



ΔΙΑΤΜΗΜΑΤΙΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ  
ΣΤΗ ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ

Διπλωματική Εργασία

**ΠΡΟΒΛΕΨΗ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ ΤΩΝ ΒΑΣΙΚΩΝ ΕΜΠΟΡΕΥΜΑΤΩΝ ΜΕΣΩ ΤΗΣ  
ΧΡΗΣΗΣ ΤΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ**

του

ΝΙΚΟΛΑΟΥ ΨΑΛΤΗ

Υποβλήθηκε ως απαιτούμενο για την απόκτηση του μεταπτυχιακού  
διπλώματος ειδίκευσης στη Διοίκηση Επιχειρήσεων  
(με εξειδίκευση στη χρηματοοικονομική διοίκηση)

Σεπτέμβριος 2011

## Περίληψη

Οι συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι ένα οικονομικό μέγεθος που κατά μεγάλο ποσοστό είναι προσανατολισμένο στο μέλλον οπότε και περιλαμβάνει τις προσδοκίες για αυτό και άρα ένας τυχαίος περίπατος είναι ένας καλύτερος εκτιμητής των συναλλαγματικών ισοτιμιών παρά τα οικονομετρικά μοντέλα που βασίζονται σε θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη. Όμως αυτές οι προσδοκίες για το μέλλον μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τη πρόβλεψη άλλων οικονομικών μεγεθών που σχετίζονται περισσότερο με το παρόν, όπως για παράδειγμα στην εργασία αυτή οι τιμές των βασικών εμπορευμάτων. Στόχος αυτής της έρευνας είναι να χρησιμοποιήσει τις πληροφορίες για το μέλλον που εμπεριέχονται στις ελεύθερα κυμαινόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες τριών χωρών (Αυστραλία, Καναδά και Νέα Ζηλανδία) με σκοπό να προβλέψει τις τιμές των παγκόσμιων βασικών εμπορευμάτων. Στην αρχή προσφέρουμε μια θεωρητική εξήγηση γιατί μπορεί να συμβαίνει αυτό και στη συνέχεια μέσω οικονομετρικών ελέγχων αποδεικνύουμε την ύπαρξη σχέσης μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των τιμών των βασικών εμπορευμάτων και καταλήγουμε σε ένα οικονομετρικό μοντέλο πρόβλεψης για τις τιμές των βασικών εμπορευμάτων μέσω των συναλλαγματικών ισοτιμιών των τριών αυτών χωρών.

# Πίνακας Περιεχομένων

Περίληψη .....	2
Πίνακας Περιεχομένων .....	3
Πίνακας των Εικονογραφήσεων .....	4
α) Κατάλογος των Πινάκων .....	4
β) Κατάλογος των Διαγραμμάτων .....	5
1. Εισαγωγή.....	6
2. Οι συναλλαγματικές ισοτιμίες σαν περιουσιακό στοιχείο .....	8
2.1 Commodities Currencies .....	12
3. Μεθοδολογία.....	14
4. Ανάλυση των Δεδομένων και Ερμηνεία των Ευρημάτων .....	16
4.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	17
4.2 Έλεγχος συνολοκλήρωσης.....	25
4.3 Εντός δείγματος Granger – Causality έλεγχος .....	29
4.4 Δημιουργία οικονομετρικού μοντέλου.....	34
4.5 Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων .....	38
5. Συμπεράσματα και Προτάσεις .....	41
5.1 Μελλοντικές Προοπτικές για Σχετική Έρευνα .....	42
Κατάλογος Αναφορών – Παραπομπών.....	43

## Πίνακας των Εικονογραφήσεων

### α) Κατάλογος των Πινάκων

1. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $C_i$  με τάση και σταθερά σελ. 17
2. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $C_i$  με σταθερά σελ. 18
3. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $C_i$  χωρίς σταθερά σελ. 18
4. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $Aus\_Dol$  με τάση και σταθερά σελ. 19
5. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $Aus\_Dol$  με σταθερά σελ. 19
6. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $Aus\_Dol$  χωρίς σταθερά σελ. 20
7. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $Can\_Dol$  με τάση και σταθερά σελ. 21
8. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $Can\_Dol$  με σταθερά σελ. 21
9. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $Can\_Dol$  χωρίς σταθερά σελ. 22
10. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $NZ\_Dol$  με τάση και σταθερά σελ. 22
11. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $NZ\_Dol$  με σταθερά σελ. 23
12. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή  $NZ\_Dol$  χωρίς σταθερά σελ. 23
13. Engle – Granger έλεγχος για τις μεταβλητές  $C_i$  και  $Aus\_Dol$  σελ. 25
14. Engle – Granger έλεγχος για τις μεταβλητές  $C_i$  και  $Can\_Dol$  σελ. 26
15. Engle – Granger έλεγχος για τις μεταβλητές  $C_i$  και  $NZ\_Dol$  σελ. 27
16. GC έλεγχος για την μεταβλητή  $d\_Aus\_Dol$  στην μεταβλητή  $d\_C_i$  σελ. 29
17. GC έλεγχος για την μεταβλητή  $d\_Can\_Dol$  στην μεταβλητή  $d\_C_i$  σελ. 30
18. GC έλεγχος για την μεταβλητή  $d\_NZ\_Dol$  στην μεταβλητή  $d\_C_i$  σελ. 31
19. p-value για όλες τις μεταβλητές των συναλλαγματικών ισοτιμιών σε GC έλεγχο ως προς τη μεταβλητή  $C_i$ , λαμβάνοντας υπόψη την ετεροσκεδαστικότητα σελ. 32
20. QLR έλεγχος για τη παλινδρόμηση του ελέγχου GC για τη μεταβλητή  $d\_Aus\_Dol$  στη μεταβλητή  $d\_C_i$  σελ. 33
21. QLR έλεγχος για τη παλινδρόμηση του ελέγχου GC για τη μεταβλητή  $d\_Can\_Dol$  στη μεταβλητή  $d\_C_i$  σελ. 33
22. QLR έλεγχος για τη παλινδρόμηση του ελέγχου GC για τη μεταβλητή  $d\_NZ\_Dol$  στη μεταβλητή  $d\_C_i$  σελ. 33
23. p-value για όλες τις μεταβλητές των συναλλαγματικών ισοτιμιών σε GC έλεγχο ως προς τη μεταβλητή  $C_i$ , λαμβάνοντας υπόψη την αστάθεια των παραμέτρων σελ. 34

24. Αρχικό μοντέλο παλινδρόμησης για τη μεταβλητή  $d_{Ci}$  σελ. 35
25. Τελικό μοντέλο παλινδρόμησης για τη μεταβλητή  $d_{Ci}$  σελ. 36
26. Έλεγχος κανονικότητας για τα κατάλοιπα του τελικού μοντέλου σελ. 39

## **β) Κατάλογος των Διαγραμμάτων**

1. Διάγραμμα χρονολογικών σειρών των τεσσάρων μεταβλητών σελ. 16
2. Διάγραμμα χρονολογικών σειρών πρώτων διαφορών των τεσσάρων μεταβλητών σελ. 24
3. Διάγραμμα πραγματικών τιμών σε σχέση με τις τιμές του μοντέλου σελ.38
4. Q – Q διάγραμμα για τα κατάλοιπα του τελικού μοντέλου σελ. 39

## 1. Εισαγωγή

Η αγορά συναλλάγματος είναι η μεγαλύτερη και πιο ρευστή χρηματοοικονομική αγορά στο πλανήτη. Κατά μέσο όρο ο ημερήσιος τζίρος της κυμαίνεται στα τρία με τέσσερα τρισεκατομμύρια δολάρια. Η ανταλλαγή νομισμάτων είναι πολύ σημαντική τόσο για τα άτομα και τις εταιρίες, όσο και για τις κυβερνήσεις τις ίδιες και το ξένο συνάλλαγμα χρησιμοποιείται για αγορά αγαθών από το εξωτερικό, για επενδύσεις εκτός της χώρας και φυσικά από άτομα που αναζητούν μόνο το κέρδος (speculation) μέσω των χρηματοοικονομικών αγορών. Η ζήτηση και η προσφορά συναλλάγματος είναι οι δυνάμεις που αυξάνουν ή μειώνουν τις τιμές γεγονός που δημιουργεί ρίσκο στους συμμετέχοντες στην αγορά. Η πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών βοηθά τους ιδιώτες, τις επιχειρήσεις και τις κυβερνήσεις να παίρνουν σωστές αποφάσεις όταν πραγματοποιούν διεθνείς συναλλαγές, όμως δυστυχώς αυτό φαίνεται ότι είναι ένα ιδιαίτερα δύσκολο καθήκον με αποτέλεσμα οι προβλέψεις να είναι συχνά λάθος.

Η απότομη και παρατεταμένη υποτίμηση του αμερικανικού δολαρίου σε σχέση με το ευρώ και άλλα βασικά νομίσματα τα τελευταία χρόνια ξαναέφερε στο προσκήνιο το ενδιαφέρον για τη πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Παρόλου που ήταν πάντα μια πρόκληση να συνδέσουμε τις συναλλαγματικές ισοτιμίες με τα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη (fundamentals) και διάφορες θεωρίες έχουν αναπτυχθεί για αυτό το σκοπό, δεν έχει βρεθεί ακόμα κάποια θεωρία που να είναι κοινά αποδεκτή και να μην μπορεί να αντικρουστεί με πραγματικά δεδομένα για κάποιες χρονικές περιόδους. Κάποιες πρόσφατες έρευνες υποστηρίζουν την ιδέα ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες συμπεριφέρονται σαν χρηματοοικονομικά περιουσιακά στοιχεία των οποίων οι τιμές διαμορφώνονται περισσότερο βάση των προσδοκιών για τα μελλοντικά θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη παρά βάση των τωρινών θεμελιωδών οικονομικών μεγεθών.

Οι συναλλαγματικές ισοτιμίες γενικά κοιτάζουν το μέλλον και περιέχουν πληροφορίες για τις μελλοντικές κινήσεις των βασικών εμπορευμάτων (commodities) οι οποίες δε μπορούν εύκολα να αντικατοπτριστούν σε μοντέλα χρονολογικών σειρών. Οι εξαγωγείς βασικών εμπορευμάτων ενδιαφέρονται πολύ για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες γιατί και αυτές επηρεάζουν το κέρδος τους οπότε όταν προβλέπουν στο μέλλον κάποιο σοκ στις τιμές των βασικών εμπορευμάτων τότε αυτή η προσδοκία τους ενσωματώνεται

στις σημερινές τιμές των βασικών εμπορευμάτων. Αντίθετα οι τιμές των βασικών εμπορευμάτων τείνουν να μην είναι ιδιαίτερα ευαίσθητες στις σημερινές συνθήκες της αγοράς αφού τόσο η ζήτηση όσο και η προσφορά είναι αρκετά ανελαστικές. Οι σύνηθες θεωρίες για τις αγορές των βασικών εμπορευμάτων εστιάζονται σε παράγοντες όπως το κόστος αποθήκευσης, τα επίπεδα αποθεμάτων, η βραχυπρόθεσμη προσφορά και οι συνθήκες ζήτησης (Deaton και Laroque 1996). Επίσης οι χρηματοοικονομικές αγορές για τα βασικά εμπορεύματα είναι λιγότερο αναπτυγμένες και πολύ πιο ρυθμισμένες από αυτές των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Οπότε οι τιμές των βασικών εμπορευμάτων δεν είναι τόσο καλό βαρόμετρο των μελλοντικών συνθηκών όσο οι σημερινές συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Σίγουρα μια σωστή πρόβλεψη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων είναι σημαντική για τη πρόβλεψη του πληθωρισμού όμως έχει αποδειχτεί ότι αυτές οι τιμές είναι εξαιρετικά ευμετάβλητες οπότε και δύσκολο να προβλεφθούν. Εκτός από τον πληθωρισμό, που κυρίως αφορά τις αναπτυγμένες χώρες, η πρόβλεψη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων είναι εξίσου σημαντική και για τις αναπτυσσόμενες είτε για το προγραμματισμό της παραγωγής και των εξαγωγών αλλά κυρίως για τη καταπολέμηση της πείνας. Η Ινδία για παράδειγμα μοιράζει εκατομμύρια τόνους φαγητό κάθε χρόνο οπότε είναι βασικό να προβλέπει σωστά τις τιμές των βασικών εμπορευμάτων. Αλλά όπως είπαμε αυτή η πρόβλεψη έχει αποδειχτεί ιδιαίτερα δύσκολη. Ο πρόεδρος της Ομοσπονδιακής Τράπεζας των ΗΠΑ (Federal Reserve) Ben Bernanke σε ομιλία του το 2008 τόνισε ότι πρέπει να βρεθούν άλλες προσεγγίσεις στη πρόβλεψη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων και να απομακρυνθούμε από προσεγγίσεις που βασίζονται σε σήματα που προέρχονται από τις μελλοντικές αγορές βασικών εμπορευμάτων (future markets).

Η εργασία αυτή έχει σαν σκοπό να προσφέρει μια εναλλακτική προσέγγιση στην πρόβλεψη των βασικών εμπορευμάτων και να χρησιμοποιήσει τις πληροφορίες για το μέλλον που ενσωματώνουν οι σημερινές συναλλαγματικές ισοτιμίες και με αυτό τον τρόπο να προβλέψει τις μελλοντικές τιμές των βασικών εμπορευμάτων.

## 2. Οι συναλλαγματικές ισοτιμίες σαν περιουσιακό στοιχείο

Οι Richard Meese και Kenneth Rogoff το 1983 μελέτησαν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες δολαρίου Αμερικής/μάρκου Γερμανίας, δολαρίου Αμερικής/λίρας Αγγλίας και δολαρίου Αμερικής/γεν Ιαπωνίας για τη δεκαετία του '70 και προσπάθησαν να προβλέψουν αυτές τις συναλλαγματικές ισοτιμίες βραχυχρόνια χρησιμοποιώντας θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη όπως η προσφορά εισοδήματος, το εμπορικό ισοζύγιο και το εθνικό εισόδημα και κατέληξαν ότι ελάχιστη βοήθεια προσφέρουν αυτά τα μεγέθη στην πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών για τη βραχυχρόνια περίοδο. Στη συνέχεια συνέκριναν αυτά τα μοντέλα με την εναλλακτική στην οποία οι συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι τυχαίες και συγκεκριμένα τυχαίος περίπατος και τα αποτελέσματα ήταν αρκετά καλά. Φυσικά όσο μεγάλωνε το δείγμα και μετακινούμασταν στη μακροχρόνια περίοδο τα αποτελέσματα άρχισαν να αποτυγχάνουν.

Αυτά τα ευρήματα είναι πολύ αινιγματικά. Τα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη θεωρούνταν πάντα πολύ κρίσιμα στο προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Αυτά τα οικονομικά μεγέθη χρησιμοποιούνται ευρέως στη βιβλιογραφία για να μοντελοποιήσουν τις μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Τα αποτελέσματα όμως των Meese και Rogoff αμφισβητούν σοβαρά αυτά τα μοντέλα. Στη πραγματικότητα τα αποτελέσματα τους δείχνουν ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες μάλλον προσδιορίζονται από κάτι τυχαίο παρά από τα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη. Αν αυτό είναι αλήθεια η πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών γίνεται αδύνατη. Και υπάρχουν και χειρότερα νέα για τους οικονομολόγους.. Εάν οι Meese και Rogoff έχουν δίκιο όλες οι οικονομικές αναλύσεις που σχετίζονται με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, και προέρχονται από τα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη, είναι πολύ πιθανό να είναι τελείως λάθος.

Για να υπερασπιστούν τα μοντέλα που είναι βασισμένα στα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη πολλοί ερευνητές έχουν προσπαθήσει να ανατρέψουν τα αποτελέσματα των Meese και Rogoff χρησιμοποιώντας διάφορους συνδυασμούς μεταβλητών, όμως τα αποτελέσματα ήταν στη καλύτερη των περιπτώσεων εύθραυστα. Τα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη μπορεί να χρησίμευαν για τη πρόβλεψη κάποιων νομισμάτων για



κάποιες περιόδους αλλά για άλλα νομίσματα και για άλλες περιόδους όχι. Οπότε σίγουρα δε μπορούσαν να καταλήξουν σε κάποια αδιαμφισβήτητη θεωρία που να συνδέει τα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Αντί να ασχολούνται με τη σχέση θεμελιωδών οικονομικών μεγεθών και συναλλαγματικών ισοτιμιών κάποιοι ερευνητές πρόσφατα σκέφτηκαν μια άλλη προσέγγιση. Δεδομένων των εμπειρικών αποτελεσμάτων μπορούμε να πούμε με απόλυτη βεβαιότητα ότι δε χρησιμεύουν καθόλου τα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη στη πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών; Η απάντηση είναι όχι. Και έτσι οδηγήθηκαν σε μια προσέγγιση τιμολόγησης ενός περιουσιακού στοιχείου (asset – pricing approach).

Οι πρώτοι που ασχολήθηκαν με αυτή τη προσέγγιση ήταν οι Engel και West το 2005 και έδειξαν ότι τα μοντέλα των συναλλαγματικών ισοτιμιών μπορούν να γραφούν σε μορφή παρούσας αξίας της τιμολόγησης ενός περιουσιακού στοιχείου. Σε αυτά τα μοντέλα οι συναλλαγματικές ισοτιμίες καθορίζονται όχι μόνο από τα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη αλλά και από τις προσδοκίες για το πως θα είναι αυτά τα μεγέθη στο μέλλον. Τα σημερινά θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη όμως προσφέρουν μικρή βοήθεια στη πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Συγκεκριμένα οι Engel και West έδειξαν ότι αν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες εκφραστούν σαν παρούσα αξία της τιμολόγησης ενός περιουσιακού στοιχείου τότε οι συναλλαγματικές ισοτιμίες ακολουθούν αρκετά κοντά ένα τυχαίο περίπατο αν μια ανεξάρτητη μεταβλητή είναι έχει μοναδιαία ρίζα (unit root), δηλαδή είναι τουλάχιστον  $I(1)$ , και αν ο συντελεστής προεξόφλησης είναι κοντά στη μονάδα. Όσο ο συντελεστής προεξόφλησης πλησιάζει τη μονάδα τόσο λιγότερη βαρύτητα δίνει το μοντέλο στα σημερινά θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη οπότε η πρόβλεψη γίνεται δυσκολότερη.

Άρα σύμφωνα με τους Engel και West είναι πολύ σκληρό να κρίνεις ένα μοντέλο συναλλαγματικών ισοτιμιών ανάλογα με τη δυνατότητα πρόβλεψής τους. Αν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες καθορίζονται από τα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη με τον ίδιο τρόπο όπως οποιοδήποτε άλλο περιουσιακό στοιχείο, τότε τα σημερινά θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη δε μπορούν να προβλέψουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες καλύτερα από ένα τυχαίο περίπατο παρόλου που αντιλαμβάνονται τη σχέση ανάμεσα

στα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Σε αυτή τη περίπτωση τα μοντέλα των συναλλαγματικών ισοτιμιών μπορούν ακόμα να χρησιμοποιηθούν για οικονομική ανάλυση αλλά όχι για πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Δημιουργούνται όμως και μερικά ερωτήματα. Πώς ξέρουμε ότι το μοντέλο τιμολόγησης μπορεί να εφαρμοστεί; Υπάρχουν άλλοι τρόποι να εξετάσουμε αν τα μοντέλα που βασίζονται στα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη μπορούν να προβλέψουν καλύτερα τις συναλλαγματικές ισοτιμίες από το τυχαίο περίπατο; Άσχετα όμως με τα ερωτήματα η φύση του μοντέλου μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι αφού οι σημερινές συναλλαγματικές ισοτιμίες προσδιορίζονται από τα αναμενόμενα μελλοντικά θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη τότε οι σημερινές συναλλαγματικές ισοτιμίες θα πρέπει να περιέχουν πληροφορίες για τα αυριανά θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη.

Οι Engel και West βρήκαν εμπειρικά δεδομένα που υποστηρίζουν αυτή τη πρόβλεψη, παρόλου που δεν είναι ομοιόμορφα ισχυρά. Παρόμοιες έρευνες μπορούν να βρεθούν και αλλού στη βιβλιογραφία όπως στους Chen, Rogoff και Rossi το 2008 όπου και αυτοί υποστήριξαν και επαλήθευσαν εμπειρικά ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες μπορούν να προβλέψουν τα αυριανά θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη, και στη δικιά τους περίπτωση τα βασικά εμπορεύματα.

Η προσέγγιση αυτή βρίσκει μεγαλύτερη υποστήριξη σε έρευνες που συγκρίνουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες με άλλες χρηματοοικονομικές αγορές. Οι Lustig, Roussanov και Verdelhan το 2008 εξέτασαν τις ευκαιρίες που προκύπτουν από το carry trade (δηλαδή από το δανεισμό σε νόμισμα με χαμηλό επιτόκιο και στη συνέχεια την επένδυση – δανεισμός σε νόμισμα με υψηλό επιτόκιο). Το carry trade αποφέρει κέρδος ένα η ανατίμηση του χαμηλότοκου νομίσματος δεν είναι μεγαλύτερη από τη διαφορά των επιτοκίων των δύο νομισμάτων. Στη έρευνα αυτή όμως η διαφορά των επιτοκίων είναι η μόνη αποζημίωση για το κίνδυνο που αναλαμβάνουν οι επενδυτές υποστηρίζοντας ότι με κάποιο τρόπο οι συναλλαγματικές ισοτιμίες συμπεριφέρονται σαν θεμελιώδη οικονομικό μέγεθος.

Συγκεκριμένα στην έρευνα τους έδειξαν ότι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις των νομισμάτων είναι εξαιρετικά προβλέψιμες. Και επιπλέον αυτές οι υπερβάλλουσες

αποδόσεις είναι και κυκλικές. Οι υπερβάλλουσες αποδόσεις στο χαμηλότοκο νόμισμα είναι περίπου 5% μικρότερες από το υψηλότοκο νόμισμα, συμπεριλαμβάνοντας και τα κόστη συναλλαγών. Τέλος, βρήκαν ότι ένας κοινός παγκόσμιος παράγοντας μπορεί να προβλέψει τις υπερβάλλουσες αποδόσεις και άρα οι συναλλαγματικές ισοτιμίες μπορούν να θεωρηθούν σαν θεμελιώδη οικονομικό μέγεθος.

Αν και οι περισσότερες έρευνες για την πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών δε μπορούν να κερδίσουν ένα τυχαίο περίπατο, υπάρχουν κάποιες έρευνες που αποδεικνύουν ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες μπορούν να προβλεφθούν αλλά μόνο σε μακροχρόνιο ορίζοντα. Οι Engel, Mark και West το 2007 σε έρευνα για τα μακροοικονομικά στοιχεία, τα οποία έχουν μακροχρόνιο ορίζοντα, έδειξαν ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες μπορούν να προβλεφθούν σε μακροχρόνιο ορίζοντα. Τα αποτελέσματα αυτά ενισχύουν τα αποτελέσματα του Mark το 1995 που επιβεβαίωσαν την προβλεψιμότητα σε μακροχρόνιο ορίζοντα. Συγκεκριμένα οι Engel, Mark και West βρήκαν στοιχεία ότι νομισματικά μοντέλα μπορούν να προβλέψουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες σε μακροχρόνιο ορίζοντα. Οπότε δημιουργείται η απορία αν το μοντέλο τιμολόγησης περιουσιακού στοιχείο μπορεί να προβλέψει τις συναλλαγματικές ισοτιμίες μακροχρόνια. Την απάντηση σε αυτή την ερώτηση προσπάθησαν να δώσουν οι Engel, Wang και Wu το 2009.

Υποστήριξαν ότι οι κινήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών διαμορφώνονται και από μια μακροχρόνια μόνιμη τάση και από κάποιο παροδικό θόρυβο. Αυτός ο θόρυβος μπορεί να οδηγήσει τις συναλλαγματικές ισοτιμίες μακριά από τα μακροχρόνια επίπεδα που θα έπρεπε να βρίσκονται σε άλλα βραχυχρόνια επίπεδα. Όσο περνάει ο καιρός οι συναλλαγματικές ισοτιμίες επιστρέφουν στα μακροχρόνια επίπεδα τους επιτρέποντας τη πρόβλεψη. Στο βραχυχρόνιο επίπεδο ο θόρυβος μπορεί να συνδέεται με κάποιο θεμελιώδη οικονομικό μέγεθος χωρίς όμως να είναι πάντα εύκολο να παρατηρηθεί με ποιο. Οπότε βραχυχρόνια, που υπάρχει θόρυβος, το  $R^2$  πλησιάζει στο μηδέν, όσο όμως μεγαλώνει η περίοδος και χάνεται ο θόρυβος το  $R^2$  αυξάνεται σημαντικά με αποτέλεσμα να είναι δυνατή η πρόβλεψη.

## 2.1 Commodities Currencies

Με τον όρο Commodities Currencies αναφερόμαστε σε λίγα κυμαινόμενα νομίσματα τα οποία μετακινούνται ταυτόχρονα με τις παγκόσμιες τιμών των βασικών εμπορευμάτων εξαιτίας του γεγονότος ότι οι χώρες αυτών των νομισμάτων εξαρτώνται πολύ από τις εξαγωγές βασικών εμπορευμάτων. Μια εναλλακτική προσέγγιση για το λόγο που οι συναλλαγματικές θεωρίες μπορούν να προβλέψουν τις τιμές των βασικών εμπορευμάτων μπορεί να βρεθεί με βάση τα Commodities Currencies. Οι παγκόσμιες τιμές βασικών εμπορευμάτων είναι σημαντικές για τους όρους εμπορίου αυτών των χωρών και άρα μπορούν να θεωρηθούν ένα θεμελιώδες παράγοντας για τις ονομαστικές τους συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Υπάρχουν διάφορα κανάλια που εξηγούν γιατί, για ένα μεγάλο εξαγωγέα βασικών εμπορευμάτων, οι πραγματικές, αλλά και οι ονομαστικές, συναλλαγματικές ισοτιμίες θα πρέπει να αντιδρούν στις αλλαγές των αναμενόμενων τιμών των βασικών εμπορευμάτων. Ίσως ο πιο απλός μηχανισμός ακολουθεί το μοντέλο εμπορεύσιμα/μη εμπορεύσιμα αγαθά του Rogoff το 1992, το οποίο βασίστηκε στα εξαρτώμενα οικονομικά μοντέλα του Salter (1959) και του Swan (1960). Η βασική ιδέα του άρθρου είναι ότι στις ανοιχτές κεφαλαιαγορές οι συμμετέχοντες μπορούν να εξομαλύνουν την κατανάλωση τους στα εμπορεύσιμα αγαθά εν όψει των παροδικών σοκ στην παραγωγή των εμπορεύσιμων αγαθών. Αντίθετα δε μπορούν να εξομαλύνουν τα σοκ που προέρχονται από την παραγωγή των μη εμπορεύσιμων αγαθών αλλά όμως στη περίπτωση που αυτά είναι σχετικά μικρά τότε η εξομάλυνση της κατανάλωσης των εμπορεύσιμων αγαθών θα οδηγήσει στην εξομάλυνση στο σύνολο των αγαθών. Οπότε ο Rogoff καταλήγει ότι η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία εξαρτάται συνέχεια από το λόγο κατανάλωσης εμπορεύσιμων με μη εμπορεύσιμα αγαθά. Όμως η κατανάλωση εμπορεύσιμων αγαθών βασίζεται στη παρούσα αξία των αναμενόμενων μελλοντικών εισοδημάτων της χώρας. Άρα η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία περιέχει τις προσδοκίες των μελλοντικών αναμενόμενων κερδών των βασικών εμπορευμάτων. Γενικά όμως και η ονομαστική ισοτιμία θα ενσωματώνει αυτές τις προσδοκίες για τα μελλοντικές τιμές των βασικών εμπορευμάτων. Αυτό βέβαια θα συμβεί μόνο στη περίπτωση που οι συναλλαγματική ισοτιμία μεταβάλλεται ελεύθερα. Αν η χώρα έχει σταθερή συναλλαγματική ισοτιμία τότε μια αύξηση της πραγματικής

συναλλαγματικής ισοτιμίας θα περάσει στις εγχώριες τιμές και όχι στην ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία. Για αυτό το λόγο και στην έρευνα μας θα έχουμε μόνο χώρες με ελεύθερα κυμαινόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Ένας άλλος τρόπος για να εξηγήσουμε το γεγονός ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες κοιτούν το μέλλον είναι με το να εισάγουμε σταθερές τιμές (sticky prices). Ακολουθώντας το μοντέλο του Dornbusch το 1976 και συνδυάζοντας το ισοζύγιο της αγοράς χρήματος, την ακάλυπτη ισοδυναμία επιτοκίων και την συνθήκη αγοραστική δύναμης οδηγούμαστε στη παρακάτω εξίσωση:

$$s_t = 1 / (1 + \alpha) * [m_t - m_t^* - \gamma * (y_t - y_t^*) + q_t] + \alpha / (1 + \alpha) * E_t s_{t+1}$$

όπου  $s$  είναι η ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία,  $m$  και  $m^*$  η εγχώρια και η ξένη προσφορά χρήματος,  $y$  και  $y^*$  το εγχώριο και ξένο εθνικό εισόδημα,  $\alpha$  είναι η ελαστικότητα των επιτοκίων στη ζήτηση χρήματος και  $q$  η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία. Εάν το μοντέλο λυθεί σε όρους τωρινών και μελλοντικών αναμενόμενων θεμελιωδών οικονομικών μεγεθών, τότε η ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία εξαρτάται από τις αναμενόμενες τιμές των μελλοντικών βασικών εμπορευμάτων, οι οποίες ενσωματώνονται στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία.

Όλες οι παραπάνω εξηγήσεις μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι οι σημερινές συναλλαγματικές ισοτιμίες κοιτούν το μέλλον και περιέχουν πληροφορίες για αυτό. Τέλος να σημειώσουμε ότι όπως οι συναλλαγματικές ισοτιμίες των εξαγωγικών χωρών επηρεάζουν τις τιμές των βασικών εμπορευμάτων, έτσι θα πρέπει οι τιμές των βασικών εμπορευμάτων να επηρεάζουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες των εισαγωγικών χωρών αλλά αυτό αφήνεται να ερευνηθεί από άλλους ερευνητές στο μέλλον.

### 3. Μεθοδολογία

Για τις αναλύσεις ολόκληρης της έρευνας χρησιμοποιούμε το οικονομετρικό πρόγραμμα Gretl και συγκεκριμένα την έκδοση 1.9.5. Το συγκεκριμένο πρόγραμμα παρέχεται δωρεάν (<http://gretl.sourceforge.net>) και αυτός ήταν ο βασικός λόγος που επιλέχθηκε. Το λογισμικό αυτό παρέχει τη ευκολία να ελέγχει από μόνο του την μηδενική υπόθεση, για κάθε έλεγχο, και να το υποδεικνύει, όταν αυτή απορρίπτεται, δίπλα σε κάθε p value. Απόρριψη με επίπεδο σημαντικότητας 1% υποδεικνύεται με τρία αστεράκια (\*\*\*), με επίπεδο σημαντικότητας 5% με δύο αστεράκια (\*\*) και με επίπεδο σημαντικότητας 10% με ένα αστεράκι (\*).

Όλα τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται προέρχονται από το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο (International Monetary Fund) και συγκεκριμένα από τα Διεθνή Χρηματοοικονομικά Στοιχεία (International Financial Statistics) που ανακοινώνει.

Προφανώς και τα βασικά εμπορεύματα προέρχονται από ένα μεγάλο αριθμό χωρών όμως στην έρευνα μας θα χρησιμοποιήσουμε μόνο τρεις, την Αυστραλία, τον Καναδά και τη Νέα Ζηλανδία. Αυτές οι χώρες είναι μικρές (ως προς το οικονομικό τους μέγεθος, δηλαδή δε μπορούν να επηρεάσουν τις τιμές) άρα και δέκτες τιμών. Επίσης και οι τρεις αυτές χώρες παράγουν πολλά από τα βασικά εμπορεύματα (από αγροτικά προϊόντα και μέταλλα μέχρι και ενεργειακά εμπορεύματα) και οι τιμές αυτών των βασικών εμπορευμάτων διαπραγματεύονται ελεύθερα στο χρηματιστήριο εδώ και πολλά χρόνια. Τέλος, να σημειώσουμε ότι η πλειοψηφία των εξαγωγικών χωρών έχει είτε σταθερές συναλλαγματικές ισοτιμίες είτε δεν τις έχει τελείως κυμαινόμενες σε αντίθεση με τις χώρες που επιλέξαμε που έχουν αφήσει ελεύθερα τα νομίσματα τους. Σίγουρα και οι χώρες με σταθερά νομίσματα επηρεάζουν τις τιμές των βασικών εμπορευμάτων αλλά τις αφήσαμε έξω από την έρευνα γιατί μας ενδιαφέρει πως οι χρηματοοικονομικές αγορές επηρεάζουν τις τιμές των βασικών εμπορευμάτων.

Για όλη την ανάλυση χρησιμοποιούμε τριμηνιαία δεδομένα. Τα μηνιαία δεδομένα έχουν το μειονέκτημα ότι κάποιο σοκ στην οικονομία δε προλαβαίνει να απορροφηθεί και άρα επηρεάζει υπερβολικά το μήνα που συνέβη και αντίθετα τα ετήσια δεδομένα χάνουν μεγάλο μέρος της πληροφόρησης και των γεγονότων που συμβαίνουν μέσα στο

έτος. Επιπλέον τα ετήσια δεδομένα αρχίζουν να χάνουν το χαρακτήρα του βραχυπρόθεσμου που εξετάζει αυτή η εργασία. Οπότε καταλήξαμε στα τριμηνιαία σαν μέση λύση η οποία είναι και πιο κοινά αποδεκτή από την πλειοψηφία των αναλυτών.

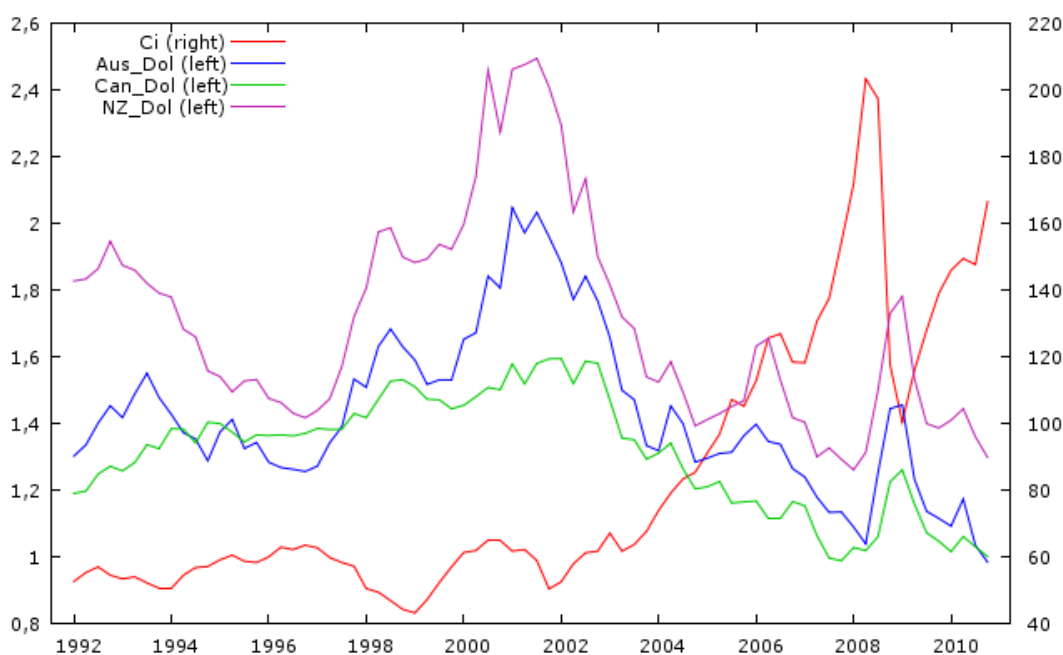
Για να αντιληφθούμε τις αλλαγές των τιμών στο σύνολο των παγκόσμιων αγορών βασικών εμπορευμάτων χρησιμοποιούμε το δείκτη που ανακοινώνει το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο και ο οποίος είναι ένας σταθμισμένος δείκτης παγκόσμιων εξαγωγών – κερδών για πάνω από σαράντα εμπορεύματα που εμπορεύονται σε διάφορα νομίσματα. Βασικά το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο ανακοινώνει δύο δείκτες βασικών εμπορευμάτων, έναν με όλα τα βασικά εμπορεύματα και έναν χωρίς τα βασικά εμπορεύματα που σχετίζονται με την ενέργεια. Για την έρευνα μας χρησιμοποιούμε το πρώτον γιατί θεωρούμε ότι αφού τα βασικά εμπορεύματα που σχετίζονται με την ενέργεια είναι ένα μεγάλο ποσοστό των παγκόσμιων εξαγωγών θα πρέπει να περιλαμβάνονται και αυτά στο δείκτη. Ο δείκτης ξεκίνησε το 1992 οπότε και από τότε θα ξεκινήσει η έρευνα μας και όλες οι τιμές του δείκτη είναι σε σταθερές τιμές με έτος βάσης το 2005. Τέλος να επισημάνουμε ότι υπάρχουν και άλλοι δείκτες για το σύνολο των παγκόσμιων βασικών εμπορευμάτων, όπως για παράδειγμα της Goldman Sachs, αλλά ο δείκτης του Διεθνή Νομισματικού Ταμείου είναι ο πιο περιεκτικός και πιο αντικειμενικός σε σχέση με τους άλλους που περιλαμβάνουν σαφώς μικρότερο αριθμό βασικών εμπορευμάτων, συνήθως δέκα με είκοσι.

Για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες χρησιμοποιήσαμε σαν νόμισμα αναφοράς το αμερικάνικο δολάριο. Συγκεκριμένα πήραμε τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της κάθε χώρας στο τέλος της περιόδου σε σχέση με το αμερικάνικο δολάριο. Τα δεδομένα ξεκινάνε από το 1992, χρόνια που ξεκινάει και ο δείκτης των βασικών εμπορευμάτων που χρησιμοποιούμε. Ο Καναδάς άφησε ελεύθερο το νόμισμα του το 1970, η Αυστραλία το 1983 και η Νέα Ζηλανδία το 1985 οπότε στη περίοδο που εξετάζουμε όλες είχαν ελεύθερα κυμαινόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες.

## 4. Ανάλυση των Δεδομένων και Ερμηνεία των Ευρημάτων

### Μεταβλητές

1. Ci : Δείκτης παγκόσμιων βασικών εμπορευμάτων
2. Aus\_Dol : Συναλλαγματική ισοτιμία Αυστραλέζικου δολαρίου
3. Can\_Dol : Συναλλαγματική ισοτιμία Καναδέζικου δολαρίου
4. NZ\_Dol : Συναλλαγματική ισοτιμία Νεοζηλανδέζικου δολαρίου



1. Διάγραμμα χρονολογικών σειρών των τεσσάρων μεταβλητών.

Στο παραπάνω διάγραμμα φαίνεται η εξέλιξη των τεσσάρων μεταβλητών σε σχέση με το χρόνο. Στον αριστερό κάθετο άξονα είναι οι τιμές για τις τρεις μεταβλητές των συναλλαγματικών ισοτιμιών και στο δεξιό κάθετο άξονα οι τιμές για το δείκτη βασικών εμπορευμάτων. Μπορούμε να παρατηρήσουμε ότι η κόκκινη γραμμή (δηλαδή η γραμμή του δείκτη βασικών εμπορευμάτων) ακολουθεί αρκετά τις άλλες μεταβλητές με κάποια χρονική υστέρηση όμως (σύμφωνα με τη θεωρία μία υστέρηση). Επίσης και οι τέσσερις μεταβλητές δείχνουν να έχουν κάποια τάση.



## 4.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Για να ελέγξουμε την ύπαρξη τάσης για κάθε μεταβλητή θα προβούμε σε έναν έλεγχο μοναδιαίας ρίζας. Οι Elliot, Rothenberg και Stock (1996) σε έρευνα τους έδειξαν, μέσω Monte Carlo προσομοιώσεων, ότι ο έλεγχος Augmented Dickey – Fuller (ADF) προσφέρει τα καλύτερα αποτελέσματα, ειδικά σε σχετικά μικρά δείγματα όπως το δικό μας, οπότε θα χρησιμοποιηθεί αυτός ο έλεγχος. Ο έλεγχος Augmented Dickey – Fuller ελέγχει την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας για τρεις περιπτώσεις, με τάση και σταθερά, μόνο με σταθερά και χωρίς σταθερά. Τέλος, αφήνουμε το λογισμικό (με επίπεδο σημαντικότητας 10%) να επιλέξει πόσες υστερήσεις να προσθέσει στην παλινδρόμηση με μέγιστο το τέσσερα, δηλαδή ένα χρόνο.

Augmented Dickey – Fuller έλεγχος για τη μεταβλητή Ci:

with constant and trend				
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$				
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,020				
lagged differences: $F(2, 68) = 11,215 [0,0001]$				
estimated value of $(a - 1)$ : -0,120301				
test statistic: $\tau_{ct}(1) = -2,05222$				
asymptotic p-value 0,5719				
Augmented Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1992:4-2010:4 (T = 73)				
Dependent variable: d_Ci				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1,80329	2,92738	0,6160	0,5399
Ci_1	-0,120301	0,0586197	-2,052	0,5719
d_Ci_1	0,464156	0,108976	4,259	6,45e-05 ***
d_Ci_2	-0,349497	0,115986	-3,013	0,0036 ***
time	0,236213	0,100694	2,346	0,0219 **

1. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή Ci με τάση και σταθερά.

test with constant				
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$				
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,016				
lagged differences: $F(4, 65) = 6,471 [0,0002]$				
estimated value of $(a - 1)$ : 0,00399785				
test statistic: $\tau_c(1) = 0,110511$				
asymptotic p-value 0,9666				
Augmented Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1993:2-2010:4 (T = 71)				
Dependent variable: d_Ci				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1,50833	3,14520	0,4796	0,6331
Ci_1	0,00399785	0,0361758	0,1105	0,9666
d_Ci_1	0,443387	0,126874	3,495	0,0009 ***
d_Ci_2	-0,534213	0,139750	-3,823	0,0003 ***
d_Ci_3	0,111221	0,137047	0,8116	0,4200
d_Ci_4	-0,228294	0,127002	-1,798	0,0769 *

2. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή Ci με σταθερά.

test without constant				
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$				
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,018				
lagged differences: $F(4, 66) = 6,796 [0,0001]$				
estimated value of $(a - 1)$ : 0,0198336				
test statistic: $\tau_{nc}(1) = 1,35026$				
asymptotic p-value 0,956				
Augmented Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1993:2-2010:4 (T = 71)				
Dependent variable: d_Ci				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
Ci_1	0,0198336	0,0146887	1,350	0,9560

d_Ci_1	0,435010	0,124930	3,482	0,0009 ***
d_Ci_2	-0,546449	0,136597	-4,000	0,0002 ***
d_Ci_3	0,106208	0,135848	0,7818	0,4371
d_Ci_4	-0,236871	0,125001	-1,895	0,0625 *

3. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή Ci χωρίς σταθερά.

Και στις τρεις περιπτώσεις είναι εμφανές ότι η μεταβλητή Ci έχει μοναδιαία ρίζα. Για τη περίπτωση με σταθερά και τάση η πιθανότητα να έχει μοναδιαία ρίζα είναι 57,19%, σίγουρα πάνω από το 10% που έχουμε ορίσει για επίπεδο σημαντικότητας. Στις άλλες δύο περιπτώσεις μάλιστα ξεπερνά το 90% οπότε δεν υπάρχει αμφιβολία για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.

Augmented Dickey – Fuller έλεγχος για τη μεταβλητή Aus\_Dol:

with constant and trend				
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$				
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,135				
estimated value of (a - 1): -0,0638989				
test statistic: tau_ct(1) = -1,47958				
p-value 0,828				
Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1992:2-2010:4 (T = 75)				
Dependent variable: d_Aus_Dol				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,118906	0,0699015	1,701	0,0932 *
Aus_Dol_1	-0,0638989	0,0431872	-1,480	0,8280
time	-0,000808150	0,000467326	-1,729	0,0880 *

4. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή Aus\_Dol με τάση και σταθερά.

test with constant				
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$				
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,150				

estimated value of (a - 1): -0,0432164				
test statistic: tau_c(1) = -1,02749				
p-value 0,7396				
Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1992:2-2010:4 (T = 75)				
Dependent variable: d_Aus_Dol				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,0577328	0,0611065	0,9448	0,3479
Aus_Dol_1	-0,0432164	0,0420601	-1,027	0,7396

5. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή Aus\_Dol με σταθερά.

test without constant				
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e				
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,127				
estimated value of (a - 1): -0,00399839				
test statistic: tau_nc(1) = -0,589999				
p-value 0,4585				
Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1992:2-2010:4 (T = 75)				
Dependent variable: d_Aus_Dol				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
Aus_Dol_1	-0,00399839	0,00677695	-0,5900	0,4585

6. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή Aus\_Dol χωρίς σταθερά.

Και στις τρεις περιπτώσεις είναι εμφανές ότι η μεταβλητή Aus\_Dol έχει μοναδιαία ρίζα. Για τη περίπτωση με σταθερά και τάση η πιθανότητα να έχει μοναδιαία ρίζα είναι 82,8%, σίγουρα πάνω από το 10% που έχουμε ορίσει για επίπεδο σημαντικότητας. Και στις άλλες δύο περιπτώσεις ξεπερνά το 10% οπότε δεν υπάρχει αμφιβολία για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.

Augmented Dickey – Fuller έλεγχος για τη μεταβλητή Can\_Dol:

with constant and trend				
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$				
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,136				
estimated value of (a - 1): -0,0724474				
test statistic: tau_ct(1) = -1,93791				
p-value 0,6248				
Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1992:2-2010:4 (T = 75)				
Dependent variable: d_Can_Dol				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,122424	0,0562409	2,177	0,0328 **
Can_Dol_1	-0,0724474	0,0373843	-1,938	0,6248
time	-0,000762995	0,000291856	-2,614	0,0109 **

7. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή Can\_Dol με τάση και σταθερά.

test with constant				
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$				
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,170				
estimated value of (a - 1): -0,0206902				
test statistic: tau_c(1) = -0,62784				
p-value 0,8573				
Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1992:2-2010:4 (T = 75)				
Dependent variable: d_Can_Dol				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,0246643	0,0436549	0,5650	0,5738
Can_Dol_1	-0,0206902	0,0329546	-0,6278	0,8573

8. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή Can\_Dol με σταθερά.

test without constant				
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$				
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,159				
estimated value of $(a - 1)$ : -0,00222356				
test statistic: $\tau_{nc}(1) = -0,531306$				
p-value 0,4835				
Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1992:2-2010:4 (T = 75)				
Dependent variable: d_Can_Dol				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
Can_Dol_1	-0,00222356	0,00418508	-0,5313	0,4835

9. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή Can\_Dol χωρίς σταθερά.

Και στις τρεις περιπτώσεις είναι εμφανές ότι η μεταβλητή Can\_Dol έχει μοναδιαία ρίζα. Για τη περίπτωση με σταθερά και τάση η πιθανότητα να έχει μοναδιαία ρίζα είναι 62,48%, σίγουρα πάνω από το 10% που έχουμε ορίσει για επίπεδο σημαντικότητας. Και στις άλλες δύο περιπτώσεις ξεπερνά το 10% οπότε δεν υπάρχει αμφιβολία για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.

Augmented Dickey – Fuller έλεγχος για τη μεταβλητή NZ\_Dol:

with constant and trend				
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$				
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,040				
estimated value of $(a - 1)$ : -0,0701021				
test statistic: $\tau_{ct}(1) = -1,7379$				
asymptotic p-value 0,7345				
Augmented Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1992:3-2010:4 (T = 74)				
Dependent variable: d_NZ_Dol				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

const	0,136647	0,0802842	1,702	0,0932 *
NZ_Dol_1	-0,0701021	0,0403373	-1,738	0,7345
d_NZ_Dol_1	0,226716	0,116920	1,939	0,0565 *
time	-0,000578662	0,000584551	-0,9899	0,3256

10. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή NZ\_Dol με τάση και σταθερά.

test with constant				
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$				
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,039				
estimated value of (a - 1): -0,0572875				
test statistic: $\tau_c(1) = -1,49974$				
asymptotic p-value 0,534				
Augmented Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1992:3-2010:4 (T = 74)				
Dependent variable: d_NZ_Dol				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,0919250	0,0663577	1,385	0,1703
NZ_Dol_1	-0,0572875	0,0381983	-1,500	0,5340
d_NZ_Dol_1	0,225790	0,116899	1,931	0,0574 *

11. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή NZ\_Dol με σταθερά.

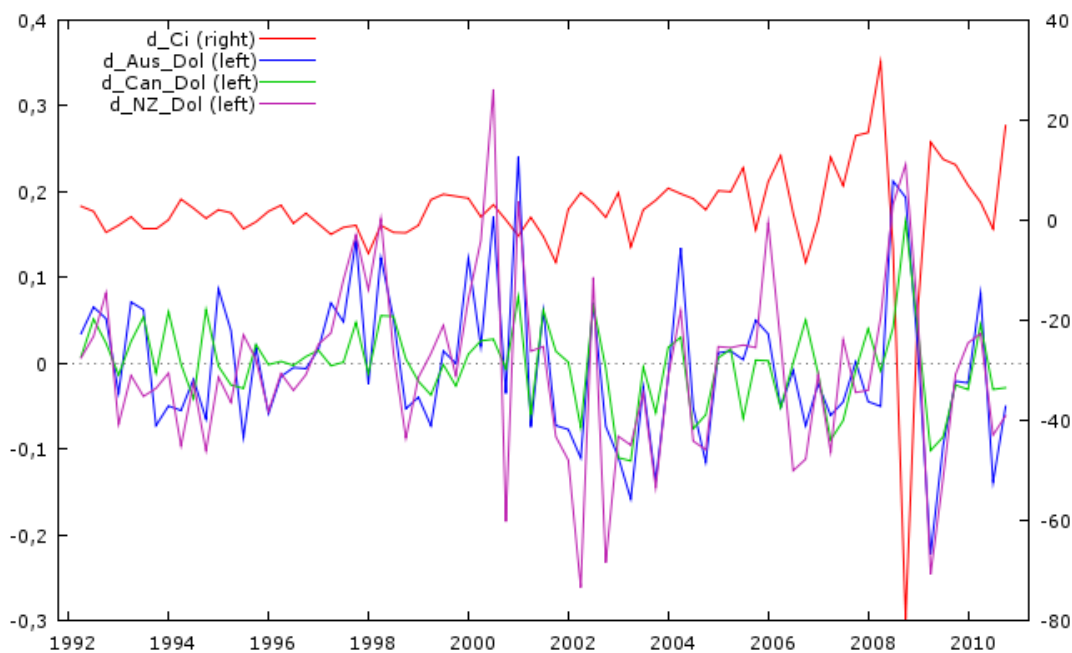
test without constant				
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$				
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,026				
estimated value of (a - 1): -0,00521914				
test statistic: $\tau_{nc}(1) = -0,761599$				
asymptotic p-value 0,3866				
Augmented Dickey-Fuller regression				
OLS, using observations 1992:3-2010:4 (T = 74)				
Dependent variable: d_NZ_Dol				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

NZ_Dol_1	-0,00521914	0,00685287	-0,7616	0,3866
d_NZ_Dol_1	0,194407	0,115413	1,684	0,0964 *

12. ADF έλεγχος για τη μεταβλητή NZ\_Dol χωρίς σταθερά.

Και στις τρεις περιπτώσεις είναι εμφανές ότι η μεταβλητή NZ\_Dol έχει μοναδιαία ρίζα. Για τη περίπτωση με σταθερά και τάση η πιθανότητα να έχει μοναδιαία ρίζα είναι 73,45%, σίγουρα πάνω από το 10% που έχουμε ορίσει για επίπεδο σημαντικότητας. Και στις άλλες δύο περιπτώσεις ξεπερνά το 10% οπότε δεν υπάρχει αμφιβολία για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.

Άρα, αφού και οι τέσσερις μεταβλητές μας έχουν μοναδιαία ρίζα θα συνεχίσουμε την όλη ανάλυση χρησιμοποιώντας τις πρώτες διαφορές των μεταβλητών (οι πρώτες διαφορές φαίνονται με d\_ στην αρχή του ονόματος της κάθε μεταβλητής) ώστε να αφαιρεθεί η μοναδιαία ρίζα. Οπότε οι μεταβλητές είναι I(1).



2. Διάγραμμα χρονολογικών σειρών πρώτων διαφορών των τεσσάρων μεταβλητών.

Όπως φαίνεται και από το παραπάνω διάγραμμα η τάση έχει εξαφανιστεί από όλες τις μεταβλητές μας και αυτό επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο Augmented Dickey – Fuller όπου με πιθανότητα τουλάχιστον μεγαλύτερη από 99,99% απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.



## 4.2 Έλεγχος συνολοκλήρωσης

Πριν όμως προχωρήσουμε την ανάλυση σε επίπεδο πρώτων διαφορών θα ελέγξουμε αν οι μεταβλητές μας είναι συνολοκληρωμένες. Ο έλεγχος για συνολοκλήρωση (cointegration) ελέγχει εάν τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δύο μεταβλητών που έχουν τάση είναι στάσιμα. Οι δικές μας μεταβλητές έχουν όλες τάση οπότε θα ελέγξουμε ένα συνολοκληρώνεται η μεταβλητή των βασικών εμπορευμάτων με κάθε μία από τις μεταβλητές των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης θα χρησιμοποιήσουμε τον ευρέως χρησιμοποιούμενο έλεγχο των Engle και Granger. Ο έλεγχος αυτός προτάθηκε από τους ίδιους το 1987.

Step 1: cointegrating regression				
Cointegrating regression -				
OLS, using observations 1992:1-2010:4 (T = 76)				
Dependent variable: Ci				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	134,163	13,8620	9,679	1,01e-014 ***
Aus_Dol	-68,7913	8,54348	-8,052	1,12e-011 ***
time	1,2088	0,0928020	13,03	1,00e-020 ***
Mean dependent var	82,47632	S.D. dependent var	39,15990	
Sum squared resid	20818,85	S.E. of regression	16,88756	
R-squared	0,818986	Adjusted R-squared	0,814027	
Log-likelihood	-321,1288	Akaike criterion	648,2576	
Schwarz criterion	655,2498	Hannan-Quinn	651,0520	
rho	0,776933	Durbin-Watson	0,445627	
Step 2: testing for a unit root in uhat				
Augmented Dickey-Fuller test for uhat				
including one lag of (1-L)uhat				

sample size 74
unit-root null hypothesis: $a = 1$
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,023
estimated value of $(a - 1)$ : -0,29172
test statistic: $\tau_{ct}(2) = -3,89185$
asymptotic p-value 0,0371
There is evidence for a cointegrating relationship if:
(a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.
(b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the
cointegrating regression.

13. Engle – Granger έλεγχος για τις μεταβλητές Ci και Aus\_Dol.

Τα κατάλοιπα είναι στάσιμα σε επίπεδο σημαντικότητας 10% ( $p\text{-value} = 0,0371$ ).

Step 1: cointegrating regression				
Cointegrating regression -				
OLS, using observations 1992:1-2010:4 (T = 76)				
Dependent variable: Ci				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	215,604	16,4971	13,07	8,47e-021 ***
Can_Dol	-127,801	10,9741	-11,65	2,59e-018 ***
time	0,889886	0,0858621	10,36	5,43e-016 ***
Mean dependent var	82,47632	S.D. dependent var	39,15990	
Sum squared resid	13754,58	S.E. of regression	13,72658	
R-squared	0,880408	Adjusted R-squared	0,877131	
Log-likelihood	-305,3783	Akaike criterion	616,7566	
Schwarz criterion	623,7488	Hannan-Quinn	619,5510	
rho	0,724311	Durbin-Watson	0,545147	

Step 2: testing for a unit root in uhat
Augmented Dickey-Fuller test for uhat
including one lag of (1-L)uhat
sample size 74
unit-root null hypothesis: $a = 1$
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,010
estimated value of $(a - 1)$ : -0,384871
test statistic: $\tau_{ct}(2) = -4,81465$
asymptotic p-value 0,001762
There is evidence for a cointegrating relationship if:
(a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.
(b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

14. Engle – Granger έλεγχος για τις μεταβλητές Ci και Can\_Dol.

Τα κατάλοιπα είναι στάσιμα σε επίπεδο σημαντικότητας 10% ( $p\text{-value} = 0,001762$ ).

Step 1: cointegrating regression				
Cointegrating regression -				
OLS, using observations 1992:1-2010:4 (T = 76)				
Dependent variable: Ci				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	107,640	14,9430	7,203	4,36e-010 ***
NZ_Dol	-42,5574	7,53074	-5,651	2,90e-07 ***
time	1,22775	0,107866	11,38	7,68e-018 ***
Mean dependent var	82,47632	S.D. dependent var	39,15990	
Sum squared resid	27345,61	S.E. of regression	19,35452	
R-squared	0,762238	Adjusted R-squared	0,755724	

Log-likelihood	-331,4913	Akaike criterion	668,9826
Schwarz criterion	675,9748	Hannan-Quinn	671,7770
rho	0,824411	Durbin-Watson	0,344425
Step 2: testing for a unit root in uhat			
Augmented Dickey-Fuller test for uhat			
including one lag of (1-L)uhat			
sample size 74			
unit-root null hypothesis: $a = 1$			
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$			
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,038			
estimated value of $(a - 1)$ : -0,238284			
test statistic: $\tau_{ct}(2) = -3,64227$			
asymptotic p-value 0,07097			
There is evidence for a cointegrating relationship if:			
(a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.			
(b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the			
cointegrating regression.			

15. Engle – Granger έλεγχος για τις μεταβλητές  $C_i$  και  $NZ\_Dol$ .

Τα κατάλοιπα είναι στάσιμα σε επίπεδο σημαντικότητας 10% ( $p\text{-value} = 0,07097$ ).

Όπως βλέπουμε και οι τρεις μεταβλητές των συναλλαγματικών ισοτιμιών συνολοκληρώνουν τη μεταβλητή των βασικών εμπορευμάτων σε επίπεδο σημαντικότητας 10% οπότε οι μεταβλητές μπορεί να έχουν τάση αλλά έχουν την ίδια μορφή τάσης γεγονός που δείχνει ότι κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση και λογικά θα μπορεί η μια να προβλέψει την άλλη.

### 4.3 Εντός δείγματος Granger – Causality έλεγχος

Σύμφωνα με το μοντέλο της παρούσας αξίας ενός περιουσιακού στοιχείου θα πρέπει οι συναλλαγματικές ισοτιμίες να προκαλούν μια Granger επίδραση στις τιμές των βασικών εμπορευμάτων. Οπότε θα ελέγξουμε την θεωρία αυτή τρέχοντας ένας Granger – Causality (GC) έλεγχο. Ο έλεγχος αυτός προτάθηκε από τον Granger το 1969 και ελέγχει αν μια χρονολογική σειρά είναι χρήσιμη για τη πρόβλεψη μιας άλλης χρονολογικής σειράς. Συγκεκριμένα θα τρέξουμε τη παλινδρόμηση:

$$d\_Ci_t = \beta_0 + \beta_1 * d\_s_{t-1} + \beta_2 * d\_Ci_{t-1} + u_t$$

όπου s θα είναι η κάθε συναλλαγματική ισοτιμία ξεχωριστά. Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου είναι  $\beta_0 = \beta_1 = 0$ .

Model: OLS, using observations 1992:3-2010:4 (T = 74)				
Dependent variable: d_Ci				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1,08353	1,23593	0,8767	0,3836
d_Aus_Dol_1	-53,4637	15,3177	-3,490	0,0008 ***
d_Ci_1	0,174386	0,112688	1,548	0,1262
Mean dependent var	1,500000	S.D. dependent var	11,83457	
Sum squared resid	7928,150	S.E. of regression	10,56712	
R-squared	0,224567	Adjusted R-squared	0,202724	
F(2, 71)	10,28088	P-value(F)	0,000120	
Log-likelihood	-277,9435	Akaike criterion	561,8870	
Schwarz criterion	568,7992	Hannan-Quinn	564,6444	
rho	0,098544	Durbin's h	3,116101	
Restriction set				
1: b[const] = 0				
2: b[d_Aus_Dol_1] = 0				

Test statistic: $F(2, 71) = 6,49172$ , with p-value = 0,00257512				
Restricted estimates:				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,000000	0,000000	NA	NA
d_Aus_Dol_1	0,000000	0,000000	NA	NA
d_Ci_1	0,317528	0,113091	2,808	0,0064 ***
Standard error of the regression = 11,3342				

16. GC έλεγχος για την μεταβλητή d\_Aus\_Dol στην μεταβλητή d\_Ci.

Η πιθανότητα να δεχτούμε την μηδενική υπόθεση είναι 0,257512 %, οπότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και η μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας της Αυστραλίας μπορεί να χρησιμεύσει στη πρόβλεψη της μεταβολής των τιμών των βασικών εμπορευμάτων.

Model: OLS, using observations 1992:3-2010:4 (T = 74)				
Dependent variable: d_Ci				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1,12426	1,32879	0,8461	0,4004
d_Can_Dol_1	-31,7161	32,1331	-0,9870	0,3270
d_Ci_1	0,239486	0,133023	1,800	0,0761 *
Mean dependent var	1,500000	S.D. dependent var	11,83457	
Sum squared resid	9162,755	S.E. of regression	11,36014	
R-squared	0,103813	Adjusted R-squared	0,078569	
F(2, 71)	4,112287	P-value(F)	0,020424	
Log-likelihood	-283,2984	Akaike criterion	572,5968	
Schwarz criterion	579,5090	Hannan-Quinn	575,3542	
rho	0,106913	Durbin's h	1,760994	
Restriction set				
1: b[const] = 0				

2: $b[d\_Can\_Dol\_1] = 0$				
Test statistic: $F(2, 71) = 0,833685$ , with p-value = 0,438653				
Restricted estimates:				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,000000	0,000000	NA	NA
d_Can_Dol_1	0,000000	0,000000	NA	NA
d_Ci_1	0,317528	0,113091	2,808	0,0064 ***
Standard error of the regression = 11,3342				

17. GC έλεγχος για την μεταβλητή d\_Can\_Dol στην μεταβλητή d\_Ci.

Η πιθανότητα να δεχτούμε την μηδενική υπόθεση είναι 43,8653 %, οπότε την δεχόμαστε και η μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας του Καναδά δε μπορεί να χρησιμεύσει στη πρόβλεψη της μεταβολής των τιμών των βασικών εμπορευμάτων.

Model: OLS, using observations 1992:3-2010:4 (T = 74)				
Dependent variable: d_Ci				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1,02200	1,29816	0,7873	0,4337
d_NZ_Dol_1	-27,6756	13,0941	-2,114	0,0381 **
d_Ci_1	0,236710	0,116241	2,036	0,0454 **
Mean dependent var	1,500000	S.D. dependent var	11,83457	
Sum squared resid	8738,644	S.E. of regression	11,09412	
R-squared	0,145295	Adjusted R-squared	0,121218	
F(2, 71)	6,034782	P-value(F)	0,003797	
Log-likelihood	-281,5449	Akaike criterion	569,0899	
Schwarz criterion	576,0020	Hannan-Quinn	571,8472	
rho	0,088583	Durbin's h	6,485406	
Restriction set				
1: $b[const] = 0$				

2: $b[d\_NZ\_Dol\_1] = 0$				
Test statistic: $F(2, 71) = 2,59706$ , with p-value = 0,0815566				
Restricted estimates:				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,000000	0,000000	NA	NA
d_NZ_Dol_1	0,000000	0,000000	NA	NA
d_Ci_1	0,317528	0,113091	2,808	0,0064 ***
Standard error of the regression = 11,3342				

18. GC έλεγχος για την μεταβλητή d\_NZ\_Dol στην μεταβλητή d\_Ci.

Η πιθανότητα να δεχτούμε την μηδενική υπόθεση είναι 8,15566 %, οπότε το αν θα δεχτούμε τη μηδενική υπόθεση εξαρτάται από ποιο επίπεδο σημαντικότητας θα διαλέξουμε. Με επίπεδο σημαντικότητας 10% την δεχόμαστε και η μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας της Νέας Ζηλανδίας μπορεί να χρησιμεύσει στη πρόβλεψη της μεταβολής των τιμών των βασικών εμπορευμάτων.

Όπως εύκολα μπορεί να παρατηρήσει κανείς οι παραπάνω μεταβλητές έχουν ετεροσκεδαστικότητα οπότε ξανατρέξαμε όλες τις παλινδρομήσεις αφήνοντας το λογισμικό να διορθώσει τα αποτελέσματα λαμβάνοντας υπόψη την ετεροσκεδαστικότητα (μέσω της επιλογής robust) και πήραμε τον παρακάτω πίνακα.

	Αυστραλία	Καναδάς	Νέα Ζηλανδία
p-value για $H_0$	0,00870627	0,0954844	0,0330104

19. p-value για όλες τις μεταβλητές των συναλλαγματικών ισοτιμιών σε GC έλεγχο ως προς τη μεταβλητή Ci, λαμβάνοντας υπόψη την ετεροσκεδαστικότητα.

Στο παραπάνω πίνακα βλέπουμε ότι η πιθανότητα να δεχτούμε την  $H_0$  μειώθηκε για όλες τις μεταβλητές των συναλλαγματικών ισοτιμιών και σε επίπεδο σημαντικότητας 10% όλες οι μεταβλητές μπορούν να βοηθήσουν στη πρόβλεψη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων. Το αν θα δεχτούμε τα αποτελέσματα μετά τη διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας ή πριν είναι θέμα του κάθε ερευνητή αλλά εμείς θεωρούμε



σωστότερα τα αποτελέσματα που βγαίνουν όταν λαμβάνουμε υπόψη την ετεροσκεδαστικότητα.

Ένα σημαντικό μειονέκτημα του ελέγχου Granger Causality είναι ότι στις παλινδρομήσεις που κάνει δε παίρνει υπόψη του ενδεχόμενες αστάθειες των παραμέτρων. Είναι γνωστό ότι διαρθρωτικές διασπάσεις (structural break) είναι κοινή ανησυχία όχι μόνο θεωρητικά αλλά και εμπειρικά. Για αυτό το λόγο χρησιμοποιούμε τον έλεγχο QLR (Quandt Likelihood Ratio) ώστε να ελέγξουμε τις παλινδρομήσεις του Granger Causality ελέγχου. Για τις τιμές του ελέγχου χρησιμοποιούμε το βιβλίο των Stock και Watson 2011 (πρώτη έκδοση το 2003).

Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point,
with 15 percent trimming:
The maximum $F(3, 68) = 12,6893$ occurs at observation 2007:2
Significant at the 1 percent level (1% critical value = 6,02)

20. QLR έλεγχο για τη παλινδρόμηση του ελέγχου GC για τη μεταβλητή d\_Aus\_Dol στη μεταβλητή d\_Ci

Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point,
with 15 percent trimming:
The maximum $F(3, 68) = 0,887421$ occurs at observation 2007:2
Not significant at the 10 percent level (10% value = 4,09)

21. QLR έλεγχο για τη παλινδρόμηση του ελέγχου GC για τη μεταβλητή d\_Can\_Dol στη μεταβλητή d\_Ci

Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point,
with 15 percent trimming:
The maximum $F(3, 68) = 9,46317$ occurs at observation 2008:1
Significant at the 1 percent level (1% critical value = 6,02)

22. QLR έλεγχο για τη παλινδρόμηση του ελέγχου GC για τη μεταβλητή d\_NZ\_Dol στη μεταβλητή d\_Ci

Όπως βλέπουμε με εξαίρεση τη περίπτωση του Καναδά παρατηρούνται διαρθρωτικές διασπάσεις οπότε συνεχίζουμε βασιζόμενοι στο άρθρο της Rossi το 2005 ώστε να

βρούμε το p-value στους Granger Causality ελέγχους λαμβάνοντας υπόψη και τις αστάθειες των παραμέτρων και παίρνουμε το παρακάτω πίνακα που ενισχύει τα αρχικά αποτελέσματα. Ο έλεγχος που προτείνει ο Rossi είναι αντίστοιχος με τον Granger Causality έλεγχο με μηδενική υπόθεση  $\beta_{0t} = \beta_0 = 0$  και  $\beta_{1t} = \beta_1 = 0$  στην παρακάτω παλινδρόμηση.

$$d\_Ci_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} * d\_s_{t-1} + \beta_2 * d\_Ci_{t-1} + u_t$$

	Αυστραλία	Καναδάς	Νέα Ζηλανδία
p-value για $H_0$	0,0072261	0,0954844	0,0273986

23. p-value για όλες τις μεταβλητές των συναλλαγματικών ισοτιμιών σε GC έλεγχο ως προς τη μεταβλητή  $Ci$ , λαμβάνοντας υπόψη την αστάθεια των παραμέτρων.

#### 4.4 Δημιουργία οικονομετρικού μοντέλου

Μέσω των δύο ελέγχων που πραγματοποιήσαμε φάνηκε ότι υπάρχει σχέση μεταξύ των μεταβλητών των συναλλαγματικών ισοτιμιών και της μεταβλητής του δείκτη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων, οπότε θα προσπαθήσουμε να ανακαλύψουμε τη σχέση αυτή μέσω της δημιουργίας ενός οικονομετρικού μοντέλου.

Στο μοντέλο η εξαρτημένη μεταβλητή θα είναι ο δείκτης των τιμών των βασικών εμπορευμάτων και ανεξάρτητες θα είναι οι τρεις μεταβλητές των συναλλαγματικών ισοτιμιών με υστερήσεις από μία έως τέσσερις (δηλαδή μέχρι και ένα χρόνο πίσω) και επίσης θα προσθέσουμε και τέσσερις υστερήσεις τις εξαρτημένης μεταβλητής. Φυσικά όλη η ανάλυση θα γίνει σε επίπεδο πρώτων διαφορών που δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Τέλος, αφήνουμε το λογισμικό να ενσωματώσει στα αποτελέσματα και την ετεροσκεδαστικότητα. Άρα το μοντέλο που τρέξουμε είναι το παρακάτω:

$$d\_Ci_t = \beta_1 * d\_Aus\_Dol_{t-1} + \beta_2 * d\_Aus\_Dol_{t-2} + \beta_3 * d\_Aus\_Dol_{t-3} + \beta_4 * d\_Aus\_Dol_{t-4} + \beta_5 * d\_Can\_Dol_{t-1} + \beta_6 * d\_Can\_Dol_{t-2} + \beta_7 * d\_Can\_Dol_{t-3} + \beta_8 * d\_Can\_Dol_{t-4} + \beta_9 * d\_NZ\_Dol_{t-1} + \beta_{10} * d\_NZ\_Dol_{t-2} + \beta_{11} * d\_NZ\_Dol_{t-3} + \beta_{12} * d\_NZ\_Dol_{t-4} + \beta_{13} * d\_Ci_{t-1} + \beta_{14} * d\_Ci_{t-2} + \beta_{15} * d\_Ci_{t-3} + \beta_{16} * d\_Ci_{t-4} + u_t$$

Model 1: OLS, using observations 1993:2-2010:4 (T = 71)				
Dependent variable: d_Ci				
HAC standard errors, bandwidth 3 (Bartlett kernel)				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
d_Aus_Dol_1	-51,7519	26,3300	-1,966	0,0544 *
d_Aus_Dol_2	66,0449	42,2764	1,562	0,1240
d_Aus_Dol_3	15,7185	19,4691	0,8074	0,4229
d_Aus_Dol_4	-9,80673	18,3046	-0,5358	0,5943
d_Can_Dol_1	40,4200	37,0777	1,090	0,2804
d_Can_Dol_2	-71,7892	44,8509	-1,601	0,1152
d_Can_Dol_3	-114,920	47,5831	-2,415	0,0191 **
d_Can_Dol_4	-15,1168	41,2858	-0,3661	0,7157
d_NZ_Dol_1	-1,39673	11,6233	-0,1202	0,9048
d_NZ_Dol_2	-35,1255	19,5206	-1,799	0,0774 *
d_NZ_Dol_3	7,02084	15,0517	0,4664	0,6427
d_NZ_Dol_4	-0,242154	14,0642	-0,01722	0,9863
d_Ci_1	0,357627	0,154121	2,320	0,0241 **
d_Ci_2	-0,497707	0,150440	-3,308	0,0017 ***
d_Ci_3	-0,120536	0,0815164	-1,479	0,1449
d_Ci_4	-0,196665	0,173868	-1,131	0,2629
Mean dependent var	1,590141		S.D. dependent var	12,07168
Sum squared resid	4614,720		S.E. of regression	9,159913
R-squared	0,555435		Adjusted R-squared	0,434190
F(2, 71)	4,453259		P-value(F)	0,003797
Log-likelihood	-248,9332		Akaike criterion	0,000016
Schwarz criterion	566,0693		Hannan-Quinn	544,2632
rho	0,000218		Durbin's h	1,955634
P-value was highest for variable 20 (d_NZ_Dol_4)				

24. Αρχικό μοντέλο παλινδρόμησης για τη μεταβλητή d\_Ci.

Όπως βλέπουμε έντεκα από τις δεκαέξι ανεξάρτητες μεταβλητές δεν είναι στατιστικά σημαντικές (δηλαδή στατιστικά διάφορες από το μηδέν) σε επίπεδο σημαντικότητας 10% και άρα ξανατρέχουμε την παλινδρόμηση αφαιρώντας αυτές τις μεταβλητές.

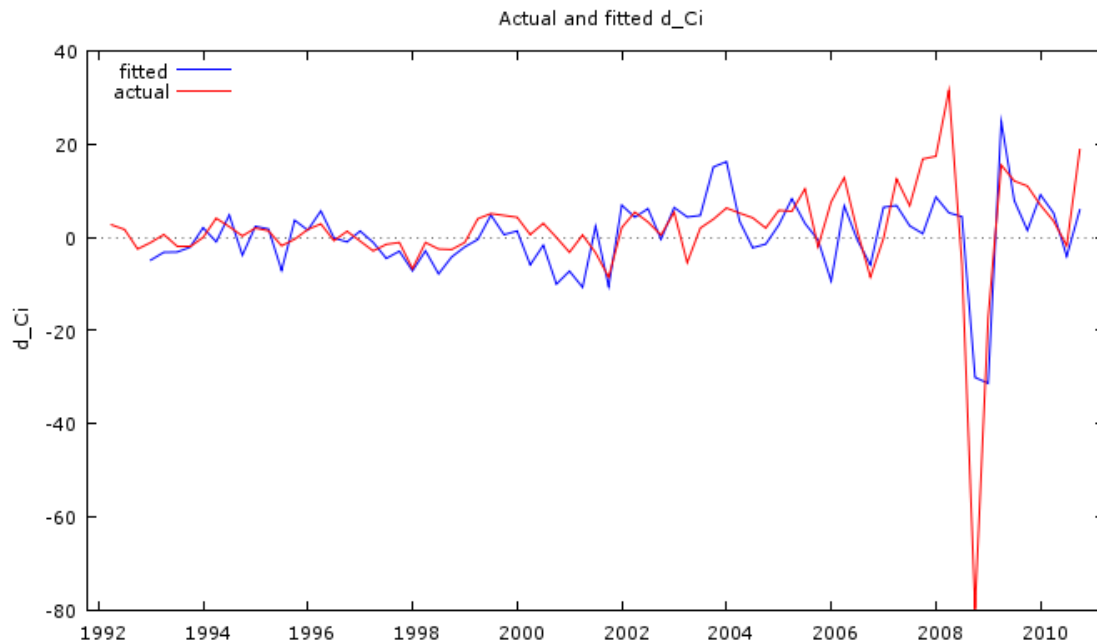
Model 2: OLS, using observations 1993:2-2010:4 (T = 71)				
Dependent variable: d_Ci				
HAC standard errors, bandwidth 3 (Bartlett kernel)				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
d_Aus_Dol_1	-44,0113	23,0561	-1,909	0,0606 *
d_Can_Dol_3	-83,3965	35,5096	-2,349	0,0219 **
d_NZ_Dol_2	-16,5171	9,21983	-1,791	0,0778 *
d_Ci_1	0,293483	0,133604	2,197	0,0316 **
d_Ci_2	-0,473340	0,160710	-2,945	0,0045 ***
Mean dependent var	1,590141	S.D. dependent var	12,07168	
Sum squared resid	5657,349	S.E. of regression	9,258370	
R-squared	0,454992	Adjusted R-squared	0,421962	
F(2, 71)	5,967508	P-value(F)	0,000130	
Log-likelihood	-256,1647	Akaike criterion	522,3295	
Schwarz criterion	533,6429	Hannan-Quinn	526,8284	
rho	0,032847	Durbin's h	1,904470	
Comparison of Model 1 and Model 2:				
Null hypothesis: the regression parameters are zero for the variables				
d_Aus_Dol_2, d_Aus_Dol_3, d_Aus_Dol_4, d_Can_Dol_1, d_Can_Dol_2,				
d_Can_Dol_4, d_NZ_Dol_1, d_NZ_Dol_3, d_NZ_Dol_4, d_Ci_3, d_Ci_4				
Test statistic: Robust F(11, 55) = 0,603952, with p-value = 0,81733				
Of the 3 model selection statistics, 3 have improved.				

25. Τελικό μοντέλο παλινδρόμησης για τη μεταβλητή d\_Ci.

Όπως βλέπουμε στο πίνακα 25 το μοντέλο βελτιώθηκε σε σχέση με πριν και επίσης όλες οι μεταβλητές είναι στατιστικά σημαντικές (σε επίπεδο σημαντικότητας 10%). Το adjusted  $R^2$  του μοντέλου είναι 42,1962%, δηλαδή περίπου το 42% των μεταβολών στο δείκτη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων εξηγούνται από το μοντέλο μας.

Για να καταλήξουμε στο μοντέλο μας εμείς απλά εξαλείψαμε τις μεταβλητές που δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Κάποιος άλλος ερευνητής θα μπορούσε να ακολουθήσει κάποια άλλη διαδικασία όμως με κριτήριο επιλογής το adjusted  $R^2$  αυτό είναι το καλύτερο μοντέλο που μπορεί να καταλήξει κάποιος μέσω μια απλής γραμμικής παλινδρόμησης.

Η μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας της Αυστραλίας επηρεάζει αρνητικά το δείκτη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων με μια υστέρηση. Δηλαδή αν αυξηθεί η συναλλαγματική ισοτιμία της Αυστραλίας το 1<sup>ο</sup> τρίμηνο, τότε θα μειωθεί ο δείκτης των τιμών των βασικών εμπορευμάτων το 2<sup>ο</sup> τρίμηνο. Αυτό ακριβώς μας έλεγε και η θεωρία της τιμολόγησης ενός περιουσιακού στοιχείου. Στον Καναδά και τη Νέα Ζηλανδία η θεωρία επαληθεύεται μερικώς. Από τη μία αποτυπώνεται η αρνητική σχέση μεταξύ αυτών των συναλλαγματικών ισοτιμιών και του δείκτη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων, από την άλλη όμως η υστέρηση δεν είναι μία αλλά τρεις για το Καναδά και δύο για τη Νέα Ζηλανδία. Οπότε αυτές οι μεταβλητές αργούν να επηρεάσουν τις τιμές των βασικών εμπορευμάτων αλλά στο τέλος τις επηρεάζουν. Τέλος στο μοντέλο είναι στατιστικά σημαντικές και δύο υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής. Η πρώτη υστέρηση έχει θετικό πρόσημο και η δεύτερη αρνητικό και με μεγαλύτερο συντελεστή. Οπότε μια αύξηση στο δείκτη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων θα προκαλέσει μια επιπλέον αύξηση στο επόμενο τρίμηνο, όμως στο δεύτερο τρίμηνο θα έρθει μια μεγαλύτερη μείωση για να επαναφέρει το δείκτη.

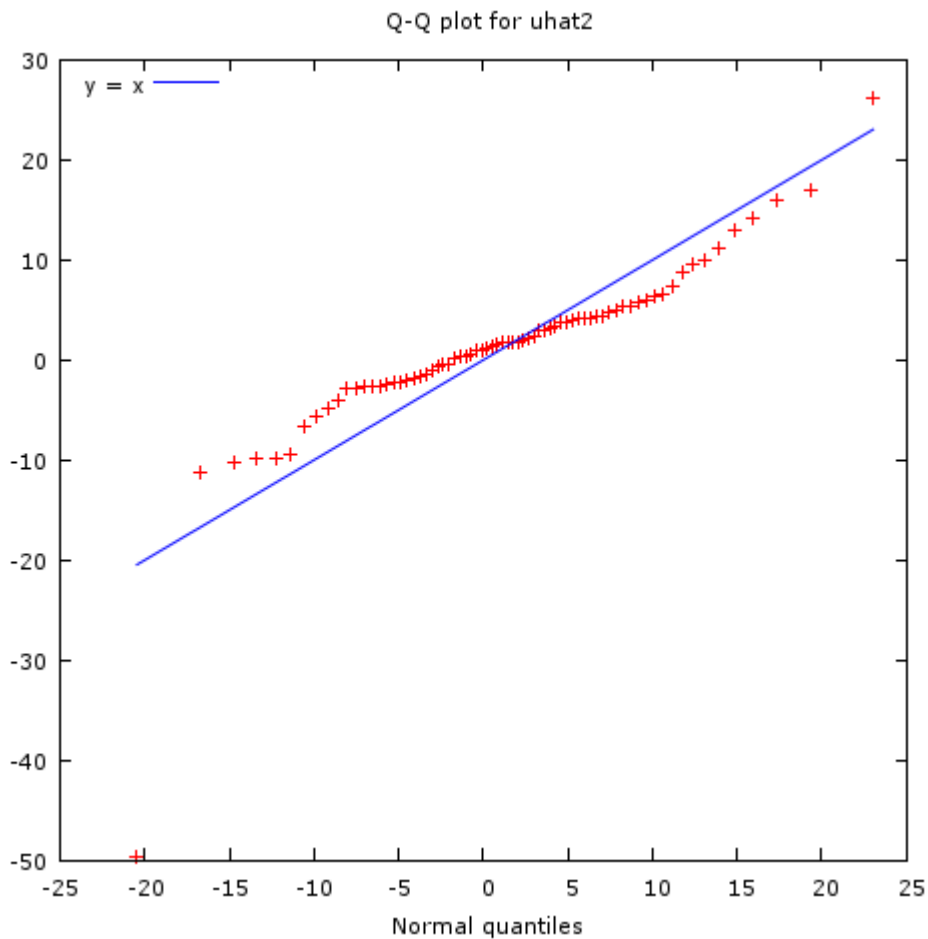


3. Διάγραμμα πραγματικών τιμών σε σχέση με τις τιμές του μοντέλου.

Στο παραπάνω διάγραμμα απεικονίζονται οι πραγματικές τιμές της μεταβλητής  $d_{Ci}$  (κόκκινη γραμμή) και οι τιμές για τη μεταβλητή όπως προκύπτουν από το μοντέλο μας (μπλε γραμμή). Βλέπουμε ότι το μοντέλο αντιλαμβάνεται γενικά την κατεύθυνση που κινείται σε κάθε στιγμή η μεταβλητή  $d_{Ci}$  αλλά δε μπορεί να αντιληφθεί πλήρως το μέγεθος της αλλαγής.

#### 4.5 Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων

Από τη προηγούμενη παλινδρόμηση και από το τελικό μας μοντέλο σώζουμε τα κατάλοιπα ( $\hat{u}_{hat2}$ ). Χρησιμοποιούμε τον έλεγχο Augmented Dickey – Fuller και βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα είναι στάσιμα με πιθανότητα μεγαλύτερη από 99,99%, όπως και θα θέλαμε. Στη συνέχεια εξετάζουμε τα κατάλοιπα για κανονικότητα.



4. Q – Q διάγραμμα για τα κατάλοιπα του τελικού μοντέλου.

Test for normality of uhat2:
Dornik-Hansen test = 40,6528, with p-value 1,48719e-009
Shapiro-Wilk W = 0,78508, with p-value 6,95102e-009
Lilliefors test = 0,181189, with p-value ≈ 0
Jarque-Bera test = 677,697, with p-value 6,91945e-148

26. Έλεγχος κανονικότητας για τα κατάλοιπα του τελικού μοντέλου.

Και από το διάγραμμα διασποράς των καταλοίπων (Q – Q) αλλά πολύ περισσότερο από τους ελέγχους (και τους τέσσερις) η μηδενική υπόθεση για κανονικότητα των καταλοίπων απορρίπτεται. Αυτό σημαίνει ότι αρχικά δε μπορούμε να

χρησιμοποιήσουμε τις υστερήσεις των καταλοίπων για να βελτιώσουμε το μοντέλο και επίσης το μοντέλο επιδέχεται βελτίωσης. Πιθανόν μια ακόμα μεταβλητή ή μια εκθετική μορφή αυτών των μεταβλητών (ο έλεγχος RAMSEY'S RESET βγαίνει θετικός για ύπαρξη τετραγώνων και κύβων των μεταβλητών) να λύσει αυτό το πρόβλημα.



## 5. Συμπεράσματα και Προτάσεις

Στόχος αυτής της έρευνας ήταν να ελέγξουμε αν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες μπορούν να χρησιμεύσουν για τη πρόβλεψη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων και ο στόχος επιτεύχθηκε. Οι συναλλαγματικές ισοτιμίες από τη φύση τους είναι ένα μέγεθος που προσανατολίζεται στο μέλλον οπότε δρουν σαν προεξοφλητικός μηχανισμός για τις αλλαγές στο μέλλον, ενσωματώνοντας στις σημερινές τους τιμές τις προσδοκίες για αυτό. Η ενσωμάτωση αυτών των προσδοκιών είναι που καθιστούν εφικτή τη χρήση των συναλλαγματικών ισοτιμιών για τη πρόβλεψη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων.

Για την έρευνα μας χρησιμοποιήσαμε τρεις χώρες που ένα μεγάλο μέρος των εξαγωγών τους είναι σε βασικά εμπορεύματα αλλά καμία από αυτές δεν έχει αρκετή οικονομική δύναμη να επηρεάσει τις παγκόσμιες τιμές και όπως αποδείχτηκε και οι τρεις αυτές χώρες βοηθούν στη πρόβλεψη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων. Σίγουρα μπορούν να βρεθούν και άλλες χώρες που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για αυτό το σκοπό όπως η Χιλή και η Νότιος Αφρική.

Στην αρχή της έρευνας μας ελέγξαμε για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε όλες τις μεταβλητές και όταν αυτή επιβεβαιώθηκε μεταφέραμε την έρευνα σε επίπεδο πρώτων διαφορών (δηλαδή αντί να μας ενδιαφέρουν οι τιμές των μεταβλητών μας ενδιαφέρουν οι μεταβολές τους) ώστε να εξαλείψουμε τη μοναδιαία ρίζα. Πριν όμως να το κάνουμε αυτό, επιβεβαιώσαμε την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών των συναλλαγματικών ισοτιμιών και του δείκτη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων, γεγονός που δείχνει την δυνατότητα της χρήσης της μια μεταβλητής για την πρόβλεψη της άλλης.

Τέλος, πριν προχωρήσουμε στην δημιουργία ενός οικονομετρικού μοντέλου προβήκαμε σε ένα έλεγχο Granger Causality ώστε να επαληθεύσουμε με έναν ακόμα εμπειρικό τρόπο ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες μπορούν να προβλέψουν τις τιμές των βασικών εμπορευμάτων.

Το μοντέλο που καταλήξαμε έχει adjusted  $R^2$  περίπου 42% και η μεταβολή του δείκτη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων επηρεάζεται τόσο από τις μεταβολές των

συναλλαγματικών ισοτιμιών των τριών χωρών όσο και από δύο υστερήσεις του δείκτη του ίδιου. Τελευταίο σημείο αναφοράς είναι το γεγονός ότι η κάθε συναλλαγματική ισοτιμία δρα στο δείκτη των βασικών εμπορευμάτων με διαφορετική υστέρηση (η Αυστραλία με μία, η Νέα Ζηλανδία με δύο και ο Καναδάς με τρεις), στοιχείο που δείχνει ότι η κάθε χρηματαγορά λειτουργεί στο δικό της ρυθμό και διαφοροποιείται στον χρόνο απορρόφησης πληροφοριών και ενσωμάτωσης αυτών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

## **5.1 Μελλοντικές Προοπτικές για Σχετική Έρευνα**

Σίγουρα κάποιοι μπορούν να υποστηρίξουν ότι υπάρχουν ισχυροί δεσμοί μεταξύ των παγκόσμιων βασικών εμπορευμάτων και του αμερικάνικου δολαρίου. Αφού τα περισσότερα βασικά εμπορεύματα είναι σε αμερικάνικα δολάρια θα μπορούσε κάποιος να υποστηρίξει ότι όταν για παράδειγμα το δολάριο είναι ισχυρό τότε η ζήτηση για τα βασικά εμπορεύματα θα πρέπει να είναι μειωμένη. Οπότε κάποιος θα μπορούσε να δοκιμάσει την ίδια έρευνα με κάποιο άλλο νόμισμα σαν νόμισμα αναφοράς, όπως για παράδειγμα την βρετανική λίρα. Με αυτό τον τρόπο θα απομακρύνει οποιοδήποτε επίδραση του δολαρίου.

Επιπλέον θα μπορούσε κάποιος να δοκιμάσει την πρόβλεψη των τιμών των βασικών εμπορευμάτων σε μακροχρόνια περίοδο. Σίγουρα κάποια πληροφόρηση υπάρχει στη προθεσμιακές αγορές βασικών εμπορευμάτων, οι οποίες είναι για λίγα όμως εμπορεύματα, αλλά αξίζει να μελετηθεί αν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες προσφέρουν κάποια επιπλέον πληροφόρηση.

Τέλος, η όλη ανάλυση που ακολουθήθηκε βασίζεται σε γραμμικές μορφές σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών οπότε προτείνεται να γίνει παρόμοια έρευνα με μη γραμμικές μορφές ώστε να μπορούν τα μοντέλα να ενσωματώνουν καλύτερα τις πληροφορίες που προέρχονται από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

## Κατάλογος Αναφορών – Παραπομπών

1. Bernanke Ben, 2008, “Outstanding Issues in the Analysis of Inflation”, Speech at the Federal Reserve Bank of Boston’s 53rd Annual Economic Conference, Chatham, Massachusetts, Available from <http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20080609a.htm>.
2. Campbell Y. John and Shiller J. Robert, 1987, “Cointegration and Tests of Present Value Models”, *The Journal of Political Economy*, vol. 95 (5), pp. 1062 – 1088.
3. Campbell Y. John and Shiller J. Robert, 1989, “The Divided – Price Ratio and Expectation of Future Dividends and Discount Factors”, *The Review of Financial Studies*, vol. 1 (3), pp. 195 – 228.
4. Cashin Paul, Cespedes Luis and Sahay Ratna, 2004, “Commodity Currencies and the Real Exchange Rate”, *Journal of Development Economics*, vol. 75, pp. 239 – 268.
5. Chen Yu-Chin and Rogoff S. Kenneth, 2003, “Commodities Currencies”, *Journal of International Economics*, vol. 60 (1), pp. 133 – 160.
6. Chen Yu-Chin, Rogoff S. Kenneth and Rossi Barbara, 2010, “Can Exchange Rate Forecast Commodity Prices?”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 125 (3), pp. 1145 – 1194.
7. Deaton Argus and Laroque Guy, 1996, “Competitive Storage and Commodity Price Dynamics”, *Journal of Political Economy*, vol. 104 (5), pp. 896 – 923.
8. Dornbusch Rudiger, 1976, “Expectations and Exchange Rate Dynamics”, *Journal of Political Economy*, vol. 84 (6), pp. 1161 – 1176.
9. Elliott Graham, Rothenberg J. Thomas and Stock H. James, 1996, “Efficient Test for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica*, vol. 64 (4), pp. 813 – 836.
10. Engel Charles and West D. Kenneth, 2005, “Exchange Rates and Fundamentals”, *Journal of Political Economy*, vol. 113, pp. 485–517.
11. Engel Charles, Mark C. Nelson, and West D. Kenneth, 2008, “Exchange Rate Models are not As Bad As You Think”, Working Paper, 13.318, National Bureau of Economic Research, August, Available from <http://www.nber.org/papers/w13318>.

12. Engel Charles, Wang Jian and Wu Jason, 2009, "Long – Horizon Forecasts of Asset Prices When the Discount Factor is Close to Unity", Working Paper No36, Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute, Available from <http://www.dallasfed.org/institute/wpapers/0036/2010.pdf>.
13. Engle F. Robert and Granger J. W. C, 1987, "Co-Intergration and Error Correction: Representation, Estimation, Testing", *Econometrica*, vol. 55 (2), pp. 251 – 276.
14. Gorton Gary, Rouwenhorst K. Geert, 2006, "Facts and Fantasies about Commodity Futures", *Financial Analysts Journal*, vol. 62, pp. 47 – 68.
15. Granger J. W. C., 1969, "Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, vol.37 (3), pp. 424 – 438.
16. Gretl 1.9.5, Econometric Software, Available from <http://gretl.sourceforge.net>.
17. International Monetary Fund, *International Financial Statistics*.
18. Kilian Lutz and Taylor P. Mark, 2003, "Why is it So Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?", *Journal of International Economics*, vol. 60, pp. 85 – 107.
19. Kroner F. Kenneth, Kneafsey P. Kevin and Claessens Stijn, 1995, "Forecasting Volatility in Commodity Markets", *Journal of Forecasting*, vol. 14, pp. 77-95.
20. Lustig Hanno, Roussanov Nick and Verdelhan Adrien, 2008, "Common Risk Factors in Currency Markets", Working Paper, 14.082, National Bureau of Economic Research, June, Available from <http://www.nber.org/papers/w14082>.
21. Mark C. Nelson, 1995, "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long – Horizon Predictability", *The American Economic Review*, vol. 85 (1), pp. 201 – 218.
22. Meese A. Richard and Rogoff S. Kenneth, 1983, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, vol. 14, pp. 3–24.
23. Meese Richard and Rogoff S. Kenneth, 1983, "The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?", *International Finance Discussion Paper*, number 204. Available from: <http://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/1982/204/ifdp204.pdf>.
24. Pesenti A. Paolo and Groen J. J. Jan, 2011, "Commodity Prices, Commodity Currencies and Global Economic Developments, European Commission,

Economic and Financial Affairs, Economic Paper 440, Available from:  
[http://ec.europa.eu/economy\\_finance/publications/economic\\_paper/2011/pdf/ecp440\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_paper/2011/pdf/ecp440_en.pdf).

25. Rogoff S. Kenneth, 1992, “Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate”, Bank of Japan Monetary and Economic Studies, vol. 10, pp. 1 – 29.
26. Rossi Barbara, 2005, “Optimal Tests for Nested Model Selection with Underlying Parameter Instability”, *Econometric Theory*, vol. 21, pp. 962 – 990.
27. Rossi Barbara, 2005, “Testing Long – Horizon Predictive Ability with High Persistence, and the Meese – Rogoff Puzzle”, *International Economic Review*, vol. 46, pp. 61 – 92.
28. Rossi Barbara, 2006, “Are Exchange Rates Really Random Walks? Some Evidence Robust to Parameter Instability” *Macroeconomics Dynamics*, vol.10, pp. 20 -38.
29. Salter Wilfred, 1959, “Internal and External Balance: The Role and Price of Expenditure Effects”, *Economic Record*, vol. 35, pp. 226 – 238.
30. Stock H. James and Watson W. Mark, 2011, *Introduction to Econometrics*, 3<sup>rd</sup> edition, Pearson Education.
31. Swan W. Trevor, 1960, “Economic Control in a Dependent Economy”, *Economic Record*, vol. 36, pp. 51 – 66.