

«Η σχέση PPP και φαινόμενα απουσίας
επιστροφής στην μέση τάση»

Μεταπτυχιακή Εργασία

Υποβλήθηκε στο
Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής
του
Πανεπιστημίου Πειραιώς

από την

Κακλίδου Ευστρατία

Επιβλέπων Καθηγητής : κ. Απέργης

Υπεύθυνη Επιτροπή :

Δ.Κυριαζής

Γ.Σκιαδόπουλος

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2009

Περιεχόμενα

1	Εισαγωγή.....	3-6
2	Βιβλιογραφική Ανασκόπηση.....	6-23
2.1	Επιστροφή στην Μέση Τάση στις Συναλλαγματικές Ισοτιμίες.....	6-13
2.1.1	Ισοδυναμία Αγοραστικής Ισοτιμίας στην Ευρωπαϊκή Ισοτιμία.....	13-17
2.2	Επιστροφή στη Μέση Τάση σε Άλλες Μεταβλητές.....	17-23
2.2.1	Επιτόκια.....	19-20
2.2.2	Πληθωρισμός.....	21
2.2.3	Μετοχές.....	21-22
2.2.4	Ακίνητη Περιουσία.....	22-23
3	Στόχος Έρευνας.....	23
4	Μεθοδολογία.....	23-32
5	Δεδομένα.....	33
6	Εμπειρικά Αποτελέσματα.....	33-62
6.1	Αποτελέσματα με την Χρήση του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή.....	33-49
6.2	Αποτελέσματα με τη Χρήση του Δείκτη Τιμών Παραγωγού.....	50-62
7	Συμπεράσματα.....	63
8	Βιβλιογραφία.....	64-71

Περίληψη

Η παρούσα μελέτη εξετάζει την ύπαρξη επιστροφής στην μέση τάση της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης στην Ευρωπαϊκή Ένωση και τους βασικούς εταίρους της (ΗΠΑ, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιαπωνία και Καναδά). Η ανάλυση εφαρμόζεται ακολουθώντας τις μεθοδολογίες που εκφράζονται σε πρόσφατες μελέτες επί του θέματος. Η επιπλέον συνεισφορά αυτής της μελέτης στην υπάρχουσα βιβλιογραφία είναι ότι εξετάζει αποκλειστικά την περίοδο μετά την υιοθέτηση του ευρώ. Αρχικά εξετάζεται η ύπαρξη ή μη επιστροφής στην μέση τάση μέσω του ελέγχου για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, ενώ στην συνέχεια διερευνώνται με την βοήθεια ενός structural VAR μοντέλου οι βασικές πηγές διαταραχής της πραγματικής και ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Βρίσκουμε ότι όταν χρησιμοποιείται ο δείκτης τιμών καταναλωτή υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση για όλες τις υπό εξέταση χώρες, εκτός από την Ιαπωνία, ενώ όταν χρησιμοποιούμε τον δείκτη τιμών παραγωγού υπάρχει επιστροφή για όλες ανεξαιρέτως τις χώρες. Τέλος διαπιστώνουμε ότι η βασική πηγή διαταραχών στις ισοτιμίες είναι οι πραγματικές διαταραχές.

1) Εισαγωγή

Μια από τις πιο διαδεδομένες θεωρίες στα διεθνή οικονομικά είναι η θεωρία της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης (ΙΑΔ). Ο όρος της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης εισήχθη στην οικονομική θεωρία περίπου έναν αιώνα πριν (Cassel, 1918), αν και ο ορισμός από μόνος του έχει πολύ μεγαλύτερη ιστορία. Αρχικά ειπωμένη από μαθητές του σχολείου της Salamanca τον 16^ο αιώνα στην Ισπανία, η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης είναι η απλή πρόταση ότι τα εθνικά επίπεδα τιμών, από την στιγμή που θα μετατραπούν σε ένα κοινό νόμισμα, πρέπει να είναι ίδια. Αν και η έννοια της ΙΑΔ εμφανίζεται στα γραπτά πολλών προ-κλασικών και κλασικών οικονομολόγων, όπως των J. Stuart, V. Goschen, A. Marshall και Ludwig von Mises φαίνεται ότι για κάποια χρόνια δεν χρησιμοποιούνταν, πριν εμφανιστεί και πάλι στην διεθνή οικονομική συζήτηση για τον κατάλληλο επίπεδο προσδιορισμού των ονομαστικών συναλλαγματικών ισοτιμιών στις μεγάλες βιομηχανικές χώρες μετά τον πρώτο παγκόσμιο πόλεμο. Πριν τον πόλεμο οι περισσότερες χώρες ακολουθούσαν τον Κανόνα Χρυσού, σύμφωνα με τον οποίο τα νομίσματα τους ήταν μετατρέψιμα σε χρυσό με σταθερή σχέση. Έτσι η συναλλαγματική ισοτιμία μεταξύ δυο νομισμάτων έδειχνε απλά την σχετική τους τιμή σε χρυσό. Μετά όμως από το ξέσπασμα του πολέμου ήταν αδύνατο να διατηρηθεί ο κανόνας χρυσού καθώς υπήρχε ανησυχία ότι οι χώρες θα υποτιμούσαν το νόμισμά τους για να αποκομίσουν έσοδα από την κοπή νομισμάτων. Έτσι ο κανόνας χρυσού σύντομα εγκαταλείφτηκε. Όταν τελείωσε ο πόλεμος οι χώρες ήρθαν αντιμέτωπες με το πρόβλημα της επαναφοράς των συναλλαγματικών τους ισοτιμιών με την μικρότερη επίδραση στις τιμές και στα δημόσια οικονομικά. Το να επιστρέψουν απλά στις ισοτιμίες που υπήρχαν πριν τον πόλεμο δεν ήταν λογικό γιατί οι χώρες που είχαν εμπλακεί στον πόλεμο είχαν τεράστιες διαφορές στον πληθωρισμό τους κατά την διάρκεια, αλλά και μετά το τέλος του πολέμου. Μια λύση πρότεινε ο Gustav Cassel (1921-1922) ο οποίος προώθησε την χρήση της ΙΑΔ ως ένα μέσο καθορισμού των σχετικών ισοτιμιών με τον χρυσό. Ουσιαστικά πρότεινε να υπολογίσουν τον αθροιστικό πληθωρισμό από τις αρχές του 1914 και να χρησιμοποιήσουν αυτές τις διαφοροποιήσεις στον πληθωρισμό για να

υπολογίσουν τις αλλαγές που πρέπει να γίνουν στις συναλλαγματικές ισοτιμίες έτσι ώστε να ισχύει η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης.

Τα επόμενα χρόνια η ιδέα της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης φαίνεται να έχει καθιερωθεί στον τρόπο σκέψης των οικονομολόγων όπως οι Dorbusch και Krugman (1976), οι οποίοι αναφέρουν ότι «κάτω από το δέρμα οποιουδήποτε διεθνούς οικονομολόγου υπάρχει μια βαθιά εδραιωμένη ιδέα κάποιας μορφής της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης των συναλλαγματικών ισοτιμιών». Ενώ και δώδεκα χρόνια αργότερα, όπως θα δούμε και παρακάτω, ο Rogoff (1996) εξέφρασε περίπου την ίδια άποψη : «αν και ελάχιστοι εμπειρικοί οικονομολόγοι παίρνουν την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης σοβαρά ως μια βραχυχρόνια πρόταση, οι περισσότεροι διαισθητικά πιστεύουν σε μια παραλλαγή της ισοδυναμίας ως σημείο αναφοράς για την μακροχρόνια συναλλαγματική ισοτιμία». Εκτός όμως από την διαισθητική αναφορά στην ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης, από το 1970 και μετά έχει ξεκινήσει μια έντονη συζήτηση και έρευνα επί του θέματος καθώς κάποιοι προβληματισμοί που δημιουργήθηκαν πριν από αιώνες βρίσκουν τώρα την λύση τους, άλλοι παραμένουν ακόμα αντικείμενο έρευνας και άλλοι δημιουργήθηκαν κατά την διάρκεια της έρευνας.

Σήμερα υπάρχει μια όλο και αυξανόμενη βιβλιογραφία στην οποία υπάρχει ομοφωνία σε κάποια γενικά συμπεράσματα, κάποια από τα οποία είναι 1) μακροχρόνια η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία τείνει στην ΙΑΔ με πολύ αργό ρυθμό 2) οι βραχυχρόνιες αποκλίσεις από την ΙΑΔ είναι μεγάλες και ευμετάβλητες. Ο υπολογισμός του επιπέδου ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης είναι σημαντικός στα διεθνή οικονομικά για πρακτικούς σκοπούς, όπως του καθορισμού του βαθμού απόκλισης της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, δηλαδή εάν η τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία είναι υποεκτιμημένη ή υπερεκτιμημένη, και της κατάλληλης πολιτικής επηρεασμού της, τον καθορισμό των ισοδυναμιών της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διεθνούς σύγκρισης των εθνικών επιπέδων εισοδήματος. Γενικά η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης αποτελεί έναν από τους βασικότερους κρίκους μεταξύ των εθνικών οικονομιών. Αποτελεί επίσης τη θεμελιώδη υπόθεση πολλών θεωριών του ισοζυγίου πληρωμών. Πιο συγκεκριμένα υπό καθεστώς κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών η τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία θα προσαρμόζεται στην ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης, ενώ υπό καθεστώς σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών το επίπεδο των τιμών

προσαρμόζεται στην ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης. Δεν είναι λοιπόν παράξενο που έχει αναπτυχθεί μεγάλη εμπειρική βιβλιογραφία για την ανάλυση της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης.

Διαφορετικές εκδοχές της ΙΑΔ

A) Ο νόμος της μιας τιμής (Law of one price) – δηλώνει ότι η τιμή ενός διεθνώς εμπορευόμενου αγαθού πρέπει να είναι ίδια οπουδήποτε στον κόσμο από την στιγμή που θα εκφραστεί σε ένα κοινό νόμισμα, διαφορετικά υπάρχει ο κίνδυνος δημιουργίας κέρδους από την αγορά αγαθών στην χώρα όπου είναι πιο φθηνά και μεταπώλησής τους στη χώρα όπου είναι πιο ακριβά.

Παραστατικά

$$P_i = E P_i^*$$

όπου P_i είναι το εγχώριο επίπεδο τιμών του αγαθού i , P_i^* η τιμή του αγαθού στην αλλοδαπή και E η συναλλαγματική ισοτιμία.

Είναι βασικό να αναφέρουμε πως ο νόμος της μιας τιμής μπορεί να εφαρμοσθεί αν δεν υπάρχουν έξοδα μεταφοράς, δασμοί και άλλα έξοδα που σχετίζονται με το εμπόριο αγαθών. Για τον λόγο αυτό στις περισσότερες έρευνες που έχουν γίνει έχει διαπιστωθεί πως οι αποκλίσεις από τον νόμο της μιας τιμής είναι αρκετά ασταθείς σε έναν μεγάλο αριθμό προϊόντων. Μια από αυτές τις έρευνες είναι του Isard (1977) ο οποίος εξέτασε δεδομένα για τις Ηνωμένες Πολιτείες, την Γερμανία, τον Καναδά και την Ιαπωνία, και βρήκε πως οι αποκλίσεις από τον νόμο της μιας τιμής είναι μεγάλες, επίμονες και σε μεγάλο βαθμό αντανακλούν απλά τις κινήσεις στην ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία. Αυτό το συμπέρασμα ενισχύει και η έρευνα του Giovannini (1988) που συμπεραίνει πως αποκλίσεις από το νόμο της μιας τιμής σχετίζονται με τις κινήσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

B) Απόλυτη και Σχετική ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης :

– η απόλυτη ισοδυναμία απαιτεί

$$\Sigma P_i = E \Sigma P_i^*$$

όπου οι αθροίσεις αφορούν έναν δείκτη τιμών καταναλωτή. Ισχύει όταν το επίπεδο της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας δυο νομισμάτων είναι τέτοιο έτσι ώστε η αγοραστική δύναμη μιας μονάδας ενός νομίσματος είναι η ίδια στην εγχώρια οικονομία, όσο και στην ξένη όταν μετατραπεί στο ξένο νόμισμα βάση της συγκεκριμένης ισοτιμίας. Ισοδύναμα η απόλυτη ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης εκφράζει ότι η ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία είναι ίση με τον λόγο του επιπέδου των τιμών. Το βασικότερο πρόβλημα στην εφαρμογή του είναι η έλλειψη δεδομένων, καθώς οι χώρες χρησιμοποιούν συνήθως διαφορετικά καλάθια αγαθών με διαφορετικά σταθμά.

-από την άλλη η σχετική ισοδυναμία απαιτεί

$$\Sigma P_{it}/\Sigma P_{it-1}=(E_t/E_{t-1})(\Sigma P_{it}^*/\Sigma P_{it-1}^*)$$

δηλαδή ότι ο ρυθμός αύξησης της συναλλαγματικής ισοτιμίας αντισταθμίζει τον ρυθμό αύξησης των εγχώριων και ξένων τιμών.

Το υπόλοιπο αυτής της έρευνας θα διαρθρωθεί ως εξής : στο δεύτερο μέρος θα πραγματοποιηθεί ανασκόπηση της υπάρχουσας βιβλιογραφίας, στο τρίτο και τέταρτο μέρος παρουσιάζονται τα δεδομένα και ο στόχος της συγκεκριμένης έρευνας, στο πέμπτο η μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί, ενώ στο έκτο μέρος παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα. Τέλος κλείνουμε με τα βασικά συμπεράσματα της μελέτης.

2) Βιβλιογραφική Ανασκόπηση

2.1) Επιστροφή στην Μέση Τάση στις Συναλλαγματικές Ισοτιμίες

Το πρώτο και πιο σημαντικό μοντέλο που εξετάζει τις μακροχρόνιες αποκλίσεις από την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης από την δομική πλευρά της οικονομίας, ήταν αυτό των Balassa και Samuelson (1964), οι οποίοι υποστήριξαν ότι αυτές οι αποκλίσεις οφείλονται σε διαταραχές οι οποίες επηρεάζουν τη σχετική τιμή των εμπορεύσιμων και μη εμπορεύσιμων αγαθών. Απέδειξαν εμπειρικά ότι όταν τα επίπεδα των τιμών όλων των χωρών εκφραστούν σε δολάρια στην τρέχουσα ισοτιμία, οι πιο πλούσιες χώρες τείνουν να έχουν υψηλότερα επίπεδα τιμών από ότι οι

φτωχότερες. Ο λόγος για αυτό το φαινόμενο δεν είναι μόνο ότι οι πιο πλούσιες χώρες έχουν υψηλότερα επίπεδα παραγωγικότητας, αλλά και ότι είναι σχετικά πιο παραγωγικές στον τομέα των εμπορεύσιμων αγαθών, στον οποίο η τεχνολογική πρόοδος είναι μεγαλύτερη. Γενικότερα η ανάλυση τους βασίζεται στις εξής υποθέσεις :

- i) η τεχνολογική πρόοδος αυξάνεται γρηγορότερα στον τομέα των εμπορεύσιμων αγαθών και η παραγωγικότητα είναι υψηλότερη στις αναπτυγμένες χώρες,
- ii) οι μισθοί τείνουν να εξισώνονται στους τομείς των εμπορεύσιμων και μη εμπορεύσιμων αγαθών σε κάθε χώρα,
- iii) οι μισθοί είναι υψηλότεροι στις αναπτυγμένες χώρες και
- iv) οι τιμές των εμπορεύσιμων αγαθών τείνουν να εξισώνονται μεταξύ των χωρών, όχι όμως και οι τιμές των μη εμπορεύσιμων αγαθών.

Δεδομένων των παραπάνω υποθέσεων, η σχετική τιμή των μη εμπορεύσιμων αγαθών θα είναι υψηλότερη στις αναπτυγμένες σε σύγκριση με τις λιγότερο αναπτυγμένες χώρες. Έτσι, η χρησιμοποίηση γενικών δεικτών τιμών οι οποίοι περιλαμβάνουν εμπορεύσιμα και μη εμπορεύσιμα αγαθά για τον υπολογισμό της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης θα έχει ως συνέπεια τη μεροληπτική εκτίμηση της σχέσης αυτής δεδομένου ότι υπάρχουν διαφορές παραγωγικότητας. Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω ένα από τα βασικά χαρακτηριστικά του Balassa-Samuelson αποτελέσματος είναι η υπόθεση ότι ο νόμος της μιας τιμής ισχύει μόνο για τα εμπορεύσιμα αγαθά. Στην πορεία όμως των χρόνων αυτή η υπόθεση καταρρίφθηκε καθώς αποδείχθηκε ότι ο νόμος της μιας τιμής ισχύει τόσο για τα εμπορεύσιμα, όσο και για τα μη-εμπορεύσιμα αγαθά. Χρησιμοποιώντας αναλυτικά δεδομένα, οι Heston, Alttten και Nuxoll (1995) και Crucini, Telmer και Zachariadis (2001) βρήκαν ότι οι διεθνείς αποκλίσεις από τον νόμο της μιας τιμής για τα εμπορεύσιμα και μη-εμπορεύσιμα αγαθά είναι περίπου της ίδιας τάξης.

Στην πιο σύγχρονη εποχή, οι πρώτες έρευνες που πραγματοποιήθηκαν και εξέταζαν την ισχύ της ισοδυναμίας, εξετάζοντας ουσιαστικά αν υπάρχει επιστροφή της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας στην μέση τάση, από την πλευρά της διενέργειας διεθνούς αρμπιτράζ στα αγαθά (Roll, 1979, Frenkel, 1981, Alder και Lehmann, 1983, Taylor, 1995, Froot and Rogoff, 1996, Rogoff, 1996) αφορούσαν την περίοδο μετά το Bretton Woods όπου παρατηρήθηκε ότι οι χρονοσειρές των συναλλαγματικών ισοτιμιών χαρακτηρίζονται από την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, δηλαδή από απουσία οποιασδήποτε μακροχρόνιας τάσης προς την ΙΑΔ. Ο Huizinga (1987) βρήκε μερικά στοιχεία για επιστροφή στην μέση τάση της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, αλλά ήταν μη στατιστικά σημαντικά. Οι Corbae και

Ouliaris (1988) και ο Mark (1990) απέτυχαν να βρουν σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ συναλλαγματικών ισοτιμιών και σχετικών τιμών, υποδηλώνοντας ότι οι δυο σειρές τείνουν να εξελίσσονται διαφορετικά. Μια πιθανή αιτία για την αποτυχία εμπειρικής υποστήριξης της σχέσης ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης είναι η χαμηλή δύναμη των στατιστικών μεθόδων που χρησιμοποιήθηκαν, κάτι που οι ερευνητές προσπάθησαν να διορθώσουν αυξάνοντας το μέγεθος του χρησιμοποιούμενου δείγματος (Abuaf και Jorion (1990), Glen (1992), Cheung και Lai (1993a), Culver και Papell (1995), Diebold και συνεργάτες (1991), Lothian και Taylor (1996)).

Άλλοι ερευνητές πρότειναν για την λύση του προβλήματος την χρήση panel data μεθόδων (Frankel και Rose (1996), Wu (1996), Flood και Taylor (1996), Papell (1998), Taylor και Sarno (1998)). Το αποτέλεσμα και στις δυο περιπτώσεις ήταν η απόρριψη της υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας και επομένως η αποδοχή ύπαρξης επιστροφής στην μέση τάση στις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Την δική τους εκδοχή έδωσαν οι Lippert και Breuer (1994), οι οποίοι υποστήριξαν πως ένας λόγος απόρριψης της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης και επομένως της απουσίας επιστροφής στην μέση τάση, μπορεί να είναι ότι στη σχέση της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης δεν περιλαμβάνονται πραγματικοί παράγοντες, γεγονός που οδηγεί σε αποκλίσεις από την σχέση. Μοντελοποίησαν λοιπόν την πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία, όπως αυτή καθορίζεται από παράγοντες προσφοράς και ζήτησης, κατόπιν υπολόγισαν μια εξίσωση για την πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία και χρησιμοποίησαν τις εκτιμώμενες τιμές ως παλινδρομητή στα τεστ για την ΙΑΔ. Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι όταν στην σχέση ΙΑΔ περιλαμβάνονται και οι αλλαγές στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία, η σχέση βελτιώνεται. Το συμπέρασμά τους έρχεται σε συνάφεια με την άποψη και τα συμπεράσματα των ερευνών αρκετών οικονομολόγων, μερικοί από τους οποίους είναι οι Hooper και Morton (1982), Jones και Purvis (1983), Davuytan και Pippenger (1985), Edison (1985), Daniel (1986), Stockman (1987).

Αυτό το κενό στην πρακτική ισχύ της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης προσπάθησαν να λύσουν και οι Cheung και Lai (1993) οι οποίοι εξέτασαν την εφαρμογή της μακροχρόνιας σχέσης ΙΑΔ, επιτρέποντας την ύπαρξη λαθών στις μετρήσεις (measurement errors) για την περίοδο μετά το Bretton Woods.

Χρησιμοποίησαν μια μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης των συναλλαγματικών ισοτιμιών και κατέληξαν στο πιο πρακτικό συμπέρασμα ότι η ύπαρξη κάποιων υποθέσεων, όπως συμμετρίας, αναλογικότητας και ύπαρξης λάθους στις μετρήσεις, μπορεί να οδηγήσουν σε διαφορετικά αποτελέσματα όσο αφορά την ισχύ της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης.

Εκτός από τον παραπάνω προβληματισμό για το κατάλληλο μέγεθος του δείγματος και τον προσδιορισμό της κατάλληλης στατιστικής μεθόδου, ήρθε ο Rogoff (1996) θέτοντας ένα καινούργιο προβληματισμό, το γνωστό και ως «γρίφος της ισοδυναμίας αγοραστική δύναμης» (PPP puzzle). Ανέφερε πως αν πάρουμε ως δεδομένο ότι οι πραγματικές διαταραχές δεν μπορούν να ληφθούν υπόψη για το μεγαλύτερο μέρος της βραχυχρόνιας μεταβλητότητας της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, καθώς δεν είναι δυνατόν οι πραγματικοί παράγοντες, όπως οι προτιμήσεις και η τεχνολογία να είναι τόσο ευμετάβλητοι, και ότι οι ονομαστικές διαταραχές μπορούν να έχουν ισχυρές επιδράσεις μόνο όταν υπάρχει ακαμψία των ονομαστικών μισθών και των τιμών, τότε πως ερμηνεύεται ο υψηλός βαθμός επιμονής των διαταραχών στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία. Ο ίδιος διατύπωσε την άποψη πως η βραχυχρόνια μεταβλητότητα οφείλεται κυρίως σε χρηματοοικονομικούς παράγοντες, όπως αλλαγές στις προτιμήσεις χαρτοφυλακίου και νομισματικές διαταραχές, ενώ οι μακροχρόνιες αποκλίσεις ερμηνεύονται από πραγματικές διαταραχές, όπως αλλαγές στις προτιμήσεις και την τεχνολογία. Προτείνει τέλος, μέσο ρυθμό επιστροφής της τάξης του 15% ανά χρόνο, δηλαδή επιστροφή στην μέση τάση μετά από 3-5 χρόνια. Εκτός όμως από την φύση της διαταραχής, και οι ατέλειες της αγοράς παίζουν σημαντικό ρόλο στο πόσο γρήγορα η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία θα επιστρέψει στο σημείο ισορροπίας. Γενικά ο χρόνος προσαρμογής εξαρτάται επίσης από το βαθμό του διεθνούς ανταγωνισμού και του πόσο γρήγορα μετακινούνται οι παραγωγικοί συντελεστές από κλάδους που επηρεάζονται αρνητικά από μια διαταραχή, σε κλάδους που γνωρίζουν άνθιση μετά από την διαταραχή (Akram (2000)). Δεν θα πρέπει όμως να αγνοήσουμε και τον ρόλο της νομισματικής πολιτικής στον προσδιορισμό του βαθμού της επιμονής των διαταραχών από την ισορροπία. Αν και η ακαμψία των τιμών είναι η απαραίτητη συνθήκη ούτως ώστε οι ονομαστικές διαταραχές να επηρεάζουν την πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία, δεν είναι ικανή από μόνη της να εξηγήσει τον βαθμό της επιμονής των διαταραχών (Chari και συνεργάτες (2002)), Λαμβάνοντας λοιπόν

υπόψη και τον τρόπο άσκησης την νομισματικής πολιτικής βλέπουμε ότι όταν η τελευταία ασκείται με αδρανή τρόπο, δηλαδή η χρήση του αντίστοιχου νομισματικού οργάνου προσβλέπει στην επίτευξη κάποιου στόχου με ομαλό τρόπο κατά την διάρκεια των χρόνων (smoothing), στοχεύει δηλαδή στον σταδιακό επηρεασμό της πραγματικής οικονομίας, τότε και η επιστροφή της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας στο επίπεδο ισορροπίας θα πραγματοποιηθεί με τον ίδιο τρόπο και όχι με μια απότομη επιστροφή, δημιουργώντας έτσι κάποιο βαθμό επιμονής της διαταραχής (Benigno (2001), Groen και Matsumoto (2004)).

Ψάχνοντας απάντηση στους παραπάνω προβληματισμούς, οι Taylor και Sarno (2001), ερεύνησαν την ύπαρξη μη-γραμμικότητας στην μακροχρόνια προσαρμογή της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας κατά την περίοδο μετά το Bretton Woods (1973MO1-1996MO12). Χρησιμοποίησαν μηνιαίες παρατηρήσεις του δείκτη τιμών καταναλωτή για τις ΗΠΑ, Ηνωμένο Βασίλειο, Γερμανία, Γαλλία και Ιαπωνία. Κατέληξαν στο συμπέρασμα πως στις εξεταζόμενες ισοτιμίες υπάρχει μη γραμμική επιστροφή στην μέση τάση. Πιο συγκεκριμένα, διαπίστωσαν ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες συμπεριφέρονται περισσότερο ως μη στάσιμες διαδικασίες όσο πιο κοντά είναι στην μακροχρόνια ισορροπία, ενώ γίνονται πιο στάσιμες όσο απομακρύνονται από την ισορροπία. Τέλος βρήκαν πως οι μικρές διαταραχές είναι πιο επίμονες, ενώ οι μεγάλες επιστρέφουν γρήγορα στην ισορροπία και μάλιστα πιο γρήγορα από όσο πρότεινε ο Rogoff.

Τα συμπεράσματα της παραπάνω έρευνας βρίσκονται σε συνέπεια με τα αποτελέσματα θεωρητικών ερευνών για την φύση της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας όταν υπάρχουν διεθνή κόστη αρμπιτράζ, όπως η ύπαρξη κόστους στις συναλλαγές, η ύπαρξη δασμών και το κόστος πληροφόρησης. Κάποιες από αυτές τις έρευνες όπως των Benninga και Protopapadaki(1988), Williams και Wrigt (1991), Dumas (1992), Taylor (1996), O' Conell (1997), Obstfeld και Taylor (1997), Sarno, Taylor και Chowdhury (2004), καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει ένα διάστημα μέσα στο οποίο το οριακό κόστος του αρμπιτράζ είναι μεγαλύτερο από το οριακό όφελος με αποτέλεσμα το αρμπιτράζ να καθίσταται ζημιογόνο και να μην πραγματοποιείται. Απόρροια αυτού είναι η συναλλαγματική ισοτιμία να μην επιστρέφει στο σημείο ισορροπίας. Συνοπτικά, αυτά τα μοντέλα προτείνουν ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες θα επιστρέφουν όλο και πιο γρήγορα στην μέση τάση όσο αυξάνεται το μέγεθος της απόκλισης από το επίπεδο ισορροπίας.

Επίσης αναπτύχθηκαν και άλλες λιγότερο επίσημες απόψεις για την ύπαρξη μη-γραμμικότητας στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία. Μια από αυτές είναι πως η μη-γραμμικότητα μπορεί να προκύπτει από την διαφοροποίηση των απόψεων στην διεθνή αγορά για το πιο είναι το κατάλληλο επίπεδο ισορροπίας της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας: καθώς η ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία λαμβάνει τις πιο ακραίες τιμές, δημιουργείται ανησυχία για την σωστή διεύθυνση των κινήσεων της ισοτιμίας, κάνοντας τους εμπόρους να δρουν ανάλογα (Kilian και Taylor (2003)). Μια άλλη είναι ότι η μη-γραμμικότητα μπορεί να προέλθει από την κυβερνητική μεσολάβηση. Όταν η κυβέρνηση δρα με τις ίδιες συντεταγμένες με την αγορά, αυτή η μεσολάβηση μπορεί να είναι πιο αποτελεσματική όταν η ονομαστική ισοτιμία, και ως εκ τούτου και η πραγματική, βρίσκεται πολύ μακριά από το σημείο ισορροπίας. Με άλλα λόγια η επιστροφή στο επίπεδο ισορροπίας είναι πιο πιθανό να συμβεί όσο μεγαλύτερη είναι η απόκλιση της ισοτιμίας από αυτό (Taylor (2004)).

Τα περισσότερα από τα προηγούμενα ευρήματα για την μακροχρόνια σχέση ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης προέρχονται κυρίως από δεδομένα για βιομηχανικές χώρες, εγείροντας το ερώτημα αν τα αποτελέσματα πάσχουν από κάποιο στατιστικό σφάλμα (bias), μεγεθύνοντας την γενική εφαρμογή της ισχύς της ισοδυναμίας. Έτσι οι Cheung και Lai (1998) έλαβαν υπόψη στην έρευνά τους για την διάρκεια των αποκλίσεων από την ισοδυναμία και την πιθανή διαφοροποίηση μεταξύ των χωρών. Εξέτασαν ενενήντα τέσσερις χώρες χρησιμοποιώντας ως νόμισμα αναφοράς το δολάριο και έχοντας υπόψη ότι για χώρες που αντιμετωπίζουν σημαντική αύξηση εισοδήματος από χαμηλά επίπεδα οι σχετικές τιμές των εμπορεύσιμων και μη-εμπορεύσιμων αγαθών μπορεί να μεταβάλλονται σημαντικά εισάγοντας μη στασιμότητα στην δυναμική των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών, έχοντας ως αποτέλεσμα η επιστροφή στην μέση τάση να μην ισχύει για αυτού του είδους τις χώρες. Τα αποτελέσματά τους όμως δείχνουν ότι είναι πιο πιθανό να βρούμε επιστροφή στην μέση τάση στις αναπτυσσόμενες χώρες παρά στις βιομηχανικές. Η μελέτη τους αναγνωρίζει την ύπαρξη συστηματικών διαφορών στην επιμονή των αποκλίσεων από την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης ανάμεσα στις χώρες που βρίσκονται σε διαφορετική γεωγραφική περιοχή, που έχουν διαφορετικά επίπεδα οικονομικής ανάπτυξης και που έχουν διαφορετικούς συναλλαγματικούς κανονισμούς. Περαιτέρω εξετάζουν αν οι διαφορές αυτές συνδέονται με διαφορές

στον πληθωρισμό, στον ρυθμό ανάπτυξης, στο πόσο ανοιχτό είναι το εμπόριο και στις διαφορές στις κυβερνητικές δαπάνες. Πιο συγκεκριμένα, καταλήγουν στο συμπέρασμα πως οι ομάδες των χωρών με γεωγραφικές διαφορές έχουν σημαντικά διαφορετική αναλογία απόρριψης της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας, με τις Ευρωπαϊκές χώρες να δίνουν την πιο χαμηλή συχνότητα απόρριψης και τις χώρες της Βόρειας Αμερικής την υψηλότερη. Αναφορικά με τα επίπεδα οικονομικής ανάπτυξης, βρήκαν ότι οι αναπτυσσόμενες χώρες τείνουν να έχουν μεγαλύτερη επιστροφή στην μέση τάση από ότι οι βιομηχανικές. Επομένως χρησιμοποιώντας δεδομένα αποκλειστικά από βιομηχανικές χώρες, υπάρχει πιθανότητα σφάλματος (bias) στα αποτελέσματα του ελέγχου υποθέσεων για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Επίσης βρήκαν ότι επιστροφή στην μέση τάση είναι πιο εύκολο να εντοπιστεί σε ένα σταθερό σύστημα συναλλαγματικών ισοτιμιών, παρά σε ένα μεταβαλλόμενο σύστημα. Γενικά για την ομάδα των βιομηχανικών χωρών οι εκτιμήσεις για την απαιτούμενη διάρκεια ώστε να η επίδραση των διαταραχών να μειωθεί κατά το ήμισυ (half lives) κυμαίνονται μεταξύ δυο-πέντε χρόνια, ενώ για τις αναπτυσσόμενες χώρες είναι μικρότερη από τρία χρόνια. Τέλος αναφορικά με τους καθοριστικούς εμπειρικούς παράγοντες της επιμονής των διαταραχών, βρήκαν ότι οι σημαντικότεροι είναι ο πληθωρισμός και οι κυβερνητικές δαπάνες, ενώ ο ρυθμός ανάπτυξης και το πόσο ανοιχτό είναι το εμπόριο, δεν μπορούν να δώσουν μια σημαντική εξήγηση για τις αποκλίσεις από την ΙΑΔ.

Μια παρόμοια με την προηγούμενη έρευνα είναι αυτή των Cashin και McDermott (2004) για λογαριασμό του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου, στην οποία εξέτασαν την διάρκεια ζωής των αποκλίσεων από την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης, χρησιμοποιώντας την πραγματική αποτελεσματική συναλλαγματική ισοτιμία για 90 ανεπτυγμένες και αναπτυσσόμενες χώρες στην περίοδο μετά το Bretton Woods. Χρησιμοποιώντας αρχικά την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων για την εκτίμηση του μοντέλου της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας, επιβεβαιώνουν το αποτέλεσμα του Rogoff (1996) ότι η διάρκεια ζωής των αποκλίσεων κυμαίνεται στα 3-5 χρόνια. Στην συνέχεια όμως χρησιμοποιώντας median unbiased estimates βρήκαν ότι η διάρκεια ζωής των αποκλίσεων από την ΙΑΔ είναι τυπικά μεγαλύτερη από ότι είχε υπολογιστεί μέχρι τώρα, με τον μέσο όρο όλων των χωρών να κυμαίνεται στα 8 χρόνια. Πιο συγκεκριμένα βρήκαν ότι στις ανεπτυγμένες χώρες η μέση ζωή των αποκλίσεων (περίπου οχτώ χρόνια) είναι κατά πολύ μικρότερη από ότι στις

αναπτυσσόμενες χώρες, στις οποίες είναι σχεδόν μόνιμη. Αυτό το συμπέρασμα, το οποίο έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα προηγούμενων ερευνών, εξηγείται από το ότι μέχρι τότε η υπάρχουσα βιβλιογραφία για την εξέταση της ύπαρξης επιστροφής στην μέση τάση στις αναπτυσσόμενες χώρες επικεντρωνόταν κυρίως στις χώρες της Λατινικής Αμερικής, οι οποίες χαρακτηρίζονταν από υψηλά επίπεδα πληθωρισμού, με αποτέλεσμα το σφάλμα του δείγματος να οδηγεί στο εσφαλμένο συμπέρασμα πως η επιστροφή στην μέση τάση στις αναπτυσσόμενες χώρες είναι γρηγορότερη από ότι είναι στις ανεπτυγμένες χώρες. Και αυτό γιατί όπως έχει διαπιστωθεί τόσο σε προηγούμενες έρευνες όσο και σε αυτή, χώρες με υψηλό πληθωρισμό τείνουν να έχουν μικρότερης διάρκειας αποκλίσεις της συναλλαγματικής τους ισοτιμίας από την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης, το οποίο υποδηλώνει ότι η επιστροφή στην ισορροπία είναι πιο γρήγορη όταν οι κινήσεις των τιμών αντανακλούν σε μεγάλο βαθμό την ύπαρξη νομισματικών διαταραχών (Mahdavi και Zhou (1993)). Ένα άλλο συμπέρασμα αυτής της έρευνας είναι ότι η μέση διάρκεια ζωής των διαταραχών από την ισοδυναμία είναι αισθητά μεγαλύτερη σε χώρες που εφαρμόζουν συστήματα σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών από ότι στις χώρες με κυμαινόμενο σύστημα. Αυτό συνδέεται άμεσα και με το συμπέρασμα τους πως υπάρχει μια αντίστροφη σχέση μεταξύ της μεταβλητότητας της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας και της επιμονής των διαταραχών. Δηλαδή χώρες με πιο ευμετάβλητη ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία τείνουν να έχουν μικρότερης διάρκειας αποκλίσεις της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας από την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης.

2.1.1) Ισοδυναμία Αγοραστικής Δύναμης στην Ευρωπαϊκή

Ένωση

Η οικονομική ολοκλήρωση μέσα στην Ευρωπαϊκή Ένωση έχει προχωρήσει πολύ γρήγορα τα τελευταία χρόνια. Μετά την εγκατάλειψη του συστήματος του Bretton Woods το 1971, έγιναν πολλές προσπάθειες δημιουργίας ενός ενιαίου οικονομικού συστήματος στην Ευρώπη, όπως η εφαρμογή του συστήματος του “φιδιού” και το Ευρωπαϊκό Νομισματικό Σύστημα (European Monetary System) το 1979, πριν φτάσουν το στόχο τους, ο οποίος και επιτεύχθηκε το 1999 με την υιοθέτηση του ευρώ. Βασικός σκοπός του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος

(ΕΝΣ) ήταν να καλλιεργήσει την οικονομική σταθερότητα και το εμπόριο ανάμεσα στα μέλη του μέσω ενός μηχανισμού συναλλαγματικών ισοτιμιών, βάσει του οποίου οι ισοτιμίες επιτρεπόταν να κινούνται μέσα σε κάποια προκαθορισμένα και στενά όρια. Μέσα λοιπόν στο ίδιο πλαίσιο σκέψης καθορίστηκαν στην Συνθήκη του Maastricht τα πέντε κριτήρια που θα έπρεπε να πληρούν οι χώρες-μέλη ώστε να συμμετέχουν στο ευρώ, μερικά από τα οποία είναι το επίπεδο του πληθωρισμού της κάθε χώρας και η σταθερότητα των ονομαστικών συναλλαγματικών ισοτιμιών ανάμεσα στα μέλη. Από την στιγμή λοιπόν που η σύγκλιση του πληθωρισμού σε συνδυασμό με την σύγκλιση των συναλλαγματικών ισοτιμιών συνεπάγεται σύγκλιση και στις πραγματικές ισοτιμίες, η υιοθέτηση του ευρώ αποτέλεσε μια μεγάλη ευκαιρία για τον έλεγχο της ισχύς της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης. Περιληπτικά μπορούμε να αναφέρουμε τρεις λόγους για τους οποίους η εξέταση της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης καθίσταται ενδιαφέρουσα και κατάλληλη τόσο εντός των χωρών της ΕΕ, όσο και ανάμεσα στην Ευρωπαϊκή Ένωση και σε άλλες χώρες. Πρώτον, η ΙΑΔ αποτελεί μια από τις κεντρικές θεωρίες των διεθνών οικονομικών και η μετάβαση των χωρών στο ενιαίο σύστημα ήταν μια πρώτη τάξεως ευκαιρία για τον έλεγχο της υπόθεσης της ισχύς της. Δεύτερον, η σύγκλιση των τιμών και επομένως και η συμπεριφορά της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας παίζει σημαντικό ρόλο στον καθορισμό των πολιτικών αποφάσεων. Τρίτον, δημιουργείται ενδιαφέρον και αναφορικά με την διαχείριση των χαρτοφυλακίων και της τιμολόγησης των περιουσιακών στοιχείων, γιατί καθώς ο κίνδυνος από τις μεταβολές της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας εξαλείφεται εντός της ευρωζώνης, οι διαφορές στον πληθωρισμό μπορεί να εμπεριέχουν σημαντικό κίνδυνο όσον αφορά τις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Για όλους αυτούς τους λόγους λοιπόν, αναπτύχθηκε μεγάλη βιβλιογραφία για τον έλεγχο της υπόθεσης της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης από τα πρώτα χρόνια της δημιουργίας του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος. Οι πρώτες μελέτες στην πλειοψηφία τους απέρριπταν την ισχύ της ΙΑΔ. Οι Edison και Fisher (1991) ανέφεραν ότι οι σχετικές τιμές και οι ονομαστικές ισοτιμίες για την περίοδο 1979-1988 δεν συνολοκληρώνονταν, δηλαδή οι αποκλίσεις από την ΙΑΔ ήταν μόνιμες και δεν υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση. Οι Artis και Nachane (1990) επίσης δεν κατάφεραν να βρουν στοιχεία υπέρ της ΙΑΔ χρησιμοποιώντας το γερμανικό μάρκο ως νόμισμα αναφοράς. Στο ίδιο αποτέλεσμα κατέληξαν και οι Fisher και Park (1991).

Από την άλλη πλευρά, οι MacDonald και Taylor (1991) βρήκαν ότι οι πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες εντός του ΕΝΣ συνολοκληρώνονται ως σύστημα. Αυτή η αποτυχία επιβεβαίωσης της ΙΑΔ μπορεί να οφείλεται στην μικρή ισχύ των στατιστικών μεθόδων που χρησιμοποιήθηκαν σε συνδυασμό με το μικρό μέγεθος του δείγματος ή στο γεγονός ότι από το 1979 τα όρια μέσα στα οποία επιτρεπόταν να κυμαίνεται η συναλλαγματική ισοτιμία άλλαξαν αρκετές φορές μεγαλώνοντας το μέγεθος του στατιστικού σφάλματος. Μια από τις έρευνες που προσπάθησε να λύσει αυτά τα προβλήματα είναι των Cheung, Fung, Lai και Lo (1995), οι οποίοι εξετάζοντας μηνιαία δεδομένα για την περίοδο 1979:ΜΟ3-1991:ΜΟ12 βρήκαν στοιχεία υπέρ της ΙΑΔ εντός του ΕΝΣ. Το αποτέλεσμα αυτό οφείλεται στο ότι σε αντίθεση με τις προηγούμενες έρευνες, σε αυτή την έρευνα χρησιμοποίησαν “συνολοκλήρωση μειούμενης κλίμακας” (reduced rank cointegration analysis).

Στην πιο πρόσφατη βιβλιογραφία, οι Lopez και Papell (2007), εξέτασαν την επίδραση της υιοθέτησης του ευρώ στην ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης τόσο μέσα στην Ευρωπαϊκή Ένωση (Αυστρία, Βέλγιο, Φιλανδία, Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ιταλία, Ολλανδία, Πορτογαλία και Ισπανία), όσο και ανάμεσα στην Ευρωπαϊκή Ένωση και τους βασικούς εταίρους της (ΗΠΑ, Ιαπωνία), χρησιμοποιώντας panel data για την περίοδο 1973-2001. Κατέληξαν στην απόρριψη της υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας, βρίσκοντας στοιχεία υπέρ της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης εντός της ευρωζώνης και ανάμεσα στην ευρωζώνη και τις ΗΠΑ. Πιο συγκεκριμένα, βρήκαν ότι τα στοιχεία υπέρ της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης είναι πιο ισχυρά ανάμεσα στις χώρες της ευρωζώνης από ότι είναι ανάμεσα στην ευρωζώνη και τις άλλες χώρες, ακόμα όμως και εντός της ευρωζώνης η επιλογή του νομίσματος αναφοράς παίζει σημαντικό ρόλο. Έτσι η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης είναι πιο ισχυρή για τις μεγαλύτερες χώρες της ευρωζώνης, Γαλλία, Γερμανία, και Ιταλία. Ένα άλλο βασικό τους συμπέρασμα είναι ότι υπάρχει διαφορά ανάμεσα στην αρχή της σύγκλισης προς την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης και της ύπαρξης στατιστικών στοιχείων υπέρ της ισοδυναμίας. Τόσο εντός της ευρωζώνης, όσο και ανάμεσα στην ευρωζώνη και τις ΗΠΑ, στοιχεία για την ισοδυναμία αρχίζουν να υπάρχουν μεταξύ 1996-1999, ενώ αντίθετα η διαδικασία σύγκλισης προς την ισοδυναμία ξεκίνησε νωρίτερα, την περίοδο 1992-1993 με αλλαγές στην πραγματική ισοτιμία, συνεχίστηκε με την υιοθέτηση της Συνθήκης του Maastricht και την επίσημη ολοκλήρωση της Ενιαίας Αγοράς, και κορυφώθηκε με την επίτευξη της σύγκλισης το 1997-1998 και

την υιοθέτηση του ευρώ το 1999. Μπορούμε να συμπεράνουμε λοιπόν πως η υιοθέτηση του ευρώ δεν είχε ισχυρή επίδραση στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία καθώς η διαδικασία σύγκλισης στην ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης είχε ξεκινήσει πολύ νωρίτερα.

Μια άλλη έρευνα που αναλύει την επίδραση της υιοθέτησης του ευρώ στην συμπεριφορά της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι αυτή του Koedijk και των συνεργατών του (2004). Ανέλυσαν την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης για δέκα χώρες μέλη της Ευρωπαϊκής Ένωσης για την περίοδο 1973-2003, παίρνοντας ως νόμισμα αναφοράς το γερμανικό μάρκο. Χρησιμοποίησαν μια σειρά μεθοδολογιών, ξεκινώντας με μονομεταβλητά AR και συνεχίζοντας με panels με ομοιογενείς και ετερογενείς παραμέτρους επιστροφής στην μέση τάση. Βασισμένοι σε ένα δείγμα μηνιαίων παρατηρήσεων για την περίοδο 1975:3-2003:3, τα μονομεταβλητά τεστ απέρριψαν την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης για όλες τις χώρες εκτός από την Φιλανδία, τη Γαλλία και την Ισπανία. Η διάρκεια επιστροφής στο επίπεδο ισορροπίας των συναλλαγματικών ισοτιμιών για αυτές τις χώρες κυμαίνεται από εννέα μήνες για την Γαλλία έως είκοσι έξι μήνες για την Φιλανδία. Για να αυξήσουν την δύναμη των τεστ αρχικά εισήγαγαν ένα panel τεστ για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας, στο οποίο η παράμετρος της επιστροφής στην μέση τάση κατασκευάστηκε ώστε να είναι ίδια για όλες τις χώρες. Με βάση αυτό το τεστ η υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας απορρίφθηκε, προσφέροντας αποδείξεις υπέρ της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης. Παρόλα αυτά ο χρόνος που χρειαζόταν για να μειωθεί η διαταραχή στο μισό (half life) ήταν αρκετά μεγάλη, της τάξης των τριάντα επτά μηνών. Στη συνέχεια επανεξέτασαν τα panel δεδομένα επιτρέποντας την παράμετρο της επιστροφής στην μέση τάση να μεταβάλλεται από χώρα σε χώρα. Για άλλη μια φορά η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης απορρίφθηκε για την πλειονότητα των χωρών, εκτός από την Φιλανδία, την Γαλλία και την Ισπανία στις οποίες απορρίφθηκε η υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας, με διάρκεια ζωής της διαταραχής (half life) είκοσι ένα, δέκα και δέκα επτά μήνες αντίστοιχα. Από αυτή την έρευνα μπορούμε να καταλάβουμε πως η επιλογή της στατιστικής μεθόδου για τον έλεγχο της υπόθεσης της ΙΑΔ παίζει πολύ σημαντικό ρόλο. Αυτό φαίνεται και στην έρευνα του Gengenbach και των συνεργατών του (2004), οι οποίοι εξέτασαν την ΙΑΔ σε δεκατέσσερις ευρωπαϊκές χώρες χρησιμοποιώντας πρώτα το δολάριο και στην συνέχεια το γερμανικό μάρκο ως νόμισμα αναφοράς. Κάνοντας χρήση του ADF δεν βρήκαν στοιχεία υπέρ της ΙΑΔ για

καμιά από τις χώρες της ευρωζώνης, εκτός από το Ηνωμένο Βασίλειο και την Ελβετία με το μάρκο ως νόμισμα αναφοράς. Στην συνέχεια χρησιμοποίησαν δυο μεθόδους του Pesaran (2003)- CADF και CIPS-στις οποίες επιτρεπόταν η ύπαρξη cross-sectional εξάρτησης στα δεδομένα με την ύπαρξη ενός κοινού παράγοντα. Και οι δυο αυτές μέθοδοι απέτυχαν να απορρίψουν την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Τέλος, χρησιμοποίησαν την διαδικασία των Bai και Ng (2004) και βρήκαν στοιχεία υπέρ της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης για το σύνολο των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών έχοντας ως νόμισμα αναφοράς το μάρκο. Δεν είχαν όμως τα ίδια αποτελέσματα όταν χρησιμοποίησαν ως νόμισμα αναφοράς το δολάριο. Αυτό μπορεί να οφείλεται στο γεγονός ότι κατά την διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου οι διακυμάνσεις του δολαρίου ήταν πιο έντονες από αυτές του μάρκου και στο ότι οι Ευρωπαϊκές χώρες έδωσαν περισσότερο βάρος στο να περιορίσουν τις διακυμάνσεις στις μεταξύ τους ισοτιμίες παρά στην ισοτιμία τους με το δολάριο.

Τέλος, μια άλλη έρευνα είναι αυτή του Schnatz (2006) στην οποία εξετάζει την ύπαρξη μη-γραμμικότητας στην σύγκλιση της συναλλαγματικής ισοτιμίας του ευρώ στην ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης. Με την χρήση ενός ESTAR μοντέλου βρήκε ότι η ταχύτητα επιστροφής της συναλλαγματικής ισοτιμίας στην μέση τάση αυξάνεται μη-γραμμικά με το μέγεθος της απόκλισης από την ισοδυναμία. Έτσι ενώ η συναλλαγματική ισοτιμία του ευρώ μπορεί να προσδιοριστεί καλά από ένα μοντέλο τυχαίας διαδρομής αν οι αποκλίσεις από την ισοδυναμία είναι μικρές, σε περιόδους μεγάλων αποκλίσεων η ισοτιμία επιστρέφει στην μέση τάση της. Συμπερασματικά, η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης δεν είναι ένα καλό εργαλείο για την διενέργεια προβλέψεων για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες όταν οι αποκλίσεις από το επίπεδο ισορροπίας είναι μικρές.

2.2) Επιστροφή στην Μέση Τάση σε Άλλες Μεταβλητές.

Υπάρχουν πολλές πιθανές ερμηνείες για το τι σημαίνει επιστροφή στην μέση τάση, που πιθανώς σημαίνουν και διαφορετικά πράγματα σε διαφορετικούς ανθρώπους. Η πιο ευρέως χρησιμοποιούμενη ερμηνεία είναι η εξής : ένα μοντέλο επιστρέφει στην μέση τάση αν οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων τείνουν να πέφτουν (ανεβαίνουν) αφού έχουν φτάσει στο μέγιστο (ελάχιστο) επίπεδό τους. Αυτή

η ερμηνεία είναι η πιο διαδεδομένη καθώς μπορεί να ελεγχθεί άμεσα αν εξετάσουμε παραδείγματος χάρη ποια είναι τα ιστορικά υψηλά των τιμών των μετοχών και αν επακολουθεί μείωσή τους. Το πρόβλημα που προκύπτει από αυτόν τον ορισμό είναι ότι είναι αυταπόδεικτη αλήθεια ότι οι αγορές πέφτουν αφού φτάσουν σε κάποιο υψηλό γιατί για να καθορίσουμε κάποιο σημείο ως υψηλό θα πρέπει να έχει την υψηλότερη τιμή σε σύγκριση με τις τιμές στο συγκεκριμένο διάστημα. Με αυτή λοιπόν την λογική όλες οι διαδικασίες επιστρέφουν στη μέση τάση τους. Για να λυθεί αυτό το πρόβλημα δόθηκε ένας πιο στενός ορισμός για το τι σημαίνει επιστροφή στην μέση τάση, σύμφωνα με τον οποίο ένα μοντέλο περιουσιακών στοιχείων επιστρέφει στην μέση τάση αν οι αποδόσεις αυτοσυσχετίζονται αρνητικά (Lee (1991)). Σύμφωνα με αυτό τον ορισμό μια απόδοση κάτω του μέσου σε μια περίοδο είναι πιθανό να αντισταθμίζεται από μια απόδοση πάνω από τον μέσο την επόμενη περίοδο. Παραστατικά μπορεί να εκφραστεί ως :

$$R_t = a (R_{t-1} - \mu) + \mu + \sigma W_t$$

όπου R_t είναι η απόδοση την περίοδο t , μ είναι η μέση απόδοση, W_t είναι μια τυπική κανονική μεταβλητή και $a (<1)$ είναι ο (αρνητικός) συντελεστής αυτοσυσχέτισης. Με την πάροδο όμως των χρόνων και τις καινούριες έρευνες που πραγματοποιήθηκαν, αποδείχθηκε ότι η αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων μπορεί να είναι και θετική και τέθηκε επίσης το ερώτημα εάν οι αποδόσεις αφορούν τις συνολικές αποδόσεις ή τις επιπλέον αποδόσεις.

Αν αφήσουμε την αγορά των περιουσιακών στοιχείων και εξετάσουμε την επιστροφή στην μέση τάση γενικώς σε διάφορες χρονολογικές σειρές τότε η παραπάνω εξίσωση είναι στην πραγματικότητα ένα παράδειγμα αυτού που αποκαλούμε στάσιμη διαδικασία. Έχοντας λοιπόν ως σημείο αναφοράς την στασιμότητα μπορούμε να δώσουμε έναν καινούριο ορισμό για το τι σημαίνει επιστροφή στην μέση τάση : ένα μοντέλο παρουσιάζει επιστροφή στην μέση τάση αν η υπό εξέταση χρονολογική σειρά είναι στάσιμη.

Εκτός από τις νομισματικές ισοτιμίες που έχουμε αναφέρει έως τώρα, μεγάλη βιβλιογραφία έχει αναπτυχθεί για τον έλεγχο ύπαρξης επιστροφής στην μέση τάση και για άλλες μεταβλητές, όπως είναι τα επιτόκια, ο πληθωρισμός, οι τιμές των μετοχών και άλλων περιουσιακών στοιχείων.

2.2.1 Επιτόκια

Σε αντίθεση με την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης η οποία αποτελεί το επίπεδο ισορροπίας στο οποίο επιστρέφουν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες, για τα επιτόκια δεν υπάρχει ένα τέτοιο φυσικό επίπεδο στο οποίο να αναμένεται να επιστρέφουν. Υπάρχουν παρόλα αυτά αρκετοί θεωρητικοί λόγοι που μας κάνουν να πιστεύουμε ότι το επίπεδο των πραγματικών επιτοκίων θα κυμαίνεται μεταξύ 0% και ίσως 10%, και αυτό γιατί κάτω από 0% δημιουργούνται ευκαιρίες για αρμπιτράζ καθώς είναι δυνατή η διακράτηση ρευστού αν δεν υπάρχει πληθωρισμός ή η διακράτηση διαρκών αγαθών αν υπάρχει πληθωρισμός. Από την άλλη αν τα επιτόκια είναι πάνω από 10% σε μια ανεπτυγμένη χώρα, ένα μεγάλο ποσοστό από το ακαθάριστο εθνικό εισόδημα (20%) θα χρησιμοποιούνταν για την αποπληρωμή τόκων.

Κατά την διάρκεια της τελευταίας δεκαετίας αρκετοί οικονομολόγοι έδειξαν μεγάλο ενδιαφέρον να εξετάσουν τις ιδιότητες των χρονοσειρών των επιτοκίων, δίνοντας έμφαση στο εάν τα επιτόκια μπορούν να χαρακτηριστούν ως μια διαδικασία που περιέχει μοναδιαία ρίζα ή ως μια διαδικασία που επιστρέφει σε κάποιον μέσο. Αν τα επιτόκια περιέχουν μοναδιαία ρίζα τότε μια διαταραχή κάποια χρονική στιγμή θα ήταν μόνιμη και οι επιδράσεις της στα επιτόκια δεν θα εξαλείφονταν κατά την διάρκεια του χρόνου. Στην αντίθετη περίπτωση, εάν δηλαδή τα επιτόκια χαρακτηρίζονταν από στασιμότητα, τότε οι διαταραχές θα ήταν πρόσκαιρες και θα υπήρχε επιστροφή στην μέση τάση. Παραδείγματα τέτοιων ερευνών αποτελούν αυτές του Perron (1988, 1989), του Rose (1988) και των Stock και Watson (1988).

Αξίζει να αναφέρουμε ότι έχουν αναπτυχθεί κυρίως δυο μεθοδολογίες που βασίζονται στον έλεγχο της υπόθεσης μη στασιμότητας στα επιτόκια. Η πρώτη αφορά τον έλεγχο για την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης των επιτοκίων διαφορετικής διάρκειας. Αντιπροσωπευτικές έρευνες είναι των Bradley και Lumpkin (1992), Engsted και Tanggard (1994), Hall, Anderson και Granger (1992), και Shea (1992). Αυτοί οι ερευνητές εξέτασαν αν επιτόκια διαφορετικής διάρκειας μοιράζονται κάποια κοινή στοχαστική τάση, εξετάζοντας αν οι υπό εξέταση σειρές συνολοκληρώνονται. Η δεύτερη μεθοδολογία αφορά την εξέταση της μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ του *ex ante* επιπέδου πληθωρισμού και των ονομαστικών επιτοκίων. Σύμφωνα με την υπόθεση του Fisher τα ονομαστικά επιτόκια πρέπει να κινούνται με μια σχέση ένα

προς ένα με το επίπεδο του πληθωρισμού. Υπό την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών, η απόκλιση του *ex post* επιπέδου πληθωρισμού από το *ex ante* επίπεδο είναι απρόβλεπτη, το οποίο συνεπάγεται ότι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των ονομαστικών επιτοκίων και του πραγματοποιούμενου επιπέδου του πληθωρισμού (Evans και Lewis (1995), Kandel, Ofer και Sarig (1995), Wallace και Warner(1993))

Έχοντας σαν βάση τις παραπάνω θεωρίες αναπτύχθηκαν αρκετά μοντέλα για την εξέταση των επιτοκίων και κυρίως των ονομαστικών, τα οποία διακρίνονται σε δυο βασικά μοντέλα. Το πρώτο, όπως εκφράζεται και μέσα από την έρευνα των Mankiw και Miron (1986), καταλήγει στο ότι δεν υπάρχουν αρκετά στοιχεία για να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας, επομένως απορρίπτει την ύπαρξη επιστροφής στην μέση τάση. Από την άλλη, άλλα μοντέλα όπως αυτό των Vasicek (1977) και των Cox, Ingersol και Ross (1985) προσφέρονται για την εξέταση ύπαρξης γραμμικής επιστροφής στην μέση τάση. Αυτά τα μοντέλα αρχικά δεν προσαρμόζονταν καλά με τα δεδομένα, αλλά στην πορεία εξελίχτηκαν ώστε να προσαρμόζονται καλύτερα. Στην πορεία όμως και καθώς η έρευνα επί του θέματος γινόταν πιο επισταμένη, αποδείχθηκε ότι η σχέση αυτή δεν είναι γραμμική. Εν τούτοις, ο Jones (2003) απέδειξε ότι οποιαδήποτε προσπάθεια για τον ακριβή προσδιορισμό των παραμέτρων εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από την υπόθεση υπό εξέταση. Έδωσε ένα ενδιαφέρον παράδειγμα για το πώς τα αποτελέσματα μπορούν να διαφέρουν αναλόγως με την κατανομή. Το πρόβλημα δημιουργείται από την σπανιότητα των δεδομένων που υπάρχουν στα άκρα μιας κατανομής, καθώς κάποιος μπορεί να πιστεύει πως κάθε ακραίο γεγονός επηρεάζει μοναδικά τον τρόπο με τον οποίο οι αγορές επιστρέφουν στην κανονικότητα, γεγονός που συνεπάγεται την απόρριψη της ύπαρξης επιστροφής στην μέση τάση. Αντίθετα, ο Karpetanios και οι συνεργάτες του (2003) εφάρμοσαν ένα ESTAR μοντέλο για τις χώρες του OECD και βρήκαν ότι παρόλο που τα επιτόκια παίρνουν ακραίες τιμές, επιστρέφουν στην μέση τάση τους. Στο ίδιο συμπέρασμα επιστροφής στην μέση τάση καταλήγουν στην έρευνα τους και οι Chan και Cheung (2005). Τέλος λαμβάνοντας υπόψη και την ύπαρξη συναλλακτικού κόστους, ο Seo (2003) απέδειξε χρησιμοποιώντας ένα TAR μοντέλο ότι υπάρχει μη γραμμική επιστροφή στην μέση τάση καθώς λόγω του κόστους των συναλλαγών οι επενδυτές δεν αναγνωρίζουν πως υπάρχουν ευκαιρίες αρμπιτράζ.

2.2.2 Πληθωρισμός

Όπως και στα επιτόκια, δεν υπάρχει κάποιο προφανές μακροχρόνιο επίπεδο, εκτός ίσως από τα όρια στόχους που τίθενται κατά καιρούς από τις κεντρικές τράπεζες των χωρών. Υπάρχουν όμως και πάλι αρκετοί λόγοι για να πιστεύουμε ότι ο πληθωρισμός δεν πρέπει να είναι αρκετά μικρότερος από το μηδέν καθώς σε μια τέτοια περίπτωση τα πραγματικά επιτόκια θα ήταν πολύ μεγάλα. Δεν υπάρχουν όμως σαφείς λόγοι γιατί ο πληθωρισμός δεν θα πρέπει να φτάνει σε πολύ υψηλά επίπεδα, όπως και συμβαίνει κατά καιρούς. Εξαιτίας λοιπόν του μη ακριβούς θεωρητικού υπόβαθρου, έχουν πραγματοποιηθεί λίγες έρευνες για την ύπαρξη επιστροφής στην μέση τάση του πληθωρισμού. Ο Baillie και οι συνεργάτες του (1996) ανέλυσαν μηνιαίες παρατηρήσεις πληθωρισμού για πάνω από δέκα χώρες και βρήκαν στοιχεία μακροχρόνιας επιμονής των διαταραχών με συμπεριφορά όμως επιστροφής στην μέση τάση για όλες τις χώρες εκτός από την Ιαπωνία. Επίσης ο Arghyrou και οι συνεργάτες του (2005) εξέτασαν έναν αριθμό γραμμικών και μη-γραμμικών μοντέλων, τα οποία αντιμετώπιζαν όμως το πρόβλημα της υπερπαραμετροποίησης, για τα επίπεδα του πληθωρισμού στο Ηνωμένο Βασίλειο και κατέληξαν σε απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας.

2.2.3 Μετοχές

Σε αντίθεση με τα επιτόκια και τον πληθωρισμό, υπάρχουν αρκετοί τρόποι για να καθορίσουμε την πραγματική τιμή μιας μετοχής στην οποία θα πρέπει να επιστρέφει. Αν η αγορά για τα προϊόντα κάθε εταιρίας ήταν πλήρως αποτελεσματική, τότε η μέση τιμή της μετοχής θα έπρεπε να είναι η λογιστική αξία της μετοχής. Αν η τιμή της μετοχής ήταν μεγαλύτερη ένας κερδοσκόπος θα μπορούσε να αποκομίσει κέρδη, ενώ αν η τιμή της μετοχής ήταν μικρότερη τότε οι εταιρίες δεν θα επένδυαν σε πάγια, αλλά θα διέθεταν όλα τους τα ρευστά πίσω στους μετόχους έως ότου η διαθέσιμη παραγωγή στην αγορά μειωθεί αρκετά ώστε να αυξηθεί και πάλι η τιμή της μετοχής. Αν χαλαρώσουμε την παραπάνω υπόθεση και θεωρήσουμε ότι μόνο η επενδυτική αγορά είναι αποτελεσματική και μπορούμε να προβλέψουμε με ακρίβεια τα κέρδη της εταιρίας τότε το περιθώριο πάνω από το επίπεδο του επιτοκίου άνευ κινδύνου μπορεί να αποτελέσει μια αρκετά ακριβή μέτρηση για την δίκαιη τιμή της μετοχής. Αν εναλλακτικά υποθέσουμε ότι τα κέρδη της εταιρίας χρησιμοποιούνται

για την αύξηση των μερισμάτων, η δίκαιη τιμή των μετοχών μπορεί να καθοριστεί από την μερισματική απόδοση. Συμπεραίνουμε λοιπόν πως ο έλεγχος για το αν υπάρχει επιστροφή στην μέση τιμή μπορεί να πραγματοποιηθεί κάνοντας χρήση πολλών διαφορετικών μεταβλητών.

Χρησιμοποιώντας τον λόγο της τιμής της μετοχής στην αγορά προς την λογιστική της αξία (γνωστό ως Tobin's q), βρέθηκαν καθαρές ενδείξεις για επιστροφή στην μέση τάση του λόγου τιμής προς κέρδος (Harney και Tower (2003)). Επίσης οι Cavaglia και Moroz (2002) βρήκαν ότι οι τιμές των μετοχών στον κλάδο της βιομηχανίας τείνουν να συγκλίνουν στην μακροχρόνια μερισματική απόδοση, στα επιτόκια και στο επίπεδο των κερδών.

Έχει επίσης δειχθεί ότι μετοχές σε διαφορετικές χώρες και κλάδους επιστρέφουν στον μέσο τους σχετικά με την παγκόσμια αγορά. Ο Balvers και οι συνεργάτες του (2000) βρήκαν για 18 χώρες επιστροφή σε ένα χαρτοφυλάκιο που αποτελούνταν από το μέσο αυτών των 18 χωρών. Τέλος ο Stotz (2004) βρήκε στοιχεία υπέρ της επιστροφής στην μέση τάση σε 50 μεγάλες Ευρωπαϊκές μετοχές χρησιμοποιώντας έναν συνδυασμό κερδών και λογιστικής αξίας. Αντίθετα με τις παραπάνω έρευνες οι Narayan και Smyth (2005) απέρριψαν την ύπαρξη επιστροφής στην μέση τάση, αλλά αυτό μπορεί να οφείλεται στο ότι εξέτασαν μόνο απόλυτες τιμές και έκαναν χρήση καθημερινών δεδομένων τα οποία όμως μπορεί να κρύβουν κάποια μακροχρόνια τάση επιστροφής.

Τα παραπάνω αποτελέσματα είναι σε συνάφεια με την γενικότερη αντίληψη που υπάρχει ότι αν και βραχυχρόνια οι μετοχές ακολουθούν κάποια τυχαία διαδρομή, μακροχρόνια, σε ορίζοντα 3 έως 5 ετών, υπάρχει αρνητική αυτοσυσχέτιση.

2.2.4 Ακίνητη Περιουσία

Το μεγαλύτερο μέρος της έρευνας για την συγκεκριμένη αγορά αφορά στοιχεία από τις Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής, τα οποία αναμένεται να παρουσιάζουν κάποια χαρακτηριστικά της αγοράς μετοχών. Ένα από τα πιο βασικά άρθρα είναι αυτό του Stevenson (2002) ο οποίος βρίσκει ότι στοιχεία από κάποιες αγορές απορρίπτουν την μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Καταλήγει γενικά συμπέρασμα ότι η επιστροφή στην μέση τάση είναι αργή. Γενικά όμως δεν

υπάρχει βιβλιογραφία που να εξετάζει άμεσα την ύπαρξη επιστροφής στην μέση τάση.

3) Στόχος Έρευνας

Σκοπός αυτής της έρευνας είναι ο έλεγχος για την ύπαρξη επιστροφής στην μέση τάση στην ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης μεταξύ της Ευρωπαϊκής Ένωσης και των βασικών εταίρων της : ΗΠΑ, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιαπωνία και Καναδά. Ο έλεγχος αυτός θα πραγματοποιηθεί με τον έλεγχο της υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις υπό εξέταση χρονολογικές σειρές των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών, χρησιμοποιώντας τους ελέγχους Augmented Dickey-Fuller και Phillips-Perron για καθεμία χώρα. Εάν διαπιστώσουμε πως υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση, δηλαδή η ισοδυναμία της αγοραστικής δύναμης ισχύει, τότε θα εξετάσουμε με την βοήθεια ενός structural VAR το πώς η φύση των πραγματοποιούμενων διαταραχών, αν είναι δηλαδή ονομαστικές ή πραγματικές, επηρεάζει το επίπεδο ισορροπίας της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας.

4) Μεθοδολογία

Όταν εξετάζουμε για την ύπαρξη επιστροφής στην μέση τάση το βασικό ερώτημα είναι αν κάποια συγκεκριμένη χρονολογική σειρά επιστρέφει σε κάποιον μέσο ή αν ακολουθεί κάποιον τυχαίο περίπατο, με την τρέχουσα τιμή να αποτελεί την καλύτερη εκτίμηση για την τιμή την επόμενη περίοδο. Τα παραπάνω μπορούν να εκφραστούν μαθηματικά ως:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1} = (\alpha - 1) x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Αν $\alpha=1$, λέμε ότι στην παραπάνω εξίσωση υπάρχει μοναδιαία ρίζα, και οι μεταβολές της x ακολουθούν τυχαίο περίπατο με το σφάλμα ε_t να ορίζει την κατανομή. Αν $\alpha < 1$, τότε λέμε ότι η σειρά επιστρέφει στον μέσο της (στην συγκεκριμένη περίπτωση στο 0). Τέλος, αν $\alpha > 1$ η σειρά θα είναι explosive, περίπτωση που συνήθως δεν ενδιαφέρει στην έρευνα. Επομένως, οι έλεγχοι για

ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ισοδυναμούν με έλεγχο για απουσία επιστροφής στην μέση τάση.

Πιο περίπλοκοι έλεγχοι για επιστροφή στην μέση τάση επιτρέπουν στις σειρές να αυτοσυσχετίζονται, και να υπάρχει τάση. Σε αυτή την περίπτωση απαιτείται υπολογισμός της τάσης δεδομένου του αριθμού των υστερήσεων p , με την βοήθεια της εξίσωσης :

$$\Delta x_t = \mu_0 + \mu_1 t + (\alpha - 1) x_{t-1} + \sum_{j=2}^p \beta_j \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

Στάσιμες είναι εκείνες οι σειρές για τις οποίες ο μέσος και η διακύμανση αναμένεται να είναι οι ίδιες ανεξάρτητα του χρόνου.

Για την εξέταση της ύπαρξης επιστροφής στην μέση τάση στην ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης χρησιμοποιούνται συνήθως δυο προσεγγίσεις. Η πρώτη εξετάζει τις ιδιότητες των καταλοίπων από μια παλινδρόμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας πάνω στο εγχώριο και ξένο επίπεδο τιμών, όλα εκφρασμένα σε λογαρίθμους :

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 p_t^* + \varepsilon_t$$

Η δεύτερη εξετάζει τις ιδιότητες του λογαρίθμου της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, η οποία κατασκευάζεται με την χρήση της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας και του επιπέδου των τιμών. Στην συγκεκριμένη έρευνα χρησιμοποιείται η δεύτερη μέθοδος.

Η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία υπολογίζεται βάσει της σχέσης

$$q_t = e_t - p_t - p_t^*$$

όπου q ο λογάριθμος της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας όπως προκύπτει από την σχέση της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης, e ο λογάριθμος της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, p ο λογάριθμος του εγχώριου επιπέδου των τιμών και p^* ο λογάριθμος του επιπέδου των τιμών στην Ευρωπαϊκή Ένωση.

Για να συγκλίνει η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία σε οποιοδήποτε επίπεδο, θα πρέπει να παρουσιάζει επιστροφή στον μέσο της. Οπότε μια απαραίτητη

προϋπόθεση για να ισχύει η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης μακροχρόνια είναι ότι θα πρέπει να υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση.

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιείται κατά κόρον σε παρόμοιες μελέτες είναι η Augmented Dickey-Fuller μεθοδολογία για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες. Αν υποθέσουμε ότι η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία όντως επιστρέφει σε κάποιο μακροχρόνιο μέσο, κάτω υπό ορισμένες επιπρόσθετες υποθέσεις και σύμφωνα με συγκεκριμένα στατιστικά θεωρήματα, για ένα ορισμένο αριθμό p υστερήσεων, η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία μπορεί να εκφράζεται ως ένα αυτοπαλίνδρομο μοντέλο της μορφής :

$$Z_t = \varphi_0 + \sum \varphi_j Z_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

όπου ε_t είναι λευκός θόρυβος. Αν υποθέσουμε ότι $\varepsilon_t = 0$ για κάθε t , τότε αν η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία επιστρέφει στην μέση τάση θα πρέπει υπό την απουσία διαταραχών και σε κάποιο εύλογο χρονικό διάστημα να βρίσκεται στο σημείο μακροχρόνιας ισορροπίας, έστω z^* . Θέτοντας $\varepsilon_t = 0$ και όλες τις τιμές όλων των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών ίσες με τις τιμές στο επίπεδο μακροχρόνιας ισορροπίας z^* στην εξίσωση (1), μπορούμε να λύσουμε ως προς z^* και να έχουμε :

$$z^* = \frac{\varphi_0}{1 - \sum_{j=1}^p \varphi_j}$$

Από την στιγμή που η διαίρεση με το μηδέν δεν ορίζεται, για να υπάρχει μακροχρόνια ισορροπία θα πρέπει να ισχύει $\sum_{j=1}^p \varphi_j < 1$. Αν $\sum_{j=1}^p \varphi_j = 1$, τότε η σειρά z_t έχει μοναδιαία ρίζα και σε αυτή την περίπτωση οποιαδήποτε διαταραχή στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία θα είναι μόνιμη, δηλαδή δεν θα υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση και δεν θα υπάρχει μακροχρόνια ισορροπία. Η εξίσωση (1) μπορεί να εκφραστεί ως :

$$\Delta z_t = \varphi_0 + \rho z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \psi_j \Delta z_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

όπου $\Delta z_{t-j} = z_{t-j} - z_{t-j-1}$ και $\rho = \sum_{j=1}^p \varphi_j - 1$. Οπότε αν κάποιος εκτιμήσει την εξίσωση (2) και εξετάσει την μηδενική υπόθεση $H_0 : \rho = 0$, είναι ισοδύναμο με το να εξετάζει αν υπάρχει μοναδιαία ρίζα στην σειρά z_t . Απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης

$H_0: \rho=0$ ισοδυναμεί με απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία δεν επιστρέφει στην μέση τάση.

Ένας παρόμοιος έλεγχος για να εξετάσουμε για επιστροφή στην μέση τάση στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία είναι η Phillips-Perron μεθοδολογία. Ο έλεγχος Dickey- Fuller υποθέτει ότι οι διαταρακτικοί όροι αυτοσυσχετίζονται και ότι έχουν σταθερή τάση και διακύμανση. Ο έλεγχος Phillips-Perron γενικεύει αυτή την προσέγγιση χωρίς (αυστηρές) υποθέσεις για την κατανομή του διαταρακτικού όρου. Πιο συγκεκριμένα υποθέτει ότι $E(\varepsilon_t)=0$, δηλαδή ο διαταρακτικός όρος έχει μέσο μηδέν και τα δεδομένα έχουν προέλθει από την σχέση

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Οι πιο συνηθισμένοι και χρήσιμοι έλεγχοι Phillips-Perron αφορούν τον έλεγχο υποθέσεων για τον συντελεστή α_1 στο υπόδειγμα

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Για τον έλεγχο της υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας $H_0: \alpha_1=1$, συγκρίνεται η απόλυτη τιμή της Z_t από το δείγμα με την απόλυτη τιμή από τους πίνακες Dickey-Fuller. Αν η Z_t είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή απορρίπτουμε την H_0 και δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα άρα έχουμε στασιμότητα. Όπως ισχύει και με το ADF, απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $H_0: \alpha=1$ ισοδυναμεί με απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία δεν επιστρέφει στην μέση τάση.

Για να υπολογίσουμε τον χρόνο που απαιτείται για να μειωθεί η επίδραση μιας διαταραχής στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία κατά το ήμισυ (half life) χρησιμοποιείται ο τύπος :

$$HL = \ln(0,5) / \ln(|\rho|)$$

όπου ρ είναι ο συντελεστής της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας με μια υστέρηση στον τύπο (2) του επαυξημένου ελέγχου Dickey- Fuller (ADF).

Μεθοδολογία VAR υποδείγματος

Γενικά, το VAR υπόδειγμα είναι ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και κάθε μια από αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Είναι αποτελεσματικό και επιτυχές για την πρόβλεψη συστημάτων αυτοσυσχετιζόμενων μεταβλητών. Οι πιο σημαντικές εφαρμογές του είναι i) η χρήση του στους ελέγχους αιτιότητας ii) η διάσπαση της διακύμανσης του και iii) ο υπολογισμός των αντιδράσεων κάθε μεταβλητής του VAR μετά από μια τυχαία διαταραχή σε κάποια εξίσωση του συστήματος.

Παραστατικά μπορούμε να το παρουσιάσουμε ως

$$Y_t = \delta + \sum_{s=1}^p A_s Y_{t-s} + e_t$$

όπου Y_t είναι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών, δ είναι το διάνυσμα των σταθερών όρων και A_s είναι η μήτρα των συντελεστών των ενδογενών μεταβλητών με υστέρηση. Υποθέτουμε ότι το διάνυσμα των καταλοίπων (e_t) έχει μέσο μηδέν και ότι το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης χωριστά έχει σταθερή διακύμανση που οι τιμές του δεν αυτοσυσχετίζονται, αλλά το κατάλοιπο αυτό μπορεί να συσχετίζεται με το κατάλοιπο άλλης εξίσωσης.

$$E(e_t) = 0$$

$$E(e_t e_s) = \begin{cases} \Sigma & \text{για } t = s \\ 0 & \text{για } t \neq s \end{cases}$$

$$\text{όπου } \Sigma = E(e_t e_t') = \begin{pmatrix} \text{var}(e_{t1}) & \text{cov}(e_{t1} e_{t2}) \\ \text{cov}(e_{t1} e_{t2}) & \text{var}(e_{t2}) \end{pmatrix}$$

Έτσι τα κατάλοιπα κάθε εξίσωσης είναι λευκός θόρυβος, ενώ ταυτόχρονα τα κατάλοιπα των εξισώσεων μπορεί να αυτοσυσχετίζονται μεταξύ τους κατά την τρέχουσα περίοδο.

Επιπλέον πρέπει να υποθέσουμε ότι το VAR είναι στάσιμο, δηλαδή το Y_t πρέπει να έχει σταθερό μέσο, σταθερή διακύμανση και οι μήτρες των

συνδυακυμάνσεων μεταξύ Y_t και Y_{t+k} να εξαρτώνται μόνο από την μεταξύ τους απόσταση και όχι από τον χρόνο t . Στην πράξη αυτές οι υποθέσεις υποδηλώνουν ότι οι μεταβλητές του VAR δεν πρέπει να έχουν τάση, εποχικότητα και διακυμάνσεις που μεταβάλλονται διαχρονικά.

Εκτός από την ύπαρξη στασιμότητας, απαραίτητη προϋπόθεση για τον υπολογισμό ενός VAR υποδείγματος είναι η απουσία σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών. Με τον όρο της συνολοκλήρωσης εννοούμε ότι δυο οποιεσδήποτε μη στάσιμες σειρές, οι οποίες είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης, δηλαδή χρειάζεται να πάρουμε τον ίδιο αριθμό διαφορών για να γίνουν στάσιμες, συνολοκληρώνονται αν υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός των μεταβλητών που να είναι από μόνος του στάσιμος. Αν συμβαίνει αυτό τότε η μη στασιμότητα της μιας σειράς αντισταθμίζεται πλήρως από την μη στασιμότητα της άλλης σειράς και καθιερώνεται μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των δυο μεταβλητών. Στην συγκεκριμένη έρευνα η εξέταση για την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ της πραγματικής και της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας θα γίνει με την βοήθεια των καταλοίπων της παρακάτω παλινδρόμησης

$$q_t = c + s_t + u_t$$

όπου q_t η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία, s_t η ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία και u_t τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Ελέγχουμε τα κατάλοιπα για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Αν τα κατάλοιπα χαρακτηρίζονται από στασιμότητα, δηλαδή δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα, τότε υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των δυο μεταβλητών, ενώ αν υπάρχει μοναδιαία ρίζα τότε δεν έχουμε συνολοκλήρωση.

Για τον υπολογισμό του αριθμού των υστερήσεων του VAR μοντέλου χρησιμοποιείται το κριτήριο του Akaike, το οποίο ορίζεται ως

$$AIC = (-2/T) \ln(\text{likelihood}) + (2/T) \times (\text{number of parameters}) \quad (3)$$

όπου η συνάρτηση πιθανότητας εκτιμάται με την μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας και T είναι το μέγεθος του δείγματος. Για ένα Gaussian AR(1) μοντέλο, το κριτήριο του Akaike μειώνεται στην μορφή

$$AIC(l) = \ln(\widetilde{\sigma}_l^2) + \frac{2l}{T}$$

Όπου $(\widetilde{\sigma}_l^2)$ είναι ο εκτιμητής μεγίστης πιθανοφάνειας του σ_α^2 που είναι η διακύμανση του α_i , και T είναι το μέγεθος του δείγματος. Ο πρώτος όρος της εξίσωσης (3) μετράει την καταλληλότητα προσαρμογής του μοντέλου στα δεδομένα, ενώ ο δεύτερος όρος καλείται «συνάρτηση ποινής» (penalty function) του κριτηρίου γιατί τιμωρεί ένα υποψήφιο μοντέλο με τον αριθμό των παραμέτρων που χρησιμοποιεί. Στην πράξη για να επιλέξουμε τον αριθμό των υστερήσεων υπολογίζουμε το AIC(l) για $l = 0, \dots, P$, όπου P είναι ένας συγκεκριμένος θετικός ακέραιος, και επιλέγουμε την σειρά k στην οποία το AIC έχει την μικρότερη τιμή του.

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω, σε αυτή την έρευνα θα ερευνηθούν και οι πηγές των διακυμάνσεων στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία και επομένως και στην ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης, κάνοντας χρήση ενός structural VAR (SVAR) βασισμένοι στο υπόδειγμα των Blanchard και Quah (1989).

Από τους πρώτους που ερεύνησαν τις πηγές των διακυμάνσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών κάνοντας χρήση αυτής της μεθοδολογίας ήταν ο Lastrapes (1992). Οι ενδογενείς μεταβλητές του στο διμεταβλητό VAR ήταν τα επίπεδα των πραγματικών και των ονομαστικών συναλλαγματικών ισοτιμιών. Αναγνώρισε δυο είδη διαταραχών, τις ονομαστικές και τις πραγματικές, από τις οποίες οι ονομαστικές δεν είχαν μόνιμη επίδραση στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία. Χρησιμοποιώντας αυτό το υπόδειγμα εξέτασε τις εξής χώρες : τις Ηνωμένες Πολιτείες, την Γερμανία, το Ηνωμένο Βασίλειο, την Ιαπωνία, την Ιταλία και τον Καναδά για την περίοδο 1973-1989, χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα. Τα αποτελέσματα της έρευνας του έδειξαν ότι για όλες τις υπό εξέταση χώρες οι πραγματικές διαταραχές ευθύνονται για το μεγαλύτερο μέρος των διακυμάνσεων τόσο των πραγματικών, όσο και των ονομαστικών συναλλαγματικών ισοτιμιών. Μια άλλη σημαντική έρευνα βασισμένη στην ίδια μεθοδολογία είναι αυτή των Clarida και Gali (1994). Ανέπτυξαν ένα τρισδιάστατο SVAR μοντέλο το οποίο περιελάμβανε ως ενδογενείς μεταβλητές το ρυθμό μεταβολής της πραγματικής παραγωγής, των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών και τα επίπεδα των τιμών. Οι αντίστοιχες διαταραχές του υποδείγματος ορίζονταν ως διαταραχές στην πραγματική συνολική προσφορά χρήματος, οι οποίες επηρέαζαν και τις τρεις μεταβλητές, στην πραγματική

συνολική ζήτηση, που δεν επηρεάζουν μακροχρόνια στην πραγματική παραγωγή, και ονομαστικές διαταραχές, οι οποίες επηρεάζουν μόνο το επίπεδο των τιμών μακροχρόνια. Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι για την Ιαπωνία και την Γερμανία οι ονομαστικές διαταραχές παίζουν σημαντικό ρόλο στην διακύμανση της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας έναντι του δολαρίου, ενώ για το Ηνωμένο Βασίλειο και τον Καναδά βρήκαν ότι οι διακυμάνσεις οφείλονται κυρίως στις πραγματικές διαταραχές. Μια πιθανή εξήγηση για τα διαφορετικά αποτελέσματά τους είναι ότι οι η Ιαπωνία και η Γερμανία αντιμετώπιζαν πολύ ισχυρή ακαμψία στις τιμές με αποτέλεσμα οι ονομαστικές διαταραχές να διαδραματίζουν τόσο σημαντικό ρόλο.

Τα δυο προαναφερόμενα μοντέλα αποτελούν την βάση για πολλές μεταγενέστερες έρευνες που προσπάθησαν να εξηγήσουν τις πηγές των διαταραχών των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Μερικές από αυτές τις έρευνες είναι των Enders και Lee (1997), Chadha and Prasad (1997), Rogers (1999), Funke (2000), Digodlou και Kutan (2001), Soto (2003), Chowdhury (2004), Wang (2004), Kontolemis and Ross (2005) και S.Hamori και N.Hamori (2007).

Στην παρούσα έρευνα για να πραγματοποιήσουμε την ανάλυσή μας υποθέτουμε ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες υπόκεινται σε δυο μορφών διαταραχές : πραγματικές διαταραχές, όπως αλλαγές στη τεχνολογία και στις προτιμήσεις, και σε ονομαστικές διαταραχές, όπως αλλαγές στην προσφορά χρήματος και στα επιτόκια. Αυτές οι δυο διαταραχές εξετάζονται από κοινού με ένα VAR υπόδειγμα, υπό την υπόθεση ότι οι ονομαστικές διαταραχές έχουν μόνο προσωρινή επίδραση στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία. Αυτή η υπόθεση υπονοεί ότι εάν παραδείγματος χάρη η εγχώρια προσφορά χρήματος διπλασιαστεί, τότε θα διπλασιαστεί και το επίπεδο των εγχώριων τιμών, όπως και το επίπεδο της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, αφήνοντας την πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία ανεπηρέαστη μακροχρόνια.

Ακολουθώντας το υπόδειγμα του Lastrapes (1992), ορίζουμε ότι

$$\Delta y_t = \begin{bmatrix} \Delta q_t \\ \Delta s_t \end{bmatrix}$$

Όπου $\Delta = (1-L)$ ο τελεστής των πρώτων διαφορών, q_t ο λογάριθμος της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας και s_t ο λογάριθμος της ονομαστικής συναλλαγματικής

ισοτιμίας. Ας υποθέσουμε ότι το Δy_t μπορεί να εκφραστεί από το παρακάτω γραμμικό δυναμικό μοντέλο :

$$\Delta y_t = A_0 \Delta y_t + A_1 \Delta y_{t-1} + \dots + A_k \Delta y_{t-k} + u_t \quad (4)$$

όπου

$$A_0 = \begin{bmatrix} 0 & \alpha_{02} \\ \alpha_{03} & 0 \end{bmatrix},$$

$$E u_t u_t' = \Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & 0 \\ 0 & \omega_{22} \end{bmatrix}$$

οι μηδενικοί περιορισμοί των πινάκων A_0 και Ω είναι οι κατάλληλες κανονικοποιήσεις. Περαιτέρω υποθέτουμε ότι το k είναι αρκετά μεγάλο ώστε να διασφαλίσουμε ότι τα κατάλοιπα (u_t) είναι λευκός θόρυβος. Το διάνυσμα των καταλοίπων περιέχει δυο “δομικές” διαταραχές (structural shocks).

Από τα μέχρι τώρα δεδομένα μπορούμε να εξάγουμε μόνο την unrestricted reduced form της εξίσωσης (4) :

$$\Delta y_t = (I - A_0)^{-1} A_1 \Delta y_{t-1} + \dots + (I - A_0)^{-1} A_k \Delta y_{t-k} + (I - A_0)^{-1} u_t = \Pi_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Pi_k \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

όπου

$$E \varepsilon_t \varepsilon_t' = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{bmatrix}$$

Η εξίσωση (5) λοιπόν αποτελεί την VAR παρουσίαση του Δy_t από την οποία, αν δεν εφαρμόσουμε κάποιους περιορισμούς, οι μόνες πληροφορίες που μπορούμε να πάρουμε είναι για τα Π_1, \dots, Π_k , τον πίνακα Σ και τα κατάλοιπα. Όμως οι πληροφορίες που εμείς χρειαζόμαστε για τις επιδράσεις των διαταραχών u_t στο Δy_t μπορούν να εξαχθούν μόνο από τον υπολογισμό του πίνακα Ω και A_0 μέσω του VAR.

Από την εξίσωση (4) καταλήγουμε στην σχέση

$$\Sigma = (I - A_0)^{-1} \Omega (I - A_0)^{-1'} \quad (6)$$

η οποία ορίζει τρεις μη γραμμικές εξισώσεις με τέσσερις αγνώστους ($\alpha_{02}, \alpha_{03}, \omega_{11}, \omega_{22}$). Χρειαζόμαστε επομένως έναν επιπλέον περιορισμό στον πίνακα A_0 ή Ω . Ο

περιορισμός που χρησιμοποιούμε είναι ότι οι ονομαστικές διαταραχές δεν επηρεάζουν την πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία. Υποθέτουμε ότι u_{1t} είναι οι πραγματικές εξωγενείς διαταραχές και u_{2t} οι ονομαστικές εξωγενείς διαταραχές. Στα πλαίσια λοιπόν του υποδείγματός μας για να εκφράσουμε αυτόν τον περιορισμό από την εξίσωση (5) παίρνουμε την σχέση

$$\Delta y_t = (I - \Pi_1 L - \Pi_2 L^2 - \dots - \Pi_k L^k)^{-1} \varepsilon_t = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = C_i(L) \varepsilon_t \quad (7)$$

Η παραπάνω εξίσωση (7) αποτελεί την έκφραση της μειωμένης μορφής ως μια εξίσωση κινούμενων μέσων όρων (Moving Average), στην οποία καταλήγουμε αντιστρέφοντας το VAR, και αποτελεί την τελική μας μορφή καθώς εκφράζει την εξαρτημένη μεταβλητή μόνο ως εξάρτηση των διαταραχών. Επομένως ο περιορισμός μας εκφράζεται ως

$$C_{12}(L) = \sum_{j=0}^{\infty} c_{12}(j) = C_{12}(1) = 0$$

Από την στιγμή που το $c_{12}(j)$ είναι η επίδραση του ε_{2t} στο Δq_{1t} μετά από j περιόδους, το $\sum_{j=0}^{\infty} c_{12}(j)$ είναι η αθροιστική επίδραση του ε_{2t} στο Δq_{1t} κατά την διάρκεια του χρόνου. Άρα ο παραπάνω περιορισμός συνεπάγεται ότι η αθροιστική επίδραση του ε_{2t} στο Δq_{1t} κατά τη διάρκεια του χρόνου είναι μηδενική, δηλαδή ότι μακροχρόνια η επίδραση των ονομαστικών διαταραχών στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία είναι μηδέν.

Συνοπτικά λοιπόν η μεθοδολογία μας αποτελείται από τα παρακάτω βήματα. Πρώτα υπολογίζουμε την μειωμένη μορφή της εξίσωσης (5) και την αντιστρέφουμε για να πάρουμε την MA αναπαράστασή της. Στη συνέχεια υπολογίζονται οι πίνακες A_0 και Ω κάνοντας χρήση του μακροπρόθεσμου περιορισμού μας και τέλος γνωρίζοντας τις τιμές του πίνακα A_0 , η MA αναπαράσταση του y_t κατασκευάζεται ως συνάρτηση μόνο των πραγματικών και ονομαστικών διαταραχών.

5) Δεδομένα

Τα δεδομένα που θα μελετήσουμε είναι οι ονομαστικές συναλλαγματικές ισοτιμίες εκφρασμένες με βάση το ευρώ, οι πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες και τα επίπεδα των εθνικών τιμών της κάθε χώρας εκφρασμένες τόσο με τον δείκτη τιμών καταναλωτή (CPI), όσο και με τον δείκτη τιμών παραγωγού (WPI). Γενικώς η τάση που επικρατεί στις πραγματοποιούμενες έρευνες είναι να παίρνουμε πιο ευνοϊκά αποτελέσματα για επιστροφή στην μέση τάση όταν χρησιμοποιείται ο δείκτης τιμών παραγωγού και αυτό γιατί αυτός ο δείκτης περιέχει περισσότερα εμπορεύσιμα αγαθά από ότι ο δείκτης τιμών καταναλωτή. Οι χώρες που περιλαμβάνονται είναι οι Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής, το Ηνωμένο Βασίλειο, ο Καναδάς, η Ιαπωνία και η Ευρωπαϊκής Ένωση. Τα στοιχεία του δείγματος, τα οποία προέρχονται από την στατιστική βάση του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου, είναι μηνιαία, αφορούν την περίοδο 2001:01-2008:12 και εκφράζονται σε λογαρίθμους.

6) Εμπειρικά αποτελέσματα

6.1) Αποτελέσματα με την χρήση του δείκτη τιμών καταναλωτή.

Ακολουθώντας την μεθοδολογία που περιγράψαμε στο προηγούμενο μέρος, αρχικά εξετάζουμε αν υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση ελέγχοντας την υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία όταν για τον υπολογισμό της χρησιμοποιείται ο δείκτης τιμών καταναλωτή. Αυτός ο έλεγχος γίνεται με την βοήθεια του επαυξημένου ελέγχου Dickey-Fuller και του ελέγχου Phillips-Perron. Και στις δυο περιπτώσεις ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση H_0 : υπάρχει μοναδιαία ρίζα στην σειρά, η οποία ισοδυναμεί με τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης ότι η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία δεν επιστρέφει στην μέση τάση, έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης H_1 : η σειρά είναι στάσιμη, που ισοδυναμεί με την υπόθεση ότι η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία επιστρέφει στην μέση τάση. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον Πίνακα1. Η τάση δεν έχει συμπεριληφθεί καθώς βρέθηκε μη στατιστικά σημαντική.

Πίνακας 1: Αποτελέσματα ελέγχων μοναδιαίας ρίζας της πραγματικής ισοτιμίας με χρήση του δείκτη τιμών καταναλωτή

Augmented Dickey-Fuller					
Levels					
	c	t-stat.	p	t-stat.	p-value
USA	0.008364	1.043017	-0.022374	-1.469533	0.5447
UK	-0.014408	-1.563619	0.028911	1.267324	0.9984
CN	-0.021536	-1.636518	-0.057807	-1.516169	0.5213
JP	-0.022463	-0.812130	-0.004478	-0.744002	0.8296
1rst Differences					
USA	-0.002892	-0.210245	-0.665732	-6.569928	0.0000
UK	-0.002921	-1.754746	-0.666283	-5.637717	0.0000
CN	-0.001766	-0.765028	-0.859693	-7.891136	0.0000
JP	-0.002034	-1.817759	-1.16936	-1.975368	0.2971

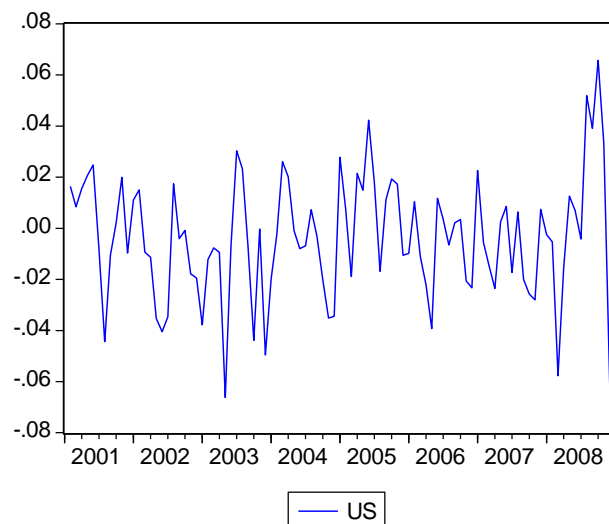
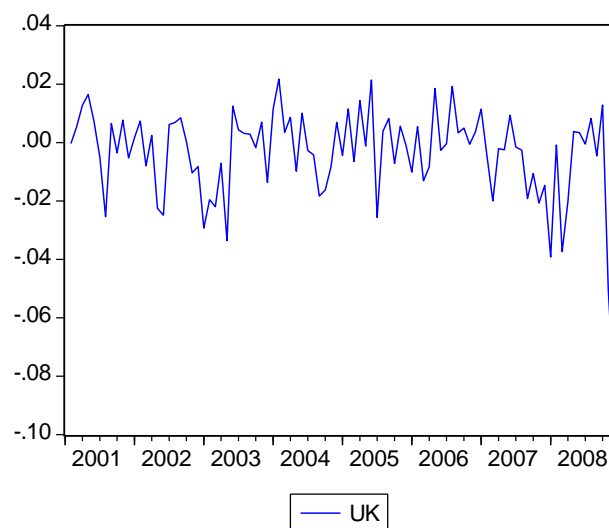
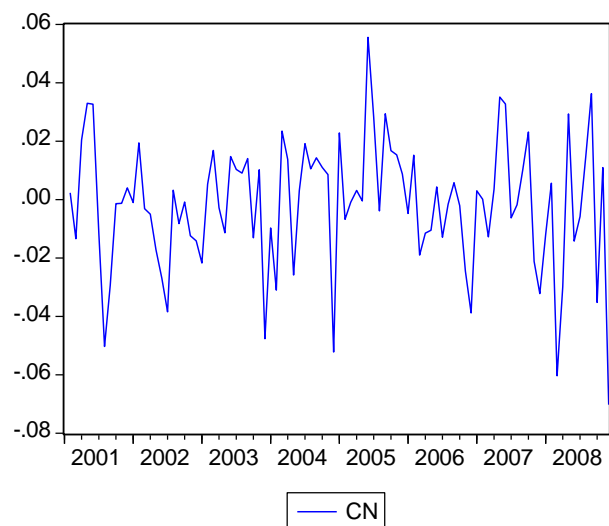
Phillips-Perron					
Levels					
	c	t-stat.	p	t-stat.	p-value
USA	0.006146	0.7327705	-0.019520	-1.277160	0.6376
UK	-0.020672	-2.302076	0.042579	1.207421	0.9980
CN	-0.021536	-1.636518	-0.057807	-1.729399	0.4133
JP	-0.022463	-0.812130	-0.004478	-0.744002	0.8231
1rst Differences					
USA	-0.002892	-0.210245	-0.665732	-6.091796	0.0000
UK	-0.002921	-1.754746	-0.666283	-5.540554	0.0000
CN	-0.001766	-0.765028	-0.859693	-7.893571	0.0000
JP	-0.001552	-4.221873	-0.836586	-8.021481	0.0000

* Οι κριτικές τιμές για τους ελέγχους ADF και PP προέρχονται από τους πίνακες του MacKinnon.

Από τα στοιχεία του Πίνακα 1 παρατηρούμε ότι τα κριτήρια ADF και PP συνηγορούν στο ότι η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία δεν είναι στάσιμη για καμία από τις τέσσερις χώρες καθώς η μηδενική υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί για καμία χώρα. Πιο αναλυτικά βρίσκουμε ότι η τιμή p-value είναι μεγαλύτερη του 0,05 για όλες τις χώρες και στους δυο ελέγχους και ότι η τιμή του t-statistic είναι και αυτή μικρότερη σε απόλυτες τιμές από την αντίστοιχη κριτική τιμή σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επομένως δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και η σειρά χαρακτηρίζεται από την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Λαμβάνουμε στην συνέχεια τις πρώτες διαφορές και εξετάζουμε και πάλι για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Διαπιστώνουμε ότι οι σειρές της πραγματικής ισοτιμίας για τις ΗΠΑ, το Ηνωμένο Βασίλειο και τον Καναδά έχουν μετατραπεί σε στάσιμες, καθώς η τιμή p-value είναι πλέον μικρότερη του 0,05, ενώ και η απόλυτη τιμή του t-statistic είναι μεγαλύτερη της αντίστοιχης κριτικής τιμής σε επίπεδο 5%. Δηλαδή οι σειρές μας είναι I(1). Εξαιρέση αποτελεί η Ιαπωνία για την οποία η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται σύμφωνα με το ADF (p-value 0,2971>0,05), ενώ απορρίπτεται στις πρώτες διαφορές μόνο με βάση το κριτήριο PP (p-value 0,0000<0,05). Λόγω των αντικρουόμενων αποτελεσμάτων των δυο μεθοδολογιών, διενεργούμε και τρίτο έλεγχο βάσει της Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin μεθοδολογίας, σύμφωνα με την οποία η H_0 : η σειρά είναι στάσιμη, απορρίπτεται. Αποδεχόμαστε λοιπόν πως η σειρά της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας για την Ιαπωνία είναι μη-στάσιμη.

Από τα παραπάνω αποτελέσματα συμπεραίνουμε πως υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία και των τριών υπό εξέταση χωρών: Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής, Ηνωμένο Βασίλειο και Καναδά, ενώ δεν ισχύει για την Ιαπωνία, συμπεράσματα που έρχονται σε συνάφεια με τα αποτελέσματα προηγούμενων ερευνών. Με άλλα λόγια η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης ισχύει μεταξύ της Ευρωπαϊκής Ένωσης και των Ηνωμένων Πολιτειών Αμερικής, του Ηνωμένου Βασιλείου και του Καναδά, ενώ δεν ισχύει για την Ιαπωνία. Γενικά μπορούμε να πούμε πως η ύπαρξη επιστροφής στην μέση τάση συνεπάγεται ότι αυτές οι αγορές είναι αποτελεσματικές, δηλαδή δεν υπάρχουν ευκαιρίες αρμπιτράζ, τουλάχιστον μακροχρόνια. Επίσης το γεγονός ότι οι ισοτιμίες επιστρέφουν στον μέσο τους σημαίνει ότι δεν είναι υποτιμημένες ή υπερτιμημένες, γεγονός που διευκολύνει και την άμεση σύγκριση των εθνικών επιπέδων εισοδήματος.

Διάγραμμα 1 : Απεικόνιση πραγματικών ιστοτιμών.



Αφού βρήκαμε πως υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση για τις τρεις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες, τώρα με την βοήθεια ενός structural VAR θα εξετάσουμε το πώς η φύση των πραγματοποιούμενων διαταραχών, αν είναι δηλαδή ονομαστικές ή πραγματικές, επηρεάζει το επίπεδο ισορροπίας της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Για να μπορέσουμε όμως να υπολογίσουμε το SVAR μοντέλο μας θα πρέπει πρώτα να εξετάσουμε αν οι σειρές της πραγματικής και της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι στάσιμες, και αν συνολοκληρώνονται.

Έχοντας εξασφαλίσει από την προηγούμενη ανάλυση την στασιμότητα της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, εξετάζουμε αν και η ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία είναι στάσιμη με την βοήθεια των ίδιων κριτηρίων, δηλαδή του επαυξημένου ελέγχου Dickey-Fuller και του ελέγχου Phillips-Perron. Τα αποτελέσματα συνοψίζονται στον Πίνακα2.

Πίνακας 2: Αποτελέσματα ελέγχων μοναδιαίας ρίζας της ονομαστικής ισοτιμίας.

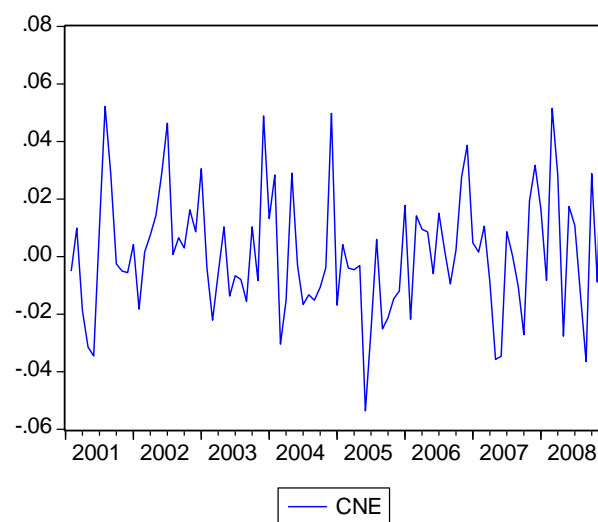
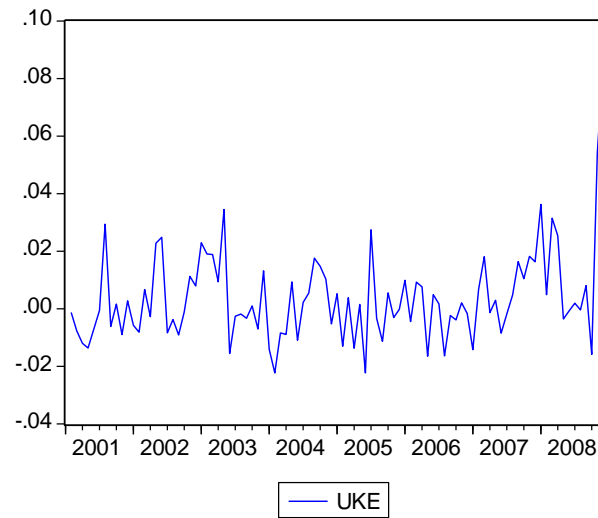
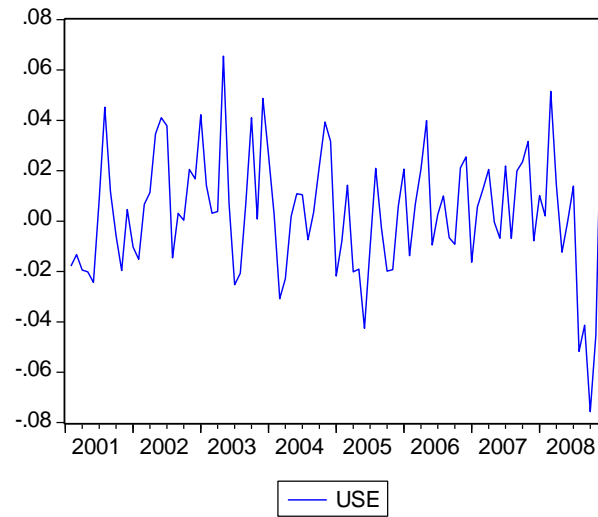
Augmented Dickey-Fuller					
Levels					
	c	t-stat.	p	t-stat.	p-value
USA	0,29366	1,554954	-0,021812	-1,398246	0,5800
UK	-0,034814	-1,948319	0,054310	0,066094	0,9999
CN	0,025417	0,650175	-0,058497	-1,555673	0,5012
JP	0,188760	2,017719	-0,032265	-2,008196	0,2830
1rst Differences					
USA	0,003297	1,089408	-0,661818	-6,563574	0,0000
UK	0,002020	1,645211	-0,588526	-4,766692	0,0001
CN	0,001616	0,701119	-0,826376	-7,653099	0,0000
JP	0,000955	0,385463	-0,619313	-6,456276	0,0000

Phillips-Perron					
Levels					
	c	t-stat.	p	t-stat.	p-value
USA	0,026580	1,350384	-0,018693	-1,212064	0,6667
UK	-0,04921	-2,861506	0,076417	2,201632	0,9999
CN	0,025417	0,650175	-0,058497	-1,720400	0,4178
JP	0,151689	1,516400	-0,030680	-1,637694	0,4595
1rst Differences					
USA	0,003297	1,089408	-0,661818	-6,135107	0,0000
UK	0,002020	1,645211	-0,588526	-4,748582	0,0002
CN	0,001616	0,70119	-0,826376	-7,590277	0,0000
JP	0,000955	0,385463	-0,619313	-6,366867	0,0000

Παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05 και στις τρεις περιπτώσεις οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι υπάρχει μοναδιαία ρίζα, επομένως οι ονομαστικές ισοτιμίες είναι μη στάσιμες στο επίπεδο. Παίρνοντας όμως τις πρώτες διαφορές βλέπουμε ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,05 καθώς και ότι το t-statistic είναι μεγαλύτερο σε απόλυτες τιμές από την αντίστοιχη κριτική τιμή σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας και λέμε ότι οι σειρές είναι στάσιμες πρώτης τάξης (I(1)).

Η στασιμότητα των ονομαστικών ισοτιμιών παρουσιάζεται και στο Διάγραμμα2.

Διάγραμμα 2 : Απεικόνιση ονομαστικών ισοτιμιών.



Έχοντας εξασφαλίσει την στασιμότητα των σειρών μας, προχωράμε στον έλεγχο συνολοκλήρωσης, καθώς μια βασική προϋπόθεση για τον υπολογισμό ενός VAR μοντέλου είναι η απουσία συνολοκλήρωσης. Ελέγχοντας λοιπόν για στασιμότητα τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας πάνω σε μια σταθερά και στην ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι δυο σειρές δεν συνολοκληρώνονται. Πιο συγκεκριμένα από τον παρακάτω πίνακα παρατηρούμε ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,05 και στις τρεις περιπτώσεις, όπως επίσης και η απόλυτη τιμή του t-statistic είναι μικρότερη από την αντίστοιχη κριτική τιμή. Επομένως δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι οι σειρές έχουν μοναδιαία ρίζα, που συνεπάγεται ότι οι σειρές δεν συνολοκληρώνονται.

Πίνακας 3 : έλεγχος στασιμότητας στα κατάλοιπα.

Augmented Dickey-Fuller					
	c	t-stat.	p	t-stat.	p-value
USA	-0,000181	-0,454000	-0,108402	-2,701120	0,0776
UK	0,000573	0,212604	-0,031798	-0,956272	0,7659
CN	0,000671	0,871816	-0,221285	-3,281759	0,0756

Αφού λοιπόν βρήκαμε πως οι σειρές μας είναι στάσιμες ίδιας τάξης και δεν συνολοκληρώνονται, υπολογίζουμε το SVAR μοντέλο στις πρώτες διαφορές. Ο αριθμός των υστερήσεων επιλέχθηκε σύμφωνα με το Akaike κριτήριο και υπολογίζουμε ένα VAR με έξι υστερήσεις για τις Ηνωμένες Πολιτείες, ένα VAR με μια υστέρηση για το Ηνωμένο Βασίλειο και τον Καναδά. Αρχικά λαμβάνουμε τις τιμές του πίνακα $C_i(L)$ της (7) εξίσωσης. Βρίσκουμε δηλαδή τους συντελεστές της επίδρασης των διαταραχών πάνω στην πραγματική ισοτιμία.

Πίνακας 4 - USA SVAR

	coefficient	z-statistic	p-value
C(11)	0.023037	13.34166	0.0000
C(12)	0	-	-
C(21)	-0.022457	-13.18948	0.0000
C(22)	0.002419	13.34166	0.0000

Πίνακας 5 - UK SVAR

	coefficient	z-statistic	p-value
C(11)	0.210500	13.56466	0.0000
C(12)	0	-	-
C(21)	-0.182724	-13.45377	0.0000
C(22)	0.044394	13.56466	0.0000

Πίνακας 6 - Canadian SVAR

	Coefficient	z-statistic	p-value
C(11)	0.026161	13.71131	0.0000
C(12)	0	-	-
C(21)	-0.026784	-13.44186	0.0000
C(22)	0.003811	13.71131	0.0000

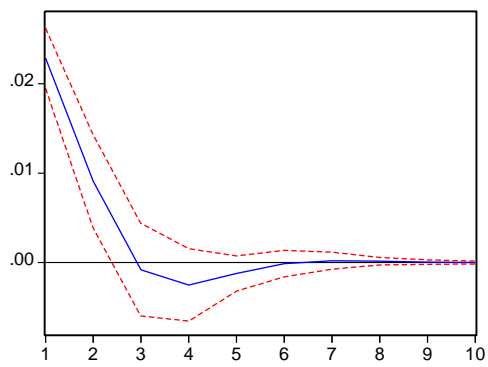
Και από τα τρία μοντέλα διαπιστώνουμε πως η επίδραση των πραγματικών διαταραχών τόσο στην πραγματική όσο και στην ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία είναι στατιστικά σημαντική, καθώς η τιμή p-value είναι μικρότερη του 0,05 και συγκεκριμένα είναι μηδενική για όλους τους συντελεστές. Απορρίπτουμε λοιπόν την μηδενική υπόθεση H_0 : ο συντελεστής είναι μη στατιστικά σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι οι διαταραχές επηρεάζουν, τουλάχιστον βραχυχρόνια, και τις δυο ισοτιμίες και μάλιστα η επίδραση μιας πραγματικής διαταραχής στην ονομαστική ισοτιμία είναι αρνητική, δηλαδή οδηγεί σε ανατίμηση. Επίσης ο συντελεστής C(12) είναι μηδενικός και στα τρία υποδείγματα εκφράζοντας τον περιορισμό μας, ότι

δηλαδή οι ονομαστικές διαταραχές δεν επηρεάζουν την πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία μακροχρόνια. Τέλος παρατηρούμε ότι οι ονομαστικές διαταραχές επηρεάζουν την ονομαστική ισοτιμία λιγότερο από ότι την επηρεάζουν οι πραγματικές διαταραχές καθώς ο συντελεστής της ονομαστικής διαταραχής (C22) είναι μικρότερος σε απόλυτη τιμή του αντίστοιχου συντελεστή της πραγματικής διαταραχής (C21).

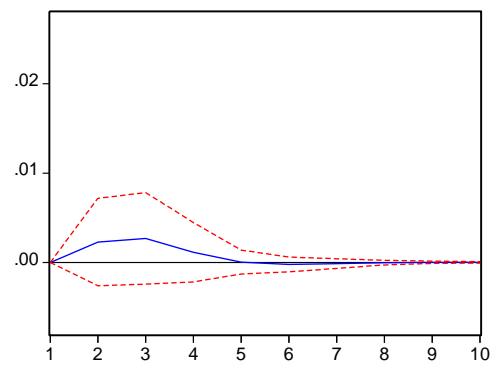
Τα παραπάνω συμπεράσματα μπορούμε να τα δούμε πιο αναλυτικά μέσα από τις Συναρτήσεις Αιφνίδιας Αντίδρασης (impulse response functions) για την πραγματική και ονομαστική ισοτιμία. Το κάθε διάγραμμα παρουσιάζει την δυναμική αντίδραση της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε κάποια δεδομένη πραγματική ή ονομαστική διαταραχή.

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

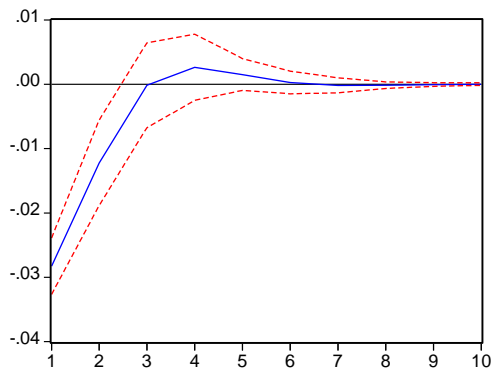
Response of real US to real shock



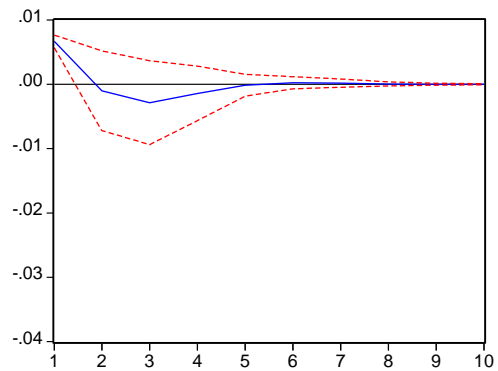
Response of real US to nominal shock



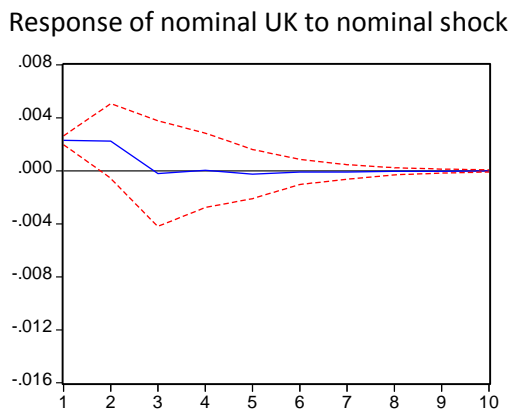
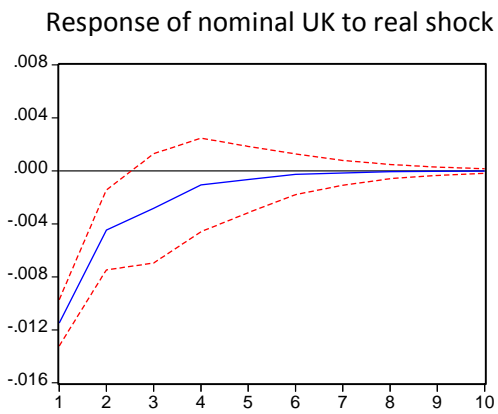
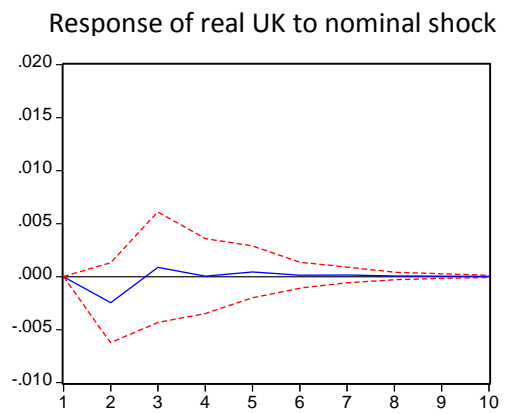
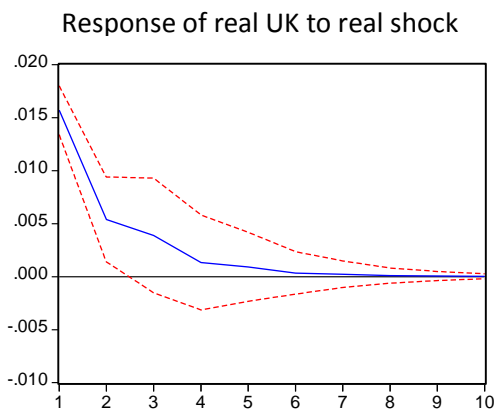
Response of nominal US to real shock



Response of nominal US to nominal shock

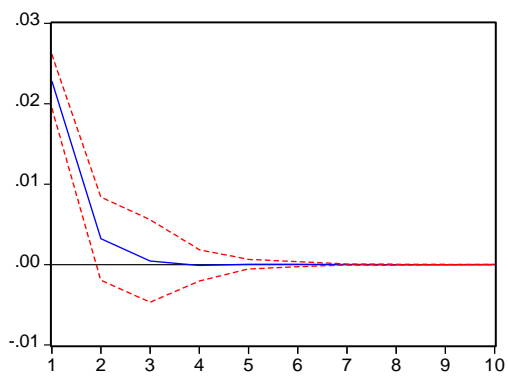


Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

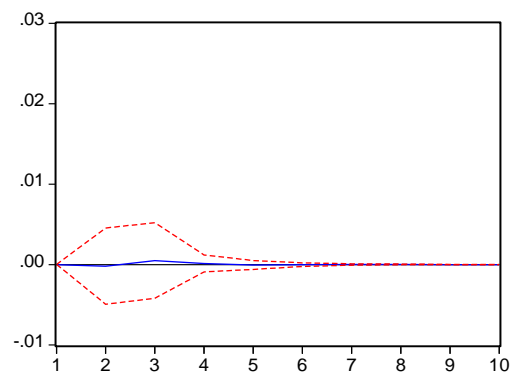


Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

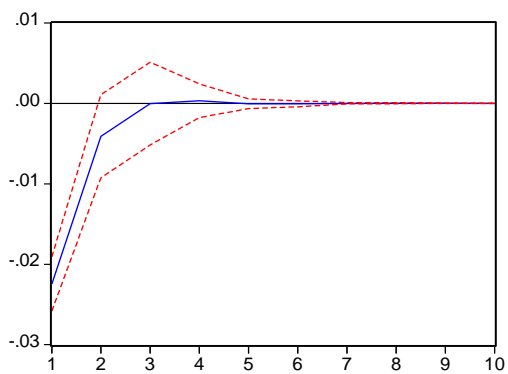
Response of real CN to real shock



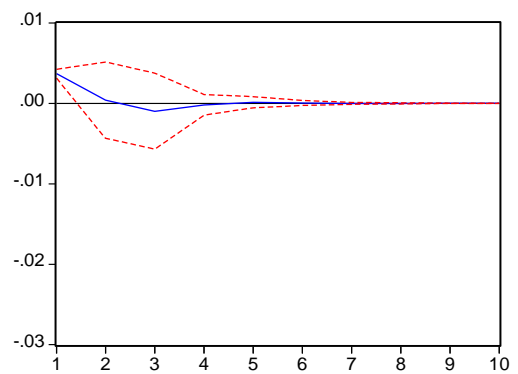
Response of real CN to nominal shock



Response of nominal CN to real shock



Response of nominal CN to nominal shock



Στο πρώτο διάγραμμα απεικονίζεται η επίδραση μιας πραγματικής διαταραχής στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία. Βλέπουμε ότι μια πραγματική διαταραχή επιφέρει μια άμεση αντίδραση στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία της τάξης του 2.2%. Πιο συγκεκριμένα η ισοτιμία αυξάνεται, άρα έχουμε υποτίμηση του ευρώ έναντι του δολαρίου. Στην συνέχεια όμως πραγματοποιείται μια απότομη επιστροφή στο επίπεδο μακροχρόνιας ισορροπίας και η ισοτιμία επιστρέφει τελικά στο αρχικό επίπεδο ισορροπίας μετά από περίπου έξι χρόνια. Στο δεύτερο διάγραμμα αντικατοπτρίζεται ο περιορισμός μας, ότι δηλαδή οι ονομαστικές διαταραχές δεν επηρεάζουν την πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία μακροχρόνια. Όντως παρουσιάζεται μια μη σημαντική απόκλιση από την ισορροπία βραχυχρόνια που φτάνει στο αποκορύφωμά της μετά από δυο χρόνια και επιστρέφει ομαλά στην ισορροπία μετά από περίπου πέντε χρόνια. Στο τρίτο διάγραμμα η αντίδραση της ονομαστικής ισοτιμίας σε μια πραγματική διαταραχή είναι αρκετά ίδια με την αντίδραση της πραγματικής ισοτιμίας όπως αυτή παρουσιάζεται στο πρώτο διάγραμμα. Αυτό συνεπάγεται ότι οι αλλαγές στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία οφείλονται κατά κύριο λόγο στις αλλαγές στην ονομαστική ισοτιμία και όχι στο επίπεδο των τιμών. Τέλος, στο τέταρτο διάγραμμα παρατηρούμε πως η αντίδραση της ονομαστικής ισοτιμίας σε μια ονομαστική διαταραχή είναι μη σημαντική καθώς αποκλίνει ελάχιστα από το επίπεδο ισορροπίας (περίπου 0.5%) και συγκλίνει πλήρως με αυτό μετά από περίπου 5 χρόνια.

Την ίδια συμπεριφορά παρουσιάζουν και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες των υπόλοιπων χωρών. Πιο συγκεκριμένα, για το Ηνωμένο Βασίλειο μετά από μια πραγματική διαταραχή η πραγματική ισοτιμία ανατιμάτε κατά 1.5% περίπου. Η τάξη της αντίδρασης είναι μικρότερη από αυτή των ΗΠΑ, αλλά η επιστροφή στο αρχικό επίπεδο ισορροπίας πραγματοποιείται πιο σταδιακά και επιτυγχάνεται τελικά μετά από περίπου 7 χρόνια. Αντίστοιχα για τον Καναδά η αντίδραση της πραγματικής ισοτιμίας είναι σχεδόν ταυτόσημη με αυτή των ΗΠΑ, με την διαφορά ότι η επιστροφή στο επίπεδο ισορροπίας πραγματοποιείται πιο γρήγορα, μετά από περίπου 3,5 χρόνια. Αξίζει να σημειώσουμε ότι η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία του Καναδά δεν αντιδρά σχεδόν καθόλου στις ονομαστικές διαταραχές ούτε βραχυχρόνια, παραμένοντας στο επίπεδο ισορροπίας.

Συνοψίζοντας τα συμπεράσματα μας βλέπουμε ότι και για τις τρεις χώρες οι πραγματικές διαταραχές είναι αυτές που προκαλούν τις σημαντικότερες μακροχρόνιες αποκλίσεις της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας από το επίπεδο ισορροπίας, ενώ και στις τρεις υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση μετά από 5-7 χρόνια, διάρκεια που έρχεται σε συνάφεια και με τις έως τώρα αντίστοιχες έρευνες (Dwyer, Fisher, Flavin, Lothian (2007)). Επίσης παρατηρούμε ότι όλες οι ονομαστικές ισοτιμίες ανατιμώνται ως αντίδραση σε μια θετική πραγματική διαταραχή, ενώ υποτιμώνται μετά από μια ονομαστική διαταραχή, συμπέρασμα που είναι συνεπές με τις προβλέψεις των μοντέλων για τον καθορισμό της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Για να εξετάσουμε με περισσότερη ακρίβεια την επιστροφή στην μέση τάση μπορούμε να υπολογίσουμε τον χρόνο που απαιτείται ώστε η επίδραση μιας διαταραχής να μειωθεί κατά το ήμισυ (half life).

Πίνακας 7: Υπολογισμός half life

Χώρα	Half life
USA	1.703616
UK	1.707088
CN	4,584915

Βλέπουμε λοιπόν πως απαιτούνται περίπου 2 χρόνια για τις ΗΠΑ και το Ηνωμένο Βασίλειο, αποτέλεσμα σύμφωνο με τα αποτελέσματα πιο πρόσφατων ερευνών που προτείνουν πως ο χρόνος που απαιτείται για να μειωθεί η επίδραση μιας διαταραχής κατά το ήμισυ είναι 1-2 χρόνια (Akram (2000)). Ενώ για τον Καναδά απαιτούνται 4,5 χρόνια, διάρκεια σύμφωνη με αυτή που πρότείνει ο Rogoff (3-5 χρόνια).

Ένα άλλο μέσο για να εκφράσουμε τα αποτελέσματα του μοντέλου είναι η ανάλυση της διακύμανσης (variance decomposition), η οποία μετράει την μέση, σχετική συνεισφορά κάθε διαταραχής στην διακύμανση του λάθους πρόβλεψης (forecast error) ως συνάρτηση του ορίζοντα πρόβλεψης.

Πίνακας 8: Variance Decomposition of USA

Variance Decomposition of Real US			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.024890	96.93243	3.067565
6	0.026604	89.75978	10.24022
12	0.027172	89.19115	10.80885
60	0.027364	88.27275	11.72725
6	0.026604	89.75978	10.24022
Variance Decomposition of Nominal US			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.025177	95.66718	4.322825
6	0.027127	87.41425	12.58575
12	0.028048	85.25685	14.74315
60	0.028423	83.40934	16.59066

Πίνακας 9: Variance Decomposition of United Kingdom

Variance Decomposition of Real UK			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.016383	99.98146	0.018538
6	0.017500	94.64119	5.358812
12	0.017552	94.35047	5.649527
60	0.017553	94.34570	5.654300
2	0.016383	99.98146	0.018538
Variance Decomposition of Nominal UK			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.016165	97.65261	2.347393
6	0.017321	92.02058	7.979417
12	0.017387	91.65730	8.342702
60	0.017388	91.65170	8.348299

Πίνακας 10: Variance Decomposition of Canada

Variance Decomposition of Real CN			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.022691	99.99856	0.001437
6	0.022696	99.99852	0.001475
12	0.022696	99.99852	0.001475
60	0.022696	99.99852	0.001475
2	0.022691	99.99856	0.001437
Variance Decomposition of Nominal CN			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.022778	97.32400	2.676001
6	0.022785	97.32578	2.764217
12	0.022785	97.32578	2.674217
60	0.022785	97.32578	2.674217

Τα αποτελέσματα για όλα τα νομίσματα υποδεικνύουν ότι οι πραγματικές διαταραχές επικρατούν των ονομαστικών στην ερμηνεία της διακύμανσης του λάθους πρόβλεψης τόσο μακροχρόνια, όσο και βραχυχρόνια. Αυτό σημαίνει για μια χώρα ότι η κατάλληλη πολιτική επηρεασμού της πραγματικής ισοτιμίας είναι η αλλαγή των πραγματικών στοιχείων της οικονομίας της όπως η χρησιμοποιούμενη τεχνολογία, το επίπεδο της παραγωγικότητας κ.α. Ενώ αν συνέβαινε το αντίθετο, δηλαδή αν επικρατούσαν οι ονομαστικές διαταραχές, οι χώρες θα μπορούσαν να προσαρμόζουν τις ονομαστικές τους ισοτιμίες ώστε να επιτρέπουν μεταβολές στις σχετικές τιμές. Παρατηρούμε επίσης ότι η επίδραση των ονομαστικών διαταραχών είναι μεγαλύτερη στην διακύμανση της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας από ότι της πραγματικής, ενώ η επίδραση των πραγματικών διαταραχών είναι μεγαλύτερη στην πραγματική ισοτιμία. Τέλος αξίζει να σημειώσουμε ότι όσον αφορά τον Καναδά η επίδραση τόσο των ονομαστικών όσο και των πραγματικών διαταραχών στην διακύμανση των ισοτιμιών παραμένει σχεδόν σταθερή κατά τη πάροδο του χρόνου.

6.2) Αποτελέσματα με την χρήση του δείκτη τιμών παραγωγού.

Για να επαληθεύσουμε τα παραπάνω αποτελέσματα θα επαναλάβουμε την παραπάνω μεθοδολογία κάνοντας χρήση του δείκτη τιμών παραγωγού. Αρχικά λοιπόν εξετάζουμε και πάλι την ύπαρξη επιστροφής στην μέση τάση ελέγχοντας την υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται συνοπτικά παρακάτω.

Πίνακας 11: Αποτελέσματα ελέγχων μοναδιαίας ρίζας με χρήση του δείκτη τιμών παραγωγού.

Augmented Dickey-Fuller					
Levels					
	c	t-stat.	p	t-stat.	p-value
USA	-0.006048	0.002935	-0.048085	-2.047672	0.2664
UK	-0.014251	-1.158038	0.031722	0.974011	0.9961
CN	-0.033304	-1.740193	-0.070527	-1.669096	0.4436
JP	-0.190249	-2.178469	-0.037890	-2.162211	0.2215
1rst Differences					
USA	-0.002474	-1.107300	-0.784531	-6.217110	0.0000
UK	-0.002369	-1.162075	-0.622215	-5.314350	0.0000
CN	-0.001571	-0.707249	-0.848837	-7.774277	0.0000
JP	-0.010838	-2.197643	-0.738669	-7.370060	0.0000

Phillips-Perron					
Levels					
	c	t-stat.	p	t-stat.	p-value
USA	-0.006432	-2.117469	-0.044794	-1.919656	0.3221
UK	-0.024377	-2.029287	0.056630	1.773915	0.9932
CN	-0.033304	0.019138	-0.070527	-1.669096	0.4436
JP	0.209095	1.086055	0.046558	1.153462	0.9996
1rst Differences					
USA	-0.002117	-0.937571	-0.622245	-5.844619	0.0000
UK	-0.002369	-1.462075	-0.622215	-5.314350	0.0000
CN	-0.001571	-0.707249	-0.848837	-7.676407	0.0000
JP	-0.010838	-2.197643	-0.738669	-7.370060	0.0000

Παρατηρούμε πως τα αποτελέσματα μας συμφωνούν με τα αποτελέσματα της ανάλυσης όταν χρησιμοποιούμε τον δείκτη τιμών καταναλωτή και όλες οι σειρές μας είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές. Πιο συγκεκριμένα όταν ελέγχουμε τις σειρές στο επίπεδο βλέπουμε ότι η τιμή του p-value είναι μεγαλύτερη του 0,05 για όλες τις χώρες, ενώ και η απόλυτη τιμή του t-statistic είναι μικρότερη της αντίστοιχης κριτικής τιμής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Άρα η υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας δεν μπορεί να απορριφθεί και η σειρά χαρακτηρίζεται από μη στασιμότητα που συνεπάγεται μη επιστροφή στην μέση τάση. Παίρνοντας τις πρώτες διαφορές παρατηρούμε πως η τιμή του p-value είναι πλέον μικρότερη του 0,05 καθώς και η τιμή του t-statistic είναι μεγαλύτερη σε απόλυτες τιμές από την αντίστοιχη κριτική τιμή. Επομένως η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας δεν γίνεται δεκτή και υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση. Η μόνη διαφορά με τα αποτελέσματα όταν χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης τιμών καταναλωτή έγκυται στο ότι όταν χρησιμοποιούμε τον δείκτη τιμών παραγωγού γίνεται στάσιμη η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία και για την Ιαπωνία. Επομένως υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση και για την Ιαπωνία και η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης ισχύει πλέον για όλες τις υπό εξέταση χώρες. Αυτό μπορεί να οφείλεται στο ότι ο δείκτης τιμών παραγωγού περιλαμβάνει περισσότερα εμπορεύσιμα αγαθά από ότι ο δείκτης τιμών καταναλωτή.

Στην συνέχεια για να μπορέσουμε να εκτιμήσουμε το SVAR μοντέλο θα πρέπει και πάλι να εξασφαλίσουμε την στασιμότητα των σειρών και την μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ της πραγματικής και της ονομαστικής ισοτιμίας. Με τον προηγούμενο έλεγχο για την επιστροφή στην μέση τάση βρήκαμε ότι η σειρά της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι στάσιμη και για τις τέσσερις χώρες, ενώ ο έλεγχος στασιμότητας για την ονομαστική ισοτιμία δεν χρειάζεται να επαναληφθεί εδώ καθώς η αλλαγή του δείκτη τιμών αφήνει την ονομαστική ισοτιμία ανεπηρέαστη. Επομένως έχουμε και πάλι δυο σειρές οι οποίες είναι I(1).

Συνεχίζουμε με τον έλεγχο για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης που θα πραγματοποιηθεί και πάλι με την βοήθεια των καταλοίπων της παλινδρόμησης της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας πάνω σε μια σταθερά και την ονομαστική ισοτιμία.

Πίνακας 12 : έλεγχος στασιμότητας καταλοίπων.

Augmented Dickey-Fuller					
	c	t-stat.	p	t-stat.	p-value
USA	-0,000742	-0,529072	-0,076356	-2,524579	0,1129
UK	-0,000293	-0,604825	-0,101065	-2,778811	0,0652
CN	0,001253	0,995114	-0,172960	-3,260008	0,0794
JP	-0,000312	-0,770976	-0,07302	-2,247049	0,1916

Διαπιστώνουμε ότι η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας δεν μπορεί να απορριφθεί ($p\text{-value} > 0.05$), επομένως δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ της πραγματικής και της ονομαστικής ισοτιμίας.

Στην συνέχεια προχωράμε στον υπολογισμό του SVAR μοντέλου στις πρώτες διαφορές. Η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων γίνεται με την βοήθεια του Akaike κριτηρίου και υπολογίζουμε ένα VAR μοντέλο με μια υστέρηση για τις Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής, το Ηνωμένο Βασίλειο και τον Καναδά, και ένα VAR με δυο υστερήσεις για την Ιαπωνία. Βρίσκουμε τους συντελεστές της επίδρασης των διαταραχών πάνω στην πραγματική και ονομαστική ισοτιμία και τα αποτελέσματα συνοψίζονται στους παρακάτω πίνακες.

Πίνακας 13 : USA SVAR

	coefficient	z-statistic	p-value
C(11)	0.033886	13.71131	0.0000
C(12)	0	-	-
C(21)	-0.027536	-9.318027	0.0000
C(22)	0.021018	13.71131	0.0000

Πίνακας 14 : UK SVAR

	coefficient	z-statistic	p-value
C(11)	0.022988	13.71131	0.0000
C(12)	0	-	-
C(21)	-0.020983	-12.31779	0.0000
C(22)	0.007254	13.71131	0.0000

Πίνακας 15 : CN SVAR

	coefficient	z-statistic	p-value
C(11)	0.025447	13.71131	0.0000
C(12)	0	-	-
C(21)	-0.025881	-12.57519	0.0000
C(22)	0.007953	13.71131	0.0000

Πίνακας 16 : JP SVAR

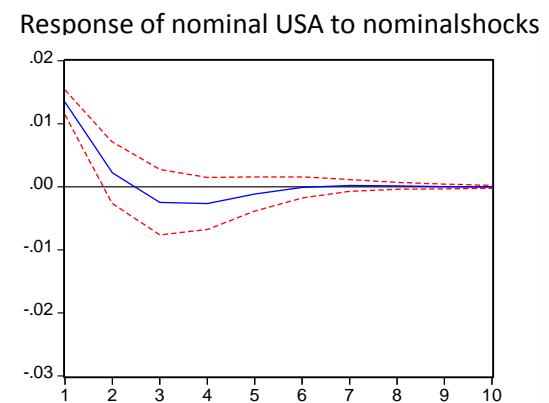
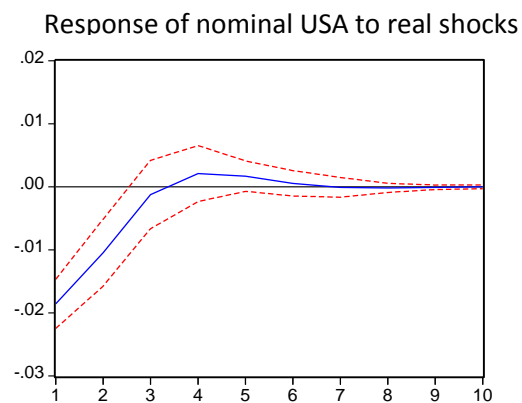
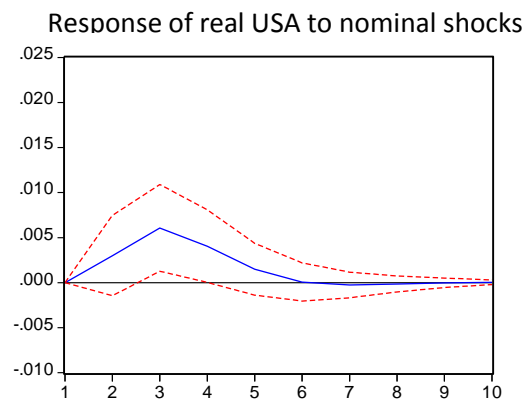
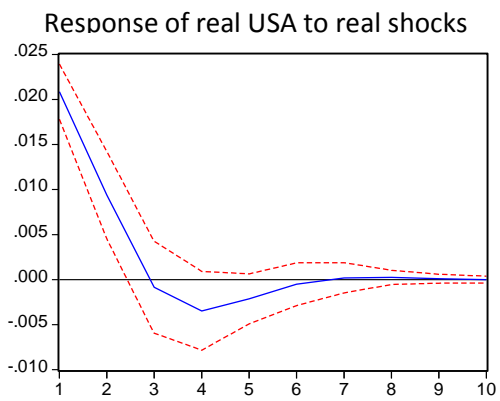
	coefficient	z-statistic	p-value
C(11)	0.027916	13.63818	0.0000
C(12)	0	-	-
C(21)	-0.030320	-12.68062	0.0000
C(22)	0.008488	13.63816	0.0000

Διαπιστώνουμε πως τα αποτελέσματα συμπίπτουν με αυτά όταν κάναμε χρήση του δείκτη τιμών καταναλωτή. Δηλαδή όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί και τόσο οι ονομαστικές όσο και οι πραγματικές διαταραχές επηρεάζουν τις ισοτιμίες βραχυχρόνια. Πιο αναλυτικά η ονομαστική ισοτιμία ανατιμάται μετά από μια πραγματική διαταραχή, ενώ υποτιμάται μετά από μια ονομαστική διαταραχή. Επίσης η πραγματική ισοτιμία υποτιμάται μετά από μια πραγματική διαταραχή, ενώ δεν επηρεάζεται μακροχρόνια από τις ονομαστικές διαταραχές, συμπεράσματα που συμφωνούν με την οικονομική θεωρία. Τέλος παρατηρούμε ότι οι ονομαστικές διαταραχές (C22) επηρεάζουν την ονομαστική ισοτιμία λιγότερο από ότι την επηρεάζουν οι πραγματικές διαταραχές (C21).

Παρακάτω παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα με την βοήθεια των Συναρτήσεων Αιφνίδιας Αντίδρασης (impulse response functions). Παρατηρούμε και πάλι ότι υπάρχει συνάφεια με τα αποτελέσματα της προηγούμενης ανάλυσης με τον δείκτη τιμών καταναλωτή. Για αυτό το λόγο πιο αναλυτικά θα αναφερθούμε μόνο στην περίπτωση της Ιαπωνίας για την οποία προηγουμένως δεν υπήρχε επιστροφή στην μέση τάση.

DATA

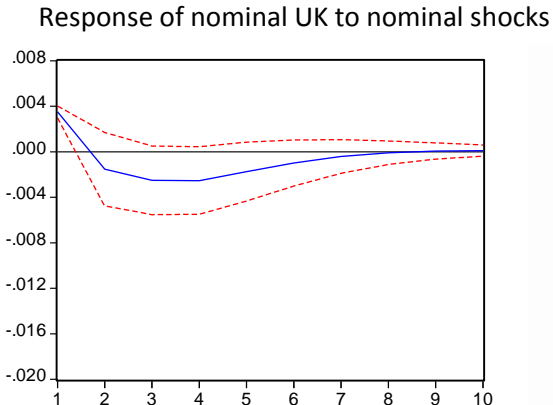
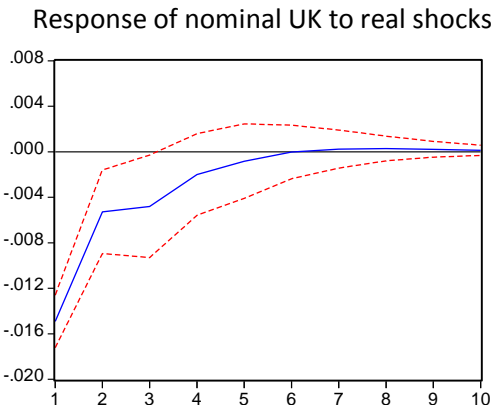
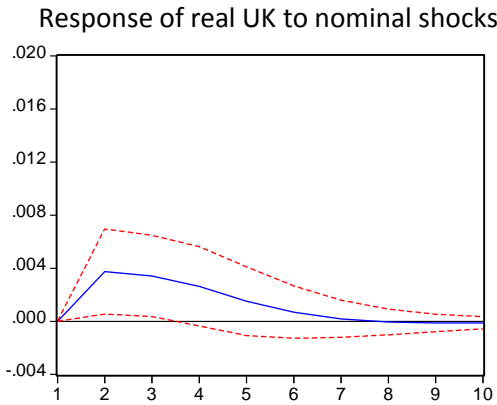
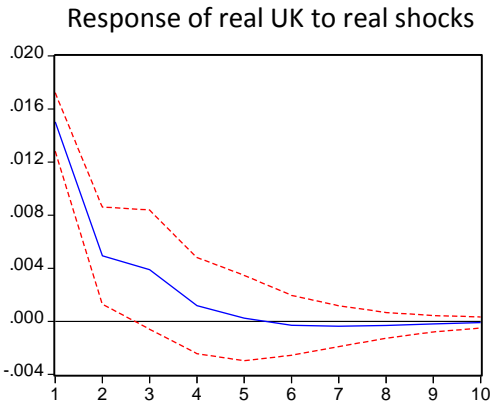
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



DATA

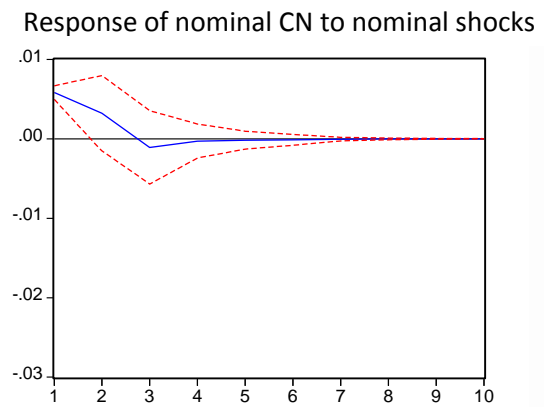
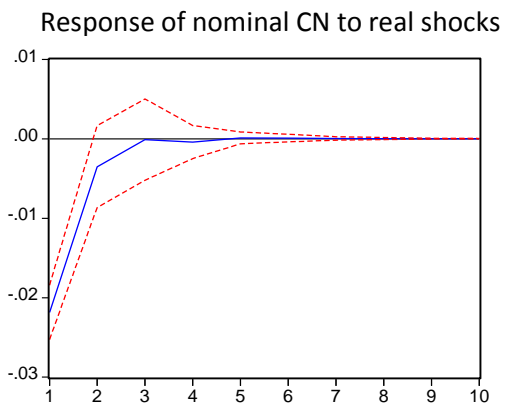
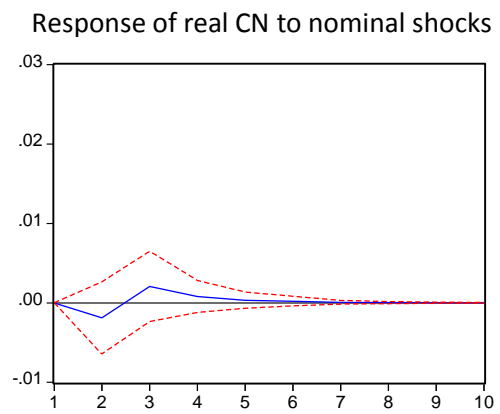
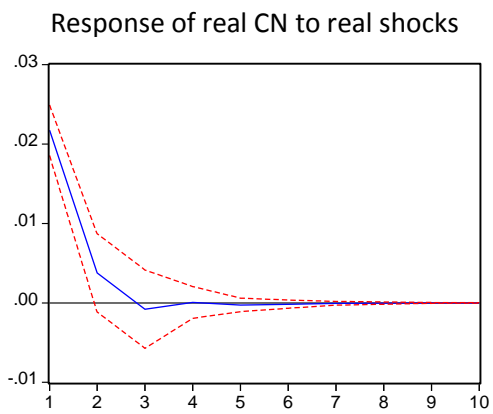
DATA

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

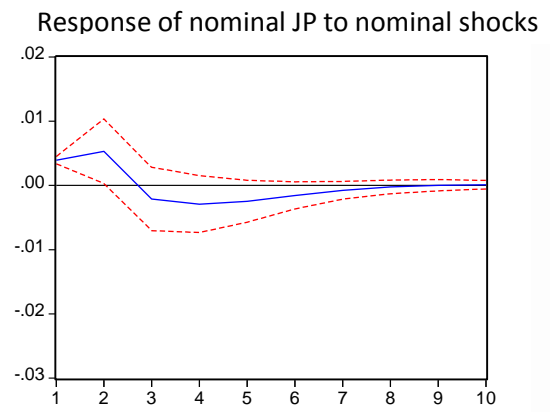
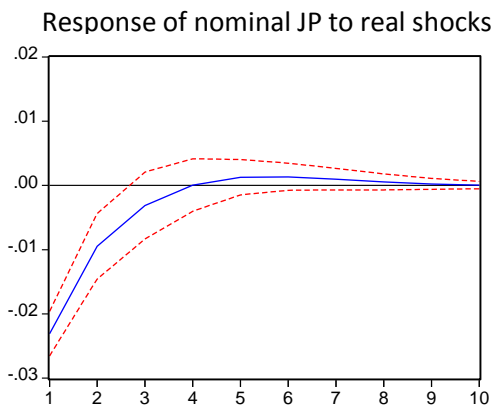
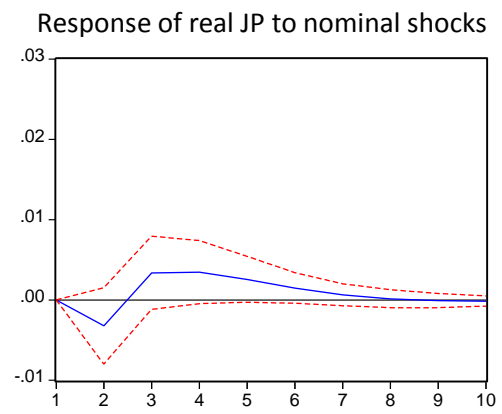
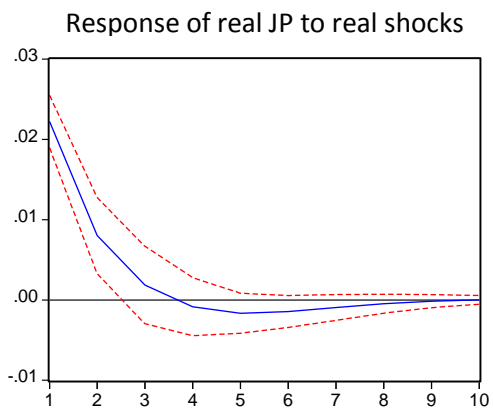


DATA

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Στο πρώτο διάγραμμα απεικονίζεται η επίδραση μιας πραγματικής διαταραχής στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία της Ιαπωνίας. Παρατηρούμε ότι μια πραγματική διαταραχή επιφέρει μια άμεση αντίδραση στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία της τάξης του 2.2%. Πιο συγκεκριμένα η ισοτιμία ανατιμάται. Στην συνέχεια, και σε αντίθεση με ότι συμβαίνει στις υπόλοιπες χώρες, η επιστροφή στο επίπεδο μακροχρόνιας ισορροπίας είναι πιο σταδιακή επιστρέφοντας στο επίπεδο ισορροπίας μετά από περίπου τέσσερα χρόνια, ενώ συγκλίνει πλήρως με το αρχικό επίπεδο ισορροπίας μετά από περίπου 8,5 χρόνια. Στο δεύτερο διάγραμμα αντικατοπτρίζεται και πάλι ο περιορισμός μας, ότι δηλαδή οι ονομαστικές διαταραχές δεν επηρεάζουν την πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία μακροχρόνια. Όντως παρουσιάζεται μια μη σημαντική απόκλιση από την ισορροπία βραχυχρόνια και πιο συγκεκριμένα μια υποτίμηση που φτάνει στο αποκορύφωμά της μετά από δυο χρόνια, ακολουθείται από μια περίοδο ανατίμησης και μετά συγκλίνει με το επίπεδο ισορροπίας. Στο τρίτο διάγραμμα η αντίδραση της ονομαστικής ισοτιμίας σε μια πραγματική διαταραχή είναι ίδια με την αντίδραση της πραγματικής ισοτιμίας όπως αυτή παρουσιάζεται στο πρώτο διάγραμμα, με την διαφορά ότι εδώ πραγματοποιείται υποτίμηση της ονομαστικής ισοτιμίας, οδηγώντας μας και πάλι στο συμπέρασμα πως οι αλλαγές στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία οφείλονται κατά κύριο λόγο στις αλλαγές στην ονομαστική ισοτιμία και όχι στο επίπεδο των τιμών, συμπέρασμα που συμφωνεί με την οικονομική θεωρία (Mark (1989)). Τέλος, στο τέταρτο διάγραμμα παρατηρούμε πως η αντίδραση της ονομαστικής ισοτιμίας σε μια ονομαστική διαταραχή είναι μια μικρή ανατίμηση της τάξης του 0,5%. Γενικότερα παρατηρούμε ότι στην περίπτωση της Ιαπωνίας η επιστροφή στην μέση τάση γίνεται με αρκετά αργούς ρυθμούς, ενώ ο χρόνος που απαιτείται για να μειωθεί η επίδραση μιας διαταραχής κατά το ήμισυ (half time) είναι περίπου στα ίδια επίπεδα με τις υπόλοιπες χώρες (περίπου 2,3 χρόνια).

Πίνακας 17: υπολογισμός half life

Χώρα	Half life
USA	2,856346
UK	1,460809
CN	4,229393
JP	2,288329

Αυτό που παρατηρούμε γενικά για τον χρόνο που απαιτείται ώστε μια διαταραχή να μειωθεί κατά το ήμισυ είναι ότι όταν ο υπολογισμός της γίνεται έχοντας χρησιμοποιήσει τον δείκτη τιμών παραγωγού, με εξαίρεση τις ΗΠΑ, ο χρόνος αυξάνεται, δηλαδή η επιστροφή στην μέση τάση είναι οριακά πιο αργή.

Τέλος παρουσιάζουμε τα αποτελέσματά μας με την βοήθεια της ανάλυσης της διακύμανσης. Και πάλι παρατηρούμε πως επιβεβαιώνονται τα αποτελέσματα στα οποία καταλήξαμε με την χρήση του δείκτη τιμών καταναλωτή. Δηλαδή τα αποτελέσματα για όλα τα νομίσματα υποδεικνύουν ότι οι πραγματικές διαταραχές επικρατούν των ονομαστικών στην ερμηνεία της διακύμανσης των ισοτιμιών τόσο μακροχρόνια, όσο και βραχυχρόνια. Τέλος παρατηρούμε ότι η επίδραση των ονομαστικών διαταραχών είναι μεγαλύτερη στην διακύμανση της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας από ότι της πραγματικής, ενώ η επίδραση των πραγματικών διαταραχών είναι μεγαλύτερη στην πραγματική ισοτιμία.

Πίνακας 18: Variance Decomposition of USA

Variance Decomposition of Real US			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.023323	95.95431	4.045692
6	0.023863	92.76498	7.217047
12	0.023864	92.76390	7.236098
60	0.023864	92.76390	7.236099
2	0.023323	95.95431	4.045692
Variance Decomposition of Nominal US			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.024791	71.06966	28.93034
6	0.025224	71.20476	28.79524
12	0.025225	71.20213	28.79787
60	0.025225	71.20213	28.79787

Πίνακας 19: Variance Decomposition of United Kingdom

Variance Decomposition of Real UK			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.016217	95.73752	4.262480
6	0.016727	90.60158	9.398424
12	0.016731	90.57397	9.426030
60	0.016731	90.57397	9.426032
2			
Variance Decomposition of Nominal UK			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.016411	94.77761	5.222394
6	0.016732	92.27895	7.721050
12	0.016753	92.25451	7.745491
60	0.017601	89.78533	10.21467

Πίνακας 20: Variance Decomposition of Canada

Variance Decomposition of Real CN			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.022141	99.27169	0.728309
6	0.022273	98.25127	1.748733
12	0.022274	98.25022	1.749780
60	0.022274	98.25022	1.749780
Variance Decomposition of Nominal CN			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.023113	91.71978	8.280218
6	0.023146	91.49784	8.502162
12	0.023146	91.49739	8.502608
60	0.023146	91.49739	8.502608

Πίνακας 21: Variance Decomposition of JAPAN

Variance Decomposition of Real JP			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.023845	98.16730	1.832700
6	0.024691	93.04720	6.952797
12	0.024724	92.98828	7.011720
60	0.024724	92.98806	7.011944
Variance Decomposition of Nominal JP			
Period	S.E.	REALSHOCKS	NOMINALSHOCKS
2	0.025809	93.44574	6.554255
6	0.026474	90.68642	9.313583
12	0.026511	90.61559	9.384408
60	0.026511	90.61534	9.384655

7) Συμπεράσματα

Το ζήτημα για το αν η Ισοτιμία Αγοραστικής Δύναμης ισχύει, δηλαδή αν υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, είναι ένα εμπειρικό θέμα το οποίο έχει τύχει ιδιαίτερης προσοχής από τη βιβλιογραφία. Η βιβλιογραφία σχετικά με την Ι.Α.Δ. είναι πλούσια και επομένως τίθεται το ερώτημα τι παραπάνω μπορεί να προσφέρει μια ακόμα έρευνα επί του θέματος. Η παρούσα εργασία εξετάζει την ύπαρξη επιστροφής στην μέση τάση για τέσσερις χώρες, τις Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής, το Ηνωμένο Βασίλειο, τον Καναδά και την Ιαπωνία, αναφορικά με την Ευρωπαϊκή Ένωση, έχοντας ως νόμισμα αναφοράς το ευρώ. Η συνεισφορά της έρευνας είναι ότι εξετάζει την ισχύ της ΙΑΔ αποκλειστικά για την περίοδο μετά την υιοθέτηση του ευρώ.

Όσον αφορά τα αποτελέσματα, αυτά υποδηλώνουν ότι υφίσταται μακροχρόνια σχέση ισορροπίας στις ισοτιμίες των ΗΠΑ, του Ηνωμένου Βασιλείου και του Καναδά, αλλά όχι και της Ιαπωνίας. Περαιτέρω, για τις οικονομίες που βρέθηκε ότι υπάρχει επιστροφή στην μέση τάση εξετάστηκε με την βοήθεια ενός structural VAR το πώς η φύση των διαταραχών επηρεάζει αυτό το επίπεδο μακροχρόνιας ισορροπίας, και βρέθηκε ότι τον μεγαλύτερο ρόλο διαδραματίζουν οι πραγματικές διαταραχές.

Τέλος, ως εναλλακτικός δείκτης τιμών χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης τιμών παραγωγού. Τα αποτελέσματα σε αυτή την περίπτωση έδειξαν ότι υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας για όλες τις υπό εξέταση χώρες, περιλαμβανομένης και της Ιαπωνίας. Ενώ τα αποτελέσματα του SVAR μοντέλου μας συμφωνούν απολύτως με τα αποτελέσματα της προηγούμενης ανάλυσης και οι πραγματικές διαταραχές φαίνεται ότι αποτελούν την βασική πηγή μεταβολής του επιπέδου μακροχρόνιας ισορροπίας.

8) Βιβλιογραφία

- 1) **Abuaf, N. and P. Jorion (1990)**, “Purchasing Power Parity in the Long-Run”, *Journal of Finance*, vol.45 (1), 157-174.
- 2) **Adler, M. and B. Lehmann (1983)**, “Deviations from Purchasing Power Parity in the Long-Run”, *Journal of Finance*, vol.38 (5), 1471-1487.
- 3) **Arghyrou M. et al.(2005)** : “ Non-linear Inflationary Dynamics : Evidence from the UK”, *Oxford Economic Papers*, 57.1 :51-69.
- 4) **Artis MJ.and Dilip N. (1990)**: 'Wages and Prices in Europe: A Test of the German Leadership Thesis,' *Weltwirtschaftliches Archly*, 136:59 77.
- 5) **Baillie RT et al. (2005)** : “ Non-linear Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA—GARCH Model”, *Journal of Applied Econometrics* 11.1 :23-40.
- 6) **Balassa, Bela (1964)**, “The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal,” *J. Polit. Econ.*, 72(6), pp. 584–96.
- 7) **Balvers R., Wu Y. and Tieslau MA. (1996)** : “ Mean Reversion Across National Stock Markets and Parametric Contrarian Investment Strategies”, *Journal of Finance*, 55.2: 745-772.
- 8) **Benninga, S., and A.A Protopapadakis, (1988)** : “ The Equilibrium Pricing of exchange Rate System”, *Journal of Monetary Economics* 23, 377-400.
- 9) **Blanchard, Olivier Jean and Danny Quah (1989)**: The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, pp. 655-73
- 10) **Bradley M.G. and S.A Lumpkin (1992)** : “ The treasury Yield Curve as a Cointegrated System”, *Journal of Financial and Quantitative analysis* 27, 449-63.
- 11) **Cassel, Gustav (1922)**, : “ The world’s money problems.” New York E.P. Dutton and Co., 1921. Money and foreign exchange after 1914:New York: MacMillan.
- 12) **Cavaglia S. and Moroz V. (2002)** : “ Cross-Industry, Cross-Country Allocation”, *Financial Analysts Journal*, 58.6: 78-97.
- 13) **Chadha, Bankim and Eswar Prasad (1997)**: “Real Exchange Rate Fluctuations and the Business Cycle: Evidence from Japan”, *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 44, No. 3, pp. 328-55

- 14) Chan WS and Cheung SH (2005)** : “ A Bivariate Threshold Time Series Model for Analyzing Australian Interest Rates”, *Mathematics and Computer in Simulation* 68.5 : 429-437.
- 15) Chari, V V, Kehoe, P J and McGrattan, E R (2002)**, “Can sticky price models generate volatile and persistent real exchange rates?”, *Review of Economic Studies*, Vol. 69, pages 533–63.
- 16) Cheung, Y. W. and Lai, K. S. (1994)** : “Mean reversion in real exchange rates”, *Economics Letters*, 46, 251–6.
- 17) Cheung, Y.W. and K.S. Lai, (1993),:** “A fractional cointegration analysis of purchasing power parity”, *Journal of Business and Economic Statistics* 11, 103-112.
- 18) Cheung, Y.W. and K.S. Lai, (1998):** “Parity reversion in real exchange rates during the post-Bretton Woods period”, *Journal of International Money and Finance*, forthcoming.
- 19) Chowdhury, Ibrahim S. (2004):** “Sources of Exchange Rate Fluctuations: Empirical Evidence from Six Emerging Market Countries”, *Applied Financial Economics*, Vol. 14, No. 10, pp. 697–705
- 20) Clarida, Richard and Jordi Gali (1994):** “Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?”, National Bureau of Economic Research Working Paper No. 4658
- 21) Corbae, Dean and Sam Ouliaris, (1988):** “Cointegration and tests of purchasing power parity”, *Review of Economics and Statistics* 70. 508%511.
- 22) Cox JC, Ingersoll JE and Ross SA (1985)** : “A Theory of the Term Structure of Interest Rates”, *Econometrica* 53: 385-407.
- 23) Crucini, Mario J., Chris I. Telmer, and Marios Zachariadas (2001):**“Understanding European Real Exchange Rates.” Vanderbilt University Working Paper 01-W20.
- 24) Culver, S.E. and D.H. Papell, (1995):** “Real exchange rates under the Gold Standard: Can they be explained by the trend break model?” *Journal of International Money and Finance* 14, 539-548.
- 25) Darby, Michael R., (1983):** “Movements in purchasing power parity: The short and long runs, in: Michael R. Darby et al.. eds.. *The international transmission of inflation*” The University of Chicago Press. Chicago 4622477. Diebold. Francis X., Stephen Husted and Mark

- 26) Davutyan, N and J. Pippenger (1990)** : “ Testing Purchasing Power Parity : Some Evidence of the Effects of Transactions Costs.”, *Econometric Reviews* 9, 211-40.
- 27) Dibooglu, Selahattin and Ali M. Kutan (2000)**: “Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in Transition Economies: The Case of Poland and Hungary”, Zentrum für Europäische Integrationsforschung Working Paper No. B 14
- 28) Diebold. Francis X., Stephen Husted and Mark Rush, (1991)**: “Real exchange rates under the gold standard”, *Journal of Political Economy* 99, 1252-1271.
- 29) Dornbusch, Rudiger and P. Krugman. (1976)**: “Flexible Exchange Rates in the Short Run.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, pp. 537–75.
- 30) Dumas, B (1992)** : “Dynamic equilibrium and the real exchange rate in a spatially separated world”, *Review of Financial Studies*, Vol. 5, pages 153–80.
- 31) Edison H.J (1985)**. “Purchasing Power Parity: A Quantitative Reassessment of the 1920s Experience,” *J. Int. Money Finance*, , 4(3), pp. 361–72.
- 32) Edison H.J. and Fisher (1991)**: 'A Long-Run View of the European Monetary System,' *Journal of International Money and Finance*, 10:53 70.
- 33) Enders, Walter and Bong-Soo Lee (1997)**: Accounting for Real and Nominal Exchange Rate Movements in the post-Bretton Woods Period, *Journal of International Money & Finance*, Vol. 16, No. 2, pp. 233-54
- 34) Engsted T. and Taggard C. (1994)** : “Cointegration and the U.S Term Structure”, *Journal of Banking and Finance* 18, 167-81.
- 35) Evans M. and Lewis K. (1994)** : “Do Stationary Risk Premia Explain It All? Evidence from the Term Structure”, *Journal of Monetary Economics* 33, 285-318.
- 36) Fisher E. and Park (1991)**: 'Testing Purchasing Power Parity Under the Null Hypothesis of Co-Integration,' *Economic Journal*, November 1991, 101: 1476-1484.
- 37) Flood R.P. and Taylor M.P. (1996)** “Exchange Rate Economics: What’s Wrong with the Conventional Approach?” in *The microstructure of foreign exchange markets*. Eds.: JEFFREY FRANKEL, GIAMPAOLO GALLI, AND ALBERTO GIOVANNINI. Chicago: U. of Chicago Press, forthcoming.

- 38) Frankel, J.A. and A.K. Rose, (1996)**, A panel project on purchasing power parity: Mean reversion within and between Countries, *Journal of International Economics* 40, 209-224.
- 39) Frenkel, J. (1981)**, “The collapse of purchasing power parities during the 1970’s”, *European Economic Review*, vol.16, 145-165.
- 40) Froot, K.A. and K. Rogoff, (1995)**, Perspectives on PPP and long-run real exchange rates, in: G.M. Grossman and K.Rogoff, eds., *Handbook of international economics*, Vol. 3 (North-Holland, New York) 1647-1688.
- 41) Funke, Michael (2000)**: Macroeconomic Shocks in Euroland vs. the UK: Supply, Demand, or Nominal?, mimeo
- 42) Giovannini A.(1988)** : “Exchange rates and Traded Goods Prices,” *J. Int. Econ* 24(1/2), pp. 45–68.
- 43) Glen, J.D., (1992)**, Real exchange rates in the short, medium, and long run, *Journal of International Economics* 33, 147-66.
- 44) Hall A. D, H.M Anderson and C. W.J Granger (1992)** : “A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields”, *Review of Economics and Statistics* 74, 117-26.
- 45) Harney M. and Tower E. (2003)** : “Predicting equity Returns using Tobin’s q and The Price Earnings ratio”, *The Journal of Investing*, 12.3 :58-69.
- 46) Heston, Summers, Bettina Aten, and Daniel Nuxoll.** “New Kinds of Comparisons of the Prices of Tradables and Nontradables.” *CICUP Discussion paper*, 1995, 95-3.
- 47) Hooper P. and Morton J. (1982).**: “Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination,” *J. Int. Money Finance*, , 1(1), pp. 39–56.
- 48) Huizinga, John, (1987)** An empirical investigation of the long-run behavior of real exchange rates,in: K. Brunner and A. Meltzer, eds., *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 27, 149-214.
- 49) Jan JJ Groen, Akito Matsuto (2004)** “ Real exchange rate persistence and systematic monetary policy behavior”, *Working Paper no. 231*, Bank of England.
- 50) Jones C (2003)** : “ Nonlinear Mean Reversion in the Short-Term Interest Rate”, *The Review of Financial Studies* 16.3: 793-843.

- 51) Kandel S., Ofer A. and Sarig O. (1995)** : “ Real Interest Rates and Inflation : An Ex Ante Empirical Analysis”, Working Paper, University of Pennsylvania.
- 52) Kapetanios G. et all (2003)** : “ Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework”, *Journal of Econometrics* 112.2 :359-79.
- 53) Kilian, Lutz and Mark P. Taylor. (2003)**. “Why Is It So Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?” *Journal of International Economics*, 60:1, pp. 85-107.
- 54) Koedijk, Kees G., Ben Tims and Mathijs A van Dijk. (2004)**: “Purchasing Power Parity and the Euro Area.” *Journal of International Money and Finance* 23 (November-December), pp. 1081-1107.
- 55) Kontolemis G. and Ross (2005)**: Exchange Rate Fluctuations in the New Member States of the European Union, *Economics Working Paper Archive* No. 0504015
- 56) Lastrapes, William D. (1992)**: Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates, *Review of Economics & Statistics*, Vol. 74, No. 3, pp. 530-9
- 57) Lee, P. (1991)** “Just How Risky Are Equities Over the long Term?” *Staple Inn Actuarial Society paper* (24th September).
- 58) Lopez, C., and D.H. Papell, (2003)**: “Convergence to Purchasing Power Parity at the Commencement of the Euro,” *working paper*, University of Houston.
- 59) Lothian, J.R. and M.P. Taylor, (1996)**: Real exchange rate behavior: The recent float from the perspective of the past two centuries, *Journal of Political Economy* 104, 488-509.
- 60) MacDonald R. and Taylor M.P (1991)**: 'Exchange Rates, Policy Convergence, and the European Monetary System,' *Review of Economics and Statistics*, 73: 553-558.
- 61) Mahdavi, S. and S. Zhou (1994)**, “Purchasing Power Parity in High-Inflation Countries: Further Evidence”, *Journal of Macroeconomics*, vol.16 (3), 403-422.
- 62) Mankiw NG and Miron JA (1986)** : “The Changing Behaviour of the Term Structure of Interest Rates”, *Quarterly Journal of Economics* 101.2:211-228.
- 63) Mark, N. (1990)**, “Real and Nominal Exchange Rates in the Long-Run: An Empirical Investigation”, *Journal of International Economics*, vol.28, 115-136.

- 64) Narayan PK and Smyth R (2005)** : “ Are OECD Stock Prices Characterized by a Random Walk? Evidence from Sequential Trend Break and Panel Data Models”, *Applied Financial Economics*, 15.8: 547-556.
- 65) Neary, P. (2004)**, “Purchasing Power Parity”, Prepared for *Encyclopedia of World Trade Since 1450*, ed. J.J. McCusker et al., New York: Macmillan Reference.
- 66) O’Connell, P (1998)**, ‘The overvaluation of purchasing power parity’, *Journal of International Economics*, Vol. 44, pages 1–19.
- 67) Obstfeld, M and Taylor, A M (1997)**, ‘Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Heckscher’s commodity points revisited’, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 11, pages 441–79
- 68) P. Isard. (1977)**: "How Far Can We Push the 'Law of One Price'?" *American Economic Review* 67 , 942-48. 21. I. B. Kravis, Z. Kennessey, A. W.
- 69) Papell, D.H. (1998)**, “Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity Under the Current Float”, *Journal of International Economics*, vol.43, 313-332.
- 70) Perron P. (1988)** : “Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series : Further Evidence from a New Approach”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 297-332.
- 71) Prakash, Gauri and Alan M. Taylor (1997)**: “Measuring Market Integration: A Model of Arbitrage with an Econometric Application to the Gold Standard, 1880–1913.” Working Paper Series no. 6073, National Bureau of Economic Research (June).
- 72) Rogers, John H. (1999)**: Monetary Shocks and Real Exchange Rates, *Journal of International Economics*, Vol. 49, No. 2, pp. 269-88
- 73) Rogoff, K. (1996)**, “The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, vol.34 (2), 647-668
- 74) Roll, Richard, (1979)** Violations of purchasing power parity and their implications for efficient international commodity markets, in: Marshall Sarnat and Giorgio Szegii, eds., *International finance and trade* (Ballinger, Cambridge, MA).
- 75) Rose A. K (1988)** : “Is the Real Interest Rate Stable?” *Journal of Finance* 43, 1095-1112.

- 76) Sarno, Lucio and Mark P. Taylor (2002):** “Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate.” IMF Staff Papers, Vol. 49, No. 1 pp. 65-105.
- 77) Sarno, Lucio, and Mark P. Taylor, (2002):** “Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate,” IMF Staff Papers, Vol. 49, pp. 65–105.
- 78) Seo B. (2003) :** “ Nonlinear Mean Reversion in the Term Structure of Interest Rates”, Journal of Economic Dynamics & Control 27 11-12 : 2243-2265.
- 79) Shea G.S (1992) :** “Benchmarking the Expectations Hypothesis of the Interest Rate Term Structure : An Analysis of Cointegration Vectors”, Journal of Business and Economic Statistics 10, 347-66.
- 80) Soto, Claudio (2003):** The Effects of Real and Nominal Shocks on the Chilean Exchange Rate during the 1990s, Central Bank of Chile Working Paper No. 220
- 81) Stevenson S. (2002) :** “ Momentum Effects and Mean Reversion in Real Estate Securities”, Journal of Real Estate Research, 23.1: 7-64.
- 82) Stock J. H. and Watson M. W (1988) :** “Testing For Common Trends”, Journal of American Statistical Association, 1097-1107.
- 83) Stockman, A. C. (1978b)** Evidence on the time-series behavior of deviations from purchasing power parity and implications for exchange-rate theories. UCLA Department of Economics, unpublished paper, November.
- 84) Stotz O (2004) :** “ How to Profit from Mean Reverting Risk Premiums? Implications for Stock Selection”, Journal of Asset Management, 29.2:57.
- 85) Taylor, A.M. and M.P. Taylor (2002):** “The purchasing power parity debate”, Journal of Economic Perspectives, vol. 18, 135-158.
- 86) Taylor, M.P. and L. Sarno, (1998):** The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period, Journal of International Economics, forthcoming.
- 87) Taylor, Mark P. (1995):** “The Economics of Exchange Rates.” Journal of Economic Literature, 33:1, pp. 13–47.
- 88) Vasicek O (1977) :** “ An Equilibrium Characterization of the Term Structure”, Journal of Financial Economics 5: 177-188.
- 89) Wallance M. and Warner J. (1993) :** “The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates : Tests of Cointegration”, Review of Economics and Statistics 75, 320-24.

90) Williams, J. C and B. D Wright, (1991) : “Storage and Commodity Markets”, Cambridge University Press.

91) Wu, Y., (1996), Are real exchange rates nonstationary? Evidence from a panel-data test, Journal of Money, Credit and Banking 28, 54-63.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΠΑ