



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΚΡΗΤΗΣ**  
**ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ**

**ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗΝ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ**  
**ΘΕΩΡΙΑ ΚΑΙ ΠΟΛΙΤΙΚΗ**

**«Η ΣΥΝΘΗΚΗ ΤΗΣ ΑΚΑΛΥΠΤΗΣ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΤΩΝ  
ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ: ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΑΠΟ ΤΙΣ ΧΩΡΕΣ ΤΟΥ ΒΙΣΕΓΚΡΑΝΤ –  
ΜΙΑ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ»**

**ΕΠΙΒΛΕΠΟΝΤΕΣ ΚΑΘΗΓΗΤΕΣ: ΚΟΥΚΟΥΡΙΤΑΚΗΣ ΜΙΝΩΑΣ  
ΓΙΑΝΝΟΠΟΥΛΟΣ ΑΝΤΡΕΑΣ  
ΠΑΠΑΔΟΠΟΥΛΟΣ ΑΘΑΝΑΣΙΟΣ**

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟΣ ΦΟΙΤΗΤΗΣ: ΦΑΝΟΥΡΓΙΑΚΗΣ Κ. ΙΩΑΝΝΗΣ**

**ΡΕΘΥΜΝΟ  
ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΣ 2011**

## ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η παρούσα διατριβή ελέγχει εμπειρικά την εγκυρότητα μιας από τις πιο σημαντικές συνθήκες της Ισοδυναμίας των Επιτοκίων, αυτής της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων (A.I.E.). Η A.I.E. στη γενική της μορφή πρεσβεύει ότι, υπό τις υποθέσεις των ορθολογικών προσδοκιών, της ουδετερότητας του κινδύνου και της πλήρους κινητικότητας των κεφαλαίων, τα κέρδη από μια κεφαλαιακή επένδυση στην αλλοδαπή δε θα πρέπει να διαφέρουν από τα κέρδη της ίδιας κεφαλαιακής επένδυσης στην ημεδαπή.

Η εμπειρική διερεύνηση περιλαμβάνει συναλλαγματικές ισοτιμίες και βραχυπρόθεσμα επιτόκια τεσσάρων χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης, Τσεχίας, Σλοβακίας, Πολωνίας και Ουγγαρία, οι οποίες αποτελούν χώρες του πρώην ανατολικού μπλοκ και δεν έχουν υιοθετήσει ακόμη το ευρώ ως νόμισμα, με εξαίρεση τη Σλοβακία η οποία έγινε μέλος της ευρωζώνης από 1<sup>η</sup> Ιανουαρίου 2009. Αρχικά εφαρμόζονται έλεγχοι πολλαπλασιαστική Lagrange για τον εντοπισμό της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα δεδομένα (LM Unit Root tests) που επιτρέπουν την ύπαρξη δύο διαρθρωτικών μεταβολών (structural breaks), οι οποίες καθορίζονται ενδογενώς από τα δεδομένα. Στη συνέχεια επιχειρείται η οικονομική ερμηνεία των εντοπιζόμενων διαρθρωτικών μεταβολών και τέλος εξετάζεται η ισχύς της A.I.E. με την χρήση της Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών (GMM). Η έρευνα στηρίζεται σε μηνιαία δεδομένα που καλύπτουν την περίοδο 1999:1 - 2009:12.

Η συμβολή της παρούσας διατριβής στη μέχρι σήμερα βιβλιογραφία για την Ακάλυπτη Ισοδυναμία των Επιτοκίων έγκειται στο γεγονός ότι η παραπάνω μεθοδολογία, κυρίως όσον αφορά στις διαρθρωτικές μεταβολές, είναι αρκετά πρόσφατη και δεν έχει εφαρμοστεί για τις χώρες του Βίσεγκραντ, οι οποίες παρουσιάζουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον καθώς, μετά την πτώση του κομμουνισμού στις αρχές της δεκαετίας του 1990, βρίσκονταν σε μια διαδικασία μετάβασης των οικονομιών τους από κεντρικά σχεδιαζόμενες σε οικονομίες ελεύθερης αγοράς. Τα αποτελέσματα του εμπειρικού ελέγχου επιβεβαιώνουν παλαιότερες έρευνες που θέλουν την A.I.E. να μην ισχύει για αποδόσεις κοντινών χρονικών οριζόντων και τα επιτόκια να μην μπορούν να προβλέψουν τις κινήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Συνοπτικά η εργασία περιλαμβάνει τα εξής κεφάλαια. Στο πρώτο κεφάλαιο γίνεται μια εισαγωγή στις έννοιες των Συνθηκών Ισοδυναμίας. Στο δεύτερο κεφάλαιο παραθέτεται το εννοιολογικό πλαίσιο της ισοδυναμίας των επιτοκίων το οποίο περιλαμβάνει την Καλυμμένη Ισοδυναμία των Επιτοκίων, την Ακάλυπτη Ισοδυναμία των Επιτοκίων και την Αποτελεσματικότητα της Αγοράς του ξένου Συναλλάγματος. Στο τρίτο κεφάλαιο επιχειρείται

ο εμπειρικός έλεγχος της ισχύος στην Ακάλυπτη Ισοδυναμία των Επιτοκίων ενώ στο τέταρτο κεφάλαιο παραθέτονται τα γενικότερα συμπεράσματα της έρευνας.

Λέξεις Κλειδιά: Ακάλυπτη Ισοδυναμία Επιτοκίων, Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας με την χρήση του Πολλαπλασιαστή Lagrange, Διαρθρωτικές Μεταβολές, Γενικευμένη Μέθοδος των Ροπών, Βίσεγκραντ.

## **Abstract**

This thesis empirically tests the validity of one of the most important Interest Rate Parities, that of the Uncovered Interest Rate Parity (UIP). The UIP in its general form states that, under the condition of rational expectations, risk neutrality and full capital mobility, the returns of a capital investment abroad should not differ from the returns of the same capital investment domestic.

The empirical investigation includes exchange rates and short-term interest for four EU countries, Czech Republic, Slovakia, Poland and Hungary, which constitute countries of the former eastern bloc and they have not adopted yet the euro, with the exception of Slovakia that has become a member of the Eurozone from 1<sup>st</sup> January 2009. Initially we apply LM Unit Root tests which allow the presence of two structural breaks that are determined endogenously from the data. Next we attempt to provide a financial interpretation of the detected structural breaks and finally we examine the validity of the UIP using the Generalized Method of Moments (GMM). The research is based on monthly data with time span from 1999:01 to 2009:12.

The contribution of this paper to the literature of the Uncovered Interest Rate Parity consists in that the applied methodology, especially as far as concern the structural breaks, is quite new and has never been applied to the tested countries of Visegrad group, which show a special interest because, after the fall of communism at the early of 1990, these countries were in process of transition from centrally planned to free market economies. The results of the empirical test confirm the failure of the UIP hypothesis over short-horizon data and the inability of interest differential to forecast the interest rates movements.

In brief, this paper consists of the following chapters. In chapter one an introduction to the concept of Rate Parities is attempted. In chapter two the conceptual framework of Interest Rate Parities is set out, which includes the Covered Interest rate Parity, the Uncovered Interest rate Parity and the Exchange Market Efficiency. In the third chapter the empirical test of the hypothesis of the Uncovered Interest Rate Parity is attempted and at the fourth chapter the general findings of the research are provided.

Keywords: Uncovered Interest Rate Parity, Minimum LM Unit Root Test, Structural Breaks, Generalized Method of Moments, Visegrad.

## ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

*Η παρούσα εργασία αφιερώνεται στην «Μπουμπου» δίχως τη συμπαράσταση και την στήριξη της οποίας στις αρχές του μεταπτυχιακού προγράμματος η επιτυχία μου σε αυτό θα ήταν αμφίβολη.*

*Επίσης, ένα μεγάλο ευχαριστώ στους γονείς μου για την ψυχολογική στήριξη που μου παρείχαν καθ' όλη τη διάρκεια του μεταπτυχιακού προγράμματος καθώς και για την πολύτιμη βοήθειά τους κατά τη συγγραφή της παρούσας διπλωματικής διατριβής.*

*Τέλος θα ήθελα να ευχαριστήσω τον επιστήθιο φίλο μου Στέλιο για το κουράγιο και την ηθική στήριξη που μου παρείχε σε όλες τις δύσκολες στιγμές.*

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ Ι

ΕΙΣΑΓΩΓΗ .....	σελ. 8
----------------	--------

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΙΙ

ΕΝΝΟΙΟΛΟΓΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ ΤΗΣ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΤΩΝ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ .....	σελ. 10
2.1. Η υπόθεση της Καλυμμένης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων .....	σελ. 13
2.2. Αποκλίσεις από την Κ.Ι.Ε. ....	σελ. 16
2.3. Η υπόθεση της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων .....	σελ. 19
2.4. Η Αποτελεσματικότητα της Αγοράς του ξένου Συναλλάγματος .....	σελ. 23
2.5. Αποκλίσεις από την Α.Ι.Ε. – Ο γρίφος του προθεσμιακού πριμ .....	σελ. 26
2.6. Θεωρητική Θεμελίωση - Διατύπωση των Συνθηκών Ισοδυναμίας των Επιτοκίων .....	σελ. 32
2.6.1. Η Ακάλυπτη Ισοδυναμία των Επιτοκίων .....	σελ. 32
2.6.2. Η Καλυμμένη Ισοδυναμία των Επιτοκίων .....	σελ. 37
2.6.3. Η Αποτελεσματικότητα της Αγοράς του ξένου Συναλλάγματος .....	σελ. 39

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΙΙΙ:

#### ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΣΥΝΘΗΚΗΣ ΤΗΣ ΑΚΑΛΥΠΤΗΣ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ

ΤΩΝ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ .....	σελ. 41
3.1. Ανασκόπηση των αποτελεσμάτων και των ερμηνειών των εμπειρικών ελέγχων της Συνθήκης της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων .....	σελ. 41
3.1.1. Α.Ι.Ε. και ανερχόμενες οικονομίες αγορών .....	σελ. 47
3.2. Έλεγχος της συνθήκης της Α.Ι.Ε. – Μεθοδολογία .....	σελ. 51
3.2.1. Έλεγχος στασιμότητας των μεταβλητών .....	σελ. 51
3.2.2. Μέθοδος Εκτίμησης .....	σελ. 53
3.2.3. Στατιστικά Δεδομένα .....	σελ. 53
3.2.4. Αποτελέσματα Έλεγχου Μοναδιαίας Ρίζας .....	σελ. 54
3.3. Οικονομική Ερμηνεία των Διαρθρωτικών Μεταβολών .....	σελ. 59
3.4. Αποτελέσματα ελέγχου της Συνθήκης της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας Επιτοκίων .....	σελ. 73

ΚΕΦΑΛΑΙΟ IV:

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ – ΕΠΙΛΟΓΟΣ ..... σελ. 78

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΕΣ ΑΝΑΦΟΡΕΣ ..... σελ. 80

Παράρτημα I ..... σελ. 86

Παράρτημα II ..... σελ. 94

Παράρτημα III ..... σελ. 99

---

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ Ι

### ΕΙΣΑΓΩΓΗ

---

Από τις αρχές της δεκαετίας του 1970 και έπειτα οι οικονομικές εξελίξεις ήταν ραγδαίες καθώς παρατηρείται η διεθνοποίηση των αγορών χρήματος και κεφαλαίων, η διόγκωση και απελευθέρωση του διεθνούς εμπορίου, η εγκατάλειψη του συστήματος των σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών, η εμφάνιση νομισματικών και χρηματοοικονομικών κρίσεων, η δημιουργία της Ευρωπαϊκής Ένωσης, η εισαγωγή του Ευρώ και μια σειρά από άλλα σημαντικά οικονομικά γεγονότα. Μετά την κατάρρευση του συστήματος του Bretton Woods και την υιοθέτηση από τις περισσότερες βιομηχανικές χώρες του καθεστώτος των κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών διαπιστώνεται μια έντονη μεταβλητότητα στις συναλλαγματικές ισοτιμίες των χωρών. Τα οικονομικά των συναλλαγματικών ισοτιμιών έχουν αποτελέσει το επίκεντρο του ενδιαφέροντος θεωρητικών, κυβερνητικών και επενδυτών οι οποίοι εστιάζουν τις προσπάθειές τους στον υπολογισμό των διάφορων μορφών συναλλαγματικών ισοτιμιών και στον καθορισμό των παραγόντων που συμβάλλουν στη διαμόρφωσή των. Οι δύο βασικές συνθήκες που σχετίζονται με τον προσδιορισμό της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι η Ισοδυναμία Αγοραστικών Δυνάμεων (Ι.Α.Δ.) και η Ισοδυναμία Επιτοκίων. Η πρώτη πηγάζει από το «Νόμο της μιας τιμής» ο οποίος πρεσβεύει ότι δυο ταυτόσημα εμπορεύματα εκφρασμένα στο ίδιο νόμισμα, τα οποία εμπορεύονται ελεύθερα, θα πρέπει να έχουν την ίδια τιμή παντού, εφόσον δεν υπάρχουν συναλλακτικά κόστη και κόστη μεταφορών. Δίνει έμφαση στο ρόλο των τιμών των αγαθών και υπηρεσιών στον καθορισμό της συναλλαγματικής ισοτιμίας και αξιώνει ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες προσαρμόζονται στις εκάστοτε διαφορές των τιμών στις ανοιχτές οικονομίες, επαναφέροντας έτσι τη διεθνή ισορροπία στις αγορές αγαθών. Η δεύτερη εστιάζει στο ρόλο της κίνησης κεφαλαίων και αξιώνει την εξίσωση των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων διεθνώς. Η Ι.Α.Δ. βασίζεται στο μηχανισμό του αρμπιτράζ στην αγορά αγαθών και θεωρείται ρυθμιστικός παράγοντας για το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών ενώ η ισοδυναμία των επιτοκίων βασίζεται στο μηχανισμό του αρμπιτράζ στην αγορά κεφαλαίων και θεωρείται ρυθμιστικός παράγοντας για το ισοζύγιο χρηματοοικονομικών συναλλαγών.

Η θεωρία της ισοδυναμίας των επιτοκίων απέκτησε εξέχουσα θέση από τις θεωρήσεις του Keynes, την προσοχή του οποίου κέντρισε η γρήγορη και απότομη



επέκταση του οργανωμένου εμπορίου στις προθεσμιακές συναλλαγές μετά το Β΄ Παγκόσμιο Πόλεμο (Einzig, 1970). Παρόλο που η κατανόηση της αγοράς του προθεσμιακού συναλλάγματος πρέπει να αναπτύχθηκε μέσω διάφορων πρακτικών τραπεζικών κύκλων κατά τη διάρκεια του δεύτερου μισού του 19<sup>ου</sup> αιώνα, η βιβλιογραφία του 19<sup>ου</sup> αιώνα για τη θεωρία του ξένου συναλλάγματος ασχολήθηκε μονάχα με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες όψεως (Einzig, 1970). Το εμπόριο στις προθεσμιακές συναλλαγές οδήγησε στη διαμόρφωση της ιδέας της Καλυμμένης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων (Κ.Ι.Ε.), η οποία συνδέει τις διαφορές ανάμεσα στα εγχώρια και ξένα επιτόκια με την ποσοστιαία μεταβολή ανάμεσα στην προθεσμιακή και συναλλαγματική ισοτιμία όψεως, Δεδομένου ότι ήταν γνωστό ότι τα προθεσμιακά επιτόκια εκφράζουν την αντίληψη για τις μελλοντικές ισοτιμίες όψεως, το επόμενο βήμα ήταν η υπόθεση της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων (Α.Ι.Ε.), η οποία στηρίζεται στη θεωρία της Κ.Ι.Ε. και ουσιαστικά αξιώνει ότι οι δυνάμεις της αγοράς οδηγούν την προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία στην εξίσωση με τη μελλοντική συναλλαγματική ισοτιμία όψεως.

Ο Keynes (1923) ήταν ο πρώτος που με μία συστηματική παρουσίαση του δεσμού μεταξύ των επιτοκίων και της αγοράς των συναλλαγματικών ισοτιμιών, τα τοποθέτησε μαζί και έβαλε το θεμέλιο για την υπόθεση, η οποία είναι σήμερα γνωστή ως η υπόθεση της Ισοδυναμίας των Επιτοκίων.

Η υπόθεση της Ισοδυναμίας των Επιτοκίων πρεσβεύει ότι το spread στις αποδόσεις μεταξύ δύο χωρών πρέπει να αποζημιώνεται από τις κινήσεις των νομισμάτων τους έτσι ώστε να μην υπάρχουν υπερβολικά κέρδη. Η συγκεκριμένη υπόθεση συντίθεται από τρεις βασικούς παράγοντες: ο πρώτος παράγοντας ονομάζεται Καλυμμένη Ισοδυναμία των Επιτοκίων (Κ.Ι.Ε), ο δεύτερος Ακάλυπτη Ισοδυναμία των Επιτοκίων (Α.Ι.Ε) και ο τελευταίος είναι η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς του ξένου Συναλλάγματος, η οποία ουσιαστικά ανήκει στην υπόθεση της Α.Ι.Ε.

Η παρούσα εργασία επικεντρώνεται στη μελέτη και στην εμπειρική εξέταση της Α.Ι.Ε. η οποία αποτελεί θεμέλιο λίθο της μακροοικονομικής ανάλυσης των ανοικτών οικονομιών και των διεθνών οικονομικών και την πιο σημαντική από τις ισοδυναμίες των επιτοκίων καθώς έχει αναγνωριστεί ως η βασική θεωρία για τον καθορισμό της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Πιο συγκεκριμένα ελέγχεται η ισχύς της Α.Ι.Ε. σε σχέση με το ευρώ για τέσσερις χώρες του πρώην ανατολικού μπλοκ, Τσεχία, Σλοβακία, Πολωνία, Ουγγαρία, οι οποίες αποτελούν χώρες μέλη της Ευρωπαϊκής Ένωσης και υποψήφια μέλη της Οικονομικής και Νομισματικής Ένωσης (EMU), με εξαίρεση την Σλοβακία η οποία από 01/01/2009 έχει υιοθετήσει ως νόμισμα το ευρώ. Οι χώρες αυτές παρουσιάζουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον καθώς

μετά την πτώση του κομμουνισμού στα τέλη της δεκαετίας του 90', βρίσκονται σε μια διαδικασία μετάβασης των οικονομιών τους από κεντρικά σχεδιαζόμενες σε οικονομίες αγορών. Χαρακτηριστικό αυτών των χωρών αποτελεί η νομισματική και δημοσιονομική αστάθεια και τα έντονα πληθωριστικά φαινόμενα. Η έρευνα στηρίζεται σε μηνιαία δεδομένα που καλύπτουν την περίοδο 1999-2009. Αρχικά εφαρμόζονται έλεγχοι πολλαπλασιαστή Lagrange για την εύρεση μοναδιαίας ρίζας στα δεδομένα και εντοπίζεται ενδογενώς η ύπαρξη διαρθρωτικών μεταβολών, οι οποίες και ερμηνεύονται οικονομικά. Στη συνέχεια εφαρμόζεται η Γενικευμένη Μέθοδος των Ροπών (GMM) για τον έλεγχο της ισχύος της A.I.E..

Η υπόλοιπη εργασία έχει ως εξής. Στο δεύτερο κεφάλαιο παραθέεται το εννοιολογικό πλαίσιο της ισοδυναμίας των επιτοκίων το οποίο περιλαμβάνει την Καλυμμένη Ισοδυναμία των Επιτοκίων, την Ακάλυπτη Ισοδυναμία των Επιτοκίων και την Αποτελεσματικότητα της Αγοράς του ξένου Συναλλάγματος καθώς επίσης τη θεωρητική θεμελίωση και τη διατύπωση των τριών πτυχών της Ισοδυναμίας των Επιτοκίων. Στο τρίτο κεφάλαιο επιχειρείται ο εμπειρικός έλεγχος της ισχύος στην Ακάλυπτη Ισοδυναμία των Επιτοκίων. Αρχικά παρουσιάζονται τα σημαντικότερα εμπειρικά αποτελέσματα από τους μέχρι σήμερα ελέγχους για την εγκυρότητα της A.I.E. Στη συνέχεια εφαρμόζονται έλεγχοι του πολλαπλασιαστή Lagrange, εντοπίζονται ενδογενώς και ερμηνεύονται οικονομικά οι διαρθρωτικές μεταβολές στα δεδομένα των χωρών του δείγματος. Τέλος, ελέγχεται η εγκυρότητα της υπόθεσης της A.I.E. για τις χώρες αυτές και παραθέτονται τα γενικότερα συμπεράσματα.

---

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ II

### ΕΝΝΟΙΟΛΟΓΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ ΤΗΣ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΤΩΝ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ

---

Η ιδέα ότι μπορεί να υπάρχει δεσμός μεταξύ των επιτοκίων και της αγοράς των συναλλαγματικών ισοτιμιών, έχει τις ρίζες της στα τέλη του 18<sup>ου</sup> αιώνα και έχει αποτελέσει πεδίο έρευνας και προβληματισμού θεωρητικών, κυβερνητικών και επενδυτών. Σύμφωνα με τον Einzig (1970), η αντίληψη ότι τα επιτόκια και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες ήταν ενδόμυχα συνδεδεμένα, ενισχύθηκε σαν γνώση της προθεσμιακής αγοράς και εξαπλώθηκε μέσω πρακτικών τραπεζικών κύκλων κατά τη διάρκεια του δεύτερου μισού του 19<sup>ου</sup> αιώνα.

Στη συνέχεια πίστευαν ότι η σχέση αυτή μεταξύ των επιτοκίων και της αγοράς των συναλλαγματικών ισοτιμιών πρέπει να είναι δυνατή για να μειώσει την κερδοσκοπία κεφαλαιοποιώντας τη διαφορά των επιτοκίων μέσω του αρμπιτράζ.

Ο Keynes (1923) ήταν ο πρώτος που με μία συστηματική παρουσίαση του δεσμού μεταξύ των επιτοκίων και της αγοράς των συναλλαγματικών ισοτιμιών, τα τοποθέτησε μαζί. Έβαλε με αυτόν το τρόπο το θεμέλιο για την υπόθεση η οποία είναι σήμερα γνωστή ως η υπόθεση της Ισοδυναμίας των Επιτοκίων. Η ισοδυναμία των επιτοκίων αξιώνει ότι οι κινήσεις των νομισμάτων ακολουθούν τις κινήσεις των επιτοκίων. Έτσι όταν τα εγχώρια επιτόκια είναι χαμηλότερα από τα ξένα, το εγχώριο νόμισμα αναμένεται να ανατιμηθεί κατά ένα ποσό περίπου ίσο με τη διαφορά των επιτοκίων. Αναφορικά με την ισοδυναμία των επιτοκίων διακρίνουμε τις συνθήκες της Ακάλυπτης και της Καλυμμένης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων οι οποίες συνδέουν τα ξένα με τα εγχώρια περιουσιακά στοιχεία και εντοπίζουν πιθανές αποδόσεις από επενδύσεις σε αυτά. Πιο συγκεκριμένα η συνθήκη τα Α.Ι.Ε. εξισώνει την διαφορά μεταξύ επιτοκίων της ημεδαπής και της αλλοδαπής με τον αναμενόμενο ρυθμό μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Στην περίπτωση της Α.Ι.Ε. ο αναμενόμενος ρυθμός μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι αβέβαιος, πράγμα το οποίο συνεπάγεται την ανάληψη ρίσκου από τον επενδυτή. Η συνθήκη της Κ.Ι.Ε. εξαλείφει τον κίνδυνο με τη χρήση της προθεσμιακή αγοράς και εξισώνει τη διαφορά μεταξύ των επιτοκίων ημεδαπής και αλλοδαπής με το προθεσμιακό πριμ. Και οι δύο συνθήκες ισοδυναμίας υποθέτουν την ύπαρξη επαρκών διαθεσίμων για συναλλαγή, μηδενικό ή αμελητέο κόστος συναλλαγών και ελευθερία κίνησης κεφαλαίων.

Σύμφωνα με τον Isard (2006) η ιδέα της ισοδυναμίας των επιτοκίων αναγνωρίζει ότι, οποιαδήποτε χρονική στιγμή  $t$ , οι επενδυτές χαρτοφυλακίου έχουν δύο επιλογές, να διατηρήσουν τα περιουσιακά τους στοιχεία σε εγχώριο νόμισμα, λαμβάνοντας μια απόδοση  $i_t$  μεταξύ χρονικών περιόδων  $t$  και  $t + 1$  ή να διατηρήσουν τα περιουσιακά τους στοιχεία σε ξένο νόμισμα, λαμβάνοντας μια απόδοση  $i_t^*$ . Συνεπώς, ο κάθε επενδυτής που ξεκινάει με μια μονάδα εγχώριου νομίσματος θα πρέπει να συγκρίνει μεταξύ της επιλογής της συγκέντρωσης  $1 + i_t$  μονάδων, επενδύοντας στην ημεδαπή, έναντι της εναλλακτικής η οποία συνίσταται στη μετατροπή της αρχικής μονάδας σε ξένο νόμισμα στην τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία όψεως  $S_t$  (το ξένο νόμισμα εκφρασμένο σε μονάδες εγχωρίου), λαμβάνοντας  $1/S_t$  μονάδες ξένου νομίσματος, στη συνέχεια την επένδυση αυτής της ποσότητας σε ξένα περιουσιακά στοιχεία λαμβάνοντας απόδοση  $(1/S_t)(1 + i_t^*)$  μονάδες ξένου νομίσματος τη χρονική περίοδο  $t + 1$  και τέλος στη μετατροπή εκ νέου της ποσότητας

αυτής σε εγχώριο νόμισμα. Στην περίπτωση που τα εγχώρια και τα ξένα περιουσιακά στοιχεία θεωρούνται τέλεια υποκατάστατα, δηλαδή διαφέρουν μονάχα ως προς τα νομίσματα στα οποία είναι εκφρασμένα και οι επενδυτές έχουν τη δυνατότητα να καλυφθούν από την αβεβαιότητα που χαρακτηρίζει τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, κανονίζοντας τη χρονική στιγμή  $t$  να μετατρέψουν τα ξένα περιουσιακά στοιχεία τη χρονική περίοδο  $t+1$  πάλι πίσω σε εγχώριο νόμισμα στην προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία  $F_t$ , τότε η ισορροπία της αγοράς απαιτεί τη συνθήκη της Κ.Ι.Ε. ήτοι

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*)(F_t/S_t) \quad (1)$$

Εάν η παραπάνω συνθήκη δεν ισχύει τότε εμφανίζονται ευκαιρίες κέρδους με διαδικασίες αρμπιτράζ, χωρίς την ανάληψη κάποιου κινδύνου.

Οι επενδυτές έχουν επίσης τη δυνατότητα να αφήσουν τα διαθέσιμά τους σε ξένο νόμισμα ακάλυπτα τη χρονική περίοδο  $t$  και να περιμένουν μέχρι την περίοδο  $t + 1$  για να διακανονίσουν τη μετατροπή τους σε εγχώριο νόμισμα στην τότε ισχύουσα συναλλαγματική ισοτιμία όψεως  $S_{t+1}$ . Σε αντίθεση με την  $F_t$  η τιμή της  $S_{t+1}$  είναι άγνωστη την περίοδο  $t$  οπότε η ελκυστικότητα της κατοχής ακάλυπτων διαθέσιμων πρέπει να αξιολογηθεί σε όρους πιθανών διαφορετικών αποδόσεων αναφορικά με την  $S_{t+1}$ . Η υπόθεση της Α.Ι.Ε. αξιώνει ότι οι αγορές θα εξισώσουν τις αποδόσεις των εγχώριων περιουσιακών στοιχείων με την προσδοκώμενη αξία την χρονική στιγμή  $t$  των αποδόσεων της ακάλυπτης συναλλαγματικής θέσης σε ξένο νόμισμα ήτοι

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*)(S_{t+1}/S_t) = (1 + i_t^*)(S_{t+1}^e/S_t), \quad (2)$$

όπου  $S_{t+1}^e$  η προσδοκώμενη τιμή της συναλλαγματικής ισοτιμίας για την περίοδο  $t + 1$

Η παραπάνω σχέση είναι ισοδύναμη συνδυάζοντας τη συνθήκη της Κ.Ι.Ε. με την παραδοχή ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες καθορίζονται στο όριο από ουδέτερους ως προς τον κίνδυνο συμμετέχοντες στην αγορά, οι οποίοι είναι διατεθειμένοι να διατηρήσουν στην κατοχή τους ακάλυπτα τρέχοντα ή προθεσμιακά διαθέσιμα οποτεδήποτε τα προθεσμιακά επιτόκια αποκλίνουν από τα αναμενόμενα μελλοντικά επιτόκια όψεως (Isard, 2006).

Η υπόθεση της Α.Ι.Ε. εισάγει ένα στοιχείο δυναμικής στη συνθήκη της Κ.Ι.Ε. υποθέτοντας μια σχέση μεταξύ των παρατηρούμενων τιμών των μεταβλητών τη χρονική περίοδο  $t$  και της τιμής της συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως που οι συμμετέχοντες στην

αγορά προσδοκούν την χρονική περίοδο  $t$  για την περίοδο  $t + 1$ . Οι συνθήκες της Κ.Ι.Ε. και της Α.Ι.Ε. μπορούν να γραφούν για οποιαδήποτε διάρκεια μεταξύ των χρονικών περιόδων  $t$  και  $t + 1$ . Συνεπώς, αν η Α.Ι.Ε. ίσχυε για όλους τους ορίζοντες, οι παρατηρούμενες τιμές της συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως και οι δομικοί όροι των εγχώριων και ξένων επιτοκίων θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν για την εξαγωγή συμπερασμάτων για τη μελλοντική πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως (Porter, 1971).

➤ Η υπόθεση της Καλυμμένης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων

Η υπόθεση της Κ.Ι.Ε. αποτελεί ακρογωνιαίο λίθο των Διεθνών Οικονομικών και της θεωρίας των Συναλλαγματικών Ισοτιμιών. Σε μια αγορά όπου ο μηχανισμός του αρμπιτράζ είναι ενεργός και λειτουργεί χωρίς περιορισμούς, η καθαρή απόδοση από ένα περιουσιακό στοιχείο εκφρασμένο σε ξένο νόμισμα πρέπει να ισούται με την καθαρή απόδοση που προσφέρεται από ένα όμοιο περιουσιακό στοιχείο εκφρασμένο σε εγχώριο νόμισμα. Η ιδέα αυτή αποτελεί τη βάση της Κ.Ι.Ε. (Balke και Wohar, 1998).

Η θεωρία της Κ.Ι.Ε. συνδέει τα επιτόκια της αγοράς χρήματος με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες όψεως και προθεσμίας και πρεσβεύει ότι η διαφορά των επιτοκίων μεταξύ όμοιων περιουσιακών στοιχείων θα πρέπει να είναι ίση με το κόστος που καλύπτει το αναμενόμενο συναλλαγματικό ρίσκο στην προθεσμιακή αγορά. Στην περίπτωση που η συνθήκη ισχύει δε θα υπάρχουν ευκαιρίες κέρδους καθώς η διαδικασία του αρμπιτράζ θα εξαφανίσει τις ανεκμετάλλετες ευκαιρίες που προκύπτουν στην αγορά ξένου συναλλάγματος. Σύμφωνα με τον Taylor (1989), το θεώρημα της Κ.Ι.Ε. αξιώνει ότι σε μια ολοκληρωμένη διεθνή αγορά κεφαλαίων, στην οποία οι τιμές είναι εύκαμπτες και τα χρηματοοικονομικά περιουσιακά στοιχεία καθορίζονται με βάση τα επιτόκια, το προθεσμιακό πριμ του ξένου συναλλάγματος θα πρέπει να ισούται με τη διαφορά των επιτοκίων των δυο νομισμάτων που αφορούν, απουσία πολιτικού κινδύνου.

Η Κ.Ι.Ε. αποτελεί επίσης ένα δείκτη της αποτελεσματικότητας της αγοράς του ξένου συναλλάγματος καθώς θεωρεί ότι η διαφορά των επιτοκίων ανάμεσα σε δυο από όλες τις απόψεις όμοια περιουσιακά στοιχεία, τα οποία διαφέρουν μονάχα ως προς το νόμισμα το οποίο είναι εκφρασμένα, πρέπει να είναι μηδενική όταν επιτρέπεται η κάλυψη του κινδύνου στην προθεσμιακή αγορά συναλλάγματος. Επικερδείς αποκλίσεις από το μηδέν, από την καλυμμένη διαφορά επιτοκίων αντιπροσωπεύουν ευκαιρίες αρμπιτράζ δίχως την ανάληψη

κάποιου κινδύνου και ως εκ τούτου υποδηλώνουν αναποτελεσματικότητα της αγοράς (Taylor, 1989).

Η ιδέα της ισοδυναμίας των επιτοκίων αναγνωρίζει ότι οι επενδυτές χαρτοφυλακίου, οποιαδήποτε χρονική στιγμή  $t$ , έχουν την επιλογή της κατοχής περιουσιακών στοιχείων σε εγχώριο νόμισμα λαμβάνοντας μια απόδοση  $i$  μεταξύ χρονικών περιόδων  $t$  και  $t + 1$  ή την κατοχή περιουσιακών στοιχείων εκφρασμένων σε ξένο νόμισμα λαμβάνοντας μια απόδοση  $i^*$ . Αν τα εγχώρια και ξένα περιουσιακά στοιχεία διαφέρουν μονάχα ως προς το νόμισμα έκφρασης και εφόσον οι επενδυτές έχουν τη δυνατότητα να καλυφθούν από την αβεβαιότητα που χαρακτηρίζει τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, κανονίζοντας τη χρονική περίοδο  $t$  να μετατρέψουν πάλι το ξένο νόμισμα σε εγχώριο μια περίοδο αργότερα στην προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία  $F$  (το ξένο νόμισμα εκφρασμένο σε μονάδες εγχώριου), τότε η ισορροπία της αγοράς απαιτεί την ισχύ της Κ.Ι.Ε.

Η δίχως συναλλακτικά κόστη συνθήκη της Κ.Ι.Ε. δίνεται αλγεβρικά από τη σχέση

$$(S_t / F_t) = (1 + i_t^*) / (1 + i_t), \quad (3)$$

όπου  $i_t$  και  $i_t^*$  συμβολίζουν το εγχώριο και ξένο επιτόκιο αντίστοιχα δυο καθ' όλα όμοιων περιουσιακών στοιχείων,  $S_t$  συμβολίζει τη συναλλαγματική ισοτιμία όψεως (η εγχώρια τιμή του ξένου νομίσματος) και  $F_t$  την προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία ίδιας διάρκειας με τα επιτόκια.

Στην περίπτωση που η παραπάνω ισότητα δεν ισχύει σημαίνει ότι υπάρχουν ευκαιρίες για σίγουρο κέρδος χωρίς την ανάληψη κάποιου κινδύνου. Η δυνατότητα αυτή στηρίζεται στο μηχανισμό του αρμπιτράζ και συνίσταται στο δανεισμό μιας ποσότητας από το ένα νόμισμα, στην πώληση της ποσότητας αυτής στην τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία όψεως για την απόκτηση μιας ποσότητας του άλλου νομίσματος η οποία στη συνέχεια θα δανειστεί και θα αγοραστεί μετατρεπόμενη πάλι πίσω στο αρχικό νόμισμα. Τέτοιου είδους μηχανισμοί αρμπιτράζ τείνουν να μεταβάλλουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες και τα επιτόκια έως ότου η παραπάνω ισότητα ευσταθεί. Επιπλέον, σε μια πλήρως αποτελεσματική αγορά η παραπάνω ισότητα θα πρέπει να ισχύει ακόμα και στην απουσία καλυμμένων συναλλαγών αρμπιτράζ.

Στην περίπτωση που η παραπάνω ισότητα παραβιάζεται π.χ.  $(1 + i_t) < (F_t / S_t)(1 + i_t^*)$ , κάτι τέτοιο σημαίνει ότι οι επενδυτές είτε συμπεριφέρονται μη ορθολογικά είτε είναι παραπληροφορημένοι είτε συνδυασμός των δυο, καθώς θα μπορούσαν να αποσπάσουν

ένα υψηλότερο επιτόκιο. Ένας επενδυτής θα μπορούσε να εξασφαλίσει απόδοση  $i = (F_t/S_t)(1 + i_t^*) - 1$ , αγοράζοντας ξένο νόμισμα στην τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία και πουλώντας το στην προθεσμιακή αγορά, αποκτώντας έτσι κάλυψη απέναντι στο συναλλαγματικό κίνδυνο. Η διαδικασία αυτή ονομάζεται αρμπιτράζ καλυμμένου επιτοκίου επειδή ακριβώς ο επενδυτής διασφαλίζεται από τον κίνδυνο μιας πιθανής υποτίμησης του ξένου νομίσματος έναντι του εγχωρίου.

Στην περίπτωση που πολλοί επενδυτές εμπλακούν σε αυτή τη διαδικασία αρμπιτράζ θα μεταβληθούν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες (τρέχουσα και προθεσμιακή) και τα επιτόκια στις δυο χώρες, έτσι ώστε η απόδοση των ξένων περιουσιακών στοιχείων να τείνει να εξισωθεί με εκείνη των εγχωρίων. Έτσι η αύξηση της ζήτησης του ξένου νομίσματος στην αγορά όψεως και η αύξηση της προσφοράς του ξένου νομίσματος σε προθεσμία θα έχουν ως αποτέλεσμα την αύξηση της τρέχουσα συναλλαγματικής ισοτιμίας  $S_t$  και τη μείωση της προθεσμιακής συναλλαγματικής ισοτιμίας  $F_t$ . Από την άλλη, η μεταφορά κεφαλαίων από την ημεδαπή στην αλλοδαπή θα οδηγήσει σε πτώση του εξωτερικού επιτοκίου και σε άνοδο του εγχωρίου. Οι μεταβολές αυτές θα λαμβάνουν χώρα έως ότου εξαλειφθεί η ανισότητα στην παραπάνω σχέση. Ακριβώς τα αντίθετα θα συμβούν στην περίπτωση που  $(1 + i_t) > (F_t/S_t)(1 + i_t^*)$ .

Η Κ.Ι.Ε. συγκεντρώνει το ενδιαφέρον των οικονομολόγων για διάφορους λόγους, οι βασικότεροι των οποίων είναι οι εξής:

- i) Αποκλίσεις από την Κ.Ι.Ε. είναι δυνατόν να παραπέμπουν σε αναξιοποίητες, χωρίς κίνδυνο, αρμπιτράζ ευκαιρίες κέρδους που υπονοούν αναποτελεσματικότητα της αγοράς.
- ii) Η εμπειρική μελέτη της Κ.Ι.Ε. αποτελεί ένα κομμάτι της έρευνας για την αποτελεσματικότητα της αγοράς του ξένου συναλλάγματος και των διεθνών αγορών κεφαλαίου.
- iii) Η Κ.Ι.Ε. θεωρείται ως ο πιο άμεσος τρόπος για τη μέτρηση του βαθμού της κινητικότητας του κεφαλαίου μεταξύ των χωρών.
- iv) Η Κ.Ι.Ε. συχνά χρησιμοποιείται ως ταυτότητα για τον έλεγχο άλλων διεθνών συνθηκών ισοδυναμίας. Για παράδειγμα με δεδομένη την καλυμμένη ισοδυναμία των επιτοκίων, η ακάλυπτη ισοδυναμία των επιτοκίων, η οποία αξιώνει ότι η διαφορά μεταξύ εγχωρίου και ξένου επιτοκίου ισούται με τον αναμενόμενο ρυθμό υποτίμησης του εγχωρίου νομίσματος σε όρους του ξένου, υπονοεί ότι το προθεσμιακό επιτόκιο θα πρέπει να προβλέπει τη συναλλαγματική ισοτιμία όψεως (Taylor, 1995).

ν) Ένα γενικότερο κίνητρο για τη διερεύνηση των διεθνών συνθηκών ισοδυναμίας, όπως είναι η Κ.Ι.Ε., προκύπτει από την αναμφίβολη χρήση τους στην κατασκευή θεωρητικών και εμπειρικών υποδειγμάτων καθορισμού συναλλαγματικής ισοτιμίας.

vi) Η ανάλυση συμπεριφοράς στις αγορές ξένου συναλλάγματος βασίζεται στις συνθήκες ισοδυναμίας των επιτοκίων. Οι αναλύσεις αυτές βασίζονται στη διαφορά ανάμεσα στην παρατηρούμενη προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία και σε αυτήν που είχε προβλεφθεί από τη συνθήκη της ισοδυναμίας.

Ο Thornton (1989) θεωρεί την Κ.Ι.Ε. σημαντική λόγω της άμεσης συνέπειας που έχει στο αρμπιπράζ καλυμμένων επιτοκίων. Αποτυχία στην ισχύ της συνιστά α) αναποτελεσματικότητα στην αγορά με την έννοια ότι οι συναλλασσόμενοι αφήνουν ανεκμετάλλευτες ευκαιρίες σίγουρου κέρδους, β) νομικούς περιορισμούς και κανονισμούς όπως έλεγχοι κεφαλαίων που υφίστανται και γ) ότι διάφορα κόστη όπως περιορισμοί στον προσωπικό δανεισμό ή ο πολιτικός κίνδυνος μεταξύ χωρών, δε λαμβάνονται υπόψη. Στο σύνολο της η Κ.Ι.Ε. είναι σημαντική επειδή υπονοεί «σημεία αδιαφορίας» μεταξύ δυο εναλλακτικών χρηματοοικονομικών αποφάσεων και ότι τα επιτόκια και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες όψεως και προθεσμίας σχετίζονται μεταξύ τους με συγκεκριμένο τρόπο.

➤ Αποκλίσεις από την Κ.Ι.Ε.

Μια σειρά από έρευνες αναφέρουν αποκλίσεις από τη συνθήκη της Κ.Ι.Ε. και στοιχεία ότι τα προθεσμιακά επιτόκια διαφέρουν από την καλυμμένη ισοδυναμία. Η ορθολογικοποίηση της ερμηνείας αυτών των αποκλίσεων έχει γίνει σε όρους βελτιστοποίησης συμπεριφοράς. Οι έρευνες αυτές αναφέρουν ότι οι αποκλίσεις αυτές οφείλονται σε ατέλειες που συναντώνται στην πράξη, οι οποίες περιλαμβάνουν συναλλακτικά κόστη (Frenkel και Levich, 1975), ατέλειες στην αγορά κεφαλαίων ή/και πολιτικό κίνδυνο (Doodley και Isard, 1980), ατελής υποκατάσταση και πολιτικό κίνδυνο (Aliber, 1973), καθώς επίσης και σε διάφορες πολιτικές φορολόγησης, ανελαστική ζήτηση, προγραμματισμό προσφοράς και άλλες παραμέτρους που επηρεάζουν το πριμ κινδύνου. Τέτοιου είδους ατέλειες οδηγούν στη δημιουργία μια ουδέτερης γραμμής γύρω από τη θεωρητική συνθήκη της ισοδυναμίας, εντός της οποίας επικερδείς ενέργειες αρμπιπράζ δεν είναι εφικτές.

Σύμφωνα με τους Frenkel και Levich (1975), συναλλακτικό κόστος στις ομολογίες και στις ξένες αγορές συναλλάγματος υπονοεί την ύπαρξη μιας ουδέτερης ζώνης γύρω από τη



συνθήκη ισοδυναμίας όπου το αρμπιπράζ δεν είναι πλέον επικερδές. Έτσι σημεία τα οποία είναι παραδοσιακά εκτός της γραμμής της ισοδυναμίας των επιτοκίων, μπορούν να ερμηνευτούν ως σημεία ισορροπίας, με την έννοια ότι αποκλείουν κίνητρα για τη διενέργεια αρμπιπράζ, καθώς εντός αυτής της ζώνης τα συναλλακτικά κόστη υπερβαίνουν τα κέρδη από αρμπιπράζ.

Υπάρχουν δύο ειδών συναλλακτικά κόστη, αυτά που σχετίζονται με το συναλλακτικό κόστος στις τρέχουσες και προθεσμιακές αγορές ξένου συναλλάγματος και αυτά που σχετίζονται με το κόστος συναλλαγής στην αγορά χρεογράφων. Αν θεωρήσουμε την περίπτωση μιας καλυμμένης από το συναλλαγματικό κίνδυνο εξαγωγής κεφαλαίων, η οποία κατευθύνεται από την εγχώρια στην ξένη αγορά, τότε αυτή υπόκειται σε τέσσερα διαφορετικά είδους συναλλακτικά κόστη, καθώς η διαδικασία περιλαμβάνει τέσσερις συναλλαγές, την πώληση εγχώριων ομολογιών, την αγορά ξένων νομισμάτων στην τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία όψεως, την αγορά ξένων ομολογιών και τέλος την πώληση του ξένου νομίσματος στην προθεσμιακή αγορά. Στην περίπτωση της καλυμμένης από το συναλλαγματικό κίνδυνο εισαγωγής κεφαλαίων από την ξένη στην εγχώρια αγορά, πάλι συναντάμε τέσσερα κόστη συναλλαγών αφού κάτι τέτοιο περιλαμβάνει την πώληση ξένων ομολογιών, την πώληση ξένου συναλλάγματος στην τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία, την αγορά εγχώριων ομολογιών και τέλος την αγορά ξένου συναλλάγματος στην προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία.

Καθένα από αυτά τα κόστη μειώνουν την απόδοση των ξένων χρεογράφων. Αν το συνολικό κόστος των παραπάνω συναλλαγών είναι μεγαλύτερο ή ίσο από την καλυμμένη διαφορά των επιτοκίων, δεν υπάρχει κίνητρο για τη διενέργεια αρμπιπράζ. Μόνο εφόσον το κόστος αυτό είναι μικρότερο από τη διαφορά επιτοκίων δημιουργούνται ευκαιρίες για τη μεταφορά κεφαλαίων από μια χώρα σε μια άλλη.

Είναι γνωστό ότι περιουσιακά στοιχεία τα οποία διαφέρουν μονάχα ως προς το νόμισμα έκφρασης, π.χ. καταθέσεις ευρωνομισμάτων που έχουν εκδοθεί από την ίδια τράπεζα, εμφανίζουν διαφορά επιτοκίων ίση με το προθεσμιακό πριμ που πρέπει να πληρωθεί προκειμένου για την κάλυψη από το συναλλαγματικό κίνδυνο, αφού ληφθούν υπόψη τυχόν συναλλαγματικά κόστη. Αντίθετα δεν έχει βρεθεί σε ποιο βαθμό ο πολιτικός κίνδυνος συμβάλλει στη διαφοροποίηση των περιουσιακών στοιχείων που είναι εκφρασμένα στο ίδιο νόμισμα αλλά εκδίδονται από χώρες με διαφορετικά πολιτικά συστήματα. Ο Aliber (1973) ορίζει την έννοια του πολιτικού κινδύνου ως την πιθανότητα οι πολιτικές αρχές να παρεμβαίνουν μεταξύ επενδυτών σε μια χώρα και επενδυτικών ευκαιριών σε άλλες, πράγμα που συνεπάγεται την πιθανότητα επιβολής ελέγχων

κεφαλαίων στο μέλλον. Ο πολιτικός κίνδυνος δεν αντανακλά σε κάποιο δραματικό πολιτικό γεγονός, ούτε έχει να κάνει με υφιστάμενους ελέγχους κεφαλαίων, αλλά σχετίζεται με την αβεβαιότητα επιβολής μελλοντικών ελέγχων κεφαλαίων. Με αυτήν την έννοια ο πολιτικός κίνδυνος συνδέεται με το εκάστοτε νομικό και πολιτικό σύστημα της χώρας στην οποία τα περιουσιακά στοιχεία εκδίδονται και εξαρτάται από την πολιτική που ακολούθησε μια χώρα στο παρελθόν. Έτσι η διαφορά στα επιτόκια οφειλόμενη στον πολιτικό κίνδυνο μελλοντικών ελέγχων κεφαλαίων πρέπει να διαχωρίζεται από ανομοιότητες που προκύπτουν στα περιουσιακά στοιχεία λόγω φόρων που υφιστάμενοι έλεγχοι κεφαλαίων επιβάλλουν στα έσοδα που προκύπτουν από τη διαφορά στο επιτόκιο.

Σύμφωνα με τον Aliber (1973) το παραδοσιακό ζεύγος εξεταζόμενων νομισμάτων δεν ικανοποιεί το κριτήριο της συγκρισιμότητας καθώς τα περιουσιακά στοιχεία που εξετάζονται προέρχονται από χρηματοοικονομικά κέντρα που διαφέρουν σε όρους πολιτικού κινδύνου. Για αυτό το λόγο κάνει το διαχωρισμό μεταξύ συναλλαγματικού και πολιτικού κινδύνου ως καθοριστικούς παράγοντες στις παρατηρούμενες αποκλίσεις από τη συνθήκη της Κ.Ι.Ε. και θεωρεί ότι αυτές αντανακλούν στο συναλλαγματικό κίνδυνο όταν τα περιουσιακά στοιχεία αποτιμώνται σε διαφορετικά νομίσματα και/ή στον πολιτικό κίνδυνο όταν εκδίδονται από διαφορετικές χώρες δηλαδή υπό διαφορετικά νομικά και πολιτικά συστήματα.

Επίσης, οι κρατικές παρεμβάσεις επηρεάζουν τις διεθνείς ροές κεφαλαίων και προκαλούν αποκλίσεις από τη συνθήκη ισοτιμίας των επιτοκίων. Η πιο συνήθης μορφή κρατικής παρέμβασης είναι η επιβολή ελέγχων και περιορισμών στην κίνηση κεφαλαίων. Στις δεκαετίες του 60' και του 70' οι περισσότερες χώρες του κόσμου εφάρμοζαν ελέγχους για να αποθαρρύνουν την κίνηση κεφαλαίων από και προς τις χώρες, αποτρέποντας τους κατοίκους του εξωτερικού να αποκτήσουν εγχώρια περιουσιακά στοιχεία. Η επιβολή τέτοιων ελέγχων και περιορισμών δεν επιτρέπουν τη λειτουργία του μηχανισμού του αρμπιτράζ επιτοκίου. Στη δεκαετία του 1980 παρατηρείται μια τάση απελευθέρωσης των χρηματοπιστωτικών αγορών και κατάργησης των ελέγχων στην κίνηση κεφαλαίων στις περισσότερες βιομηχανικές χώρες. Συνεπώς οι αποκλίσεις από την ισοδυναμία των επιτοκίων δύναται να αποτελέσουν και ένα δείκτη του βαθμού ελευθερίας της κίνησης κεφαλαίων μεταξύ των χωρών.

Τέλος, άλλος ένας παράγοντας που μπορεί να επηρεάσει τη συνθήκη ισοδυναμίας των επιτοκίων είναι οι διαφορετικοί συντελεστές φορολογίας εισοδήματος. Αυτό γίνεται εύκολα κατανοητό εάν αναλογιστούμε την περίπτωση όπου τα εισοδήματα από τόκους φορολογούνται με υψηλότερους συντελεστές από τα κεφαλαιακά κέρδη. Μια τέτοια

κατάσταση, σε συνδυασμό πάντα με τις εκάστοτε διαμορφούμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες όψεως και προθεσμίας, είναι δυνατόν να καθορίσει τη συμπεριφορά των επενδυτών και να οδηγήσει σε επιλογές διαφορετικές από αυτές που υπονοούνται από τη συνθήκη της ισοδυναμίας των επιτοκίων.

Η υπόθεση της καλυμμένης ισοδυναμίας των επιτοκίων απέκτησε ιδιαίτερο ενδιαφέρον από ακαδημαϊκούς αλλά και επαγγελματίες που δραστηριοποιούνταν στον τομέα της αγοράς του ξένου συναλλάγματος ειδικά μετά το Β΄ Παγκόσμιο Πόλεμο και εξετάστηκε εμπειρικά από τους, Frenkel και Levich (1975) Taylor, (1989) καθώς και από πολλούς άλλους. Τα εμπειρικά ευρήματα των ερευνών που πραγματοποιήσαν οι συγκεκριμένοι συγγραφείς έδειξαν ότι οι αποκλίσεις από την Κ.Ι.Ε δεν είναι σημαντικές. Οι οικονομολόγοι αυτοί έλεγξαν την Κ.Ι.Ε με διαφορετικές μεταβλητές αλλά και διαφορετικά εργαλεία που αφορούν στην αγορά και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η υπόθεση λειτουργεί αρκετά αποτελεσματικά.

➤ Η υπόθεση της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων

Όπως αναφέραμε η θεωρία της Α.Ι.Ε. είναι πολύ παλιά. Ο Fisher (1896), ο οποίος επικεντρώθηκε στην κίνηση των επιτοκίων και στις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας, αποτέλεσε από τους πρώτους που προχώρησαν στην ανάπτυξη της συγκεκριμένης θεωρίας η οποία είναι γνωστή και ως το “Διεθνές Αποτέλεσμα του Fisher” (International Fisher Effect). Το αποτέλεσμα του Fisher είναι μια υπόθεση στα διεθνή οικονομικά η οποία αξιώνει ότι η διαφορά στα ονομαστικά επιτόκια μεταξύ δύο χωρών καθορίζει τις κινήσεις της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας μεταξύ των νομισμάτων τους, με την αξία του νομίσματος της χώρας με το χαμηλότερο ονομαστικό επιτόκιο να αυξάνεται. Στο βιβλίο του *Appreciation and Interest* (1896) ο Fisher ήταν ο πρώτος, ο οποίος έγραψε τη συγκεκριμένη σχέση σε μορφή εξίσωσης. Η θεωρία της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων, ή όπως είναι ευρέως γνωστή ως θεωρία του Ακάλυπτου Αρμπιτράζ Επιτοκίων, είναι η σχέση ανάμεσα στην διαφορά των επιτοκίων ανάμεσα σε δύο χώρες και στην προσδοκώμενη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας που υπάρχει για τις δύο αυτές χώρες. Ο Irving Fisher εκτός από την συγγραφή της εξίσωσης πραγματοποίησε και τον στατιστικό έλεγχο της σχέσης αυτής.

Όπως επισημαίνουν οι Froot και Thaler (1990), αν υποθέσουμε ότι οι επενδυτές που δραστηριοποιούνται στην αγορά συναλλάγματος είναι ουδέτεροι προς τον κίνδυνο (risk

neutral), διαμορφώνουν τις προσδοκίες τους κατά τρόπο ορθολογικό και υπάρχει πλήρης κινητικότητα κεφαλαίων, τότε σύμφωνα με τις παραπάνω υποθέσεις η εκτίμηση της αγοράς για την μελλοντική συναλλαγματική ισοτιμία υπολογίζεται από την διαφορά των επιτοκίων που υπάρχουν ανάμεσα στις χώρες. Για παράδειγμα, εάν τα ετήσια επιτόκια στην Αμερική είναι 10% και στην Ευρωζώνη τα επιτόκια της ίδιας διάρκειας είναι 7%, λέγεται ότι η επιτοκιακή διαφορά του δολαρίου είναι 3%. Εάν ισχύουν οι παραπάνω υποθέσεις που αναφέραμε οι επενδυτές θα εκτιμούσαν ότι το δολάριο θα διολισθήσει έναντι του ευρώ κατά 3% μέχρι το τέλος του έτους. Το ποσό αυτής της υποτίμησης είναι αρκετό για να εξισωθούν οι αποδόσεις των ονομαστικών καταθέσεων σε αμερικανικά δολάρια και ευρώ. Στην αντίθετη περίπτωση που οι επενδυτές προσδοκούσαν ένα διαφορετικό ποσοστό υποτίμησης του δολαρίου, έστω 4%, τότε όλοι θα επιθυμούσαν να δανειστούν σε δολάρια και να δανείσουν σε ευρώ. Ως συνέπεια αυτού, τα επιτόκια του δολαρίου θα εμφάνιζαν ανοδική τάση ενώ του ευρώ καθοδική έως ότου η διαφορά των επιτοκίων να διαμορφωνόταν στο 4%. Δηλαδή, η θεωρία πρεσβεύει την εξίσωση των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων στην κατάσταση ισορροπίας. Αυτή η απλή σχέση ανάμεσα στις διαφορές των επιτοκίων και στην προσδοκώμενη υποτίμηση (ανατίμηση) του εγχώριου νομίσματος ονομάζεται Ακάλυπτη Ισοδυναμία των Επιτοκίων. Συνεπώς η Α.Ι.Ε. υπονοεί ότι η διαφορά στα επιτόκια αποτελεί μια εκτίμηση της μελλοντικής μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Υπό την προϋπόθεση ότι οι προσδοκίες διαμορφώνονται ορθολογικά, η διαφορά στα επιτόκια αποτελεί έναν αμερόληπτο εκτιμητή της μελλοντικής μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Η θεωρία της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων μπορεί να παρουσιαστεί αλγεβρικά από την σχέση:

$$i_t - i_t^* = \Delta s_{t+1}^e \quad (4)$$

όπου  $i_t$  το εγχώριο επιτόκιο,  $i_t^*$  το εξωτερικό επιτόκιο και  $\Delta s_{t+1}^e$  ο αναμενόμενος ρυθμός μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως με  $\Delta s_{t+1}^e = (S_{t+1}^e - S_t)/S_t$ ,  $S_t$  η τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία όψεως (το ξένο νόμισμα εκφρασμένο σε μονάδες εγχώριου νομίσματος) κατά το χρόνο  $t$  και  $S_{t+1}^e$  η αναμενόμενη ισοτιμία κατά το χρόνο  $t+1$ .

Η ισχύς της Α.Ι.Ε. βασίζεται σε μια σειρά από υποθέσεις. Οι σημαντικότερες είναι αυτές της ουδετερότητας του κινδύνου, των ορθολογικών προσδοκιών, και της πλήρους ελευθερίας κίνησης των κεφαλαίων. Η υπόθεση της ουδετερότητας ως προς τον κίνδυνο θεωρεί ότι οι επενδυτές έχουν πλήρη βεβαιότητα ως προς τη μελλοντική συναλλαγματική

ισοτιμία ή ότι είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο, στην περίπτωση της αβεβαιότητας. Αυτό πρακτικά σημαίνει ότι οι επενδυτές ενδιαφέρονται μονάχα ως προς την προσδοκώμενη απόδοση και όχι ως προς τον κίνδυνο και ότι τα εγχώρια και τα ξένα περιουσιακά στοιχεία θεωρούνται ως τέλεια υποκατάστατα στο χαρτοφυλάκιό τους, πράγμα το οποίο εξασφαλίζει συνεχώς την ισχύ της Α.Ι.Ε. μέσω διαδικασιών αρμπιτράζ. Η υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών θεωρεί ότι τα οικονομούντα άτομα διαμορφώνουν τις προσδοκίες τους αναφορικά με το επίπεδο των επιτοκίων κατά τρόπο ορθολογικό, λαμβάνοντας υπόψη το σύνολο της διαθέσιμης πληροφόρησης και αποφεύγοντας τη διενέργεια συστηματικών σφαλμάτων. Τέλος προϋπόθεση για την ισχύ της Α.Ι.Ε. αποτελεί η πλήρης ελευθερία στην κίνηση κεφαλαίων καθώς επιτρέπει τη λειτουργία του μηχανισμού του αρμπιτράζ επιτοκίου.

Η θεωρία της Α.Ι.Ε. και οι θεωρίες της ισοδυναμίας των επιτοκίων γενικότερα βρίσκουν εφαρμογή σε πολλούς τομείς των διεθνών οικονομικών. Οι ισοδυναμίες των επιτοκίων αποτελούν ένα μέτρο του βαθμού ολοκλήρωσης των νομισματικών αγορών, ενώ παραβίασή τους υπονοεί την ατελή ολοκλήρωσή τους. Επίσης, χρησιμοποιούνται και για τον έλεγχο της κινητικότητας του κεφαλαίου μεταξύ των διαφόρων χωρών. Κατά τον Frankel (1992) η τέλεια κινητικότητα κεφαλαίου ορίζεται με βάση τις ισοδυναμίες των επιτοκίων. Έτσι με βάση την πραγματική ισοτιμία των επιτοκίων, τέλεια κινητικότητα κεφαλαίων υπάρχει όταν οι διεθνείς ροές κεφαλαίων εξισώνουν τα πραγματικά επίπεδα επιτοκίων μεταξύ των χωρών. Με βάση την ακάλυπτη ισοδυναμία επιτοκίων η τέλεια κινητικότητα κεφαλαίων επιτυγχάνεται όταν οι διεθνείς ροές κεφαλαίων εξισώνουν τα ποσοστά αποδόσεων στα διάφορα χρεόγραφα των χωρών, ανεξάρτητα από την έκθεση στο συναλλαγματικό κίνδυνο ενώ με βάση την καλυμμένη ισοδυναμία επιτοκίων τέλεια κινητικότητα κεφαλαίων συναντάται όταν οι ροές κεφαλαίων εξισώνουν τα επιτόκια μεταξύ των χωρών, στην περίπτωση που τα συμβόλαια συνομολογούνται στο ίδιο νόμισμα. Ωστόσο, μόνο ο τελευταίος ορισμός, ότι η καλυμμένη διαφορά των επιτοκίων ισούται με το μηδέν, μπορεί να θεωρηθεί “καθαρός” δείκτης της κινητικότητας κεφαλαίου στα πλαίσια του βαθμού ολοκλήρωσης των οικονομικών αγορών μεταξύ των χωρών. Η συνθήκη ότι η ακάλυπτη διαφορά επιτοκίων είναι μηδέν, προϋποθέτει την ισχύ της Κ.Ι.Ε. και την ύπαρξη ενός μηδενικού ασφαλιστρου κινδύνου. Η συνθήκη ότι η διαφορά των πραγματικών επιτοκίων είναι μηδέν απαιτεί την ισχύ της Α.Ι.Ε. και τις αναμενόμενες πραγματικές μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας να είναι μηδέν. Μόνο έλεγχοι της ισοδυναμίας των επιτοκίων μπορούν να θεωρηθούν αναμφίβολα ως έλεγχοι για την ολοκλήρωση της αγοράς κεφαλαίων μιας χώρας (Frankel, 1992).

Οι συνθήκες ισοτιμίας αποτελούν τη βάση πάνω στην οποία στηρίζεται και η αποτελεσματικότητα της προθεσμιακής αγοράς. Η σχέση ισοτιμίας επιτοκίων και αποτελεσματικότητας της αγοράς παρέχει γνώσεις για τη συμπεριφορά των συμμετεχόντων στην αγορά ως προς τον κίνδυνο.

Η Κ.Ι.Ε. θεωρείται μια συνθήκη αρμπιτράζ και χρησιμεύει για τον έλεγχο του κατά πόσο υφίστανται ευκαιρίες για κέρδος χωρίς την ανάληψη κάποιου κινδύνου από τους επενδυτές ενώ η Α.Ι.Ε. υποστηρίζει ένα μεγάλο αριθμό μοντέλων ισοζυγίου πληρωμών και συναλλαγματικής ισοτιμίας. Σε επίπεδο κυβέρνησης οι αποφάσεις για το σχεδιασμό της οικονομικής πολιτικής λαμβάνονται στη βάση των συνθηκών ισοτιμίας καθώς αυτές καθορίζουν τη διάρθρωση του ισοζυγίου πληρωμών. Σε όρους οικονομικής πολιτικής, αν η συνθήκη αυτή ισχύει η παρέμβαση στην αγορά συναλλάγματος είναι αναποτελεσματική ενώ αποκλίσεις από την ισχύ της αφήνει περιθώρια παρέμβασης των αρχών στη διαμόρφωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας μέσω παρεμβάσεων στα επιτόκια και υπονοεί ότι το μοντέλο ισορροπίας χαρτοφυλακίου για την παρέμβαση της συναλλαγματικής ισοτιμίας μπορεί να προτιμηθεί έναντι του νομισματικού μοντέλου του ισοζυγίου πληρωμών. Όπως τονίζει ο Isard (2006) η συνθήκη της Α.Ι.Ε. αποτέλεσε σημείο εστίασης στην πολιτική διαμάχη αναφορικά με την αποτελεσματικότητα της κυβερνητικής παρέμβασης στις αγορές συναλλάγματος. Στο βαθμό που η συνθήκη ευσταθεί για βραχείς χρονικούς ορίζοντες, η κυβερνητική παρέμβαση που αποσκοπεί στην απόκλιση της συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως από αυτή που θα αναμενόταν στο μέλλον δε θα είναι αποτελεσματική εκτός και αν οι κυβέρνηση επιτρέψει στα επιτόκια να μεταβάλλονται. Με αυτήν την έννοια οι παρεμβάσεις στην αγορά συναλλάγματος δεν αποτελούν αποτελεσματικό εργαλείο οικονομικής πολιτικής σε σχέση με τα επιτόκια.

Τέλος οι συνθήκες ισοτιμίας διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στη στρατηγική λήψης αποφάσεων των επιχειρήσεων και επενδυτικού κοινού. Οι επιχειρήσεις λαμβάνουν σοβαρά υπόψη τη συμπεριφορά των συναλλαγματικών ισοτιμιών στη διαδικασία λήψης επιχειρηματικών αποφάσεων όπως π.χ. η απόφαση δανεισμού της επιχείρησης σε εγχώριο ή σε ξένο νόμισμα ή η επέκταση της επιχείρησης στην εγχώρια ή στην ξένη αγορά κλπ καθώς εσφαλμένη εκτίμηση της πορείας των συναλλαγματικών ισοτιμιών μπορεί να οδηγήσει σε απώλειες εσόδων ή ακόμα και σε ζημιές. Έτσι αν μια επιχείρηση αποφασίσει να επεκταθεί στη διεθνή αγορά και το νόμισμα της χώρας στην οποία γίνεται η επένδυση γνωρίσει μια ξαφνική υποτίμηση αυτό μπορεί να καταστήσει την επένδυση ζημιογόνα. Αντίστοιχα αν μια επιχείρηση αποφασίσει τη χρηματοδότησή της με δανεισμό σε ξένο

νόμισμα και το νόμισμα αυτό γνωρίσει μια ξαφνική ανατίμηση, αυτό καθιστά ενδεχομένως την επιλογή αυτή ιδιαίτερα δαπανηρή έναντι των εναλλακτικών..

Επίσης, το επενδυτικό κοινό παρακολουθεί τις μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες καθώς αυτές ενδεχομένως να αφήνουν περιθώρια για κέρδος μέσω της διαδικασιών αρμπιτράζ. Συμπεραίνουμε λοιπόν ότι οι συνθήκες ισοτιμίας είναι πολύ σημαντικές για τη διεθνή χρηματοοικονομική διότι όταν ευσταθούν, υπονοούν «σημεία αδιαφορίας» μεταξύ εναλλακτικών αποφάσεων, ενώ όταν δεν ισχύουν υποδεικνύουν ότι οι δυνάμεις της αγοράς ευνοούν τη μια εναλλακτική επιλογή έναντι των υπολοίπων. Επειδή οι συνθήκες αυτές βασίζονται κυρίως στο αρμπιτράζ, η παραβίασή τους συχνά υποδεικνύει μια άμεση ή έμμεση ευκαιρία κέρδους.

➤ Η Αποτελεσματικότητα της Αγοράς του ξένου Συναλλάγματος

Η αποτελεσματικότητα των συναλλαγματικών αγορών αποτελεί ένα από τα πιο σημαντικά θέματα στη διεθνή χρηματοοικονομική και έχει κεντρίσει κατά καιρούς το ενδιαφέρον πολλών οικονομολόγων, καθώς σχετίζεται με τη φύση των προσδοκιών των επενδυτών και την ικανότητά τους να προσδιορίσουν τις κινήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Η υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς του ξένου συναλλάγματος αποτελεί μια περίπτωση της ευρύτερης θεωρίας, της υπόθεσης της Αποτελεσματικότητας των Αγορών.

Ο Levich (1983) ορίζει την αποτελεσματική αγορά ως αυτήν στην οποία οι τιμές αντικατοπτρίζουν πλήρως τη διαθέσιμη πληροφόρηση. Κάτι τέτοιο σημαίνει ότι σε μια αποτελεσματική αγορά η προθεσμιακή ισοτιμία προβλέπει με ακρίβεια τη μελλοντική ισοτιμία. Ο Salavatore (1993) θεωρεί ότι οι αγορές είναι αποτελεσματικές όταν οι τιμές αντανakλούν ορθώς την σπανιότητα των διαθέσιμων πόρων και οδηγούν στην αποτελεσματική κατανομή αυτών. Αποτελεσματικότητα επομένως σημαίνει ότι οι οικονομικοί φορείς δε θα μπορούν να αποκομίζουν ασυνήθιστα κέρδη. Οι ξένοι επενδυτές θα λαμβάνουν τις αποφάσεις τους βασιζόμενοι στις παρατηρούμενες τιμές εξασφαλίζοντας έτσι την αποτελεσματική κατανομή των πόρων. Συνεπώς μπορούμε να θεωρήσουμε ότι η αποτελεσματικότητα απαιτεί την ισορροπία της αγοράς. Επίσης ο Levich (1983) θεωρεί ότι οι έλεγχοι της αποτελεσματικότητας της αγοράς εξετάζουν μια κοινή υπόθεση η οποία καθορίζει τιμές ισορροπίας της αγοράς ή προσδοκώμενες αποδόσεις και δεύτερον ότι οι οικονομικοί φορείς μπορούν αποτελεσματικά να καθορίσουν τις τρέχουσες τιμές ή τις

αποδόσεις ώστε να ανταποκρίνονται στις αναμενόμενες αξίες τους. Επιπλέον, όταν οι αναμενόμενες αποδόσεις σε κατάσταση ισορροπίας υποθέτονται να είναι σταθερές, αυτό σημαίνει ότι οι τρέχουσες αποδόσεις συσχετίζονται τυχαία, πράγμα το οποίο κάνει την αγορά αποτελεσματική.

Επομένως, αν κάποιος επενδυτής μπορεί να πετύχει υπερκέρδη χρησιμοποιώντας την υπάρχουσα πληροφόρηση (ιδιωτική ή μη ιδιωτική) τότε η αγορά δεν είναι αποτελεσματική. Την έννοια των αποτελεσματικών αγορών διατύπωσε για πρώτη φορά ο Fama (1970). Έκτοτε έχουν γίνει προσπάθειες από πολλούς ερευνητές να ελέγξουν εμπειρικά και να κατανοήσουν θεωρητικά την αποτελεσματικότητα των χρηματοοικονομικών αγορών. Ο έλεγχος αποτελεσματικότητας θεωρείται πολύ σημαντικός στην περίπτωση των συναλλαγματικών αγορών εξαιτίας της υψηλής ρευστότητας που διακρίνει τις συγκεκριμένες αγορές και των ιδιαίτερα έντονων διακυμάνσεων που παρουσιάζουν. Οι απρόβλεπτες κινήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών θέτουν το ερώτημα αν οι συναλλαγματικές αγορές είναι αποτελεσματικές ή όχι. Σύμφωνα επομένως με τον ορισμό του Fama για τις αποτελεσματικές αγορές θα πρέπει η προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία να είναι ο καλύτερος εκτιμητής της μελλοντικής συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως. Σε μια τέτοια περίπτωση οι συναλλαγματικές αγορές θεωρούνται αποτελεσματικές.

Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς προσδιορίζει τις αναμενόμενες αποδόσεις ισορροπίας βασιζόμενη στις υποθέσεις ότι οι επενδυτές εξαλείφουν γρήγορα οποιοσδήποτε κερδοφόρες ευκαιρίες προκύπτουν, χρησιμοποιώντας τη διαθέσιμη πληροφόρηση προς όφελός τους και ότι οι επενδυτές διαμορφώνουν τις προσδοκίες τους κατά τρόπο ορθολογικό. Η αποτελεσματικότητα μπορεί να οριστεί με μεγαλύτερη ακρίβεια χρησιμοποιώντας ως σημείο αναφοράς το σύνολο της διαθέσιμης πληροφόρησης που έχουν οι επενδυτές. Σύμφωνα με τον Fama (1970) υπάρχουν τρεις μορφές αποτελεσματικότητας, οι οποίες διακρίνονται με βάση το βαθμό της πληροφόρησης που αντικατοπτρίζεται στις τιμές των αξιογράφων. Η πρώτη μορφή αποτελεσματικότητας είναι η ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας (*weak form of efficiency*). Μια αγορά ονομάζεται ασθενώς αποτελεσματική όταν δεν είναι δυνατόν ο επενδυτής να πετύχει υπερκέρδη χρησιμοποιώντας τις ιστορικές τιμές / αποδόσεις του υποκείμενου αγαθού. Ολόκληρη η διαθέσιμη πληροφόρηση, επομένως, αντικατοπτρίζεται στις τιμές των αξιογράφων και οι τιμές αυτές ακολουθούν το λεγόμενο τυχαίο περίπατο (*random walk*). Η δεύτερη μορφή αποτελεσματικότητας είναι η ημιοσχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (*semi-strong form of efficiency*). Η αγορά λέγεται ότι είναι αποτελεσματική στην ημιοσχυρή της μορφή, αν



θεωρήσουμε ότι στο σύνολο της πληροφόρησης περιλαμβάνονται και οι δημοσιευμένες πληροφορίες. Οι τιμές πλέον αντικατοπτρίζουν όχι μόνο την πληροφόρηση των ιστορικών τιμών, αλλά και όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση που μπορεί να έχει κάποιος π.χ. από τις δημοσιευθείσες λογιστικές καταστάσεις, ανακοινώσεις ή από τον τύπο. Εφόσον οι αγορές είναι αποτελεσματικές στην ημιασχυρή τους μορφή, τότε οι τιμές αντιδρούν άμεσα σε οποιαδήποτε νέα δημόσια πληροφορία και οι επενδυτές εξακολουθούν να μην μπορούν να πετύχουν υπερκέρδη. Η τρίτη μορφή αποτελεσματικότητας είναι η ισχυρή μορφή (strong form of efficiency). Ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας υπάρχει όταν είναι αδύνατον για τον επενδυτή να αποκομίζει υπερκέρδη βασιζόμενος είτε σε δημόσια είτε σε ιδιωτική πληροφόρηση. Οι τιμές σε αυτή την περίπτωση αντικατοπτρίζουν όλη τη δημόσια και ιδιωτική πληροφόρηση που μπορεί να έχει κάποιος τόσο από τις εταιρείες όσο και από την οικονομία γενικότερα.

Η αποτελεσματικότητα της αγοράς του ξένου συναλλάγματος επικεντρώνεται στην σχέση ανάμεσα στην τρέχουσα προθεσμιακή ισοτιμία και την αναμενόμενη συναλλαγματική ισοτιμίας όψεως στο μέλλον. Η αποτελεσματικότητα της αγοράς απαιτεί οι συμμετέχοντες στην αγορά να είναι σε θέση να επεξεργάζονται και να αξιοποιούν όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση και να διαμορφώνουν ορθολογικές προσδοκίες έτσι ώστε αναμενόμενη στο μέλλον συναλλαγματική ισοτιμία όψεως να ισούται με αυτήν που τελικά διαμορφώνεται στην πραγματικότητα. Ωστόσο η αποτελεσματική αγορά επιτρέπει στους επενδυτές να απαιτούν ένα ασφάλιστρο κινδύνου στα προθεσμιακά συμβόλαια. Επομένως η αποτελεσματική αγορά αξιώνει ότι η τρέχουσα προθεσμιακή ισοτιμία να ισούται με την προσδοκώμενη συναλλαγματική ισοτιμία όψεως. Έτσι η ισοτιμία των προθεσμιακών συμβολαίων, τα οποία υπογράφονται σήμερα (περίοδο  $t$ ) και λήγουν την επόμενη περίοδο (περίοδο  $t + 1$ ) αντικατοπτρίζει πλήρως την τιμή της συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως, η οποία προβλέπεται για την περίοδο  $t + 1$ , υπό καθεστώς ουδετερότητας κινδύνου.

Αν συμβολίσουμε με  $S_{t+1}^e = ES_{t+1}$  την προσδοκώμενη συναλλαγματική ισοτιμία όψεως για την χρονική περίοδο  $t + 1$  (όπου  $E$  συμβολίζει τη μαθηματική προσδοκία και υποδηλώνει ότι αναφερόμαστε στην προσδοκώμενη τιμή) και με  $F_t$  την προθεσμιακή ισοτιμία η οποία διαμορφώνεται τη χρονική περίοδο  $t$  για τα συμβόλαια που θα λήξουν την επόμενη χρονική περίοδο  $t + 1$ , τότε η αποτελεσματικότητα της αγοράς του ξένου συναλλάγματος προσδιορίζεται αλγεβρικά από τη σχέση

$$S_{t+1}^e = F_t \tag{5}$$

➤ Αποκλίσεις από την Α.Ι.Ε. – Ο γρίφος του προθεσμιακού πριμ

Τα τελευταία 25 χρόνια η πλειοψηφία των μελετών έχει απορρίψει την υπόθεση της Α.Ι.Ε., η οποία στη βασική της μορφή υποδηλώνει ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις από την κερδοσκοπία στην προθεσμιακή αγορά συναλλάγματος, οι οποίες ενσωματώνουν πλήρως τη διαθέσιμη πληροφόρηση, πρέπει να είναι μηδενικές. Πολλές μελέτες έχουν παλινδρομήσει εκ των υστέρων το ρυθμό μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας πάνω στη διαφορά των επιτοκίων, απορρίπτοντας τη μηδενική υπόθεση ότι η κλίση του συντελεστή της παλινδρόμησης ισούται με τη μονάδα. Αντίθετα οι περισσότερες από αυτές βρήκαν τον εκτιμώμενο συντελεστή να έχει αρνητικό πρόσημο. Το φαινόμενο αυτό, γνωστό και ως “γρίφος του προθεσμιακού πριμ” (forward premium puzzle) ή “μεροληψία της προθεσμιακής προεξόφλησης” (forward discount bias), υπονοεί ότι, σε αντίθεση με τη θεωρία, υψηλά εγχώρια επιτόκια σε σχέση με αυτά του εξωτερικού προμηνύουν ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος. Συνεπώς το επονομαζόμενο “carry trade” το οποίο έγκειται στο δανεισμό σε νομίσματα με χαμηλό επιτόκιο και στην επένδυση σε νομίσματα με υψηλά επιτόκια, συνιστά μια πολύ δημοφιλή κερδοσκοπική τακτική η οποία αναπτύχθηκε από εξασκούντες επαγγελματίες στην αγορά συναλλάγματος προκειμένου να εκμεταλλευτούν αυτήν την «ανωμαλία» και μπορεί να εφαρμοστεί για μεγάλες αποκλίσεις από την ισοδυναμία των επιτοκίων.

Διάφορες ερμηνείες έχουν δοθεί από τους οικονομολόγους για τη μεροληψία της προθεσμιακής προεξόφλησης και την αναποτελεσματικότητα της αγοράς του ξένου συναλλάγματος, με διάφορες συνέπειες αναφορικά με την υπόθεση της Α.Ι.Ε. Μια συνηθισμένη ερμηνεία απορρίπτει την υπόθεση της Α.Ι.Ε. αλλά όχι αυτή των ορθολογικών προσδοκιών. Σύμφωνα με αυτήν την άποψη η εύρεση συστηματικής μεροληψίας πρόβλεψης υπονοεί ότι οι συμμετέχοντες στην αγορά αποστρέφονται τον κίνδυνο και απαιτούν ένα ασφάλιστρο κινδύνου προκειμένου να διατηρήσουν στην κατοχή τους ξένα ακάλυπτα περιουσιακά στοιχεία. Η μεροληπτική πρόβλεψη δηλαδή ερμηνεύεται ως παράληψη ερμηνευτικών μεταβλητών στην εξίσωση της παλινδρόμησης. Ο Sarno (2005) επισημαίνει ότι η μεγάλη πλειοψηφία των μελετών σε αυτό το πλαίσιο εκτίμησε την παλινδρόμηση του Fama χρησιμοποιώντας τη συνηθισμένη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Αυτό μπορεί να είναι προβληματικό στην παρουσία ενός παραλειπόμενου ασφαλιστρού κινδύνου στην παλινδρόμηση καθώς η εκτίμηση με αυτήν τη μέθοδο παράγει

μεροληπτικούς και μη συνεπείς εκτιμητές του συντελεστή της παλινδρόμησης (Fama, 1984). Πρόσφατα οι Bernhart, McNowh και Wallace (1999) έδειξαν ότι απαιτούνται δύο προϋποθέσεις για να προκύψει αυτό το πρόβλημα, πρώτον το προθεσμιακό επιτόκιο πρέπει να είναι συνάρτηση μιας μη παρατηρήσιμης παραλειπόμενης μεταβλητής, όπως οι προβλεπόμενες υπερβολικές αποδόσεις και δεύτερον ο όρος που περιέχεται στο προθεσμιακό επιτόκιο στην εκτιμώμενη παλινδρόμηση πρέπει να είναι στάσιμος ή να μπορεί να κανονικοποιηθεί σε στάσιμη μεταβλητή. Υπό αυτές τις συνθήκες οι παραπάνω επισήμαναν τη σοβαρότητα αυτού του προβλήματος σε ένα μεγάλο πλήθος παλινδρομήσεων, συμπεραίνοντας ότι η συνηθισμένοι έλεγχοι της A.I.E. δεν παρέχουν πληροφόρηση εφόσον παραλείπεται το πριμ κινδύνου.

Σύμφωνα με τους Froot και Thaler (1990) εάν οι επενδυτές στην αγορά συναλλάγματος παρουσιάζουν αποστροφή προς τον κίνδυνο και εάν ο συναλλαγματικός κίνδυνος δεν είναι διαφοροποιήσιμος, τότε η επιτοκιακή διαφορά ή η προθεσμιακή προεξόφληση δεν αποτελούν την μοναδική μεταβλητή, η οποία μπορεί να ερμηνεύσει την αλλαγή στις μελλοντικές συναλλαγματικές ισοτιμίες. Εάν ισχύουν οι παραπάνω υποθέσεις, η επιτοκιακή διαφορά είναι το άθροισμα της αναμενόμενης μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας συν ένα ασφάλιστρο κινδύνου. Δηλαδή, εάν το νόμισμα της ημεδαπής θεωρείται πιο επικίνδυνο από αυτό της αλλοδαπής, τα επιτόκια στην ημεδαπή θα πρέπει να είναι υψηλότερα ακόμα και όταν η ισοτιμία δεν αναμένεται να μεταβληθεί.

Σύμφωνα με τον Fama (1984) η διακύμανση του ασφαλίστρου κινδύνου είναι μεγαλύτερη από το άθροισμα των διακυμάνσεων της αναμενόμενης υποτίμησης και της επιτοκιακής διαφοράς. Ο ίδιος υποστηρίζει ότι η συνδιακύμανση της αναμενόμενης υποτίμησης και του ασφαλίστρου κινδύνου είναι αρνητική. Ένα λογικό συμπέρασμα αποτελεί η θεώρηση ότι το μέγεθος και η μεταβλητότητα του εμπειρικού πριμ κινδύνου είτε είναι εκπληκτικά μεγάλη, είτε υπάρχει θεμελιακή ανεπάρκεια στις μέχρι πρότινος οικονομετρικές μελέτες επί του θέματος (Baillie και Bollerslev, 2000), ενώ σύμφωνα με τους Hodrick και Srivastava (1986) μια αρνητική συσχέτιση μεταξύ της αναμενόμενης υποτίμησης και του ασφαλίστρου κινδύνου έχει θεωρητικό υπόβαθρο.

Μια άλλη άποψη της μεροληψίας εγκαταλείπει την υπόθεση ότι οι συμμετέχοντες στην αγορά συμπεριφέρονται πλήρως ορθολογικά και εξηγεί τη μεροληψία ανάμεσα στην προθεσμιακή προεξόφληση και στην επιτοκιακή διαφορά στηριζόμενη στις λαθεμένες προβλέψεις των επενδυτών. Σύμφωνα με τη συγκεκριμένη ερμηνεία το ασφάλιστρο κινδύνου είναι σταθερό ενώ οι επενδυτές που μπλέκονται στη διαδικασία να μάθουν για την εξέλιξη των κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών, κάνουν λάθος προβλέψεις και με τις

συναλλαγές τους αυτές επηρεάζουν την πορεία των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Η Lewis (1995) υπαινίσσεται ότι η μεροληπτική πρόβλεψη μπορεί να προκύψει κάτω από τις υποθέσεις της Α.Ι.Ε. και των ορθολογικών προσδοκιών εφόσον οι συμμετέχοντες στην αγορά στερούνται επαρκούς πληροφόρησης και εμπλέκονται σε μια διαδικασία ορθολογικής μάθησης.

Άλλες πάλι δεν απαιτούν την απόρριψη των υποθέσεων της Α.Ι.Ε. ή των ορθολογικών προσδοκιών και περιλαμβάνουν ερμηνείες που βασίζονται στο γνωστό “πρόβλημα του πέσο”, σε χρονική μεροληψία, προβλήματα μάθησης, ατελή πληροφόρηση με αυτο-εκπληρώμενες προφητείες ή ορθολογικές φούσκες κ.α. Όπως επισημαίνουν οι Sachsida, Ellery και Teixeira (2001), το επονομαζόμενο πρόβλημα του πέσο μπορεί να θεωρηθεί ένας από τους κύριους λόγους της εμπειρικής μη επαλήθευσης της Α.Ι.Ε. καθώς οι περισσότερες χώρες δε λειτουργούν σε καθεστώτα καθαρά κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών. Σε ένα καθεστώς σταθερών ισοτιμιών, λόγω μικρής πιθανότητας μεγάλων μεταβολών στη συναλλαγματική ισοτιμία στην εξεταζόμενη περίοδο, κάποιος μπορεί να οδηγηθεί εσφαλμένως στο συμπέρασμα ότι οι οικονομικοί φορείς κάνουν συστηματικά λάθη στη διαμόρφωση των βραχυπρόθεσμων προσδοκιών τους, πράγμα που υπονοεί ότι δεν είναι ορθολογικοί. Κάτι τέτοιο μπορεί να οδηγήσει σε μεροληπτικές εκτιμήσεις των κλίσεων των παραμέτρων στην εξίσωση της Α.Ι.Ε. για μικρά δείγματα (Chinn και Meredith, 2004).

Η εικασία ότι η μεροληψία πρόβλεψης προκύπτει από αυτό-εκπληρώμενες προφητείες ορθολογικών, ουδέτερων προς τον κίνδυνο, συμμετεχόντων στην αγορά αποτελεί μια εκδοχή συνεπή με την Α.Ι.Ε. Τέτοιες προφητείες συχνά αναφέρονται στη βιβλιογραφία ως ορθολογικές φούσκες (rational bubbles) και έχουν χαρακτηριστεί ως θεωρητικά εφικτές, ωστόσο λίγοι οικονομολόγοι θεωρούν ότι είναι αληθοφανείς ως εμπειρικά φαινόμενα (Mussa, 1990). Κατά τον Sarno (2005), ορθολογικές φούσκες, διαδικασίες μάθησης και πρόβλημα του πέσο υπονοούν απομάκρυνση από την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών και παράγουν μη μηδενικές και πιθανά προβλέψιμες υπερβολικές αποδόσεις ακόμη και στην περίπτωση που οι οικονομικοί φορείς είναι ουδέτεροι προς τον κίνδυνο. Ένα πρόβλημα με την παραδοχή ερμηνειών της προθεσμιακής προεξόφλησης του τύπου “προβλήματα του πέσο”, ορθολογικές φούσκες ή προβλήματα μάθησης είναι ότι ένας μεγάλος αριθμός οικονομετρικών μελετών, οι οποίες περιλαμβάνουν ένα μεγάλο εύρος συναλλαγματικών ισοτιμιών και δειγμάτων διαφορετικών χρονικών περιόδων, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η κατεύθυνση της μεροληψίας είναι η

ίδια σε κάθε ένα από τα παραπάνω σενάρια, δηλαδή ότι η κλίση του συντελεστή της παλινδρόμησης της A.I.E. είναι αρνητική και πλησιέστερη στο -1 αντί της μονάδας.

Ο McCallum (1994) θεωρεί ότι η αρνητική εκτίμηση στην κλίση μπορεί να είναι αποτέλεσμα χρονικής ταυτοσημίας που επιβάλλεται από την ύπαρξη μιας συνάρτησης αντίδρασης της νομισματικής πολιτικής όπου η διαφορά των επιτοκίων καθορίζεται προκειμένου να αποφευχθούν μεγάλες τρέχουσες μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες, καθώς επίσης για να εξομαλυνθούν οι έντονες μεταβολές στα επιτόκια. Το παραπάνω ωστόσο μπορεί να γίνει αντιληπτό ως μια ειδική περίπτωση της γενικής άποψης του Fama (1984), ότι οι αρνητικές εκτιμήσεις του συντελεστή της παλινδρόμησης απαιτούν αρνητική συνδιακύμανση ανάμεσα σε πριμ κινδύνου και αναμενόμενο ρυθμό υποτίμησης.

Οι Beyaert, García-Solanes και Pérez-Castejón (2007) εκφράζουν την άποψη ότι ο γρίφος της A.I.E. οφείλεται στο γεγονός ότι οι πολιτικές των σύγχρονων οικονομιών προσαρμόζονται στις θεσμικές, πολιτικές και οικονομικές αλλαγές που διαδραματίζονται με αποτέλεσμα οι οικονομικοί φορείς να κάνουν λάθος εκτιμήσεις οι οποίες συνδέονται με το προθεσμιακό πριμ ή το spread των επιτοκίων. Η οικονομική πολιτική μπορεί να ερμηνεύσει τις αρνητικές τιμές του συντελεστή της παλινδρόμησης, όταν η πολιτική αυτή περιλαμβάνει παρεμβάσεις στα επιτόκια των χωρών (McCallum, 1994). Σύμφωνα με αυτήν την άποψη οι ασκούντες την νομισματική πολιτική τόσο στην ημεδαπή όσο και στην αλλοδαπή τείνουν να αντιστέκονται στις απότομες αλλαγές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Έτσι όταν π.χ. το νόμισμα μιας χώρας τείνει να ανατιμηθεί, η χώρα αυτή θα τείνει να υιοθετεί πρακτικές επεκτατικής νομισματικής πολιτικής. Επειδή το κύριο εργαλείο άσκησης νομισματικής πολιτικής στα περισσότερα έθνη είναι το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο, οι πολιτικές αυτές θα εκδηλωθούν ως μείωση στο εγχώριο επιτόκιο και κατ' επέκταση στη διαφορά μεταξύ των επιτοκίων, κάνοντας τα μεγέθη αυτά να αποκλίνουν από τις τιμές που θα διαμορφώνονταν δίχως την παρέμβαση. Ο Christensen (2000) αποδίδει την απόρριψη της A.I.E. στο συνδυασμό της έλλειψης ορθολογικότητας και στην ύπαρξη ενός χρονικά μεταβαλλόμενου πριμ ενώ θεωρεί ότι αρνητικές τιμές του συντελεστή της παλινδρόμησης δεν μπορούν να δικαιολογηθούν από τις εκτιμώμενες τιμές των παραμέτρων της συνάρτησης αντίδρασης των νομισματικών αρχών που προτείνεται από τον McCallum.

Οι Alper, Ardic και Fendoglu (2007), θεωρούν ότι η ύπαρξη παρεμβάσεων της Κεντρικής Τράπεζας μπορεί επίσης να διαστρεβλώσει τη συνθήκη της A.I.E. Οι Chinn και Meredith (2004) επεκτείνουν το υπόδειγμα του McCallum συμπεριλαμβάνοντας μεταβλητές του προϊόντος και του πληθωρισμού στη συνάρτηση αντίδρασης της νομισματικής πολιτικής και σημειώνουν ότι οι αποκλίσεις από τη συνθήκη της A.I.E. κυρίως οφείλονται

στις αντιδράσεις των νομισματικών αρχών στις προσωρινές διαταραχές της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Κινούμενη στο ίδιο μήκος κύματος η Alexius (2002) κατασκευάζει ένα υπόδειγμα στο οποίο η Κεντρική Τράπεζα ελαχιστοποιεί την αναμενόμενη συνάρτηση απώλειας προεξόφλησης, η οποία συμπεριλαμβάνει τον πρόσφατο πληθωρισμό, το προϊόν και τις κινήσεις των επιτοκίων. Τα αποτελέσματά της συνιστούν αρνητικές τιμές του συντελεστή της παλινδρόμησης, όταν η Κεντρική Τράπεζα επιδιώκει την εξομάλυνση των επιτοκίων. Επιπλέον οι Mark και Moh (2007) αναπτύσσουν ένα υπόδειγμα A.I.E. συνεχούς χρόνου στο οποίο οι πολιτικές της Κεντρικής Τράπεζας, οι οποίες περιλαμβάνουν τακτικές διατήρησης της διαφοράς των επιτοκίων μέσα σε συγκεκριμένα πλαίσια, μπορούν να οδηγήσουν σε μεροληψία του προθεσμιακού πριμ, ενώ ο Anker (1999) σημειώνει ότι η καθαρή πολιτική της εξομάλυνσης των επιτοκίων της Κεντρικής Τράπεζας δεν μπορεί να ερμηνεύσει εξολοκλήρου την παρατηρούμενη μεροληψία του προθεσμιακού πριμ.

Ένας άλλος παράγοντας που συνδέεται με τα αποτελέσματα του εμπειρικού ελέγχου είναι τα διαρθρωτικά χαρακτηριστικά των οικονομιών που εξετάζονται. Ημιτελείς θεσμικές μεταρρυθμίσεις, ευμετάβλητες οικονομικές συνθήκες, αδύναμη μακροοικονομική θεμελίωση και ρηχές οικονομικές αγορές αποτελούν χαρακτηριστικά που μπορεί να οδηγήσουν σε αποκλίσεις από τη συνθήκη της A.I.E. Ημιτελείς θεσμικές μεταρρυθμίσεις μπορεί να συμβάλουν στην εμφάνιση συναλλακτικού κόστους και υψηλότερου βαθμού κινδύνου πτώχευσης, ενώ σχετικά ευμετάβλητες οικονομικές συνθήκες και ασθενής μακροοικονομική θεμελίωση μπορεί να οδηγήσουν σε ανατιμήσεις και υψηλότερα επίπεδα κινδύνου πτώχευσης, τόσο ως προς το μέγεθος όσο και ως προς τη μεταβλητότητα αυτών. Γι αυτό το λόγο αναμένεται ότι η συνθήκη της A.I.E. είναι λιγότερο πιθανό να ευσταθεί στις ανερχόμενες αγορές από ότι στις ανεπτυγμένες (Alper και συν., 2007).

Μια εναλλακτική προσέγγιση η οποία είναι αποτέλεσμα πρόσφατης προόδου στις οικονομετρικές αναλύσεις θέλει τη μεροληψία του προθεσμιακού πριμ να αποτελεί “στατιστικό δημιούργημα” και όχι οικονομικό γρίφο και υποστηρίζει ότι η A.I.E. λειτουργεί καλύτερα από ότι φαίνεται. Πρόσφατες έρευνες αναφέρουν ευνοϊκά αποτελέσματα για εξαιρετικά μικρούς επενδυτικούς ορίζοντες και μακροπρόθεσμες διάρκειες λήξης, υποδηλώνοντας ότι τα προηγούμενα μη ευνοϊκά αποτελέσματα περιορίζονται σε μέσους χρονικούς ορίζοντες και μεσαίες διάρκειες λήξης. Οι Chaboud και Wright (2003) αναφέρουν ευνοϊκά αποτελέσματα για τη συνθήκη της A.I.E. για συχνότητες στο μεσοδιάστημα της ημέρας (intra-day frequencies), ενώ οι Alexius (2001), Chinn και Meredith (2005) και Chinn (2006) συμπεραίνουν ότι οι προσωρινές διαταραχές στην A.I.E. μετριάζονται για διάρκειες

λήξης μεγαλύτερες του έτους. Αυτά υποδηλώνουν ότι για επενδύσεις εξαιρετικά μικρών περιόδων, ο κίνδυνος της συναλλαγματικής ισοτιμίας εξαφανίζεται, ενώ για μακρινούς ορίζοντες τα αποτελέσματα της νομισματικής πολιτικής, η μεταβλητότητα του πριμ κινδύνου και οι προσδοκίες τις αγοράς μειώνονται.

Οι Baillie και Bollerslev (2000) πιστεύουν ότι οι προηγούμενες απορρίψεις της A.I.E. οφείλονται κυρίως σε παράγοντες όπως μικρή μεροληψία του δείγματος, ασταθείς εκτιμήσεις του συντελεστή της παλινδρόμησης για διάφορες υποπεριόδους και υψηλή επιμονή του προθεσμιακού πριμ. Παρόμοια, οι Maynard και Phillips (2001) δείχνουν ότι διαφορές στην επιμονή των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας και του προθεσμιακού πριμ μπορούν να επιφέρουν μεροληψία του προθεσμιακού πριμ. Οι Liu και Maynard (2005) θεωρούν ότι υψηλή επιμονή στο προθεσμιακό πριμ μπορεί να παρέχει μερική ερμηνεία της μεροληψίας. Μέσω ενός στοχαστικού υποδείγματος μερικών μεταβολών οι Choi και Zivot (2007) έδειξαν ότι η αγνόηση των διαρθρωτικών μεταβολών μπορεί να οδηγήσει σε ψευδή επιμονή στο προθεσμιακό πριμ. Συνεπώς, η συχνά παρατηρούμενη μεροληψία του προθεσμιακού πριμ μπορεί να αποτελεί στατιστικό δημιούργημα που πηγάζει από μη ισορροπημένες εκτιμήσεις ελέγχων παλινδρόμησης ή από αγνόηση διαρθρωτικών μεταβολών ή και από τα δύο.

Τέλος, γραμμική εκτίμηση της συνθήκης της A.I.E. μπορεί επίσης να προκαλέσει μεροληψία του προθεσμιακού πριμ, όταν η “διαδικασία παραγωγής πραγματικών δεδομένων” αποκαλύπτει την ύπαρξη έντονης μη γραμμικότητας, πράγμα το οποίο επιβεβαιώνεται από εκτιμήσεις εξομαλυντικών μεταβατικών παλινδρομήσεων (smooth transitive regression – STR) από τους Sarno, Leon και Valente (2006) και τους Baillie και Killic (2006). Τα αποτελέσματα αυτά υπέρ της μη γραμμικότητας και της ασυμμετρικότητας στο πλαίσιο της A.I.E. είναι συνεπή με την παλαιότερη βιβλιογραφία η οποία δηλώνει ότι ανάλογα με το πρόσημο (Bansal, 1997; Bansal και Dahlquist, 2000) ή την κανονικότητα (κανονική – ακραία) (Huisman και συν., 1998) της διαφοράς των επιτοκίων και του προθεσμιακού πριμ, απαιτείται διαφορετικός χειρισμός. Συγκεκριμένα, μέσω εμπειρικών αναλύσεων οι Bansal (1997), Bansal και Dahlquist (2000) έδειξαν ότι η συνθήκη της A.I.E. είναι πιθανότερο να ευσταθεί όταν η διαφορά των επιτοκίων είναι αρνητική ενώ οι Huisman, Koedijk, Kool και Nissen (1998) αναφέρουν ότι για ακραίο και θετικό προθεσμιακό πριμ η συνθήκη της A.I.E. δεν μπορεί να αποκριθεί. Άρα οι παρατηρούμενες αποκλίσεις από τη συνθήκη A.I.E. δύνανται να μη σημαίνουν αναποτελεσματικότητα της αγοράς του ξένου συναλλάγματος όταν τα δεδομένα δείχνουν έντονη μη γραμμικότητα.

➤ Θεωρητική Θεμελίωση - Διατύπωση των Συνθηκών Ισοδυναμίας των Επιτοκίων

• Η Ακάλυπτη Ισοδυναμία των Επιτοκίων

Η συνθήκη της A.I.E. καθορίζει τη σχέση μεταξύ επιτοκίων και συναλλαγματικής ισοτιμίας δύο χωρών σε ισορροπία. Αξιώνει ότι ένας επενδυτής λαμβάνει τις επενδυτικές του αποφάσεις συγκρίνοντας τις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων, βασιζόμενος στις προσδοκίες του αναφορικά με τη συναλλαγματική ισοτιμία. Αυτό σημαίνει ότι τα επιτόκια ή αλλιώς οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων πρέπει να εξισώνονται μεταξύ των χωρών, διαφορετικά όλοι οι επενδυτές θα έσπευδαν να τοποθετήσουν τα κεφάλαιά τους στη χώρα με τις υψηλότερες αποδόσεις.

Η ακριβής συνθήκη της A.I.E. υποθέτει την εξίσωση των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων μεταξύ των χωρών και δίδεται από τη σχέση

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*)(S_{t+1}^e/S_t) \quad (6)$$

Οι μεταβλητές καθορίζονται ως εξής: Το σύμβολο  $t$  αναφέρεται στη χρονική περίοδο, το  $t + 1$  στην επόμενη χρονική περίοδο, τα  $i_t$  και  $i_t^*$  συμβολίζουν το τρέχον εγχώριο και εξωτερικό επιτόκιο αντίστοιχα. Το  $S_t$  συμβολίζει τη συναλλαγματική ισοτιμία όψεως (το ξένο νόμισμα εκφρασμένο σε μονάδες εγχώριου) και  $S_{t+1}^e$  αντιστοιχεί στην αναμενόμενη συναλλαγματική ισοτιμία όψεως την επόμενη χρονική περίοδο δεδομένης ολόκληρης της διαθέσιμης πληροφόρησης την χρονική περίοδο  $t$ . Όλες οι μεταβλητές στην εξίσωση (6) είναι γνωστές με βεβαιότητα, εκτός της  $S_{t+1}^e$ .

Η συνθήκη της A.I.E. ονομάζεται ακάλυπτη, επειδή ο επενδυτής βρίσκεται εκτεθειμένος στον κίνδυνο που σχετίζεται με την αβεβαιότητα της  $S_{t+1}^e$ . Η προσδοκώμενη συναλλαγματική ισοτιμία την επόμενη περίοδο συχνά διαφέρει από την συναλλαγματική ισοτιμία όψεως που τελικά διαμορφώνεται. Έτσι υπάρχει η δυνατότητα κέρδους, εφόσον κάποιος καταφέρει να προβλέψει σωστά τη συναλλαγματική ισοτιμία όψεως της επόμενης περιόδου.

Η συνθήκη της A.I.E. γίνεται καλύτερα κατανοητή στο πλαίσιο λήψης μιας επενδυτικής απόφασης μιας επιχείρησης. Έστω ότι υπάρχουν δύο χώρες, η A και η B, με την πρώτη να θεωρείται η εγχώρια και η δεύτερη η ξένη, με τα αντίστοιχα νομίσματά τους,



δολάριο και ευρώ. Έστω τώρα ότι η επιχείρηση επιθυμεί να επενδύσει σε μια μετοχή διάρκειας λήξης μιας περιόδου η οποία δίνει μια απόδοση. Η επιχείρηση έχει δύο επιλογές, να επενδύσει στην εγχώρια αγορά χρεογράφων ή στην ξένη. Αν επενδύσει σε εγχώρια χρεόγραφα, θα λάβει απόδοση  $(1 + i_t)$  δολάρια για κάθε επενδυόμενη μονάδα, απόδοση την οποία η επιχείρηση γνωρίζει με βεβαιότητα. Αν επιλέξει να επενδύσει σε ξένα χρεόγραφα θα πρέπει πρώτα να μετατρέψει τα δολάρια σε ευρώ. Μετά το πέρας μιας χρονικής περιόδου η επένδυση θα έχει απόδοση  $(1 + i_t^*)(1/S_t)$  ευρώ για κάθε επενδυόμενη μονάδα. Στο τέλος της περιόδου θα πρέπει να μετατρέψει τα έσοδα σε δολάρια. Συνεπώς η συνολική απόδοση εκφρασμένη σε δολάρια θα είναι  $(1 + i_t^*)(S_{t+1}/S_t)$  ανά μονάδα επένδυσης, όπου  $S_{t+1}$  είναι η συναλλαγματική ισοτιμία όψεως της επόμενης περιόδου. Ο μόνος τρόπος για να εκτιμήσει τη μελλοντική αξία της  $S_{t+1}$  είναι μέσω της προσδοκώμενης συναλλαγματικής ισοτιμίας  $S_{t+1}^e$ . Άρα η επιχείρηση λαμβάνει τις επενδυτικές τις αποφάσεις με βάση την εξίσωση (6).

Το ρίσκο της επένδυσης έγκειται στη διαφορά μεταξύ προσδοκώμενης και πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας την επόμενη περίοδο. Μόνο σε κατάσταση ισορροπίας η αποδόσεις των επενδύσεων στις δύο χώρες θα εξισώνονται. Το παραπάνω συμπέρασμα απαιτεί την παραδοχή ορισμένων απλουστευτικών υποθέσεων, ότι οι επενδυτές είναι ουδέτεροι προς τον κίνδυνο και ενδιαφέρονται μόνο ως προς τις αποδόσεις, ότι διαμορφώνουν τις προσδοκίες τους αναφορικά με τις μελλοντικές τιμές των συναλλαγματικών ισοτιμιών κατά τρόπο ορθολογικό και ότι τα περιουσιακά στοιχεία θεωρούνται τέλεια υποκατάστατα μεταξύ τους σε όρους ρευστοποίησης, διάρκειας και κινδύνου μη εξόφλησης.

Η υπόθεση της ουδετερότητας του κινδύνου επιτρέπει στον επενδυτή να είναι αδιάφορος μεταξύ επένδυσης στο εσωτερικό, όπου όλες οι μεταβλητές είναι γνωστές και στο εξωτερικό όπου η εκτιμώμενη  $S_{t+1}^e$  δύναται να διαφέρει από την πραγματική  $S_{t+1}$ . Εξαιτίας αυτής της υπόθεσης η ύπαρξη ενός πριμ κινδύνου μπορεί να αγνοηθεί. Η εκδοχή της Α.Ι.Ε. που χρησιμοποιείται πιο συχνά δίνεται από τη σχέση

$$i_t - i_t^* = \Delta S_{t+1}^e \quad (7)$$

η οποία προκύπτει από την (6) ως εξής:

$S_{t+1}^e/S_t = 1 + (S_{t+1}^e - S_t)/S_t \Leftrightarrow \Delta S_{t+1}^e + 1 = S_{t+1}^e/S_t$  όπου  $\Delta S_{t+1}^e$  αντιστοιχεί στον προσδοκώμενο ρυθμό υποτίμησης (ανατίμησης) του εγχώριου νομίσματος. Άρα η εξίσωση (6) γίνεται:

$$1 + i_t = 1 + i_t^* + \Delta S_{t+1}^e + i_t^* \Delta S_{t+1}^e \quad (8)$$

Επειδή ο όρος  $i_t^* \Delta S_{t+1}^e$  αποτελεί ένα πολύ μικρό και ασήμαντο κλάσμα, καθώς δεν υπάρχει απότομη επιδείνωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας, οδηγούμαστε στη συνηθισμένη έκφραση της Α.Ι.Ε. που δίνεται από την εξίσωση (7) η οποία δηλώνει ότι η διαφορά στα επιτόκια μεταξύ της ημεδαπής και της αλλοδαπής πρέπει να ισούται με την αναμενόμενη υποτίμηση (ανατίμηση) του εγχώριου. Οποιοσδήποτε αποκλίσεις από την ισότητα της (7) αντανakλούν στην ανάγκη για αναπροσαρμογή μεταξύ των επιτοκίων.

Συνεπώς διαφορά μεταξύ εγχώριου και εξωτερικού επιτοκίου συνεπάγεται μεταβολή στην προσδοκώμενη συναλλαγματική ισοτιμία. Αν  $i - i^* > 0$  αυτό συνεπάγεται  $\Delta S_{t+1}^e > 0$  που με τη σειρά του σημαίνει ότι αναμένεται αύξηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας την επόμενη περίοδο και υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος. Αντίστοιχα, στην περίπτωση που  $i - i^* < 0$  αναμένεται υποτίμηση του ξένου νομίσματος (ή αλλιώς ανατίμηση του εγχώριου). Έτσι, αν π.χ. μια επιχείρηση αναμένει ότι το δολάριο θα υποτιμηθεί (δηλαδή ο όρος  $S_{t+1}^e$  αυξάνεται), τότε η διαφορά στα επιτόκια πρέπει να αντικατοπτρίζει αυτήν την προσδοκία. Εάν το δολάριο υποτιμηθεί, ενώ τα επιτόκια παραμείνουν εξισωμένα, τότε όλες οι επιχειρήσεις θα απολαμβάνουν υψηλότερες αποδόσεις από επενδύσεις στην αλλοδαπή. Η μεταφορά κεφαλαίων από την ημεδαπή στην αλλοδαπή θα οδηγήσει σε πτώση του επιτοκίου στην πρώτη και σε άνοδο του επιτοκίου στη δεύτερη έως ότου επέλθει η ισορροπία. Επομένως η Α.Ι.Ε. υποθέτει την ύπαρξη, μηχανισμών αρμπιτράζ στις διεθνείς αγορές που συνδέουν τα επιτόκια με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες και εξασφαλίζουν ότι, υπό την προϋπόθεση της ουδετερότητας του κινδύνου, της ελεύθερης κίνησης των κεφαλαίων και της υπόθεσης των ορθολογικών προσδοκιών, οι υπερβολικές αποδόσεις στις ξένες αγορές συναλλάγματος κατά μέσο όρο είναι μηδενικές.

Σύμφωνα με τα παραπάνω, η εμπειρική μελέτη της Α.Ι.Ε. μπορεί να γίνει εκτιμώντας την εξίσωση:

$$\Delta S_{t+1}^e = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_{t+1}, \quad (9)$$

όπου  $u_{t+1}$  συμβολίζει το σφάλμα πρόβλεψης, ελέγχοντας την από κοινού υπόθεση ότι  $\alpha = 0$ ,  $\beta = 1$  και ότι τα κατάλοιπα  $u_{t+1}$  είναι ορθογώνια στη διαθέσιμη πληροφόρηση την χρονική στιγμή  $t$ . Αναφορικά με το σταθερό όρο, μη μηδενικές τιμές μπορούν να εξηγηθούν με την ανισότητα του Jensen, η οποία υπονοεί ότι η προσδοκία ενός κλάσματος δεν είναι η ίδια με το κλάσμα των προσδοκιών. Εναλλακτικά, χαλαρώνοντας την υπόθεση της ουδετερότητας των επενδυτών ως προς τον κίνδυνο, ο συντελεστής  $\alpha$  μπορεί να αντικατοπτρίζει ένα σταθερό ασφάλιστρο κινδύνου το οποίο απαιτείται από τους επενδυτές για την κατοχή ξένων περιουσιακών στοιχείων έναντι εγχώριων ή τον κίνδυνο μη εξόφλησης ή τον κίνδυνο ρευστοποίησης, ωστόσο η σημασία του δε θεωρείται ιδιαίτερη για αυτό το λόγο και οι περισσότερες μελέτες έχουν επικεντρωθεί στο συντελεστή  $\beta$  της παλινδρόμησης. Στην περίπτωση που  $\beta = 1$  η διαφορά των επιτοκίων ερμηνεύει επακριβώς (ένα προς ένα) τις μελλοντικές κινήσεις των νομισμάτων. Θετικές και μικρότερες της μονάδας τιμές του συντελεστή  $\beta$  οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η διαφορά στα επιτόκια ερμηνεύει μονάχα ένα μέρος της μεταβολής των συναλλαγματικών ισοτιμιών, ενώ αρνητικές εκτιμήσεις στη παλινδρόμηση της A.I.E. συνιστούν ότι η διαφορά των επιτοκίων ερμηνεύουν τις μελλοντικές κινήσεις των νομισμάτων συστηματικά προς τη “λάθος” κατεύθυνση, πράγμα το οποίο έρχεται σε ευθεία αντίθεση με τη θεωρία.

Τα παραπάνω ισχύουν στην περίπτωση της τέλει υποκατάστασης μεταξύ εγχώριων και ξένων περιουσιακών στοιχείων. Όταν υπάρχει ατελής υποκατάσταση, οι προσδοκώμενες αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων είναι δυνατόν να διαφέρουν στην κατάσταση ισορροπίας. Η ατελής αυτή υποκατάσταση συνήθως αποδίδεται στο συναλλαγματικό κίνδυνο ο οποίος διαφοροποιεί ποιοτικώς τα περιουσιακά στοιχεία των διαφόρων χωρών. Ο συναλλαγματικός κίνδυνος, μαζί με την προσδοκώμενη απόδοση είναι οι δύο παράγοντες που κατά κόρον επηρεάζουν τις αποφάσεις των επενδυτών. Οι επενδυτές που αποστρέφονται τον κίνδυνο είναι πρόθυμοι να ανταλλάξουν απόδοση με μικρότερο κίνδυνο ή εναλλακτικά προκειμένου να αγοράσουν ένα περιουσιακό στοιχείο που θεωρείται ριψοκίνδυνο, απαιτούν ένα πριμ κινδύνου ως αποζημίωση. Στην περίπτωση αυτή η συνθήκη της A.I.E. διευρύνεται ώστε να συμπεριλάβει και το πριμ κινδύνου καθώς οι επενδυτές σταθμίζουν, εκτός από την απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου, και το συναλλαγματικό κίνδυνο. Έτσι η εξίσωση (7) γίνεται:

$$i - i^* = \Delta s_{t+1}^e + rp_t \quad (10)$$

όπου  $rp_t$  είναι το πριμ κινδύνου. Αν  $rp_t > 0$  αυτό σημαίνει ότι τα εγχώρια περιουσιακά στοιχεία θεωρούνται υψηλότερου κινδύνου σε σχέση με τα ξένα και ως εκ τούτου η προσδοκώμενη απόδοση των εγχώριων περιουσιακών στοιχείων ( $i$ ) πρέπει να είναι μεγαλύτερη από εκείνη των ξένων ( $i^* + \Delta s_{t+1}^e$ ), ώστε να αποζημιώνεται ο επενδυτής για τον υψηλότερο κίνδυνο που αναλαμβάνει. Το αντίθετο ισχύει για  $rp_t < 0$ .

Στην περίπτωση αυτή που δεν ισχύει η υπόθεση της ουδετερότητας και οι επενδυτές απαιτούν ένα πριμ για να διατηρήσουν στην κατοχή τους περιουσιακά στοιχεία τα οποία θεωρούνται επικίνδυνα η οικονομετρική εκτίμηση της Α.Ι.Ε. γίνεται με βάση την εξίσωση

$$\Delta S_{t+1}^e = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) - rp_t + u_t, \quad (11)$$

όπου  $u_t$  αποτελεί λευκό θόρυβο. Καθώς η υπόθεση Α.Ι.Ε. συνδυάζει τις υποθέσεις των ορθολογικών προσδοκιών και της ουδετερότητας του κινδύνου, είναι εφικτό χρησιμοποιώντας δεδομένα αναμενόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών να απομονώσουμε την επίδραση του πριμ κινδύνου στις κινήσεις των νομισμάτων.

Ο κίνδυνος ενός περιουσιακού στοιχείου σε ένα χαρτοφυλάκιο εξαρτάται από τη μεταβλητότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας, την ποσότητα των διαφόρων νομισμάτων που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο και τη συσχέτιση της προσδοκώμενης απόδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου με την απόδοση των άλλων περιουσιακών στοιχείων. Μεγαλύτερη μεταβλητότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας συνεπάγεται μεγαλύτερη αβεβαιότητα ως προς τη μελλοντική αξία ενός περιουσιακού στοιχείου, πράγμα το οποίο μεταφράζεται σε υψηλό κίνδυνο και άρα αυξημένη προσδοκώμενη απόδοση προκειμένου να αποζημιωθεί ο επενδυτής για τον αυξημένο αναλαμβανόμενο κίνδυνο. Η ποσότητα των διαφόρων νομισμάτων που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο αναφέρεται στη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου μεταξύ των περιουσιακών στοιχείων που το συνθέτουν και συνδέεται με τη διασπορά του κινδύνου. Όσο μεγαλύτερη η συγκέντρωση ενός χαρτοφυλακίου σε ένα περιουσιακό στοιχείο τόσο μεγαλύτερος ο κίνδυνος. Τέλος όταν η συσχέτιση των προσδοκώμενων αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων είναι υψηλή, δηλαδή οι προσδοκώμενες αποδόσεις κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου έχει μικρή επίδραση στο συνολικό κίνδυνο. Διαφορετικά, η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου μεταξύ διαφόρων περιουσιακών στοιχείων μπορεί να μειώσει το συνολικά αναλαμβανόμενο κίνδυνο.

- Η Καλυμμένη Ισοδυναμία των Επιτοκίων

Η Κ.Ι.Ε. καθορίζει τη σχέση ανάμεσα σε επιτόκια και σε συναλλαγματικές ισοτιμίες όψεως και προθεσμίας. Η διαφορά μεταξύ της αναμενόμενης συναλλαγματικής ισοτιμίας της επόμενης περιόδου και της συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως που τελικά διαμορφώνεται την επόμενη περίοδο εξαιρείται με ένα προθεσμιακό συμβόλαιο. Η προθεσμιακή αγορά συναλλάγματος παρέχει τη δυνατότητα στους επενδυτές να καλυφθούν από τον κίνδυνο που περικλείεται στις μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Η Κ.Ι.Ε. αντιπροσωπεύεται και ερμηνεύεται από τις εξισώσεις:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*)(F_t/S_t) \quad \text{και} \quad (12)$$

$$i_t - i_t^* = f_p = (F_t - S_t)/S_t \quad (13)$$

Η (12) αποτελεί τη συνθήκη της Α.Ι.Ε. με τον όρο  $S_{t+1}^e$  να έχει αντικατασταθεί με τον όρο  $F_t$ , που αντιστοιχεί στην προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία η οποία συμβολίζει την προθεσμιακή τιμή της  $S_t$ , για ένα συμβόλαιο που λήγει την επόμενη περίοδο  $t + 1$ . Στην περίπτωση της Καλυμμένης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων η έκθεση της συναλλαγματικής ισοτιμίας στην διασυνοριακή επένδυση καλύπτεται από προθεσμιακά συμβόλαια με αποτέλεσμα ο επενδυτής να μην δέχεται το ρίσκο των μελλοντικών αποκλίσεων της συναλλαγματικής ισοτιμίας όψης από το επίπεδο της προσδοκώμενη συναλλαγματικής ισοτιμίας. Έτσι το ρίσκο της επένδυσης περιορίζεται μόνο στο ρίσκο της συναλλαγματικής ισοτιμίας, ενώ τα κέρδη από την επένδυση στην εγχώρια αγορά θα είναι ίσα με το επίπεδο των κερδών από μία ξένη καλυμμένη επένδυση.

Ακολουθώντας την ίδια μεθοδολογία με προηγουμένως η εξίσωση (12) μπορεί να γραφεί και ως

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*)[1 + (F_{t+1} - S_t/S_t)] \quad (14)$$

Αν αγνοήσουμε τον όρο  $i_t^* f_p$ , ο οποίος αποτελεί το γινόμενο δύο κλασματικών όρων και αντιπροσωπεύει συνήθως ένα πολύ μικρό αριθμό, καταλήγουμε στην πιο διαισθητική εκδοχή της Κ.Ι.Ε. όπου εκφράζεται από την (13), με τον όρο  $f_p$  να αντιστοιχεί στο προθεσμιακό πριμ και  $F_{t+1}/S_t = 1 + f_p$ . Ο δείκτης  $p$  υποδηλώνει ότι ο όρος  $f_p$  είναι συνήθως εκφρασμένος σε λογάριθμους. Το προθεσμιακό πριμ μετράει την ποσοστιαία

διαφορά ανάμεσα σε προθεσμιακή και συναλλαγματική ισοτιμία όψεως. Αν η προθεσμιακή τιμή συναλλάγματος είναι μεγαλύτερη από την τρέχουσα τιμή, τότε το ξένο νόμισμα πωλείται στην προθεσμιακή αγορά με πριμ (πράγμα που σημαίνει ότι το εγχώριο νόμισμα πωλείται στην προθεσμιακή αγορά με προεξόφληση). Αντίθετα αν η προθεσμιακή τιμή συναλλάγματος είναι μικρότερη της τρέχουσας τότε το ξένο νόμισμα πωλείται στην προθεσμιακή αγορά με προεξόφληση (πράγμα που συνεπάγεται ότι το εγχώριο πωλείται με πριμ). Το προθεσμιακό πριμ ή η προθεσμιακή προεξόφληση δίνεται από τη σχέση  $(F_{t+1} - S_t)/S_t$ . Η συνθήκη της Κ.Ι.Ε. που εκφράζεται από την (13) δηλώνει ότι οι διαφορές στα επιτόκια ανάμεσα στην ημεδαπή και στην αλλοδαπή ισούνται με το προθεσμιακό πριμ (προθεσμιακή προεξόφληση).

Ένας άλλος τρόπος έκφρασης της Κ.Ι.Ε. δίδεται από τη σχέση

$$i_t - i_t^* = f_t - s_t = f_p \quad (15)$$

ο οποίος προκύπτει ως εξής: Αφού η συνθήκη της Κ.Ι.Ε. πηγάζει από την υπόθεση του αρμπιτράζ ανάμεσα στην τρέχουσα και προθεσμιακή αγορά συναλλάγματος, εάν υπάρχουν οι συνθήκες του χωρίς κινδύνου αρμπιτράζ, η αναλογία της προθεσμιακής προς την συναλλαγματική ισοτιμία όψεως θα ισούται με τη διαφορά των επιτοκίων μεταξύ περιουσιακών στοιχείων, με παρόμοια χαρακτηριστικά, μετρούμενα στο ίδιο νόμισμα. Αυτό δίδεται αλγεβρικά από τη σχέση

$$F_{t+1}/S_t = i_t/i_t^* \quad (16)$$

Παίρνοντας λογάριθμους στην παραπάνω εξίσωση οδηγούμαστε στην εξίσωση (15) όπου  $f_t$  είναι ο λογάριθμος της προθεσμιακής ισοτιμίας  $F_{t+1}$ ,  $s_t$  ο λογάριθμος της τρέχουσας ισοτιμίας  $S_t$

Σε ισορροπία δεν μπορούν να υπάρχουν αποκλίσεις από τη συνθήκη Κ.Ι.Ε. καθώς όλες οι επιχειρήσεις γνωρίζουν με βεβαιότητα τις μεταβλητές που εμπεριέχονται στην εξίσωση (12) και κάνουν τους ίδιους υπολογισμούς για να καθορίσουν ποιός χώρας το νόμισμα δίνει τη μεγαλύτερη απόδοση. Η ροή των επενδύσεων σε μια μεμονωμένη χώρα δεν μπορεί να διατηρηθεί καθώς επιτόκια και συναλλαγματικές ισοτιμίες αναγκαστικά θα προσαρμοστούν με βάση τους νόμους της αγοράς συναλλάγματος.

- Η Αποτελεσματικότητα της Αγοράς του ξένου Συναλλάγματος

Μια άλλη θεώρηση της εξίσωσης της Α.Ι.Ε. αντικαθιστά τη διαφορά των επιτοκίων με την προθεσμιακή προεξόφληση, δηλαδή την ποσοστιαία διαφορά ανάμεσα στην τρέχουσα προθεσμιακή και συναλλαγματική ισοτιμία όψεως. Με το αρμπιτράζ η προθεσμιακή προεξόφληση πρέπει να ισούται με τη διαφορά των επιτοκίων. Εάν κάτι τέτοιο δεν ισχύει, τότε η τακτική του δανεισμού σε ξένο νόμισμα και της μετατροπής του δανείου και της επένδυσης σε εγχώριο νόμισμα και στη συνέχεια η πώληση πάλι σε προθεσμία θα έχει ως αποτέλεσμα ένα βέβαιο κέρδος. Οι περισσότεροι παρατηρητές συμφωνούν ότι η αγορά «σέβεται» αυτή τη συνθήκη του αρμπιτράζ, καθώς οι τράπεζες επιτρέπουν τα προθεσμιακά επιτόκια να καθορίζονται από τις διαφορές των επιτοκίων (Froot και Thaler, 1990)

Όπως έχουμε αναφέρει, σε μια αποτελεσματική κερδοσκοπική αγορά, οι τιμές θα πρέπει εξολοκλήρου να αντανakλούν τη διαθέσιμη πληροφόρηση προς τους συμμετέχοντες στην αγορά και θα πρέπει να είναι αδύνατο ο συναλλασσόμενος να αποκομίζει υπερκέρδη από κερδοσκοπικές ενέργειες. Αλγεβρικά η αποτελεσματική αγορά απαιτεί τη συνθήκη  $ES_{t+1} = F_t$ . Η Α.Ι.Ε. αποτελεί ακρογωνιαίο λίθο των συνθηκών ισοδυναμίας για την αποτελεσματικότητα της αγοράς του ξένου συναλλάγματος. Στην απλούστερη μορφή της η υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς μπορεί να αναχθεί στη συνδυασμένη υπόθεση ότι οι συμμετέχοντες στην ξένη αγορά συναλλάγματος είναι ουδέτεροι προς τον κίνδυνο και ότι διαμορφώνουν τις προσδοκίες τους κατά τρόπο ορθολογικό. Κάτω από αυτές τις δύο υποθέσεις η προθεσμιακή προεξόφληση επίσης θα αποτελεί αμερόληπτο εκτιμητή της διάδοξης μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Συνήθως η ανάλυση της ξένης αγοράς συναλλάγματος λαμβάνει χώρα στα πλαίσια της σχέσης μεταξύ τρέχουσας και προθεσμιακής συναλλαγματικής ισοτιμίας υπό την προϋπόθεση ότι η Κ.Ι.Ε. ισχύει δηλαδή  $i_t - i_t^* = f_t - s_t$ , όπου  $f_t$  είναι ο λογάριθμος της προθεσμιακής συναλλαγματικής ισοτιμίας της επόμενης περιόδου. Αντικαθιστώντας τη διαφορά των επιτοκίων  $i_t - i_t^*$  με το προθεσμιακό πριμ (ή την προθεσμιακή προεξόφληση)  $f_t - s_t$  οδηγούμαστε σε μια εναλλακτική μορφή εμπειρικής εξέτασης της Α.Ι.Ε. η οποία δίδεται από τη σχέση

$$\Delta s_{t+1}^e = \alpha + \beta(f_t - s_t) + u_t \quad (17)$$

Η παραπάνω εξίσωση δεν μπορεί να ελεγχθεί άμεσα, καθώς οι προσδοκίες που διαμορφώνονται στην αγορά για τις κινήσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας στο μέλλον δεν είναι παρατηρήσιμες. Γι' αυτό το λόγο η A.I.E. γενικά ελέγχεται σε συνδυασμό με την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών στις αγορές συναλλάγματος. Ο συνδυασμός των δύο υποθέσεων, της απουσίας του πριμ κινδύνου και των ορθολογικών προσδοκιών στην εξίσωση (17) είναι γνωστός ως "υπόθεση της ουδετερότητας του κινδύνου της αποτελεσματικής αγοράς" (Risk-Neutral Efficient-Market Hypothesis – RNEMH). Σε αυτήν την περίπτωση ο διαταρακτικός όρος  $u_{t+1}$  γίνεται απλώς το σφάλμα πρόβλεψης των ορθολογικών προσδοκιών το οποίο εξ ορισμού είναι "ορθογώνιο" σε όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση την χρονική περίοδο  $t$ , συμπεριλαμβανομένης της διαφοράς των επιτοκίων.

Συνεπώς, σύμφωνα με την υπόθεση της αμεροληψίας θα πρέπει  $\alpha = 0$ ,  $\beta = 1$  και ο διαταρακτικός όρος  $u_{t+1}$  να μη συσχετίζεται με τη διαθέσιμη πληροφόρηση τη χρονική περίοδο  $t$ .

Οι Chinn και Meredith (2005) επισημαίνουν ότι η RNEMH δεν αποτελεί αναγκαία συνθήκη για να ισχύει η υπόθεση της αμεροληψίας. Αυτό που απαιτείται είναι το όποιο πριμ κινδύνου ή/και σφάλμα μη ορθολογικών προσδοκιών να μη συσχετίζεται με τη διαφορά των επιτοκίων. Η RNEMH ωστόσο υπονοεί ένα ισχυρότερο περιορισμό, ότι κανένας άλλος γνωστός παλινδρομητής την χρονική περίοδο  $t$  δεν έχει ερμηνευτική δύναμη, καθώς η διαταραχή στην εξίσωση (17) αποτελεί "λευκό θόρυβο". Ο McCallum (1994) πάντως θεωρεί τη συνθήκη της A.I.E. πιο σημαντική σε όρους οικονομικής ανάλυσης από τη συνθήκη της αμεροληψίας της προθεσμιακής αγοράς για την πρόβλεψη της μελλοντικής συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως. Οι δύο υποθέσεις αν και είναι στενά συνδεδεμένες, έτσι ώστε απόρριψη της τελευταίας να δημιουργεί αμφιβολίες για την ισχύ της πρώτης, δεν είναι ταυτόσημες. Συνεπώς η απόρριψη της αμεροληψίας δεν οδηγεί σε συμπεράσματα για την A.I.E. Ωστόσο το μεγαλύτερο μέρος των μελετών έχουν επικεντρωθεί στον έλεγχο της A.I.E. εξετάζοντας την υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς.

Οι εμπειρικές μελέτες, για μεγάλο εύρος νομισμάτων και χρονικών περιόδων, γενικά αναφέρουν αποτελέσματα που απορρίπτουν την υπόθεση της A.I.E. και της αποτελεσματικότητας της αγοράς. Η εκτίμηση του συντελεστή  $\beta$  συχνά βρέθηκε να είναι στατιστικά μη σημαντική και γενικά πλησιέστερα στο -1 παρά στο 1. Αρνητικός συντελεστής  $\beta$  υποδηλώνει ότι όσο περισσότερο το ξένο νόμισμα πωλείται στην προθεσμιακή αγορά με πριμ, τόσο λιγότερο αναμένεται το εγχώριο νόμισμα να υποτιμηθεί. Η αρνητική κλίση του συντελεστή  $\beta$  αποτελεί κεντρικό χαρακτηριστικό του αινίγματος της προθεσμιακής



μεροληψίας. Η αποτυχία της παλινδρόμησης των εξισώσεων (17) και (9) να παράγουν εκτιμητές  $\beta = 1$  συχνά αναφέρεται στη βιβλιογραφία ως «η μεροληψία της προθεσμιακής προεξόφλησης» ή «η ανωμαλία του πριμ κινδύνου αντίστοιχα.

---

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ III

#### ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΣΥΝΘΗΚΗΣ ΤΗΣ ΑΚΑΛΥΠΤΗΣ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΤΩΝ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ

---

- Ανασκόπηση των αποτελεσμάτων και των ερμηνειών των εμπειρικών ελέγχων της συνθήκης της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων

Υπάρχει μια εκτενής βιβλιογραφία θεωρητικών και εμπειρικών μελετών η οποία πραγματεύεται τις συνθήκες ισοδυναμίας επιτοκίων. Όπως αναφέρει η Porter (1971) εφόσον η υπόθεση της A.I.E. ισχύει, οι παρατηρούμενες τιμές των συναλλαγματικών ισοτιμιών όψεως σε συνδυασμό με τις τιμές των εγχώριων και ξένων επιτοκίων μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την εξαγωγή συμπερασμάτων αναφορικά με την προσδοκώμενη πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως. Η εμπειρική αξιολόγηση της A.I.E. ως θεωρητικό πλαίσιο για την πρόβλεψη της μελλοντικής συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως χωρίζεται σε δύο μέρη, αυτό που εξετάζει το μέγεθος των σφαλμάτων πρόβλεψης και αυτό που ασχολείται με το αν οι προβλέψεις είναι συστηματικά μεροληπτικές. Αναφορικά με το πρώτο, είναι ευρέως γνωστό ότι οι διαφορές στα επιτόκια ερμηνεύουν ένα μικρό κομμάτι των διαδοχικών μεταβολών των συναλλαγματικών ισοτιμιών καθώς οι περισσότερες από τις μελέτες αποτυγχάνουν να επιβεβαιώσουν την υπόθεση της A.I.E. Όπως εύστοχα διατυπώνουν οι Flood και Rose (2002), ενώ η συνθήκη της A.I.E. αξιώνει ότι χώρες με υψηλά επιτόκια θα πρέπει κατά μέσο όρο να έχουν υποτιμημένα νομίσματα, αρκετές εμπειρικές μελέτες υποδεικνύουν ότι τα νομίσματα αυτά τείνουν να ανατιμώνται. Αναφορικά με το δεύτερο ευρεία είναι και η βιβλιογραφία που εξετάζει τους λόγους για τους οποίους η κλίση του συντελεστή από την παλινδρόμηση της μεταβολής στις συναλλαγματικές ισοτιμίες πάνω στη διαφορά των επιτοκίων εμφανίζεται να είναι αρνητική. Μεταξύ άλλων αναφέρουμε τις μελέτες των Hodrick (1987), Froot και Thaler (1990), Lewis (1995) και Engel (1996) επί του θέματος. Όπως αναφέρουν οι Beyaert, García-Solanes και Pérez-Castejón (2007), κάτι τέτοιο υπονοεί ότι οι επενδυτές δε συμπεριφέρονται ορθολογικά καθώς δεν

εκμεταλλεύονται τα περιθώρια κέρδους από τις πέραν του κανονικού αποδόσεις οι οποίες δύνανται να προβλεφθούν. Για παράδειγμα οι Froot και Thaler (1990) αναφέρουν λίγες περιπτώσεις όπου το πρόσημο του συντελεστή για τη διαφορά των επιτοκίων είναι συνεπές με την υπόθεση της αμεροληψίας και καμία περίπτωση που να ξεπερνά την θεωρητική τιμή της μονάδας. Υπολόγισαν μάλιστα το μέσο όρο για το συντελεστή  $\beta$  της παλινδρόμησης, από ένα πλήθος μελετών και τον βρήκαν να είναι  $-0,88$ . Παρόμοια αποτελέσματα εκθέτονται στις μελέτες των MacDonald και Taylor (1992) καθώς και του Isard (1995). Ο McCallum (1994) ερευνά την εμπειρική βιβλιογραφία και καταλήγει ότι το  $\beta$  τυπικά ισούται με  $-3$  αντί για  $+1$  όπως αναμένεται από τη θεωρία, ενώ σύμφωνα με τον Engel (1996) ένας συντελεστής μεταξύ  $-3$  και  $-4$  είναι ένα σύνηθες αποτέλεσμα.

Σημαντική λεπτομέρεια αποτελεί το γεγονός ότι στις περισσότερες έρευνες ο έλεγχος της υπόθεσης της αμεροληψίας διενεργήθηκαν χρησιμοποιώντας περιουσιακά στοιχεία βραχυπρόθεσμης διάρκειας λήξης. Τα αποτελέσματα αυτά, κατά γενική ομολογία, αποδίδονται στο γεγονός ότι το προθεσμιακό επιτόκιο είναι μεροληπτικός και όχι αμερόληπτος εκτιμητής της αναμενόμενης συναλλαγματικής ισοτιμίας όψεως. Η αποτυχία, στις περισσότερες εμπειρικές μελέτες, της υπόθεσης της A.I.E. να προβλέψει τη μελλοντική ισοτιμία όψεως οφείλεται κατά τους Chinn και Meredith (2004) στο γεγονός ότι οι περισσότερες δημοσιευμένες μελέτες που εξετάζουν την A.I.E. χρησιμοποιούν περιουσιακά στοιχεία σχετικά μικρής διάρκειας ωρίμανσης, δώδεκα μηνών ή μικρότερης. Αυτό οφείλεται κυρίως σε περιορισμούς που έχουν να κάνουν με το μέγεθος του δείγματος, δεδομένου ότι γενικευμένα κυμαινόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες εμφανίζονται μόνο από τις αρχές της δεκαετίας του 1970. Αυτό αποτέλεσε πρόβλημα στις αρχές της δεκαετίας του 1980 καθώς η περίοδος κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών ήταν μικρότερη από αυτήν της ωρίμανσης ενός μακροπρόθεσμου περιουσιακού στοιχείου. Ένας δεύτερος λόγος, αφορά στο γεγονός ότι δεδομένα μεγαλύτερης διάρκειας με σταθερή περίοδο ωρίμανσης ήταν δύσκολο να αποκτηθούν.

Με την παρέλευση των χρόνων η διάρκεια της περιόδου των κυμαινόμενων ισοτιμιών μεγάλωσε σε σχέση με αυτήν των αρχικών μελετών και η διαθεσιμότητα των στοιχείων με αποδόσεις περιουσιακών στοιχείων συγκριτικά μεγαλύτερης διάρκειας ωρίμανσης αυξήθηκε. Οι νέες εμπειρικές μελέτες που ελέγχουν την υπόθεση της A.I.E. χρησιμοποιώντας ομόλογα διάρκειας λήξεως από 5 έως 10 έτη, εμφανίζουν περισσότερο θετικά αποτελέσματα. Οι Chinn και Meredith (2005), σε αντίθεση με άλλους μελετητές, χρησιμοποίησαν επιτόκια ομολόγων μακροπρόθεσμης διάρκειας ωρίμανσης για τις ΗΠΑ, Γερμανία, Ιαπωνία και Καναδά και τα αποτελέσματα της μελέτης τους τείνουν περισσότερο

υπέρ της Α.Ι.Ε. Χρησιμοποιώντας περιουσιακά στοιχεία πενταετούς διάρκειας ωρίμανσης οδηγήθηκαν σε αποτελέσματα όπου όλοι οι συντελεστές στις παλινδρομήσεις για την αμεροληψία είχαν το σωστό πρόσημο.

Άλλη μελέτη που εξετάζει την υπόθεση της αμεροληψίας για παρόμοιες περιόδους είναι αυτή των Flood και Taylor (1997). Εκείνοι υπολογίζουν τις αλλαγές τριών ετών και συλλέγουν στοιχεία για μεσοπρόθεσμα κρατικά ομόλογα από το International Financial Statistics (IFS) του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου (IMF). Τα στοιχεία περιλαμβάνουν ένα δείγμα 21 χωρών και καλύπτουν την περίοδο 1973-1992. Περιέχουν ένα συντελεστή για τη διαφορά των επιτοκίων της τάξεως του 0,596 με ένα τυπικό σφάλμα 0,195. Παρόλο που η εκτίμηση του συντελεστή είναι θετική, οι υποθέσεις τόσο της  $H_0$  ότι η σταθερά είναι μηδέν, όσο και αυτής ότι ο συντελεστής ισούται με +1 απορρίφθηκαν για επίπεδο σημαντικότητας 5%. Η Alexius (2001) εξετάζει 14 μακροπρόθεσμα επιτόκια ομολόγων για διάφορες λήξεις για την περίοδο 1957 - 1997. Η έρευνά της βρίσκει στοιχεία υπέρ της υπόθεσης της αμεροληψίας για μεγάλες περιόδους, παρόλο που είναι δύσκολο αυτά τα στατιστικά αποτελέσματα να ερμηνευτούν ως συνεπή με την ακάλυπτη ισοδυναμία των επιτοκίων, καθώς το δείγμα καλύπτει περιόδους σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών και εκτενών ελέγχων κεφαλαίου.

Ο Albuquerque (2006) εκτίμησε την εξίσωση  $\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(f_t - s_t) + u_{t+1}$  μεταχειριζόμενος το προθεσμιακό πριμ ως ενδογενές χρησιμοποιώντας ως μεταβλητές τιμές του προθεσμιακού πριμ με υστερήσεις και επιτόκια. Τα αποτελέσματα από την εφαρμογή της απλής μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (OLS) σε δύο και τρία στάδια με χρονικά μεταβαλλόμενα σταθερά αποτελέσματα, αποκαλύπτουν θετική κλίση στους συντελεστές, εξασθενώντας τη μεροληψία του προθεσμιακού πριμ. Επιπλέον οι Maynard και Phillips (2001) αμφισβητούν τη συμβατική ανάλυση που βασίζεται στην παλινδρόμηση και ελέγχουν απευθείας την υπόθεση της αμεροληψίας του προθεσμιακού πριμ, χρησιμοποιώντας ελέγχους που βασίζονται στο πρόσημο και στη διακύμανση και αναφέρουν ότι η προηγούμενη τεκμηρίωση της μεροληψίας του προθεσμιακού πριμ μπορεί να οφείλεται σε στατικό τεχνούργημα.

Από την άλλη υπάρχουν διαφωνίες για το κατά πόσο τα θετικά στοιχεία από ελέγχους της Α.Ι.Ε. για τους μακρινούς χρονικούς ορίζοντες οφείλονται στη χρονική διάρκεια, στα ζεύγη χωρών ή στο νόμισμα βάσης. Η Popper (1993) βρίσκει ότι η μετρούμενες αποκλίσεις από τη μακροχρόνια ισοδυναμία επιτοκίων εμφανίζονται να είναι ελαφρώς μεγαλύτερες από τις αποκλίσεις που μετρήθηκαν μεταξύ βραχυπρόθεσμης διάρκειας περιουσιακών στοιχείων, αλλά η διαφορά είναι πολύ μικρή. Σύμφωνα με αυτή δεν

είναι ο χρονικός ορίζοντας που έχει σημασία αλλά το ζεύγος χωρών και οι χρονικές περίοδοι, ειδικότερα όταν πρόκειται για χρονικές περιόδους που εμφανίζονται έλεγχοι κεφαλαίων. Ο Han (2004) μελετά το γρίφο του προθεσμιακού πριμ χρησιμοποιώντας απλές μεθόδους παλινδρόμησης και στοιχεία δύο δεκαετιών (1979-1988) 9 σημαντικών νομισμάτων του ανεπτυγμένου κόσμου και καταλήγει στο συμπέρασμα ότι η ανωμαλία του προθεσμιακού πριμ δεν εμφανίζεται για οποιαδήποτε αυθαίρετη περίοδο ή για οποιοδήποτε ζεύγος νομισμάτων. Καταλήγει στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν ζεύγη χωρών όπου το πρόσημο του συντελεστή  $\beta$  είναι θετικό για τις περισσότερες από τις χρονικές περιόδους που εξετάστηκαν, πράγμα που επιβεβαιώνει την απουσία της ανωμαλίας του προθεσμιακού πριμ. Δεύτερον, για κάποια ζεύγη χωρών, η ανωμαλία του προθεσμιακού πριμ εμφανίζεται για ορισμένες περιόδους, ενώ απουσιάζει για άλλες.

Αντίθετα οι Meredith και Chinn (1998), εκτιμώντας την ίδια μακροχρόνια παλινδρόμηση αλλά αντικαθιστώντας τη διαφορά επιτοκίων διάρκειας τριών μηνών με άλλα πέντε μηνών δεν οδηγούνται στα ίδια αποτελέσματα καθώς οι μισοί από τους εκτιμητές ήταν αρνητικοί ενώ σε όλες τις περιπτώσεις η υπόθεση μηδέν ότι  $\beta = 1$  μπορούσε να απορριφθεί. Έπειτα, χρησιμοποιώντας παλινδρομήσεις μακροπρόθεσμου ορίζοντα με νόμισμα-βάση το γερμανικό μάρκο, επιχείρησαν να ερευνήσουν αν το αμερικάνικο δολάριο ως νόμισμα-βάση οδηγεί τα αποτελέσματά τους, τα οποία υπέδειξαν ότι οι εκτιμώμενοι συντελεστές είναι και πάλι θετικοί, ενώ η υπόθεση μηδέν δεν μπορούσε να απορριφθεί. Οι Bekaert, Wei και Xing (2005), βρήκαν ότι τα στατιστικά στοιχεία κατά της A.I.E. είναι μεικτά και βασίζονται στα νομίσματα και όχι στον χρονικό ορίζοντα ενώ οι Chaboud και Wright (2006) πιστεύουν ότι οι A.I.E. μπορεί να έχει ισχύ αλλά όχι για πολύ, επειδή το πριμ κινδύνου μπορεί να συρρικνωθεί στο μηδέν μόνο για πολύ μικρή χρονική περίοδο.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει και η μελέτη των Flood και Rose (1996) οι οποίοι έλεγξαν την ισχύ της A.I.E. εξετάζοντας ευρωπαϊκά νομίσματα σε καθεστώς κυμαινόμενων και σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών. Χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Ευρωπαϊκό Νομισματικό Σύστημα (EMS) βρήκαν ότι ένα μεγάλο μέρος του γρίφου της προθεσμιακής προεξόφλησης εξαφανίζεται σε καθεστώς σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών. Αρχικά χρησιμοποιώντας ημερήσια δεδομένα για το διάστημα 1980 – 1990 για ένα αριθμό χωρών τα νομίσματα των οποίων κυμαίνονταν σε σχέση με το αμερικανικό δολάριο, έλεγξαν την ισχύ της A.I.E. καταλήγοντας σε συμπεράσματα σε αρμονία με τη σχετική βιβλιογραφία καθώς η κλίση του συντελεστή από την παλινδρόμηση της μεταβολής στις συναλλαγματικές ισοτιμίες πάνω στη διαφορά των επιτοκίων βρέθηκε αρνητική και στατιστικά πολύ χαμηλότερη από την τιμή της μονάδας που προβλέπει η υπόθεση της A.I.E. Ωστόσο όταν

χρησιμοποίησαν στοιχεία από τον Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ERM) του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος (EMS) βρήκαν ότι η ακάλυπτη ισοδυναμία των επιτοκίων λειτουργεί πολύ καλύτερα. Αντί η κλίση του συντελεστή να είναι αρνητική κυμαινόταν γύρω στο +0,6, παρά το γεγονός ότι παρέμενε σημαντικά κάτω από την υποτιθέμενη αξία της μονάδας.

Πρόσφατες μελέτες, οι οποίες χρησιμοποιούν περισσότερο περίπλοκες μεθοδολογίες από αυτές της απλής παλινδρόμησης, όπως είναι αυτές της μοναδιαίας ρίζας και της συνολοκλήρωσης, καταλήγουν σε αποτελέσματα συνεπή με την υπόθεση της Α.Ι.Ε. Οι Bhatti και Moosa (1995) επιχειρούν μια εναλλακτική προσέγγιση για τον έλεγχο της εγκυρότητας της Α.Ι.Ε. χρησιμοποιώντας ανάλυση συνολοκλήρωσης. Αντί να ελέγξουν την εμπειρική ισχύ της Α.Ι.Ε. άμεσα μέσω πρώτων διαφορών των συναλλαγματικών ισοτιμιών ή έμμεσα μέσω της αποτελεσματικότητας της ξένης αγοράς συναλλάγματος, επιχειρούν τον έλεγχο 11 συναλλαγματικών ισοτιμιών σε σχέση με το δολάριο που καλύπτουν την περίοδο 1972-1993 συνδυάζοντας μελλοντικές συναλλαγματικές ισοτιμίες όψεως με προθεσμιακά επιτόκια και ένα τυχαίο σφάλμα που οφείλεται στο προθεσμιακό πριμ και σε σφάλματα πρόβλεψης. Τα αποτελέσματά τους ήταν ιδιαίτερα ευνοϊκά για Α.Ι.Ε. καθώς βρέθηκε να υπάρχει συνολοκλήρωση σε όλες τις περιπτώσεις. Το αποτέλεσμα αυτό είναι συνεπές με την άποψη ότι οι αγορές κεφαλαίων ξένου συναλλάγματος εμφανίζουν μεγάλο βαθμό συνολοκλήρωσης.

Σε παρόμοια αποτελέσματα καταλήγουν και οι Özmen και Gökcan (2004) οι οποίοι ερευνούν την εγκυρότητα των δύο σημαντικών ισοδυναμιών, της Ισοδυναμίας αγοραστικών Δυνάμεων (Ι.Α.Δ.) και της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας των Επιτοκίων (Α.Ι.Ε.) για την περίπτωση της Τουρκίας, σε ένα σύστημα που περιλαμβάνει ρυθμούς πληθωρισμού, επιτόκια και συναλλαγματικές ισοτιμίες για την Τουρκία και τις ΗΠΑ, χρησιμοποιώντας τη μέθοδο συνολοκλήρωσης των Johansen και Juselius (1992). Η προσέγγιση αυτή λαμβάνει υπόψη δυναμικούς ρυθμιστικούς παράγοντες των αγορών περιουσιακών στοιχείων και αγαθών, συνδυάζοντας και τις δύο διεθνείς ισοδυναμίες. Η προσέγγιση αυτή αναφέρεται ως Capital Enhanced Equilibrium Exchange Rate (CHEER) από τον MacDonald (2000), κύρια ιδέα της οποίας είναι ότι μη στάσιμες αποκλίσεις από την Ι.Α.Δ. και την Α.Ι.Ε. διαμορφώνουν στάσιμες σχέσεις, συνεπείς με την αλληλεξάρτηση των ρυθμιστικών παραγόντων στις αγορές αγαθών και περιουσιακών στοιχείων προς την ισορροπία. Τα αποτελέσματα της μεθόδου του Johansen σε ένα VAR(5) (Vector Autoregression) πλαίσιο έδειξαν ότι καμία από τις υποθέσεις της Ι.Α.Δ. ή της Α.Ι.Ε. δεν είναι έγκυρη από μόνη της. Τα αποτελέσματα αυτά είναι συνεπή με τις νεότερες μελέτες των Johansen και Juselius

(1992), MacDonald και Marsh (1997) και Juselius και MacDonald (2000) οι οποίες απορρίπτουν την εγκυρότητα των συνθηκών ισοδυναμίας στην απόλυτη μορφή τους ενώ επιτυγχάνουν τη στασιμότητα μόνο όταν επιτρέπεται η αλληλεξάρτηση ανάμεσα στις ισοδυναμίες. Τα συμπεράσματα αυτών των ερευνών δείχνουν η ανισορροπία στις αγορές περιουσιακών στοιχείων και αγαθών πρέπει να λαμβάνονται υπόψη από κοινού για την κατανόηση της εξέλιξης των διεθνών ισοδυναμιών σε μια εγχρήματη ανοιχτή οικονομία.

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζει η μελέτη του Sarantis (2006), ο οποίος εξέτασε εμπειρικά μια εκτεταμένη μορφή του μη γραμμικού μοντέλου των Flood και Marion (2000), το οποίο ενσωματώνει ένα χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κίνδυνου και την ετερογένεια των προσδοκιών της συναλλαγματικής ισοτιμίας που διαμορφώνονται από θεωρητικούς (forward looking fundamentalists) και αναλυτές τις αγορές (backward looking chartists). Αυτό επιτρέπει τον άμεσο έλεγχο της σημαντικότητας των δύο αυτών παραγόντων για την αποτυχία της συνήθους υπόθεσης της Α.Ι.Ε. Το μοντέλο εφαρμόζεται σε πέντε συναλλαγματικές ισοτιμίες χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα και επιτόκια διαφορετικής διάρκειας ωρίμανσης από τη δεκαετία του 90'. Τα αποτελέσματα από την εκτίμηση της συνηθισμένης εξίσωσης της Α.Ι.Ε. με τη Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών είναι συνεπή με τις προηγούμενες μελέτες. Οι τιμές του συντελεστή προσδιορισμού βρέθηκαν πολύ χαμηλές, μη σημαντικές και σε ορισμένες περιπτώσεις αρνητικές πράγμα που υπονοεί ότι η διαφορά στα επιτόκια δεν μπορεί να ερμηνεύσει από μόνη τους την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Η παράμετρος  $\beta$  είχε αρνητικό πρόσημο σε όλες τις περιπτώσεις ανεξάρτητα από τη διάρκεια λήξης των επιτοκίων. Τα συμπεράσματα από την εκτίμηση του μη γραμμικού μοντέλου με τη γενικευμένη μέθοδο των ροπών είναι α) ότι το χρονικά μεταβαλλόμενο, δομικό ασφάλιστρο κινδύνου είναι πολύ σημαντικό για όλες τις συναλλαγματικές ισοτιμίες ανεξάρτητα από διάρκεια λήξης του επιτοκίου β) ότι οι προσδοκίες αναφορικά με τη συναλλαγματική ισοτιμία είναι σαφώς ετερογενείς, πράγμα το οποίο αντανάκλα στην παρουσία θεωρητικών και αναλυτών στις αγορές συναλλάγματος και γ) ότι η εκτίμηση του μη γραμμικού μοντέλου θέλει το συντελεστή  $\beta$  να έχει θετικό πρόσημο και να είναι στατιστικά σημαντικός, αν και εξακολουθεί να είναι μικρότερος της μονάδος, υποστηρίζοντας την υπόθεση της Α.Ι.Ε.

Ένας άλλος λόγος που συνεπάγεται την αλλαγή στη συμβατική σκέψη ότι η Α.Ι.Ε. αποτυγχάνει εμπειρικά αποτελούν τα πρόσφατα στοιχεία ότι η σχέση χαρακτηρίζεται από σημαντικές μη γραμμικότητες, δηλαδή αλλαγές στα καθεστώτα, με τα στοιχεία να περιορίζονται κατά πολύ σε βραχείς ορίζοντες. Σύμφωνα με τους ισχυρισμούς οι μη γραμμικότητες οφείλονται μεταξύ άλλων σε περιορισμούς αναφορικά με την κερδοσκοπία ή

στην ύπαρξη του προθεσμιακού πριμ (Lyons, 2001; Sarno και συν., 2006; Baillie και Kiliç, 2006). Οι Mehl και Carpiello (2007) εξέτασαν την Α.Ι.Ε. σε μακρινούς και κοντινούς ορίζοντες για τις ΗΠΑ και τους κύριους εμπορικούς της εταίρους, συμπεριλαμβάνοντας ώριμες και αναδυόμενες οικονομίες αγορών, προκειμένου να εξετάσουν αν η διαφορά στις αποδόσεις των ομολόγων επιδρούν στις προσδοκίες και ανάλογα με τις κινήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών ενώ ταυτόχρονα μελέτησαν την ύπαρξη μη γραμμικότητας της Α.Ι.Ε. μεσοπρόθεσμα. Κατέληξαν σε στοιχεία υπέρ την Α.Ι.Ε. για μακρινούς και μέσους ορίζοντες, με τις διαφορές στις αποδόσεις των ομολόγων να αντιδρούν σύμφωνα με τις προβλέψεις και ανάλογα με τις μελλοντικές κινήσεις του δολαρίου για τα επόμενα πέντε με δέκα χρόνια σε σχέση με τα σημαντικότερα μεταβαλλόμενα νομίσματα. Αντίθετα τα αποτελέσματα για τα επιτόκια του δολαρίου σε σχέση με τα νομίσματα των αναδυόμενων αγορών υποστηρίζουν λιγότερο την Α.Ι.Ε. Τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε αντίθεση με αυτά των Bansal και Dahlquist (2000) και Flood και Rose (2002) των οποίων τα στοιχεία είναι συνεπή με την οικονομική θεωρία, για βραχείς χρονικούς ορίζοντες για τις αναδυόμενες αγορές νομισμάτων. Μεσοπρόθεσμα οι Mehl και Carpiello (2007) εντοπίζουν σημάδια μη γραμμικότητας στην Α.Ι.Ε. για τα επιτόκια δολαρίου σε σχέση με κάποια από τα κυριότερα μεταβαλλόμενα νομίσματα που αντανakλούν πιθανόν σε διακυμάνσεις του πριμ κινδύνου, ενώ σε σχέση με άλλα νομίσματα τα στοιχεία για μη γραμμικότητες είναι λιγότερο υποστηρικτικά, συμπεριλαμβανομένων των αναδυόμενων αγορών.

- Α.Ι.Ε. και ανερχόμενες οικονομίες αγορών.

Η παλαιότερη εμπειρική βιβλιογραφία επικεντρώνεται κυρίως στις ανεπτυγμένες οικονομίες παρά στις αναδυόμενες αγορές, λόγω έλλειψης δεδομένων στις τελευταίες. Πρόσφατα, η αύξηση του βαθμού οικονομικής απελευθέρωσης στις αναδυόμενες αγορές επέτρεψε την ανάλυση της αποτελεσματικότητας των αγορών του ξένου συναλλάγματος σε αυτές τις οικονομίες. Πολλές ανερχόμενες οικονομίες άρχισαν μια διαδικασία απελευθέρωσης των ισοζυγίων χρηματοοικονομικών συναλλαγών τους στα τέλη της δεκαετίας του 1980. Ωστόσο ο βαθμός της οικονομικής απελευθέρωσης απέχει πολύ από αυτόν που παρατηρείται στις ανεπτυγμένες οικονομίες. Οι ανερχόμενες οικονομίες χαρακτηρίζονται από ημιτελείς θεσμικές μεταρρυθμίσεις, σχετικά ευμετάβλητες οικονομικές συνθήκες, αδύναμη μακροοικονομική θεμελίωση και ρηχές οικονομικές αγορές. Καθώς η συνθήκη της Α.Ι.Ε. ευσταθεί υπό τις υποθέσεις της τέλει κινητικότητας κεφαλαίων, της ουδετερότητας του κινδύνου, του αμελητέου συναλλακτικού κόστους και της τέλει

υποκατάστασης μεταξύ των περιουσιακών στοιχείων σε όρους ρευστοποίησης, διάρκειας και κινδύνου μη εξόφλησης, κάθε ένα από αυτά τα χαρακτηριστικά μπορεί να οδηγήσει σε αποκλίσεις από τη συνθήκη της Α.Ι.Ε. για αυτές τις οικονομίες.

Οι ιδιαιτερότητες αυτές των αναπτυσσόμενων οικονομιών έθεσαν το ερώτημα εάν οι αναπτυσσόμενες και οι ανεπτυγμένες οικονομίες θα έπρεπε να εξετάζονται ξεχωριστά και με διαφορετικό τρόπο στο πλαίσιο της εκτίμησης της Α.Ι.Ε. Οι Bansal και Dahlquist (2000), Mansori (2003), Flood και Rose (2002) και Frankel και Poonawala (2006) λαμβάνουν υπόψη στις εκτιμήσεις τους τις διαρθρωτικές διαφορές ανάμεσα στις ανερχόμενες και στις ανεπτυγμένες οικονομίες και καταλήγουν σε ευνοϊκότερα αποτελέσματα για την υπόθεση της Α.Ι.Ε., καθώς βρήκαν ότι ο προθεσμιακός γρίφος εξαφανίζεται για πολλές αναδυόμενες οικονομίες. Πιο συγκεκριμένα, οι Bansal και Dahlquist (2000) μελέτησαν ένα σύνολο από 28 ανεπτυγμένες και αναπτυσσόμενες οικονομίες χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα για την περίοδο 1978-1998 και αναφέρουν ότι οι αποκλίσεις της Α.Ι.Ε. περιορίζονται σε χώρες με χαμηλότερο κατά κεφαλήν Α.Ε.Π., χαμηλότερα επίπεδα πίστωσης, υψηλότερο μέσο όρο πληθωρισμού και υψηλότερη μεταβλητότητα του επιπέδου πληθωρισμού. Τα αποτελέσματα του Mansori (2003) είναι συνεπή με αυτήν τη μελέτη και επιβεβαιώνουν ότι η συνθήκη της Α.Ι.Ε. ισχύει καλύτερα για τις κεντροευρωπαϊκές χώρες από ότι για τις χώρες που χρησιμοποιούν ως νόμισμα το ευρώ πριν από το 1999. Χρησιμοποιώντας δεδομένα υψηλής συχνότητας (higher data frequency) οι Flood και Rose (2002) έλεγξαν τη συνθήκη της Α.Ι.Ε. για 13 ανεπτυγμένες και 10 αναπτυσσόμενες αγορές για τη δεκαετία του 1990 και αναφέρουν ευνοϊκά αποτελέσματα για χώρες που αντιμετώπισαν οικονομικές κρίσεις, για οικονομίες υψηλού πληθωρισμού και για τις χώρες που βίωσαν τουλάχιστον μια αλλαγή στο καθεστώς των συναλλαγματικών ισοτιμιών κατά την περίοδο που καλύπτει το δείγμα. Χρησιμοποιώντας δεδομένα της προθεσμιακής αγοράς για τις αναδυόμενες αγορές οι Frankel και Poonawala (2006) ανέλυσαν τη μεροληψία του προθεσμιακού πριμ για ένα εύρος 21 ανεπτυγμένων και αναπτυσσόμενων οικονομιών για την περίοδο 1996 έως Απρίλιο 2004 και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η μεροληψία του προθεσμιακού πριμ είναι λιγότερο έντονη στις ανερχόμενες αγορές. Από την άλλη βέβαια, οι Meredith και Ma (2002), αμφισβητούν το ανερχόμενο αυτό αποτέλεσμα της πρόσφατης μείωσης του προθεσμιακού πριμ. Παραθέτουν στοιχεία, για τις G-7 χώρες τουλάχιστον, για τα οποία οι έλεγχοι της Α.Ι.Ε. εξακολουθούν να παρουσιάζουν ένα προθεσμιακό γρίφο για τα έτη μέχρι το 2000. Τέλος οι Francis, Hasan και Hunter (2002) εξετάζουν τις σημαντικές αποκλίσεις από την Α.Ι.Ε. που εμφανίζουν οι αναδυόμενες αγορές, το κατά πόσο οι αποκλίσεις αυτές χαρακτηρίζονται από την ύπαρξη ενός χρονικά μεταβαλλόμενου ασφαλιστικού κινδύνου



καθώς και το βαθμό στον οποίο οι υπερβολικές αποδόσεις επηρεάζονται από την απελευθέρωση της αγοράς κεφαλαίων της χώρας. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων έδειξαν ότι οι αποκλίσεις από την Α.Ι.Ε. πράγματι χαρακτηρίζονται από ένα χρονικά μεταβαλλόμενο ασφάλιστρο κινδύνου το οποίο αποτελεί την αποζημίωση για τη μη διαφοροποίηση του κινδύνου και ότι αποκλίσεις από την Α.Ι.Ε. επηρεάζονται σημαντικά από το βαθμό απελευθέρωσης της αγοράς κεφαλαίων, ενώ ενδιαφέρον αποτελεί το γεγονός ότι η επιρροή αυτή είναι τοπικής φύσεως, δηλαδή εξαρτάται από τη χώρα.

Από αυτές τις μελέτες προκύπτουν διάφορα θέματα. Πρώτον, μέχρι τώρα τουλάχιστον, δεν επαληθεύεται απόλυτα εμπειρικά η εκ των προτέρων προσδοκία ότι η Α.Ι.Ε. είναι λιγότερο πιθανό να ευσταθεί στις ανερχόμενες αγορές. Αυτό μπορεί να οφείλεται στα υψηλά επίπεδα πληθωρισμού και σε πρότυπα μακροοικονομικής θεμελίωσης που δύναται να εφαρμοστούν εύκολα στις αναδυόμενες αγορές. Επίσης, νόμιμοι έλεγχοι κεφαλαίων σε αυτές τις αγορές μπορεί να μην είναι δεσμευτικοί. Δεύτερον, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι μπορεί να συνδέονται ισχυρά με την επιλογή του δείγματος και την πιθανότητα συσχέτισης του σοκ μεταξύ ανερχόμενων αγορών και όχι με την επιλογή του νομίσματος βάσης.

Τα αποτελέσματα των προαναφερόμενων μελετών ωστόσο έδειξαν ότι είναι πιθανό να διαφοροποιηθούν οι ανερχόμενες και οι ανεπτυγμένες οικονομίες σε όρους ελέγχου της Α.Ι.Ε. και συνεπώς οι αναδυόμενες αγορές χρήζουν ιδιαίτερου χειρισμού. Η βιβλιογραφία για τις ανερχόμενες αγορές διαφέρει από την αντίληψη για τις ανεπτυγμένες λόγω των ιδιαίτερων συνθηκών που συναντώνται στις πρώτες. Πιο συγκεκριμένα, πρώτον σε σχέση με τις ανεπτυγμένες οικονομίες, η παρουσία σχετικά ευμετάβλητων οικονομικών συνθηκών και οι αυξανόμενες διαρθρωτικές αλλαγές στις αναδυόμενες αγορές δίνουν έμφαση στην ανάλυση αλλαγής συστημάτων. Δεύτερον, το επονομαζόμενο “πρόβλημα του πέσο”, δηλαδή οι αναμενόμενες αλλά μη πραγματοποιηθείσες αλλαγές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες που οδηγούν σε συστηματικές αποκλίσεις από τη συνθήκη της Α.Ι.Ε., αναμένεται να συνδέεται περισσότερο με τις ανερχόμενες αγορές, καθώς το φαινόμενο αυτό δύναται να ευσταθεί σε περιπτώσεις έντονων διαρθρωτικών αλλαγών. Τρίτον, οι νομισματικές αρχές σε χώρες που υποφέρουν από το φόβο των κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών έχουν την τάση να σταθεροποιούν υπέρ το δέον τις κινήσεις της ισοτιμίας τους. Κάτι τέτοιο καθιστά τη μεροληψία πιθανότερη στις αναδυόμενες αγορές. Τέταρτον, καθώς οι αναπτυσσόμενες αγορές χαρακτηρίζονται από ασταθείς οικονομικές συνθήκες και ημιτελείς θεσμικές μεταρρυθμίσεις, είναι πιθανότερο να αναμένει κανείς τα περιουσιακά στοιχεία αυτών των χωρών να προσφέρουν ένα πριμ κινδύνου.

Οι Alper, Ardic και Fendoglu (2007) ερεύνησαν τη βιβλιογραφία αναφορικά με αυτές τις τέσσερις ιδιαιτερότητες που συναντώνται στις ανερχόμενες οικονομίες και κατέληξαν στα παρακάτω συμπεράσματα. Το πρώτο σκέλος της βιβλιογραφίας το οποίο εστιάζει στην ανάλυση διαρθρωτικών μεταβολών αποκαλύπτει ότι κατά τη διάρκεια της διαδικασίας της οικονομικής απελευθέρωσης, σε γενικές γραμμές, οι αποκλίσεις από τη συνθήκη της Α.Ι.Ε. μετριάζονται. Σύμφωνα με αυτού του τύπου τις θεωρήσεις στην ανάλυση της συνθήκης της Α.Ι.Ε., οι ημερομηνίες που παρατηρούνται οι διαρθρωτικές μεταβολές πρέπει να λαμβάνονται υπόψη και να γίνονται ενδογενείς. Αναφορικά με το δεύτερο και το τρίτο επιχειρήματα αναγνωρίζουν στοιχεία για το πρόβλημα του πέσο και το πρόβλημα της χρονικής ταυτοσημίας για τις ανερχόμενες αγορές. Οι θεωρήσεις αυτές πρεσβεύουν ότι τα πιθανά μη ευνοϊκά για την Α.Ι.Ε. στοιχεία δεν υπονοούν απαραίτητα αναποτελεσματικότητα της αγοράς του ξένου συναλλάγματος για τις αναδύμενες αγορές. Τέλος, το τέταρτο σκέλος της βιβλιογραφίας αναλύει κατάλληλα εκ των υστέρων αποκλίσεις από τη συνθήκη της Α.Ι.Ε. και δηλώνει ότι, παρά των κίνδυνων των συναλλαγματικών ισοτιμιών, ο κίνδυνος μη εξόφλησης και ο πολιτικός κίνδυνος που συνδέονται με τη μακροοικονομική θεμελίωση παίζουν ρόλο στις αποκλίσεις από τη συνθήκη της Α.Ι.Ε.. Στην πράξη, μέχρι τώρα, ο υπολογισμός αυτών των διαφορετικών τύπων κινδύνου δεν ήταν εφικτός λόγω έλλειψης διαθέσιμων στοιχείων καθώς οι χρηματοοικονομικές αγορές στις ανερχόμενες οικονομίες ήταν ρηχές και το ενδιάμεσο χρονικό διάστημα (time span) μικρό. Με το πέρασμα του χρόνου και τη συγκέντρωση νέων στοιχείων αυτοί οι κίνδυνοι μπορούν να ενσωματωθούν κατάλληλα. Τέλος οι Alper, Ardic και Fendoglu (2007) επισημαίνουν ότι η επιλογή του νομίσματος βάσης μπορεί να έχει διαφορετικές επιπτώσεις για κάθε περιοχή αναφορικά με τις αποκλίσεις από την Α.Ι.Ε. Ο έλεγχος της συνθήκης της Α.Ι.Ε. σε διάφορα πληθωριστικά επεισόδια, δηλαδή ανάμεσα σε υψηλούς και όχι τόσο υψηλούς πληθωρισμούς, μπορεί επίσης να είναι σημαντικός. Η ασυμμετρικότητα χρήζει ιδιαίτερης έμφασης καθώς υψηλότερες διαφορές επιτοκίων είναι πιθανότερο να αντανακλούν στην αντίληψη για τον κίνδυνο που συνδέεται με τις αγορές σε αυτές τις οικονομίες. Τέλος, λόγω της μεταδοτικής φύσης της οικονομικής κρίσης, οι διεθνείς επενδυτές μπορεί να μη διαφοροποιούνται ανάμεσα στις ανερχόμενες αγορές και συνεπώς αποκλίσεις από την Α.Ι.Ε. για αυτές μπορεί να έχουν αντίκτυπο σε άλλες.

Ανακεφαλαιώνοντας, η ύπαρξη αποκλίσεων από τη συνθήκη της Α.Ι.Ε. παραμένει ένα αμφιλεγόμενο θέμα στα διεθνή οικονομικά. Πιο συγκεκριμένα, η παλαιότερη βιβλιογραφία δηλώνει ότι το προθεσμιακό πριμ / η διαφορά των επιτοκίων προβλέπει τις κινήσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας προς τη λάθος κατεύθυνση. Ωστόσο πρόσφατες

μελέτες αποδίδουν την απόρριψη της A.I.E. στην ύπαρξη ενός χρονικά μεταβαλλόμενου ασφαλιστρού κινδύνου και/ή στην ύπαρξη σφαλμάτων στην δημιουργία των προβλέψεων των επενδυτών, ενώ δείχνουν ότι το πρόβλημα αυτό περιορίζεται μονάχα για μεσαίου χρονικού ορίζοντα επενδύσεις. Επίσης τα διαρθρωτικά χαρακτηριστικά των οικονομιών και οι οικονομικές πολιτικές που ακολουθούν οι χώρες επηρεάζουν την ισοδυναμία των επιτοκίων. Ημιτελείς θεσμικές μεταρρυθμίσεις, ευμετάβλητες οικονομικές συνθήκες, αδύναμη μακροοικονομική θεμελίωση, ρηχές οικονομικές αγορές και παρεμβάσεις στα επιτόκια των χωρών και στις ξένες αγορές συναλλάγματος αποτελούν χαρακτηριστικά που μπορεί να οδηγήσουν σε αποκλίσεις από τη συνθήκη της A.I.E.. Τα διαφορετικά αυτά διαρθρωτικά χαρακτηριστικά, τα οποία διαφέρουν από χώρα σε χώρα, οδήγησαν στη διαφοροποίηση των ανερχόμενων οικονομιών από τις ανεπτυγμένες σε όρους ελέγχου της A.I.E.. Τέλος η εφαρμογή προχωρημένων μεθοδολογιών αποκαλύπτει ότι ο γρίφος μπορεί να αποτελεί στατιστικό δημιούργημα, πράγμα το οποίο σημαίνει ότι αγνόηση διαρθρωτικών μεταβολών, περιορισμός της εκτίμησης της A.I.E. σε ένα γραμμικό πλαίσιο και αγνόηση έντονης επιμονής στα δεδομένα μπορούν να οδηγήσουν σε ψευδή, μη ευνοϊκά αποτελέσματα στα πλαίσια της μελέτης της συνθήκης της A.I.E..

➤ Έλεγχος της Συνθήκης της A.I.E. - Μεθοδολογία

- Έλεγχος στασιμότητας των μεταβλητών:

Προτού προχωρήσουμε στην παλινδρόμηση της εξίσωσης  $\Delta S_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_{t+1}$ , είναι σκόπιμο να ελέγξουμε την στασιμότητα των μεταβλητών οι οποίες υπεισέρχονται στην παλινδρόμηση. Ενώ ο Perron (1989) υπέθεσε ότι το χρονικό σημείο της διαρθρωτικής μεταβολής ήταν γνωστό εκ των προτέρων ή καθοριζόταν εξωγενώς, η βιβλιογραφία που ακολούθησε επιτρέπει το χρονικό σημείο της διαρθρωτικής μεταβολής να καθορίζεται από τα δεδομένα μέσω ελέγχων μοναδιαίας ρίζας. Ένα θέμα που προέκυψε με αυτούς τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας τύπου ADF (Augmented Dickey-Fuller) που καθορίζουν ενδογενώς τα σημεία διαρθρωτικών μεταβολών είναι ότι παραβλέπουν την πιθανότητα της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας με διαρθρωτική μεταβολή. Υποθέτουν την απουσία διαρθρωτικών μεταβολών στην υπόθεση μηδέν και συνεπώς η εναλλακτική υπόθεση διατυπώνεται ως “ύπαρξη διαρθρωτικών μεταβολών”, πράγμα που δεν αποκλείει την πιθανότητα της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας με διαρθρωτικές μεταβολές. Συνεπώς, απόρριψη

της υπόθεσης μηδέν δε συνεπάγεται απαραίτητα απόρριψη της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας αυτό καθαυτό, παρά μονάχα απόρριψη της υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας χωρίς διαρθρωτική μεταβολή. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα να απαιτείται ιδιαίτερη προσοχή στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων των ελέγχων καθώς στην ύπαρξη διαρθρωτικών μεταβολών στην υπόθεση μηδέν οι μελετητές μπορεί εσφαλμένως να συμπεράνουν ότι η απόρριψη της υπόθεσης μηδέν συνεπάγεται στασιμότητα της σειράς ως προς την τάση με διαρθρωτικές μεταβολές, ενώ κάτι τέτοιο δεν ισχύει. Επίσης, οι Lee και Strazicich (2003) δείχνουν ότι υποθέτοντας την απουσία διαρθρωτικών μεταβολών στην υπόθεση μηδέν σε ένα έλεγχο όπου οι διαρθρωτικές μεταβολές καθορίζονται ενδογενώς, αυτό προκαλεί αποκλίσεις στη στατιστική ελέγχου και οδηγεί σε απόρριψη της υπόθεσης μηδέν όταν η διαδικασία παραγωγής δεδομένων (Data Generating Process) έχει μοναδιαία ρίζα με διαρθρωτικές μεταβολές.

Για τη διόρθωση των παραπάνω χρησιμοποιούμε τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας με δύο διαρθρωτικές μεταβολές με τη χρήση του πολλαπλασιαστή Lagrange των Lee και Strazicich (2003, 2004) οι οποίοι έλεγχοι καθορίζουν τις διαρθρωτικές μεταβολές ενδογενώς από τα δεδομένα και η αποδοχή της εναλλακτικής υπόθεσης αναμφίβολα συνεπάγεται στασιμότητα στην τάση. Οι έλεγχοι αυτοί επεκτείνουν τα υποδείγματα του Perron περιλαμβάνοντας δύο διαρθρωτικές μεταβολές είτε μόνο στην σταθερά (Μοντέλο A) είτε και στη σταθερά και στην τάση (Μοντέλο C). Σύμφωνα με την αρχή του πολλαπλασιαστή Lagrange, η παλινδρόμηση για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας για τον έλεγχο με δύο διαρθρωτικές μεταβολές είναι

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta \tilde{S}_{t-i} + u_t$$

όπου  $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ ,  $t = 2, \dots, T$ , στην οποία  $\tilde{\delta}$  συμβολίζει το διάνυσμα των συντελεστών στην παλινδρόμηση του  $\Delta y_t$  πάνω στο  $\Delta Z_t$  και  $\tilde{\psi}_x = y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ , όπου  $y_1$  και  $Z_1$  είναι οι πρώτες παρατηρήσεις του  $y_t$  και  $Z_t$  αντίστοιχα.  $Z_t$  συμβολίζει ένα διάνυσμα εξωγενών μεταβλητών η σύνθεση των οποίων καθορίζεται από τον τύπο των μεταβολών στη διαδικασία  $y_t$  και  $u_t$  συμβολίζει το λευκό θόρυβο. Οι διαφορές με υστέρηση  $\tilde{S}_{t-i}$  διορθώνουν τη σειριακή συσχέτιση. Η υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας διαμορφώνεται σε  $\phi = 0$  και ελέγχεται με την στατιστική ελέγχου LM:

$\tilde{\tau} = t$  - στατιστική για την υπόθεση  $\phi = 0$ .

Για να καθορίσουμε ενδογενώς τα σημεία των μεταβολών ( $\lambda_j = T_{Bj}/T$ ,  $j = 1, 2$ , όπου  $T$  είναι το μέγεθος του δείγματος) η ελάχιστη στατιστική ελέγχου LM δύο μεταβολών καθορίζεται από ένα grid search των  $\lambda$ :

$$LM_{\tau} = \inf_{\lambda} \{ \tilde{\tau}(\lambda) \}$$

Οι κρίσιμες τιμές είναι ανεξάρτητες από το σημείο της μεταβολής ( $\lambda_j$ ) για το μοντέλο A αλλά όχι και για το μοντέλο C.

Στις περιπτώσεις όπου ο έλεγχος LM για δύο μεταβολές υποδεικνύει μονάχα μια σημαντική μεταβολή, τότε διενεργείται ο έλεγχος LM για μια μεταβολή. Αυτό γίνεται διότι αυτός ο έλεγχος κρίνεται καταλληλότερος για αυτές τις περιπτώσεις αλλά και για να διαπιστώσουμε εάν στην περίπτωση που συμπεριλάβουμε δύο μεταβολές αντί για μια, αυτό μπορεί να αντιστρέψει τα αποτελέσματα του ελέγχου και να απορρίψει την υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας.

- Μέθοδος Εκτίμησης:

Εφόσον οι σειρές της μεταβολής των συναλλαγματικών ισοτιμιών και της διαφοράς των επιτοκίων είναι στάσιμες μπορούμε να εκτιμήσουμε την εξίσωση  $\Delta S_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_{t+1}$ , με την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Όμως, αφού οι δύο μεταβλητές καθορίζονται από κοινού, οι μεταβολές τους θεωρούνται ενδογενείς μεταβλητές (Aslan και Korap, 2008). Ακολουθώντας την σχετική βιβλιογραφία (Sarantis, 2006; Aslan και Korap, 2008) εκτιμάμε την παραπάνω εξίσωση με τη χρήση του εκτιμητή της Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών (GMM – Generalized Method of Moments). Ο εκτιμητής αυτός εγγυάται συνεπείς παράμετρος καθώς επιλέγει εκτιμητές παραμέτρων όπου η συσχέτιση ανάμεσα στις βοηθητικές μεταβλητές και στο διαταρακτικό όρο πλησιάζουν όσο το δυνατόν περισσότερο το μηδέν.

- Στατιστικά Δεδομένα:

Για τη διεξαγωγή της παρούσας έρευνας χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα για τις τέσσερις χώρες της ομάδας του Βισεγκράντ, Τσεχία Ουγγαρία, Πολωνία, Σλοβακία και την ευρωζώνη των 16 χωρών. Τα δεδομένα της έρευνας έχουν ληφθεί από τη βάση στατιστικών δεδομένων του Eurostat. Το δείγμα αποτελείται από μηνιαίες παρατηρήσεις και καλύπτει την περίοδο 1999:1 έως 2009:12<sup>1</sup>. Αναφορικά με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, χρησιμοποιήθηκαν οι όρο συναλλαγματικές ισοτιμίες<sup>2</sup> των παραπάνω χωρών σε σχέση με το ευρώ χρησιμοποιώντας ως μονάδα μέτρησης τα εθνικά νομίσματα. Για τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια<sup>3</sup> έγινε χρήση των τριμηνιαίων επιτοκίων της αγοράς χρήματος ενώ για τα μακροπρόθεσμα επιτόκια χρησιμοποιήθηκαν επιτόκια κυβερνητικών ομολόγων δεκαετούς διάρκειας λήξης<sup>4</sup>. Τέλος αναφορικά με τους δείκτες τιμών χρηματιστηρίου<sup>5</sup> χρησιμοποιήθηκαν οι αντίστοιχοι δείκτες των χωρών<sup>6</sup>. Οι τελευταίες δύο μεταβλητές συμπεριλήφθησαν στην ανάλυση ως βοηθητικές μεταβλητές για τον εντοπισμό της σημασίας της προσδοκώμενης μεταβολής του πληθωρισμού καθώς και πιθανής αλληλεξάρτησης των αγορών χρήματος.

- Αποτελέσματα Ελέγχου Μοναδιαίας Ρίζας

Ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις χρονοσειρές της μεταβολής των συναλλαγματικών ισοτιμιών και της διαφοράς των επιτοκίων καθώς και για τον εντοπισμό των διαρθρωτικών μεταβολών έγινε με την χρήση της στατιστικής γλώσσας

---

<sup>1</sup> Για την Σλοβακία το δείγμα καλύπτει την περίοδο από τις αρχές του 1999 μέχρι και πριν την εισαγωγή της στην Ευρωζώνη τον Ιανουάριο του 2009 (ήτοι 1999:1 – 2008:12)

<sup>2</sup> Ακολουθώντας την σχετική βιβλιογραφία, όλες οι συναλλαγματικές ισοτιμίες έχουν μετατραπεί σε φυσικούς λογάριθμους πριν από τη χρήση τους στις εκτιμήσεις.

<sup>3</sup> Όλα τα αναφερόμενα επιτόκια είναι εκφρασμένα σε ποσοστά. Ακολουθώντας τη σχετική βιβλιογραφία, οι τιμές των επιτοκίων που χρησιμοποιούνται στις εκτιμήσεις υπολογίζονται με βάση την εξίσωση  $i = \ln(1 + r/100)$ , όπου  $r$  τα επιτόκια που λαμβάνονται από τις στατιστικές βάσεις δεδομένων.

<sup>4</sup> Για τις αποδόσεις του κυβερνητικού ομολόγου δεκαετούς διάρκειας για την περίπτωση της Ευρωζώνης τα δεδομένα λήφθηκαν από τη στατιστική βάση δεδομένων του International Financial Statistics (IFS) του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου (IMF), καθώς η εν λόγω σειρά δεν ήταν πλήρης.

<sup>5</sup> Οι αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν με βάση τη σχέση  $\ln(P_t/P_{t-1})$ , όπου  $P$  ο δείκτης τιμών μετοχών.

<sup>6</sup> Για την Τσεχία χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης PX50 (Prague Stock Exchange 50 Index - CZ\_PX50), για την Ουγγαρία ο BUX (Budapest Stock index - HU\_BUX) για την Πολωνία ο WIG (Wrasawzki Indeks Giedowy - PL\_WIG και για την Σλοβακία ο SAX (Slovak Share Index - SK\_SAX) ενώ για την Ευρωζώνη έγινε χρήση του Γερμανικού δείκτη DAX30 (Deutscher Aktienindex - DE\_DAX30).

προγραμματισμού Gauss<sup>7</sup>, έκδοση 3.2.32. Σε κάθε έλεγχο ο αριθμός των υστερήσεων  $\hat{k}$  που απαιτείται για τη διόρθωση της σειριακής συσχέτισης καθορίστηκε με τη διαδικασία “από το γενικό στο ειδικό” όπως περιγράφει ο Perron (1989). Ξεκινώντας από ένα μέγιστο αριθμό υστερήσεων, ο οποίος ορίστηκε στις  $\hat{k} = 12$  υστερήσεις, η διαδικασία επαναλαμβάνεται έως ότου ο τελευταίος όρος υστέρησης βρεθεί να διαφέρει σημαντικά από το μηδέν για επίπεδο σημαντικότητας 10%<sup>8</sup>. Αφού καθορίσουμε το βέλτιστο αριθμό των υστερήσεων  $\hat{k}$  για κάθε συνδυασμό των δύο σημείων των μεταβολών, προσδιορίζουμε τα σημεία των μεταβολών όπου η στατιστική του ενδογενή ελέγχου του πολλαπλασιαστή Lagrange με δύο μεταβολές ελαχιστοποιείται. Για να γίνει αυτό εξετάζουμε κάθε πιθανό συνδυασμό δύο σημείων μεταβολών στο χρονικό διάστημα  $(0,1T,0,9T)$ <sup>9</sup>, όπου  $T$  είναι η χρονική περίοδος που καλύπτει το δείγμα.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου για την ύπαρξη μοναδιαίας και τον καθορισμό των σημείων των μεταβολών παρουσιάζονται συγκεντρωτικά στον πίνακα 1, ενώ στο παράρτημα II παραθέτονται αναλυτικά τα αποτελέσματα του ελέγχου, με ενδογενή καθορισμό δύο μεταβολών, για την στασιμότητα των χρονολογικών σειρών της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διαφοράς των επιτοκίων για κάθε χώρα, όπως υπολογίστηκαν από το πρόγραμμα Gauss. Στην πρώτη στήλη αναφέρονται οι χώρες που εξετάζονται. Στη δεύτερη στήλη εμφανίζονται οι μεταβλητές για τις οποίες διενεργείται ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Στην τρίτη και τέταρτη στήλη αναφέρονται το υπόδειγμα και ο βέλτιστος αριθμός των υστερήσεων που χρησιμοποιήθηκε αντίστοιχα. Στην πέμπτη στήλη προσδιορίζεται στο χρονικό σημείο εμφάνισης των μεταβολών, ενώ στην έκτη στήλη παραθέτονται τα σχετικά υπολογιζόμενα σημεία μεταβολών. Τέλος στην τελευταία στήλη καταγράφεται η ελάχιστη τιμή της στατιστικής ελέγχου όπως αυτό υπολογίστηκε από το πρόγραμμα Gauss.

---

<sup>7</sup> Ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις χρονοσειρές και τον εντοπισμό των διαρθρωτικών μεταβολών έγινε με την χρήση του κώδικα Gauss του J. Lee, ο οποίος είναι διαθέσιμος στην ιστοσελίδα <http://www.cba.ua.edu/~jlee/gauss>

<sup>8</sup> Ελέγχουμε την στατιστική  $t$  του τελευταίου όρου υστέρησης της πρώτης διαφοράς σε σχέση με την ασυμπτωτική κανονική τιμή 1,645 για επίπεδο σημαντικότητας 10%.

<sup>9</sup> Αποκλείοντας τα ακραία σημεία.

Πίνακας 1

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας Πολλαπλασιαστή Lagrange με δύο διαρθρωτικές μεταβολές

Χώρα	Μεταβλητές	Υπόδειγμα	$\hat{k}$	$\hat{T}_B$	$\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2$	LM
Τσεχία	$\Delta s_t$	C	0	2002M06,2008M07	0.2,0.8	-9.7621***
	$i_t - i_t^*$		9	2000M09,2004M08	0.2,0.6	-7,2819***
Ουγγαρία	$\Delta s_t$	C	1	2007M07,2008M09	0.6,0.8	-9.3362***
	$i_t - i_t^*$		4	2007M11,2008M07	0.6,0.8	-9,5748***
Πολωνία	$\Delta s_t$	C	1	2003M12,2008M09	0.4,0.8	-8.3537***
	$i_t - i_t^*$		11	2004M11,2005M07	0.4,0.6	-6.7359***
Σλοβακία	$\Delta s_t$	C	4	2000M10,2006M08	0.2,0.8	-8.5667***
	$i_t - i_t^*$		11	2001M07,2004M03	0.2,0.6	-6.2509**

Model C

Break points	Critical values		
	1%	5%	10%
$\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$			
$\lambda=(0.2, 0.4)$	-6.16	-5.59	-5.27
$\lambda=(0.2, 0.6)$	-6.41	-5.74	-5.32
$\lambda=(0.2, 0.8)$	-6.33	-5.71	-5.33
$\lambda=(0.4, 0.6)$	-6.45	-5.67	-5.31
$\lambda=(0.4, 0.8)$	-6.42	-5.65	-5.32
$\lambda=(0.6, 0.8)$	-6.32	-5.73	-5.32

$\Delta s_t$  συμβολίζει τις πρώτες διαφορές του φυσικού λογάριθμου των ονομαστικών συναλλαγματικών ισοτιμιών των νομισμάτων σε σχέση με το ευρώ,  $i_t$  συμβολίζει το επιτόκιο κάθε μιας από τις χώρες της ομάδας του visegrad και  $i_t^*$  το επιτόκιο της Ευρωπαϊκής Οικονομικής και Νομισματικής Ένωσης (EMU). Με  $\hat{k}$  συμβολίζεται ο υπολογιζόμενος αριθμός των υστερήσεων στην παλινδρόμηση του ελέγχου της μοναδιαίας ρίζας που απαιτείται για τη διόρθωση σειριακής συσχέτισης. Το  $\hat{T}_B$  δηλώνει το υπολογιζόμενο χρονικό σημείο όπου εμφανίζονται οι διαρθρωτικές μεταβολές ενώ  $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2$  συμβολίζουν τα σχετικά υπολογιζόμενα σημεία μεταβολών. Οι κρίσιμες τιμές για το υπόδειγμα C έχουν ληφθεί από τον πίνακα 2 των Lee και Strazicich (2003). Οι αστερίσκοι \*\*\*, \*\*, \* συνιστούν απορρίψεις της υπόθεσης της μοναδιαίας ρίζας για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.



Όπως φαίνεται από την τελευταία στήλη του πίνακα 1, η υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται για όλες τις χρονοσειρές για επίπεδο σημαντικότητας 1%, με εξαίρεση τη χρονολογική σειρά της διαφοράς των επιτοκίων για την περίπτωση της Σλοβακίας όπου η υπόθεση μηδέν απορρίπτεται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Τα στατιστικά αποτελέσματα είναι ιδιαίτερα ισχυρά καθώς οι τιμές της στατιστικής LM για όλες τις χρονολογικές σειρές είναι κατά πολύ μικρότερες των κρίσιμων τιμών. Συνεπώς μπορούμε να θεωρήσουμε ότι οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες.

Η τρίτη στήλη του υποδείγματος αποκαλύπτει το υπόδειγμα που ταιριάζει καλύτερα στα δεδομένα. Για όλες τις χώρες επιλέγεται το υπόδειγμα C, πράγμα το οποίο σημαίνει ότι και οι τέσσερις χώρες αντιμετώπισαν σημαντικές διαρθρωτικές μεταβολές, τόσο στα levels ( $B_t$ ) όσο και στην τάση ( $D_t$ ), κατά την εξεταζόμενη περίοδο. Πιο συγκεκριμένα, για την Τσεχία, για την χρονολογική σειρά της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε σχέση με το ευρώ, ο άριστος αριθμός των υστερήσεων υπολογίστηκε σε  $\hat{k} = 0$  ενώ τα  $B_1(t) = -2.1965$ ,  $B_2(t) = 5.6732$ ,  $D_1(t) = 7.0952$  και  $D_2(t) = -6.8240$ . Ερμηνεύοντας τα αποτελέσματα αυτά συμπεραίνουμε ότι οι μεταβολές  $B_2(t)$ ,  $D_1(t)$ ,  $D_2(t)$  είναι στατιστικά σημαντικές καθόσον  $|B_2(t)|, |D_1(t)|, |D_2(t)| > 1,645$ . Τα υπολογιζόμενα σημεία των μεταβολών εντοπίζονται στην 42<sup>η</sup> (Ιούνιος 2002) και 115<sup>η</sup> (Ιούλιος 2008) παρατήρηση, πράγμα το οποίο διαμορφώνει τα σχετικά σημεία των μεταβολών  $(\lambda_1, \lambda_2) = (0.2, 0.8)^{10}$ . Η ελάχιστη στατιστική ελέγχου υπολογίστηκε  $-9,7621$  πράγμα το οποίο μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η χρονολογική σειρά της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι στάσιμη και για τα τρία επίπεδα σημαντικότητας 10%, 5% και 1%, καθώς η τιμή της στατιστικής είναι μικρότερη από τις αντίστοιχες κρίσιμες τιμές του υποδείγματος C<sup>11</sup>.

Η ίδια ερμηνευτική πορεία ακολουθείται και για τη χρονολογική σειρά της διαφοράς των επιτοκίων. Ο άριστος αριθμός των υστερήσεων επιλέχθηκε για  $\hat{k} = 9$ . Τόσο οι μεταβολές στο σταθερό όρο  $B_1(t) = 7,8594$ , και  $B_2(t) = -2,6382$ , όσο και οι μεταβολές στην τάση  $D_1(t) = -5,8140$  και  $D_2(t) = 6,7620$  βρέθηκαν στατιστικά σημαντικές. Οι μεταβολές εντοπίζονται στην 21<sup>η</sup> (Σεπτέμβριος 2000) και στην 68<sup>η</sup> (Σεπτέμβριος 2004) παρατήρηση, πράγμα που αντιστοιχίζεται στο διάστημα  $(\lambda_1, \lambda_2) = (0.2, 0.6)$ . Όσον αφορά στον έλεγχο στασιμότητας, η στατιστική υπολογίστηκε σε  $-7,2819$  πράγμα που

<sup>10</sup> Ο υπολογισμός των σχετικών σημείων μεταβολής γίνεται ως εξής:  $\lambda_i = (T_{Bi}/T)$ ,  $i=1,2$ , όπου  $T_{Bi}$  είναι το υπολογιζόμενο σημείο της μεταβολής και  $T$  ο συνολικός αριθμός των παρατηρήσεων.

<sup>11</sup> Οι κρίσιμες τιμές για το υπόδειγμα C έχουν ληφθεί από τον πίνακα 2 των Lee και Strazicich (2003)

επιβεβαιώνει την στασιμότητα της χρονολογικής σειράς και για τα τρία επίπεδα σημαντικότητας.

Αναφορικά με την Ουγγαρία, για την χρονολογική σειρά της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας, ο βέλτιστος αριθμός υστερήσεων που επιλέχτηκε ήταν  $\hat{k} = 1$ . Από τα αποτελέσματα του ελέγχου παρατηρούμε ότι και οι δύο μεταβολές στον σταθερό όρο  $B_1(t) = 4,8389$ ,  $B_2(t) = 5,6556$ , είναι στατιστικά σημαντικές ενώ μονάχα η πρώτη μεταβολή στην τάση βρέθηκε να είναι στατιστικά σημαντική καθώς  $|D_2(t)| = |-1,6222| < 1,645$ . Οι μεταβολές εντοπίζονται στην 103<sup>η</sup> (Ιούλιος 2007) και 117<sup>η</sup> (Σεπτέμβριος 2008) παρατήρηση πράγμα που παραπέμπει σε διάστημα  $(\lambda_1, \lambda_2) = (0,6, 0,8)$ . Η στατιστική ελέγχου υπολογίστηκε σε  $-9,3362$  πράγμα το οποίο μας οδηγεί στην αποδοχή της εναλλακτικής υπόθεσης, της μη ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην εξεταζόμενη χρονολογική σειρά.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου για την χρονολογική σειράς της διαφοράς των επιτοκίων για την Ουγγαρία μοιάζουν με αυτά της περίπτωσης της Τσεχίας καθώς όλες οι μεταβολές  $B_1(t) = 12,1425$ ,  $B_2(t) = -3,1234$ ,  $D_1(t) = -9,5945$  και  $D_2(t) = 9,1820$  βρέθηκαν στατιστικά σημαντικές. Ο βέλτιστος αριθμός υστερήσεων που χρησιμοποιήθηκε αυτήν τη φορά ήταν  $\hat{k} = 4$  ενώ οι διαρθρωτικές μεταβολές εντοπίζονται στην 107<sup>η</sup> (Νοέμβριος 2007) και στην 115<sup>η</sup> (Ιούλιος 2007) παρατήρηση πράγμα που αντιστοιχεί στο διάστημα  $(\lambda_1, \lambda_2) = (0,6, 0,8)$ . Αναφορικά με την στασιμότητα στις χρονολογικές σειρές και σε αυτήν την περίπτωση παρατηρούμε ότι η υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα δεδομένα απορρίπτεται και για τα τρία επίπεδα σημαντικότητας καθώς η τιμή της στατιστικής ελέγχου ( $-9,5748$ ) βρέθηκε να είναι κατά πολύ μικρότερη από τις αντίστοιχες κρίσιμες τιμές για επίπεδα σημαντικότητας 1% ( $-6,32$ ), 5% ( $-5,73$ ) και 10% ( $-5,32$ ) και συνεπώς η χρονολογική σειρά μπορεί να θεωρηθεί στάσιμη.

Για την περίπτωση της Πολωνίας, για την χρονολογική σειρά της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας επιλέχτηκε μια χρονική υστέρηση ( $\hat{k} = 1$ ) για τη διόρθωση της σειριακής συσχέτισης. Από τα αποτελέσματα του ελέγχου διαπιστώνουμε ότι μόνο η δεύτερη μεταβολή στον σταθερό όρο  $B_2(t) = 2,0547$  και η πρώτη μεταβολή στην τάση  $D_1(t) = -3,5443$  είναι στατιστικά σημαντικές καθώς  $B_1(t) = 0,9887$  και  $D_2(t) = 0,6467 < 1,645$ . Οι μεταβολές εντοπίζονται στην 60<sup>η</sup> (Δεκέμβριος 2003) και στην 117<sup>η</sup> (Σεπτέμβριος 2009) παρατήρηση που αντιστοιχίζεται στο διάστημα  $(\lambda_1, \lambda_2) = (0,4, 0,8)$ . Η τιμή της στατιστικής ελέγχου ( $-83537$ ) είναι αρκετά αρνητική ώστε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα δεδομένα.

Για την χρονολογική της διαφοράς των επιτοκίων ο έλεγχος διενεργήθηκε επιλέγοντας έντεκα υστερήσεις ( $\hat{k} = 11$ ). Από τα αποτελέσματα του ελέγχου μόνο οι δύο μεταβολές στην τάση  $D_1(t) = -3,8674$  και  $D_2(t) = 4,0955$  βρέθηκαν στατιστικά σημαντικές καθώς  $|B_1(t)| = |0,8565|$ ,  $|B_2(t)| = |-0,1707| < 1,645$ . Οι μεταβολές εντοπίζονται στην 71<sup>η</sup> (Νοέμβριος 2004) και στην 79<sup>η</sup> (Ιούλιος 2005) παρατήρηση πράγμα που παραπέμπει στο σχετικό χρονικό διάστημα  $(\lambda_1, \lambda_2) = (0.4, 0.6)$ . Η υπόθεση μηδέν της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα στοιχεία απορρίπτεται για το συγκεκριμένο διάστημα και συνεπώς η χρονολογική σειρά μπορεί να θεωρηθεί στάσιμη.

Τέλος για την περίπτωση της Σλοβακίας, η χρονολογική σειρά της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας ελέγχθηκε επιλέγοντας τέσσερις υστερήσεις ( $\hat{k} = 4$ ) και μπορεί να θεωρηθεί στάσιμη καθώς η στατιστική ελέγχου είναι αρκετά μικρότερη ( $-8,5667$ ) από τις κρίσιμες τιμές και για τα τρία επίπεδα σημαντικότητας. Επίσης στατιστικά σημαντικές θεωρούνται τόσο οι μεταβολές στην σταθερά ( $|B_1(t)| = |-5,0747|$ ,  $|B_2(t)| = |2,7967| > 1,645$ ) όσο και οι μεταβολές στην τάση ( $D_1(t) = 7,4667$  και  $|D_2(t)| = |-6,6217| > 1,645$ ). Οι μεταβολές εντοπίζονται στην 22<sup>η</sup> (Οκτώβριος 2000) και 92<sup>η</sup> (Αύγουστος 2006) παρατήρηση και αντιστοιχίζεται στο διάστημα  $(\lambda_1, \lambda_2) = (0.2, 0.8)$ . Για την χρονολογική σειρά της διαφοράς των επιτοκίων επιλέχθηκαν  $\hat{k} = 11$  χρονικές υστερήσεις και οι μεταβολές εντοπίστηκαν στην 31<sup>η</sup> (Ιούλιος 2001) και 63<sup>η</sup> (Μάρτιος 2004) παρατήρηση αντίστοιχα, με την πρώτη μεταβολή στη σταθερά  $|B_1(t)| = |-1,7799|$  και τις δύο μεταβολές στην τάση ( $D_1(t) = 7,1155$  και  $|D_2(t)| = |-5,2080|$  να είναι στατιστικά σημαντικές. Η σειρά δε φαίνεται να εμφανίζει πρόβλημα μοναδιαίας ρίζας καθώς η υπόθεση μηδέν απορρίπτεται για επίπεδα σημαντικότητας 10% και 5%.

Από τα παραπάνω συμπεραίνουμε ότι τόσο οι χρονολογικές σειρές της μεταβολής τις συναλλαγματικής ισοτιμίας  $\Delta s_t$ , όσο και της διαφοράς μεταξύ των επιτοκίων  $i_t - i_t^*$  για κάθε μια χώρα ξεχωριστά δεν εμφανίζουν το πρόβλημα της μοναδιαίας ρίζας και συνεπώς θεωρούνται στάσιμες και μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τον έλεγχο της εγκυρότητας της υπόθεσης της ακάλυπτης ισοδυναμίας των επιτοκίων.

- Οικονομική Ερμηνεία των Διαρθρωτικών Μεταβολών

Πριν να προχωρήσουμε στον εμπειρικό έλεγχο της συνθήκης της Α.Ι.Ε. κρίνεται σκόπιμη η οικονομική ερμηνεία των αποτελεσμάτων των παραπάνω ελέγχων αναφορικά με τις εντοπιζόμενες διαρθρωτικές μεταβολές.

Όπως ήταν αναμενόμενο οι εμφανιζόμενες μεταβολές στις σειρές της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας  $\Delta s_t$  και της διαφοράς των επιτοκίων  $i_t - i_t^*$ , συνδέονται με συγκεκριμένες επιλογές της νομισματικής πολιτικής από πλευράς Κεντρικών Τραπεζών των χωρών καθώς και με διάφορες εξελίξεις στο εσωτερικό των χωρών αλλά και στον ευρύτερο διεθνή χώρο. Οι μεταβολές το φθινόπωρο του 2000 για Τσεχία και Σλοβακία συνδέονται με τις παρεμβάσεις των Κεντρικών Τραπεζών των μεγάλων χωρών στις αγορές ξένου συναλλάγματος στην προσπάθεια τους να σταματήσουν τη διολίσθηση του ευρώ έναντι του δολαρίου την περίοδο εκείνη, δείχνοντας με αυτό τον τρόπο το αμοιβαίο ενδιαφέρον τους για τις πιθανές επιπτώσεις στη σταθερότητα των τιμών και για την πορεία της συναλλαγματικής ισοτιμίας του ευρώ στη παγκόσμια οικονομία, συμμεριζόμενες την τότε άποψη της Ευρωπαϊκής Κεντρικής Τράπεζας (Ε.Κ.Τ.) ότι η αξία του ευρώ στις διεθνείς αγορές δεν ανταποκρίνεται στις ευνοϊκές συνθήκες της ευρωζώνης.

Από την ημερομηνία εισαγωγής του ευρώ τον Ιανουάριο του 1999 μέχρι το Δεκέμβριο του 2000 το ευρώ κατρακυλούσε στις αγορές νομισμάτων. Όταν η αξία του έναντι του δολαρίου έφτασε τα 0,85 δολάρια ανά ευρώ στα τέλη του Σεπτεμβρίου, από 1,17 δολάρια ανά ευρώ κατά την εισαγωγή του, οι πέντε από τις μεγαλύτερες Κεντρικές Τράπεζες του κόσμου συνεργάστηκαν σε μια συντονισμένη παρέμβαση στην αγορά συναλλάγματος προκειμένου να σταματήσουν την καθοδική πορεία του ευρώ. Στις 22 Σεπτεμβρίου η Ε.Κ.Τ., η Ομοσπονδιακή Τράπεζα των ΗΠΑ και οι Τράπεζες της Αγγλίας, της Ιαπωνίας και του Καναδά αγόρασαν συνολικά 6,5 δις ευρώ έναντι αμερικανικών δολαρίων. Άμεσο αποτέλεσμα αυτής της συντονισμένης ενέργειας ήταν η ανατίμηση του ευρώ από 0,87 δολάρια ανά ευρώ σε 0,90 δολάρια ανά ευρώ περίπου. Η Ε.Κ.Τ. επανήλθε στο προσκήνιο με άλλες τρεις τέτοιου τύπου παρεμβάσεις στις 3, 6 και 9 Νοεμβρίου στην προσπάθεια της, όχι τόσο να προκαλέσει την ανατίμηση του ευρώ όσο να διατηρήσει την ισοτιμία ευρώ δολαρίου στο 0,86 δολάρια ανά ευρώ. Στα πλαίσια της παραπάνω πολιτικής η Ε.Κ.Τ. αποφάσισε στις αρχές του Οκτωβρίου του 2000 να αυξήσει τα βασικά της επιτόκια κατά 25 μονάδες βάσης.

Η εμφάνιση των δυο διαρθρωτικών μεταβολών συνδέονται με τέτοιου είδους παρεμβάσεις και πολιτικές από πλευράς Ε.Κ.Τ., καθώς αυτές επηρεάζουν τους κύριους εμπορικούς εταίρους των χωρών της ευρωζώνης. Η αξία της τσέχικης και της σλοβακικής

κορώνας, όντας δεμένες με το νόμισμα αναφοράς που είναι το ευρώ, εξαρτάται από τη συναλλαγματική ισοτιμία του ευρώ έναντι του δολαρίου στις παγκόσμιες αγορές.

Η τσέχικη κορώνα γνώρισε μια απότομη ανατίμηση μετά την πώληση μιας μεγάλης εμπορικής τράπεζας σε στρατηγικούς ξένους επενδυτές στα τέλη του 1999 και μετά την επίσημη ανακοίνωση από την κυβέρνηση για ιδιωτικοποίηση ενός μεγάλου μέρους της κρατικής ακίνητης περιουσίας, η οποία θα ξεκινούσε τα μέσα του 2000. Η συναλλαγματική ισοτιμία της τσέχικης κορώνας σε σχέση με το ευρώ παρέμεινε σε γενικές γραμμές σταθερή κατά τη διάρκεια του έτους. Μέτριες τάσεις για ενδυνάμωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας μπορούν να αποδοθούν στις πληροφορίες για επικείμενη ανάκαμψη της τσέχικης οικονομίας και στις προσδοκίες τις αγορές για υψηλότερα εγχώρια επιτόκια. Παρόλα αυτά η Κεντρική Τράπεζα της Τσεχίας δεν προέβη σε κάποια μεταβολή των επιτοκίων κατά τη διάρκεια του έτους. Η συναλλαγματική ισοτιμία της τσέχικης κορώνας έναντι του δολαρίου γνώρισε μια έντονη υποτίμηση καθώς η πρώτη ακολούθησε την ανατίμηση του δολαρίου έναντι του ευρώ η οποία σταμάτησε μετά από τη συνδυασμένη παρέμβαση των κεντρικών τραπεζών των μεγάλων χωρών το Σεπτέμβριο του 2000.

Αναφορικά με τη μεταβολή που εμφανίζεται στη σειρά της συναλλαγματικής ισοτιμίας της Σλοβακίας, αυτή συνδέεται εκτός από τα παραπάνω και με τη νομισματική πολιτική της Κεντρικής Τράπεζας της χώρας. Οι δραστηριότητες της Κεντρικής Τράπεζας της Σλοβακίας το 2000 επηρεάστηκαν από την ευνοϊκή ανάπτυξη της οικονομίας της χώρας, όχι μόνο στον τομέα των τιμών αλλά και στο εξωτερικό εμπόριο από την πώληση κρατικού μεριδίου της σλοβάκισης Telecom και από την αυξανόμενη αναδιάρθρωση επιλεγμένων εμπορικών τραπεζών. Οι παράγοντες αυτοί αντανακλούν στον τομέα των συναλλαγματικών ισοτιμιών στην ανάπτυξη του νομισματικού συστήματος και στην εφαρμογή της νομισματικής πολιτικής. Η ευνοϊκή τάση του ισοζυγίου χρηματοοικονομικών συναλλαγών του ισοζυγίου πληρωμών, σε συνδυασμό με την αξιοποίηση από ξένους επενδυτές της διαφοράς των επιτοκίων, προκάλεσε την ανατίμηση του σλοβάκικου νομίσματος τους πρώτους μήνες του έτους, την οποία και σταμάτησε η Κεντρική Τράπεζα της Σλοβακίας παρεμβαίνοντας στη ξένη αγορά συναλλάγματος. Στην εμφάνιση της απότομης αύξησης των εισαγωγών το τελευταίο τετράμηνο και των εξελίξεων στη συναλλαγματική ισοτιμία της σλοβάκισης κορώνας στα τέλη του έτους, η Κεντρική Τράπεζα της Σλοβακίας παρενέβη εκ νέου προκειμένου να σταματήσει την περεταίρω υποτίμηση του νομίσματος. Σε ετήσια βάση η συναλλαγματική ισοτιμία της σλοβάκισης κορώνας έναντι του ευρώ υποτιμήθηκε κατά 3,76% ενώ σε σχέση με το δολάριο 12,56% λόγω εξωτερικών παραγόντων που σχετίζονται

με την ανάπτυξη της αμερικανικής οικονομίας και την απότομη και έντονη υποτίμηση του ευρώ έναντι του δολαρίου.

Η μεταβολή που εντοπίζεται στη διαφορά των επιτοκίων το καλοκαίρι του 2001 για την Σλοβακία συνδέεται με διάφορους ενδογενείς και εξωγενείς παράγοντες που συναντώνται την περίοδο αυτή. Το 2001 το θεσμικό και νομοθετικό πλαίσιο εντός του οποίου διεξαγόταν η νομισματική πολιτική τροποποιείται και η Κεντρική Τράπεζα της Σλοβακίας κινείται πλέον προς μια πολιτική καθορισμού πληθωρισμού. Σύμφωνα με την τροποποιητική πράξη της Κεντρικής Τράπεζας της Σλοβακίας, κύρια προτεραιότητά της γίνεται πλέον η διατήρηση της σταθερότητας των τιμών και όχι της συναλλαγματικής ισοτιμίας όπως προβλεπόταν στο παρελθόν. Επιπλέον η πράξη αυτή βεβαιώνει την αρχή της ανεξαρτησίας της Κεντρικής Τράπεζας και απαγορεύει την χρηματοδότηση του δημοσιονομικού ελλείμματος από αυτήν. Επίσης, η νομισματική πολιτική το 2001 εφαρμόστηκε σε ένα περίπλοκο μακροοικονομικό περιβάλλον το οποίο χαρακτηριζόταν αφενός από συνεχή αποπληθωρισμό και μια σταθερή ή ανατιμώμενη συναλλαγματική ισοτιμία της σλοβάκισης κορώνας σε σχέση με το ευρώ και αφετέρου από αύξηση του εμπορικού ελλείμματος, ανισορροπία στο ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών και επιδείνωση των δημόσιων οικονομικών. Λαμβάνοντας υπόψη τα παραπάνω μαζί με την ευνοϊκή εξέλιξη των τιμών καταναλωτή κατά τους πρώτους μήνες του έτους, καθώς και τις ευνοϊκές προβλέψεις για τον πληθωρισμό μέχρι το Δεκέμβριο, η Κεντρική Τράπεζα της Σλοβακίας αποφάσισε τη μείωση των βασικών της επιτοκίων κατά 25 μονάδες βάσης. Σε συνδυασμό με την εναρμόνιση των εργαλείων της νομισματικής πολιτικής με αυτά της Ε.Κ.Τ., το ποσοστό των απαιτούμενων αποθεμάτων μειώθηκε από 6,5% σε 5% και η περίοδος για την αποτίμηση τους επεκτάθηκε από 14 ημέρες σε 1 μήνα, με εφαρμογή από την αρχή του έτους.

Στο εξωτερικό περιβάλλον παρατηρείται μια πτώση στην οικονομική δραστηριότητα η οποία επιτείνεται από το τρομοκρατικό χτύπημα στις ΗΠΑ το Σεπτέμβριο του 2001, το οποίο κλόνησε την εμπιστοσύνη των καταναλωτών και του επενδυτικού κοινού και επηρέασε όλες τις οικονομίες του κόσμου. Μετά από μία δεκαετία επιταχυνόμενης ανάπτυξης, η οικονομία των ΗΠΑ καταγράφει πτώση ενώ η οικονομία της Ιαπωνίας μπαίνει σε ύφεση το 2001 μετά από πολλαπλές ανεπιτυχείς προσπάθειες για ανάκαμψη, εμφανίζοντας ετήσιο ρυθμό ανάπτυξης σε πραγματικούς όρους ΑΕΠ 1,2% από 4,1% το έτος 2000. Την ίδια επιβραδυντική πορεία με τις δύο μεγάλες οικονομίες ακολουθεί και η Ευρωζώνη όπου ο ρυθμός ανάπτυξης της μειώνεται το 2000 από 3,4% σε 1,5%. Όπως

ήταν αναμενόμενο η Σλοβακία δε μένει ανεπηρέαστη από τις διεθνείς οικονομικές εξελίξεις, οι οποίες αντανακλώνται στα επιτόκια και τη συναλλαγματική ισοτιμία της χώρας.

Η μεταβολή που εμφανίζεται στα μέσα του 2002 στη συναλλαγματική ισοτιμία της Τσεχίας συνδέεται με τη νομισματική πολιτική της χώρας το συγκεκριμένο έτος, η οποία επηρεάστηκε από διάφορα μη προβλέψιμα γεγονότα, εξωγενούς κυρίως χαρακτήρα, τα οποία εισήγαγαν υψηλά επίπεδα αβεβαιότητας στις πληθωριστικές προβλέψεις. Οι κύριοι εξωγενείς παράγοντες συνδέονται με την πτώση στην εξωτερική ζήτηση και με την πραγματική και αναμενόμενη εισροή ξένων επενδύσεων οι οποίες άσκησαν σημαντικές πιέσεις για ανατίμηση του τσέχικου νομίσματος. Ωστόσο, την πιο σημαντική πηγή αβεβαιότητας στο εσωτερικό αποτελούσε η χρονική στιγμή και το μέγεθος της δημοσιονομικής ώθησης.

Η νομισματική πολιτική της Κεντρικής Τράπεζας της Τσεχίας το 2002 εφαρμόστηκε με ευελιξία στις εξελίξεις του εξωτερικού περιβάλλοντος και της εγχώριας οικονομίας. Στις πρώτες βδομάδες του έτους η Κεντρική Τράπεζα της Τσεχίας βρέθηκε αντιμέτωπη με την απότομη ανατίμηση που γνώρισε η τσέχικη κορώνα η οποία εμφάνισε σημαντική απόκλιση από τα επίπεδα ισορροπίας, σύμφωνα με τις εγχώριες οικονομικές μεταβλητές. Ένα μέτρο κλειδί για την αποτροπή της περεταίρω ανατίμησης του Τσέχικου νομίσματος αποτέλεσε το συνεκτικό έγγραφο που εκδόθηκε από την κυβέρνηση και τη Κεντρική Τράπεζα της Τσεχίας με τον τίτλο “Στρατηγική για την αντιμετώπιση των αποτελεσμάτων στη συναλλαγματική ισοτιμία από την εισροή κεφαλαίων στην ιδιωτικοποίηση της κρατικής ιδιοκτησίας και από άλλες ξένες συναλλαγματικές προσόδους”, το οποίο εγκρίθηκε από τη κυβέρνηση στις 16 Ιανουαρίου το 2002. Η συμφωνία αυτή κατέστησε δυνατή τη μετατροπή ξένων συναλλαγματικών προσόδων, εκτός της αγοράς, απευθείας στα άμεσα μετατρέψιμα κρατικά αποθεματικά, χωρίς έτσι να προκαλείται κάποια άμεση επίδραση στη συναλλαγματική ισοτιμία. Η συμφωνία επίσης κάλυπτε κρατική αποζημίωση για την Κεντρική Τράπεζα της Τσεχίας για απώλειες που σχετίζονταν με τη συναλλαγματική ισοτιμία. Επιπλέον περιελάμβανε μια σειρά από άλλα μέτρα που αποσκοπούσαν στην εξάλειψη της κρατικής επιρροής στη συναλλαγματική ισοτιμία. Παρά την υιοθέτηση της προαναφερόμενης συμφωνίας το τσέχικο νόμισμα συνέχισε να ανατιμάται. Αυτό οδήγησε στη περεταίρω σύσφιξη των νομισματικών συνθηκών με αποτέλεσμα, στην έκτακτη συνάντηση την 21<sup>η</sup> Ιανουαρίου 2002, το συμβούλιο της τράπεζας να αποφασίσει τη μείωση των επιτοκίων κατά 25 μονάδες βάσης. Η μείωση αυτή συνοδεύτηκε από παρεμβάσεις στην ξένη αγορά συναλλάγματος που αποσκοπούσαν στην εξασθένιση της συναλλαγματικής ισοτιμίας της τσέχικης κορώνας. Ωστόσο, μετά από μια βραχύβια υποτίμηση το νόμισμα άρχισε και πάλι

να ανατιμάτε στα τέλη του Ιανουαρίου. Η ετήσια ονομαστική ανατίμηση της τσέχικης κορώνας έναντι του ευρώ έφτασε το 10% περίπου στο τέλος του πρώτου τετραμήνου. Στη διαδοχική συνεδρίαση στα τέλη του Ιανουαρίου το συμβούλιο της Κεντρικής Τράπεζας αξιολογώντας την τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία, τις μακροοικονομικές τάσεις και τις πληθωριστικές προβλέψεις αποφάσισε την περεταίρω μείωση των επιτοκίων κατά 25 μονάδες βάσης.

Η προοδευτική ανατίμηση της τσέχικης κορώνας και η σταδιακή αναβολή της αναμενόμενης ανάκαμψης γενικότερα αναθεώρησαν προς τα κάτω τις προβλέψεις για τον πληθωρισμό και οδήγησαν το συμβούλιο της Κεντρικής Τράπεζας στη μείωση του επιτοκίου *repo* διάρκειας δυο εβδομάδων κατά 50 μονάδες βάσης, συνεχίζοντας τις παρεμβάσεις στη ξένη αγορά συναλλάγματος. Στις αρχές του Ιουλίου σημειώθηκε άλλη μια απότομη ανατίμηση του νομίσματος οπότε και το συμβούλιο της τράπεζας αντέδρασε παρεμβαίνοντας, κρυφά αυτήν την φορά, στην ξένη αγορά συναλλάγματος. Το μέτρο αυτό σταθεροποίησε τη συναλλαγματική ισοτιμία της τσέχικης κορώνας στο υπόλοιπο διάστημα του έτους. Ωστόσο η πρόβλεψη του πληθωρισμού τον Ιούλιο του έτους έδειχνε βραδύτερη επιστροφή στα στοχευμένα όρια του πληθωρισμού, παρά την αναμενόμενη πτώση στα επιτόκια. Με βάση αυτήν την πρόβλεψη και τους κινδύνους που αντιμετώπιζε η τσέχικη οικονομία το συμβούλιο της Κεντρικής Τράπεζας μείωσε τα επιτόκια αυτήν την φορά κατά 75 μονάδες βάσης, συνεχίζοντας τις παρεμβάσεις στην ξένη αγορά συναλλάγματος, στοχεύοντας στη σταθεροποίηση του τσέχικου νομίσματος.

Συνεπώς, η μεταβολή στη χρονολογική σειρά της συναλλαγματικής ισοτιμίας που εμφανίζεται στα μέσα του έτους μπορεί να αποδοθεί στις διαδοχικές μειώσεις των επιτοκίων και στις συνεχείς παρεμβάσεις της Κεντρικής Τράπεζας της Τσεχίας στη ξένη αγορά συναλλάγματος στη προσπάθεια της για σταθεροποίηση του νομίσματός της.

Η μεταβολή στα τέλη του 2003 για την Πολωνία, συνδέεται με την τροποποίηση της στρατηγικής της νομισματικής πολιτικής της Κεντρικής της Τράπεζας στις αρχές του 2004, υιοθετώντας από τότε κι έπειτα μόνιμο στόχο πληθωρισμού στο 2,5%. Έχοντας αποκομίσει νέα εμπειρία από την εφαρμογή της στρατηγικής του άμεσου στόχου του πληθωρισμού και έχοντας αντιμετωπίσει τις προκλήσεις του έτους, η Κεντρική Τράπεζα της Σλοβακίας προέβη σε τροποποίηση της τρέχουσας στρατηγικής της νομισματικής πολιτικής της. Έχοντας σταθεροποιήσει τον πληθωρισμό σε χαμηλά επίπεδα, ο καθορισμός του στόχου του πληθωρισμού σε ετήσια βάση στο τέλος κάθε ημερολογιακού έτους μπορούσε να



αντικατασταθεί με συνεχή στοχοθεσία<sup>12</sup>. Λόγω των εκτεταμένων χρονικών περιόδων, η χρονική καθυστέρηση ανάμεσα στη λήψη των αποφάσεων της Κεντρικής Τράπεζας και των αποτελεσμάτων τους μπορεί να ληφθεί υπόψη και να συμβάλλει στην ενδυνάμωση της αξιοπιστίας και της ευελιξίας της νομισματικής πολιτικής. Επιπλέον, ο καθορισμός συνεχούς στόχου πληθωρισμού ήταν συνεπής με το ανοικτό πλαίσιο της νέας σχεδιαζόμενη στρατηγικής, η οποία καθορίζει τα βασικά θέματα της συμμετοχής της Πολωνίας στην Ευρωζώνη. Έχοντας καταφέρει τη μείωση του πληθωρισμού, στις αρχές του δύο χιλιάδες τέσσερα, το Συμβούλιο της νομισματικής πολιτικής υιοθέτησε ένα μόνιμο στόχο πληθωρισμού της τάξεως του 2,5% με μια συμμετρική απόκλιση  $\pm 1\%$ . Η επιδίωξη αυτή θα ισχύε μέχρι την εισαγωγή της Πολωνίας στον Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών II (ERM II). Στα πλαίσια εφαρμογής της νομισματικής πολιτικής και της πολιτικής του στόχου πληθωρισμού η Κεντρική Τράπεζα της Πολωνίας μείωσε τα επιτόκιά της έξι φορές. Το επιτόκιο αναφοράς μειώθηκε από 6,75% σε 5,25%, το επιτόκιο αναπροεξόφλησης από 7,5% σε 5,75%, το επιτόκιο Lombard από 8,75% σε 6,75% και το επιτόκιο καταθέσεων από 4,75% σε 3,75%.

Η εμφάνιση της μεταβολής μπορεί επίσης να οφείλεται και σε εξωτερικούς παράγοντες όπως π.χ. η προσδοκώμενη οικονομική ανάπτυξη η οποία διαφαινόταν να είχε αρχίσει 2003 για τις Ασιατικές οικονομίες και την οικονομία των ΗΠΑ ή στην ασθενή ανάπτυξη της Ευρωπαϊκής Ένωσης η οποία επηρέασε σε μεγάλο βαθμό την Πολωνία, λόγω του όγκου των αμοιβαίων οικονομικών συναλλαγών μεταξύ τους.

Εξίσου σημαντικός παράγοντας στην ερμηνεία της μεταβολής αποτελεί η συστηματική υποτίμηση του πολωνικού ζλότι το έτος 2003 τόσο σε νομισματικούς όσο και σε πραγματικούς όρους. Στην υποτίμηση του νομίσματος συνέβαλαν τέσσερις παράγοντες: i) Η σημαντική αύξηση στο πριμ κινδύνου που οφειλόταν στην αυξανόμενη αβεβαιότητα που επικράτησε αναφορικά με τις μελλοντικές δημοσιονομικές πολιτικές. Το πριμ κινδύνου αυξήθηκε επιπλέον λόγω της ασαφούς κατάστασης στην ουγγρική ξένης συναλλαγματική αγορά, η οποία έκανε τους επενδυτές διστακτικούς την τοποθέτηση των κεφαλαίων τους στις αγορές της Κεντρικής Ευρώπης. ii) Η μείωση στην ομοιογένεια ανάμεσα στα ξένα και στα πολωνικά πραγματικά επιτόκια. iii) Η μειωμένη εισροή ξένων άμεσων επενδύσεων στην Πολωνία και iv) Η συνεχής ανατίμηση του ευρώ έναντι του δολαρίου στις παγκόσμιες αγορές.

---

<sup>12</sup>Μέτρηση του πληθωρισμού σε μηνιαία βάση, σε σχέση με το αντίστοιχο επίπεδο του ίδιου μήνα του προηγούμενου έτους.

Η μακροοικονομική ανάπτυξη στις χώρες Τσεχία, Σλοβακία και Πολωνία το 2004, επηρεάστηκε από διάφορους σημαντικούς παράγοντες στους οποίους αποδίδεται και η εμφάνιση των μεταβολών στις χρονολογικές σειρές της διαφοράς των επιτοκίων τον Ιούνιο, το Μάρτιο και το Νοέμβριο για Τσεχία, Σλοβακία και Πολωνία αντίστοιχα. Την 1<sup>η</sup> Μαΐου του 2004 οι τρεις αυτές χώρες έγιναν μέλη της Ευρωπαϊκής Ένωσης και ως εκ τούτου δεσμεύτηκαν να γίνουν στο μέλλον μέλη της Ευρωπαϊκής Οικονομικής και Νομισματικής Ένωσης. Με αυτόν τον τρόπο ενδύονται πλέον με το μανδύα της Ευρωπαϊκής Ένωσης και αποκτούν αυτόματα το κύρος ενός κράτους-μέλους αυτής και ενός υποψήφιου μέλους της Ευρωζώνης. Αυτό αλλάζει άρδην τον τρόπο με τον οποίο αντιμετωπίζονται πλέον από τις γειτονικές τους χώρες, από τα μεγάλα βιομηχανικά κέντρα και το παγκόσμιο επενδυτικό κοινό. Ταυτόχρονα οι Κεντρικές τους Τράπεζες γίνονται μέρος του Ευρωπαϊκού Συστήματος Κεντρικών Τραπεζών (ESCB) με όλα τα δικαιώματα και τις υποχρεώσεις που αυτό συνεπάγεται. Επίσης με την ένταξη τους στην Ευρωπαϊκή Ένωση οι τρεις χώρες υιοθέτησαν και την Κοινή Αγροτική Πολιτική (CAP) η οποία περιλαμβάνει ένα εύρος από οικονομικούς, νομοθετικούς και θεσμικούς παράγοντες, οι οποίοι διασφαλίζουν την ύπαρξη μιας κοινής αγοράς στην αγροτική παραγωγή και αποσκοπούν στην εξασφάλιση αποτελεσματικότητας, σταθερότητας και οικονομικής αλληλεγγύης στον αγροτικό τομέα. Τέλος και οι τρεις χώρες εισήγαγαν μεταρρυθμίσεις στο φορολογικό τους σύστημα, επηρεάζοντας έτσι τα επίπεδα πληθωρισμού.

Αναφορικά με την Τσεχία ο κυρίαρχος στόχος της Κεντρικής της Τράπεζας παρέμενε η σταθεροποίηση του πληθωρισμού σε χαμηλά επίπεδα, πλησίον στα όρια του εκάστοτε στόχου. Πρόκληση για τη νομισματική πολιτική της αποτελούσε η δημιουργία του χαμηλού πληθωρισμού ως μόνιμο χαρακτηριστικό της τσεχικής οικονομίας. Στη βάση αυτής της πρόθεσης ο στόχος πληθωρισμού που καθορίστηκε το Μάρτιο του 2004 για την περίοδο από το 2006 έως την υιοθέτηση του ευρώ ορίστηκε σε ετήσιο πληθωρισμό 3% περίπου. Το επίπεδο αυτό ικανοποιούσε τα κριτήρια μιας συγκλίνουσας οικονομίας και αντανάκλούσε στις απαιτήσεις για μελλοντική εκπλήρωση των κριτηρίων της συνθήκης του Μάαστριχτ για τον πληθωρισμό.

Ο πληθωρισμός το έτος 2004 επηρεάστηκε περισσότερο από τις αλλαγές που επέφερε η φορολογική μεταρρύθμιση στην έμμεση φορολογία η οποία προέβλεπε αύξηση του κατ' αποκοπή φόρου, σε τσιγάρα, αλκοόλ και βενζίνη, μεταφορά ορισμένων υπηρεσιών από το χαμηλό στο βασικό φορολογικό συντελεστή και μείωση του βασικού φορολογικού συντελεστή από 22% σε 19%. Οι φορολογικές αυτές ρυθμίσεις αύξησαν τις τιμές των προϊόντων στα οποία εφαρμόστηκαν και διαδοχικά επηρέασαν και τις τιμές άλλων αγαθών.

Επίσης, έπαιξαν σημαντικό ρόλο στην αύξηση των γενικών προσδοκιών για το επίπεδο πληθωρισμού οι οποίες επηρεάστηκαν από την ευρύτερη κοινωνική ανησυχία αναφορικά με τις επιπτώσεις στο επίπεδο τιμών από την εισαγωγή της χώρας στην Ευρωπαϊκή Ένωση. Οι προβλέψεις για τον πληθωρισμό το έτος 2004 για την περίοδο από το 2005 έως το πρώτο μισό του 2006 συνιστούσαν ότι τα επιτόκια θα έπρεπε να αυξηθούν προκειμένου να διατηρηθεί ο πληθωρισμός εντός των προσδοκώμενων ορίων. Αυτό οδήγησε την Κεντρική Τράπεζα της Τσεχίας να προβεί σε αυξήσεις των επιτοκίων τον Ιούλιο και τον Αύγουστο του έτους κατά 25 μονάδες βάσης κάθε φορά.

Σε αντίθεση με την περίπτωση της Τσεχίας, η νομισματική πολιτική της Κεντρικής Τράπεζας της Σλοβακίας το πρώτο μισό του 2004 εφαρμόστηκε σε ένα οικονομικό περιβάλλον που χαρακτηριζόταν από επιταχυνόμενους ρυθμούς οικονομικής ανάπτυξης, ευνοϊκή ανάπτυξη του εμπορικού ισοζυγίου καθώς επίσης και συνεχή σταθεροποίηση των δημόσιων οικονομικών. Τα παραπάνω, σε συνδυασμό με την απουσία πιέσεων από την πλευρά της ζήτησης για αύξηση των τιμών και τη συναλλαγματική ισοτιμία της σλοβάκισης κορώνας να ανατιμάται, αποτέλεσαν τους λόγους για τους οποίους η Κεντρική Τράπεζα της Σλοβακίας μείωσε τα βασικά της επιτόκια το Μάρτιο, Απρίλιο και Ιούνιο του έτους συνολικά κατά 150 μονάδες βάσης. Σε συνέπεια με τη διαδικασία εναρμόνισης των νομισματικών της εργαλείων με το εύρος αυτών της Ευρωπαϊκής Κεντρικής Τράπεζας, η Κεντρική Τράπεζα της Σλοβακίας από τις αρχές του 2004 μείωσε το ελάχιστο απαιτούμενο ποσοστό αποθέματος για τον τραπεζικό τομέα κατά μία μονάδα βάσης διαμορφώνοντας το από 3% σε 2%. Με αυτόν τον τρόπο το επίπεδο του απαιτούμενο ποσοστού αποθεμάτων εναρμονίστηκε με αυτό της Ευρωζώνης.

Αναφορικά με την Πολωνία, το 2004 η νομισματική πολιτική της Κεντρικής της Τράπεζας διεξήχθη σε ένα περιβάλλον οικονομικής ανάκαμψης το οποίο συνοδεύτηκε από αυξανόμενο πληθωρισμό, σε επίπεδα πάνω από αυτά του στόχου που είχε τεθεί. Η επιτυχία των πολωνικών επιχειρήσεων στις αγορές της Ευρωπαϊκής Ένωσης, κυρίως στη βιομηχανία τροφίμων, σε συνδυασμό με την αυξανόμενη τιμή του πετρελαίου και των τιμών άλλων αγαθών, οδήγησαν σε μια επιταχυνόμενη αύξηση των τιμών η οποία θα μπορούσε να επιφέρει μόνιμη αύξηση στις προσδοκίες για τον πληθωρισμό. Τέτοιες εξελίξεις εγκυμονούσαν κινδύνους για υψηλότερες απαιτήσεις σε μισθούς και κατά συνέπεια για διατήρηση υψηλότερων επιπέδων πληθωρισμού. Προκειμένου να μετριαστεί αυτός ο κίνδυνος το Συμβούλιο της νομισματικής πολιτικής αύξησε τα βασικά επιτόκια της Κεντρικής Τράπεζας της Πολωνίας. Η απόφαση αυτή υποστηρίχθηκε επιπροσθέτως από το γεγονός ότι ο χαμηλός πληθωρισμός στην Πολωνία είχε πρόσφατη ιστορία και δεν είχε ακόμη

καθιερωθεί στη συνείδηση των πολιτών. Οι πληθωριστικές πιέσεις που εμφανίστηκαν στην Πολωνία το 2004 οφείλονταν στα σοκ των τιμών τα οποία συνδέονταν με την εισαγωγή της Πολωνίας στην Ευρωπαϊκή Ένωση και με την απότομη αύξηση των τιμών των αγαθών στις παγκόσμιες αγορές. Από το δεύτερο τετράμηνο και έπειτα παρατηρήθηκε αισθητή επιτάχυνση στο ρυθμού αύξησης του επιπέδου των τιμών το οποίου ανήλθε στο 4,6% κατ' έτος το καλοκαίρι του 2004, με τον πληθωρισμό να παραμένει πάνω από τον οριοθετημένο στόχο από το Μάιο και μετά. Στην προσπάθειά της η Κεντρική Τράπεζα της Πολωνίας να αντιμετωπίσει τα πληθωριστικά φαινόμενα αύξησε τα βασικά της επιτόκια τους τρεις καλοκαιρινούς μήνες. Συνολικά το επιτόκιο αναφοράς ανήλθε στο 6,5% από 5,25%, το επιτόκιο αναπροεξόφλησης στο 7% από 5,75%, το επιτόκιο Lombard στο 8% από 6,75% και το επιτόκιο καταθέσεων στο 5% από 3,75%. Οι αυξήσεις αυτές των επιτοκίων αποσκοπούσαν στον περιορισμό του κινδύνου αλυσιδωτών αποτελεσμάτων από την αύξηση του πληθωρισμού που σχετίζεται με την εισαγωγή της Πολωνίας στην Ευρωπαϊκή Ένωση και την απότομη αύξηση των τιμών του πετρελαίου και άλλων αγαθών στις παγκόσμιες αγορές. Μέσω της απόφασής του για αύξηση των επιτοκίων, το Συμβούλιο της νομισματικής πολιτικής αποσκοπούσε στο να καταστεί σαφές προς στους συμμετέχοντες στην αγορά ότι η Κεντρική Τράπεζα ήταν αποφασισμένη να επιτύχει τον στόχο του πληθωρισμού στο μεσοδιάστημα και συνεπώς ότι η αύξηση του πληθωρισμού είχε μεταβατικό χαρακτήρα. Σε αυτήν τη βάση το συμβούλιο της νομισματικής πολιτικής, στις κατευθυντήριες γραμμές του για το έτος 2005, συμπεριέλαβε τη συνέχιση των ενεργειών προκειμένου να διασφαλιστεί η μείωση του πληθωρισμού στο 2,5% στα επόμενα επτά τετράμηνα. Στους κύριους παράγοντες που βοήθησαν στο μετριασμό των μελλοντικών πληθωριστικών πιέσεων συμπεριλαμβάνονται, i) οι αυξήσεις στα επιτόκια το καλοκαίρι του 2004, ii) ο χαμηλός ρυθμός αύξησης των μισθών στις επιχειρήσεις, iii) η εξασθένηση του αποτελέσματος των τιμών που επέφερε η εισαγωγή της Πολωνίας στην Ευρωπαϊκή Ένωση και i) ισχυρή τάση ανατίμησης του πολωνικού ζλότι συμβάλλοντας στη μείωση του πληθωρισμού, μειώνοντας τις τιμές των εισαγόμενων αγαθών και περιορίζοντας την οικονομική δραστηριότητα. Η τάση αυτή της ανατίμησης οφείλεται κυρίως στη μείωση του επιχειρηματικού πριμ κινδύνου στην Πολωνία που προκλήθηκε από την εισαγωγή της Πολωνίας στην Ευρωπαϊκή Ένωση και την σταθεροποίηση της εγχώριας πολιτικής κατάστασης.

Η μεταβολή στη σειρά των επιτοκίων για την Πολωνία το καλοκαίρι του 2005 συνδέεται με την εξασθένηση της νομισματικής πολιτικής της Κεντρικής της Τράπεζας σε σχέση με το έτος 2004, καθώς αυτή μετατράπηκε από σφιχτή που ήταν σε χαλαρή. Το

2005 οι οικονομικές εξελίξεις που επηρεάζουν τον πληθωρισμό επέτρεψαν στο Συμβούλιο της νομισματικής πολιτικής να υιοθετηθεί σταδιακά μια πιο χαλαρή νομισματική πολιτική στα πλαίσια επίτευξης του στόχου του πληθωρισμού. Τα βασικά επιτόκια μειώθηκαν σε πέντε περιπτώσεις συνολικά κατά 200 μονάδες βάσης, από 6,5% σε 4,5%. Η επεκτατική αυτή νομισματική πολιτική υποστήριζε την αύξηση της οικονομικής δραστηριότητας και τη δημιουργία νέων θέσεων εργασίας. Οι σχετικά χαμηλοί ρυθμοί ανάπτυξης των μισθών στο τέλος του 2004 έδειξαν ότι η αύξηση του πληθωρισμού ως επακόλουθο της ένταξης της χώρας στην Ευρωπαϊκή Ένωση δεν πυροδότησε την αύξηση των μισθών και κατ' επέκταση του πληθωρισμού. Αυτό αύξησε τα περιθώρια για μείωση των επιτοκίων στα προ αυξήσεων του 2004 επίπεδα. Οι αυξήσεις αυτές αποσκοπούσαν στην αποτροπή μιας κατάστασης όπου προσδοκίες για προσωρινή αύξηση του πληθωρισμού θα οδηγούσαν σε μόνιμη αύξηση του πληθωρισμού εάν λαμβάνονταν υπόψη στις διαπραγματεύσεις των μισθών και των μελλοντικών συμβολαίων. Απουσία τέτοιων αλυσιδωτών αποτελεσμάτων μια χαμηλότερη της αναμενόμενης αύξηση της ζήτησης το τελευταίο τετράμηνο του 2004 και μια αισθητή μείωση του πληθωρισμού στην αλλαγή του έτους υποδείκνυαν ότι την περίοδο των αποτελεσμάτων από την εισαγωγή της Πολωνίας στην Ευρωπαϊκή Ένωση, που αντανakλούσε στην αύξηση του δείκτη τιμών καταναλωτή, θα διαδεχόταν μια σχετικά ισχυρή πτώση στον τρέχοντα πληθωρισμό. Αυτό παρακίνησε το Συμβούλιο της νομισματικής πολιτικής στο να υιοθετήσει μια πιο χαλαρή νομισματική πολιτική το Φεβρουάριο του 2005, η οποία συνοδεύτηκε από διαδοχικές μειώσεις στα βασικά επιτόκια της Κεντρικής Τράπεζας κατά 50 μονάδες βάσης το Μάρτιο και τον Απρίλιο του έτους. Από εκεί και έπειτα το συμβούλιο της νομισματικής πολιτικής άλλαξε τη στάση του και υιοθέτησε μια ουδέτερη νομισματική πολιτική. Στη συνέχεια εκτίμησε ότι στο μεσοδιάστημα το επικρατούν επιτόκιο θα πρέπει να διασφαλίζει τη διατήρηση του πληθωρισμού σε επίπεδα πλησίον του καθοριζόμενο στόχου και να μην πυροδοτεί αυξομειώσεις στον πληθωρισμό. Η απόφαση αυτή για αλλαγή της νομισματικής πολιτικής παρακινήθηκε από την ανάγκη υιοθέτησης μιας προνοητικής νομισματικής πολιτικής λαμβάνοντας υπόψη τις χρονικές υστερήσεις ανάμεσα στα επίπεδα των επιτοκίων και στην ισχυρή επίδρασή τους στον πληθωρισμό. Ωστόσο, τα δεδομένα που προέκυψαν το διάστημα Ιούλιο - Αύγουστο έδειξαν ότι το ποσοστό οικονομικής ανάπτυξης και ως εκ τούτου οι πληθωριστικές πιέσεις το 2005 εμφανίζονταν να ήταν κατά πολύ χαμηλότερες από αυτές που παρουσιάζονταν στην έκθεση πληθωρισμού του Μαρτίου. Στην όψη αυτών των στοιχείων η Κεντρική Τράπεζα της Πολωνίας άλλαξε πάλι τη νομισματική της πολιτική από ουδέτερη σε χαλαρή και μείωσε το επιτόκιο αναφοράς στο 5%. Η ανάλυση των διαθέσιμων στοιχείων τον Ιούλιο του έτους για

την αξιολόγηση της ανάπτυξης σε όρους ΑΕΠ, αν και υποδείκνυε υψηλότερη ανάπτυξη σε σχέση με το προηγούμενο τετράμηνο, υπολειπόταν της αναμενόμενης στην αναφορά του πληθωρισμού του Μάιου. Αυτό, σε συνδυασμό με την ανατίμηση του πολωνικού ζλότι τον Ιούλιο, οδήγησε το συμβούλιο της νομισματικής πολιτικής στο να μειώσει εκ νέου το επιτόκιο αναφοράς κατά 25 μονάδες βάσης. Η έκθεση πληθωρισμού του Αυγούστου προέβλεπε τη συνέχιση της καθοδικής πορείας του πληθωρισμού λαμβάνοντας υπόψη την απροσδόκητη χειροτέρευση των οικονομικών συνθηκών. Ωστόσο, τα στοιχεία που δημοσίευσε η κεντρική στατιστική υπηρεσία για τους εθνικούς λογαριασμούς το δεύτερο τετράμηνο, επιβεβαίωσαν παλαιότερες προβλέψεις για βραδύτερη από την αναμενόμενη ανάκαμψη της πολωνικής οικονομίας. Επίσης, τα στοιχεία επιβεβαίωσαν ότι εφόσον οι εκτιμήσεις για το Α.Ε.Π. παρέμεναν αμετάβλητες, η περίοδος της σταδιακής μείωσης του κενού της παραγωγής θα παρατεινόταν περισσότερο από όσο αναμενόταν στην αναφορά του Μάριου. Οι πληροφορίες αυτές επέφεραν νέα μείωση στο επιτόκιο αναφοράς της Κεντρικής Τράπεζας κατά 25 μονάδες βάσης η οποία διατήρησε τη χαλαρή νομισματική πολιτική της, λαμβάνοντας υπόψη μεταξύ άλλων τη συνεχή μείωση του πληθωρισμού πράγμα το οποίο αποτελούσε σημάδι εξασθένισης των πληθωριστικών πιέσεων. Θα πρέπει να αναφέρουμε ότι ο χαμηλός πληθωρισμός της Πολωνίας το 2005 συνδέεται άμεσα με την ανατίμηση του πολωνικού νομίσματος το 2004 κατά 14% έναντι του ευρώ και κατά 20% έναντι του δολαρίου.

Η μεταβολή στη σειρά της συναλλαγματικής ισοτιμίας της Σλοβακίας το 2006 αποτελεί την αντανάκλαση της μεταβλητότητας που εμφάνιζε η συναλλαγματική ισοτιμία της ολόκληρο το έτος, της πολιτικής αστάθειας που επικρατούσε και της σφιχτής νομισματικής πολιτικής που εφαρμόστηκε από το τέλος του πρώτου τριμήνου και μετά. Η πολιτική της Σλοβακίας το 2006 αναφορικά με τη συναλλαγματική ισοτιμία διεξαγόταν στα πλαίσια του δεύτερου μηχανισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών (ERM II). Η συναλλαγματική ισοτιμία της Σλοβακίας ακολούθησε μια τάση ανατίμησης μέχρι τα τέλη Μαρτίου, στη συνέχεια έμεινε στάσιμη μέχρι το Μάιο και μετά άρχισε να υποτιμάται επιστρέφοντας πάλι στα αρχικά επίπεδα της ισοδυναμίας. Η εξέλιξη αυτή δεν ήταν αποτέλεσμα μεταβολής των οικονομικών παραγόντων αλλά προκλήθηκε από την πορεία των γειτονικών νομισμάτων και την αβεβαιότητα αναφορικά με τις πολιτικές εξελίξεις στο εσωτερικό. Προκειμένου να αποφευχθεί η έντονη μεταβολή στη συναλλαγματική ισοτιμία και να σταματήσει η υποτίμηση της σλοβακικής κορόνας η Κεντρική Τράπεζα της Σλοβακίας παρενέβη στις αγορές ξένου συναλλάγματος σε τρεις περιπτώσεις κατά τους καλοκαιρινούς μήνες (21 Ιουνίου, 29 Ιουνίου και 12 Ιουλίου), πουλώνοντας συνολικά 3,085 εκατομμύρια ευρώ. Το

δεύτερο εξάμηνο οι επενδυτές επέστρεψαν στις αγορές των ανερχόμενων οικονομιών και η σλοβακική κορόνα άρχισε να ανατιμάται σταθερά, εμφανίζοντας μια έντονη ανατίμηση το Δεκέμβριο πράγμα το οποίο προκάλεσε για άλλη μια φορά την παρέμβαση της Κεντρικής Τράπεζας της Σλοβακίας στην ξένη αγορά συναλλάγματος, αγοράζοντας αυτήν τη φορά 495 εκατομμύρια ευρώ προκειμένου να φρενάρει την ανατίμηση της κορόνας.

Σε επίπεδο νομισματικής πολιτικής αυτή επικεντρωνόταν στην επίτευξη του στόχου για τον πληθωρισμό στο μεσοδιάστημα και των κριτηρίων της Συνθήκης του Μάαστριχτ για το 2006. Ο επιταχυνόμενος ρυθμός ανάπτυξης του ΑΕΠ και οι αυξήσεις στην παραγωγή, στις αποδοχές και στην παραγωγικότητα της εργασίας που συνδέονται με αυτόν υποδείκνυαν την πιθανότητα υψηλότερων ρυθμών αύξησης μισθών και τιμών των αγαθών. Ως συνέπεια των διαφαινομένων κινδύνων, οι οποίοι έθεταν σε κίνδυνο τη σταθερότητα των τιμών, η Κεντρική Τράπεζα της Σλοβακίας υιοθέτησε μία σφιχτή νομισματική πολιτική προσαρμόζοντας τα βασικά της επιτόκια τους μήνες Μάιο Ιούλιο και Σεπτέμβριο του έτους. Συνολικά η Κεντρική Τράπεζα της Σλοβακίας αύξησε τα βασικά της επιτόκια κατά 175 μονάδες βάσης.

Οι μεταβολές το δεύτερο μισό του 2007 στην περίπτωση της Ουγγαρίας συνδέονται με τα ισχυρά εξωτερικά σοκ που δέχτηκε η Ουγγρική οικονομία μετά το πρώτο τρίμηνο του έτους. Οι μη ευνοϊκές αυτές συνθήκες εντοπίζονται στην αύξηση των τιμών των εμπορευμάτων και των τροφίμων την άνοιξη και στο τέλος του καλοκαιριού, η οποία οδήγησε στην απότομη αύξηση του εισαγόμενου πληθωρισμού. Ταυτόχρονα, η αναταραχή στην αγορά χρήματος και το γενικότερο κλίμα αβεβαιότητας στην αγορά κεφαλαίων που πήγαιναν από τα προβλήματα στην αγορά ακινήτων των ΗΠΑ οδήγησαν στην αύξηση του αναμενόμενου πριμ κινδύνου του ουγγρικού νομίσματος οδηγώντας στην εξασθένησή του έναντι του ευρώ.

Η Κεντρική Τράπεζα της Ουγγαρίας προτίμησε να μην αντιδράσει άμεσα στις πληθωριστικές πιέσεις των εξωτερικών σοκ και των δημοσιονομικών ρυθμίσεων και εστίασε την προσοχή της στα πιθανά επακόλουθα από την αύξηση των πληθωριστικών προσδοκιών. Οι δημοσιονομικές περικοπές οδηγούν στον περιορισμό της ζήτησης και των πληθωριστικών κινδύνων αφήνοντας έτσι περιθώρια για μειώσεις στα βασικά επιτόκια. Έτσι, η Κεντρική Τράπεζα της Ουγγαρίας μείωσε τα βασικά της επιτόκια κατά 25 μονάδες βάσης τον Ιούνιο και το Σεπτέμβριο του έτους αντίστοιχα. Το τελευταίο τετράμηνο του 2007, αντιμετωπίζοντας τον πληθωριστικό κίνδυνο που συνδεόταν με τα εξωτερικά σοκ και λαμβάνοντας υπόψη την αβεβαιότητα των επενδυτών λόγω της οικονομικής αναταραχής

στην αμερικανική αγορά ακινήτων, η Κεντρική Τράπεζα της Ουγγαρίας αποφάσισε να μην προβεί σε περεταίρω μειώσεις των επιτοκίων.

Τέλος, οι μεταβολές που εντοπίζονται για Τσεχία, Ουγγαρία και Πολωνία στο δεύτερο μισό του 2008 αποδίδονται στην παγκόσμια οικονομική κρίση, η οποία γίνεται έντονα αισθητή από το Σεπτέμβριο του 2008, μετά την κατάρρευση της αμερικανικής επενδυτικής τράπεζας Lehman Brothers, η οποία κατάρρευση συνέβαλε στην έντονη και απότομη πτώση της οικονομικής δραστηριότητας. Μια από τις αιτίες της κρίσης αποτέλεσε το σκάσιμο της φούσκας στην αγορά ακινήτων των ΗΠΑ το 2007 που είχε ως αποτέλεσμα την κρίση στην αγορά υποθηκών. Το σκάσιμο της φούσκας αυτής οδήγησε μέσω του “αποτελέσματος του εισοδήματος”, σε συνδυασμό με την περιορισμένη δυνατότητα αναχρηματοδότησης με υποθήκη, στη μείωση της κατανάλωσης και κατ’ επέκταση στη μείωση του ρυθμού αύξησης του ΑΕΠ καθώς και σε σημαντική μείωση της αξίας των περιουσιακών στοιχείων του χρηματοοικονομικού τομέα. Η μείωση της οικονομικής δραστηριότητας συντέλεσε με τη σειρά της στην επιδείνωση του οικονομικού κλίματος στην Ευρώπη.

Το πρώτο εξάμηνο του 2008, η Τσεχία, η Ουγγαρία και η Πολωνία, όπως άλλωστε και οι περισσότερες χώρες του κόσμου, αντιμετώπισαν μια σημαντική αύξηση στον πληθωρισμό οφειλόμενη κυρίως στη γενική αύξηση των τιμών των αγροτικών και ενεργειακών προϊόντων η οποία ξεκίνησε το 2007 και συνεχίστηκε μέχρι τα μέσα του 2008. Το δεύτερο εξάμηνο του 2008 σημαδεύτηκε από ένα ευρύτερο κλίμα αβεβαιότητας και ανησυχίας για την πορεία της παγκόσμιας οικονομίας, το οποίο συνοδεύτηκε από μείωση των τιμών των αγαθών και αποπληθωριστικές πιέσεις.

Το Σεπτέμβριο του έτους η χρηματοπιστωτική κρίση στις ΗΠΑ επιδεινώθηκε με την χρεωκοπία της Lehman Brothers. Τα χρηματοοικονομικά προβλήματα των τραπεζών στην Αμερική και στη Δυτική Ευρώπη, σε συνδυασμό με την ενισχυόμενη έλλειψη ρευστότητας, οδήγησαν στην απότομη πτώση των τιμών και σε σημαντική εκροή κεφαλαίων από τις αναδυόμενες οικονομίες καθώς και σε έντονη υποτίμηση των νομισμάτων τους. Η εκροή αυτών των κεφαλαίων αύξησε τους φόβους των επενδυτών αναφορικά με την ικανότητα των χωρών να χρηματοδοτήσουν το εξωτερικό τους χρέος, πράγμα το οποίο ενέτεινε την υποτίμηση των νομισμάτων τους. Όλες αυτές οι αρνητικές συγκυρίες κατέστησαν δύσκολη την χρηματοδότηση των εξεταζόμενων χωρών από τις διεθνείς χρηματαγορές. Αυτό οδήγησε τις τράπεζες στο να σταματήσουν τη ροή χρήματος και να περιορίσουν αισθητά την πρόσβαση στην πίστωση σε επιχειρήσεις και νοικοκυριά, πράγμα το οποίο οδήγησε στην περεταίρω μείωση της αναμενόμενης ζήτησης και στη μείωση της επενδυτικής



δραστηριότητας. Όλες αυτές οι αλλαγές των συνθηκών στο εξωτερικό οικονομικό περιβάλλον επηρέασαν αρνητικά τις εξαγωγές των τριών εξεταζόμενων χωρών. Η ύφεση στις χώρες της Ευρωζώνης, οι οποίες αποτελούσαν τον κύριο εμπορικό εταίρο των εξεταζόμενων χωρών, οδήγησε στη σημαντική πτώση στις εξαγωγές τους και στην έντονη επιβράδυνση της αύξησης του ΑΕΠ των.

Συνοψίζοντας οι μεταβολές συνδέονται με την απότομη αλλαγή των οικονομικών συνθηκών. Στο πρώτο εξάμηνο του 2008 και οι τρεις οικονομίες αντιμετώπισαν τον κίνδυνο του συνεχούς αυξανόμενου πληθωρισμού πράγμα το οποίο οδήγησε τις Κεντρικές Τράπεζες των χωρών στην αύξηση των βασικών τους επιτοκίων. Στο δεύτερο μισό η οικονομική κρίση οδήγησε την παγκόσμια οικονομία στη βαθύτερη οικονομική ύφεση μετά το Β παγκόσμιο πόλεμο. Παράλληλα με τη μείωση του πληθωρισμού και των πληθωριστικών προσδοκιών που επέφερε η ύφεση, οι κεντρικές τράπεζες οδηγήθηκαν σε σημαντικές μειώσεις των επιτοκίων και οι κυβερνήσεις στη λήψη δημοσιονομικών μέτρων μεγάλης κλίμακας προκειμένου να αναζωπυρωθεί η εγχώρια ζήτηση και κατ' επέκταση η οικονομική δραστηριότητα. Όλες αυτές οι συγκυρίες αντανακλώνται στις καθοριζόμενες μεταβολές των χρονολογικών σειρών της μεταβολής των συναλλαγματικών ισοτιμιών και της διαφοράς των επιτοκίων των χωρών που εξετάζονται.

➤ Αποτελέσματα ελέγχου της Συνθήκης της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας Επιτοκίων.

Ο έλεγχος της ισχύος της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας Επιτοκίων έγινε με τη χρήση του στατιστικού προγράμματος E-views έκδοση 5.1 και της Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών (GMM) του Hansen (1982) και τα αποτελέσματα του ελέγχου παρατίθενται στον πίνακα 2. Ο εκτιμητής της Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών επιλέγει τέτοιους εκτιμητές παραμέτρων ώστε η συσχέτιση ανάμεσα στις βοηθητικές μεταβλητές και στις διαταραχές να είναι όσο το δυνατόν μηδενική, όπως καθορίζεται από μια συνάρτηση κριτηρίου (criterion function). Για λόγους που άπτονται με την εκτίμηση απαιτείται η χρήση μερικών βοηθητικών μεταβλητών για την εφαρμογή της μεθόδου αυτής. Ακολουθώντας την σχετική βιβλιογραφία επιλέχθηκαν με δωδεκάμηνη υστέρηση οι μεταβλητές της διαφοράς της συναλλαγματικής ισοτιμίας, της διαφοράς των επιτοκίων βραχυπρόθεσμης και μακροπρόθεσμης διάρκειας, καθώς και του χρηματιστηριακού δείκτη τιμών. Οι βοηθητικές μεταβλητές των επιτοκίων χρησιμοποιήθηκαν για τον εντοπισμό της σημασίας της προσδοκώμενης μεταβολής του πληθωρισμού, ενώ ο δείκτης τιμών του Χρηματιστηρίου για τον εντοπισμό τυχόν

αλληλεξάρτησης των αγορών χρήματος. Επίσης, στις βοηθητικές μεταβλητές συμπεριελήφθησαν και οι ενδογενώς καθοριζόμενες μεταβολές που εντοπίστηκαν στις χρονολογικές σειρές της μεταβολής των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Οι μεταβολές αυτές αναπαριστούν απότομες αλλαγές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες των νέων μελών της Ευρωπαϊκής Ένωσης, κυρίως λόγω αλλαγών στην υιοθετούμενη νομισματική πολιτική.

Για τη διασφάλιση της σταθερότητας των εκτιμήσεων της Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών αναφορικά με την ετεροσκεδαστικότητα και την αυτοσυσχέτιση έγινε χρήση της σταθμισμένης μήτρας συνδιακυμάνσεων των Newey και West (1987), δεδομένου ότι ο αριθμός των βοηθητικών μεταβλητών είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των εκτιμώμενων μεταβλητών, ενώ ο έλεγχος για την εγκυρότητα των περιορισμών της υπερταυτοποίησης έγινε με την χρήση της στατιστικής J του Hansen (1982). Υπό την υπόθεση ότι οι περιορισμοί της υπερταυτοποίησης ικανοποιούνται, η στατιστική J επί τον αριθμό των παρατηρήσεων της παλινδρόμησης κατανέμεται ασυμπτωτικά με βάση τη  $\chi^2$  κατανομή, με τόσους βαθμούς ελευθερίας όσος ο αριθμός των υπερταυτοποιημένων περιορισμών<sup>13</sup>. Όπως φαίνεται από τη στήλη 6 του πίνακα 2 οι περιορισμοί της υπερταυτοποίησης δεν μπορούν να απορριφθούν για καμία από τις παλινδρομήσεις.

Πίνακας 2

Εκτίμηση της εξίσωσης της A.I.E.  $\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_t$  με τη Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών (GMM), συμπεριλαμβανομένων, στις βοηθητικές μεταβλητές, των ενδογενώς καθοριζόμενων διαρθρωτικών μεταβολών της σειράς  $\Delta s_t$

Χώρα	A	β	SE	Adj $R^2$	Έλεγχος J	β.ε.	Wald tests		
					Στατιστική ελέγχου		α = 0	β = 1	α = 0, β = 1
Τσεχία	-0,002049 (0,1031)	-0,075979 (0,2936)	0,014208	-0,004775	7,034570 (0,317662)	6	2,695347 (0,1006)	223,0225** (0,0000)	370,6794** (0,0000)
Ουγγαρία	0,005029 (0,2771)	-0,076560 (0,2690)	0,018925	0,007947	8,149573 (0,227349)	6	1,191567 (0,2750)	243,6652** (0,0000)	2558,467** (0,0000)
Πολωνία	-0,005884** (0,00221)	-0,000390 (0,9939)	0,025969	-0,059769	6,661217 (0,353317)	6	5,364099** (0,0206)	385,2045** (0,0000)	836,9902** (0,0000)
Σλοβακία	-0,004897** (0,0270)	0,097934 (0,1144)	0,012442	-0,039602	3,472304 (0,747651)	6	5,019114** (0,0251)	214,6441** (0,0000)	1022,259** (0,0000)

SE και Adj  $R^2$  συμβολίζουν το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης και το διορθωμένο συντελεστή προσδιορισμού αντίστοιχα. Η στατιστική του J-ελέγχου κατανέμεται ασυμπτωτικά σύμφωνα με την  $\chi^2$  κατανομή, με βαθμούς ελευθερίας (β.ε.) ίσους με τη διαφορά του αριθμού των μεταβλητών μείον τον αριθμό των εκτιμώμενων παραμέτρων. Τα εντός παρενθέσεως ποσά που παρουσιάζονται στις στήλες 2 και 3

<sup>13</sup> ο αριθμός των βοηθητικών μεταβλητών μείον τον αριθμό των εκτιμώμενων παραμέτρων

αντιστοιχούν στις  $p$ -τιμές για τις υποθέσεις  $H_0: \alpha = 0$  και  $H_0: \beta = 0$  αντίστοιχα, βασιζόμενοι στα τυπικά σφάλματα Newey-West. Οι αριθμοί που παρουσιάζονται στις στήλες 8, 9 και 10 αντιστοιχούν στις στατιστικές ελέγχου Wald για τους περιορισμούς  $\alpha = 0, \beta = 1$  και  $\alpha = 0$  και  $\beta = 1$  αντίστοιχα, ενώ τα εντός παρενθέσεως ποσά στις αντίστοιχες  $p$ -τιμές. Αυτές οι στατιστικές ελέγχου Wald κατανέμονται ασυμπτωτικά σύμφωνα με την  $\chi^2$  κατανομή, με 1 βαθμό ελευθερίας. Οι αστερίσκοι \*\* και \* υποδηλώνουν απορρίψεις της υπόθεσης μηδέν για επίπεδα σημαντικότητας 5% και 10% αντίστοιχα.

Τα αποτελέσματα της εκτίμησης της συνήθους σχέσης της ακάλυπτης ισοδυναμίας των επιτοκίων με τη Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών επιβεβαιώνουν την αποτυχία της υπόθεσης της Α.Ι.Ε. για δεδομένα βραχέων χρονικών οριζόντων. Όλες οι τιμές του διορθωμένου συντελεστή προσδιορισμού  $R^2$  είναι πολύ μικρές ενώ, με εξαίρεση την Ουγγαρία, ο συντελεστής εμφανίζει αρνητικό πρόσημο (στήλη 5). Τα παραπάνω υπονοούν ότι η διαφορά στα επίπεδα των επιτοκίων από μόνη της πιθανόν να μην μπορεί να ερμηνεύσει τις κινήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Παρά το γεγονός ότι ο συντελεστής  $\alpha$  εκτιμήθηκε για όλες τις χώρες πολύ κοντά στο μηδέν και σε δύο από αυτές (Τσεχία και Ουγγαρία) βρέθηκε μη στατιστικά σημαντικός, ο συντελεστής  $\beta$  της διαφοράς των επιτοκίων βρέθηκε να έχει λάθος πρόσημο (αρνητικό) στις 3 από τις 4 χώρες, να είναι στατιστικά σημαντικός για όλες τις χώρες ενώ σε καμία περίπτωση δεν πλησιάζει την υποτιθέμενη τιμή της μονάδος (στήλη 3). Αρνητικό πρόσημο του συντελεστή  $\beta$  υπονοεί ότι οι κινήσεις των επιτοκίων ερμηνεύουν τις κινήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών προς τη λάθος κατεύθυνση σε σχέση με τη θεωρία της Α.Ι.Ε.. Στα ίδια συμπεράσματα καταλήγουμε χρησιμοποιώντας το κριτήριο Wald για τον έλεγχο των τιμών των συντελεστών της παλινδρόμησης τόσο ξεχωριστά (στήλες 8 και 9) όσο και από κοινού (στήλη 10). Η υπόθεση μηδέν ότι  $\alpha = 0$  γίνεται δεκτή για την περίπτωση της Τσεχίας και της Ουγγαρίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, ενώ απορρίπτεται για την περίπτωση της Πολωνίας και της Σλοβακίας. Τέλος τόσο η μεμονωμένη υπόθεση ότι  $\beta = 1$  όσο και η από κοινού υπόθεση ότι  $\alpha = 0, \beta = 1$  απορρίπτονται με μεγάλη στατιστική ισχύ.

Για τον έλεγχο της σταθερότητας των αποτελεσμάτων, ο παραπάνω έλεγχος διενεργήθηκε εκ νέου άλλες δύο φορές. Την πρώτη φορά συμπεριελήφθησαν στις βοηθητικές μεταβλητές οι ενδογενώς καθοριζόμενες μεταβολές που εντοπίστηκαν στην χρονολογική σειρά της διαφοράς των επιτοκίων ενώ τη δεύτερη συμπεριελήφθησαν όλες οι μεταβλητές που εντοπίστηκαν στις χρονολογικές σειρές. Τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων παρουσιάζονται στους πίνακες 3 και 4 και δεν διαφέρουν από ποιοτικής άποψης.

Πίνακας 3

Εκτίμηση της εξίσωσης της Α.Ι.Ε.  $\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_t$  με τη Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών (GMM), συμπεριλαμβανομένων στις βοηθητικές μεταβλητές των ενδογενώς καθοριζόμενων διαθρωτικών μεταβολών της σειράς  $i - i^*$

Χώρα	α	β	SE	Adj $R^2$	Έλεγχος J	β.ε.	Wald tests		
					Στατιστική ελέγχου		α = 0	β = 1	α = 0, β = 1
Τσεχία	-0,004241** (0,0006)	0,000445 (0,9954)	0,014299	-0,004241	4,587950 (0,597637)	6	12,29718** (0,0005)	171,5071** (0,0000)	293,8910** (0,0000)
Ουγγαρία	0,004803 (0,3061)	-0,073534 (0,3061)	0,018928	0,007606	8,027878 (0,236068)	6	1,055889 (0,3042)	235,8759** (0,0000)	2576,406** (0,0000)
Πολωνία	0,001815 (0,5985)	-0,051323 (0,3459)	0,025224	0,000106	3,862963 (0,695215)	6	0,278621 (0,5976)	375,5435** (0,0000)	704,7670** (0,0000)
Σλοβακία	-0,005698** (0,0045)	0,077843 (0,1696)	0,012303	-0,16512	2,205078 (0,899904)	6	8,406765** (0,0037)	264,6363 (0,0000)**	1033,168** (0,0000)

SE και Adj  $R^2$  συμβολίζουν το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης και το διορθωμένο συντελεστή προσδιορισμού αντίστοιχα. Η στατιστική του J-ελέγχου κατανέμεται ασυμπτωτικά σύμφωνα με την  $\chi^2$  κατανομή, με βαθμούς ελευθερίας (β.ε.) ίσους με τη διαφορά του αριθμού των μεταβλητών μείον τον αριθμό των εκτιμώμενων παραμέτρων. Τα εντός παρενθέσεως ποσά που παρουσιάζονται στις στήλες 2 και 3 αντιστοιχούν στις p-τιμές για τις υποθέσεις  $H_0: \alpha = 0$  και  $H_0: \beta = 0$  αντίστοιχα, βασιζόμενοι στα τυπικά σφάλματα Newey-West. Οι αριθμοί που παρουσιάζονται στις στήλες 8, 9 και 10 αντιστοιχούν στις στατιστικές ελέγχου Wald για τους περιορισμούς  $\alpha = 0$ ,  $\beta = 1$  και  $\alpha = 0$  και  $\beta = 1$  αντίστοιχα, ενώ τα εντός παρενθέσεως ποσά στις αντίστοιχες p-τιμές. Αυτές οι στατιστικές ελέγχου Wald κατανέμονται ασυμπτωτικά σύμφωνα με την  $\chi^2$  κατανομή, με 1 βαθμό ελευθερίας. Οι αστερίσκοι \*\* και \* υποδηλώνουν απορρίψεις της υπόθεσης μηδέν για επίπεδα σημαντικότητας 5% και 10% αντίστοιχα.

Πίνακας 4

Εκτίμηση της εξίσωσης της Α.Ι.Ε.  $\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_t$  με τη Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών (GMM), συμπεριλαμβανομένων στις βοηθητικές μεταβλητές όλων των ενδογενώς καθοριζόμενων διαθρωτικών μεταβολών

Χώρα	α	β	SE	Adj $R^2$	Έλεγχος J	β.ε.	Wald tests		
					Στατιστική ελέγχου		α = 0	β = 1	α = 0, β = 1
Τσεχία	-0,003064** (0,0052)	-0,046231 (0,4999)	0,014208	-0,004652	8,513586 (0,578801)	10	8,085239** (0,0045)	234,4220** (0,0000)	419,2907** (0,0000)
Ουγγαρία	0,005443* (0,0808)	-0,080096 (0,1082)	0,018920	0,008423	8,388104 (0,590984)	10	3,097226* (0,0784)	475,8948** (0,0000)	2649,293** (0,0000)
Πολωνία	-0,006456** (0,0055)	-0,000961 (0,9845)	0,026107	-0,071137	8,898298 (0,541782)	10	7,976010** (0,0047)	411,5217 (0,0000)**	895,1481** (0,0000)
Σλοβακία	-0,004897** (0,0270)	0,097934 (0,1144)	0,012442	-0,039602	3,472304 (0,968030)	10	5,019114* (0,0251)	214,6441** (0,0000)	1022,259** (0,0000)

SE και Adj  $R^2$  συμβολίζουν το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης και το διορθωμένο συντελεστή προσδιορισμού αντίστοιχα. Η στατιστική του J-ελέγχου κατανέμεται ασυμπτωτικά σύμφωνα με την  $\chi^2$  κατανομή,

με βαθμούς ελευθερίας (β.ε.) ίσους με τη διαφορά του αριθμού των μεταβλητών μείον τον αριθμό των εκτιμώμενων παραμέτρων. Τα εντός παρενθέσεως ποσά που παρουσιάζονται στις στήλες 2 και 3 αντιστοιχούν στις  $p$ -τιμές για τις υποθέσεις  $H_0:\alpha = 0$  και  $H_0:\beta = 0$  αντίστοιχα, βασιζόμενοι στα τυπικά σφάλματα Newey-West. Οι αριθμοί που παρουσιάζονται στις στήλες 8, 9 και 10 αντιστοιχούν στις στατιστικές ελέγχου Wald για τους περιορισμούς  $\alpha = 0$ ,  $\beta = 1$  και  $\alpha = 0$  και  $\beta = 1$  αντίστοιχα, ενώ τα εντός παρενθέσεως ποσά στις αντίστοιχες  $p$ -τιμές. Αυτές οι στατιστικές ελέγχου Wald κατανομούνται ασυμπτωτικά σύμφωνα με την  $\chi^2$  κατανομή, με 1 βαθμό ελευθερίας. Οι αστερίσκοι \*\* και \* υποδηλώνουν απορρίψεις της υπόθεσης μηδέν για επίπεδα σημαντικότητας 5% και 10% αντίστοιχα.

Στην πρώτη περίπτωση, η τιμή του συντελεστή  $\alpha$ , αν και βρίσκεται πολύ κοντά στο μηδέν για όλες τις χώρες, κρίνεται στατιστικά σημαντική μόνο για την περίπτωση της Ουγγαρίας και της Πολωνίας, ενώ για την περίπτωση της Τσεχίας και της Σλοβακίας ο συντελεστής εμφανίζεται να έχει αρνητικό πρόσημο. Ο συντελεστής  $\beta$  της παλινδρόμησης εμφανίζει αρνητικό πρόσημο σε 2 από τις 4 χώρες (Ουγγαρία και Πολωνία), είναι στατιστικά σημαντικός για όλες τις χώρες αλλά σε καμία περίπτωση δεν προσεγγίζει την τιμή της μονάδας. Η τιμή του διορθωμένου συντελεστή προσδιορισμού παραμένει πολύ μικρή ενώ σε δύο περιπτώσεις είναι αρνητική (Τσεχία και Σλοβακία), επιβεβαιώνοντας το μικρό βαθμό ερμηνευτικής ικανότητας της διαφοράς των επιτοκίων στη συναλλαγματική ισοτιμία. Αναφορικά με τους ελέγχους τύπου Wald η υπόθεση ότι  $\alpha = 0$  απορρίπτεται για την περίπτωση της Τσεχίας και της Σλοβακίας, ενώ η υπόθεση ότι  $\beta = 1$  και η από κοινού υπόθεση  $\alpha = 0$ ,  $\beta = 1$  απορρίπτεται για όλες τις περιπτώσεις.

Στην περίπτωση που συμπεριληφθούν ως βοηθητικές μεταβλητές για τον έλεγχο όλες οι ενδογενώς καθοριζόμενες μεταβολές, η τιμή του συντελεστή  $\alpha$  εμφανίζεται αρνητική με εξαίρεση την περίπτωση της Ουγγαρίας, πολύ κοντά στο μηδέν για όλες τις περιπτώσεις και στατιστικά μη σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5% για 3 από τις 4 χώρες. Ο συντελεστής  $\beta$  εμφανίζει αρνητικό πρόσημο με εξαίρεση την περίπτωση της Σλοβακίας και απέχει κατά πολύ από τη θεωρητική τιμή της μονάδας. Η τιμή του διορθωμένου συντελεστή προσδιορισμού εξακολουθεί να είναι πολύ μικρή ενώ εμφανίζεται θετική μόνο για την περίπτωση της Ουγγαρίας. Οι έλεγχοι τύπου Wald έδειξαν ότι η υπόθεση  $\alpha = 0$  απορρίπτεται στο 95% στατιστικής σημαντικότητας για 2 από τις 4 περιπτώσεις και στο 90% στατιστικής σημαντικότητας για όλες τις περιπτώσεις, ενώ και σε αυτήν την περίπτωση οι υποθέσεις ότι είτε μεμονωμένα  $\beta = 1$  είτε από κοινού  $\alpha = 0$  και  $\beta = 1$  απορρίπτονται σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 95%<sup>14</sup>.

<sup>14</sup> Διευκρινίζεται ότι τα βασικά συμπεράσματα των ελέγχων παραμένουν αναλλοίωτα και στην περίπτωση όπου δε συμπεριληφθούν στις βοηθητικές μεταβλητές οι ενδογενώς καθοριζόμενες μεταβολές των χρονολογικών σειρών της

---

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ IV

### ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ – ΕΠΙΛΟΓΟΣ

---

Τα οικονομικά των συναλλαγματικών ισοτιμιών αποτελούν έναν από τους δημοφιλέστερους και συνάμα σημαντικούς τομείς της οικονομική επιστήμης τα τελευταία σαράντα χρόνια. Μετά από την πτώση του συστήματος των σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών του Bretton Woods και την υιοθέτηση του καθεστώτος των κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών από τις περισσότερες βιομηχανικές χώρες παρατηρήθηκε μια έντονη διακύμανση των τιμών των νομισμάτων στην αγορά του ξένου συναλλάγματος. Αυτή η έντονη διακύμανση προκάλεσε το ενδιαφέρον πολλών ακαδημαϊκών αλλά και επαγγελματιών οικονομολόγων στο να δημιουργήσουν οικονομικά μοντέλα πρόβλεψης της πορείας των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Επιπλέον, οι υπεύθυνοι της οικονομικής πολιτικής πολλών κυβερνήσεων ασχολήθηκαν με την πρόβλεψη των ισοτιμιών μιας και το διεθνές εμπόριο επηρεάζεται σημαντικά από τις τιμές των νομισμάτων.

Στη συγκεκριμένη εργασία παρουσιάστηκαν οι τρεις κεντρικές υποθέσεις των διεθνών οικονομικών σχέσεων, οι οποίες είναι η Καλυμμένη Ισοδυναμία των Επιτοκίων η Αποτελεσματικότητα της Αγοράς του ξένου συναλλάγματος και η Ακάλυπτη Ισοδυναμία των Επιτοκίων, η οποία και εξετάστηκε λεπτομερώς. Η υπόθεση της Ακάλυπτης Ισοδυναμίας, πρεσβεύει ότι εάν τα περιουσιακά στοιχεία της ημεδαπής και αλλοδαπής θεωρούνται τέλεια υποκατάστατα μεταξύ τους τότε, υπό τις υποθέσεις των ορθολογικών προσδοκιών, καθεστώς, της ουδετερότητας του κινδύνου και της πλήρους κινητικότητας κεφαλαίων, τα αναμενόμενα κέρδη από επενδύσεις στην ημεδαπή και στην αλλοδαπή θα πρέπει να εξισώνονται. Σε όρους πολιτικής επίπτωσης, αν η υπόθεση της Α.Ι.Ε. ισχύει η συναλλαγματική παρέμβαση στην αγορά συναλλάγματος είναι αναποτελεσματική. Η αποτυχία της Α.Ι.Ε. σημαίνει ότι η παρέμβαση μπορεί να έχει πραγματικά αποτελέσματα και ότι το μοντέλο ισορροπίας χαρτοφυλακίου της συναλλαγματικής παρέμβασης μπορεί να είναι προτιμητέο από τα χρηματικά μοντέλα του ισοζυγίου πληρωμών. Η θεωρία αυτή ειπώθηκε για πρώτη φορά από τον Fischer (1896), ο οποίος στο βιβλίο του *Appreciation*

and Interest (1896) την ανέπτυξε και την έλεγξε εμπειρικά για πρώτη φορά. Σύμφωνα με την εμπειρική βιβλιογραφία απορρέουν δύο βασικά συμπεράσματα από τον έλεγχο της συγκεκριμένης υπόθεσης. Πρώτον, οι εμπειρικοί έλεγχοι που στηρίζονται στην παλινδρόμηση της βασικής εξίσωσης της A.I.E. έδειξαν ότι η υπόθεση παραβιάζεται από τα δεδομένα κυρίως όταν χρησιμοποιούνται επιτόκια μικρής διάρκειας λήξης. Αν και υπάρχει μια διχογνωμία στην πιθανή εξήγηση απόρριψής της από τους ερευνητές, οι πιο πιθανές αιτίες θεωρούνται η ύπαρξη ενός χρονικά μεταβαλλόμενου ασφαλιστρου κινδύνου καθώς και η ύπαρξη σφαλμάτων στην δημιουργία των προβλέψεων των επενδυτών.

Χρησιμοποιώντας τον έλεγχο του πολλαπλασιαστή Lagrange με ενδογενή καθορισμό των μεταβολών, προκειμένου να ληφθούν υπόψη οι διαρθρωτικές μεταβολές στα δεδομένα, και τον εκτιμητή της Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών, τα στοιχεία επιβεβαιώνουν την αποτυχία της συνθήκης της A.I.E. για κοντινούς ορίζοντες για όλες τις χώρες του δείγματος. Πιο συγκεκριμένα, οι εκτιμημένοι συντελεστές στις περισσότερες περιπτώσεις έχουν τα αντίθετα πρόσημα από αυτά που πρεσβεύει η θεωρία, ενώ ο συντελεστής της παλινδρόμησης πλησιάζει την τιμή του μηδενός αντί της θεωρητικής τιμής της μονάδος. Κάτι τέτοιο υπονοεί ότι η διαφορά στα επίπεδα των επιτοκίων από μόνη της ερμηνεύει ένα μικρό κομμάτι της μεταβολής των συναλλαγματικών ισοτιμιών και μάλιστα προς την αντίθετη κατεύθυνση με βάση τη θεωρία. Επίσης, βάσει του κριτηρίου Wald η συνθήκη απορρίπτεται σθεναρά σε όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας. Συνεπώς τα αποτελέσματα της έρευνας αναδεικνύουν, για τις περισσότερες των περιπτώσεων, μια αρνητική σχέση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και του εγχώριου επιτοκίου, πράγμα το οποίο σημαίνει ότι αυξήσεις στη διαφορά των επιτοκίων συνοδεύονται από ανατιμήσεις των εγχώριων νομισμάτων. Τα αποτελέσματα αυτά είναι συνεπή με αυτά των Hodrick (1987), Froot και Thaler (1990), Lewis (1995), Engel (1996), Chinn και Meredith (2004) και άλλων τα στοιχεία των οποίων δεν επιβεβαιώνουν την ισχύ της A.I.E. Η χρήση επιτοκίων μεγαλύτερης διάρκειας για τον έλεγχο της συνθήκης των νέων χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης πιθανόν να φέρει στο φως νέα στοιχεία για την εγκυρότητα της A.I.E., ωστόσο το χρονικό διάστημα που εκτείνονται τα διαθέσιμα στοιχεία των χρονολογικών σειρών δεν επαρκεί προς το παρόν. Συνεπώς υπάρχει αρκετό πρόσφορο έδαφος για περαιτέρω διερεύνηση της ισχύος της A.I.E στο μέλλον οπότε και θα υπάρχουν περισσότερα διαθέσιμα στοιχεία.

## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΕΣ ΑΝΑΦΟΡΕΣ:

---

- Albuquerque, R. (2006). The Forward Premium Puzzle in a Model of Imperfect Information: Theory and Evidence. Mimeo, Boston University.
- Aliber, R. Z., (1973). The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation. *Journal of Political Economy*,81, 1451-1459.
- Alper, E., Ardic, O., & Fendoglu, S. (2007). The Economics of Uncovered Interest Parity Condition for Emerging Markets: a Survey. *Journal of Economic Surveys*, 23(1), 115-138.
- Alexius, A. (2001). Uncovered Interest Parity Revisited. *Review of International Economics*,9(3), 505-517.
- Alexius, A. (2002). Can endogenous monetary policy explain the deviations from UIP? *Working Paper No. 2002-17*, Uppsala University, Sweden.
- Anker, P. (1999). Uncovered Interest Parity, Monetary Policy and Time-Varying Risk Premia. *Journal of International Money and Finance*,18, 835-851.
- Aslan, Özgür., & Korap, H. L., (2008). Does the uncovered interest parity hold in short horizons?. *Applied Economics Letters*,99999:1, DOI: 10.1080/13504850701735781.
- Baillie, R. T., & Bollerslev, T. (2000). The forward premium anomaly is not as bad as you think. *Journal of International Money and Finance* 19(4), 471-488.
- Baillie, R., & Kiliç, R. (2006). Do Asymmetric and Nonlinear Adjustments Explain the Forward Premium Anomaly?. *Journal of International Money and Finance*,25, 22-47.
- Balke, N. S., & Wohar , M. E., (1998). Nonlinear Dynamics and Covered Interest Rate Parity. *Empirical Economics*,23, 535–59.
- Bansal, R., & Dahlquist, M. (2000). The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies. *Journal of International Economics*,51, 115-144.
- Bansal, R. (1997). An Exploration of the Forward Premium Puzzle in Currency Markets. *Review of Financial Studies*,10, 369-403.
- Barnhart, S.W., McKnown, R., & Wallace, M.S., (1999). Non-Informative Tests of the Unbiased Forward Exchange Rate. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*,34, 265-291.



- Bekaert, G., Min, W., & Yuhang, X., (2005). Uncovered Interest Rate Parity and the Term Structure. *WBER No8795*.
- Beyaert, A., García-Solanes, J., & Pérez-Castejón, J. J., (2007). Uncovered interest parity with switching regimes. *Economic Modelling*,24, 189–202.
- Bhatti, R. H. & Moosa, I. A., (1995). An alternative approach to testing uncovered interest Parity. *Applied Economics Letters*,2, 478–481.
- Chaboud, A.P., & Wright J. H., (2003). Uncovered Interest Parity: It Works, But Not For Long. *International Finance and Discussion Papers* (May).
- Christensen, M. (2000). Uncovered interest parity and policy behavior: new evidence. *Economics Letters*,69, 81–87.
- Chinn, M.D., (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*,26, 7-21.
- Chinn, M. D., & Meredith, G. (2004). Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity. *IMF Staff Papers*,51, 409–30.
- Chinn, M., & Meredith, G. (2005). Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons During the post-Bretton Woods Era. NBER *Working Paper* No. 11077.
- Choi, K., & Zivot, E. (2007). Long memory and structural changes in the forward discount: An empirical investigation. *Journal of International Money and Finance* 26(3), 342-363.
- Dooley, M., & Isard, P. (1980). Capital Controls, Political Risk and Deviations from Interest-Rate Parity. *Journal of Political Economy*,88(2), 370-384.
- Einzig, P. (1970). *The History of Foreign Exchange*. 2nd ed. London: Macmillan.
- Engel, C. (1996). The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence. *Journal of Empirical Finance*,3, 123-92.
- Fama, E. F., (1970), Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*,25, 383-417.
- Fama, E.F., (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*,14(3), 319-338.
- Flood, R.P., & Marion, N.P., (2000). Self-fulfilling risk predictions: an application to speculative attacks. *Journal of International Economics* 50, 245-268.
- Flood, R., & Rose, A. (1996). Fixes: Of the forward discount puzzle. *Review of Economics and Statistics*,78, 748-752.
- Flood, R. P., & Rose, A. K., (2002). Uncovered Interest Parity in Crisis, *International Monetary Fund Staff Papers*, 49(2), 252-66.

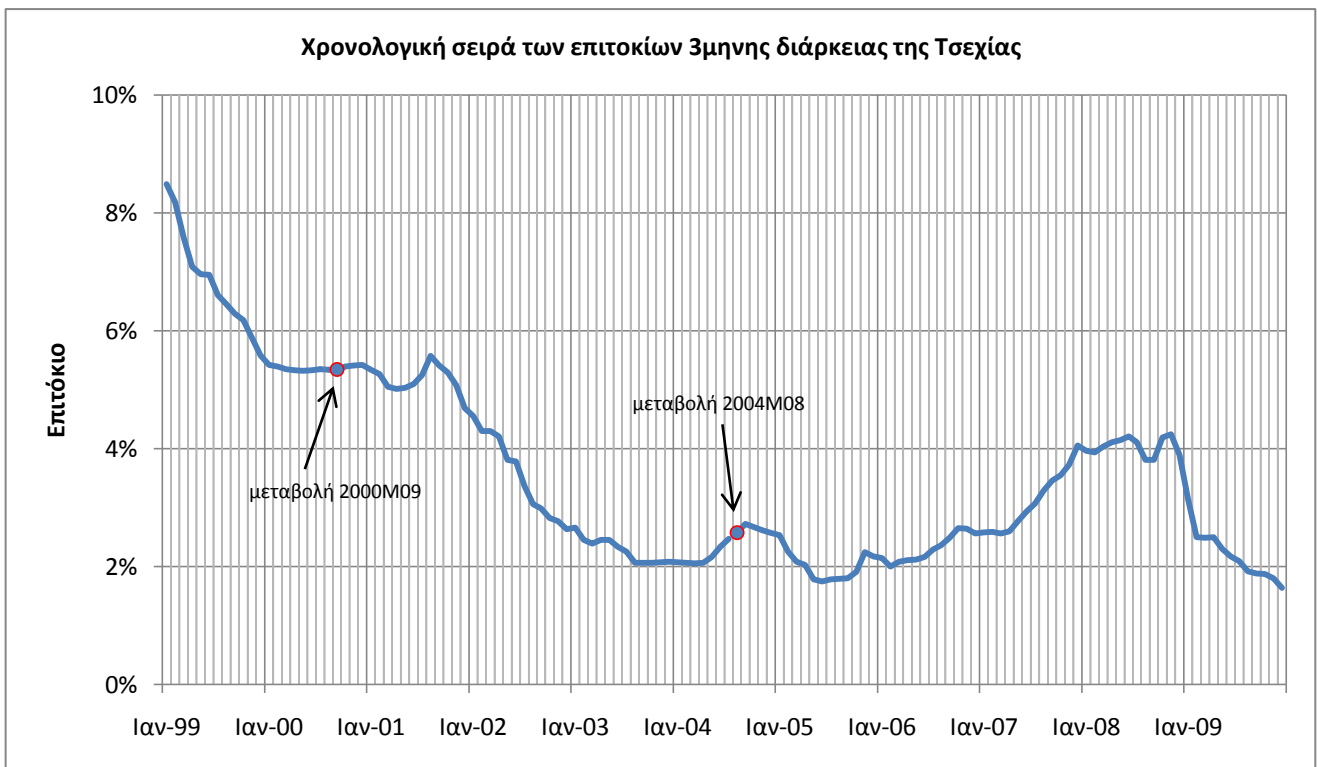
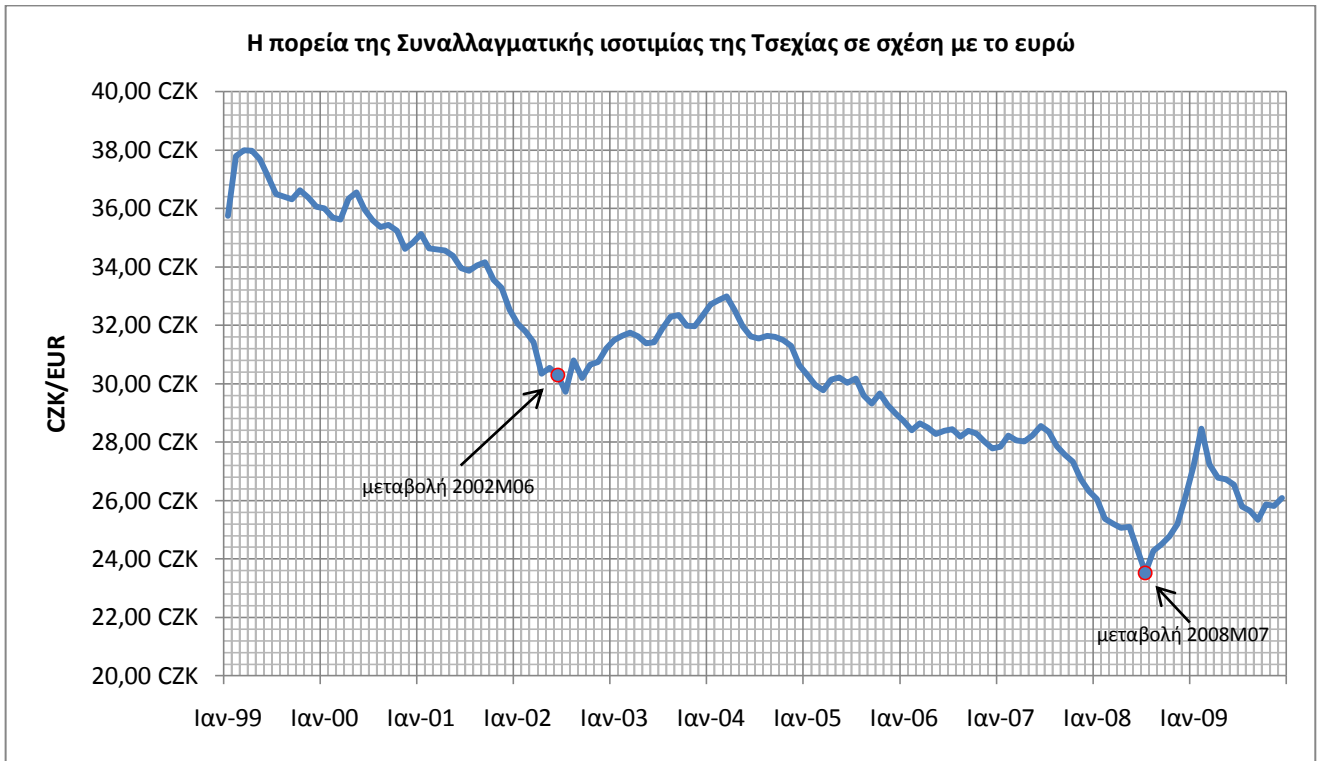
- Flood, R., & Taylor, M. (1997). Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?. Στο J. Frankel, G. Galli & A. Giovannini (Eds), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets* (pp.262-301), Chicago: University of Chicago Press.
- Fisher, I. (1896). Appreciation and Interest. *Publications of the American Economic Association*, 11(4),1-98.
- Francis, B. B., Hasan, I., & Hunter, M. D., (2002). Emerging Market Liberalization and the Impact on Uncovered Interest Rate Parity. *Journal of International Money and Finance*,21, 931-956.
- Frankel, J. (1992). Measuring International Capital Mobility: A Review. *American Economic Review*,82(2), 197–202.
- Frankel, J., & Poonawala, J. (2006). The Forward Market in Emerging Currencies: Less Biased than in Major Currencies. *NBER Working Paper No. 12496*.
- Frenkel, J., & Levich R. (1975). Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits?. *Journal of Political Economy*,83, 325-338.
- Froot, K.A., (1990). Short rates and expected asset returns. NBER Working Paper No. 3247.
- Froot, K. A., & Thaler, R. H., (1990). Foreign exchange, *Journal of Economic Perspectives*, 4, 179–92.
- Han, B. (2004). Is the forward premium puzzle universal?. *Applied Economics Letters*,11, 131–134.
- Hansen, L. P., (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators, *Econometrica*, 50, 1029–54.
- Hodrick, R. J., (1987). *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*. Chur, Switzerland and Harwood. New York: Academic Publishers.
- Hodrick, R. J., & Srivastava S. (1986). An investigation of Risk and Return in Forward Exchange. *Journal of International Money and Finance*,5, 5-22.
- Huisman, R., Koedijk, K. G., Kool, C., & Nissen, F. (1998). Extreme Support for Uncovered Interest Parity. *Journal of International Money and Finance*,17, 211-228.
- Isard, P. (1995). *Exchange Rate Economics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Isard, P. (2006). Uncovered Interest Parity. *IMF Working Paper 06/96*.

- Johansen, S., & Juselius, K. (1992). Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53, 211–244.
- Juselius, K., & MacDonald, R., (2000). International parity relationships between Germany and the United States: a joint modelling approach. Unpublished report. European University Institute.
- Keynes, John Maynard. (1923). *A Tract on Monetary Reform*. London: Macmillan.
- Lee, J., & Strazicich, M.C., (2003). Minimum LM unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082–1089.
- Lee, J., & Strazicich, M.C., (2004). Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break, *Working Paper*, Department of Economics, Appalachian State University.
- Levich, R. M., (1983). Empirical studies of exchange rates: Price behavior, rate determination and market efficiency. *National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1112*.
- Lewis, K. K., (1995). Puzzles in International Financial Markets. Στο G. Grossman, and K. Rogoff (Eds.), *Handbook of International Economics*\_(vol. III, pp. 1913-1971). Amsterdam: North Holland.
- Liu, W., & Maynard, A. (2005). Testing forward rate unbiasedness allowing for persistent regressors. *Journal of Empirical Finance* 12, 613-628.
- Lyons, R. K., (2001). *The Microstructure Approach to Exchange Rates*. Cambridge, MA: MIT Press.
- MacDonald, R. (2000). Concepts to calculate equilibrium exchange rates: an overview. *Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank*. Discussion Paper No.3/00.
- MacDonald, R., & Marsh, I. W., (1997). On fundamentals and exchange rates: a Cassellian perspective. *Review of Economics and Statistics*, 78, 655–664.
- MacDonald, R., & Taylor M.P., (1992). Exchange Rate Economics: A Survey. *IMF Staff Papers*, 39(1), 1-57.
- Mansori, K. S., (2003). Following in Their Footsteps: Comparing Interest Parity Conditions in Central European Economies to the Euro Countries, *Working Paper, CESIFO, No 1020*.
- Mark, N.C., & Moh, Y.-K., (2002). Continuous-Time Market Dynamics, ARCH Effects, and the Forward Premium Anomaly, *unpublished working paper*, University of Notre Dame and Tulane University.

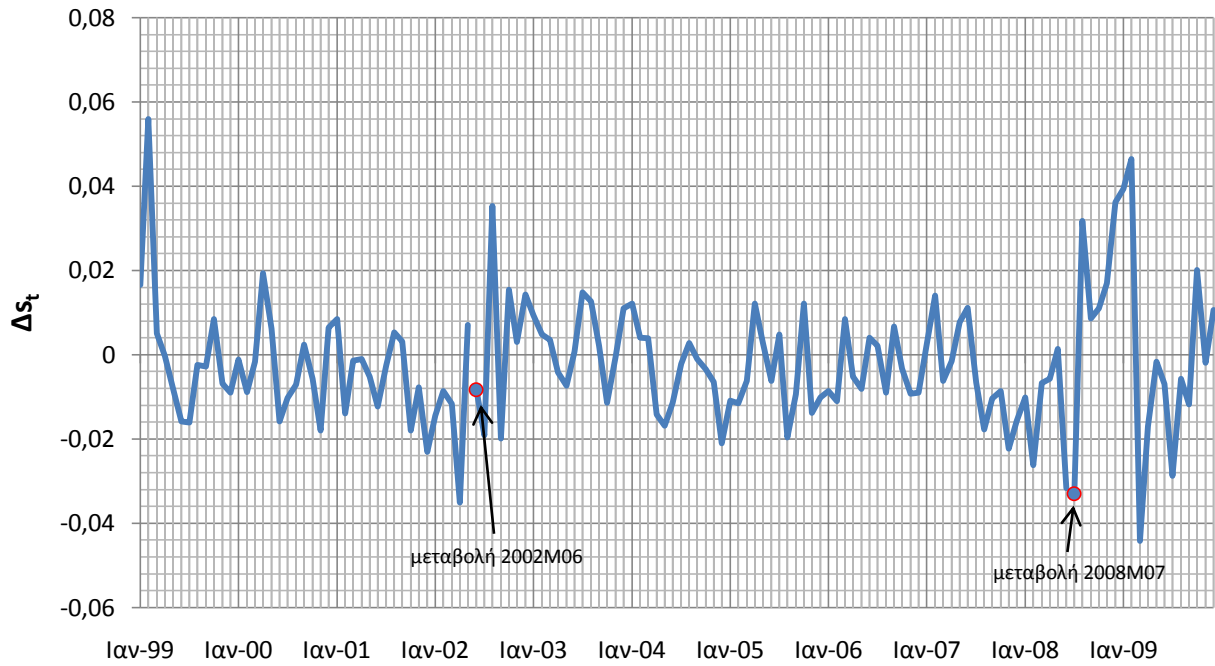
- Mark, N.C., & Moh, Y.K., (2007). Occasional Interventions and Occasional Violations of Uncovered Interest Parity in the Dollar-DM Market. *Journal of Empirical Finance*, 14, 499-522.
- Maynard, A., & Phillips, P.C.B., (2001). Rethinking an old empirical puzzle: econometric evidence on the forward discount anomaly. *Journal of Applied Econometrics* 16(6), 671-708.
- McCallum, B. T., (1994). A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. *Journal of Monetary Economics*, 33, 105–32.
- Mehl, A., & Cappiello, L. (2007). Uncovered Interest Parity at Distant Horizons: Evidence on Emerging Economies & Nonlinearities, *ECB Working Paper No. 801*.
- Meredith, G., & Chinn, M.D., (1998). Long-horizon uncovered interest rate parity. NBER Working Paper No. 6797
- Meredith, G., & Ma, Y. (2002). The Forward Premium Puzzle Revisited. *Working Paper, No 02/28*.
- Mussa, M. L., (1990). Exchange Rates in Theory and in Reality. *Essays in International Finance*, 17, Department of Economics, Princeton University.
- Newey, W., & West, K., (1987). A simple positive semidefinite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, 55, 703–708.
- Özmen, E., & Gökcan, A. (2004). Deviations from PPP and UIP in a financially open economy: the Turkish evidence. *Applied Financial Economics*, 14(11), 779-784.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Popper, H. (1993). Long- term Covered Interest Parity: Evidence from Currency Swaps. *Journal of International Money and Finance*, 439-448.
- Porter, M.G., (1971). A Theoretical and Empirical Framework for Analyzing the Term Structure of Exchange Rate Expectations. *IMF Staff Papers*, 18, 613-42.
- Sachsida, A., Ellery Jr, R., & Teixeira, J. R., (2001). Uncovered interest parity and the peso problem: the Brazilian case. *Applied Economics Letters*, 8, 179–81.
- Salvatore, D. (1993). *International Economics*. New York: MacMillan.
- Sarantis, N. (2006). Testing the uncovered interest parity using traded volatility, a time-varying risk premium and heterogeneous expectations, *Journal of International Money and Finance*, 25, 1168–1186.
- Sarno, L. (2005). Towards a Solution to the Puzzles in Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?. *Canadian Journal of Economics*, 38, 673-708.

- Sarno, L., Leon, H., & Valente, G. (2006). Nonlinearity in Deviations from Uncovered Interest Parity: An Explanation of the Forward Bias Puzzle. *Review of Finance*, forthcoming.
- Taylor, M.P., (1989). Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence. *Economic Journal*,99, 376-391.
- Taylor, M. P., (1995). The Economics of Exchange Rates. *Journal of Economic Literature*,33(1), 13-47.
- Thornton, D. (1989). Tests of Covered Interest Rate Parity. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* (July/Aug 1989): 55-66.

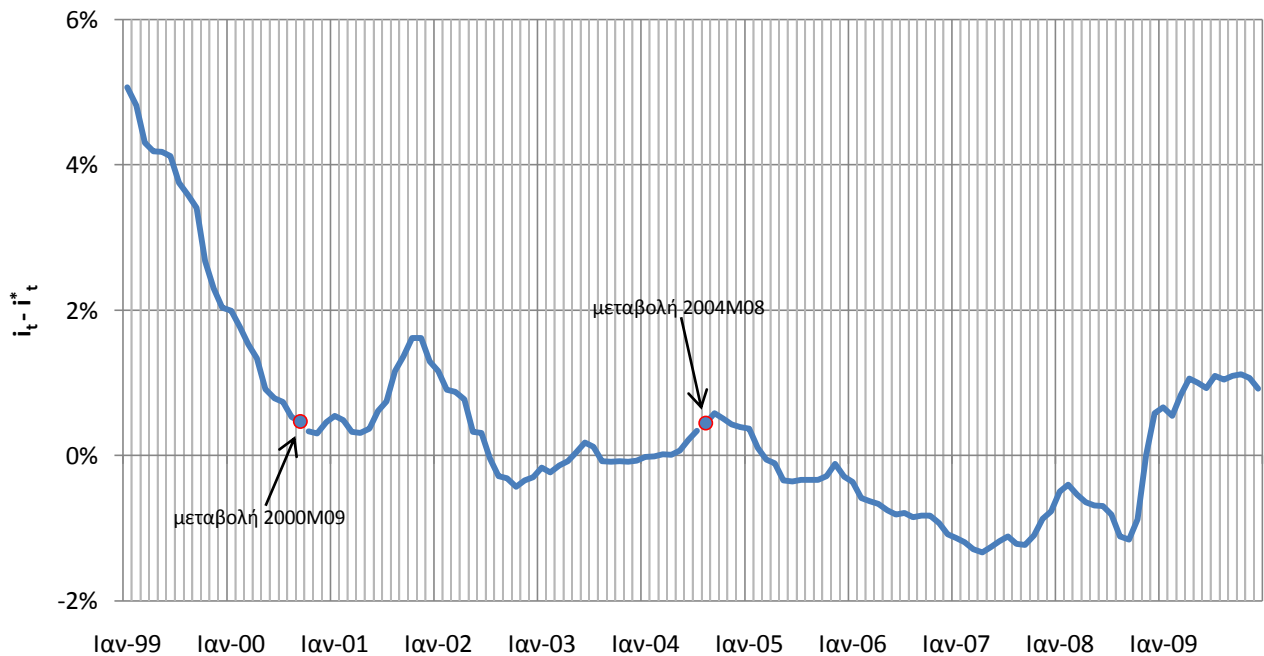
### Παράρτημα Ι: Γραφικές Απεικονίσεις Χρονολογικών Σειρών

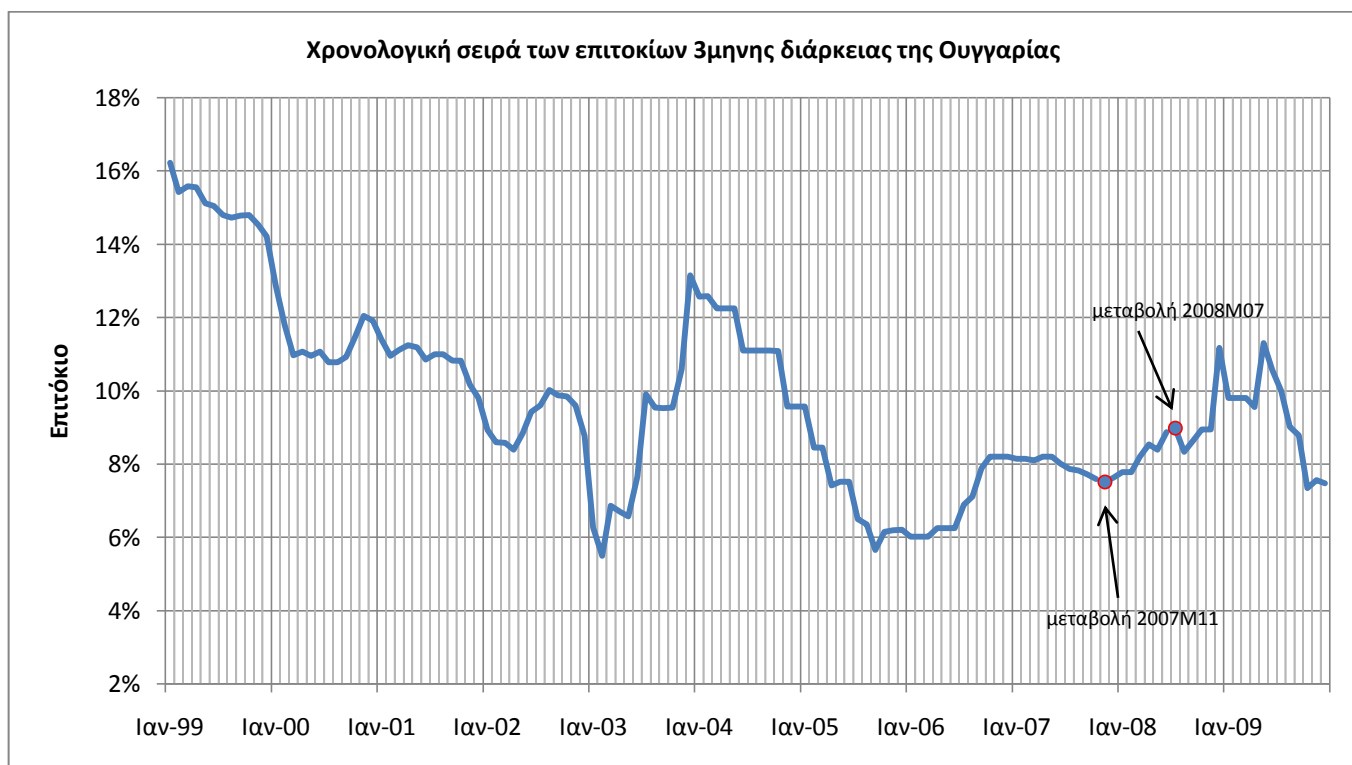
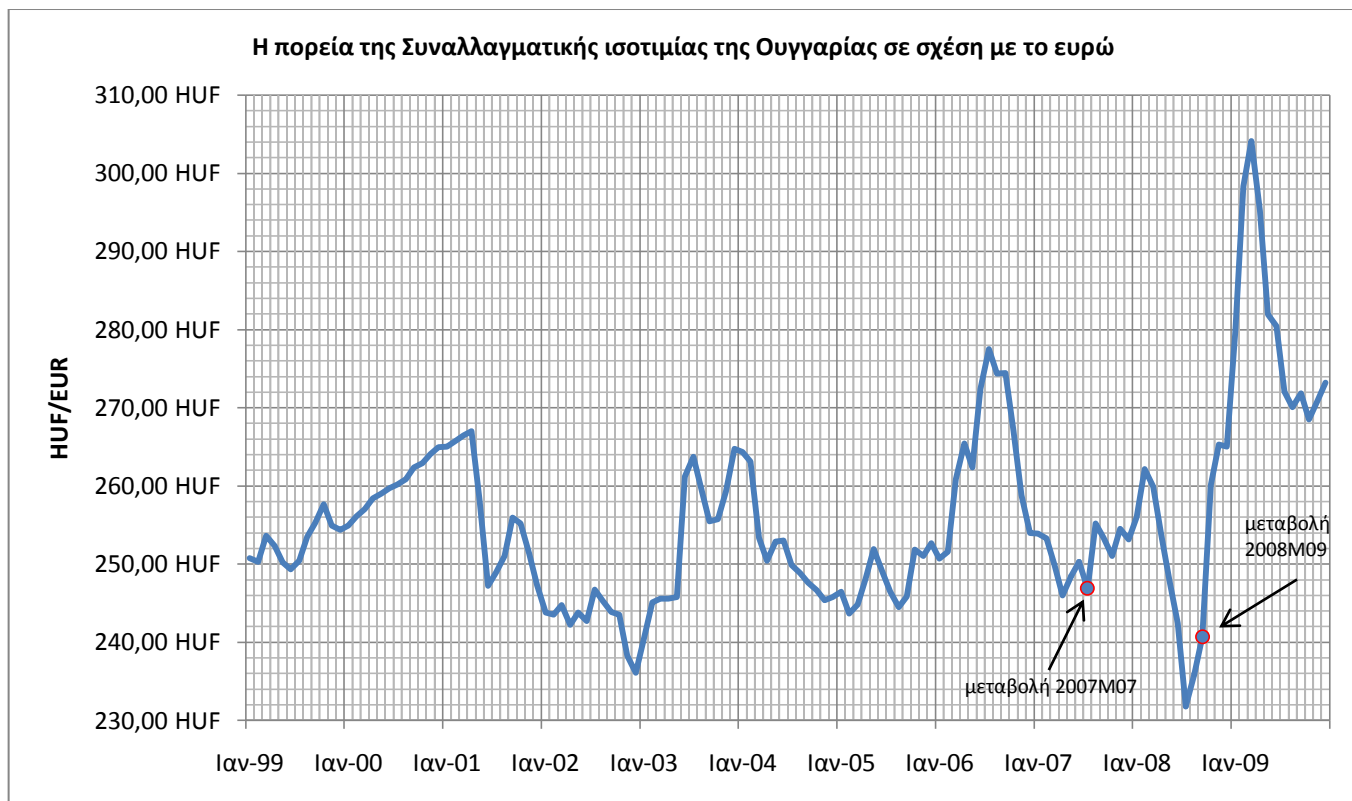


Χρονολογική σειρά της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας της Τσεχίας σε σχέση με το ευρώ σε φυσικούς λογάριθμους



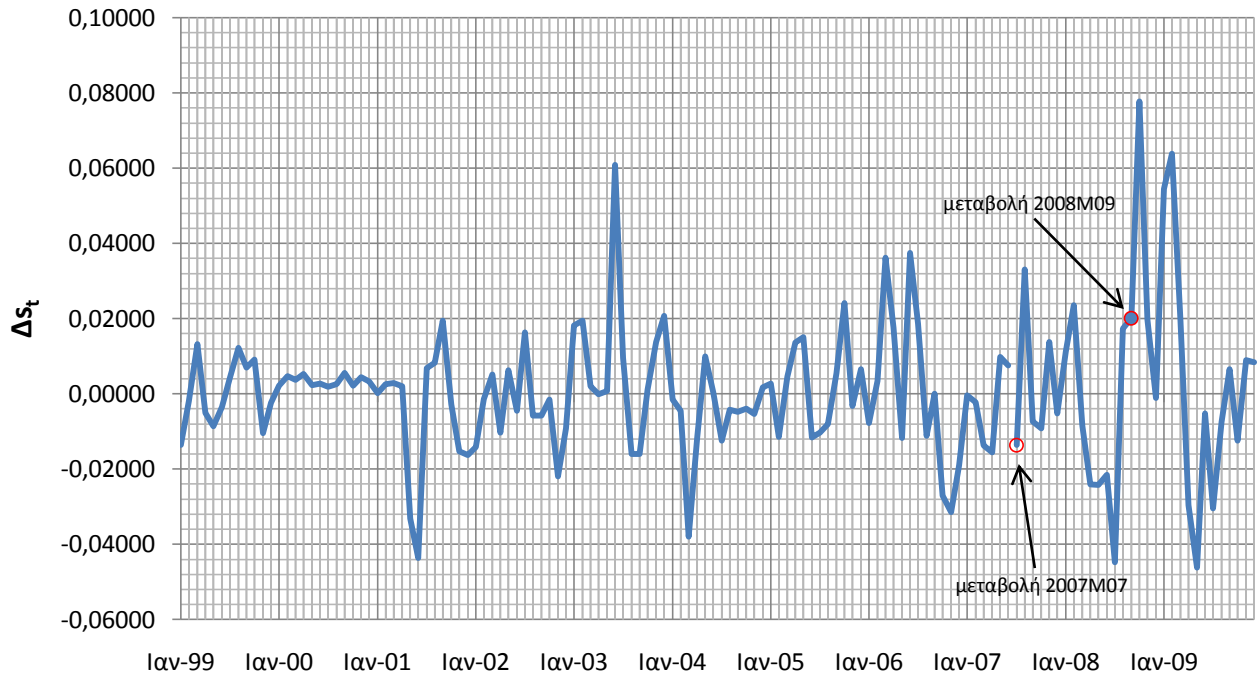
Χρονολογική σειρά της διαφοράς των επιτοκίων Τσεχίας - Ευρωζώνης



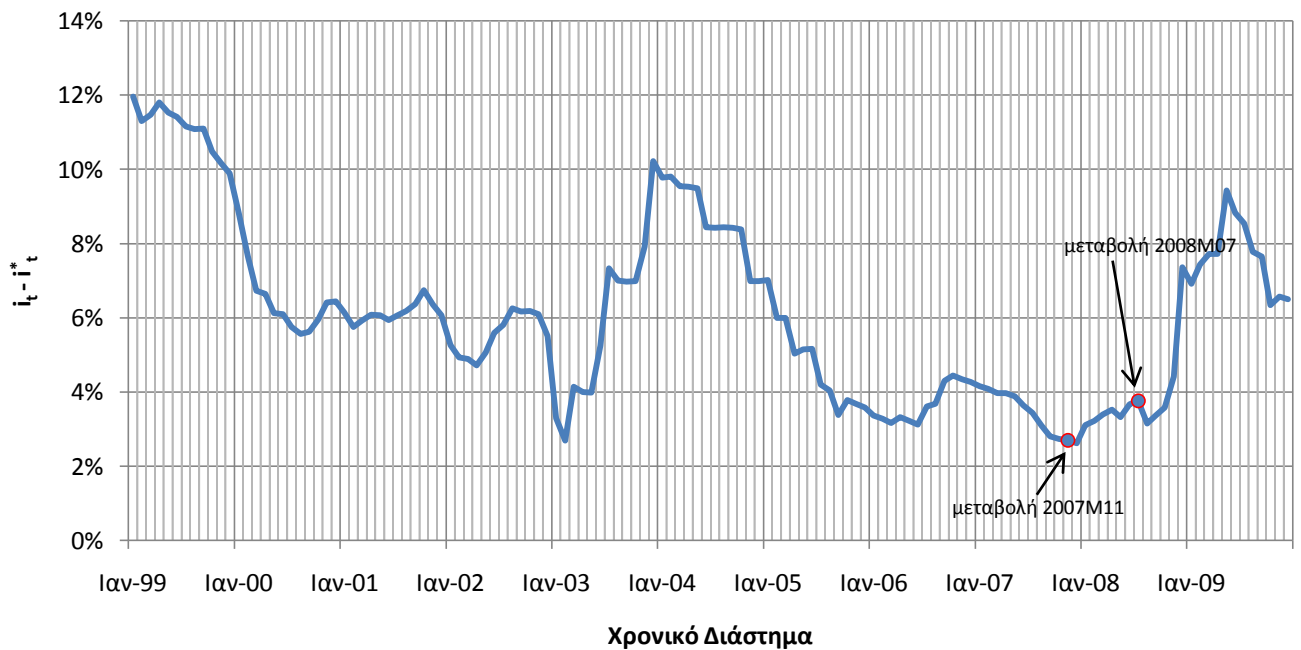


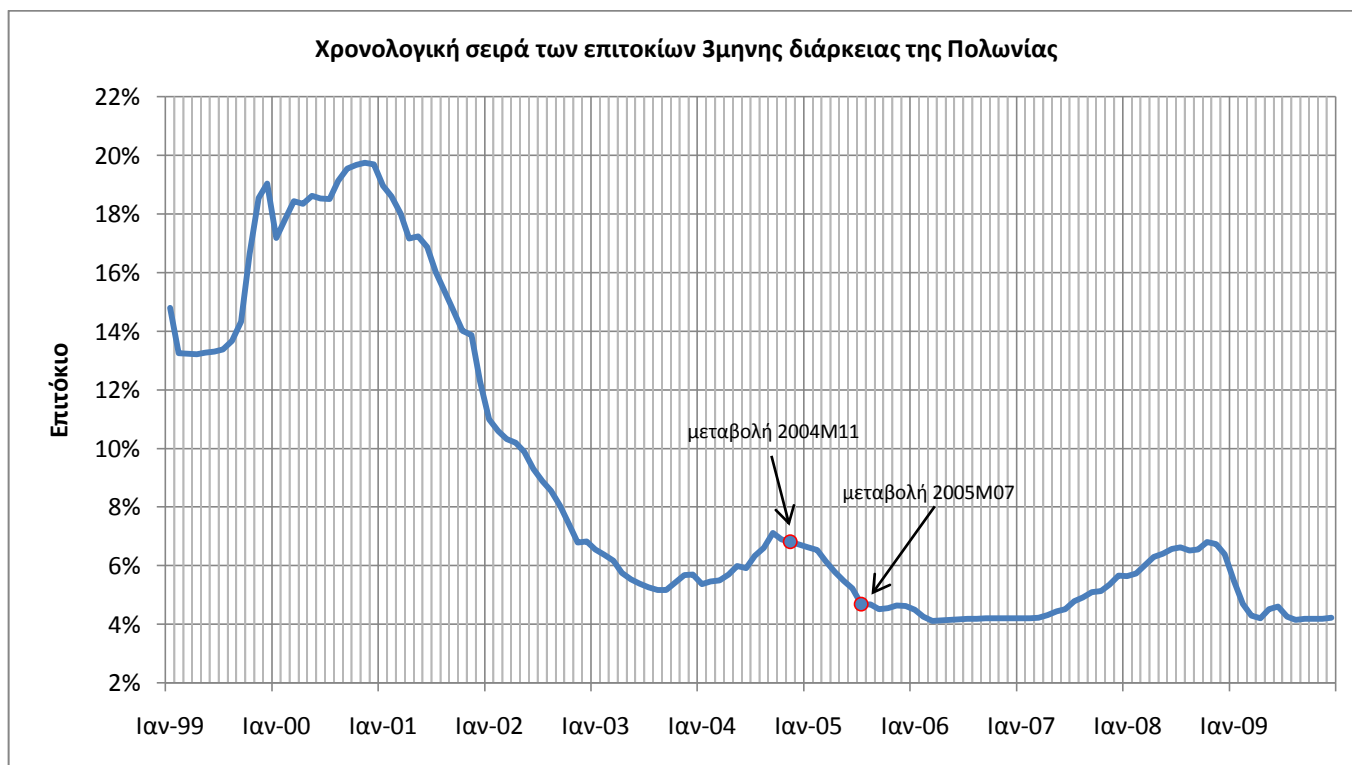
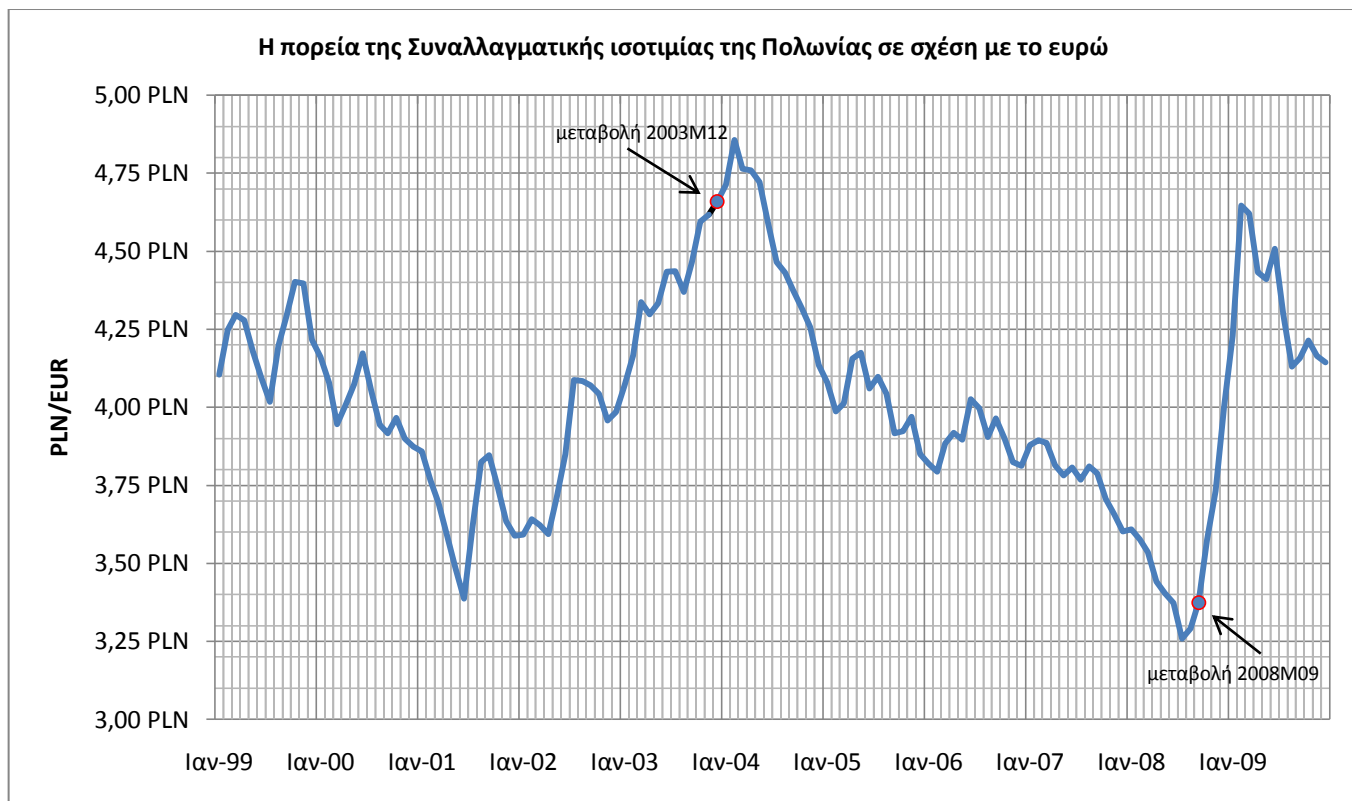


Χρονολογική σειρά της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας της Ουγγαρίας σε σχέση με το ευρώ σε φυσικούς λογάριθμους

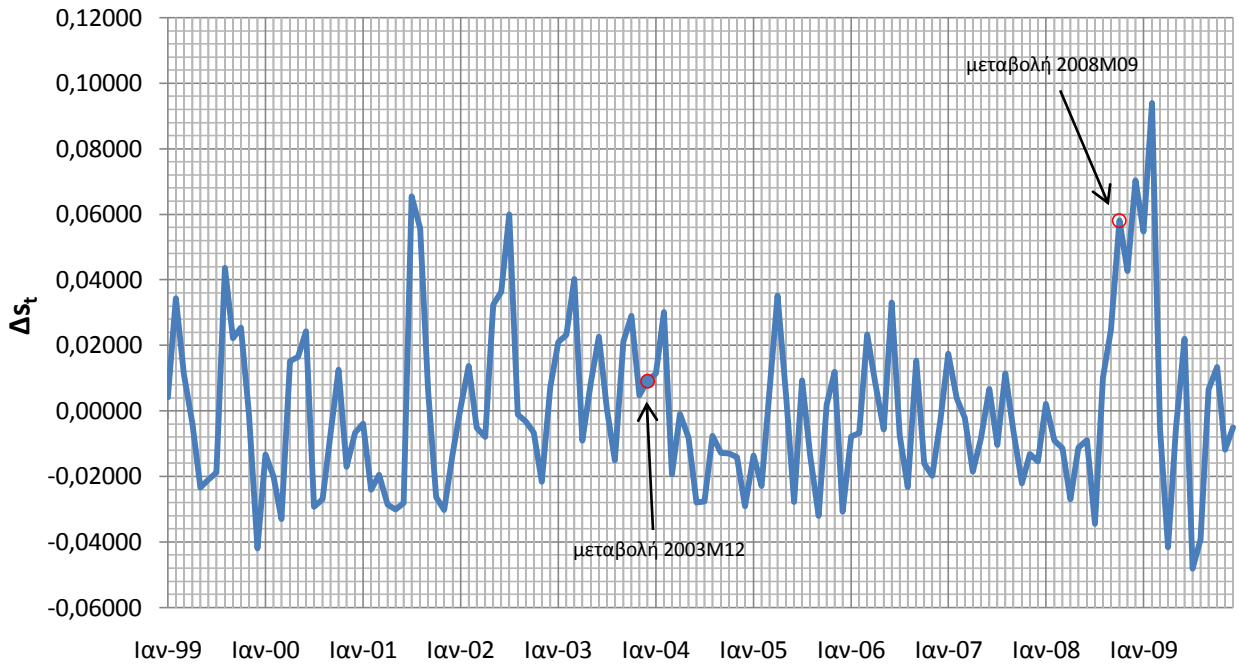


Χρονολογική σειρά της διαφοράς των επιτοκίων Ουγγαρίας - Ευρωζώνης

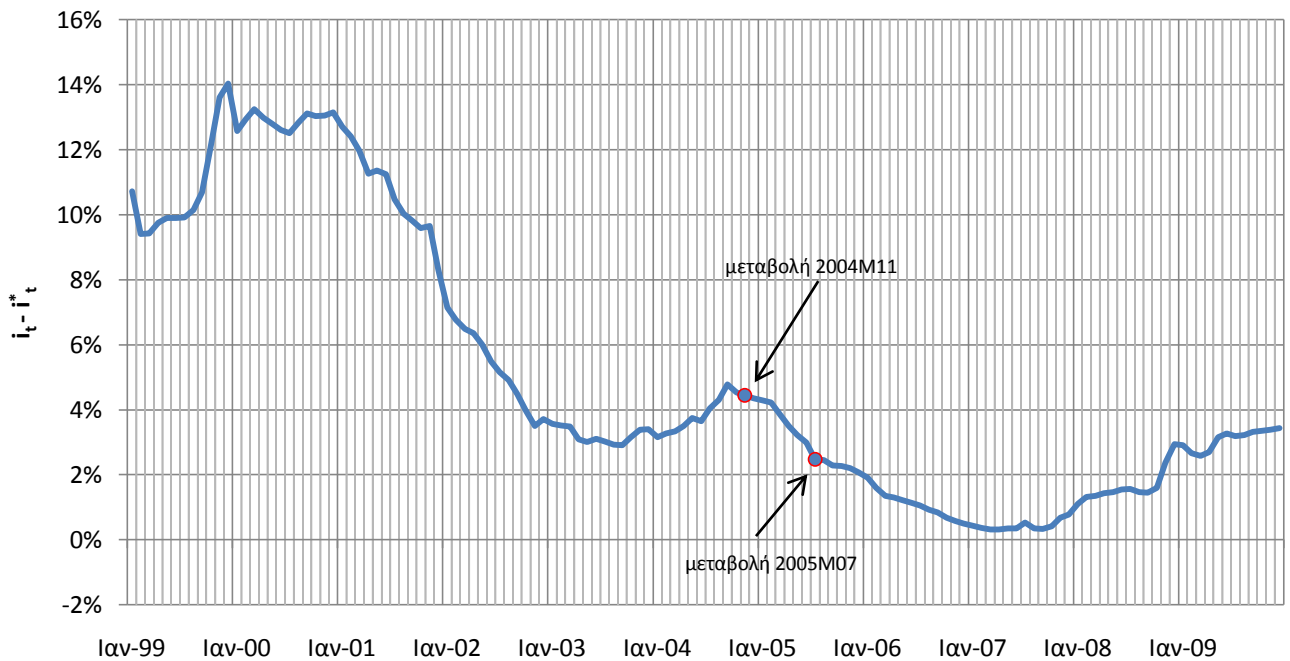




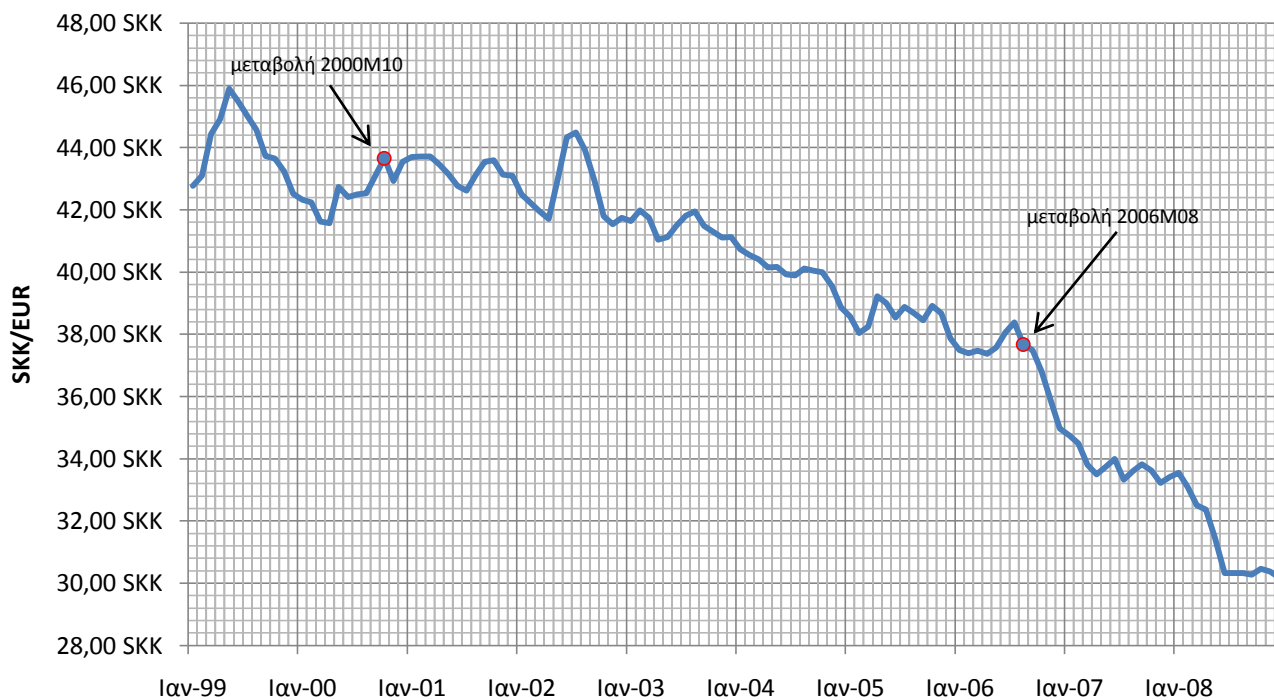
Χρονολογική σειρά της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας της Πολωνίας σε σχέση με το ευρώ σε φυσικούς λογάριθμους



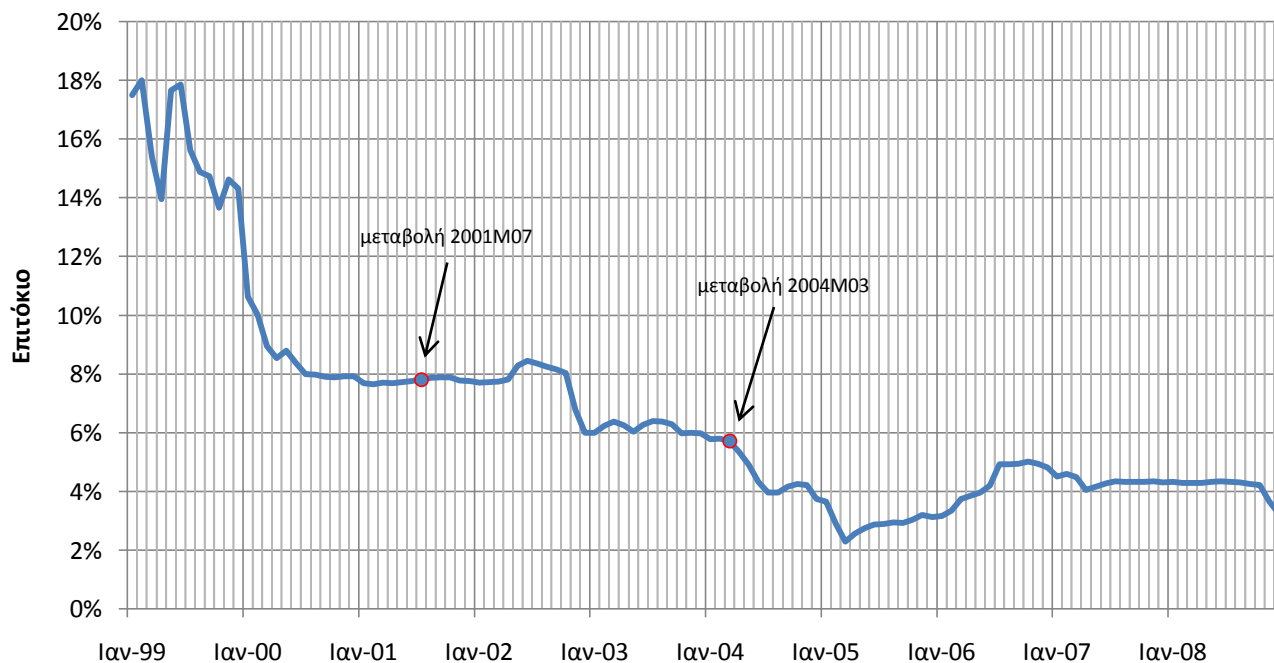
Χρονολογική σειρά της διαφοράς των επιτοκίων Πολωνίας - Ευρωζώνης



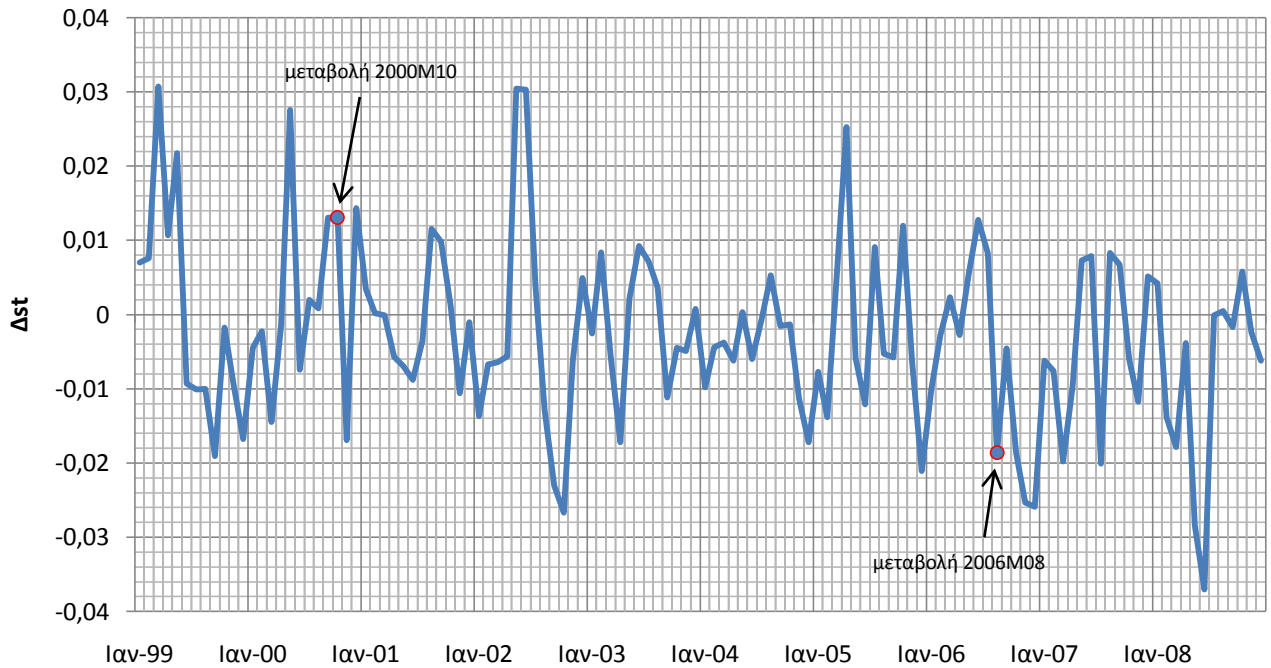
Η πορεία της Συναλλαγματικής Ισοτιμίας της Σλοβακίας σε σχέση με το ευρώ



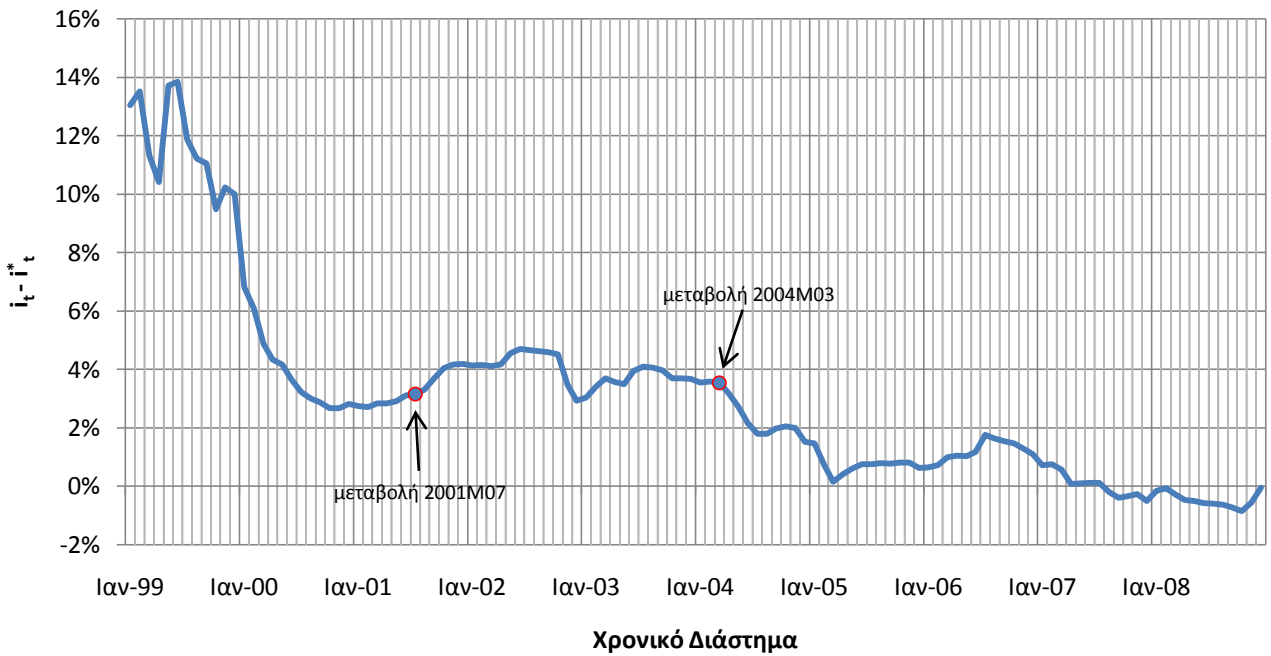
Χρονολογική σειρά των επιτοκίων 3μηνιαίας διάρκειας της Σλοβακίας



Χρονολογική σειρά της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας της Σλοβακίας σε σχέση με το ευρώ σε φυσικούς λογάριθμους



Χρονολογική σειρά της διαφοράς των επιτοκίων Σλοβακίας -Ευρωζώνης



## Παράρτημα II: Αποτελέσματα ελέγχων Μοναδιαίας Ρίζας

Αποτελέσματα ελέγχου για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και τον καθορισμό των σημείων των μεταβολών όπως προκύπτουν από το πρόγραμμα Gauss.

Χώρα: Τσεχία	Χώρα: Τσεχία
Χρονολογική σειρά $\Delta s_t$	Χρονολογική σειρά $i_t - i_t^*$
Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 1.0000	Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 1.0000
Model (1=A, 2=C) = 1.0000 Min. test statistic = -5.6767 Estimated break point = 47.0000 112.0000 Selected lag = 6.0000 Est. coeff. of dummy = 0.0262 0.0093	Model (1=A, 2=C) = 1.0000 Min. test statistic = -5.4132 Estimated break point = 14.0000 21.0000 Selected lag = 9.0000 Est. coeff. of dummy = 23753530.4253 28432492.7359
Its t-stat = 1.7399 0.6603 Standard error .. = 0.0138 Standardized dummy = 1.8971 0.6712	Its t-stat = 3.9445 6.1182 Standard error .. = 3851133.8756
Coeff and t-stat Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t)] -1.1699 -5.6767 -0.0181 -5.2447 0.0262 1.7399 0.0093 0.6603	Coeff and t-stat Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t)] -0.2719 -5.4132 -1924084.9421 -4.4398 23753530.4253 3.9445 28432492.7359 6.1182
-----	-----
Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 2.0000	Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 2.0000
-----	-----
Model (1=A, 2=C) = 2.0000 Min. test statistic = -9.7621 Estimated break point = 42.0000 115.0000 Selected lag = 0.0000	Model (1=A, 2=C) = 2.0000 Min. test statistic = -7.2819 Estimated break point = 21.0000 68.0000 Selected lag = 9.0000
Est. coeff. of dummy = 0.0270 -0.0348 Its t-stat = 7.0952 -6.8240 Standard error .. = 0.0136 Standardized dummy = 1.9875 -2.5608	Est. coeff. of dummy = -17786463.0813 11293665.0941 Its t-stat = -5.8140 6.7620 Standard error .. = 3735508.8868 Standardized dummy = -4.7615 3.0233
Coeff and t-stat Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t), D1(t), D2(t)]	Coeff and t-stat Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t), D1(t), D2(t)]

-0.8652	-9.7621	-0.7259	-7.2819
-0.0074	-3.3250	6781883.2428	3.8074
-0.0304	-2.1965	39340669.6893	7.8594
0.0799	5.6732	-10399661.7089	-2.6382
0.0270	7.0952	-17786463.0813	-5.8140
-0.0348	-6.8240	11293665.0941	6.7620

Χώρα: Ουγγαρία	Χώρα: Ουγγαρία
Χρονολογική σειρά $\Delta s_t$	Χρονολογική σειρά $i_t - i_t^*$
Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 1.0000	Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 1.0000
-----	-----
Model (1=A, 2=C) = 1.0000	Model (1=A, 2=C) = 1.0000
Min. test statistic = -7.8275	Min. test statistic = -6.7017
Estimated break point = 29.0000 90.0000	Estimated break point = 53.0000 89.0000
Selected lag = 0.0000	Selected lag = 4.0000
Est. coeff. of dummy = -0.0327 -0.0039	Est. coeff. of dummy = 248347.6010 2327167.6096
Its t-stat = -1.7940 -0.2152	Its t-stat = 0.0310 0.2876
Standard error .. = 0.0180	Standard error .. = 7972226.9395
Standardized dummy = -1.8223 -0.2173	Standardized dummy = 0.0312 0.2919
Coeff and t-stat Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t)]	Coeff and t-stat Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t)]
-0.6509 -7.8275	-1.6224 -6.7017
0.0022 1.3874	7994413.3102 5.7194
-0.0327 -1.7940	248347.6010 0.0310
-0.0039 -0.2152	2327167.6096 0.2876
-----	-----
Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 2.0000	Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 2.0000
-----	-----
Model (1=A, 2=C) = 2.0000	Model (1=A, 2=C) = 2.0000
Min. test statistic = -9.3362	Min. test statistic = -9.5748
Estimated break point = 103.0000 117.0000	Estimated break point = 107.0000 115.0000
Selected lag = 1.0000	Selected lag = 4.0000

Est. coeff. of dummy = -0.0424 -0.0101  Its t-stat = -6.5276 -1.6222 Standard error .. = 0.0161 Standardized dummy = -2.6353 -0.6283  Coeff and t-stat Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t), D1(t), D2(t)]  -0.9413 -9.3362 0.0126 6.0143 0.0834 4.8389 0.0962 5.6556 -0.0424 -6.5276 -0.0101 -1.6222	Est. coeff. of dummy = -47199520.3823 48911172.7568 Its t-stat = -9.5945 9.1820 Standard error .. = 7144237.5965 Standardized dummy = -6.6067 6.8462  Coeff and t-stat Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t), D1(t), D2(t)]  -1.7656 -9.5748 6378639.2282 6.5448 101638587.8858 12.1425 -25141538.1882 -3.1234 -47199520.3823 -9.5945 48911172.7568 9.1820
---	---

Χώρα: Πολωνία Χρονολογική σειρά $\Delta s_t$ Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 1.0000 ----- Model (1=A, 2=C) = 1.0000 Min. test statistic = -7.5302 Estimated break point = 35.0000 116.0000 Selected lag = 0.0000  Est. coeff. of dummy = 0.0018 0.0292 Its t-stat = 0.0782 1.2652 Standard error .. = 0.0229 Standardized dummy = 0.0789 1.2743  Coeff and t-stat Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t)]  -0.6173 -7.5302 0.0010 0.4914 0.0018 0.0782 0.0292 1.2652 ----- Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 2.0000 -----	Χώρα: Πολωνία Χρονολογική σειρά $i_t - i_t^*$ Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 1.0000 ----- Model (1=A, 2=C) = 1.0000 Min. test statistic = -6.4619 Estimated break point = 23.0000 36.0000 Selected lag = 11.0000  Est. coeff. of dummy = 0.0096 -0.0054 Its t-stat = 3.4952 -2.0453 Standard error .. = 0.0024 Standardized dummy = 4.0778 -2.3070  Coeff and t-stat Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t)]  -0.0679 -6.4619 -0.0022 -7.1909 0.0096 3.4952 -0.0054 -2.0453 ----- Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 2.0000 -----
--	--



<p>Model (1=A, 2=C) = 2.0000</p> <p>Min. test statistic = -8.3537</p> <p>Estimated break point = 60.0000 117.0000</p> <p>Selected lag = 1.0000</p> <p>Est. coeff. of dummy = -0.0161 0.0043</p> <p>Its t-stat = -3.5443 0.6467</p> <p>Standard error .. = 0.0217</p> <p>Standardized dummy = -0.7399 0.1960</p> <p>Coeff and t-stat</p> <p>Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t), D1(t), D2(t)]</p> <p>-0.8560      -8.3537</p> <p>-0.0043      -1.5031</p> <p>0.0218      0.9887</p> <p>0.0462      2.0547</p> <p>-0.0161      -3.5443</p> <p>0.0043      0.6467</p>	<p>Model (1=A, 2=C) = 2.0000</p> <p>Min. test statistic = -6.7359</p> <p>Estimated break point = 71.0000 79.0000</p> <p>Selected lag = 11.0000</p> <p>Est. coeff. of dummy = -0.0038 0.0039</p> <p>Its t-stat = -3.8674 4.0955</p> <p>Standard error .. = 0.0023</p> <p>Standardized dummy = -1.6462 1.7113</p> <p>Coeff and t-stat</p> <p>Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t), D1(t), D2(t)]</p> <p>-0.0938      -6.7359</p> <p>-0.0011      -3.6362</p> <p>0.0022      0.8565</p> <p>-0.0004      -0.1707</p> <p>-0.0038      -3.8674</p> <p>0.0039      4.0955</p>
--	--

<p>Χώρα: Σλοβακία</p> <p>Χρονολογική σειρά <math>\Delta s_t</math></p> <p>Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks</p> <p>Model = 1.0000</p> <p>-----</p> <p>Model (1=A, 2=C) = 1.0000</p> <p>Min. test statistic = -7.8905</p> <p>Estimated break point = 44.0000 94.0000</p> <p>Selected lag = 0.0000</p> <p>Est. coeff. of dummy = -0.0226 -0.0171</p> <p>Its t-stat = -1.9455 -1.4738</p> <p>Standard error .. = 0.0115</p> <p>Standardized dummy = -1.9718 -1.4897</p> <p>Coeff and t-stat</p> <p>Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t)]</p> <p>-0.7025      -7.8905</p> <p>-0.0024      -2.2017</p> <p>-0.0226      -1.9455</p>	<p>Χώρα: Σλοβακία</p> <p>Χρονολογική σειρά <math>i_t - i_t^*</math></p> <p>Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks</p> <p>Model = 1.0000</p> <p>-----</p> <p>Model (1=A, 2=C) = 1.0000</p> <p>Min. test statistic = -1.9449</p> <p>Estimated break point = 23.0000 53.0000</p> <p>Selected lag = 11.0000</p> <p>Est. coeff. of dummy = 0.0068 0.0061</p> <p>Its t-stat = 1.6328 1.8366</p> <p>Standard error .. = 0.0032</p> <p>Standardized dummy = 2.1222 1.9298</p> <p>Coeff and t-stat</p> <p>Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t)]</p> <p>-0.0385      -1.9449</p> <p>-0.0025      -3.0220</p> <p>0.0068      1.6328</p>
--	--

-0.0171	-1.4738	0.0061	1.8366
-----		-----	
Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 2.0000		Lee and Strazicich Min LM t-stat with two breaks Model = 2.0000	
-----		-----	
Model (1=A, 2=C) = 2.0000		Model (1=A, 2=C) = 2.0000	
Min. test statistic = -8.5667		Min. test statistic = -6.2509	
Estimated break point = 22.0000 92.0000		Estimated break point = 31.0000 63.0000	
Selected lag = 4.0000		Selected lag = 11.0000	
Est. coeff. of dummy = 0.0358 -0.0226		Est. coeff. of dummy = 0.0120 -0.0048	
Its t-stat = 7.4667 -6.6217		Its t-stat = 7.1155 -5.2080	
Standard error .. = 0.0099		Standard error .. = 0.0028	
Standardized dummy = 3.6050 -2.2758		Standardized dummy = 4.3293 -1.7471	
Coeff and t-stat		Coeff and t-stat	
Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t), D1(t), D2(t)]		Z(t) = [S(t-1), (lags..omitted), 1, B1(t), B2(t), D1(t), D2(t)]	
-1.2872	-8.5667	-0.3707	-6.2509
-0.0160	-5.4302	-0.0109	-7.5729
-0.0541	-5.0747	-0.0053	-1.7799
0.0298	2.7967	0.0008	0.2847
0.0358	7.4667	0.0120	7.1155
-0.0226	-6.6217	-0.0048	-5.2080

Παράρτημα III:

Πίνακας 5									
Εκτίμηση της εξίσωσης της Α.Ι.Ε. $\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_t$ με τη Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών (GMM), χωρίς να συμπεριλαμβάνονται στις βοηθητικές μεταβλητές οι ενδογενώς καθοριζόμενες διαρθρωτικές μεταβολές									
Χώρα	$\alpha$	$\beta$	SE	Adj $R^2$	Έλεγχος J		Wald tests		
					Στατιστική ελέγχου	β.ε.	$\alpha = 0$	$\beta = 1$	$\alpha = 0, \beta = 1$
Τσεχία	-0,009699* (0,0913)	0,126874 (0,4369)	0,014220	-0,006406	1,050924 (0,59128 2)	2	5,543777** (0,0185)	169,0254** (0,0000)	274,4740** (0,0000)
Ουγγαρία	0.009699* (0.0913)	-0.126874 (0.1323)	0.018971	0.003157	1.598288 (0,44971 4)	2	2.895334* (0.0888)	181.0023** (0.0000)	2054.164** (0,0000)
Πολωνία	0.001642 (0.6690)	-0.045559 (0,4196)	0,025506	-0,22386	1.972504 (0.37297 2)	2	0.183607 (0.6683)	345.2935** (0,0000)	668.7873** (0,0000)
Σλοβακία	-0,004169* (0,0520)	0,031759 (0,6055)	0,012211	-0,001293	0,128663 (0,93769 4)	2	3,856149** (0,0496)	249,3479** (0,0000)	844,5483** (0,0000)

SE και Adj  $R^2$  συμβολίζουν το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης και το διορθωμένο συντελεστή προσδιορισμού αντίστοιχα. Η στατιστική του J-ελέγχου κατανέμεται ασυμπτωτικά σύμφωνα με την  $\chi^2$  κατανομή, με βαθμούς ελευθερίας (β.ε.) ίσους με τη διαφορά του αριθμού των μεταβλητών μείον τον αριθμό των εκτιμώμενων παραμέτρων. Τα εντός παρενθέσεως ποσά που παρουσιάζονται στις στήλες 2 και 3 αντιστοιχούν στις p-τιμές για τις υποθέσεις  $H_0: \alpha = 0$  και  $H_0: \beta = 0$  αντίστοιχα, βασιζόμενοι στα τυπικά σφάλματα Newey-West. Οι αριθμοί που παρουσιάζονται στις στήλες 8, 9 και 10 αντιστοιχούν στις στατιστικές ελέγχου Wald για τους περιορισμούς  $\alpha = 0, \beta = 1$  και  $\alpha = 0$  και  $\beta = 1$  αντίστοιχα, ενώ τα εντός παρενθέσεως ποσά στις αντίστοιχες p-τιμές. Αυτές οι στατιστικές ελέγχου Wald κατανέμονται ασυμπτωτικά σύμφωνα με την  $\chi^2$  κατανομή, με 1 βαθμό ελευθερίας. Οι αστερίσκοι \*\* και \* υποδηλώνουν απορρίψεις της υπόθεσης μηδέν για επίπεδα σημαντικότητας 5% και 10% αντίστοιχα.