως είχε παραβιαστεί. Ένας Βρετανός επενδυτής που αγόρασε γαλλικά κρατικά ομόλογα στο τέλος των Ναπολεόντειων Πολέμων (1803-1815) και οι απόγονοι του τα κράτησαν έως τις αρχές του Πρώτου Παγκοσμίου Πολέμου, θα είχε κέρδος 80 μονάδων βάσης σε σχέση με μια ισοδύναμη επένδυση στα βρετανικά κρατικά ομόλογα. Όμως η ταυτόχρονη ανάληψη του προαναφερθέντος πολιτικού κινδύνου, θα οδηγούσε τελικά στο να εξανεμιστεί αυτή η απόδοση εξαιτίας της υποτίμησης του γαλλικού φράγκου έναντι της βρετανικής στερλίνας κατά τον Πρώτο Παγκόσμιο Πόλεμο και εντεύθεν.

Όσον αφορά τον 19ο αιώνα έως και τις αρχές του 20ου αιώνα για το ζεύγος Ηνωμένων Πολιτειών-Ηνωμένου Βασιλείου, η διαφορά ($dr - ds$) μεταξύ της διαφοράς

επιτοκίων dr και του ποσοστού υποτίμησης της συναλλαγματικής ισοτιμίας ds κυμαινόταν στα επίπεδα μίας ποσοστιαίας μονάδας ετησίως, αποτέλεσμα που όπως και στην περίπτωση Γαλλίας-Ηνωμένου Βασιλείου έγκειται στη διαφορά των πραγματικών επιτοκίων, παρά σε απόκλιση από την Ισοτιμία Αγοραστικών Δυνάμεων (PPP). Και στην παρούσα περίπτωση, η Ισοτιμία Αγοραστικών Δυνάμεων (PPP) ευσταθεί σε σχεδόν τέλειο βαθμό. Σε αντίθεση με τη Γαλλία η οποία μαστιζόταν από εκτεταμένο πολιτικό κίνδυνο, τα υψηλότερα αμερικανικά πραγματικά επιτόκια έναντι των αντίστοιχων βρετανικών αντικατοπτρίζουν τις υψηλότερες πραγματικές αποδόσεις που απέδιδαν επενδύσεις σε πραγματικά περιουσιακά στοιχεία στις Η.Π.Α. Ο ρυθμός ανάπτυξης του πραγματικού ΑΕΠ dy που χρησιμοποιήθηκε ως πλησιέστερη μεταβλητή (proxy variable) αυτών των αποδόσεων, ήταν περίπου 2 ποσοστιαίες μονάδες κατ'έτος υψηλότερος στις Η.Π.Α. από ότι στο Ηνωμένο Βασίλειο. Τέλος, μία ακόμα αξιοσημείωτη διαφορά μεταξύ των δύο ζευγών κρατών, ήταν η πολύ μεγαλύτερη μεταβλητότητα των dr , ds , αλλά και της διαφοράς τους $dUIP$ (δηλαδή της απόκλισης από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων) όσον αφορά το ζεύγος Ηνωμένων Πολιτειών-Ηνωμένου Βασιλείου.

Το 1914 θεωρείται έτος κατά το οποίο ο κόσμος άλλαξε όσον αφορά τη νομισματική συμπεριφορά. Αναπόφευκτα αυτό μεταδόθηκε τόσο στον καθορισμό της συναλλαγματικής ισοτιμίας όσο και στην συμπεριφορά του επιπέδου των τιμών. Την υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας και την αναστολή των πληρωμών με κέρματα κατά την εμπόλεμη περίοδο, διαδέχθηκαν μεταπολεμικά η οικονομική ανάκαμψη, η ανατίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας και η πτώση του επιπέδου των τιμών, ενώ καθιερώθηκε ο κανόνας του χρυσού για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Στα τέλη του 19ου αιώνα, φόβοι ότι οι Η.Π.Α. θα εγκατέλειπαν τον κανόνα του χρυσού οδήγησαν τα spreads μεταξύ αμερικάνικων και βρετανικών επιτοκίων να αυξηθούν. Όταν τελικά διαψεύστηκαν οι ανωτέρω προσδοκίες, ακολούθησε πτώση των αμερικάνικων επιτοκίων, δεδομένου και του υψηλότερου πληθωρισμού των Η.Π.Α. έναντι του Ηνωμένου Βασιλείου. Στο Ηνωμένο Βασίλειο τον υψηλό πληθωρισμό κατά τη διάρκεια του 19ου αιώνα, διαδέχθηκε περίοδος αποπληθωρισμού μετά τον Πρώτο Παγκόσμιο Πόλεμο. Αντίθετα στη Γαλλία στα πρώτα χρόνια του Μεσοπολέμου, τα επίπεδα πληθωρισμού διογκώθηκαν με αποτέλεσμα το επίπεδο τιμών και η ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία φράγκου-στερλίνας να μεταβληθούν ακόμα περισσότερο από τα επίπεδα του 19ου αιώνα. Στις Η.Π.Α. το επίπεδο τιμών επανήλθε

στα πρότερα επίπεδα, φαινόμενο το οποίο όμως αποδίδεται στο "Μεγάλο Κραχ" της Wall Street τον Οκτώβριο του 1929.

Κατά την περίοδο 1914 έως 1999, οι κατά μέσον όρο ετήσιες αποκλίσεις από την συνθήκη Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων για το ζεύγος φράγκου-στερλίνας ήταν αρκετά υψηλότερες από τις αντίστοιχες της περιόδου 1803 έως 1913 και πιο συγκεκριμένα: 4,73 ποσοστιαίων μονάδων έναντι 0,83 αντίστοιχα. Όσον αφορά το ζεύγος δολλαρίου-στερλίνας οι αντίστοιχες αποκλίσεις κυμαίνονταν στα επίπεδα των 0,46 ποσοστιαίων μονάδων για την περίοδο 1914 έως 1999 έναντι 1,14 ποσοστιαίων μονάδων για την περίοδο 1803 έως 1913. Τα αποτελέσματα του ζεύγους φράγκου-στερλίνας έχουν ακράδαντα διαμορφωθεί υπό την επίδραση περιόδων πολέμου και των μεσοδιαστημάτων αυτών. Τα γαλλικά ονομαστικά επιτόκια έφτασαν κατά μέσον όρο σε υψηλότερα επίπεδα από τα αντίστοιχα βρετανικά, αν και οι διαφορές τους ήταν μικρές συγκριτικά με τις διαφορές πληθωρισμών των δύο χωρών. Συνεπώς τα πραγματικά επιτόκια ήταν αρνητικά. Οι συναλλαγματικές ισοτιμίες ωστόσο μεταβλήθηκαν σχεδόν ανάλογα με τη διαφορά πληθωρισμών, έτσι ώστε οι αποκλίσεις από την Ισοτιμία Αγοραστικών Δυνάμεων (PPP) εξακολούθησαν να είναι μικρές. Η ανισορροπία μεταξύ της διαφοράς των ονομαστικών επιτοκίων και της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας κατά τις εμπόλεμες περιόδους, αποδίδεται εν μέρει στους ελέγχους που τέθηκαν στα επιτόκια ύστερα από κρατικές παρεμβάσεις, μα κυρίως σε προβλήματα διαμόρφωσης προσδοκίων. Αν δεν υπήρχαν προσδοκίες υψηλού πληθωρισμού εξαιτίας του πολέμου ή εναλλακτικά αν υπήρχαν τέτοιες προσδοκίες οι οποίες όμως θα είχαν παροδικό μόνο αντίκτυπο στα επίπεδα τιμών, τα ονομαστικά επιτόκια θα κυμαίνονταν σε πολύ χαμηλά επίπεδα και ως εκ τούτου η ονομαστική διαφορά επιτοκίων θα ήταν ένα ασθενές μέσο πρόβλεψης των επακόλουθων μεταβολών στην συναλλαγματική ισοτιμία. Παρεμφερή προβλήματα διαμόρφωσης προσδοκίων διέπουν το Ηνωμένο Βασίλειο και τις Η.Π.Α. στις αρχές της δεκαετίας του 1980. Κατά την συγκεκριμένη αυτή περίοδο, η μέση απόκλιση από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων είναι μεγαλύτερη της αντίστοιχης μέσης απόκλισης που αναφέρεται στα μη-εμπόλεμα χρονικά διαστήματα του 20ου αιώνα, τόσο για το ζεύγος φράγκου-στερλίνας όσο και για το ζεύγος δολλαρίου-στερλίνας. Σε κάθε περίπτωση οι αποκλίσεις αυτές συνοδεύονται και από αποκλίσεις από την Ισοτιμία Αγοραστικών Δυνάμεων (PPP). Μια πιθανή εξήγηση για την θετική συσχέτιση των δύο αποκλίσεων έγκειται στη μάθηση και προσαρμογή. Καθώς ο πληθωρισμός ελαττώθηκε, οι ονομαστικές συναλλαγματικές ισοτιμίες και τα βραχυχρόνια επιτόκια προσαρμόστηκαν με

χρονική υστέρηση, ενώ τα μακροχρόνια επιτόκια προσαρμόστηκαν με ακόμα μεγαλύτερη χρονική υστέρηση. Σε μακροχρόνιο ορίζοντα τελικά, τα προβλήματα αυτά εξαλείφονται.

2.5 Η Έρευνα των Madarassy και Chinn (2002)

Οι Madarassy και Chinn (2002) σε ένα δείγμα που εκτείνεται από τον Ιανουάριο του 1973 έως τον Μάιο του 1998 και περιλαμβάνει ανεπτυγμένες χώρες που όμως δεν ανήκουν στους G7, όπως: Αυστρία, Αυστραλία, Βέλγιο, Δανία, Ελβετία, Ιρλανδία, Ισπανία, Νορβηγία, Ολλανδία, Σουηδία και Φινλανδία τεκμηριώνουν επίσης υπέρ της ισχύος της διπλής υπόθεσης σε μακροχρόνιο ορίζοντα έναντι του βραχυχρόνιου. Πιο ειδικά, όσον αφορά τον 5ετή ορίζοντα λαμβάνονται οι εξής εκτιμήσεις του Πίνακα 2.15:

Πίνακας 2.15
Εκτιμήσεις συντελεστών σε 5-ετή ορίζοντα

Five-year horizon uncovered interest parity results with ex post spot exchange rates

		$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$
Denmark krone	1983:2–1994:2 (44)	0.038*** (0.011)	1.699** (0.294)
Irish pound	1985:1–1993:4 (36)	0.013 (0.010)	0.013* (0.556)
Netherlands gulden	1986:2–1993:4 (30)	0.015*** (0.005)	0.833 (0.386)
Norway krone	1986:1–1994:2 (34)	−0.014** (0.006)	−0.392*** (0.280)
Spanish peseta		–	–
Sweden krona	1987:1–1994:2 (30)	−0.006 (0.016)	0.600 (0.471)
Swiss franc	1979:1–1994:2 (60)	−0.011*** (0.003)	1.023 (0.074)

Notes: point estimates from the regression in Eq. (6) (serial correlation robust standard errors in parentheses, calculated assuming approximately $(k-1)$ moving average serial correlation). Reported sample period pertains to the interest rates; to obtain samples pertaining to the ex post depreciations, add 5 years. *(**)[***] Different from null of unity at 10%(5%)[1%] marginal significance level.

Αντίθετα, όσον αφορά τον 3 μηνών χρονικό ορίζοντα λαμβάνονται οι κάτωθι εκτιμήσεις:

Πίνακας 2.16
Εκτιμήσεις συντελεστών σε ορίζοντα 3 μηνών

CURRENCY	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$
Austrian Schilling	0.025 (0.038)	-1.260 (1.938)
Australian Dollar	-0.048 (0.031)	-1.211*** (0.743)
Belgian Franc	0.048 (0.032)	-1.095* (1.187)
Denmark Krone	-	-
Finnish Markka	0.018 (0.041)	2.214 (1.253)
Irish Pound	0.055 (0.044)	0.384 (1.405)
Netherlands Gulden	0.041 (0.031)	-1.279* (1.355)
Norway Krone	-0.026 (0.029)	-0.907 (1.830)
Spanish Peseta	0.036 (0.047)	1.840 (1.205)
Sweden Krona	0.031 (0.048)	0.249 (1.621)
Swiss Franc	0.150 (0.121)	1.260 (3.428)

The third and fourth columns are the t-test for alpha=0 and beta=1.

, **,* indicates coefficient different from null at 10%, 5%, 1% significance level respectively. Standard errors are in parentheses.*

Ενδεικτικά παρατηρείται ότι για τη νορβηγική κορώνα προκύπτουν αρνητικοί συντελεστές α και β τόσο για τη βραχυχρόνια, όσο και για τη μακροχρόνια περίοδο. Επίσης για το Φιορίνι (ή Γκίλντερ) Ολλανδίας διακρίνουμε έναν υψηλό θετικό συντελεστή β ίσο με

0.833 στον μακροχρόνιο ορίζοντα, ενώ στον βραχυχρόνιο ορίζοντα γίνεται αρνητικός και ισούται με -1.28. Η σουηδική κορώνα έχει θετικούς συντελεστές που όμως στον μακροχρόνιο ορίζοντα είναι περίπου 3 φορές μεγαλύτερος από ότι στον βραχυχρόνιο. Τέλος, το ελβετικό φράγκο δίνει σε κάθε περίπτωση συντελεστή στατιστικά ίσο με τη μονάδα, με ένα πολύ μικρότερο standard error στον μακροχρόνιο ορίζοντα.

2.6 Σύνοψη ερευνών άλλων μελετητών

Οι Fujii και Chinn (2001) δείχνουν ότι η ισχύς της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων θα μπορούσε να εξαρτάται σε καθοριστικό βαθμό από μακροπρόθεσμες μεταβλητές και σε πλήρη συνάφεια με τα αποτελέσματα των Meredith και Chinn (1998), αποδεικνύουν ότι όσο μεγαλύτερος είναι ο χρονικός ορίζοντας διαρκειών λήξεως στον οποίον αναφερόμαστε, τόσο πιο ισχυρή είναι η υπόθεση της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων. Οι Cheung, Yin-Wong, Chinn και Pascual (2005) αποδεικνύουν την αξιοπιστία της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων στην πρόβλεψη της κίνησης των συναλλαγματικών ισοτιμιών, έναντι άλλων αντίστοιχων δομικών μοντέλων.

Από την άλλη, ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζει και η έρευνα των Chaboud και Wright (2003 και 2005), σύμφωνα με την οποία αποδεικνύεται η ισχύς της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων σε έναν υπερβολικά βραχυπρόθεσμο ορίζοντα της τάξεως μόνο μερικών λεπτών της ώρας. Οι Bekaert, Wing και Xie (2007) δεν βρίσκουν αποδείξεις υπέρ της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων για μακροχρόνια διαστήματα. Ο Valkanov (2003) υποστηρίζει ότι παλινδρόμηση σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα, μπορεί να οδηγήσει σε παραπλανητικά αποτελέσματα σε σύγκριση με την παλινδρόμηση σε βραχείς ορίζοντες, δίνοντας ασυνεπείς εκτιμητές της μεθόδου OLS, καθώς και χαμηλό συντελεστή προσδιορισμού R^2 . Συναφή συμπεράσματα εξάγουν και οι Kilian (1999), Granger και Newbold (1974) και Philips (1986).

Οι Baillie και Bollerslev (2000) αποδίδουν την απόρριψη της Ακάλυπτης Ισοτιμίας στη λήψη μικρών δειγμάτων έρευνας, στους διαφορετικούς συντελεστές β που συμπεραίνονται μεταξύ διαφορετικών υποπεριόδων του ίδιου δείγματος και στην εξακολουθούμενη ύπαρξη προθεσμιακού πριμ (forward premium). Αντίστοιχα, οι Maynard και Phillips (2001), δείχνουν ότι διαφορές στην χρονική επιμονή των μεταβολών των συναλλαγματικών ισοτιμιών και του προθεσμιακού πριμ, οδηγούν στην απόρριψη της

Ακάλυπτης Ισοτιμίας. Πιο συγκεκριμένα αναφέρουν ότι η OLS παλινδρόμηση μιας στάσιμης εξαρτημένης μεταβλητής με μη-στάσιμη ανεξάρτητη μεταβλητή, οδηγούν τον συντελεστή β να συγκλίνει στο μηδέν. Σε ανάλογα συμπεράσματα προβαίνουν και οι Liu και Maynard (2005).

Οι Flood και Taylor (1997) λαμβάνοντας δεδομένα από το International Financial Statistics (IFS) για την περίοδο 1973-1992, εξερευνούν την σχέση της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων μεταξύ 21 ανεπτυγμένων χωρών σε ορίζοντα τριετίας, έχοντας ως νόμισμα βάσης (base currency) το αμερικάνικο δολάριο. Εκτιμούν τον συντελεστή β να ισούται με 0,596 (στατιστικά διάφορο της μονάδας, αλλά θετικό) με ένα standard error ίσο με 0,195. Έτσι δηλαδή η υπόθεση $\beta = 1$ δεν μπορεί να γίνει αποδεκτή, αλλά ούτε και να απορριφθεί. Ωστόσο οι αποδόσεις των ομολόγων που χρησιμοποιούνται είναι ετερογενείς, με ποικίλες χρονικές διάρκειες λήξεως και ως εκ τούτου είναι δύσκολο να ερμηνευθούν τα ανωτέρω αποτελέσματα.

Η Alexius (2001) δείχνει την ισχύ της Υπόθεσης Αμεροληψίας σε μακροχρόνιους ορίζοντες, χρησιμοποιώντας δείγμα 14 μακροπρόθεσμων ομολογιών (ποικίλων διαρκειών λήξης) για τα έτη 1957 έως 1997, με δεδομένα από το International Financial Statistics ("IFS"). Τα ευρήματα της έρευνας της όμως είναι δύσκολο να ερμηνευθούν ως συμβατά με την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων και ενδέχεται μάλιστα να μην έχουν και εφαρμογή την σημερινή εποχή, μιας και στο δείγμα της περιλαμβάνονται περίοδοι αφενός σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών και αφετέρου ιδιαιτέρως εκτεταμένων κεφαλαιακών ελέγχων.

2.7 Απόρριψη Ορθολογικών Προσδοκιών

Μια διαφορετική θεώρηση προκύπτει με την απόρριψη της υπόθεσης των ορθολογικών προσδοκιών εκ μέρους των επενδυτών. Ο Chinn (2006) απορρίπτοντας την υπόθεση ορθολογικών προσδοκιών και λαμβάνοντας πλησιέστερες μεταβλητές (proxy variables) για τις προσδοκίες σε ορίζοντα πενταετίας των συναλλαγματικών ισοτιμιών (με πηγές του: το Currency Forecasters' Digest, τους Financial Times Currency Forecaster και τους Biz4casts), ερευνά αν η ισχύς της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων μπορεί να ανατραπεί σε ορίζοντα μακροπρόθεσμο, εκτιμώντας την ακόλουθη παλινδρόμηση:

$$\Delta \hat{S}_{t+1}^e = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \bar{\epsilon}_{t,t+k} \quad (2.4)$$

όπου: $\Delta \hat{S}_{t+1}^e \equiv \hat{S}_{t+1}^e - S_t$ είναι η αναμενόμενη υποτίμηση που συνάγεται από τον γεωμετρικό μέσο των στοιχείων της έρευνας για τις μελλοντικές τρέχουσες συναλλαγματικές ισοτιμίες. Σε αυτή την περίπτωση ο διαταρακτικός όρος $\bar{e}_{t,t+k}$ δεν είναι απαραίτητο να ακολουθεί ανεξάρτητη ομοιόμορφη κατανομή (iid) με μέσον όρο 0.

Τα αποτελέσματα του Chinn για το δείγμα 1988:Q4 έως 1997:Q4, απεικονίζονται στον Πίνακα 2.17:

Πίνακας 2.17
Expected depreciation and 5-year government bond yields

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Reject $H_0: \beta=1$	R^2	N
Deutschemark	-0.031 (0.010)	0.219 (0.731)		-0.11	10
UK Pound	-0.002 (0.011)	1.613 (0.570)		0.36	10
Canadian Dollar	0.007 (0.005)	0.724 (0.378)		0.13	10
Constrained Panel ^a	-	0.737 (0.384)		0.37	30

Point estimates from the regression $\Delta \hat{S}_{t+1}^e = \alpha + \beta(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \bar{e}_{t,t+k}$

*(**)[***] Different from null hypothesis at 10%(5%)[1%] marginal significance level.

^a Fixed effects regression (heteroskedasticity robust standard errors).

Παρά το γεγονός ότι οι εκτιμήσεις απέχουν από τη μονάδα, η μηδενική υπόθεση H_0 δεν μπορεί να απορριφθεί. Επειδή όμως το πλήθος παρατηρήσεων κάθε χρονοσειράς είναι ιδιαίτερος μικρό (ίσο με 10), ο Chinn στηρίζει τα συμπεράσματα του κυρίως στην fixed effect παλινδρόμηση, η οποία εξάγει έναν συντελεστή ίσο με 0.74 ο οποίος στατιστικά δεν είναι σημαντικά διάφορος της μονάδας.

2.8 Ανακεφαλαίωση

Σύμφωνα με τα εμπειρικά αποτελέσματα της διεθνούς βιβλιογραφίας όσον αφορά τις ανεπτυγμένες οικονομίες, η συνθήκη της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων ευσταθεί πολύ καλύτερα αφενός όταν γίνεται λήψη χρονικά εκτεταμένου δείγματος και αφετέρου σε μακροπρόθεσμους χρονικούς ορίζοντες διαρκειών λήξης ομολόγων παρά σε βραχυπρόθεσμους, συμπέρασμα που απορρέει τόσο από την ανάλυση χρονοσειρών όσο και από την ανάλυση δεδομένων panel.

Όσον αφορά ειδικά το δεύτερο συμπέρασμα, σε βραχυχρόνιους ορίζοντες διαρκειών λήξης ομολόγων προκύπτει ένας αρνητικός συντελεστής "β" της διαφοράς επιτοκίων, ενώ αντίθετα στον μακροχρόνιο ορίζοντα ο αντίστοιχος συντελεστής τείνει στην τιμή της μονάδος. Σε κάθε περίπτωση πάντως ο σταθερός όρος "α" ισούται με μηδέν.

Το γεγονός αυτό αποδίδεται στο ότι μακροχρόνια οι διακυμάνσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας εξαρτώνται από τα μακροοικονομικά θεμελιώδη μεγέθη (macroeconomic fundamentals), ενώ στον βραχυπρόθεσμο ορίζοντα η αποτυχία της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων οφείλεται στην ύπαρξη ασφαλιστρου κινδύνου.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

Εξέταση Ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων σε Αναδυόμενες Οικονομίες

3.1 Εισαγωγή

Το παρόν κεφάλαιο προβαίνει σε μία διερεύνηση για το αν επαληθεύεται η σχέση Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων σε αναπτυσσόμενες αγορές ανά την υφήλιο. Στις περιπτώσεις δε όπου η Ισοτιμία δεν ευσταθεί, γίνεται προσπάθεια διερεύνησης και επεξήγησης των λόγων που συμβαίνει αυτό.

Σύμφωνα με τα στοιχεία της διεθνούς βιβλιογραφίας, θεωρείται δύσκολο να ευσταθεί η Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων σε αγορές αναδυόμενες. Ακόμα και μετά την απελευθέρωση των αγορών αυτών, εξακολουθούν να υπάρχουν ελέγχοι κεφαλαίου και ως εκ τούτου ο πολιτικός κίνδυνος ελλοχεύει. Γενικά τέτοιες οικονομίες χαρακτηρίζονται από ελλειπίς θεσμικές μεταρρυθμίσεις, ασταθές οικονομικό περιβάλλον και ασθενή θεμελιώδη μακροοικονομικά μεγέθη (macroeconomic fundamentals).

Στο παρόν κεφάλαιο γίνεται εκτεταμένη παρουσίαση μελετών από ερευνητές από όλον τον κόσμο, γίνεται αποδόμηση του ασφαλίστρου κινδύνου στα επιμέρους συστατικά που το απαρτίζουν και αναλύονται η επίδραση των διαρθρωτικών αλλαγών στις οικονομίες αυτές, καθώς και το πρόβλημα του πέσο.

3.2 Το ασφάλιστρο κινδύνου σε αναπτυσσόμενες αγορές

Η διεθνής βιβλιογραφία δεν παρέχει πληθώρα στοιχείων όσον αφορά τις αναδυόμενες οικονομίες, μιας και αυτές ήταν σχετικά κλειστές έως τα μέσα της δεκαετίας του 1980 και χαρακτηρίζονταν από αυστηρούς περιορισμούς στις κινήσεις κεφαλαίων ή στις μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Οι Kose (2006) και Carvalho και Garcia (2007) υποστήριξαν ότι όσον αφορά τουλάχιστον τους κεφαλαιακούς ελέγχους, τα αποτελέσματα τους στις αγορές αυτές δεν ήταν δεσμευτικά και είχαν μόνο βραχυχρόνιο αντίκτυπο. Γενικά όμως οι περιορισμοί αυτοί παραβιάζουν το θεωρητικό πλαίσιο της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων και μπορεί να

προκαλέσουν το πρόβλημα του πέσο κατά τον εμπειρικό έλεγχο (Krasker, 1980). Στον πίνακα 3.1 παρατίθενται οι *de jure* ημερομηνίες απελευθέρωσης των κυριότερων αναδυόμενων αγορών, μεταξύ αυτών και της Ελλάδας, σύμφωνα με τους Bekaert *et al* (2002).

Πίνακας 3.1
De jure liberalization dates of major emerging markets

Country	De jure Liberalization Date	Country	De jure Liberalization Date
Argentina	Nov-89	Malaysia	Dec-88
Bangladesh	Nov-89	Mexico	May-89
Brazil	May-91	Pakistan	Feb-91
Chile	Jan-92	Phillippines	Jun-91
Columbia	Feb-91	South Africa	Nov-96
Egypt	Nov-91	Sri Lanka	Jan-91
Greece	Dec-87	Taiwan	Jan-91
India	Nov-92	Thailand	Sep-87
Indonesia	Sep-89	Trinidad and Tobago	Apr-94
Jamaica	Sep-91	Tunisia	Jun-95
Jordan	Dec-95	Turkey	Aug-89
Kenya	Jan-95	Venezuela	Jan-90
Korea	Jan-92	Zimbabwe	Jun-93

Source: Bekaert *et al.* (2002) and country sources.

Σύμφωνα με τον Chinn (2006), ισχύει η ισότητα:

$$(i_{t,k} - i^*_{t,k}) \equiv [i_{t,k} - i^*_{t,k} - (f_{t,t+k} - s_t)] + (f_{t,t+k} - s^e_{t+k}) + \Delta s^e_{t+k} \quad (3.1)$$

όπου: $[i_{t,k} - i^*_{t,k} - (f_{t,t+k} - s_t)]$ είναι η καλυμμένη διαφορά επιτοκίων, η οποία συνδέεται με τον πολιτικό κίνδυνο που έχει να κάνει με την ύπαρξη κεφαλαιακών ελέγχων ή την πιθανή απειλή επιβολής αυτών (Dooley και Isard, 1980) και $(f_{t,t+k} - s^e_{t+k})$ είναι το ασφάλιστρο του συναλλαγματικού κινδύνου.

Όταν οι όροι $[i_{t,k} - i^*_{t,k} - (f_{t,t+k} - s_t)]$ και $(f_{t,t+k} - s^e_{t+k})$ ισούνται με μηδέν, προκύπτει ότι η διαφορά εγχώριου και ξένου επιτοκίου ισούται με την αναμενόμενη υποτίμηση. Αναπροσαρμόζοντας την ανωτέρω σχέση, λαμβάνουμε την ισοδύναμη:

$$(i_t^k - i_t^{k*}) - \Delta s_{t+k}^e \equiv [i_t^k - i_t^{k*} - (f_{t,t+k} - s_t)] + (f_{t,t+k} - s_{t+k}^e) \quad (3.2)$$

η οποία υποδεικνύει ότι η ακάλυπτη διαφορά επιτοκίων ισούται με το άθροισμα του πολιτικού κινδύνου και του συναλλαγματικού κινδύνου. Σύμφωνα με τον Frankel (1984) αν η καλυμμένη διαφορά επιτοκίων $[i_{t,k} - i_{t,k}^* - (f_{t,t+k} - s_t)]$ ισούται με μηδέν, τότε έχουμε καθεστώς τέλειας κινητικότητας κεφαλαίων, δηλαδή οι κινήσεις του χρηματοπιστωτικού κεφαλαίου δρουν απρόσκοπτα. Ο συναλλαγματικός κίνδυνος $(f_{t,t+k} - s_{t+k}^e)$ αποτελεί ένα μέτρο με το οποίο τα υπό εξέταση χρηματοοικονομικά περιουσιακά στοιχεία θεωρούνται μη-διακριτά στον αντιπροσωπευτικό επενδυτή, είτε επειδή οι αποδόσεις τους είναι ταυτόσημες είτε επειδή οι επενδυτές είναι ουδέτεροι απέναντι σε αυτόν τον κίνδυνο (risk-neutral investors). Η παλινδρόμηση της σχέσης της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων θα δώσει έναν συντελεστή $\beta=1$ υπό τη μηδενική υπόθεση H_0 ότι τόσο ο πολιτικός κίνδυνος, όσο και ο συναλλαγματικός, ισούνται με μηδέν.

Σύμφωνα με μια ανάλογη ανάλυση των Alper, Ardic και Fendoglu (2007), υπό την θεώρηση ορθολογικών προσδοκιών, η μαθηματική εξίσωση του ασφαλιστρου κινδύνου που εξ ορισμού ισούται ως: $\lambda_t = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) - \Delta s_{t+k}^e$ μπορεί να επαυξηθεί, λαμβάνοντας υπ'όψιν ότι οι επενδυτές μπορούν να επιλέξουν μεταξύ 4 εναλλακτικών:

(α) Εγχώρια χρεόγραφα εκφρασμένα σε εγχώριο νόμισμα, με επιτόκιο $i_{t,k}$

(β) Εγχώρια χρεόγραφα εκφρασμένα σε αλλοδαπό νόμισμα υπό εγχώρια δικαιοδοσία, με επιτόκιο $i_{t,k}^f$

(γ) Εγχώρια χρεόγραφα εκφρασμένα σε αλλοδαπό νόμισμα υπό ξένη δικαιοδοσία, με επιτόκιο $i_{t,k}^{EB}$

(δ) Αλλοδαπά χρεόγραφα εκφρασμένα σε αλλοδαπό νόμισμα, με επιτόκιο $i_{t,k}^*$

Ισοδύναμα λοιπόν, κατασκευάζεται η διαφορά επιτοκίων $(i_{t,k} - i_{t,k}^*)$ ώστε:

$$(i_{t,k} - i_{t,k}^*) = (i_{t,k} - i_{t,k}^f) + (i_{t,k}^f - i_{t,k}^*) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow (i_{t,k} - i_{t,k}^*) = (i_{t,k} - i_{t,k}^f) + (i_{t,k}^{EB} - i_{t,k}^*) + (i_{t,k}^f - i_{t,k}^{EB}) \quad (3.3)$$

- Ο πρώτος όρος $(i_{t,k} - i_{t,k}^f)$ του ανωτέρω αθροίσματος, αποτελείται από δύο χρεόγραφα υπό δικαιοδοσία ίδιας χώρας και αποκαλείται "ασφάλιστρο συναλλαγματικού κινδύνου" (currency premium). Αντιπροσωπεύουν τον κίνδυνο που έπεται από τις μεταβολές της

συναλλαγματικής ισοτιμίας, μιας και τα εν λόγω χρεόγραφα διαφέρουν μόνο ως προς το νόμισμα στο οποίο είναι εκφρασμένα.

- Ο δεύτερος όρος ($i^{EB}_{t,k} - i^*_{t,k}$) αποτελείται από δύο χρεόγραφα εκφρασμένα στο ίδιο νόμισμα, υπό ίδιας χώρας δικαιοδοσία και αποκαλείται "ασφάλιστρο κινδύνου αθέτησης" (default risk premium). Τα εν λόγω χρεόγραφα διαφέρουν μόνο ως προς την χώρα-εκδότη αυτών.
- Ο τρίτος όρος ($i^f_{t,k} - i^{EB}_{t,k}$) αποτελείται από δύο χρεόγραφα εκφρασμένα στο ίδιο νόμισμα, με ίδια χώρα που τα εκδίδει, αλλά διαφέρουν ως προς τη χώρα δικαιοδοσίας τους. Ο όρος αυτός καλείται "ασφάλιστρο πολιτικού κινδύνου" (political risk premium) μιας και η εν λόγω διαφορά αποδόσεων αντανακλά το κόστος μετάβασης από δικαιοδοσία σε δικαιοδοσία.

Το άθροισμα: ($i^{EB}_{t,k} - i^*_{t,k}$) + ($i^f_{t,k} - i^{EB}_{t,k}$) του ασφαλίστρου κινδύνου αθέτησης και του ασφαλίστρου πολιτικού κινδύνου, αποκαλείται "ασφάλιστρο της χώρας" (country premium) και τα χρεόγραφα που το απαρτίζουν είναι εκφρασμένα στο ίδιο νόμισμα (στο ξένο). Όλες οι ανωτέρω μορφές κινδύνου αν και θεωρούνται αμελητέες στην περίπτωση των ανεπτυγμένων κρατών, εντούτοις στις αναπτυσσόμενες χώρες πρέπει να λαμβάνονται σοβαρά υπ'όψιν και να ερευνώνται ενδελεχώς. Ως προέκταση των ανωτέρω, το ασφάλιστρο κινδύνου λ_t μπορεί να αναλυθεί στα ακόλουθα τρία συστατικά του:

$$\lambda_t = (i_{t,k} - i^*_{t,k}) - \Delta s^e_{t+k} = (i_{t,k} - i^f_{t,k} - \Delta s^e_{t+k}) + (i^{EB}_{t,k} - i^*_{t,k}) + (i^f_{t,k} - i^{EB}_{t,k}) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \lambda_t = \lambda^E_t + \lambda^D_t + \lambda^P_t \quad (3.4)$$

όπου: ο όρος λ^E_t αντιπροσωπεύει τον συναλλαγματικό κίνδυνο (exchange rate risk), ο όρος λ^D_t αντιπροσωπεύει τον κίνδυνο αθέτησης (default risk) και ο όρος λ^P_t αντιπροσωπεύει τον πολιτικό κίνδυνο (political risk). Στα πλαίσια της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων αντιπροσωπεύουν κατ'αντιστοιχία: την απόκλιση των επενδυτών από το καθεστώς ουδετερότητας απέναντι στον συναλλαγματικό κίνδυνο, τις αποκλίσεις από την υπόθεση περί ταυτόσημου κινδύνου μεταξύ των χρεογράφων και τέλος τις αποκλίσεις από την υπόθεση τέλει κινητικότητας των χρεογράφων μεταξύ χωρών διαφορετικών δικαιοδοσιών.

Οι Frankel και Okongwu (1996), καθώς και οι Domowitz, Glen και Madhavan (1998) βρίσκουν για τις αρχές της δεκαετίας του '90 στο Μεξικό υψηλά currency και country premiums, με το πρώτο μάλιστα να είναι μεγαλύτερο και να του αποδίδεται η αποτυχία της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων.

Η έρευνα για το ασφάλιστρο κινδύνου επικεντρώνεται-ως επί το πλείστον-σε δύο τομείς. Πρώτον την σύνδεση του (ή των επιμέρους συστατικών που το απαρτίζουν) με τα μακροοικονομικά θεμελιώδη μεγέθη και δεύτερον την ανάλυση των ιδιοτήτων της χρονοσειράς, όταν αυτό εκφράζεται βάσει του τύπου: $\lambda_t = (i_{t,k} - i^*_{t,k}) - \Delta s^e_{t+k}$. Όσον αφορά το πρώτο πεδίο μελέτης, οι Schmukler και Serven (2002) δείχνουν ότι για την περίπτωση της Αργεντινής, αφενός χρηματοοικονομικοί δείκτες όπως: εισαγωγές προς διεθνή αποθέματα, έλλειμμα ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών προς το ΑΕΠ, το δημόσιο έλλειμμα προς το ΑΕΠ, η θέση ρευστότητας των τοπικών τραπεζών και αφετέρου οι μακροοικονομικές συνθήκες άλλων αναδυόμενων χωρών, αντανακλούν ένα ασφάλιστρο συναλλαγματικού κινδύνου λ^E_t . Οι Rojas-Suarez και Sotelo (2007) για ένα δείγμα χωρών της Λατινικής Αμερικής, βρίσκουν μια μονόδρομη αιτιότητα κατά Granger με το λ^D_t να προκαλεί τα i_t και i^*_t αποδεικνύοντας έτσι ότι τυχόν αγνόηση του λ^D_t θα επιφέρει πρόβλημα μεροληψίας στους εκτιμητές της παλινδρόμησης της Ακάλυπτης Ισοτιμίας. Επιπλέον δείχνουν για το ασφάλιστρο κινδύνου αθέτησης λ^D_t ότι σχετίζεται άμεσα τόσο με μακροοικονομικά θεμελιώδη μεγέθη όσο και με γενικότερες συνθήκες παγκόσμιας ρευστότητας. Οι Poghosyan, Kocenda και Zemcik (2007) βασιζόμενοι στο GARCH-M μοντέλο, βρίσκουν για την περίπτωση της Αρμενίας κατά τα έτη 1997-2005 ένα θετικό χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου, το οποίο συσχετίζουν αφενός με παρεμβάσεις της Κεντρικής Τράπεζας και αφετέρου με την αναλογία καταθέσεων σε εγχώριο νόμισμα προς ξένο νόμισμα.

Όσον αφορά τον δεύτερο τομέα μελέτης, ο Holtemoller (2005) εξετάζει τις ιδιότητες της χρονοσειράς του ασφαλιστρο κινδύνου εκφρασμένο ως: $\lambda_t = (i_{t,k} - i^*_{t,k}) - \Delta s^e_{t+k}$ για τις τότε υπό ένταξη στην Ε.Ε. χώρες, θεωρώντας ότι το μέγεθος και η μεταβλητότητα του θα πρέπει να φθίνουν, καθώς οι χώρες αυτές βαδίζουν προς τη νομισματική ολοκλήρωση. Ισχύει ότι το ασφάλιστρο κινδύνου λ_t είναι στάσιμη χρονοσειρά αν τα εγχώρια και ξένα επιτόκια είναι συνολοκληρωμένα (με διάνυσμα συνολοκλήρωσης (1,-1)) και επιπλέον αν οι μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι στάσιμες. Ο Holtemoller παίρνοντας ως δεδομένο το τελευταίο, ελέγχει αν υπάρχει τέτοια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ του κάθε εγχώριου επιτοκίου και του επιτοκίου της Ευρωζώνης. Τα αποτελέσματα του δείχνουν σχεδόν για όλες

τις υπό εξέταση χώρες ότι το ασφάλιστρο κινδύνου είναι μη-στάσιμο ή στις περιπτώσεις όπου ευρέθη στάσιμο, διέπεται από μία μη-φθίνουσα τάση. Επιπλέον, οι εκτιμώμενες μεταβλητότητες των χωρών είναι σχετικά υψηλές, στοιχείο που καταρρίπτει την ισχύ της Ακάλυπτης Ισοτιμίας.

3.3 Η Έρευνα των Bansal και Dahlquist (2000)

Οι Bansal και Dahlquist (2000) για την περίοδο Ιανουάριος 1976-Μάιος 1998 χρησιμοποιούν έναν βραχυπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα προβλέψεων 1 και 3 μηνών για 28 οικονομίες: 16 ανεπτυγμένες (Ελβετία, Χονγκ-Κονγκ, Σιγκαπούρη, Ιαπωνία, Βέλγιο, Αυστρία, Δανία, Καναδάς, Γαλλία, Γερμανία, Ολλανδία, Ιταλία, Ηνωμένο Βασίλειο, Αυστραλία, Σουηδία και Ισπανία) και 12 αναδυόμενες (Πορτογαλία, Πολωνία, Ελλάδα, Τσεχία, Μαλαισία, Αργεντινή, Βενεζουέλα, Ταϊλάνδη, Μεξικό, Τουρκία, Φιλιππίνες και Ινδία) και βρίσκουν ότι για τις αναδυόμενες χώρες υπήρχε μια βασική ασυμμετρία στο αν η Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων ισχύει. Πιο συγκεκριμένα, αποδείξανε ότι όταν το επιτόκιο των Η.Π.Α. είναι μικρότερο από το αντίστοιχο των άλλων χωρών, η Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων ευσταθεί. Αντίστροφα, δεν ισχύει όταν το επιτόκιο των Η.Π.Α. είναι μεγαλύτερο. Επίσης δείξανε ότι παράγοντες, όπως ο χαμηλός πληθωρισμός, η υψηλή πιστοληπτική ικανότητα και το υψηλό κατά κεφαλήν Α.Ε.Π. της αναπτυσσόμενης χώρας, έχουν βαρύνουσα σημασία όσον αφορά τον βαθμό αποτυχίας της Ακάλυπτης Ισοτιμίας.

3.4 Οι Έρευνες των Frankel και Poonawala (2004, 2006, 2010)

Οι Frankel και Poonawala (2004) εξετάζουν ένα δείγμα 14 αναδυόμενων χωρών παλινδρομώντας την σχέση: $\Delta s_{t,t+k} = \alpha + \beta \times (f_{t,k} - s_t) + \varepsilon_{t,t+k}$ με χρονικό ορίζοντα πρόβλεψης 1 μηνός. Τα αποτελέσματα τους καταγράφονται στον κάτωθι Πίνακα 3.2:

Πίνακας 3.2
Εκτιμήσεις συντελεστών "β" σε χρονικό ορίζοντα 1 μηνός

Individual emerging market country regressions (12/31/1996–04/30/2004) coefficients with robust standard errors

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

	Dates	N	β (S. E.)	t: $\beta = 0$	t: $\beta = 1$	DW	F prob
Emerging and newly industrialized economies							
Czech Republic	12/96–4/04	88	0.4260 (0.6604)	0.65	0.76	1.90	0.5206
Hong Kong	12/96–4/04	88	-0.0439 (0.0376)	-1.17	768	2.44	0.2468
Hungary	10/97–4/04	78	0.7541 (1.2594)	0.60	0.04	1.82	0.5511
India	10/97–4/04	78	-0.6181 (0.8612)	-0.72	3.53	1.43	0.4751
Indonesia	12/96–12/02	73	0.1456 (0.2055)	0.71	17.28	1.55	0.4807
Kuwait	12/96–4/04	88	0.4050 (0.9394)	0.43	0.40	1.89	0.6674
Mexico	12/96–4/04	88	-0.6399 (0.4079)	-1.57	16.16	1.99	0.1204
Philippines	12/96–4/04	88	1.6770 (1.7128)	0.98	0.16	1.87	0.3303
Saudi Arabia	12/96–4/04	88	-0.0831 (0.0835)	-1.00	168.17	2.94	0.3223
Singapore	12/96–4/04	88	0.1911 (1.2898)	0.15	0.39	1.86	0.8826
South Africa	12/96–4/04	88	-3.2693 (1.8403)	-1.78	5.38	1.74	0.0792
Taiwan	12/96–4/04	88	0.1442 (0.5252)	0.27	2.65	1.75	0.7842
Thailand	12/96–4/04	88	0.9613 (0.6853)	1.40	0.00	1.62	0.1643
Turkey	12/96–4/04	88	-0.0031 (0.0284)	-0.11	1241	1.54	0.9133

Forecast horizon is 1 month.

Η εκτίμηση του β είναι στις περισσότερες περιπτώσεις θετική, αν και πολύ μικρότερη από τη μονάδα. Οι Frankel και Roopawala σε μετέπειτα έρευνα τους (2006) εξετάζοντας ένα σετ 21 αναπτυσσόμενων και αναδυόμενων κρατών για την περίοδο Δεκεμβρίου 1996 έως Απριλίου 2004, χρησιμοποιούν την σχέση: $s_{t+1} - s_t = \beta_0 + \beta_1 \times (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1}$ και βρίσκουν μεγάλη ετερογένεια στα αποτελέσματά τους. Αυτό που παίζει σημαντικό ρόλο είναι το καθεστώς συναλλαγματικών ισοτιμιών, μιας και καθεστώτα ελεγχόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών σχετίζονται με τα νομίσιμα που παρουσιάζουν μεγαλύτερη απόκλιση από την συνθήκη Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων. Οι ίδιοι ερευνητές το 2010 σε νεότερη μελέτη τους 14 αναδυόμενων οικονομιών για τα έτη 1996 έως 2004, βγάζουν για τις 8 εξ αυτών έναν συντελεστή β θετικό (αλλά μικρότερο της μονάδας) και για τις υπόλοιπες 6 αρνητικό και στατιστικά μη-σημαντικό.

3.5 Η Έρευνα των Sarmidi και Salleh (2001)

Οι Sarmidi και Salleh (2011) στη μελέτη τους εξετάζουν την ισχύ της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίου 15 αναδυόμενων χωρών για την περίοδο Ιανουαρίου 1995 έως τον Δεκέμβριο του 2009, για χρονικό ορίζοντα διάρκειας λήξης ομολόγων 1, 3 και 12 μηνών. Βρίσκουν έναν θετικό αλλά σημαντικά διάφορο της μονάδας συντελεστή β στη βραχυχρόνια

περίοδο, ο οποίος αντίθετα στην περίοδο 12 μηνών τείνει στη μονάδα. Πιο αναλυτικά, λαμβάνουν μηνιαία δεδομένα των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των διαφορών επιτοκίου σε ένα δείγμα που εκτείνεται από τον Ιανουάριο του 1995 έως και τον Δεκέμβριο του 2009 και αφορά 15 αναδυόμενες οικονομίες από όλον τον κόσμο: Βραζιλία, Χιλή, Μεξικό, Βενεζουέλα, Ινδονησία, Κορέα, Φιλιππίνες, Ταϊλάνδη, Ουγγαρία, Πολωνία, Πορτογαλία, Ρουμανία, Ρωσία, Ισραήλ και Μαρόκο. Ως νόμισμα αναφοράς χρησιμοποιείται το αμερικάνικο δολλάριο.

Κατ'αρχάς, όσον αφορά την ανάλυση χρονοσειράς χρησιμοποιείται το Augmented Dickey Fuller Test (ADF) παίρνοντας πρώτες διαφορές για διάφορες χρονικές υστερήσεις. Οι χρονοσειρές (μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας και οι διαφορές επιτοκίου) εξετάζονται για το αν είναι στάσιμες ή μη-στάσιμες, μιας και διέπονται από διαφορετικές ιδιότητες, λόγω του διαφορετικού χρονικού ορίζοντα πρόβλεψης "κ" που έχει η καθεμία. Η βέλτιστη χρονική υστέρηση επιλέγεται βάσει του κριτηρίου AIC. Γενικά, όσον αφορά τη διαφορά επιτοκίων κατ'αρχάς, όλες οι χρονοσειρές βρέθηκαν μη-στάσιμες I(1) εκτός από τις περιπτώσεις των Ρουμανίας και Ρωσίας για τις χρονικές διάρκειες λήξης ομολόγων κ=1 και κ=3 μηνών. Κατόπιν όσον αφορά τις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας, αυτές βρέθηκαν στάσιμες I(0) όσον αφορά τις χρονικές διάρκειες λήξης ομολόγων κ=1 και κ=3 μηνών και μη-στάσιμη I(1) όσον αφορά την χρονική διάρκεια λήξης κ=12 μηνών. Για τον λόγο αυτόν, γίνεται εκτίμηση της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίου μέσω δύο διαφορετικών μεθόδων. Πρώτον, χρησιμοποιείται η μέθοδος παλινδρόμησης OLS για την σχέση $\Delta s_{t,k} = \alpha + \beta_0 \times (i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \varepsilon_{t,k}$ όσον αφορά τις χρονικές διάρκειες λήξης κ=1 και κ=3 με την παράλληλη εισαγωγή στο μοντέλο και ψευδομεταβλητών, ώστε να ληφθούν υπόψιν οι χρηματοοικονομικές κρίσεις της Ασίας κατά το 1997 και της Ρωσίας κατά το 1998. Δεύτερον, χρησιμοποιείται η Dynamic OLS (DOLS) για την χρονική διάρκεια λήξης κ=12 (Stock and Watson, 1993), η οποία μέθοδος παλινδρομεί κάθε συνολοκληρωμένη I(1) μεταβλητή με άλλες I(1) μεταβλητές, I(0) μεταβλητές και χρονικές προηγήσεις και υστερήσεις (χρονικά leads and lags) πρώτων διαφορών μεταβλητών I(1). Δηλαδή:

$$\Delta s_{t,k} = \alpha + \beta_D \times (i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \sum_{q=-q_1}^{q_2} \delta_q \times \Delta(i_{t-q,k} - i^*_{t-q,k}) + \varepsilon_{t,k}$$

όπου: "β_D" είναι η Stock-Watson DOLS παράμετρος και "q" είναι ο βέλτιστος αριθμός χρονικών προηγήσεων και υστερήσεων.

Πίνακας 3.3

Ordinary Least Square (OLS) regression for individual emerging market for $k=1$ from 1995 to 2009 for equation $\Delta s_{t,k} = \alpha + \beta_0 \times (i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \varepsilon_{t,k}$

Country	α	SE(α)	β_0	SE(β_0)	$\beta_0 = 1$	\bar{R}^2
Brazil [^]	0.919	(1.368)	0.070	(0.061)	0.000	0.089
Chile	0.663	(0.699)	-0.259	(0.170)	0.000	0.015
Mexico	0.236	(0.388)	0.046	(0.034)	0.000	0.008
Venezuela	0.654	(1.056)	0.142	(0.093)	0.000	0.012
Indonesia [^]	-4.255*	(1.891)	-0.464	(0.236)	0.000	0.191
Korea [^]	-	-	-	-	-	-
Philippines [^]	-0.300	(0.457)	0.109	(0.194)	0.000	0.054
Thailand [^]	1.340	(1.209)	-1.981	(1.322)	0.026	0.002
Israel	-	-	-	-	-	-
Morocco	-1.59**	(0.375)	-0.367 ***	(0.097)	0.000	0.083
Hungary	-15.90 **	(2.788)	-0.551**	(0.101)	0.000	0.121
Poland	0.767	(0.598)	0.086	(0.043)	0.000	0.015
Portugal	-0.155	(0.248)	0.233*	(0.138)	0.000	0.030
Romania	1.681**	(0.706)	0.090***	(0.019)	0.000	0.552
Russia [^]	0.284	(0.439)	0.046	(0.038)	0.000	0.246

SE is Newey-West Standard Errors. $\beta_0 = 1$ refers to p-value of the F-statistic.

***, ** and * indicate significant at 1%, 5% and 10% respectively

[^] Financial crisis dummy has been considered in the regression.

- indicates non availability of dataset.

Πίνακας 3.4

Ordinary Least Square (OLS) regression for individual emerging market for k=3 from 1995 to 2009 for equation: $\Delta s_{t,k} = \alpha + \beta_0 \times (\hat{i}_{t,k} - i^*_{t,k}) + \varepsilon_{t,k}$

Country	α	SE(α)	β_0	SE(β_0)	$\beta_0 = 1$	\bar{R}^2
Brazil [^]						
Chile	1.327	(1.899)	-0.519	(0.442)	0.000	0.107
Mexico	0.203	(0.881)	0.123	(0.059)	0.000	0.277
Venezuela	-0.413	(2.416)	0.251	(0.191)	0.000	0.112
Indonesia [^]	-7.252*	(3.010)	0.716**	(0.343)	0.000	0.452
Korea [^]	1.073	(1.461)	0.445	(0.499)	0.411	0.221
Philippines [^]	1.228	(2.431)	0.588	(0.194)	0.000	0.054
Thailand [^]	1.355	(2.822)	-3.086	(2.571)	0.000	0.150
Israel	-0.429	(0.671)	0.145	(0.100)	0.000	0.118
Morocco	-1.35***	(0.475)	-1.260 ***	(0.263)	0.000	0.189
Hungary	-50.56**	(6.494)	-1.740**	(0.236)	0.000	0.398
Poland	1.648	(1.644)	0.239*	(0.121)	0.000	0.044
Portugal	-0.165	(0.635)	0.833**	(0.364)	0.000	0.047
Romania	5.382**	(2.075)	0.288***	(0.057)	0.000	0.674
Russia [^]	1.404	(1.382)	0.132	(0.088)	0.000	0.454

SE is Newey-West Standard Errors. $\beta_0 = 1$ refers to p-value of the F-statistic.

***, ** and * indicate significant at 1%, 5% and 10% respectively.

^ Financial crisis dummy has been considered in the regression.

- indicates non availability of dataset.

Πίνακας 3.5

Stock-Watson dynamic ordinary least squares (DOLS) regression for k=12 for individual emerging market from 1995 to 2009 for equation:

$$\Delta s_{t,k} = \alpha + \beta_D \times (i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \sum_{q=-q_1}^{q_2} \delta_q \times \Delta(i_{t-q,k} - i^*_{t-q,k}) + \varepsilon_{t,k}$$

Country	α	SE(α)	β_0	SE(β_0)	$\beta_0 = 1$	\bar{R}^2	ADF
Chile	-3.219	(1.611)	2.980 ***	(0.883)	0.028	0.189	-3.191 **
Mexico	2.697	(2.493)	0.647 ***	(0.140)	0.013	0.339	-2.965 **
Indonesia	2.390	(4.454)	0.859**	(0.412)	0.733	0.771	-3.080 **
Korea	9.506 **	(3.557)	2.587**	(0.691)	0.023	0.614	-3.91 ***
Philippines	7.700	(4.603)	1.764***	(0.705)	0.280	0.702	-2.963 **
Thailand	-3.973 **	(1.855)	2.584**	(1.109)	0.155	0.431	-3.368 **
Israel	0.317	(1.700)	0.897**	(0.276)	0.711	0.337	-2.747 **
Morocco	-5.42 ***	(1.113)	-2.74***	(0.816)	0.000	0.193	-2.714 **
Hungary	-219.1 **	(16.969)	-7.495**	(0.604)	0.000	0.857	-4.51 ***
Poland	11.55***	(2.497)	1.575***	(0.191)	0.003	0.603	-3.038 **
Romania	17.774***	(2.569)	1.167***	(0.106)	0.118	0.724	-5.67 ***

SE is Newey-West Standard Errors. $\beta = 1$ refers to p-value of the F-statistic.

****, ** and * indicate significant at 1%, 5% and 10% respectively.*

^ Financial crisis dummy has been considered in the regression.

ADF is unit root test for $\varepsilon_{t,k}$ and test using the critical value from Mac Kinnon(1991).

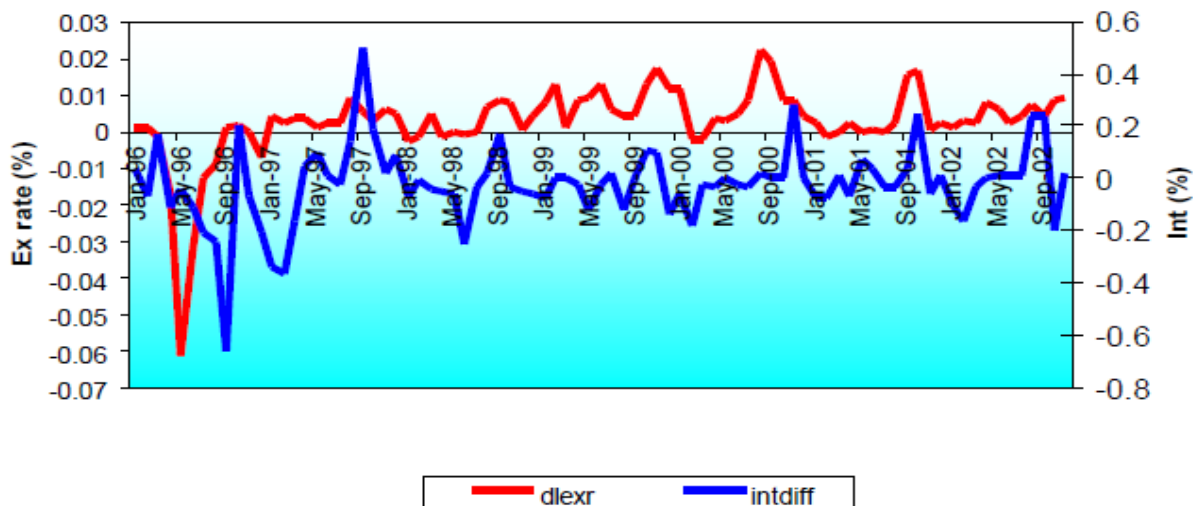
Επειδή όμως στην περίπτωση $k=12$ οι δύο χρονοσειρές είναι μη-στάσιμες $I(1)$, απαιτείται να γίνει έλεγχος για το αν είναι συνολοκληρωμένες, ώστε να διασφαλιστεί ότι οι εκτιμητές β_D είναι αποδοτικοί. Πράγματι, τα αποτελέσματα του ελέγχου δείχνουν ότι υπάρχει συνολοκλήρωση μιας και όλα τα ADF-statistics είναι μικρότερα των κριτικών τιμών και συνεπώς η μηδενική υπόθεση H_0 περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα απορρίφθηκε.

Όσον αφορά την Panel Data ανάλυση, κατ'αρχάς ελέγχεται η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας βάσει των μεθόδων LLC (Levin, Lin και Chu, 2012) και IPS (Im, Pesaran και Shin, 2003). Στην συνέχεια, όσον αφορά τις περιπτώσεις χρονικών διαρκειών λήξης $k=1$ και $k=3$ χρησιμοποιείται η μέθοδος OLS για panel data, ενώ για $k=12$ χρησιμοποιούνται οι μέθοδοι που αναπτύχθηκαν από τους Pedroni (1999;2004) και Kao (1999) οι οποίες επεκτείνουν το μοντέλο συνολοκλήρωσης των Engel-Granger. Σε περίπτωση συνολοκλήρωσης, ακολούθησε η εκτίμηση των συντελεστών χρησιμοποιώντας τις μεθόδους bias corrected OLS (bias-corrected OLS), Fully Modified OLS (FM-OLS) και Dynamic OLS (DOLS). Έχοντας ορίσει νόμισμα αναφοράς το αμερικάνικο δολλάριο, παρατηρείται πως όσο αυξάνει ο αριθμός "κ" του χρονικού ορίζοντα από $k=1$ σε $k=3$ και $k=12$, τόσο και οι συντελεστές β αυξάνονται από 0,05 σε 0,20 και 0,641 αντίστοιχα. Αντιθέτως, με νόμισμα αναφοράς το ιαπωνικό γιέν οι συντελεστές β παραμένουν αμετάβλητοι για κάθε χρονική περίοδο k .

3.6 Η Έρευνα της McFarlane (2003)

Η McFarlane (2003) επικεντρώνει τη μελέτη της στα κρατικά ομόλογα χρονικής διάρκειας 6 μηνών της Τζαμάικα και Αμερικής και ελέγχει αν υπάρχει χρονική επιμονή ως προς την απόκλιση από την σχέση Ακάλυπτης Ισοτιμίας. Αν η Ακάλυπτη Ισοτιμία ευσταθεί, τότε οποιαδήποτε μορφή απόκλισης θα έχει προσωρινό και μόνο χαρακτήρα. Διαφορετικά η απόκλιση αυτή θα οφείλεται στην ύπαρξη ασφαλιστρου κινδύνου. Το παρακάτω Διάγραμμα 3.1 της χρονικής περιόδου Ιανουαρίου 1996 - Σεπτεμβρίου 2002, δείχνει οπτικά μια θετική

συσχέτιση μεταξύ της διαφοράς επιτοκίων και της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας, αλλά από την άλλη φανερώνει σημαντικές αποκλίσεις από την Ακάλυπτη Ισοτιμία.



Διάγραμμα 3.1

Change in nominal exchange rate (in logarithm) and interest rate differential

Σε προηγούμενη της McFarlane μελέτη που διεξήχθη από τον Mitchell το 2000, αποδείχθηκε ότι η σχέση Ακάλυπτης Ισοτιμίας δεν ευσταθούσε. Ο συντελεστής "β" αν και θετικός εντούτοις απείχε πολύ από τη μονάδα, ενώ ο σταθερός όρος "α" ήταν σημαντικά διάφορος του μηδενός. Το δείγμα της McFarlane περιλαμβάνει μηνιαία δεδομένα από το 1991-οπότε και η αγορά ξένου συναλλάγματος απελευθερώθηκε-έως και το 2002, ενώ κατόπιν διαχωρίζεται σε 2 υποπεριόδους: (α) 1991 έως 1995 και (β) 1996 έως 2002, ώστε να αποτυπωθεί πλήρως η στροφή στη νομισματική πολιτική που ακολουθήθηκε από το 1996 και έπειτα.

Ορίζεται ως: $\omega_t = i_t - i^*_t + s_t - s_{t+1}$ η παρατηρούμενη απόκλιση από την συνθήκη Ακάλυπτης Ισοτιμίας. Ο πρώτος έλεγχος αφορά το αν ο μέσος όρος των αποκλίσεων ω_t είναι στατιστικά διάφορος του μηδενός. Ο δεύτερος έλεγχος αφορά την διακύμανση αυτών και για τον σκοπό αυτό χρησιμοποιούνται τα Augmented Dickey Fuller (ADF) Test, Z_a Test (Phillips και Perron, 1998) και KPSS Test. Ο μέσος όρος των εν λόγω αποκλίσεων είναι σχετικά χαμηλός, τόσο για το συνολικό δείγμα όσο και για τις δύο χρονικές υποδιαιρέσεις του ξεχωριστά. Επιπλέον η διακύμανση της πρώτης υποπεριόδου 1991-1995 είναι σχεδόν η

διπλάσια από την αντίστοιχη της δεύτερης υποπεριόδου και αυτό υποδηλώνει την αλλαγή νομισματικής πολιτικής που υπήρξε μετά το 1996. Στην συνέχεια για να ελεγχθεί η επιμονή στην απόκλιση από την Ακάλυπτη Ισοτιμία, χρησιμοποιούνται μεγέθη όπως: η ημίσεια ζωή (Half-life "HLF") = $\frac{-0.693147}{\ln(b)}$ που υπολογίζει πόσος χρόνος χρειάζεται ώστε να επιτευχθεί η μισή προσαρμογή και η σωρευτική κρουστική απόκριση (Cumulative Impulse Response "CIR") = $\frac{1}{1-b}$ που χρησιμοποιείται για να περιγράψει πως η ενδογενής μεταβλητή αντιδρά σε ένα σοκ την στιγμή που αυτό συμβαίνει, αλλά και για τα επόμενα χρονικά διαστήματα. Τέλος, χρησιμοποιείται και η σχέση: $\omega_t = \hat{\alpha} + \beta \times \omega_{t-1} + \varepsilon_t$. Επειδή όμως η αναμενόμενη συναλλαγματική ισοτιμία είναι μη-μετρήσιμο μέγεθος, εκτός της υπόθεσης: $E_t S_{t+1} = S_{t+1}$ χρησιμοποιούνται δύο ακόμα πλησιέστερες μεταβλητές (proxy variables). Πρώτον, μια μονοπαραγοντική προσέγγιση βάσει της οποίας η πρόβλεψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας παράγεται από ένα ARIMA μοντέλο και δεύτερον, μια πολυπαραγοντική προσέγγιση όπου η πρόβλεψη για την συναλλαγματική ισοτιμία προκύπτει από ένα σύστημα VAR.

Γενικά, δεν υπάρχουν θεσπισμένα κριτήρια για την αξιολόγηση της απόκλισης από την Ακάλυπτη Ισοτιμία. Η ανοικτή οικονομία της Τζαμάικα χαρακτηρίζεται από απουσία κεφαλαιακών ελέγχων, ο χρηματοπιστωτικός τομέας χαρακτηρίζεται από έναν βαθμό επιτήδευσης τα τελευταία χρόνια, οι χρηματοπιστωτικές αγορές προσαρμόζονται πιο γρήγορα από τις αγορές αγαθών και τέλος η χώρα διέπεται από ραγδαία αύξηση στον τεχνολογικό τομέα. Δεδομένων αυτών των στοιχείων, αν η Ακάλυπτη Ισοτιμία ευσταθεί τότε-σύμφωνα με την McFarlane-ένα εύλογο χρονικό διάστημα εξαφάνισης οικονομικών διαταραχών (shocks) θα ήταν μεταξύ 3 και 6 μηνών. Ως εκ τούτου οποιαδήποτε χρονική επιμονή των αποκλίσεων άνω των 6 μηνών, αποτελεί έναν δείκτη μη-ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας. Γίνεται εκτίμηση της σχέσης: $(i-i^*) = \beta_0 + \beta_1 \times E(\Delta s_t) + \beta_2 \times \gamma_t + \varepsilon_t$ κάνοντας χρήση της Γενικευμένης Μεθόδου Ροπών (Generalized Methods of Moments "GMM"), όπου ως γ_t ορίζεται το μερίδιο του συνολικού χρηματοοικονομικού πραγματικού πλούτου του επενδυτή που δαπανάται στον χρόνο t για τα κρατικά ομόλογα της Τζαμάικα. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, οι αποκλίσεις από την Ισοτιμία όσον αφορά την υποπερίοδο 1991-1995 δεν είναι στατιστικά σημαντικές, σε αντίθεση με την επακόλουθη υποπερίοδο 1996-2002 όπου παρατηρείται μεγάλη αύξηση τους και αυτό υποδηλώνει την ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου από το 1996 και εντεύθεν. Το τελικό πόρισμα της ύπαρξης αποκλίσεων από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων για την περίπτωση της Τζαμάικα, αποδίδεται στην πλεονάζουσα προσφορά κρατικών χρεογράφων.

3.7 Η Έρευνα του Melander (2009)

Ο Melander (2009) εξετάζοντας την περίπτωση της Βολιβίας, απορρίπτει την ισχύ της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων και εντοπίζει τρεις πιθανές αιτίες: το πρόβλημα του πέσο, ένα χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου (κάνοντας χρήση του Garch(1,1)-M υποδείγματος) και τέλος, την απόκλιση από τις ορθολογικές προσδοκίες. Από την άλλη πλευρά όμως, η απόκλιση από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων είναι μικρότερη σε σχέση με προγενέστερες μελέτες και οι εκτιμήσεις για τον συντελεστή β έχουν θετικό πρόσημο, αν και βέβαια πολύ χαμηλότερα της μονάδας.

Η μελέτη αυτή του Melander έρχεται να βελτιώσει την αντίστοιχη του Morales (2003) για τη Βολιβία κατά την περίοδο 1990 έως 2003, σύμφωνα με την οποία επίσης παρατηρείται σημαντική απόκλιση από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων και η οποία αποδίδεται στο Πρόβλημα του Πέσο. Η μελέτη του Morales (2003) όμως παρουσιάζει κάποια μειονεκτήματα. Πρώτον, υπολογίζει τον μέσο όρο των επιτοκίων για όλες τις διαθέσιμες χρονικές διάρκειες λήξεως. Δεύτερον, ο Morales χρησιμοποιεί μηνιαίες παρατηρήσεις για ετήσια επιτόκια καταθέσεων, συνδυασμός ο οποίος επιφέρει σειριακή συσχέτιση κινητού μέσου (moving-average serial correlation) στα κατάλοιπα (θα έπρεπε να χρησιμοποιηθούν τα τυπικά σφάλματα Newey-West). Τέλος, τα δεδομένα τόσο για τα επιτόκια όσο και για την συναλλαγματική ισοτιμία είναι οι μηνιαίοι μέσοι όροι, ενώ θα ήταν προτιμότερο να χρησιμοποιηθούν οι ημερήσιοι ή έστω οι εβδομαδιαίοι μέσοι όροι.

Ο Melander (2009) λαμβάνει εβδομαδιαίους μέσους όρους ονομαστικών επιτοκίων καταθέσεων και εβδομαδιαίους μέσους όρους συναλλαγματικής ισοτιμίας boliviano Βολιβίας και αμερικανικού δολλαρίου, για τα έτη 1994 έως το 2006. Τα αποτελέσματα για ποικίλες περιόδους λήξης (1-30, 31-60, 61-90, 91-180, 181-360 και 361-720 ημέρες) της παλινδρόμησης OLS για την σχέση: $s_t - s_{t-k} = \alpha + \beta[\ln(1+i_{t-k}) - \ln(1+i^*_{t-k})] + \varepsilon_t$ παρατίθενται αναλυτικά στον κάτωθι Πίνακα 3.6:

Πίνακας 3.6

Εκτιμήσεις συντελεστών στην παλινδρόμηση OLS

OLS estimation of standard UIP regression						
	Maturity range (days)					
	1-30	31-60	61-90	91-180	181-360	361-720
α	2.76*** (0.84)	3.32*** (0.73)	3.37*** (0.72)	3.77*** (0.66)	3.59*** (0.65)	3.37*** (0.82)
β	0.31** (0.14)	0.20* (0.11)	0.21* (0.12)	0.13 (0.11)	0.10 (0.09)	0.02 (0.11)
P-value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Note: the estimated equation is $s(t) - s(t-k) = \alpha + \beta[\ln(1+i(t-k)) - \ln(1+i^*(t-k))] + \varepsilon(t)$ where s is the log exchange rate (defined as bolivianos per dollar) and k is the interest rate maturity in weeks for each range (from Table 1). The depreciation variable was multiplied by 52/k to get an annualized measure corresponding to the annual interest rates. Newey-West standard errors (robust to heteroscedasticity and autocorrelation) are reported in parenthesis. The reported p-value is associated with the chi-square statistic for a Wald test of the restriction $\beta=1$ (which holds under UIP). ***, ** and * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% level, respectively.

Στην συνέχεια, για να εξετάσει την επίδραση του χρονικά μεταβαλλομένου ασφάλιστρου κινδύνου χρησιμοποιεί το μοντέλο GARCH(1,1)-M για χρονικό ορίζοντα ενός μηνός, δηλαδή $s_t - s_{t-k} = \alpha + \beta[\ln(1+i_{t-k}) - \ln(1+i^*_{t-k})] + \gamma \times \sigma^2_{t-k} + \varepsilon_t$ (όπου: $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2_{t-1} = c + \alpha \times \varepsilon^2_{t-k-1} + \beta \times \sigma^2_{t-k-1}$) και βρίσκει έναν συντελεστή α ίσο με 6,19 στατιστικά σημαντικό στο επίπεδο σημαντικότητας 1%, έναν συντελεστή β ίσο με -0,10 στατιστικά σημαντικό στο επίπεδο σημαντικότητας 1% καθώς και έναν συντελεστή γ ίσο με -0,03 στατιστικά σημαντικό στο επίπεδο σημαντικότητας 1%. Γενικά, η μηδενική υπόθεση $H_0: \beta=1$ απορρίπτεται στο επίπεδο σημαντικότητας 1% για όλες τις εξεταζόμενες διάρκειες λήξης. Επιπλέον ο συντελεστής γ της υπό συνθήκη διακύμανσης δίνει αρνητικά και στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα, υποδηλώνοντας την παρουσία ενός χρονικά μεταβαλλομένου ασφάλιστρου κινδύνου που ισούται με $\alpha + \gamma \times \sigma^2_{t-k}$. Εξάλλου και ο στατιστικός έλεγχος Wald απορρίπτει τη μηδενική υπόθεση περί μη-υπάρξεως ασφάλιστρου κινδύνου.

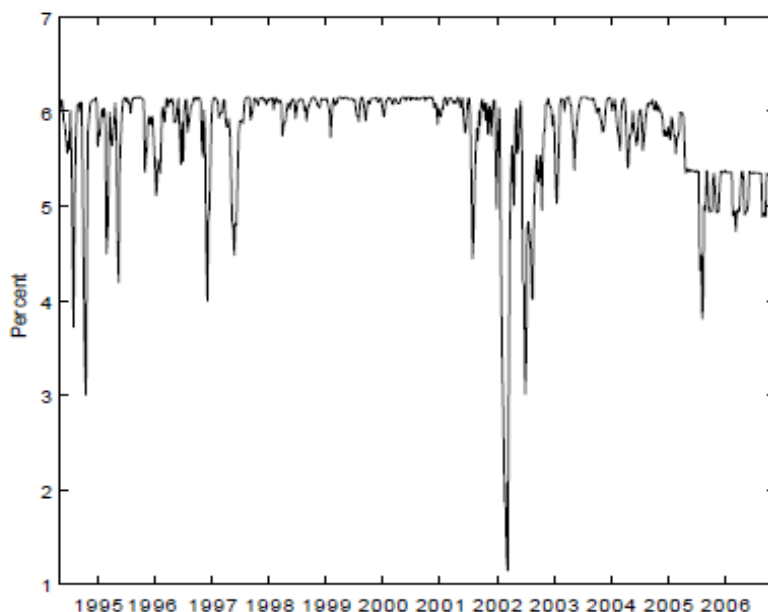
Πίνακας 3.7

Εκτιμήσεις συντελεστών (GARCH(1,1))

ML estimation of GARCH(1,1)-M model for 1-30 days					
Coefficient (standard errors in parenthesis)					
α	β	γ	c	a	b
6.19*** (0.14)	-0.10*** (0.03)	-0.03*** (0.00)	0.85*** (0.17)	0.78*** (0.09)	0.22*** (0.07)

Note: the estimated mean equation is $s(t) - s(t-k) = \alpha + \beta[\ln(1+i(t-k)) - \ln(1+i^*(t-k))] + \gamma \sigma^2(t-k) + \varepsilon(t)$ where s is the log exchange rate (defined as bolivianos per dollar) and k is the interest rate maturity in weeks for each range (from Table 1). The variance equation is $\sigma^2(t-k) = c + \alpha \varepsilon^2(t-k-1) + \beta \sigma^2(t-k-1)$. Bollerslev-Wooldridge standard errors (robust to non-normality in the residuals) are reported in parenthesis. ***, ** and * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% level, respectively.

Ένα ακόμη ενδιαφέρον συμπέρασμα που εξάγει ο Melander είναι ότι ο συντελεστής β από θετικό πρόσημο στην αρχική παλινδρόμηση OLS, αποκτά αρνητικό πρόσημο στην παλινδρόμηση με το GARCH-M μοντέλο. Στο επόμενο Διάγραμμα 3.2 αναπαριστάται γραφικά το εκτιμώμενο ασφάλιστρο κινδύνου το οποίο είναι θετικό και-όπως αναλύθηκε νωρίτερα-χρονικά μεταβαλλόμενο.



Διάγραμμα 3.2
Ασφάλιστρο κινδύνου

3.8 Έρευνες για τις χώρες της Ωκεανίας

Οι Bhatti και Moosa (1995) ελέγχουν την περίπτωση της Αυστραλίας έναντι του αμερικάνικου δολλαρίου, του καναδικού δολλαρίου, του ιαπωνικού γιέν και 8 ευρωπαϊκών νομισμάτων. Βρίσκουν ότι σε όλες τις περιπτώσεις η Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων ευσταθεί. Η ερμηνεία που δίνεται είναι ότι η αυξανόμενη ολοκλήρωση της αγοράς κεφαλαίων δημιουργεί συνθήκες στην αγορά που είναι ευνοϊκές για την Ισοτιμία. Ο King (1998) μελετάει το δολλάριο Νέας Ζηλανδίας έναντι των αμερικάνικου δολλαρίου, αυστραλιανού δολλαρίου, ιαπωνικού γιέν και της βρετανικής λίρας, βρίσκοντας αποτελέσματα υπέρ της Ακάλυπτης Ισοτιμίας μόνο για το ζεύγος Αυστραλίας/Νέας Ζηλανδίας. Η εξήγηση που δίνεται είναι ότι οι επενδυτές θεωρούν τα χρεόγραφα των δύο αυτών χωρών ως τέλεια υποκατάστατα, δεδομένης και της στενής σχέσης μεταξύ των οικονομιών τους. Ο Anh Tuan

Bui (2010) μελετάει την περίπτωση της Αυστραλίας και της Νέας Ζηλανδίας λαμβάνοντας στοιχεία για την περίοδο 1985 έως 2009 και δείχνει ότι-ειδικά μάλιστα για την Αυστραλία-η Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων έχει μεγαλύτερη ισχύ σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα, παρά βραχυπρόθεσμα.

3.9 Η Έρευνα της Azouzi (2011)

Η Azouzi (2011) μελετάει την υπόθεση της Ακάλυπτης Ισοτιμίας για την περίπτωση της Τυνησίας και του Μαρόκου, λαμβάνοντας εβδομαδιαία δεδομένα σε ένα δείγμα που εκτείνεται από την 1η Απριλίου 2004 έως την 16η Οκτωβρίου 2008. Ακολουθώντας τους Frankel και Roopawala (2010), χρησιμοποιεί την ενός μηνός προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία και τη μέθοδο φαινομενικά ασυσχέτιστης παλινδρόμησης (Seemingly Unrelated Regression " S.U.R. "). Στον Πίνακα 3.8 παρατίθενται τα περιγραφικά στατιστικά για τις δύο υπό εξέταση χώρες:

Πίνακας 3.8
Περιγραφικά Στατιστικά

Descriptive Statistics	TUNISIA		MOROCCO	
	Spot rate (1 month)	Forward rate (1 month)	Spot rate (1 month)	Forward rate (1 month)
Number of Observations	234	238	234	238
Mean	0.24267	0.24363	2.1334	2.1360
Median	0.24743	0.24805	2.1478	2.1516
Minimum	0.13724	0.13920	1.9789	1.9807
Maximum	0.31893	0.32020	2.2287	2.2329
Standard Deviation	0.043746	0.042938	0.067925	0.068187
Coefficient of Variation	0.18027	0.17624	0.031839	0.031923
Skewness	-0.47937	-0.48688	-0.73992	-0.70605

Excess Kurtosis	-0.61225	-0.54952	-0.45960	-0.50019
-----------------	----------	----------	----------	----------

Κατόπιν παρατίθενται τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης S.U.R. για την σχέση:
 $s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta \times (f_t - s_t) + \varepsilon_t$

Πίνακας 3.9

Estimates of $s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta \times (f_t - s_t) + \varepsilon_t$

Countries	N	SUR	
		α	β
Morocco	234	-0.00286709 (0.0264)	0.667719 (6.64e-06)
Tunisia	234	-0,000987580 (0,3910)	1.01714 (0.0002)

Σε κάθε περίπτωση λαμβάνεται θετικός συντελεστής β , ο οποίος μάλιστα στην περίπτωση του Διναρίου Τυνησίας συγκλίνει στη μονάδα. Όσον αφορά το Ντιρχάμ Μαρόκου, ο συντελεστής που εξάγεται ισούται περίπου με 0.68 και έτσι σε καμία από τις δύο αυτές χώρες δεν μπορεί να απορριφθεί η ισχύς της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων.

3.10 Περίοδοι Κρίσεων - Η Έρευνα των Flood και Rose (2002)

Άλλες μελέτες αφορούν περιόδους κρίσεων και ακραίων αναταραχών στην αγορά. Οι Flood και Rose (2002) εξετάζουν ημερήσια δεδομένα 23 χωρών (13 ανεπτυγμένων και 10 αναπτυσσόμενων) και δείχνουν ότι η Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων ευσταθεί καλύτερα αφενός σε χώρες με υψηλό πληθωρισμό και αφετέρου τα χρόνια εκείνα κατά τα οποία σημειώθηκαν κερδοσκοπικές επιθέσεις σε χώρες που με την πολιτική τους αποσκοπούσαν στο να σταθεροποιήσουν το εκάστοτε εθνικό νόμισμα, καθορίζοντας σταθερή συναλλαγματική ισοτιμία με το νόμισμα μιας άλλης χώρας (currency pegs) και έτσι λοιπόν κάτω από κερδοσκοπικές πιέσεις προέβαιναν σε αύξηση επιτοκίων (interest rate defense).

Παρόλα αυτά υπάρχει μεγάλη ετερογένεια στα αποτελέσματα που οι Flood και Rose λαμβάνουν από χώρα σε χώρα.

3.11 Διαρθρωτικές αλλαγές στις αναδυόμενες οικονομίες

Ένας άλλος τομέας διαφοροποίησης μεταξύ αναπτυσσόμενων και ανεπτυγμένων οικονομιών που εστιάζει η διεθνής βιβλιογραφία, είναι η ύπαρξη συχνών διαρθρωτικών αλλαγών (structural breaks) στις δεύτερες, που εμφανίζονται ως μια ξαφνική αλλαγή των παραμέτρων μιας χρονοσειράς. Οι Sakoulis και Zivot (2005) δείχνουν ότι η αγνόηση τους μπορεί να προκαλέσει μεροληψία του προθεσμιακού πριμ και ως εκ τούτου να οδηγήσει σε απόρριψη της Υπόθεσης Αμεροληψίας. Απαραίτητη προϋπόθεση είναι κατ'αρχάς ο σαφής ορισμός της ημερομηνίας που επιβλήθηκε αυτή η αλλαγή (break-date). Οι Francis, Hasan και Hunter (2002) λαμβάνοντας ένα δείγμα 9 αναδυόμενων κρατών (Χιλή, Κολομβία, Μεξικό, Ινδία, Κορέα, Πακιστάν, Μαλαισία, Ταϊλάνδη και Τουρκία), αποφαινόμενοι ότι η επίδραση της οικονομικής φιλελευθεροποίησης σε αυτές τις χώρες είναι μάλλον ασαφής. Μάλιστα συμπεραίνουν ότι το χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου διαφέρει σημαντικά ανάμεσα στις περιόδους πριν και μετά την απελευθέρωση των αγορών αυτών. Ο Mansori (2003) ερευνά τις επιδράσεις στην Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων για τις χώρες της Κεντρικής Ευρώπης (Πολωνία, Τσεχία και Ουγγαρία), μετά την εισαγωγή τους στο ευρώ και την υιοθέτηση εταιρικών σχέσεων με την Ε.Ε. και συμπεραίνει ότι η Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων ευσταθεί στην περίοδο 1994-2002, καθώς και ότι οι υπό εξέταση διαρθρωτικές αλλαγές δεν φαίνεται να έχουν κάποια ιδιαίτερη επιρροή. Οι Bekaert *et al.* (2002) μελετώντας 20 αναδυόμενες οικονομίες κατά τα έτη 1980-1996 και επικεντρωνόμενοι κυρίως στην αγορά μετοχών, βρίσκουν ότι η πραγματική (de facto) ημερομηνία επιβολής των διαρθρωτικών αλλαγών δεν συμπίπτει κατ'ανάγκη με την επίσημα δηλωθείσα (de jure) ημερομηνία, αλλά μπορεί να οριοθετείται σε έναν χρονικό ορίζοντα εντός 3 ετών. Οι Goh *et al.* (2006) μελετώντας την περίπτωση της Μαλαισίας από το 1978 έως το 2002 (περίοδος η οποία χαρακτηρίστηκε από απελευθέρωση των επιτοκίων, νομισματική κρίση, καθεστώς ελέγχου της συναλλαγματικής ισοτιμίας και οικονομική ύφεση) δείξαν ότι οι αποκλίσεις από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων κυμαίνονται γύρω στα όρια του μηδενός, καθώς η χώρα κινείται προς την οικονομική φιλελευθεροποίηση και καθώς η πολιτική και μακροοικονομική σταθερότητα διασφαλίζονται.

3.12 Το πρόβλημα του Πέσο

Μια σημαντική διαφοροποίηση μεταξύ ανεπτυγμένων και αναπτυσσόμενων οικονομιών, είναι ότι στις δεύτερες υποβόσκει έντονα το αποκαλούμενο Πρόβλημα του Πέσο (Peso Problem). Ο όρος αυτός εισήχθη από τον Friedman για να αναλύσει το φαινόμενο κατά το οποίο στις αρχές της δεκαετίας του 1970, το επιτόκιο στο Μεξικό παρέμενε σημαντικά υψηλότερο από αυτό των ΗΠΑ, παρά το γεγονός ότι ήδη από τον Απρίλιο του 1954 (έως και τον Αύγουστο του 1976, οπότε και το πέσο τελικά υποτιμήθηκε) υπήρχε σταθερή συναλλαγματική ισοτιμία μεταξύ των δύο νομισμάτων. Πιο συγκεκριμένα, θεωρώντας ότι υπάρχει μηδενικό ασφάλιστρο κινδύνου, όταν μια αγορά σχηματίζει προσδοκίες περί μελλοντικής αλλαγής όσον αφορά την συναλλαγματική ισοτιμία και αυτή τελικά δεν υλοποιείται για παρατεταμένο χρονικό διάστημα, τότε το γεγονός αυτό σύμφωνα με τον Lewis (1995) υποδηλώνει ότι η προθεσμιακή ισοτιμία είναι μεροληπτικός εκτιμητής της μελλοντικής τρέχουσας ισοτιμίας και έτσι θα υπάρξει απόκλιση από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων. Η αναμενόμενη μελλοντική συναλλαγματική ισοτιμία εξαρτάται από τα τρέχοντα και αναμενόμενα μελλοντικά θεμελιώδη μεγέθη της οικονομίας τα οποία με την σειρά τους καθορίζονται από τις τρέχουσες και μέλλουσες μακροοικονομικές πολιτικές που ακολουθούνται από τις κυβερνήσεις των χωρών. Έτσι ο Lewis (1995), προβαίνει στην αποδόμηση της αναμενόμενης συναλλαγματικής ισοτιμίας $E_t[s_{t+1}]$ σε δύο παράγοντες:

$$E_t[s_{t+1}] = p_t \times E_t[s_{t+1}/B] + (1 - p_t) \times E_t[s_{t+1}/A] \quad (3.5)$$

όπου: A και B είναι δύο διαφορετικές οικονομικές πολιτικές και p_t είναι η πιθανότητα που υποθέτει η αγορά ότι η κατάσταση της οικονομίας θα μεταβληθεί από το καθεστώς A την χρονική στιγμή t , σε B την χρονική στιγμή $t+1$.

Υποθέτοντας την τρέχουσα κατάσταση της οικονομίας "A" τελικά αμετάβλητη, το σφάλμα πρόβλεψης $s_{t+1}^A - E_t[s_{t+1}]$ αναλύεται ως άθροισμα δύο όρων: πρώτον, του σφάλματος πρόβλεψης ορθολογικών προσδοκιών και δεύτερον, των ανεκπλήρωτων προσδοκιών σχετικά με τη μη-αλλαγή πολιτικής από A σε B . Δηλαδή:

$$s_{t+1}^A - E_t[s_{t+1}] = \eta_{t+1}^A + p_t \times \tilde{\Delta} s_{t+1}$$

όπου: η^A_{t+1} είναι το σφάλμα πρόβλεψης ορθολογικών προσδοκιών και:

$\tilde{\Delta}s_{t+1} = E_t[s_{t+1}/A] - E_t[s_{t+1}/B]$ είναι οι προδοκίες σχετικά με την αλλαγή πολιτικής.

Έτσι συνδυάζοντας την ανωτέρω σχέση, με την γνωστή σχέση: $s_{t+k} - s_t = \beta_0 + \beta_1 \times (f^k_t - s_t) + u_{t+k}$ προκύπτει ότι ο έλεγχος της ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων πραγματοποιείται τελικά μέσω της σχέσης:

$$s^A_{t+1} - s_t = \beta_0 + \beta_1 \times (f^{k=1}_t - s_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (3.6)$$

όπου: $\varepsilon_{t+1} = \eta^A_{t+1} + p_t \times \tilde{\Delta}s_{t+1} + u_{t+1}$ (με το u_{t+1} να αποτελεί λευκό θόρυβο) και "κ" είναι ο αριθμός των χρονικών περιόδων

Το ε_{t+1} δεν είναι πλέον στάσιμη χρονοσειρά με μέσον όρο μηδέν, μιας και εξαρτάται όχι μόνο από τα η^A_{t+1} και u_{t+1} που είναι λευκοί θόρυβοι, αλλά και από τις αναμενόμενες αλλαγές πολιτικής $p_t \times \tilde{\Delta}s_{t+1}$. Προς απόδειξη του τούτου, ο Lewis δείχνει ότι ισχύει:

$\text{Cov}(\varepsilon_{t+1}, f_t - s_t) = p_t \times [(1 - p_t) \times \text{Var}(E_t(s_{t+1}/A)) - p_t \times \text{Var}(E_t(s_{t+1}/B))] \neq 0$. Επιπλέον δείχνει ότι όταν η πιθανότητα μετάβασης p_t από το καθεστώς A την χρονική στιγμή t στο καθεστώς B την χρονική στιγμή t+1 είναι υψηλή, το πρόβλημα του πέσο δημιουργεί μία ελαττούμενη μεροληψία στον συντελεστή β_1 . Όταν αυτή εξαλειφθεί με την τελικά πραγματοποιηθείσα μετάβαση από την κατάσταση A στην κατάσταση B, τότε συγκρίνονται τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης που αποκλείει την χρονική περίοδο κατά την οποία αναμένεται η μετάβαση στη νέα οικονομική κατάσταση B (οπότε και το Πρόβλημα του Πέσο είναι έκδηλο), με τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης που περιλαμβάνει ολόκληρο το δείγμα.

Οι Flood και Rose (1996) επικεντρώνουν τη μελέτη τους στον συντελεστή β και εξετάζουν τις χώρες που ανήκουν στον Ευρωπαϊκό Μηχανισμό Ισοτιμιών (European Monetary System "EMS") για την περίοδο Μαρτίου 1979 έως Μαρτίου 1994. Δείχνουν ότι η αποτυχία της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων οφείλεται στο ότι συμπεριελήφθησαν χρονικές περιόδους κατά τις οποίες υπερίσχυε το πρόβλημα του πέσο. Αντίθετα, οι Sachsida, Ellery και Teixeira (2001) επικεντρώνουν τη μελέτη τους στον σταθερό όρο α , μελετώντας την περίπτωση της Βραζιλίας για την χρονική περίοδο 1984 έως 1998. Συγκεκριμένα για τα τελευταία έτη 1994 έως 1998 (περίοδος που συνέπεσε με τη δέσμη μέτρων του 1994 που αποσκοπούσαν στην σταθεροποίηση της Βραζιλιάνικης οικονομίας, γνωστή και ως "Plano

Real"), βρίσκουν έναν υψηλότερο σταθερό όρο, γεγονός που υποδεικνύει την επίδραση του προβλήματος του πέσο.

3.13 Ανακεφαλαίωση

Γενικώς, η διεθνής βιβλιογραφία παρουσιάζει έλλειψη στοιχείων όσον αφορά τις αναπτυσσόμενες οικονομίες μιας και ήταν κλειστές έως και τα μέσα της δεκαετίας του 1980. Αλλά ακόμα και μετά την απελευθέρωση τους, οι αγορές αυτές χαρακτηρίζονται από ελέγχους κεφαλαίων, ελλειπείς θεσμικές μεταρρυθμίσεις, ασταθές οικονομικό περιβάλλον και ασθενή θεμελιώδη μακροοικονομικά μεγέθη. Ως εκ τούτου η συνθήκη της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων θεωρείται δύσκολο να ευσταθεί. Οι κυριότεροι λόγοι είναι η ύπαρξη ενός χρονικά μεταβαλλόμενου ασφαλίστρου κινδύνου, το πρόβλημα του Πέσο και η απόκλιση από τις ορθολογικές προσδοκίες εκ μέρους των επενδυτών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

Το Ασφάλιστρο Κινδύνου και τα Μοντέλα ARCH και GARCH

4.1 Εισαγωγή

Το παρόν κεφάλαιο εμβαθύνει στη μελέτη της πορείας του ασφαλίστρου κινδύνου. Απαραίτητα εργαλεία για τον σκοπό αυτό, είναι τα αυτοπαλίνδρομα υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας υποδείγματα (Autoregressive Conditionally Heteroscedastic models "ARCH models") και τα υποδείγματα γενικευμένης αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας (Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic models "GARCH models").

Η αβεβαιότητα αποτελεί το κυριότερο γνώρισμα της διεθνούς χρηματοπιστωτικής αγοράς και μεταβάλλεται με το πέρασμα του χρόνου, όπως μετρίεται από τις διακυμάνσεις και τις συνδιακυμάνσεις. Τα μοντέλα ARCH και GARCH επιχειρούν να προβλέψουν τις μεταβαλλόμενες αυτές διακυμάνσεις.

Η δομή του κεφαλαίου αναλύεται ως εξής: Κατ'αρχάς παρουσιάζονται τα μοντέλα ARCH και GARCH. Κατόπιν περιγράφεται το πως εξάγεται το ασφάλιστρο κινδύνου μέσω του GARCH μοντέλου και γίνεται μια συνοπτική παρουσίαση σχετικών μελετών. Τέλος, παρατίθενται μερικές παραλλαγές του μοντέλου GARCH.

4.2 Μοντέλα ARCH και GARCH

Ο Engle (1982) μελετώντας τις ιδιότητες διαφόρων οικονομικών και χρηματοοικονομικών φαινομένων (όπως πχ. του πληθωρισμού και των συναλλαγματικών ισοτιμιών), απέδειξε ότι μικρές και μεγάλες τιμές των σφαλμάτων πρόβλεψης τείνουν να εμφανίζονται κατά ομάδες και ότι συνεπώς η διακύμανση του διαταρακτικού όρου κατά την χρονική στιγμή t είναι μη-σταθερή και μάλιστα εξαρτάται από τα τετράγωνα των σφαλμάτων πρόβλεψης προηγούμενων χρονικών περιόδων. Τα υποδείγματα αυτά καλούνται αυτοπαλίνδρομα υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας, ή ισοδύναμα "ARCH Models" (AutoRegressive Conditionally Heteroscedastic Models). Πιο συγκεκριμένα, η υπό συνθήκη διακύμανση του διαταρακτικού όρου κατά την χρονική στιγμή t ισούται με:

$$\sigma_{t}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\rho} \alpha_i \times \varepsilon_{t-i}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \times \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \times \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_{\rho} \times \varepsilon_{t-\rho}^2 \quad (4.1)$$

Το υπόδειγμα αυτό καλείται "Υπόδειγμα ARCH(ρ)" και σύμφωνα με αυτό, ο διαταρακτικός όρος ε_t ισούται με:

$$\varepsilon_t = \nu_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2} \quad (4.2)$$

όπου: ν_t είναι ένα τυχαίο σφάλμα για το οποίο ισχύει $\nu_t \sim iidN(0,1)$

Ωστόσο η ανάγκη εισαγωγής μεγάλου αριθμού χρονικών υστερήσεων οδήγησε τον Bollersen (1986) στην επέκταση του μοντέλου αυτού, μέσω του μοντέλου Γενικευμένης υπό Συνθήκη Ετεροσκεδαστικότητας GARCH. Σύμφωνα με αυτό, η υπό συνθήκη μεταβλητότητα στην χρονική στιγμή t δεν αποτελεί συνάρτηση μόνο των τετραγώνων των καταλοίπων προηγούμενων περιόδων, αλλά επιπρόσθετα και της υπό συνθήκη μεταβλητότητας των προηγούμενων χρονικών περιόδων. Δηλαδή:

$$\sigma_{t}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\rho} \alpha_i \times \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \times \sigma_{t-j}^2 \quad (4.3)$$

Με τους ακόλουθους περιορισμούς:

α) $\alpha_i > 0 \forall i=0,1,2,\dots,\rho$ και $\beta_j > 0 \forall j=1,2,\dots,q$, ώστε να εξασφαλίζεται το θετικό πρόσημο της υπό συνθήκης μεταβλητότητας.

β) $\sum_{i=1}^{\rho} \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$, ώστε να εξασφαλίζεται η στασιμότητα του μοντέλου.

4.3 Εκτιμήσεις του ασφαλίστρου κινδύνου με χρήση του μοντέλου Garch

Θεωρώντας ορθολογικές προσδοκίες εκ μέρους των επενδυτών, η απόρριψη της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων αποδίδεται στην ύπαρξη ενός χρονικά μεταβαλλόμενου ασφαλίστρου κινδύνου. Η εμπειρική διατύπωση της σύμφωνα με τους Domowitz και Hakkio (1985) και Tai (1999), έχει τις ιδιότητες ενός ARCH υποδείγματος και παρουσιάζεται ως εξής:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta \times (i_t - i_t^*) + \gamma \times \sigma_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

$$[\text{ή ισοδύναμα: } s_{t+1} - s_t = \lambda_t + \beta \times (i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1}]$$

$$\varepsilon_{t+1} / \Omega_t \sim N(0, \sigma_{t+1}^2)$$

$$\sigma_{t+1}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \times \varepsilon_{t+1-i}^2$$

όπου: $s_t = \log(S_t)$, σ_{t+1} είναι η υπό συνθήκη τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου, λ_t είναι το ασφάλιστρο κινδύνου και Ω_t είναι το διαθέσιμο σύνολο πληροφόρησης την χρονική στιγμή t

Με την εισαγωγή των μοντέλων Garch από τον Bollerslev (1986), η εμπειρική διατύπωση της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων μπορεί να εξειδικευθεί ως εξής:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta \times (i_t - i_t^*) + \gamma \times \sigma_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

$$[\text{ή ισοδύναμα: } s_{t+1} - s_t = \lambda_t + \beta \times (i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1}]$$

$$\varepsilon_{t+1} / \Omega_t \sim N(0, \sigma_{t+1}^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \times \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \times \sigma_{t-j}^2$$

Το ασφάλιστρο κινδύνου λ_t αποτελείται από ένα σταθερό μέρος "α" και από ένα χρονικά μεταβαλλόμενο μέρος " $\gamma \times \sigma_{t+1}$ ", δηλαδή ισχύει ότι: $\lambda_t = \alpha + \gamma \times \sigma_{t+1}$. Αν οι συντελεστές "α" και "γ" δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, τότε δεν υφίσταται ασφάλιστρο κινδύνου. Αν ο συντελεστής "α" είναι στατιστικά σημαντικός αλλά ο συντελεστής "γ" όχι, τότε υπάρχει ένα σταθερό ασφάλιστρο κινδύνου. Μόνο όταν ο συντελεστής "γ" είναι στατιστικά σημαντικός υπάρχει χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου.

Σε έρευνες τους οι MacDonald και Torrance (1989), Taylor (1989), Cavaglia *et al* (1993), Berk και Knot (2001) και Poghosyan *et al* (2008) καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η απόκλιση από την Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων οφείλεται στην ύπαρξη χρονικά μεταβαλλόμενου ασφαλίστρου κινδύνου.

Οι Kocenda και Poghosyan (2006) για την περίπτωση της Αρμενίας έναντι της Αμερικής κατά τα έτη 1998-2004, μέσω του μοντέλου Garch(1,1)-M βρίσκουν ένα θετικό ασφάλιστρο κινδύνου αποτυπώνοντας το γεγονός ότι οι επενδυτές αποζητούν επιπλέον απόδοση για να στραφούν σε αρμένικα χρεόγραφα. Μάλιστα για όσο μεγαλύτερων χρονικών διαρκειών λήξης ομόλογα πρόκειται, τόσο πιο υψηλό γίνεται το ασφάλιστρο κινδύνου μιας

και τόσο μεγαλύτερη αβεβαιότητα περιβάλλει τα εγχώρια χρεόγραφα. Στον κάτωθι Πίνακα 4.1 παρατίθενται αναλυτικά τα στοιχεία:

Πίνακας 4.1

Αποκλίσεις από την Ακόλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων (%)

	30 days	60 days	90 days	180 days	360 days	Average
1998	0.38	-0.06	1.80	4.84	4.05	2.20
1999	0.43	0.82	1.77	2.24	1.14	1.28
2000	-0.08	0.02	0.09	2.00	7.23	1.85
2001	0.50	0.59	1.40	1.56	1.79	1.17
2002	0.07	0.09	0.06	1.19	4.31	1.15
2003	0.46	1.11	1.30	2.13	3.16	1.64
2004	1.30	2.41	2.98	6.62	10.77	4.82
Average	0.44	0.71	1.34	2.94	4.64	

Οι Byrne and Nagayasu (2008) εξετάζουν 11 αναδυόμενες Ευρωπαϊκές οικονομίες για την χρονική περίοδο 1998m1 - 2010m8 έναντι των Ηνωμένων Πολιτειών Αμερικής και εξάγουν τις κάτωθι εκτιμήσεις για το ασφαλιστρο κίνδυνου:

Πίνακας 4.2

Εκτιμήσεις του ασφαλιστρο κινδύνου (%)

Country	Risk Premium (Mean)
Bulgaria	1.42
Croatia	3.54
Czech Republic	6.38
Estonia	3.56
Latvia	1.53
Lithuania	3.50
Romania	15.26

Πίνακας 4.2

Συνέχεια

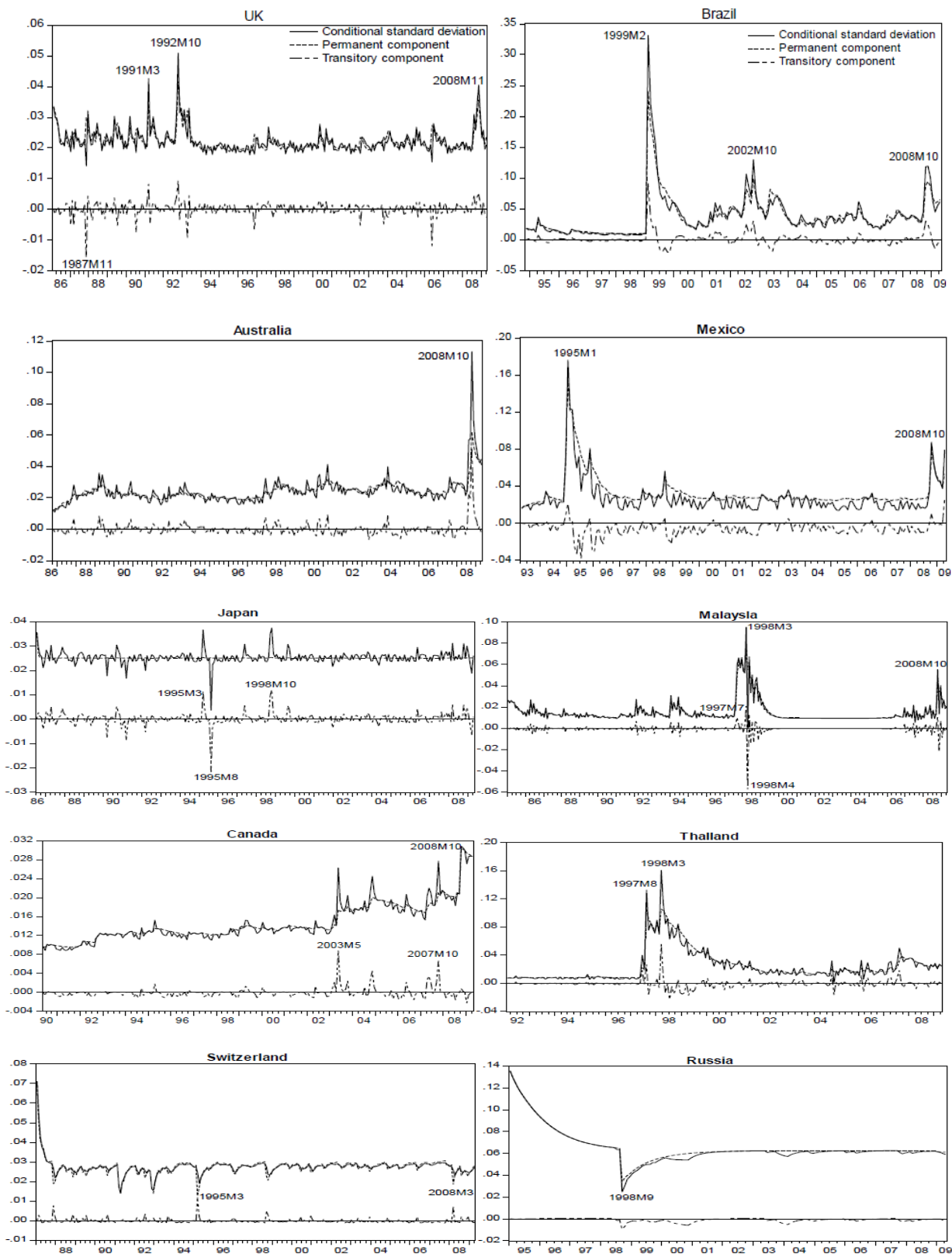
Russia	1.88
Slovenia	1.42
Turkey	20.93
Ukraine	2.94

Σε κάθε περίπτωση το ασφάλιστρο κινδύνου προκύπτει θετικό, αποδεικνύοντας την επικινδυνότητα του εκάστοτε εγχώριου ομολόγου έναντι του αμερικάνικου. Μάλιστα χαρακτηριστικό είναι το παράδειγμα της Τουρκίας όπου καταγράφεται ένα ιδιαίτερος υψηλό ασφάλιστρο ίσο με 20.93%.

Ο Giorgianni (1997) μελετάει το ασφάλιστρο κινδύνου για τα ζεύγη Ιταλίας/ΗΠΑ και Ιταλίας/Γερμανίας κατά τα έτη 1987 έως 1994. Όσον αφορά το πρώτο ζεύγος οικονομιών και συγκεκριμένα για τα ομόλογα 3 μηνών, εξάγεται ένα θετικό ασφάλιστρο ίσο κατά μέσον όρο με 1.48%, ενώ αντίθετα όταν ο χρονικός ορίζοντας των ομολόγων γίνεται 12 μήνες το ασφάλιστρο μετατρέπεται σε αρνητικό και ίσο κατά μέσον όρο με -1.81%. Από την άλλη, το ζεύγος Ιταλίας/Γερμανίας δίνει σταθερά θετικό ασφάλιστρο κινδύνου, ίσο κατά μέσον όρο ξανά με 1.48% για ομόλογα λήξης 3 μηνών και 1.92% για ομόλογα λήξης 12 μηνών.

Όπως αναλύθηκε και στην ενότητα 3.7 διεξοδικώς, ο Melander (2009) εξετάζοντας την περίπτωση της Βολιβίας έναντι της Αμερικής, κάνει χρήση του μοντέλου Garch(1,1)-M για ομόλογα διάρκειας λήξεως μέχρι ενός μήνα και βρίσκει ένα θετικό και χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου, το οποίο ισούται με " $\alpha + \gamma \times \sigma^2_t$ ". Το εύρος τιμών που λαμβάνει είναι από +1% έως και +6% (Διάγραμμα 3.2) δείχνοντας ότι τα αμερικάνικα ομόλογα θεωρούνται από το επενδυτικό κοινό πιο ασφαλή. Μεγάλη μεταβλητότητα παρουσιάζεται ειδικά κατά τα έτη 1995, 1997, 2002 και προς τα τέλη του 2005.

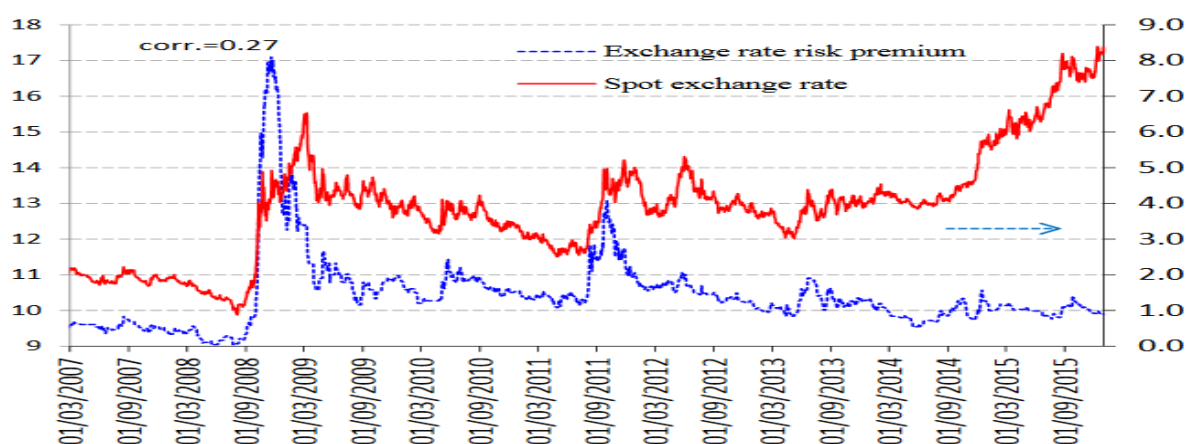
Οι Ghosray και Morley (2012) λαμβάνοντας μηνιαία δεδομένα συναλλαγματικής ισοτιμίας και επιτοκίων, εξετάζουν την ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου για ένα σετ ανεπτυγμένων και αναπτυσσόμενων οικονομιών, έναντι της Αμερικής:



Διάγραμμα 4.1
Ασφάλιστρο κινδύνου

Σύμφωνα με το Διάγραμμα 4.1 στη Μ.Βρετανία η μεγάλη μεταβλητότητα που παρατηρείται κατά τα έτη 1991 και 1992 συνδέεται με τη "Μαύρη Τετάρτη" του Σεπτεμβρίου 1992, οπότε και σημειώθηκε η έξοδος της στερλίνας από τον ευρωπαϊκό Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (European Exchange Rate Mechanism "ERM"). Το 2008 το ασφάλιστρο κινδύνου παρουσιάζει άνοδο, γεγονός που συνδέεται με την παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση. Όσον αφορά τη Βραζιλία, η υψηλή μεταβλητότητα του 1999 οφείλεται στην αλλαγή συστήματος καθορισμού της συναλλαγματικής της ισοτιμίας. Αντίστοιχες είναι οι περιπτώσεις της Ρωσίας κατά το 1998 και της Ταϊλάνδης κατά τα έτη 1997 και 1998. Χαρακτηριστικό επίσης είναι ότι η Ιαπωνία και η Ελβετία διατηρούν ένα σταθερό και μη-χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου, γεγονός που υποδηλώνει ότι οι εν λόγω χώρες δεν φαίνεται να επηρεάζονται σε πολύ μεγάλο βαθμό από τις οικονομικές κρίσεις.

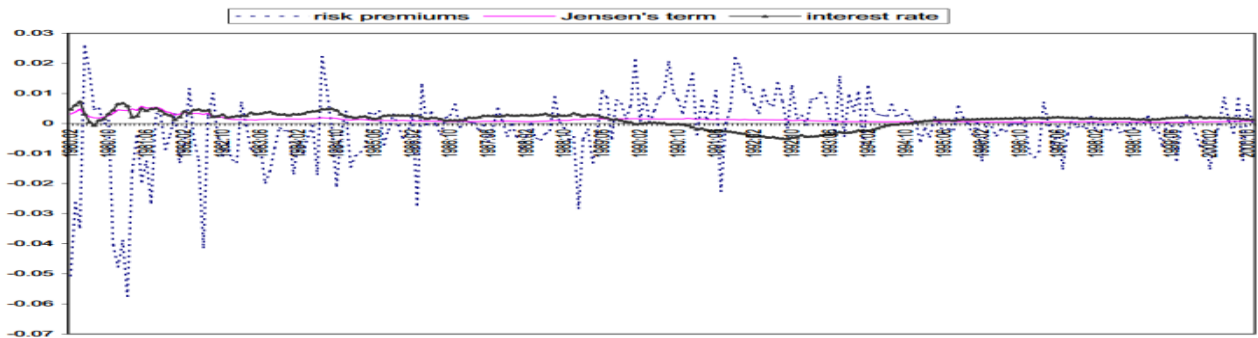
Ο Benavides (2016) εξετάζει την συναλλαγματική ισοτιμία Mexican Peso/US Dollar και χρεόγραφα διάρκειας λήξης 3 μηνών, για το χρονικό διάστημα Μαρτίου 2007 έως Δεκεμβρίου 2015. Βρίσκει ένα θετικό-αλλά χαμηλό-ασφάλιστρο κινδύνου, το οποίο όμως την περίοδο 2008-2009 της παγκόσμιας χρηματοοικονομικής κρίσης (οπότε και σημειώθηκε υποτίμηση 19% του πέσο) έλαβε πολύ υψηλές τιμές. Μία άλλη χρονική περίοδος που παρουσιάστηκε ανάλογη μεταβλητότητα είναι το φθινόπωρο του 2011, γεγονός που κατά τον Benavides συνδέεται με την Ελληνική κρίση χρέους. Στο Διάγραμμα 4.2 καταγράφονται αναλυτικά τα αποτελέσματα της έρευνάς του:



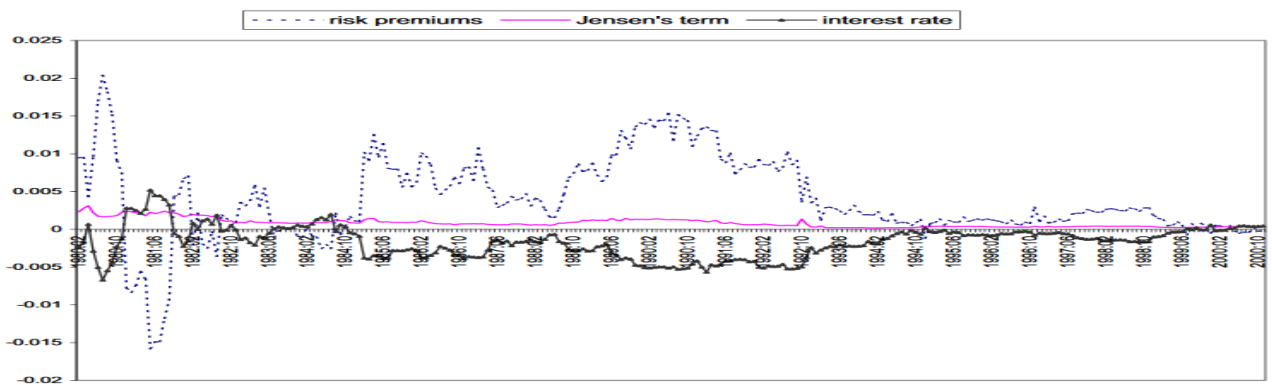
Διάγραμμα 4.2

Ασφάλιστρο κινδύνου και πορεία συν/κής ισοτιμίας Mexican peso/USD

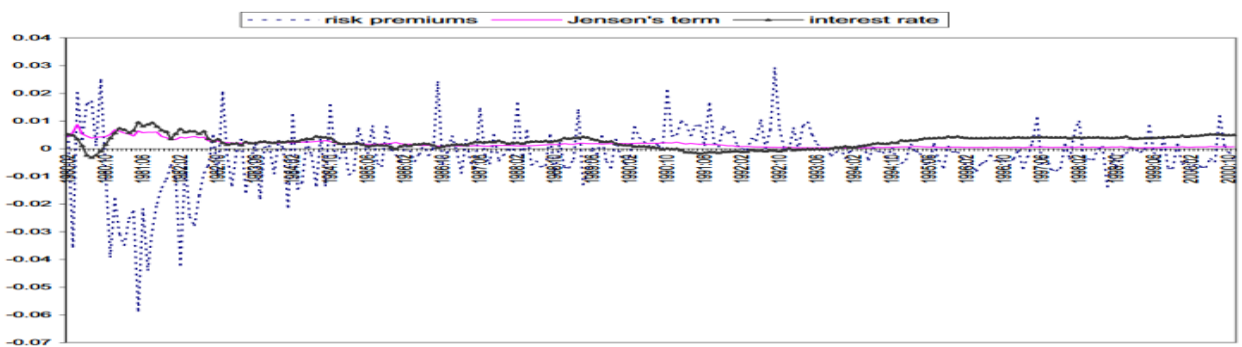
Οι Iwata και Wu (2003) μελετάνε την περίπτωση της Αμερικής έναντι των Γερμανίας, Ηνωμένου Βασιλείου και Ιαπωνίας για ένα δείγμα που εκτείνεται κατά τα έτη 1980 έως 2000, δείχνοντας την ύπαρξη ενός χρονικά μεταβαλλόμενου ασφαλίστρου κινδύνου.



Διάγραμμα 4.3
Ασφάλιστρο κινδύνου για το ζεύγος ΗΠΑ/Γερμανία



Διάγραμμα 4.4
Ασφάλιστρο κινδύνου για το ζεύγος ΗΠΑ/Ηνωμένο Βασίλειο



Διάγραμμα 4.5
Ασφάλιστρο κινδύνου για το ζεύγος ΗΠΑ/Ιαπωνία

Από τα ανωτέρω διαγράμματα διαπιστώνουν ότι σε κάθε περίπτωση η διακύμανση του ασφαλιστρου κινδύνου είναι μεγαλύτερη από τη διακύμανση της διαφοράς επιτοκίων των εκάστοτε χωρών. Συμπεραίνουν συνεπώς ότι ένα μεγάλο μέρος των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας αποδίδεται στη μεταβλητότητα του ασφαλιστρου κινδύνου.

4.4 Παραλλαγές του Μοντέλου GARCH

Στην ακόλουθη ενότητα παρατίθενται διάφορες παραλλαγές του μοντέλου Garch και αναλύονται οι ιδιότητές τους. Πιο συγκεκριμένα περιγράφονται τα μοντέλα: Garch-M, EGarch, GJR-Garch και τέλος το CGarch.

4.4.1 Το μοντέλο GARCH-in-mean (GARCH-M)

Το μοντέλο Υπό Συνθήκη Μεταβλητότητας στον μέσο GARCH-in-mean (GARCH-M) εισήχθη και χρησιμοποιήθηκε από τους Engle *et al* (1987), ώστε να αποτυπωθεί η σχέση που διέπει τον κίνδυνο με την απόδοση, όπως στο υπόδειγμα CAPM. Προστίθεται ένας όρος ετεροσκεδαστικότητας και έτσι ο υπό συνθήκη μέσος είναι συνάρτηση της υπό συνθήκη διακύμανσης. Το μοντέλο GARCH(1,1)-M περιγράφεται ως εξής:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta \times (i_t - i_t^*) + \gamma \times \sigma_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

$$\sigma_{t+1}^2 = \varphi_0 + \varphi_1 \times \varepsilon_t^2 + \varphi_2 \times \sigma_t^2$$

όπου: Ω_t είναι το διαθέσιμο σύνολο πληροφόρησης την χρονική στιγμή t και σ_{t+1} είναι η τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου που αντιπροσωπεύει το χρονικά μεταβαλλόμενο ασφαλιστρο κινδύνου.

Το μειονέκτημα του ανωτέρω μοντέλου είναι ότι επιβάλλει συμμετρία στην υπό συνθήκη μεταβλητότητα. Όμως η μεταβλητότητα αντιδρά γενικά με ασύμμετρο τρόπο στα θετικά και αρνητικά νέα. Σύμφωνα με τον Nelson (1991), η φύση του μοντέλου κρίνεται περιοριστική μιας και προϋποθέτει τετραγωνική αντιστοιχία της υπό συνθήκη αστάθειας σ_{t+1}^2 με τους όρους ε_t και σ_t . Επιπλέον, ενδεχόμενη ύπαρξη αρνητικών συντελεστών φ_0 , φ_1 και φ_2 θα οδηγήσει σε αρνητικό πρόσημο την υπό συνθήκη αστάθεια. Για τους ανωτέρω λόγους ο

Nelson (1991) εισάγει το μοντέλο Εκθετικής Γενικευμένης Υπό Συνθήκη Μεταβλητότητας (EGARCH).

4.4.2 Το μοντέλο Exponential GARCH (EGARCH)

Το μοντέλο EGARCH(1,1)-M που προτείνει ο Nelson (1991) περιγράφεται ως εξής:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta \times (i_t - i_t^*) + \gamma \times \log(\sigma_{t+1}) + \varepsilon_{t+1}$$

$$\log(\sigma_{t+1}) = \varphi_0 + \varphi_1 \times \frac{\varepsilon(t)}{\sigma(t)} + \varphi_2 \times \left[\frac{|\varepsilon(t-1)|}{\sqrt{\sigma(t)}} - \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}} \right] + \varphi_3 \times \log(\sigma_t)$$

Η λογαριθμική κατασκευή του άνωθεν μοντέλου διασφαλίζει το θετικό πρόσημο της υπό συνθήκη μεταβλητότητας, χωρίς να χρειάζεται να τεθεί περιορισμός για τα πρόσημα των φ_i ($i=1,2,3$), όπως στις περιπτώσεις των ARCH και GARCH. Ειδικά όμως το φ_3 συνοδεύεται συνήθως από αρνητικό πρόσημο, έτσι ώστε η επίδραση αρνητικών νέων να δημιουργεί μεγαλύτερη μεταβλητότητα από ότι τα θετικά νέα.

4.4.3 Το μοντέλο GJR GARCH

Μια εναλλακτική προσέγγιση όσον αφορά το ζήτημα ύπαρξης ασυμμετρίας στην υπό συνθήκη μεταβλητότητα, προτείνεται από τους Glosten, Jagannathan και Runkle (1993) υπό την ακόλουθη διατύπωση:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta \times (i_t - i_t^*) + \delta \times \sigma_{t+1}^2 + \varepsilon_{t+1}$$

$$\sigma_{t+1}^2 = \varphi_0 + \varphi_1 \times \varepsilon_{t+k-1}^2 + \varphi_2 \times I_{t+k-1} \times \varepsilon_{t+k-1}^2 + \varphi_3 \times \sigma_t^2$$

Το μοντέλο αυτό διαφέρει έναντι του GARCH(1,1)-M αφενός στην αντιπροσώπευση του ασφαλιστρου κινδύνου από την υπό συνθήκη διακύμανση σ_{t+1}^2 έναντι της υπό συνθήκη τυπικής απόκλισης σ_{t+1} στο GARCH(1,1)-M μοντέλο και αφετέρου στην εισαγωγή συνάρτησης I_t η οποία λαμβάνει την τιμή 1 αν ισχύει: $\varepsilon_t < 0$ και την τιμή μηδέν αν ισχύει: $\varepsilon_t > 0$. Μέσω της συνάρτησης αυτής, μια αρνητική διαταραχή "negative shock" στην οικονομία ($\varepsilon_t < 0$) θα επιφέρει μεγαλύτερες τιμές του σ_{t+1}^2 , έναντι μιας-ακόμα και ιδίου μεγέθους-θετικής

διαταραχής "positive shock" ($\varepsilon_t > 0$). Ο μόνος περιορισμός όπως ακριβώς και στο GARCH(1,1)-M μοντέλο, είναι ότι οι συντελεστές φ_i ($i=1,2,3$) πρέπει να είναι μη-αρνητικοί.

4.4.4 Το μοντέλο CGARCH

Το μοντέλο CGARCH των Engle και Lee (1999) αποτελεί μια επέκταση του μοντέλου GARCH και χρησιμοποιείται ευρέως στη διεθνή βιβλιογραφία μιας και αφενός δείχνει ότι η μεταβλητότητα είναι μη-σταθερή και αφετέρου διαχωρίζει τις μόνιμες από τις παροδικές συνιστώσες της μεταβλητότητας (δηλαδή τη μακροχρόνια τάση και τις βραχυχρόνιες αποκλίσεις από αυτήν). Σύμφωνα με τους Byrne και Davis (2005) το στοιχείο αυτό είναι εξαιρετικά σημαντικό όσον αφορά τη λήψη επενδυτικών αποφάσεων, μιας και αποτυπώνεται ευδιάκριτα η πηγή της αβεβαιότητας και αν αυτή έχει μόνιμο ή παροδικό χαρακτήρα. Οι Black και McMillan (2004) δείχνουν ότι βραχυχρόνιοι και μακροχρόνιοι παράγοντες που επηρεάζουν την συναλλαγματική ισοτιμία οδηγούν σε διαφορετικά επίπεδα μεταβλητότητας, καθώς επίσης και ότι το μοντέλο CGARCH αποτυπώνει καλύτερα τη μεταβλητότητα αυτή της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε σχέση με το μοντέλο GARCH. Αυτός ακριβώς ο διαχωρισμός μεταξύ βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων συνιστωσών της μεταβλητότητας είναι σύμφωνα και με τους Christoffersen *et al* (2006) ο λόγος που το μοντέλο CGARCH υπερσχύει του GARCH. Σε συναφές πόρισμα καταλήγουν οι Guo και Neely (2008) επιτυγχάνοντας καλύτερα αποτελέσματα μέσω του CGARCH μοντέλου (έναντι του GARCH), για να διαχωρίσουν την επίδραση του βραχυχρόνιου από τον μακροχρόνιο παράγοντα στην αστάθεια των τιμών των μετοχών. Γενικά, ο μακροπρόθεσμος παράγοντας αντανakλά ξαφνικές διαταραχές (shocks) στα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη, ενώ ο βραχυπρόθεσμος παράγοντας αντανakλά την ψυχολογία της αγοράς. Σε αυτό το συμπέρασμα καταλήγουν οι Pramor και Tamirisa (2006) αναλύοντας την τάση της μεταβλητότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας μεταξύ νομισμάτων της Κεντρικής και Ανατολικής Ευρώπης και του ευρώ. Δείχνουν δηλαδή ότι η μακροχρόνια αστάθεια είναι αποτέλεσμα ξαφνικών διαταραχών στα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη (economic fundamentals), παρά αποτέλεσμα αλλαγών στην ψυχολογία των αγορών. Σε αντίστοιχα αποτελέσματα προβαίνει και η έρευνα των Simon και Amalia (2011). Οι Ghosray και Morley (2012) εισάγουν έναν όρο ασυμμετρίας στο CGARCH-M μοντέλο, βασιζόμενοι στο GJR GARCH μοντέλο των Glosten, Jagannathan και Runkle (1993), ώστε να εξετάσουν τη μεταβλητότητα της

συναλλαγματικής ισοτιμίας σε μια ενδεχόμενη υποτίμηση ή ανατίμησή της. Το μοντέλο αυτό αποτελείται από το ακόλουθο σετ εξισώσεων:

$$\begin{aligned}
 s_{t+1} - s_t &= \alpha + \beta \times (i_t - i_t^*) + \gamma \times \sigma_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \\
 q_{t+1} &= \varphi_1 + \varphi_2 \times (q_t - \varphi_1) + \varphi_3 \times (\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2) \\
 \sigma_{t+1}^2 &= q_{t+1} + \varphi_4 \times (\varepsilon_t^2 - q_t) + \varphi_5 \times D_t \times (\varepsilon_t^2 - q_t) + \varphi_6 \times (\sigma_t^2 - q_t)
 \end{aligned}$$

όπου: D_t είναι η ψευδομεταβλητή που χρησιμοποιείται για την ασύμμετρη επίδραση, η οποία δείχνει απροσδόκητη ανατίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας με τιμή $D_t = 1$ για $\varepsilon_t < 0$, ενώ αντιθέτως δείχνει απροσδόκητη υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας με τιμή $D_t = 0$ για $\varepsilon_t > 0$,

q_{t+1} είναι η μακροχρόνια συνιστώσα της υπό συνθήκη διακύμανσης που αντανακλά ξαφνικές διαταραχές (shocks) στα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη και συγκλίνει στη μακροχρόνια (και χρονικά σταθερή) μεταβλητότητα φ_1 με ένα μέγεθος της τάξεως του φ_2 ,

$(\sigma_{t+1}^2 - q_{t+1})$ είναι η βραχυχρόνια συνιστώσα της υπό συνθήκη διακύμανσης. Είναι πιο ασταθής από τη μακροχρόνια συνιστώσα και αντανακλά την ψυχολογία των αγορών η οποία γενικά σχετίζεται με βραχυχρόνιες κερδοσκοπικές πιέσεις.

Από τα ανωτέρω εξάγεται άμεσα το συμπέρασμα ότι μεταστροφές του κλίματος στις χρηματοπιστωτικές αγορές, έχουν μικρότερο αντίκτυπο στη μεταβλητότητα σε σχέση με τον αντίκτυπο που επιφέρουν σοκ στα θεμελιώδη μακροοικονομικά μεγέθη. Επίσης το ανωτέρω μοντέλο για να θεωρηθεί ευσταθές, πρέπει να ισχύει η σχέση: $\varphi_2 > \varphi_4 + \varphi_6$ και τότε η βραχυχρόνια μεταβλητότητα συγκλίνει γρηγορότερα από τη μακροχρόνια. Επιπλέον, όσο πλησιέστερη στη μονάδα είναι η εκτιμηθείσα τιμή του συντελεστή φ_2 , με τόσο πιο αργό ρυθμό συγκλίνει η μακροχρόνια συνιστώσα q_{t+1} στο φ_1 ενώ αντίθετα, όσο πλησιέστερη στο μηδέν είναι η εκτιμηθείσα τιμή του φ_2 , με τόσο πιο ταχύ ρυθμό συγκλίνει η μακροχρόνια συνιστώσα q_{t+1} στο φ_1 . Ο συντελεστής φ_3 του σφάλματος πρόβλεψης αντιπροσωπεύει το κατά πόσο οι ξαφνικές διαταραχές επηρεάζουν τη μακροχρόνια συνιστώσα q_{t+1} της υπό συνθήκη διακύμανσης. Όσον αφορά τη βραχυχρόνια συνιστώσα, αυτή περιλαμβάνει έναν όρο ασυμμετρίας ώστε σοκ προηγούμενων περιόδων σχετιζόμενα με τη μακροχρόνια αστάθεια, να αποτυπώνονται στη βραχυχρόνια αστάθεια. Αν λοιπόν ο συντελεστής φ_5 του ασύμμετρου όρου βρεθεί αρνητικός, η επίδραση αρνητικών οικονομικών διαταραχών (απροσδόκητη υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας, $\varepsilon_t > 0$) στη βραχυχρόνια μεταβλητότητα είναι

μεγαλύτερη από την αντίστοιχη επίδραση θετικών διαταραχών (απροσδόκητη ανατίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας, $\epsilon_i < 0$). Οι Guimaraes και Karacadag (2004) μοντελοποίησαν τη μεταβλητότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε νομίσματα αναδυόμενων χωρών και βρήκαν σημαντικές ασύμμετρες επιπτώσεις κυρίως για το μεξικάνικο πέσο και την τούρκικη λίρα. Ο συντελεστής ϕ_4 αποτυπώνει την αρχική επίπτωση που θα έχει ένα σοκ στην παροδική (βραχυχρόνια) συνιστώσα του μοντέλου και ο συντελεστής ϕ_6 αντιπροσωπεύει τον βαθμό διατήρησης της βραχυχρόνιας συνιστώσας. Οι Koutmos *et al* (1993) βρίσκοντας έναν θετικό συντελεστή του όρου ασυμμετρίας για την χρηματιστηριακή αγορά των Αθηνών, δείξανε ότι οι θετικές διαταραχές έχουν μεγαλύτερο αντίκτυπο στην αστάθεια από ότι οι αρνητικές. Το γεγονός αυτό μπορεί να οφείλεται βάσιμα στην υποψία των επενδυτών περί κερδοσκοπικής φούσκας όταν παρατηρούνταν υπερβολικές αυξήσεις στις τιμές των μετοχών. Έτσι επικρατεί αβεβαιότητα και η αστάθεια μεγαλώνει. Σύμφωνα με τους Ghosray και Morley (2012) ένα τέτοιο αντίστοιχο σενάριο θα μπορούσε να προκύψει και στις αναδυόμενες αγορές συναλλάγματος.

4.5 Ανακεφαλαίωση

Το κεφάλαιο 4 προέβη σε μία εκτεταμένη ανασκόπηση της βιβλιογραφίας αφενός για τα υποδείγματα ARCH και GARCH, και αφετέρου για την εκτίμηση του ασφαλιστρου κινδύνου μέσω αυτών. Όπως κατέστη σαφές, με στατιστικούς όρους η αστάθεια μετράται με τη διακύμανση ή την τυπική απόκλιση. Το υπόδειγμα GARCH και οι παραλλαγές του είναι το κύριο εργαλείο για την αποτύπωσή της.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

Εμπειρική Διερεύνηση

5.1 Εισαγωγή

Η Ακάλυπτη Ισοτιμία Επιτοκίων περιγράφει τη σχέση που διέπει τη διαφορά επιτοκίων δύο χωρών με την αναμενόμενη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Η αποτυχία της σε εμπειρικό επίπεδο όμως, είναι ένα πρόβλημα που απασχολεί έντονα τους ερευνητές τα τελευταία τριάντα χρόνια.

Το παρόν κεφάλαιο προβαίνει σε εμπειρική έρευνα για την εξακρίβωση της επαλήθευσης της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων και σε περίπτωση μη-ισχύος, γίνεται προσπάθεια υπολογισμού του ασφαλιστρο κινδύνου ώστε να εξηγηθεί η απόρριψή της.

Αρχικά δίνεται η διαγραμματική παρουσίαση των μεταβλητών, ώστε να εξαχθούν κάποια πρώτα συμπεράσματα. Κατόπιν, παρατίθενται τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (O.L.S.) μαζί με τους απαιτούμενους στατιστικούς ελέγχους. Τέλος, με το μοντέλο Garch εκτιμάται το ασφαλιστρο κινδύνου και παρουσιάζεται η εξέλιξη του στο χρόνο.

5.2 Παρουσίαση δεδομένων

Για την υλοποίηση της έρευνας και την εξαγωγή συμπερασμάτων, αντλήθηκαν δεδομένα από τη βάση Federal Reserve Economic Data (ανάκτηση από: <https://fred.stlouisfed.org/>) και έγινε χρήση του υπολογιστικού πακέτου Stata 13 για την εμπειρική ανάλυση των αποτελεσμάτων. Στην παρούσα εργασία εξετάζονται τα ακόλουθα ζεύγη των μεταβλητών των επιτοκίων:

- i) Επιτόκια 10ετών ομολόγων Η.Π.Α. και Γερμανίας για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 1999 έως Μάρτιος 2015.
- ii) Επιτόκια 10ετών ομολόγων Η.Π.Α. και μέσου όρου των χωρών της Ευρωζώνης για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 1999 έως Δεκέμβριος 2013.

Ως εγχώριο νόμισμα λαμβάνεται το δολάριο Η.Π.Α. και ως αλλοδαπό νόμισμα το ευρώ. Η τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία S_t (US\$/€) περιλαμβάνει τον τριμηνιαίο μέσο

όρο των μηνιαίων δεδομένων, ενώ οι μεταβλητές των επιτοκίων αντιπροσωπεύουν τον τριμηνιαίο μέσο όρο των ετησίων αποδόσεων των 10ετών ομολόγων των Η.Π.Α., Γερμανίας και Ευρωζώνης. Ο ρυθμός μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας υπολογίζεται ως η ετήσια διαφορά λογαρίθμων της ισοτιμίας (συμβολισμός: $s_t = \ln S_t$), ενώ τα επιτόκια, ο ρυθμός μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας και το ασφάλιστρο κινδύνου εκφράζονται ως ποσοστά επί τοις εκατό.

Τέλος, δηλώνονται οι δύο βασικές παραδοχές που έχουν ληφθεί υπόψη στην παρούσα μελέτη. Πρώτον, θεωρούνται ορθολογικές προσδοκίες εκ μέρους των επενδυτών, δηλαδή: $s_{t+1}^e = s_{t+1}$ και δεύτερον, τα κόστη συναλλαγών τόσο στην αγορά συναλλάγματος όσο και στην αγορά ομολόγων θεωρούνται αμελητέα.

5.3 Περιγραφικά στατιστικά και διαγράμματα

Κατ'αρχάς παρατίθενται συνοπτικά τα περιγραφικά στατιστικά των υπό εξέταση μεταβλητών και κατόπιν οι γραφικές τους παραστάσεις.

Πίνακας 5.1
Περιγραφικά στατιστικά μεταβλητών

Μεταβλητή	Πλήθος παρατηρήσεων	Μέση τιμή	Τυπική απόκλιση	Ελάχιστη τιμή	Μέγιστη τιμή
Συν/κή ισοτιμία	70	0.18	0.15	-0.14	0.45
Ρυθμός μεταβολής συν/κής ισοτιμίας	66	0.24	10.36	-21.41	21.16
Επιτόκιο ομολόγων Η.Π.Α.	65	3.90	1.23	1.64	6.48
Επιτόκιο ομολόγων Γερμανίας	65	3.42	1.30	0.31	5.46
Επιτόκιο ομολόγων Ευρωζώνης	60	4.17	0.72	2.22	5.62
Διαφορά επιτοκίων Η.Π.Α.-Γερμανίας	65	0.48	0.53	-0.41	1.66

Διαφορά επιτοκίων

Η.Π.Α.- Ευρωζώνης

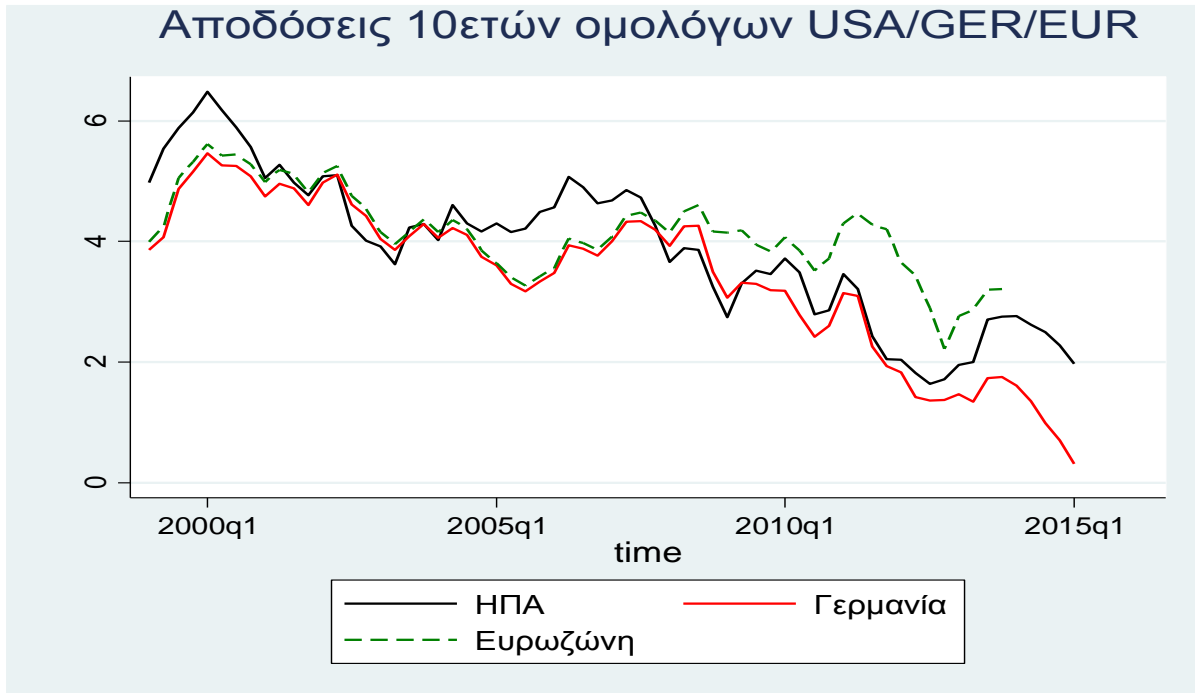
60

-0.14

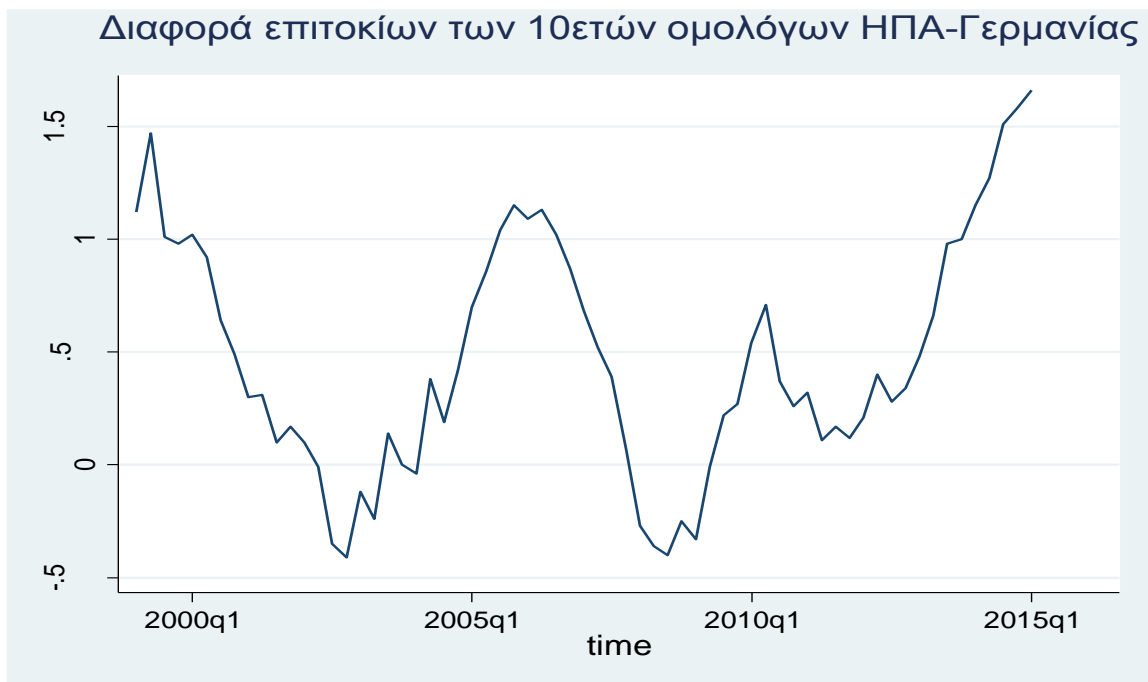
0.81

-2.15

1.29



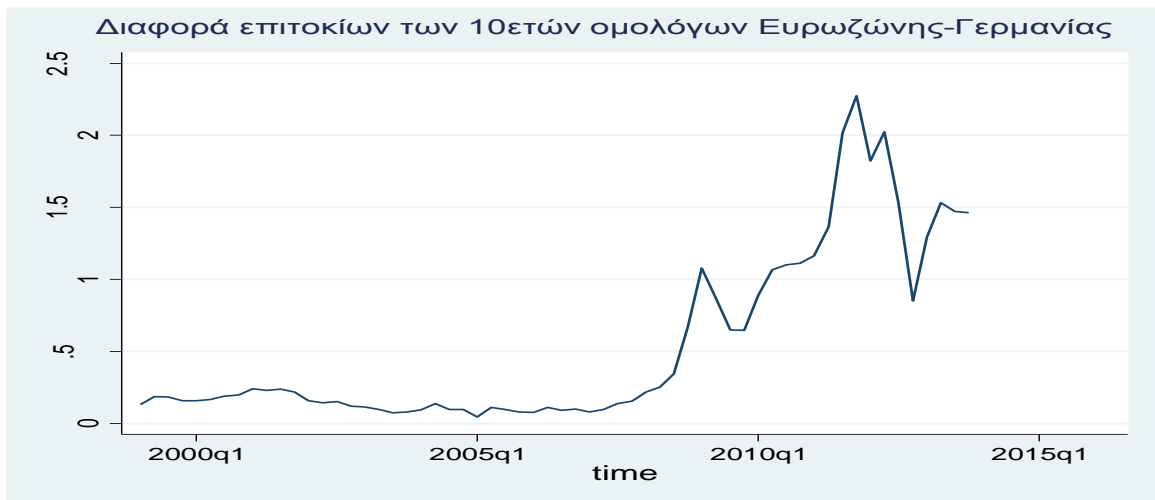
Διάγραμμα 5.1



Διάγραμμα 5.2



Διάγραμμα 5.3



Διάγραμμα 5.4



Διάγραμμα 5.5

5.4 Α.Ι.Ε. σε Η.Π.Α.-Γερμανία

Η πρώτη περίπτωση μελέτης αφορά το ζεύγος 10ετών ομολόγων Η.Π.Α. και Γερμανίας.

5.4.1 Παλινδρόμηση O.L.S.

Με σκοπό τον έλεγχο ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης ελαχίστων τετραγώνων: $d1 = \alpha + \beta * (d_us_ger) + \varepsilon_{t+4}$, δηλαδή: $100 * (\ln S_{t+4} - \ln S_t) = \alpha + \beta * (i_t^{US} - i_t^{GER}) + \varepsilon_{t+4}$

Πίνακας 5.2

Αποτελέσματα παλινδρόμησης O.L.S.

Source	SS	df	MS	Number of obs = 65		
Model	872.837329	1	872.837329	F(1, 63) =	9.02	
Residual	6098.50756	63	96.8017073	Prob > F =	0.0038	
Total	6971.34489	64	108.927264	R-squared =	0.1252	
				Adj R-squared =	0.1113	
				Root MSE =	9.8388	

d1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_us_ger	-6.940632	2.311393	-3.00	0.004	-11.55958	-2.321681
_cons	3.53614	1.646906	2.15	0.036	.24506	6.827219

Ο συντελεστής "β" της διαφοράς επιτοκίων -6.94 είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός (t-stat = -3.00). Ο σταθερός όρος "α" ισούται με 3.54 και είναι επίσης στατιστικά σημαντικός (t-stat = 2.15). Τέλος, λαμβάνεται ένας ιδιαίτερα χαμηλός προσαρμοσμένος συντελεστής προσδιορισμού \bar{R}^2 (Adjusted R-squared) ο οποίος είναι ίσος με 11,13%.

Η απόκλιση των εκτιμώμενων συντελεστών από το ζεύγος τιμών $(\alpha, \beta) = (0, 1)$ οδηγεί στην απόρριψη της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων (UIP). Το γεγονός αυτό αποδίδεται στην ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου, δεδομένου ότι για τις ανάγκες της έρευνας έχει γίνει η παραδοχή τήρησης ορθολογικών προσδοκιών εκ μέρους των επενδυτών. Συνεπώς τα δύο υπό εξέταση ομόλογα θεωρούνται ατελή υποκατάστατα.

Διενεργείται ο επαυξημένος στατιστικός έλεγχος Dickey-Fuller (ADF Test) μέσω του οποίου διερευνάται η στασιμότητα ή μη, των χρονοσειρών του ρυθμού μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διαφοράς επιτοκίων των 10ετών ομολόγων. Ο έλεγχος αυτός διατυπώνεται: H_0 : Μη-Στάσιμη Χρονοσειρά Vs H_1 : Στάσιμη Χρονοσειρά. Αρχικά, για τον ρυθμό μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας λαμβάνονται τα κάτωθι αποτελέσματα:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 63

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.391	-1.671	-1.296

p-value for Z(t) = 0.0004

Η τιμή -3.54 που εξάγεται είναι μικρότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή (critical value) για κάθε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας και ως εκ τούτου η μηδενική υπόθεση H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (unit root) απορρίπτεται. Δηλαδή η χρονοσειρά του ρυθμού μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι στάσιμη.

Στην συνέχεια, για την χρονοσειρά της διαφοράς επιτοκίων των 10ετών ομολόγων λαμβάνονται τα κάτωθι αποτελέσματα:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 62

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.392	-1.672	-1.296

p-value for Z(t) = 0.0436

Η τιμή -1.74 που εξάγεται είναι μικρότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή (critical value) στα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10% και ως εκ τούτου η μηδενική υπόθεση H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (unit root) απορρίπτεται, δηλαδή η χρονοσειρά της διαφοράς επιτοκίων των 10ετών ομολόγων είναι στάσιμη στα ανωτέρω επίπεδα σημαντικότητας.

5.4.2 Χρήση μοντέλου Garch και εκτίμηση του ασφαλίστρου κινδύνου

Για τον σκοπό της παρούσας ανάλυσης, χρησιμοποιείται το μοντέλο Garch-M (1,2) και η υπό συνθήκη τυπική απόκλιση " σ_t ". Δηλαδή:

$$100 * (\ln S_{t+4} - \ln S_t) = \alpha + \beta * (i_t^{US} - i_t^{GER}) + \gamma * \sigma_{t+4} + \varepsilon_{t+4}$$

$$[\text{δηλαδή: } d1 = \alpha + \beta * (d_us_ger) + \gamma * \sigma_{t+4} + \varepsilon_{t+4}]$$

$$\sigma_t^2 = \varphi_0 + \varphi_1 * \varepsilon_{t-1}^2 + \varphi_2 * \sigma_{t-2}^2$$

Τα αποτελέσματα που εξάγονται από το Garch-M (1,2) μοντέλο, παρατίθενται στον Πίνακα 5.3. Λαμβάνεται ένας θετικός σταθερός όρος " α " ίσος με 11.14 και στατιστικά σημαντικός (z-stat = 2.31), ενώ ο συντελεστής " β " ισούται με -6.28 και είναι επίσης στατιστικά σημαντικός (z-stat = -2.63). Τέλος, ο συντελεστής " γ " της υπό συνθήκη τυπικής απόκλισης που ισούται με -0.68 δεν είναι στατιστικά σημαντικός (z-stat = -1.27) στο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, αλλά στο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 21%. Όλα τα ανωτέρω υποδηλώνουν την ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου.

Πίνακας 5.3

Αποτελέσματα παλινδρόμησης μοντέλου Garch-M (1,2)

ARCH family regression

Sample: 1999q1 - 2015q1
Distribution: Gaussian
Log likelihood = -233.3788

Number of obs = 65
Wald chi2(2) = 8.04
Prob > chi2 = 0.0180

		OPG				[95% Conf. Interval]	
	d1	Coef.	Std. Err.	z	P> z		
d1							
	d_us_ger	-6.279651	2.383413	-2.63	0.008	-10.95105	-1.608247
	_cons	11.13947	4.82163	2.31	0.021	1.689254	20.5897
ARCHM							
	sigma2ex	-.6776583	.5356525	-1.27	0.206	-1.727518	.3722014
ARCH							
	arch						
	L1.	.641571	.426196	1.51	0.132	-.1937577	1.4769
	garch						
	L2.	-.1498375	.1723281	-0.87	0.385	-.4875943	.1879194
	_cons	47.55754	19.95581	2.38	0.017	8.444866	86.67022

Το μοντέλο Garch δεν αρκεί από μόνο του ώστε να αποτυπώσει το ασφάλιστρο κινδύνου, το οποίο εμπεριέχει και μια συνιστώσα η οποία είναι συνάρτηση της διαφοράς επιτοκίων. Έτσι διενεργείται ο ακόλουθος μετασχηματισμός:

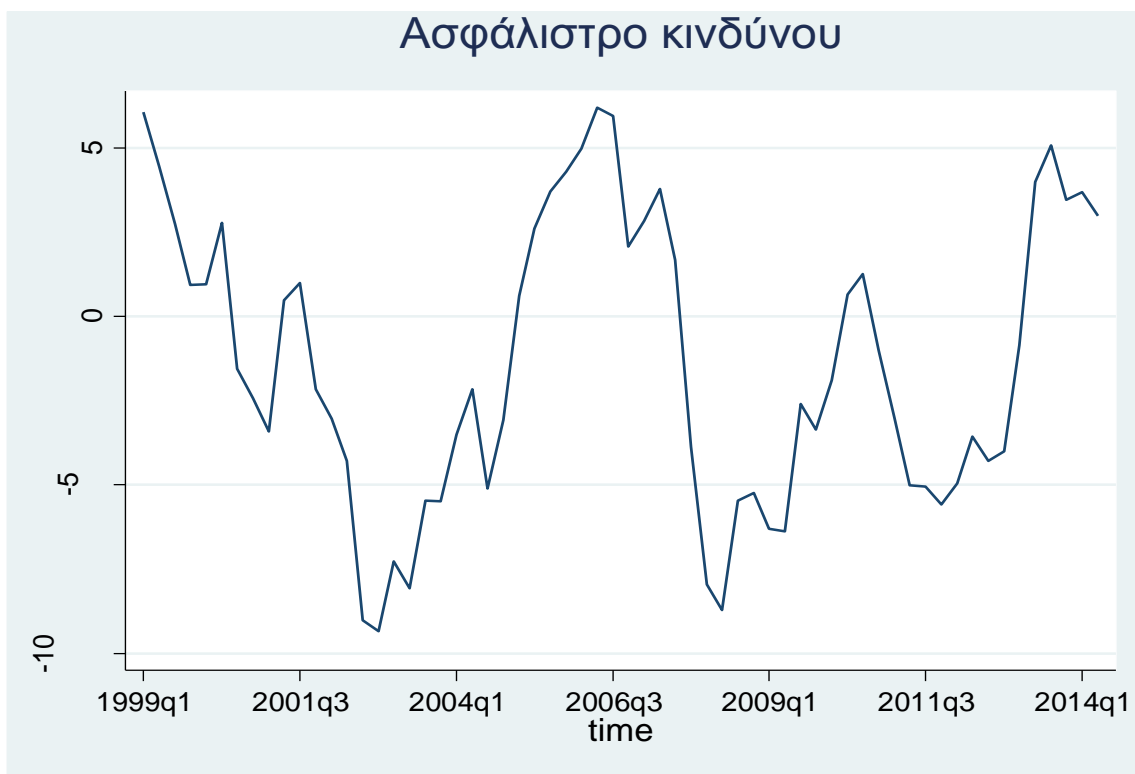
$$i_t^{US} = 100*(\ln S_{t+4} - \ln S_t) + i_t^{GER} + [-\alpha + (1-\beta)*(i_t^{US} - i_t^{GER}) - \gamma*\sigma_t]$$

ή

$$i_t^{US} = [100*(\ln S_{t+4} - \ln S_t)] + i_t^{GER} + \lambda_t,$$

όπου: $\lambda_t = -\alpha + (1-\beta)*(i_t^{US} - i_t^{GER}) - \gamma*\sigma_t$

Στη συνέχεια παρατίθεται το Διάγραμμα 5.6 που απεικονίζει την εξέλιξη του ασφαλίστρου κινδύνου λ_t :



Διάγραμμα 5.6

Επίσης παρατίθεται ο Πίνακας 5.4 που παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά του ασφαλίστρου κινδύνου:

Πίνακας 5.4

Περιγραφικά στατιστικά ασφαλίστρου κινδύνου

Μεταβλητή	Πλήθος παρατηρήσεων	Μέση τιμή	Τυπική απόκλιση	Ελάχιστη τιμή	Μέγιστη τιμή
Ασφάλιστρο κινδύνου	62	-1.377069	4.30741	-9.337827	6.18789

Σύμφωνα με τον Πίνακα 5.4 το ασφαλίστρο κινδύνου κυμαίνεται περί τη μέση τιμή -1.38% λαμβάνοντας τη μέγιστη τιμή του το 2006:Q2 ίση με +6.19% και ελάχιστη τιμή -9.34% το 2002:Q4. Τέλος, διενεργείται ο Επαυξημένος Ελέγχος Dickey-Fuller και λαμβάνονται τα κάτωθι αποτελέσματα:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root	Number of obs	=	59
	Z(t) has t-distribution		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.429	-2.396	-1.673
			-1.297

p-value for Z(t) = 0.0092

Η τιμή -2.43 που εξάγεται είναι μικρότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή (critical value) σε κάθε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας και ως εκ τούτου η μηδενική υπόθεση H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (unit root) απορρίπτεται, δηλαδή η χρονοσειρά του ασφαλίστρου κινδύνου είναι στάσιμη.

5.5 Α.Ι.Ε. σε Η.Π.Α.-Ευρωζώνη

Η δεύτερη περίπτωση μελέτης αφορά το ζεύγος 10ετών ομολόγων Η.Π.Α. και Ευρωζώνης.

5.5.1 Παλινδρόμηση O.L.S.

Με σκοπό τον έλεγχο ισχύος της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης ελαχίστων τετραγώνων: $d1 = \alpha + \beta * (d_us_eu) + \varepsilon_{t+4}$,

δηλαδή: $100 * (\ln S_{t+4} - \ln S_t) = \alpha + \beta * (i_t^{US} - i_t^{EU}) + \varepsilon_{t+4}$. Έτσι λαμβάνεται ο κάτωθι Πίνακας 5.5:

Πίνακας 5.5
Αποτελέσματα παλινδρόμησης O.L.S.

Source	SS	df	MS	Number of obs = 60		
Model	1.56643603	1	1.56643603	F(1, 58) =	0.02	
Residual	5516.19535	58	95.1068164	Prob > F =	0.8983	
Total	5517.76179	59	93.5213862	R-squared =	0.0003	
				Adj R-squared =	-0.0170	
				Root MSE =	9.7523	

d1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_us_eu	.2020386	1.574287	0.13	0.898	-2.949239	3.353317
_cons	1.49266	1.279066	1.17	0.248	-1.067669	4.05299

Τόσο ο σταθερός όρος "α" που ισούται με 1.49 όσο και ο συντελεστής "β" της διαφοράς επιτοκίων που ισούται με 0.20 είναι στατιστικά μη-σημαντικοί (t-statistics ίσα με 1.17 και 0.13 αντίστοιχα). Τέλος, λαμβάνεται αρνητικός προσαρμοσμένος συντελεστής προσδιορισμού \bar{R}^2 (Adjusted R-squared) ο οποίος είναι ίσος με -1.7%. Τα αποτελέσματα αυτά οδηγούν ξανά στην απόρριψη της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων (U.I.P.) γεγονός που αποδίδεται στην ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου, δεδομένου ότι για τις ανάγκες της έρευνας έχει γίνει η παραδοχή τήρησης ορθολογικών προσδοκιών εκ μέρους των επενδυτών.

Διενεργείται ο επαυξημένος στατιστικός έλεγχος Dickey-Fuller όπου για την χρονοσειρά της διαφοράς επιτοκίων των 10ετών ομολόγων λαμβάνονται τα κάτωθι αποτελέσματα:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root				Number of obs =	57
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Z(t) has t-distribution	
Z(t)	-1.778	-2.399	-1.674	-1.298	

p-value for Z(t) = 0.0405

Η τιμή -1.78 που εξάγεται είναι μικρότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή (critical value) στα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10% και ως εκ τούτου η μηδενική υπόθεση H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (unit root) απορρίπτεται, δηλαδή η χρονοσειρά της διαφοράς επιτοκίων των 10ετών ομολόγων είναι στάσιμη στα ανωτέρω επίπεδα σημαντικότητας.

5.5.2 Χρήση μοντέλου Garch και εκτίμηση του ασφάλιστρου κινδύνου

Για τον σκοπό της παρούσας ανάλυσης, χρησιμοποιείται το μοντέλο Garch-M (1,2) και η υπό συνθήκη τυπική απόκλιση " σ_t ". Δηλαδή:

$$100 * (\ln S_{t+4} - \ln S_t) = \alpha + \beta * (i_t^{US} - i_t^{EU}) + \gamma * \sigma_{t+4} + \varepsilon_{t+4}$$

$$[\text{δηλαδή: } d1 = \alpha + \beta * (d_us_eu) + \gamma * \sigma_{t+4} + \varepsilon_{t+4}]$$

$$\sigma_t^2 = \varphi_0 + \varphi_1 * \varepsilon_{t-1}^2 + \varphi_2 * \sigma_{t-2}^2$$

Για να υπολογιστεί το ασφάλιστρο κινδύνου " λ_t " ακολουθείται ο ίδιος μετασχηματισμός όπως στην περίπτωση του ζεύγους Η.Π.Α.-Γερμανίας, διότι το μοντέλο Garch δεν αρκεί από μόνο του ώστε να αποτυπώσει το ασφάλιστρο κινδύνου, το οποίο εμπεριέχει και μία συνιστώσα η οποία είναι συνάρτηση της διαφοράς επιτοκίων.

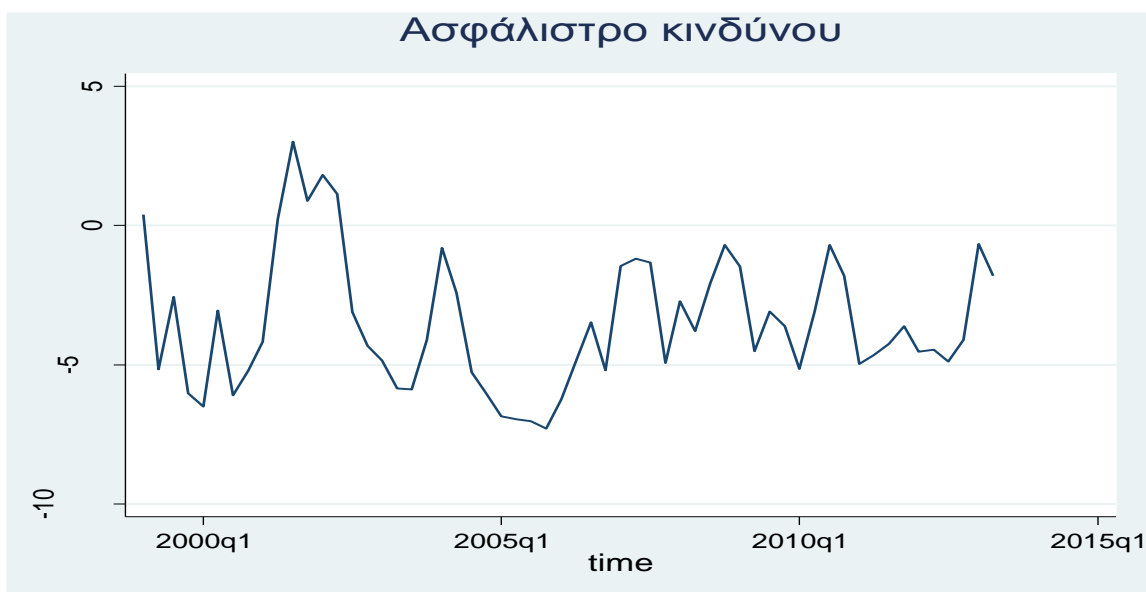
Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης του Garch-M (1,2) μοντέλου, παρατίθενται αναλυτικά στον Πίνακα 5.6.

Πίνακας 5.6

Αποτελέσματα παλινδρόμησης μοντέλου Garch-M (1,2)

d1		OPG		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
		Coef.	Std. Err.				
d1	d_us_eu	2.027601	.9657095	2.10	0.036	.1348449	3.920357
	_cons	7.322397	1.312049	5.58	0.000	4.750829	9.893965
ARCHM	sigma2ex	-.4010822	.1881704	-2.13	0.033	-.7698894	-.0322751
ARCH	arch						
	L1.	1.34382	.5199137	2.58	0.010	.3248078	2.362832
	garch						
	L2.	.021686	.0593233	0.37	0.715	-.0945857	.1379576
	_cons	7.829583	5.528112	1.42	0.157	-3.005318	18.66448

Λαμβάνεται ένας θετικός σταθερός όρος "α" ίσος με 7.32 στατιστικά σημαντικός (z-stat = 5.58), ενώ ο συντελεστής "β" ισούται με 2.03 και είναι επίσης στατιστικά σημαντικός (z-stat = 2.10). Τέλος, ο συντελεστής "γ" της υπό συνθήκη τυπικής απόκλισης ισούται με -0.40 επίσης στατιστικά σημαντικός (z-stat = -2.13). Όλα τα ανωτέρω υποδηλώνουν την ύπαρξη ασφαλιστρου κινδύνου. Στη συνέχεια παρατίθεται το Διάγραμμα 5.7 που απεικονίζει την εξέλιξη του στο χρόνο:



Διάγραμμα 5.7

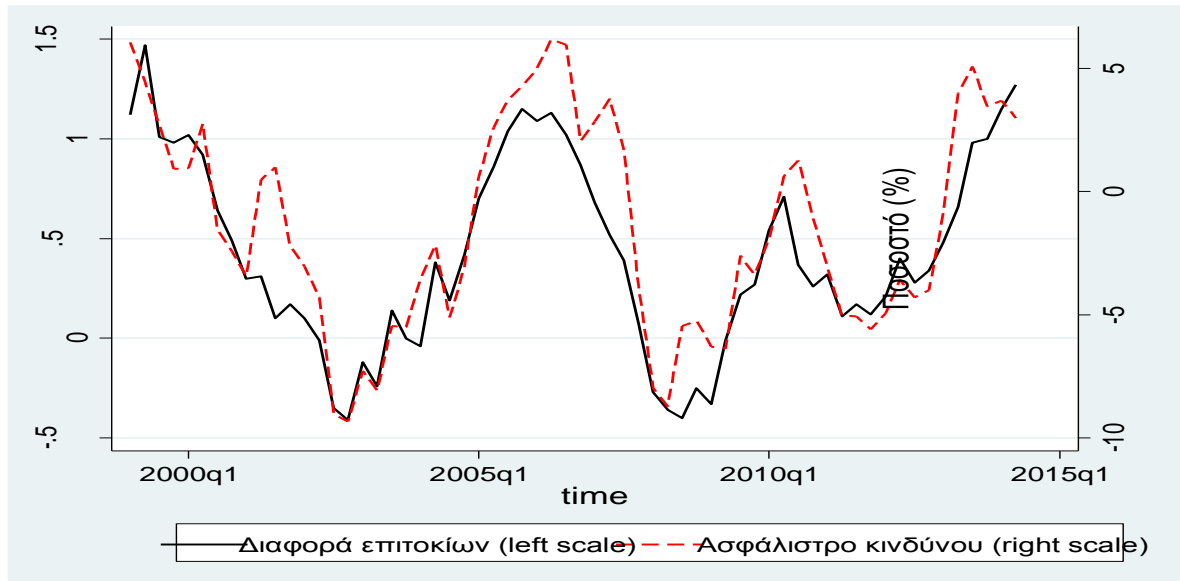
5.6 Συμπεράσματα της έρευνας

5.6.1 Ζεύγος Η.Π.Α.-Γερμανία

Όσον αφορά το ζεύγος Η.Π.Α.-Γερμανία, το ασφάλιστρο κινδύνου από τις αρχές του 1999 έως το 2000:Q2 λαμβάνει θετικές τιμές υποδεικνύοντας έτσι ότι το αμερικάνικο ομόλογο θεωρείται από τους επενδυτές ότι φέρει μεγαλύτερο κίνδυνο. Έπειτα λαμβάνει κυρίως αρνητικές τιμές έως το 2004:Q4, δείχνοντας ότι το γερμανικό ομόλογο θεωρείται από τους επενδυτές ότι φέρει μεγαλύτερο κίνδυνο σε αυτή την περίοδο. Εξαίρεση αποτελεί η περίοδος που ξέσπασε η παγκόσμια κρίση dot.com τον Μάρτιο του 2001 οπότε και λαμβάνει θετικές τιμές, δηλαδή το αμερικάνικο ομόλογο θεωρείται ως φέρον μεγαλύτερο κίνδυνο και πιο συγκεκριμένα στα τρίμηνα 2001:Q2 και 2001:Q3. Η συμπεριφορά του ασφάλιστρου κινδύνου κατά το χρονικό διάστημα 2005:Q1 έως 2007:Q3 οπότε και ξαναγίνεται θετικό, μπορεί να εκληφθεί ως προμήνυμα της διεθνούς χρηματοπιστωτικής κρίσης η οποία ξέσπασε στις Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής το 2007. Κατόπιν, από το 2007:Q4 έως το 2013:Q1 το ασφάλιστρο κινδύνου γίνεται αρνητικό (εκτός από τα τρίμηνα 2010:Q2 και 2010:Q3), γεγονός που αποτυπώνει το "φαινόμενο ντόμινο" της ραγδαίας εξάπλωσης της κρίσης στην Ευρωπαϊκή Ένωση, με το μεγαλύτερο αντίκτυπο να δέχεται πρωταρχικά η Ισλανδία (χώρα εκτός Ε.Ε.) το 2008 και να ακολουθεί η κρίση χρέους της Ευρωζώνης το 2009. Τέλος, μέχρι το 2014:Q1 λαμβάνει θετικές τιμές υποδεικνύοντας ότι το 10ετές αμερικάνικο ομόλογο φέρει μεγαλύτερο κίνδυνο στα μάτια των επενδυτών, έναντι του 10ετούς γερμανικού.

Αν και η παρούσα εργασία εξετάζει την πορεία του ασφάλιστρου κινδύνου μέχρι το πρώτο τρίμηνο του 2014, αξίζει εντούτοις να αναφερθεί ότι σε σύμπλευση με την τελευταία παρατήρηση έρχεται το γεγονός ότι στις 13/7/2016 η Γερμανία εξέδωσε για πρώτη φορά στην ιστορία της 10ετές ομόλογο με αρνητική απόδοση, δείχνοντας έτσι ότι αποτελεί ένα "ασφαλές καταφύγιο" για τους επενδυτές την σημερινή εποχή.

Μία ενδιαφέρουσα παρατήρηση που προκύπτει από τα Διαγράμματα 5.2 και 5.6, είναι ότι το ασφάλιστρο κινδύνου και η διαφορά επιτοκίων φαίνεται να έχουν παρόμοια πορεία στο χρόνο.



Διάγραμμα 5.8

Πορεία ασφάλιστρο κινδύνου και διαφοράς επιτοκίων

Το Διάγραμμα 5.8 επιβεβαιώνει την κοινή συμπεριφορά των δύο ανωτέρω χρονοσειρών. Συνεπώς η πορεία του ασφάλιστρο κινδύνου μπορεί να ερμηνευθεί σε υψηλό βαθμό από την κίνηση της διαφοράς των αποδόσεων των δύο ομολόγων. Η αιτία είναι ότι ο συντελεστής "γ" στο ασφάλιστρο κινδύνου $\lambda_t = -\alpha + (1 - \beta) * (i_t^{US} - i_t^{GER}) - \gamma * \sigma_t$ προέκυψε στατιστικά μη-σημαντικός. Κατόπιν, διενεργείται παλινδρόμηση ελαχίστων τετραγώνων (O.L.S.) με εξαρτημένη μεταβλητή το ασφάλιστρο κινδύνου και ανεξάρτητη μεταβλητή τη διαφορά των δύο επιτοκίων (μεταβλητή d_us_ger).

Πίνακας 5.8

Αποτελέσματα παλινδρόμησης O.L.S.

Source	SS	df	MS			
Model	926.942235	1	926.942235	Number of obs =	62	
Residual	204.838388	60	3.41397314	F(1, 60) =	271.51	
Total	1131.78062	61	18.5537807	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.8190	
				Adj R-squared =	0.8160	
				Root MSE =	1.8477	

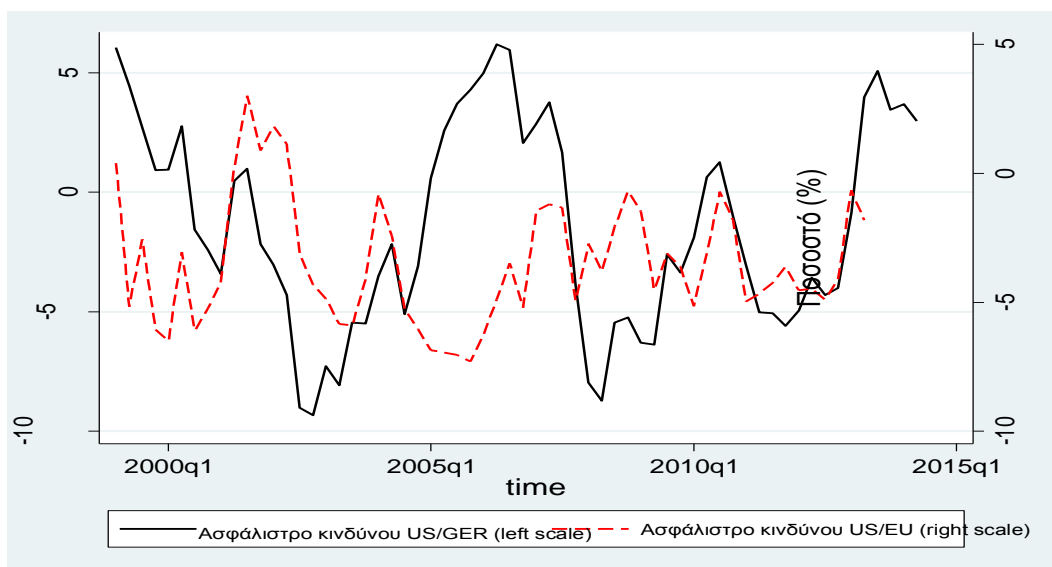
risk_premium	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d_us_ger	8.060082	.4891513	16.48	0.000	7.081634	9.03853
_cons	-4.802604	.3134997	-15.32	0.000	-5.429697	-4.175511

Όπως αναμενόταν βάσει των ανωτέρω, λαμβάνεται ένας ιδιαίτερος υψηλός προσαρμοσμένος συντελεστής προσδιορισμού \bar{R}^2 (Adjusted R-squared) ο οποίος ισούται με 81,6% και αυτό αποδεικνύει το υψηλό ποσοστό μεταβλητότητας του ασφαλιστρου κινδύνου που ερμηνεύεται από τη μεταβλητότητα της διαφοράς επιτοκίων.

5.6.2 Ζεύγος Η.Π.Α.-Ευρωζώνη

Το ασφαλιστρο κινδύνου που εξάγεται είναι αρνητικό σε όλη σχεδόν τη χρονική διάρκεια του δείγματος. Οι μόνες περιόδους οπότε καταγράφηκαν θετικές τιμές ασφαλιστρου κινδύνου ήταν το τρίμηνο 1999:Q1 και η χρονική περίοδος 2001:Q2 έως 2002:Q2. Αυτό υποδηλώνει ότι οι Η.Π.Α. αντιμετωπίζονται από τους επενδυτές ως ένα καταφύγιο ασφαλούς επένδυσης έναντι της Ευρωζώνης στο σύνολό της. Συμπέρασμα το οποίο χαρακτηρίζεται αναμενόμενο, δεδομένου ότι τα στοιχεία της Ευρωζώνης αποτελούν το μέσο όρο των 10ετών ομολόγων των χωρών που την απαρτίζουν και μέσα σε αυτές συμπεριλαμβάνονται κράτη που έχουν πληγεί σημαντικά από την παγκόσμια οικονομική κρίση, όπως η Ιρλανδία, η Ελλάδα, η Ιταλία, η Ισπανία και η Πορτογαλία.

Αξίζει επίσης να τονιστεί η αλλαγή της στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών "α" και "β" από μη-σημαντικούς κατά την παλινδρόμηση ελαχίστων τετραγώνων (O.L.S.), σε στατιστικά σημαντικούς κατά την παλινδρόμηση του μοντέλου Garch-M (1,2).



Διάγραμμα 5.9

Ασφάλιστρα κινδύνου

Το ανωτέρω Διάγραμμα 5.11 παρουσιάζει την κοινή διαγραμματική απεικόνιση των δύο ασφαλίσεων κινδύνου (US/GER και US/EU) που αποτέλεσαν αντικείμενο μελέτης της παρούσας εργασίας.

5.7 Ανακεφαλαίωση

Η εμπειρική μελέτη του παρόντος κεφαλαίου οδήγησε στο συμπέρασμα της απόρριψης της Ακάλυπτης Ισοτιμίας Επιτοκίων όσον αφορά τα ζεύγη 10ετών ομολόγων Η.Π.Α.-Γερμανίας και Η.Π.Α.-Ευρωζώνης, με αιτία την ύπαρξη ασφαλίστρου κινδύνου και δεδομένου του περιορισμού της τήρησης ορθολογικών προσδοκιών εκ μέρους των επενδυτών.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Τρίμηνα	Λογάριθμος συν/κής ισοτιμίας	Απόδοση 10ετούς Γερμανικού ομολόγου	Απόδοση 10ετούς αμερικάνικου ομολόγου	Μέσος όρος αποδόσεων 10ετών ομολόγων χωρών Ευρωζώνης
1999q1	0.115706808	3.86	4.98	3.99
1999q2	0.055371633	4.07	5.54	4.256667
1999q3	0.04790088	4.87	5.88	5.053333
1999q4	0.037424229	5.16	6.14	5.316667
2000q1	-0.013152787	5.46	6.48	5.616667
2000q2	-0.068528694	5.26	6.18	5.426667
2000q3	-0.100704704	5.25	5.89	5.44
2000q4	-0.14079581	5.08	5.57	5.276667
2001q1	-0.081065453	4.75	5.05	4.99
2001q2	-0.135132674	4.96	5.27	5.19
2001q3	-0.114924625	4.88	4.98	5.116667
2001q4	-0.111117798	4.60	4.77	4.816667
2002q1	-0.131438346	4.98	5.08	5.136667
2002q2	-0.083707749	5.11	5.10	5.253333
2002q3	-0.016061634	4.61	4.26	4.76
2002q4	0.000633133	4.42	4.01	4.54
2003q1	0.070893287	4.04	3.92	4.153333
2003q2	0.127865371	3.86	3.62	3.956667
2003q3	0.118878731	4.09	4.23	4.163333
2003q4	0.174569364	4.29	4.29	4.37
2004q1	0.224183011	4.06	4.02	4.153333
2004q2	0.186064543	4.22	4.60	4.356667
2004q3	0.201061528	4.11	4.30	4.206667
2004q4	0.260053905	3.75	4.17	3.846667
2005q1	0.270561346	3.60	4.30	3.645
2005q2	0.230979437	3.30	4.16	3.41
2005q3	0.19803085	3.17	4.21	3.266667
2005q4	0.173168686	3.34	4.49	3.42
2006q1	0.184929265	3.48	4.57	3.556667
2006q2	0.228489238	3.94	5.07	4.05
2006q3	0.24197839	3.88	4.90	3.97
2006q4	0.254900583	3.76	4.63	3.86
2007q1	0.270510481	4.00	4.68	4.08
2007q2	0.298918704	4.33	4.85	4.426667
2007q3	0.318744598	4.34	4.73	4.476667
2007q4	0.370988679	4.19	4.26	4.343333

2008q1	0.405620652	3.93	3.66	4.146667
2008q2	0.44618043	4.25	3.89	4.503333
2008q3	0.406708779	4.26	3.86	4.603333
2008q4	0.275634795	3.50	3.25	4.17
2009q1	0.26469488	3.07	2.74	4.146667
2009q2	0.308929734	3.32	3.31	4.183333
2009q3	0.358443379	3.30	3.52	3.95
2009q4	0.389967866	3.19	3.46	3.836667
2010q1	0.324881513	3.18	3.72	4.066667
2010q2	0.241716665	2.78	3.49	3.846667
2010q3	0.257660913	2.42	2.79	3.52
2010q4	0.306896291	2.60	2.86	3.713333
2011q1	0.31352037	3.14	3.46	4.303333
2011q2	0.364596816	3.10	3.21	4.466667
2011q3	0.344889096	2.26	2.43	4.28
2011q4	0.298745645	1.93	2.05	4.203333
2012q1	0.271451059	1.83	2.04	3.653333
2012q2	0.249642661	1.42	1.82	3.443333
2012q3	0.224981861	1.36	1.64	2.896667
2012q4	0.26056778	1.37	1.71	2.22
2013q1	0.277732742	1.47	1.95	2.763333
2013q2	0.267606908	1.34	2.00	2.873333
2013q3	0.281814894	1.73	2.71	3.203333
2013q4	0.308587033	1.75	2.75	3.213333
2014q1	0.315078344	1.61	2.76	
2014q2	0.315880727	1.35	2.62	
2014q3	0.281085362	0.99	2.50	
2014q4	0.222583394	0.70	2.28	
2015q1	0.118789936	0.31	1.97	
2015q2	0.101804199			
2015q3	0.106220146			
2015q4	0.090571698			
2016q1	0.097761718			
2016q2	0.121479898			

ΠΗΓΗ: Βάση Federal Reserve Economic Data (ανάκτηση από <https://fred.stlouisfed.org/>)

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ελληνική

Αγιακλόγλου Ν. Χρήστος και Μπένος Ε. Θεοφάνης (2007), *Εισαγωγή Στην Οικονομετρική Ανάλυση*, Β' Έκδοση, Εκδόσεις Γ.Μπένου, Αθήνα

Θαλασσινός Ελευθέριος και Σταματόπουλος Θεόδωρος (1998), *Διεθνή Οικονομικά*, Εκδόσεις Σταμούλη

Λεβεντάκης Ιωάννης (2003), *Διεθνής Μακροοικονομική και Χρηματοοικονομική*, Εκδόσεις Σταμούλη

Πουρναράκης Ευθύμιος (2010), *Διεθνής Οικονομική - Μια Εισαγωγική Προσέγγιση*, 4η Έκδοση, Εκδόσεις Ιδιωτική

Ξένα

Alper C. Emre, Ardic Oya Pinar and Fendoglu Salih (2007), *The Economics Of Uncovered Interest Parity Condition For Emerging Markets: A Survey*, Munich Personal RePec Archive, Paper No. 4079

Azouzi Dhekra (2011), *Do Emerging Market Currencies Lure The Forward Premium Bias To Its Doom?*, Journal Of Emerging Knowledge on Emerging Markets, Volume 3

Bansal Ravi and Dahlquist Magnus (2000), *The Forward Premium Puzzle: Different Tales From Developed And Emerging Economies*, Journal Of International Economics, 51, 115-144

Benavides Guillermo (2016), *Exchange Rate Risk Premium: An Analysis Of Its Determinants For The Mexican Peso-USD*, Banco De Mexico, Working Paper No. 2016-11

Bilson F.O. John (1981), *The Speculative Efficiency Hypothesis*, National Bureau of Economic Research Working Paper Series, Working Paper No. 474

Byrne Joseph and Nagayasu Jun (2008), *Common Factors Of The Exchange Risk Premium In Emerging European Markets*, Munich Personal RePec Archive, Paper No. 31393

Bui Anh Tuan (2010), *Tests Of The Uncovered Interest Parity: Evidence From Australia And New Zealand*, Journal of Economic Literature F31

Chaboud P. Alain and Wright H. Jonathan (2003), *Uncovered Interest Parity: It Works, But Not For Long*, International Finance Discussion Papers, No. 752

Chinn D. Menzie (2006), *The (partial) Rehabilitation Of Interest Rate Parity In The Floating Rate Era: Longer Horizons, Alternative Expectations, And Emerging Markets*, Journal Of International Money And Finance, 25, 7-21

Chinn D. Menzie (2007), *Interest Parity Conditions*, Entry written for the Princeton Encyclopedia of the World Economy

Chinn D. Menzie and Madarassy Rita (2002), *Free To Flow? New Results On Capital Mobility Amongst The Developed Countries*, Santa Cruz Center For International Economics, Working Paper No. 02-20

Chinn D. Menzie and Meredith Guy (1998), *Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 6797

Chinn D. Menzie and Meredith Guy (2004), *Monetary Policy And Long-Horizon Uncovered Interest Parity*, International Monetary Fund Staff Papers, Vol. 51, No. 3, 409-430

Chinn D. Menzie and Meredith Guy (2005), *Testing Uncovered Interest Parity At Short And Long Horizons During The Post-Bretton Woods Era*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 11077

Chinn D. Menzie and Quayyum Saad (2012), *Long Horizon Uncovered Interest Parity Re-Assessed*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 18482

Darvas Zsolt, Rappai Gabor and Schepp Zoltan (2006), *Uncovering Yield Parity: A New Insight Into The UIP Puzzle Through The Stationarity Of Long Maturity Forward Rates*, De Nederlandsche Bank Working Paper No. 98

Engel Charles (2016), *Exchange Rates, Interest Rates, and the Risk Premium*, American Economic Review 2016, 106(2): 436-474

Fama F. Eugene (1984), *Forward And Spot Exchange Rates*, Journal of Monetary Economics 14, 319-338

Felmingham Bruce and Leong Susan (2003), *Parity Conditions And The Efficiency Of The Australian 90 And 180 Day Forward Markets*, School Of Economics, Discussion Paper 2003-02

Flood P. Robert and Rose K. Andrew (2001), *Uncovered Interest Parity In Crisis: The Interest Rate Defense In The 1990s*, International Monetary Fund, Working Paper/01/207

Francis Bill, Hasan Iftekhar and Hunter Delroy (2002), *Emerging Market Liberalization And The Impact On Uncovered Interest Rate Parity*, Federal Reserve Bank Of Atlanta, Working Paper No. 2002-16

Frankel Jeffrey and Poonawala Jumana (2006), *The Forward Market In Emerging Currencies: Less Biased Than In Major Currencies*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 12496

Frankel Jeffrey and Poonawala Jumana (2010), *The Forward Market In Emerging Currencies: Less Biased Than In Major Currencies*, Journal Of International Money And Finance, 29, 585-598

Ghosray Atanu, Li Dandan and Morley Bruce (2012), *Measuring The Risk Premium In Uncovered Interest Parity Using The Component GARCH-M Model*, University Of Bath, International Review Of Economics And Finance, 24, 167-176

Giorgianni Lorenzo (1997), *Foreign Exchange Risk Premium: Does Fiscal Policy Matter? Evidence From Italian Data*, International Monetary Fund, Working Paper/97/39

Hansen Lars Peter (1982), *Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators*, Econometrica, Vol. 50, No. 4, (Jul., 1982), 1029-1054

Isard Peter (2006), *Uncovered Interest Parity*, International Monetary Fund Working Paper/06/96

Iwata Shigeru and Wu Shu (2003), *Macroeconomic Shocks And The Foreign Exchange Risk Premiums*, The University Of Kansas, Working Paper Series In Theoretical And Applied Economics, Working paper No. 200303

Kocenda Evzen and Poghosyan Tigran (2006), *Foreign Exchange Risk Premium Determinants: Case Of Armenia*, William Davidson Institute Working Paper Number 811

Kose M. Ayhan, Prasad Eswar, Rogoff Kenneth and Wei Shang-Jin (2006), *Financial Globalization: A Reappraisal*, International Monetary Fund Working Paper/06/189

Lothian R. James and Wu Liuren (2011), *Uncovered Interest-Rate Parity Over The Past Two Centuries*, Journal of International Money and Finance, 30, 448-473

Mansori Kashif (2003), *Following In Their Footsteps: Comparing Interest Parity Conditions In Central European Economies To The Euro Countries*, CESIFO, Working Paper No. 1020

Maynard Alex and Phillips Peter (2001), *Rethinking an old empirical puzzle: econometric evidence on the forward discount anomaly*, Journal of Applied Econometrics, 16, 671-708

- McCallum Bennett T. (1994)**, *A Reconsideration Of The Uncovered Interest Parity Relationship*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 4113
- McCallum Bennett T. (1994)**, *Monetary Policy And The Term Structure Of Interest Rates*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 4938
- McFarlane Lavern (2003)**, *The UIP And Time Varying Risk Premium: An Application To The Jamaican Bond Market*, Research Services Department, Research And Economic Programming Division, Bank Of Jamaica
- Melander Ola (2009)**, *Uncovered Interest Parity In A Partially Dollarized Developing Country: Does UIP Hold In Bolivia? (And If Not, Why Not?)*, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 716
- Nordhaus William and Samuelson Paul (2000)**, *Οικονομική*, 16η Διεθνής Έκδοση, Β' τόμος, Εκδόσεις Παπαζήση, Αθήνα
- Redekaite Agne and Sokolovska Jelena (2004)**, *Testing Uncovered Interest Parity In Latvia*, SSE Riga Working Papers 2004:9 (64)
- Sachsida Adolfo, Ellery Jr. Roberto and Teixeira Joanilio Rodolpho (2001)**, *Uncovered Interest Parity And Peso Problem: The Brazilian Case*, Applied Economics Letters, Taylor & Francis Journals, Vol. 8(3), pages 179-181
- Sarmidi Tamat and Salleh Norlida Hanim Mohd (2011)**, *Time Horizon And Uncovered Interest Parity In Emerging Economies*, Asian Academy of Management Journal, Vol. 16, No. 2, 107-130