

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ

ΤΜΗΜΑ : ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ



ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΔΙΑΤΡΙΒΗ

ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΕΣ ΙΣΟΤΙΜΙΕΣ ΚΑΙ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Επιβλέπων καθηγητής : Απέργης Νικόλαος

Φοιτήτρια: Μπαταβάνη Ειρήνη

ΠΕΙΡΑΙΑΣ, Ιούνιος 2009

Περίληψη

Με την εκπόνηση της παρούσας εργασίας στοχεύουμε στον εντοπισμό της ύπαρξης αιτιώδους σχέσης μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης των επιτοκίων. Ξεκινώντας από την παραδοχή της απουσίας αμφίδρομης – αιτιώδους σχέσης μεταξύ των δύο μεταβλητών, εξετάζουμε την αποδοχή ή την απόρριψη της προαναφερθείσας θέσης χρησιμοποιώντας τα επιτόκια της ευρωπαϊκής διατραπεζικής αγοράς με εξάμηνη διάρκεια, τα αντίστοιχα της αγοράς των Ηνωμένων Πολιτειών αντίστοιχα με εξάμηνη διάρκεια, καθώς επίσης και τη συναλλαγματική ισοτιμία € / \$. Από την παρούσα εργασία προκύπτουν αντιφατικά αποτελέσματα καθώς εν τέλει μεταξύ των μεταβλητών US Libor και συναλλαγματικής ισοτιμίας εντοπίζεται αιτιώδης σχέση αλλά δεν συμβαίνει το ίδιο με το ευρωπαϊκό επιτόκιο και τη συναλλαγματική ισοτιμία.

Λέξεις κλειδιά: διακύμανση συναλλαγματικής ισοτιμίας, διακύμανση επιτοκίου, GARCH model

Πίνακας Περιεχομένων

1	Εισαγωγή	4
2	Ανασκόπηση προηγούμενης ερευνητικής προσπάθειας	5
2.1	<i>Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης του επιτοκίου στην περίπτωση των αναδυόμενων αγορών (emerging markets)</i>	5
2.2	<i>Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης του επιτοκίου στην περίπτωση της Βραζιλίας</i>	14
2.3	<i>Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης του επιτοκίου στην περίπτωση της Πορτογαλίας</i>	15
2.4	<i>Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης του επιτοκίου στην περίπτωση της Σιγκαπούρης</i>	16
2.5	<i>Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης του επιτοκίου στις ζώνες της συναλλαγματικής ισοτιμίας με σταθερές τιμές</i>	17
2.6	<i>Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης του επιτοκίου στην μετά την κρίση εποχή στην Ασία</i>	21
3	Θεωρητική ανασκόπηση του οικονομετρικού μοντέλου GARCH	24
3.1	<i>Η χρησιμοποίηση των ARCH / GARCH μοντέλων στην εφαρμοσμένη οικονομετρία</i>	24
3.2	<i>Επεκτάσεις και τροποποιήσεις ενός μοντέλου GARCH</i>	29
3.3	<i>Ιδιότητες των GARCH (1,1) μοντέλων</i>	32
4	Ανάλυση έρευνας και αποτελεσμάτων	34
4.1	<i>Περιγραφή δεδομένων</i>	34
4.2	<i>Μεθοδολογία έρευνας και αποτελέσματα</i>	35
5	Συμπεράσματα	44
	Βιβλιογραφία	46

1. Εισαγωγή

Αφού οι βιομηχανοποιημένες χώρες εγκατέλειψαν τη σταθερή συναλλαγματική ισοτιμία του συστήματος του Bretton Woods το 1970, πολλοί παρατηρητές δεν είχαν προβλέψει τη μεγάλη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας που θα ακολουθούσε. Σε πολυάριθμες εμπειρικές μελέτες έχουν καταγραφεί οι έντονες αποκλίσεις της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας την περίοδο μετά τη συνθήκη του Bretton Woods , από το μέχρι πρότινος σημείο αναφοράς, την ισότητα δηλαδή της αγοραστικής δύναμης (purchasing power parity), καθώς και οι έντονες διακυμάνσεις στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία των βιομηχανοποιημένων χωρών. Οι χώρες που συμμετέχουν κυρίως στο διεθνές εμπόριο (Ηνωμένες Πολιτείες, Ιαπωνία, Ευρωπαϊκές χώρες) υιοθέτησαν ένα καθεστώς κυμαινόμενης συναλλαγματικής ισοτιμίας από τις αρχές του 1973 το οποίο βασίστηκε στις αρχές της προσφοράς και της ζήτησης σε κάθε οικονομία. Αυτό που πρέπει να ληφθεί σοβαρά υπόψη λοιπόν είναι το νέο καθεστώς στην οικονομική ευημερία κάθε χώρας. Οι συνέπειες της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας στο εμπόριο και στην πραγματική οικονομική δραστηριότητα έγιναν αναπόφευκτα θέμα εκτεταμένης μελέτης.

Η διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας αποτελεί αιτία ανησυχίας εάν διαταράσσει την οικονομική δραστηριότητα. Στη διεθνή οικονομία, η τιμή του νομίσματος μίας χώρας παίζει το σπουδαιότερο ρόλο στον καθορισμό του κόστους των εισαγωγών και των εξαγωγών της, γεγονός το οποίο με τη σειρά του επηρεάζει την οικονομική της ευημερία. Από τη στιγμή, για παράδειγμα, που κάποιες χώρες της ανατολικής Ασίας ανταγωνίζονται μεταξύ τους για τις αγορές όπου μπορούν να εξαγουν και στηρίζονται στις εισαγόμενες πρώτες ύλες ή σε άλλα συστατικά στοιχεία προκειμένου να τροφοδοτήσουν τους βιομηχανικούς τομείς, οι διακυμάνσεις του νομίσματος έχουν ένα σημαντικό αντίκτυπο στις εισροές εν τέλει κεφαλαίων από το εμπόριο.

2. Ανασκόπηση προηγούμενης ερευνητικής προσπάθειας

2.1 Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης του επιτοκίου στην περίπτωση των αναδυόμενων αγορών (emerging markets)

Οι Calvo και Reinhart (2000) χρησιμοποιούν μία απλή έκδοση ενός συμβατικού νομισματικού μοντέλου όπου οι συναλλαγματικές ισοτιμίες καθοδηγούνται από την προσφορά χρήματος και τις προσδοκίες. Εφαρμοζόμενο στην περίπτωση μιας αναδυόμενης αγοράς αυτός που θα διαμορφώσει πολιτική (policymaker) θα αντιμετωπίσει το δίλημμα είτε να ανεβάσει την προσφορά χρήματος (το οποίο θα μπορούσε να οδηγήσει σε χαμηλότερη φερεγγυότητα και χειρότερες προσδοκίες) είτε θα αντιμετώπιζε την αύξηση του πραγματικού επιτοκίου (το οποίο σημαίνει διαταραχές και στον χρηματοοικονομικό και στον πραγματικό τομέα). Οι Calvo και Reinhart (2000) συμφωνούν ότι αυτός που θα διαμορφώσει πολιτική ερχόμενος αντιμέτωπος με την επιλογή είτε της σταθερότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας είτε τη σταθερότητα των επιτοκίων πιθανότατα θα τασσόταν υπέρ των σταθερών εξωτερικών τιμών.

Ένας άλλος τρόπος μοντελοποίησης της συμπεριφοράς των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των επιτοκίων στις αναδυόμενες αγορές πραγματοποιείται με μία απλή προσέγγιση Mundell Fleming. Το μοντέλο των Mundell Fleming μπορεί να περιγράψει και τα δύο: και μία μικρή ανοικτή οικονομία που υποφέρει ή ωφελείται από τις εξωτερικές επιρροές αλλά και την περίπτωση των δύο χωρών. Για μία αναδυόμενη αγορά, η περίπτωση της μικρής ανοικτής οικονομίας δείχνει πιο πολύτιμη. Αλλά, στο μοντέλο Mundell Fleming υπάρχει μία αδυναμία την οποία δεν είναι εύκολο να αντιμετωπίσουμε: σε ένα standard μοντέλο με δύσκαμπτες τιμές, μία ανατίμηση επηρεάζει την οικονομία με αντιφατικό τρόπο ενώ μία υποτίμηση έχει αποτελέσματα που επεκτείνονται. Το γεγονός αυτό μας κάνει να συμφωνούμε ότι αυτός που ασκεί πολιτική σε μία αναδυόμενη αγορά θα ήταν απρόθυμος μπροστά σε ανατίμηση και όχι σε υποτίμηση. Επομένως, δε θα ήταν προσανατολισμένος στη σταθερότητα (stability-oriented). Σύμφωνα με αυτό, το μοντέλο Mundell Fleming αφήνει έξω πολλά από τα επιχειρήματα των Calvo και Reinhart (2000) για τον «φόβο της διακύμανσης» (fear of floating).

Όπως οι Calvo και Reinhart (2000), οι Lahiri και Végh (2001) ανακαλύπτουν μία υπαρκτή αντίσταση στις έντονες ταλαντεύσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Επίσης, ανακαλύπτουν χαμηλότερη διακύμανση στη συναλλαγματική ισοτιμία και μεγαλύτερη διακύμανση στα συναλλαγματικά αποθέματα στις αναδυόμενες από τις βιομηχανοποιημένες χώρες. Αλλά αντίθετα με τους Calvo και Reinhart (2000), εντοπίζουν από μία θετική συσχέτιση που παρατηρήθηκε μεταξύ των αλλαγών στη συναλλαγματική ισοτιμία και το επιτόκιο, ότι το επιτόκιο μπορεί ίσως να μην αντιδρά σαν ένας προασπιστής κάποιας συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Τα αποτελεσματικά κλειδιά μίας συγκεκριμένης πολιτικής επιτοκίων στο μοντέλο Lahiri και Végh (2001) είναι: πρώτον, μία αύξηση στα επιτόκια των ομολόγων του δημοσίου (government bonds) αναγκάζει τις εμπορικές τράπεζες να επιτρέψουν το δανεισμό μόνο σε περίπτωση που το επιτόκιο που λαμβάνουν διαμορφώνεται στην ίδια τιμή που διαμορφώνεται και το επιτόκιο των ομολόγων δημοσίου. Με άλλα λόγια, μία άνοδος στα επιτόκια (ομολόγων) δημοσίου οδηγεί σε μία άνοδο των επιτοκίων δανεισμού. Επομένως, η πίστωση που παρέχουν οι τράπεζες μειώνεται όπως επίσης και η παραγωγή. Οι Lahiri και Végh (2001) αποκαλούν αυτήν την εξέλιξη αποτέλεσμα παραγωγής (output effect) από μία συγκεκριμένη πολιτική επιτοκίων. Δευτερευόντως, εξαιτίας του μεγαλύτερου ανταγωνισμού στη χρηματοπιστωτική αγορά, οι τράπεζες είναι υποχρεωμένες να αποδώσουν μεγαλύτερα επιτόκια στις τραπεζικές καταθέσεις. Γι' αυτό το λόγο, η ζήτηση για τραπεζικές καταθέσεις αυξάνεται. Αυτό περιγράφεται ως το αποτέλεσμα στη ζήτηση χρήματος (money demand effect).

Έχουμε ήδη παρουσιάσει δύο ζωτικής σημασίας απόψεις για τη μοντελοποίηση της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Μπορούμε να κατατάξουμε την υπάρχουσα σειρά επιστημονικής ανάλυσης της συμπεριφοράς της διακύμανσης σε δύο ομάδες: αφενός, τα επιτόκια ως μέτρο αμυντικής πολιτικής ώστε να αντισταθμιστεί η έντονη μεταβλητότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας (αμυντική προσέγγιση-defense approach) και αφετέρου, τα επιτόκια και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες, και τα δύο καθοδηγούμενα από παράγοντες που στηρίζονται στην πιστωτική πολιτική (όπως για παράδειγμα εισροές κεφαλαίων, ρίσκο χώρας, ρυθμός αύξησης χρήματος ή πίστη στο πολιτικό σύστημα) αυτό που αποκαλούμε προσέγγιση πιστωτικής πολιτικής (credibility approach).

Με μία πρώτη ματιά, οι δύο προσεγγίσεις αντικρούουν η μία την άλλη. Αλλά μπορούμε να δούμε ότι και οι δύο περιπτώσεις οδηγούν σε μία ίδια συμπεριφορά συναλλαγματικών ισοτιμιών και επιτοκίων. Στην περίπτωση της προσέγγισης της

πιστωτικής πολιτικής (credibility approach) είναι φανερή μία ταυτόχρονη κίνηση και των δύο μεταβλητών. Για την περίπτωση της αμυντικής προσέγγισης (defense approach), οι Lahiri και Végh (2001) δείχνουν ότι ακόμη και με ενεργή προστασία του νομίσματος, μία ίδια συμπεριφορά γίνεται αληθοφανής. Στο μοντέλο τους, ενσωματώνουν ένα παραγόμενο κόστος (output cost) από την άνοδο των επιτοκίων. Τα αποτελέσματα των υψηλότερων επιτοκίων είναι ουσιαστικά τα δύο αποτελέσματα παραγωγής και ζήτησης χρήματος που αναφέρθηκαν παραπάνω.

Στο περιεχόμενο αυτού του μοντέλου, θεωρούν μία μικρή και μία μεγάλη διαταραχή στη ζήτηση πραγματικού χρήματος. Στην περίπτωση της μικρής διαταραχής, τα παραγόμενα κόστη (output costs) που προήλθαν από την υποτίμηση του νομίσματος θα είναι επίσης μικρά. Κατά συνέπεια, όπως συμπεραίνουν οι Lahiri και Végh (2001), αυτοί που διαμορφώνουν πολιτική δε θα πρέπει να παρέμβουν. Αντιθέτως, θα πρέπει εν μέρει να αντισταθμίσουν τις διαταραχές της ζήτησης χρήματος αυξάνοντας τα εγχώρια επιτόκια. Θα πρέπει επομένως να διατυπωθεί η άποψη ότι στην περίπτωση μίας μικρής διαταραχής οι συναλλαγματικές ισοτιμίες και τα επιτόκια κινούνται στην ίδια κατεύθυνση.

Εάν συνέβαινε μία μεγάλη διαταραχή, οι υποτιθέμενες διακυμάνσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας θα προκαλούσαν πολύ μεγαλύτερα κόστη, στοιχείο που θα είχε ως αποτέλεσμα την παρέμβαση αυτών που διαμορφώνουν πολιτική οι οποίοι θα προσπαθούσαν να σταθεροποιήσουν πλήρως τη συναλλαγματική ισοτιμία. Αλλά σε αυτήν την περίπτωση δεν υπάρχει ανάγκη να μεταβληθούν τα επιτόκια. Επομένως, οι συναλλαγματικές ισοτιμίες και τα επιτόκια κινούνται με τον ίδιο τρόπο. Σύμφωνα με τους Lahiri και Végh (2001), το μοντέλο προβλέπει μία θετική σχέση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των επιτοκίων.

Σαν σύνοψη όλων των παραπάνω, πρέπει να συμφωνηθεί ότι και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες και τα επιτόκια στις αναδυόμενες αγορές καθοδηγούνται από πολιτικές (όπως έχει υποτεθεί από τους Calvo και Reinhart (2000), Lahiri και Végh (2001) και Flood και Jeanne (2000) μεταξύ άλλων). Το σκεπτικό γι' αυτό είναι η πρόθεση αυτών που διαμορφώνουν πολιτική να επηρεάσουν συγκεκριμένες οικονομικές μεταβλητές (πληθωρισμός, εισροές κεφαλαίων, συναλλαγματική ισοτιμία ή επιτόκια) για ένα συγκεκριμένο κίνητρο.¹

Τι οδηγεί εν τέλει στη μεταβλητότητα του επιτοκίου; Σε μία χώρα που ανήκει στον Οργανισμό για οικονομική συνεργασία και ανάπτυξη (OECD- Organization for

¹ “On the relationship between exchange rates and interest rates: evidence from the Southern Cone”, Απρίλιος 2004

economic co-operation and Development) και διατηρεί μεταβλητή συναλλαγματική ισοτιμία (flexible exchange rate), θα έπρεπε κανείς να θεωρήσει ότι τα βραχυπρόθεσμα εγχώρια επιτόκια συνιστούν ένα μέτρο νομισματικής πολιτικής. Από την άλλη πλευρά σε αναδυόμενες οικονομίες (emerging markets), οποιοδήποτε και αν είναι το καθεστώς συναλλαγματικής ισοτιμίας, δεν ισχύει το ίδιο για τα επιτόκια. Ειδικότερα, για τις υπερχρεωμένες αγορές, όπως η Αργεντινή και η Βραζιλία, οι εξελίξεις στις διεθνείς χρηματοοικονομικές αγορές είναι αυτές που παίζουν το σημαντικότερο ρόλο. Τόσο οι συναλλαγματικές ισοτιμίες όσο και τα επιτόκια μπορούν να εκτοξευθούν εάν η χρηματοδότηση από το εξωτερικό πάψει να είναι διαθέσιμη (εξελίξεις μετά την Ασιατική και τη Ρωσική κρίση) ή εάν η αντίληψη των διεθνών χρηματοοικονομικών αγορών για το πολιτικό και οικονομικό μέλλον της χώρας διαφοροποιηθεί (απόδειξη αποτελεί η κατά 30% υποτίμηση του real όταν ο πρόεδρος Lula da Silva είχε το προβάδισμα στη σφυγμομέτρηση της κοινής γνώμης).

Ας θεωρηθεί σαν αληθές το γεγονός ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες δε συνδέονται με τις «θεμελιώδεις αρχές» (δες Ostfeld και Rogoff, 2000 και απόσπασμα από το περιοδικό «Journal of Monetary Economics, Ιούλιος 2002). Σε ένα μεγάλο βαθμό αυτή η θεωρία υποστηρίζεται και από την εργασία των Ansgar Belke, Kai Geisslreither, Daniel Gros, όπου προέκυψε ότι υπάρχει μία σημαντική συσχέτιση μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και της νομισματικής πολιτικής αλλά αυτή η συσχέτιση δεν μπορεί να μεταφραστεί σαν την έννοια μίας άμεσης διμερούς αιτιώδους σχέσης. Τρίτες μεταβλητές, όπως η αδιάκοπη απειλή μίας κερδοσκοπικής επίθεσης στις οικονομίες των αναδυόμενων αγορών μπορεί να προκαλέσει πραγματικά μία ταυτόχρονη κίνηση των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των επιτοκίων. Αυτή η απειλή δεν υφίσταται όμως για τις ανεπτυγμένες αγορές, όπως αναφέρεται από τους Belke και Gros (2002a). Βρήκαν ότι ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των διακυμάνσεων των διμερών δολάριο/ευρώ συναλλαγματικών ισοτιμιών και της αντίστοιχης μεταβλητής επιτοκίων είναι επί της ουσίας μηδέν (περίπου στο 0,1).

Παρόλα αυτά, δεν μπορούμε να αποκλείσουμε την πιθανότητα πως η διακύμανση στη συναλλαγματική ισοτιμία και στα επιτόκια έχουν από κοινού προκληθεί από τη νομισματική πολιτική. Εάν ισχύει αυτή η περίπτωση, το κόστος της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας θα έπρεπε να ορίζεται ως το κόστος της άστατης νομισματικής πολιτικής. Παρόλα αυτά, υπάρχει έντονα η πεποίθηση ότι για την Αργεντινή και τη Βραζιλία για παράδειγμα, η γενική «αποσύνδεση» της συναλλαγματικής ισοτιμίας από τις θεμελιώδεις αρχές (fundamentals) ισχύει επίσης

και για βραχυπρόθεσμο ορίζοντα και έχει επίσης επεκταθεί στα εγχώρια επιτόκια, τα οποία για τις αναδυόμενες αγορές καθορίζονται από τις διαταραχές που έρχονται από τις διεθνείς χρηματοοικονομικές αγορές.

Υπάρχει ένας μεγάλος αριθμός εργασιών αναφορικά στην αλληλεπίδραση ανάμεσα στη διακύμανση (volatility) της συναλλαγματικής ισοτιμίας και στη διακύμανση (volatility) του επιτοκίου. Κάποιοι συγγραφείς όπως οι Reinhart και Reinhart (2001) συμφωνούν ότι υπάρχει ένα αντιστάθμισμα (trade-off) μεταξύ της χαμηλότερης διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας των χωρών του G-3 από τη μία και της υψηλότερης διακύμανσης του επιτοκίου (και της κατανάλωσης) των χωρών του G-3 από την άλλη. Ο κύριος λόγος είναι ότι οι μεγαλύτερες χώρες μπορούν να επιτύχουν ένα μικρότερο μόνο βαθμό διακύμανσης συναλλαγματικής ισοτιμίας, εάν οι κεντρικές τράπεζές τους αλλάζουν τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια ως αντίδραση στις διασταυρούμενες αλλαγές των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Αυτό με τη σειρά του, οδηγεί σε αύξηση της διακύμανσης του εισοδήματος των G-3 και της κατανάλωσης. Τα αποτελέσματα από την παραπάνω πολιτική διαχέονται στις οικονομίες των αναδυόμενων αγορών που είναι οι καθαροί χρεώστες στις χώρες του G-3 με διαφορετικούς τρόπους. Πρωτίστως, η συνεργασία στη διαμόρφωση της νομισματικής πολιτικής μεταξύ των χωρών του G-3 μεταφέρει πιο σταθερούς όρους εμπορίου στις αναδυόμενες αγορές με κόστος γι' αυτές ένα πιο κυμαινόμενο επιτόκιο για το εξωτερικό χρέος. Αυτό θα μπορούσε να πλήξει τις επενδύσεις στις οικονομίες των αναδυόμενων χωρών. Δευτερευόντως, ο μεγαλύτερος βαθμός διακύμανσης στο επιτόκιο των χωρών του G-3 κάνει τη ζήτηση για τις εξαγωγές των αναδυόμενων αγορών πιο ευμετάβλητη εάν η ζήτηση για εισαγωγές στις χώρες του G-3 έχει θετική εισοδηματική ελαστικότητα. Παρόλα αυτά, όσο περισσότερο το εξωτερικό εμπόριο συνδέεται με τη μεγαλύτερη χώρα, τόσο πιο σημαντικό είναι αυτό το αποτέλεσμα της διάχυσης (spillover effect) στην πραγματικότητα. Αυτές οι οικονομίες των αναδυόμενων αγορών οι οποίες πρωτίστως εξάγουν σχετικά εισοδηματικά-ανελαστικά βασικά αγαθά δε θα υποφέρουν στον ίδιο βαθμό από μία αύξηση στη διακύμανση του επιτοκίου των χωρών του G-3 όπως οι ανεπτυγμένες χώρες οι οποίες εξάγουν εισοδηματικά – ελαστικά βιομηχανικά αγαθά. Με άλλα λόγια, η διαδικασία των εξαγωγών χωρών όπως η Αργεντινή πρέπει να είναι λιγότερο εκτεθειμένη στη διακύμανση του επιτοκίου των χωρών του G-3 από τις χώρες της Ανατολικής Ασίας (Reinhart και Reinhart 2001).

Όπως προαναφέρθηκε, οι Reinhart και Reinhart εξετάζουν τη διακύμανση μεταξύ των νομισμάτων των χωρών του G-3. Οι Calvo και Reinhart (2000) εξετάζουν τη

διακύμανση ανάμεσα στα νομίσματα των χωρών του G-3 και αυτά των αναδυόμενων αγορών. Παραθέτουν ένα επιχείρημα ίδιο με αυτό των Reinhart και Reinhart (2001) που αναφέρεται στις οικονομίες των αναδυόμενων αγορών. Εάν οι αρχές στερούνται αξιοπιστίας και εάν υπάρχει ένας έμφυτος «φόβος κυμαινόμενου επιτοκίου» (“fear of floating”), το αποτέλεσμα βαίνει προς χαμηλότερη εξαρτημένη διακύμανση συναλλαγματικής ισοτιμίας (προς G-3) και υψηλότερη διακύμανση επιτοκίων εντός των ιδίων αναδυόμενων αγορών (“pro interest variability bias”, Calvo και Reinhart 2000). Η εμπειρική τους ανάλυση για 39 χώρες (συμπεριλαμβανομένης της Αργεντινής, της Βραζιλίας, της Ουρουγουάης) και τα μηνιαία στοιχεία από τον Ιανουάριο του 1970 μέχρι τον Απρίλιο του 1999 επιβεβαιώνουν ακριβώς αυτό το συμπέρασμα, ανεξαρτήτως του γεγονότος εάν η χώρα προς μελέτη είναι κατηγοριοποιημένη σαν peg ή σαν float συναλλαγματική ισοτιμία. Ως εκ τούτου, καταλήγουν πως η αποκαλούμενη «εξαφάνιση των σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών» (“demise of fixed exchange rates”) που κυριαρχεί συνήθως στα παραδείγματα των χωρών όπως η Βραζιλία, Χιλή και Κολομβία, δεν είναι παρά ένας μύθος. Παρόλα αυτά, σύμφωνα με τους Calvo και Reinhart 2000, ο μικρός βαθμός διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας που έχει παρατηρηθεί δεν είναι εξαιτίας της απουσίας των ασύμμετρων διαταραχών στις αναδυόμενες αγορές αλλά οφείλεται στις νομισματικές πολιτικές που στοχεύουν στη σταθεροποίηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας.² Οι πολιτικές των επιτοκίων φαίνεται να έχουν αντικαταστήσει τις συγκρατημένες και αναποτελεσματικές επεμβάσεις στα ξένα αποθέματα αναφορικά σε αυτό το θέμα. Αυτό το πλαίσιο πρέπει να περιγράφεται από το αποτέλεσμα της αμυντικής πολιτικής επιτοκίων. Επομένως, πρέπει να παρατηρήσουμε αύξηση στη διακύμανση του επιτοκίου όταν αμβλύνεται η διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας³. Το επιχείρημα των Calvo και Reinhart ισχύει εάν υπάρχει μία εθνική νομισματική πολιτική η οποία επηρεάζει τόσο την τιμή του νομίσματος όσο και το ίδιο το χρήμα.

Πρέπει να συμφωνηθεί ότι οι Calvo και Reinhart (2000) όπως και οι Reinhart και Reinhart (2001), λιγότερο ή περισσότερο, χρησιμοποίησαν ένα παλιό και κοινότυπο

² Αντιθέτως, οι όροι του εμπορίου στις περισσότερες οικονομίες των αναδυόμενων αγορών υπόκεινται σε μεγαλύτερα και πιο συχνά shock από αυτά των ομολόγων τους στις χώρες του G-3. Αυτό φαίνεται διαισθητικό, δεδομένου του καταμερισμού των αγαθών πρώτης ανάγκης στις εξαγωγές τους.

³ Οι Calvo και Reinhart (2000) βρήκαν ότι η πιθανότητα μίας αλλαγής ενός μηνιαίου επιτοκίου πλέον ή μείον 2,5% είναι μόνο 11,1 % στη Βραζιλία (κατά τη διάρκεια της κατευθυνόμενης κυμαινόμενης πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας 1994 με 1999), και μόνο 14,3% στην Αργεντινή με το σύστημα currency board ενώ ήταν ελαφρώς πάνω ή κάτω 60% στις Ηνωμένες Πολιτείες και στην Ιαπωνία στον απόηχο της συνθήκης Bretton Woods.

επιχείρημα απέναντι στη μείωση της μεταβλητότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας, ότι η διακύμανση πρέπει να έχει μία δικλείδα κάπου αλλού. Με άλλα λόγια, θα μπορούσαν τα οφέλη από τη συμπίεση της μεταβλητότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας να χαθούν εάν η διακύμανση επανεμφανιστεί κάπου αλλού, για παράδειγμα σε μεγαλύτερη μεταβλητότητα των επιτοκίων;

Η πρόσφατη έρευνα στις οικονομίες του OECD είναι υποδηλωτική απέναντι σε αυτή την άποψη. Βλέποντας σαν σύνολο, η υπάρχουσα βιβλιογραφία αντιμετωπίζει με σκεπτικισμό τη θεωρία της «πίεσης του μπαλονιού» (squeeze the balloon), δηλαδή το αντιστάθμισμα (trade-off) μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης άλλων μεταβλητών. Ο Rose (1996), για παράδειγμα, δείχνει ότι η κρατική δραστηριοποίηση δύναται να μειώσει τη μεταβλητότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας κρατώντας σταθερή τη μεταβλητότητα θεμελιωδών μεγεθών, όπως τα επιτόκια και την ποσότητα του χρήματος. Η συνεργασία μεταξύ της FED και της ECB θα μπορούσε να κρατήσει τη διακύμανση ευρώ-δολαρίου υπό έλεγχο. Αυτή η άποψη στηρίζεται από τα αποτελέσματα των Flood και Rose (1995) οι οποίοι απέδειξαν ότι δεν υπάρχει καθαρό αντιστάθμισμα (trade-off) μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της μακροοικονομικής σταθερότητας. Επιπροσθέτως, οι Jeanne και Rose (1999) αναπτύσσουν ένα μοντέλο μίας ξένης αγοράς συναλλάγματος με έναν ενδογενή αριθμό από θορυβώδεις χρηματιστές και πολυάριθμες ισοροπίες υψηλής και χαμηλής διακύμανσης συναλλαγματικής ισοτιμίας. Στο μοντέλο τους, η νομισματική πολιτική μπορεί να χρησιμοποιηθεί σε χαμηλότερη διακύμανση συναλλαγματικής ισοτιμίας χωρίς να επηρεάζονται τα μακροοικονομικά θεμελιώδη μεγέθη. Ομοίως, Canzoneri et al. (1996), αποδεικνύει ότι για μερικές χώρες του G-3 οι συναλλαγματικές ισοτιμίες δεν κινούνται προς την κατεύθυνση που κανείς θα περίμενε αν θα έπρεπε να αντισταθμίσουν τις διαταραχές (shocks). Οι Flood και Jeanne (2000) αποδεικνύουν ότι σε ένα εκτεταμένο μοντέλο των Krugman-Flood-Garber, εάν αυξάνονταν τα επιτόκια θα είχαμε διαφορεμένα αποτελέσματα στη συμπεριφορά της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Από τη μία πλευρά, υψηλότερα επιτόκια κάνουν πιο ελκυστικά τα εγχώρια περιουσιακά στοιχεία, πλήττοντας την αξιοπιστία (credibility) από την άλλη, στοιχείο το οποίο θα οδηγούσε σε ένα πιο αδύναμο εγχώριο νόμισμα –κυριότερα στην περίπτωση μιας υποκείμενης εύθραυστης δημοσιονομικής πολιτικής.

Η αξιοπιστία είναι ένας πολύ σημαντικός παράγοντας επιρροής στην εξέλιξη τόσο της συναλλαγματικής ισοτιμίας όσο και του επιτοκίου. Συνεπώς, και οι δύο μεταβλητές πρέπει να υποστηρίζονται και από άλλους παράγοντες που επηρεάζουν την

αξιοπιστία μίας χώρας (για παράδειγμα, κάποιος θα μπορούσε να υποθέσει ότι στην περίπτωση των αναπτυσσόμενων αγορών, η σύνδεση μεταξύ συναλλαγματικών ισοτιμιών και επιτοκίων, θα μπορούσε να επηρεαστεί από τις ροές κεφαλαίων, από το ρίσκο χώρας ή από το ρυθμό ανάπτυξης του χρήματος) και γι' αυτό κινούνται ομοίως. Η παραπάνω προσέγγιση πραγματοποιείται σύμφωνα με την αρχή της αξιοπιστίας (credibility approach).

Το ερώτημα πώς η διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας και του επιτοκίου κινούνται στις αναπτυσσόμενες αγορές δεν έχει ακόμα πλήρως περιγραφεί στη βιβλιογραφία. Με βάση το επιχείρημα των Reinhart και Reinhart (μεγαλύτερη διακύμανση στη συναλλαγματική ισοτιμία θα μπορούσε να οδηγήσει σε αρνητική οικονομική δραστηριότητα στις βιομηχανοποιημένες χώρες, το οποίο τελικά οδηγεί σε επιτόκια με μεγαλύτερη διακύμανση), θα μπορούσε κανείς να συμφωνήσει ότι μεγαλύτερες διακυμάνσεις μεταξύ των τιμών των νομισμάτων των αναπτυσσόμενων χωρών (προς τα νομίσματα του G-3) οδηγούν σε μία «αθόρυβη» οικονομική δραστηριότητα στις ίδιες τις αναπτυσσόμενες χώρες (με εντονότερη ύπαρξη χρέους και κυρίως χαμηλότερη εμπιστοσύνη από τον επενδυτή) το οποίο τελικά οδηγεί σε μία πιο ακριβή προσέγγιση σε διεθνή κεφάλαια υπό τη μορφή μεγαλύτερων επιτοκίων.

Οι Ansgar Belke, Kai Geisslreither και Daniel Gros (2004) εξέτασαν την αλληλεπίδραση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης των επιτοκίων στις χώρες του Mercosur⁴. Τα αποτελέσματά τους μπορούν να συνοψιστούν σε τρία σημεία: πρώτον, εκτός από συγγραφείς (όπως οι Calvo και Reinhart (2000)), δεν μπόρεσαν να επισημάνουν ένα αντιστάθμισμα (trade-off) μεταξύ δύο μεταβλητών για τις χώρες του Mercosur. Αντί αυτού, τα στοιχεία από το παρελθόν υποδεικνύουν στατιστικώς ότι υπάρχει μία παράλληλη κίνηση της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης των επιτοκίων στις χώρες του Southern Cone⁵. Αυτό έρχεται σε πλήρη ταύτιση με το θεωρητικό

⁴ Mercosur αποκαλείται μία περιφερειακή συμφωνία εμπορίου ανάμεσα στην Αργεντινή, τη Βραζιλία, την Παραγουάη και την Ουρουγουάη που δημιουργήθηκε το 1991 από τη Συνθήκη του Asunción, η οποία συνοδεύτηκε και εμπλουτίστηκε το 1994 από τη Συνθήκη του Ouro Preto. Σκοπός της είναι να προωθήσει το ελεύθερο εμπόριο και τη ρέουσα κίνηση αγαθών, ανθρώπων και νομίσματος. Η Βολιβία, η Χιλή, η Κολομβία, το Εκουαδόρ και το Περού έχουν γίνει πρόσφατα μέλη χωρίς να έχουν το δικαίωμα ψήφου. Η Βενεζουέλα, υπέγραψε το 2006 συμφωνία εισόδου αλλά πριν γίνει πλήρως μέλος, η είσοδός της πρέπει να επικυρωθεί από τα Κοινοβούλια της Παραγουάης και της Βραζιλίας.

⁵ Southern cone είναι μία γεωγραφική περιοχή η οποία συνθέτεται από τις νοτιότερες περιοχές της νότιας Αμερικής, νότια του Τροπικού του Αιγόκερω. Η περιοχή καλύπτει την Αργεντινή, τη Χιλή, την Ουρουγουάη και μερικές φορές την Παραγουάη και τη νότια περιοχή της Βραζιλίας στην οποία συμπεριλαμβάνονται περιοχές του Rio Grande do sul, Santa Catarina, Paraná και Sao Paulo. Σε ένα πιο ευρύ πλαίσιο, η Βολιβία και το Περού θεωρούνται μέρη του Southern cone.

υπόβαθρο που χρησιμοποίησαν που τους εφοδίασε με μία υπό εξέταση υπόθεση παράλληλης κίνησης. Παρόλα αυτά, το αποτέλεσμα αυτό έρχεται σε πλήρη αντίθεση με τα αποτελέσματα για την περιοχή του ευρώ και των Ηνωμένων Πολιτειών. Επομένως, καταλήγουμε στο γεγονός ότι χώρες όπως η Αργεντινή και η Βραζιλία είναι ικανές να πραγματοποιήσουν όχι μόνο χαμηλότερα επιτόκια (λόγω του χαμηλότερου ρίσκου συναλλαγματικής ισοτιμίας) αλλά επίσης χαμηλότερη διακύμανση επιτοκίων όταν σταθεροποιούν το νόμισμά τους σε μία σταθερή εξωτερική «άγκυρα».

Δεύτερον, συμπεράναν ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες καθοδηγούνται από διαφορετικούς παράγοντες για τις χώρες του Mercosur από τις βιομηχανοποιημένες χώρες. Αυτό μπορεί να είναι ολοφάνερο αλλά έχει σημαντικές επιπτώσεις. Το μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε προβλέπει ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες της Αργεντινής και της Βραζιλίας επηρεάζονται έντονα από την εμπιστοσύνη (στην ικανότητα να εξυπηρετηθεί το εξωτερικό χρέος και στην αξιοπιστία των εγχώριων πολιτικών οργανισμών) και από την αξιοπιστία των εγχώριων πολιτικών οργανισμών. Παρόλο που δεν εξετάστηκε απευθείας η επιρροή και των δύο παραγόντων στις διακυμάνσεις μπορεί να απορριφθεί η επιρροή μερικών άλλων συναφών με τα επιτόκια και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες μακρο-μεταβλητών. Εξακριβώνοντας κάποιους πρόσθετους προσδιοριστικούς παράγοντες της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας, πέρα από τη διακύμανση των επιτοκίων, θα υπήρχε πλέον η δυνατότητα να δημιουργηθούν οι συνθήκες κάτω από τις οποίες θα ίσχυε μία θετική σχέση μεταξύ της διακύμανσης του επιτοκίου και της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Παρόλα αυτά, σύμφωνα με ελέγχους, όλες οι μεταβλητές για τις οποίες υπήρχαν υπόνοιες, τελικά αποδείχτηκε ότι είναι μεταβλητές στις οποίες η διακύμανση του επιτοκίου και η διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας στις χώρες του Mercosur είναι ξεκάθαρα εξωγενείς. Στην παρούσα μελέτη, έγινε προσέγγιση του ρίσκου χώρας των αναδυόμενων αγορών από το ρυθμό αύξησης του χρήματος. Παρόλα αυτά, είναι δυνατό να υπάρχουν και να χρησιμοποιηθούν και άλλες μεταβλητές οι οποίες χαρακτηριστικά επηρεάζουν το επίπεδο του ρίσκου χώρας, όπως για παράδειγμα η εισροή κεφαλαίων, το χρέος σε όρους GDP και μέτρα πολιτικής σταθερότητας.

Τρίτον, ένας άλλος παράγοντας είναι η διαφορετική συμπεριφορά των πραγματικών και των ονομαστικών ισοτιμιών. Όπως αναφέρθηκε, από τη θεωρία έχει υποτεθεί ότι και οι δύο μεταβλητές θα έπρεπε να κινούνται ομοίως αφού τονίστηκε πως η αξιοπιστία (credibility) είναι ο μείζων παράγοντας επιρροής στη συμπεριφορά της

συναλλαγματικής ισοτιμίας και των επιτοκίων. Αυτό το γεγονός με τη σειρά του θα έκανε είτε τις ονομαστικές είτε τις πραγματικές μεταβλητές περιπτές για την ανάλυση. Στην πραγματικότητα, οι έρευνες που έγιναν οδηγούν σε τελείως διαφορετικά αποτελέσματα για τις πραγματικές και τις ονομαστικές μεταβλητές. Δεν εξετάζεται εν τέλει αυτό το γεγονός στην παρούσα εργασία. Πάντως, μία πιθανή εκδοχή που κάνει τις πραγματικές και συναλλαγματικές ισοτιμίες να συμπεριφέρονται διαφορετικά μπορεί να είναι η συμπεριφορά «τιμολόγησης της αγοράς».

2.2 Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης του επιτοκίου στην περίπτωση της Βραζιλίας

Έχει ήδη αναφερθεί ότι μετά από κρίσεις στο νόμισμα, πολλές αναδυόμενες αγορές υιοθέτησαν καθεστώς κυμαινόμενης συναλλαγματικής ισοτιμίας. Από το 1999, η Βραζιλία υιοθέτησε επίσης καθεστώς κυμαινόμενης συναλλαγματικής ισοτιμίας που συνδυάστηκε με το στόχο συγκράτησης του πληθωρισμού. Η Κεντρική Τράπεζα της χώρας άρχισε να μεταβάλλει τα επιτόκια ώστε να πετύχει αυτόν το στόχο και τελικά η διακύμανση των επιτοκίων έγινε πιο έντονη από τη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Σύμφωνα με κάποιους οικονομολόγους, αυτό είναι ένα χαρακτηριστικό σύμπτωμα του φόβου διακύμανσης (“fear of floating”), και η Βραζιλία δεν μπορεί να είναι εξαίρεση ανάμεσα τις αναδυόμενες οικονομίες. Μετά από εξέταση όμως της συμπεριφοράς της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των επιτοκίων συνδεδεμένα με άλλες μακροοικονομικές μεταβλητές στην ερευνητική προσπάθεια του Márcio Holland⁶ εξήχθη το συμπέρασμα ότι η Βραζιλία δεν υπέφερε από το φόβο διακύμανσης και ότι η κεντρική Τράπεζα δεν ενδιαφέρεται τόσο για τη δυναμική της συναλλαγματικής ισοτιμίας όσο για τον πληθωρισμό.

Οι Calvo και Reinhart (2002) ανακάλυψαν ότι οι χώρες που υποστηρίζουν ότι αφήνουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες να μεταβάλλονται ελεύθερα δεν το κάνουν και κατά συνέπεια αντιμετωπίζουν το φόβο της διακύμανσης. Προκειμένου να παρατηρήσουν αυτό το φαινόμενο, εισήγαγαν έναν δείκτη συναλλαγματικής ισοτιμίας που προήλθε από ένα μοντέλο το οποίο εκτιμά τη σημαντικότητα του ρόλου που διαδραματίζουν τα επιτόκια και τα ξένα συναλλαγματικά αποθέματα. Βρήκαν ότι η διακύμανση τόσο των διεθνών διαθεσίμων, παρά τη δυσκολία μέτρησής τους, όσο

⁶ “Exchange rate volatility and the fear of floating in Brazil”, Márcio Holland

και η διακύμανση των επιτοκίων είναι στενά συνδεδεμένη με αυτήν της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Ο λόγος για τον οποίο οι χώρες μπορεί να ανέχονται την έντονη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας συνδέεται με τρεις απόψεις: α) την έλλειψη αξιοπιστίας (lack of credibility) β) την έντονη επιρροή της συναλλαγματικής ισοτιμίας στις εγχώριες τιμές και γ) το στόχο συγκράτησης του πληθωρισμού.

Εν τέλει, στον πραγματικό κόσμο, οι κεντρικές τράπεζες των αναδυόμενων οικονομιών στοχεύουν να σταθεροποιήσουν τη συναλλαγματική ισοτιμία μέσω παρεμβάσεων ανοικτής αγοράς. Στο παράδειγμα της Βραζιλίας αποδεικνύεται ότι η διακύμανση του επιτοκίου είναι εντονότερη από τη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας μετά την υιοθέτηση του καθεστώτος της κυμαινόμενης ισοτιμίας. Από τα παραπάνω συνάγεται η σχέση μεταξύ της διακύμανσης του επιτοκίου και της συναλλαγματικής ισοτιμίας μετά και την παρέμβαση της Κεντρικής Τράπεζας της χώρας.

2.3 Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης των επιτοκίων στην περίπτωση της Πορτογαλίας⁷

Οι συγγραφείς Antonio Portugal Duarte, Joao Sousa Andrade και Adelaide Duarte εξέτασαν τη συμμετοχή του πορτογαλικού εσκούδο στον ευρωπαϊκό μηχανισμό συναλλαγματικής ισοτιμίας σύμφωνα με το υπάρχον θεωρητικό πλαίσιο αναφορικά με τα συστήματα των target zones. Προκειμένου να παρακολουθηθούν τελικά τα αποτελέσματα της συμμετοχής της Πορτογαλίας στο σύστημα των target zones και αν η παραπάνω ενέργεια οδήγησε εν τέλει σε συνθήκες σταθερότητας και αξιοπιστίας, οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν ένα μοντέλο M-GARCH.

Η ανάλυση των συντελεστών συσχέτισης ανάμεσα στις εκτιμηθείσες τιμές των εξαρτημένων διαφορών της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των επιτοκίων εξεταζόμενες με ένα M-GARCH μοντέλο επέτρεψαν την εξακρίβωση μίας αρνητικής σχέσης μεταξύ των δύο μεταβλητών. Αυτό το αποτέλεσμα αποκαλύπτει την ύπαρξη αντισταθμίματος (trade-off) μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης των επιτοκίων. Αυτό το συμπέρασμα είναι ιδιαίτερος σημαντικό

⁷ “Exchange rate and Interest rate volatility in a target zone: The Portuguese Case”, Antonio Portugal Duarte, Joao Sousa Andrade, Adelaide Duarte

δεδομένης της αρνητικής τάσης των επιτοκίων, το οποίο αντί να αντικατοπτρίζει αναποτελεσματικές πράξεις στην ξένη συναλλαγματική αγορά, αποκαλύπτει το μεγάλο βαθμό μακροοικονομικής σταθερότητας που έχει επιτευχθεί στην πορτογαλική οικονομία. Τα αποτελέσματα από την ανωτέρω ερευνητική προσπάθεια αντικατοπτρίζουν επίσης την αυξημένη αξιοπιστία στη συμπεριφορά της νομισματικής πολιτικής επιτρέποντας το συνεχόμενο κυνηγητό της σταθερότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε ένα ευρύτερο πλαίσιο ενός ύστατου στόχου, αυτού της σταθερότητας των τιμών.

2.4 Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης των επιτοκίων στην περίπτωση της Σιγκαπούρης

Οι *McKinnon και Ohno (1997)* υποστηρίζουν ότι η έντονη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας και οι επίμονες μη ευθυγραμμίσεις είναι δυνατόν να συμπιέσουν τις εισροές από το εμπόριο, να διαστρεβλώσουν τις αποφάσεις για επενδύσεις και να προσδιορίσουν λανθασμένα τις outsourcing τοποθετήσεις που επιλέγονται από τις πολυεθνικές επιχειρήσεις. Για παράδειγμα, η διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι δυνατόν να μειώσει τον όγκο του διεθνούς εμπορίου δημιουργώντας αβεβαιότητα για τα οφέλη από τις διεθνείς συναλλαγές και επίσης να περιορίσει τη διεθνή εισροή χρήματος μειώνοντας ταυτόχρονα και την άμεση επένδυση στις ξένες λειτουργικές δραστηριότητες και την επένδυση σε δραστηριότητες χαρτοφυλακίου. Η αυξημένη διακύμανση συναλλαγματικής ισοτιμίας μπορεί επίσης να οδηγήσει σε υψηλότερες τιμές για διεθνώς εμπορεύσιμα αγαθά προκαλώντας τους traders να προσθέσουν ένα ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium) προκειμένου να καλύψουν απρόβλεπτες διακυμάνσεις συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Παρόλα αυτά, η περισσότερη από την εμπειρική εργασία γύρω από αυτό το θέμα αποδεικνύεται τελικά “ανίκανη” να καθιερώσει μία σημαντική σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και του εμπορίου. Επίσης, σε παραδείγματα όπου εντοπίζεται μία αρνητική σχέση, η επιρροή φαίνεται να είναι μικρή (παραδείγματα αποτελούν οι έρευνες του IMF -1984- και των Belanger και Gutierrez -1990-). Πιο σύγχρονη έρευνα έχει επιβεβαιώσει ελάχιστη επιρροή της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Για παράδειγμα, οι Flood και Rose (1995), οι Obstfeld και Rogoff (2000) και Duarte και Stockman (2001), ανακαλύπτουν ότι οι κινήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών συνηθίζουν να είναι “αποσυνδεδεμένες” από τη συμπεριφορά των πραγματικών οικονομικών

μεταβλητών. Μερικές από αυτές τις μελέτες αναπτύσσουν τυπικά διαχρονικά μοντέλα τα οποία υποδηλώνουν ότι η υψηλή διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας μπορεί να δημιουργηθεί από τοπικές αποτιμήσεις του νομίσματος, από ετερογένεια στον τρόπο με τον οποίο πωλούνται τα προϊόντα (και διαμορφώνονται οι τιμές) στις διεθνείς αγορές και την παρουσία “noise traders” στις ξένες αγορές συναλλάγματος. Παρόλα αυτά, δείχνουν επίσης ότι είναι δυνατό η υψηλή διακύμανση συναλλαγματικής ισοτιμίας να έχει μικρή ή και καθόλου επίδραση στις μακροοικονομικές μεταβλητές.⁸

2.5 Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης των επιτοκίων στις ζώνες της συναλλαγματικής ισοτιμίας με σταθερές τιμές

Ο Svensson (1991a) μελέτησε την ασυμπτωτική (unconditional) διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας και του επιτοκίου όπως επίσης και την ταυτόχρονη (conditional) διακύμανση των δύο μεταβλητών. Το μοντέλο το οποίο χρησιμοποίησε είναι ένα από τα πιο αξιόπιστα μοντέλα υπό το καθεστώς target zones με εύκαμπτες τιμές. Βρήκε ότι υπάρχει ένα γραμμικό αντιστάθμισμα (trade-off) μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης των ονομαστικών επιτοκίων. Επομένως, μία μείωση στη διακύμανση (εξαρτημένη τυπική απόκλιση) της συναλλαγματικής ισοτιμίας οδηγεί σε μία αύξηση της διακύμανσης του ονομαστικού επιτοκίου. Ο Svensson (1991b) χρησιμοποίησε στοιχεία από τη Σουηδία προκειμένου να επαληθεύσει μερικές από τις υποθέσεις του μοντέλου του.

Παρόλα αυτά, στοιχεία από το Ευρωπαϊκό Νομισματικό Σύστημα έδειξαν ότι υφίσταται μία θετική σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών. Όπως έδειξαν οι Bertola και Caballero (1992), η θετική σχέση όπως προέκυψε από τα στοιχεία του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος, μπορεί πιθανώς να είναι εξαιτίας του ευθυγραμμισμένου ρίσκου που συνδέεται με τις θέσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος μέσα στα όριά τους (bands). Ξεχωριστά, οι Lindberg και Soderlind (1991), δουλεύοντας με ένα ανανεωμένο και μεγαλύτερο σύνολο στοιχείων από τη Σουηδία, βρήκαν επίσης μία θετική σχέση ανάμεσα στη συναλλαγματική ισοτιμία και τα επιτόκια.

⁸ “Investigating the relationship between exchange rate volatility and macroeconomic volatility in Singapore” (MAS Staff Paper No 25, June 2003)

Πραγματικά, όταν η σύνδεση με την target zone δεν είναι τελείως αξιόπιστη, ένα αντιστάθμισμα σαν και αυτό που προτάθηκε από τον Svensson (1991a) μπορεί να μην υπάρχει. Οι Bertola και Svensson (1993), σε ένα πρώτο μοντέλο target zone με ευθυγραμμισμένο ρίσκο που κυμαίνεται ανάλογα με το χρόνο, έδειξαν ότι η προηγούμενη αρνητική σχέση υφίσταται εάν το ευθυγραμμισμένο ρίσκο είναι ίσο με μηδέν αλλά, με την παρουσία μη μηδενικού ευθυγραμμισμένου ρίσκου, η σχέση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και του επιτοκίου μπορεί να είναι αρνητική ή θετική.

Ξεκάθαρα, το νομισματικό μοντέλο δεν επιτρέπει είτε παρεκκλίσεις της παραγωγής από την πλήρη απασχόληση είτε καταστρατηγήσεις της αγοραστικής δύναμης. Επιπροσθέτως, αυτό το μοντέλο έχει το μη επιθυμητό στοιχείο ότι το θεμελιώδες μέγεθος ακολουθεί κίνηση Brown με μετακίνηση. Μία τέτοια στοχαστική προσέγγιση είναι μη σταθερή με άπειρο ασυμπτωτικό μέσο και διακύμανση. Όλες οι διαταραχές στην οικονομία είναι μόνιμες και το θεμελιώδες μέγεθος δεν φανερώνει καμία ροπή να επιστρέψει στην ισορροπία. Σε μία από τις φυσικές προεκτάσεις του βασικού μοντέλου των target zones, η ενδοοριακή επέμβαση επιτρέπεται. Οι Lindberg και Soderlind (1992) συμφωνούν ότι αυτό μπορεί να μοντελοποιηθεί σαν μία προσέγγιση μετακίνησης γύρω από το μέσο για τα θεμελιώδη μεγέθη. Επίσης, ένα εμπειρικό παζλ που αναλύθηκε από τους Beetsma και van der Ploeg (1998) (ότι δηλαδή οι συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι κυρτές και όχι σε σχήμα U όπως προβλέπεται από το τυπικό μοντέλο των target zones) για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος μπορεί να εξηγηθούν με την παρουσία “βραδυκίνητων τιμών”. Τελικά, ο Rogoff (1993), σε ένα σχόλιο του Svensson (1993), συμφωνεί για τα ενδεχόμενα οφέλη του μοντέλου των δύσκαμπτων τιμών επίσης.

Οι Elias Belessakos και Christos Giannikos⁹, ακολουθώντας τις προαναφερόμενες υπάρχουσες αναλύσεις, χρησιμοποίησαν μία στοχαστική ερμηνεία του μοντέλου του Dornbusch (1976) όπως τροποποιήθηκε από τους Miller και Weller (1991) και εξηγήθηκε αργότερα από τον Sutherland (1994). Σε αυτό το μοντέλο η προσέγγιση για το θεμελιώδες μέγεθος είναι ενδογενής αφού η μετατόπισή του εξαρτάται από την ίδια τη συναλλαγματική ισοτιμία. Οι τιμές είναι σταθερές και, σαν αποτέλεσμα, η παραγωγή δεν παραμένει πάντα σε ισορροπία αφού η συναλλαγματική ισοτιμία δεν ικανοποιεί πάντα την ισότητα της αγοραστικής δύναμης. Έδειξαν ότι σε μία οικονομία με σταθερές τιμές και ακόμη κάτω από τέλεια αξιόπιστες οριοθετήσεις της

⁹ “The lack of volatility trade-offs in exchange rate zones with sticky prices”, Elias D.Belessakos , Christos I. Giannikos, International Journal of Business and Economics, 2002, Vol. 1 ,No 1,69-78

συναλλαγματικής ισοτιμίας, δεν υπάρχει κανένα αντιστάθμισμα μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης των επιτοκίων (υπάρχει μία θετική διασύνδεση μεταξύ των δύο διακυμάνσεων). Με σταθερές τιμές, οι target zones μπορεί να μειώσουν την παραδοσιακή τυπική απόκλιση της συναλλαγματικής ισοτιμίας που είναι σχετική με το σύστημα της ελεύθερης διακύμανσης ενώ ταυτόχρονα μειώνεται και η παραδοσιακή τυπική απόκλιση του επιτοκίου. Επιπροσθέτως, η διακύμανση της παραγωγής φανερώνει θετικές διασυνδέσεις με τη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας, γεγονός το οποίο υποδηλώνει ότι μία μείωση στη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας, προερχόμενη από μία αλλαγή από καθεστώς ελεύθερης διακύμανσης σε καθεστώς target zones, θα μειώσει τη διακύμανση της παραγωγής επίσης. Η έλλειψη τέτοιων αντισταθμισμάτων μπορεί να είναι συναφής για την αποτίμηση διαφορετικών συστημάτων συναλλαγματικής ισοτιμίας. Επίσης, η έρευνά τους οδεύει παράλληλα με το ενδιαφέρον για τα μοντέλα με δυσκαμψίες τα οποία εμφανίζονται σε πρόσφατη έρευνα των Kempa, Nelles και Pierdzioch (1999) και Beetsma και van der Ploeg (1998).

Σε ένα θεωρητικό επίπεδο, η άποψη των Elias Belessakos και Christos Giannikos για την υφιστάμενη έρευνα αλλά και για τη δική τους τοποθέτηση είναι η ακόλουθη σε γενικές γραμμές: “Η ολική” διακύμανση σε ένα κλειστό μοντέλο – όπως τα μοντέλα που αναφέρθηκαν πρωτύτερα- είναι προστατευμένη, πολύ περισσότερο και από την προστασία που έχει η ενέργεια στη φυσική. Δεν μπορεί να εξαφανιστεί απλά. Η αρνητική αλληλεπίδραση της διακύμανσης όπως καταγράφηκε από τον Svensson (1991a) είναι απλώς μία εμφάνιση της προηγούμενης αρχής όπου δεν υπάρχει καμία διαφορετική διέξοδος για τη διακύμανση εκτός από τις διακυμάνσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας και του επιτοκίου. Όταν άλλες διέξοδοι είναι διαθέσιμες, όπως η διακύμανση της ευθυγράμμισης (realignment) (Bertola και Svensson 1993), τότε η αλληλεπίδραση του Svensson θα μπορούσε να εξαφανιστεί. Κάτι παρόμοιο συμβαίνει και στην περίπτωση που εξετάζουν οι Elias Belessakos και Christos Giannikos. Μία άλλη διέξοδος είναι διαθέσιμη για τη διακύμανση, πιο συγκεκριμένα η διακύμανση της προσέγγισης των εγχώριων τιμών. Όπως οι Kempa, Nelles και Pierdzioch (1999) σημείωσαν, το καθεστώς των target zones αποδυναμώνει το βαθμό της επανόδου του μέσου του επιπέδου των εγχώριων τιμών, μειώνοντας επομένως τη διακύμανση των βραχυπρόθεσμων πραγματικών επιτοκίων. Αλλά η αποδυνάμωση του βαθμού της επανόδου του μέσου του επιπέδου των εγχώριων τιμών υποδηλώνει μία αύξηση στη διακύμανσή τους.

Συμπερασματικά, οι Elias Belessakos και Christos Giannikos έδειξαν ότι υπάρχει μία θετική γραμμική σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης του στιγμιαίου επιτοκίου σε μία οικονομία με σταθερές τιμές. Η γραμμική αρνητική σχέση αντισταθμίσεως, όπως προέκυψε από τον Svensson (1991) για το μοντέλο των ευέλικτων τιμών, εξαρτάται από την υπόθεση της γρήγορης ρύθμισης εν τέλει των τιμών. Όταν οι τιμές είναι σταθερές και η συναλλαγματική ισοτιμία υπερβαίνει το σκοπούμενο όριο, δεν υφίσταται τέτοια αλληλεπίδραση.

Οι συνέπειες ενός μοντέλου με σταθερές τιμές μπορεί να είναι πιο συνεπείς με τα στοιχεία του Ευρωπαϊκού Οικονομικού Συστήματος από τα αποτελέσματα του νομισματικού μοντέλου. Τα εμπειρικά στοιχεία στους Flood, Rose και Mathieson (1991) φαίνεται να αποδεικνύουν ότι οι μη γραμμικότητες (non-linearities) στη θεμελιώδη σχέση της συναλλαγματικής ισοτιμίας δεν υπάρχουν. Αναφορικά στη διακύμανση των αλληλεπιδράσεων, τα tests τους φαίνεται να δείχνουν ότι, για το Ευρωπαϊκό Οικονομικό Σύστημα, υπάρχουν μη αρνητικά αντισταθμίματα διακυμάνσεων μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των επιτοκίων. Αυτά τα αποτελέσματα είναι συνεπή με το μοντέλο των σταθερών τιμών που περιγράφηκε και από τους Belessakos και Giannikos παρά την απουσία του ευθυγραμμισμένου ρίσκου.

Επίσης, λαμβάνοντας υπόψιν τα αποτελέσματα των ανωτέρω δύο ερευνητών, η δουλειά των Kempa, Nelles και Pierdzioch (1999) μπορεί να κριθεί από μία άλλη σκοπιά. Χρησιμοποιούν οι τελευταίοι ένα μοντέλο με ακαμψία τιμών για να μελετήσουν το αποτέλεσμα της επιβολής target zones συναλλαγματικής ισοτιμίας στους όρους δημιουργίας των επιτοκίων. Χρησιμοποιώντας ποιοτικά επιχειρήματα και προσομοιώσεις, έδειξαν ότι οι target zones αποδυναμώνουν το βαθμό της επανόδου του μέσου του επιπέδου των εγχώριων τιμών, μειώνοντας επομένως τη διακύμανση των βραχυπρόθεσμων πραγματικών επιτοκίων. Επομένως, η διακύμανση μπορεί να μεταφερθεί διαφορετικά στις τιμές, αφού καταλήγουν να επιστρέφουν λιγότερο στο μέσο, ενώ και η διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας και η διακύμανση των επιτοκίων μειώνονται.

2.6 Η σύνδεση μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης των επιτοκίων στην μετά την κρίση εποχή στην Ασία

Το καθεστώς της defacto peg στο δολάριο της Αμερικής των νομισμάτων της Ανατολικής Ασίας και ο ακόλουθος ηθικός κίνδυνος θεωρούνταν πάντα σημαντικόι παράγοντες της χρηματοοικονομικής κρίσης του 1997 που έπληξε την περιοχή. Σαν συνέπεια της κρίσης, όλες οι χώρες που χτυπήθηκαν (με τη χαρακτηριστική εξαίρεση της Μαλαισίας) ανακοίνωσαν μία αλλαγή από το πλαίσιο της συναλλαγματικής ισοτιμίας που στηρίζεται στη νομισματική πολιτική στη ρητή υιοθέτηση της πολιτικής που έχει σαν στόχο τον πληθωρισμό¹⁰. Σε πείσμα των συνεχόμενων επίσημων παρεμβάσεων στις ξένες αγορές συναλλάγματος, αυτές οι χώρες, δηλαδή η Ινδονησία, η Νότια Κορέα, οι Φιλιππίνες και η Ταϊλάνδη ανακοίνωσαν πως θα χρησιμοποιούν πλέον τα επιτόκια σαν το κλειδί της νομισματικής πολιτικής. Η εμπειρία από αυτές τις χώρες θέτουν μερικές ενδιαφέρουσες ερωτήσεις. Για παράδειγμα, χρησιμοποιούν την πολιτική των επιτοκίων πιο ενεργά ώστε να εξομαλύνουν τις διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών στη μετά την κρίση εποχή; Ανταποκρίνονται πλέον πιο θερμά οι συναλλαγματικές ισοτιμίες στη διεθνή πίεση από ό,τι πρωτύτερα; Βοηθά η μεγαλύτερη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας στη μείωση της διακύμανσης των επιτοκίων;

Προκειμένου να εξεταστούν αυτά τα ερωτήματα, ερευνήθηκε η εμπειρική σχέση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των επιτοκίων σε επίπεδα και σαν διακύμανση για τις τέσσερις σε κρίση χώρες της Ασίας. Η σχέση σε επίπεδα μεταξύ των επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας μπορεί να είναι διφορούμενη. Για παράδειγμα, το αν τα υψηλότερα επιτόκια είναι ένα ουσιώδες κομμάτι της αμυντικής στρατηγικής για το νόμισμα σε περιόδους χρηματοοικονομικής κρίσης είναι αντιφατικό. Αυτή η αβεβαιότητα γεννήθηκε και στο γενικότερο πλαίσιο της Ασιατικής χρηματοοικονομικής κρίσης. Ενώ πολλοί οικονομολόγοι, συμπεριλαμβανομένων και αυτών του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου, συνιστούσαν θερμά έντονες αυξήσεις στα επιτόκια προκειμένου να ανακοπεί η μεγάλη υποτίμηση του νομίσματος, μερικοί, συμπεριλαμβανομένων των Furman και Stiglitz (1998) συμφωνούσαν ότι η πολιτική

¹⁰ Η Μαλαισία επέλεξε να επιβάλει έλεγχο κεφαλαίων το Σεπτέμβριο του 1998 και επέβαλε μία σταθερή συναλλαγματική ισοτιμία. Αυτά τα μέτρα είχαν εμφανώς πετύχει τη σταθεροποίηση όχι μόνο της συναλλαγματικής ισοτιμίας αλλά και των επιτοκίων.

των υψηλών επιτοκίων αποσταθεροποιεί τη συναλλαγματική ισοτιμία αυξάνοντας τις χρεοκοπίες των εταιριών και επιταχύνοντας τις εκροές κεφαλαίων.¹¹

Από την άποψη της σχέσης διακύμανσης, είναι γενικά παραδεκτό ότι η μεγαλύτερη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας δρα σταθεροποιητικά υπό την έννοια ότι απελευθερώνει την πίεση της οικονομίας και προάγει σταθερότητα σε πλήθος οικονομικών μεταβλητών όπως είναι τα επιτόκια, η προσφορά του χρήματος και η παραγωγή. Πραγματικά, ένα από τα παραδοσιακά πλεονεκτήματα των κυμαινόμενων επιτοκίων είναι ότι τα επιτόκια είναι πιο σταθερά όσο η νομισματική αρχή είναι πιο ελεύθερη από το βάρος της διατήρησης της συναλλαγματικής ισοτιμίας σταθερής (Reinhart και Reinhart, 2001). Αντιθέτως, η σταθερότητα στη συναλλαγματική ισοτιμία θεωρείται πως προκαλεί διασταυρούμενη ή διαχρονική αλλαγή στις διακυμάνσεις άλλων μεταβλητών (Frankel και Mussa, 1980 - Frankel και Mussa, 1995- Rose 1995). Σε αυτή την προσέγγιση, η Ασιατική χρηματοοικονομική κρίση παραθέεται σαν ένα παράδειγμα τέτοιων αλλαγών διακύμανσης κάτω από σταθερά ή αυστηρά ελεγχόμενα καθεστώτα συναλλαγματικής ισοτιμίας.¹² Από την άλλη πλευρά, η υπόθεση ότι η διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας μπορεί να αυξήσει τη διακύμανση σε άλλες μεταβλητές όπως τα επιτόκια είχε πολλούς υποστηρικτές. (Nurkse 1944 και McKinnon 2001).

Όταν εξετάζουμε την αλληλεπίδραση μεταξύ των επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας, είναι απαραίτητο να ελέγχουμε την επιρροή εξωτερικών παραγόντων. Στην περίπτωση της Ανατολικής Ασίας, θεωρούμε τρεις κυριότερες πηγές ταραχών στις περιφερειακές χρηματοοικονομικές αγορές: το επιτόκιο των Ηνωμένων Πολιτειών, της συναλλαγματικής ισοτιμίας γιεν - δολαρίου και το μέσο όρο συναλλαγματικής ισοτιμίας των γειτονικών χωρών. Πρωτίστως, το επιτόκιο των Ηνωμένων Πολιτειών μετρούμενο ως επιτόκιο ομοσπονδιακών κεφαλαίων (federal funds rate) θέτει ένα βασικό σημείο αναφοράς στις χρηματοοικονομικές αγορές το οποίο είναι άμεσα συνδεδεμένο με τις Ηνωμένες Πολιτείες. Δευτερευόντως, οι διακυμάνσεις στη συναλλαγματική ισοτιμία γιεν-δολαρίου επηρεάζει έντονα τις οικονομίες της Ανατολικής Ασίας. Πραγματικά, η απότομη υποτίμηση του γιεν η οποία ξεκίνησε το

¹¹ Οι Goldfajn και Gurta (1999) βρήκαν ότι τα επιτόκια βοήθησαν στη σταθεροποίηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για 80 χώρες για την περίοδο από 1980 έως 1998. Οι Cho και West (2001) παραθέτουν όμοια δεδομένα για πέντε χώρες σε κρίση της Ανατολικής Ασίας.

¹² Η συνήθης “συνταγή” ώστε να αποφευχθεί η χρηματοπιστωτική κρίση εξαιτίας των αποτελεσμάτων των ασφαλιστρών των pegged συναλλαγματικών ισοτιμιών περιλαμβάνει μεγαλύτερη ευελιξία συναλλαγματικής ισοτιμίας γιατί θα μπορούσε να μετριάσει με άλλο τρόπο τη διακύμανση των ροών κεφαλαίων και θα βοηθούσε στη μείωση του υπερβολικού ανοδικού - καθοδικού κύκλου που συνδέεται με τις ροές κεφαλαίων. Δες Radelet και Sachs (1998) και Corsetti και Roubini (1999).

1995 θεωρήθηκε ως μία από τις πιο σημαντικές αιτίες για την Ασιατική χρηματοοικονομική κρίση.¹³ Τρίτον, ο μέσος όρος της συναλλαγματικής ισοτιμίας του δολαρίου των άλλων χωρών της Ανατολικής Ασίας εμπεριέχει τα αποτελέσματα του ανταγωνισμού μεταξύ των χωρών της Ανατολικής Ασίας.¹⁴ Υπάρχει μία ομοφωνία ότι η μετάδοση ήταν μία σημαντική πηγή της χρηματοοικονομικής κρίσης και ο ανταγωνισμός στο εμπόριο το κανάλι κλειδί της μετάδοσης στην Ανατολική Ασία. (Δες για παράδειγμα, Baig και Goldfajn (1999) και Glick και Rose (1999)).

Στην παρούσα εργασία, οι Hwee Kwan CHOW και Yoonbai KIM, εφάρμοσαν ένα VAR-GARCH μοντέλο με εβδομαδιαία στοιχεία για τις τέσσερις Ασιατικές χώρες σε κρίση ώστε να εκτιμηθούν ταυτόχρονα οι σχέσεις σε επίπεδο και σε διακύμανση ανάμεσα στη συναλλαγματική ισοτιμία και στο επιτόκιο και να οριστεί επίσης εάν αυτές οι σχέσεις άλλαξαν ακολουθώντας την κρίση.¹⁵ Τα αποτελέσματα της συγκεκριμένης έρευνας αναφορικά με τα παραπάνω ερωτήματα συνοψίζονται σε μία φράση: βρέθηκε ότι τα επίπεδα συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι πιο ευαίσθητα στις αλλαγές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες των ανταγωνιστών μετά την κρίση. Παρόλα αυτά δεν βρέθηκαν αποδείξεις ώστε να υποστηριχθεί η πιο ενεργή χρησιμοποίηση των επιτοκίων για τη σταθεροποίηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας στην περίοδο μετά την κρίση. Τα αποτελέσματα επίσης απέδειξαν ότι η αυξημένη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας δεν επηρεάζει θετικά ή αρνητικά τη διακύμανση των επιτοκίων σε αυτές τις οικονομίες. Μπορεί να υποστηριχθεί μόνο οριακά η υπόθεση του αντισταθμίματος (tradeoff), δηλαδή ότι μία αύξηση στη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας σταθεροποιείται σε αντιστοιχία της μείωσης της διακύμανσης των επιτοκίων. Αυτά τα αποτελέσματα είναι συνεπή με τις ερευνητικές προσπάθειες των Rose (1995) και Baxter και Stockman (1989), δηλώνουν δηλαδή ότι η διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας δεν είναι ούτε η τιμή κάποιου διαχρονικού / διατομεακού αντισταθμίματος ούτε και μεταδίδεται σε άλλες μεταβλητές. Υποδηλώνεται σε κάποιο βαθμό ότι εάν η διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας θεωρείται επιζήμια, θα έπρεπε να μειωθεί και η μείωση

¹³ Δες Kwan (1995) για σχετική συζήτηση

¹⁴ Στην ομάδα των ανταγωνιστών της Ανατολικής Ασίας, συμπεριλαμβάνονται η Μαλαισία, η Σιγκαπούρη και η Ταϊβάν, επιπροσθέτως στις τέσσερις χώρες σε κρίση που εξετάζονται στην έρευνα.

¹⁵ Υπάρχει πολλές εργασίες που χρησιμοποιούν μοντέλο Garch. Για παράδειγμα, οι Bodart και Reding (1999) μελέτησαν τα αποτελέσματα της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας στη συσχέτιση cross-border ομολόγων και αγοράς μετοχών, ενώ οι Edwards και Susmel (2000) εφάρμοσαν ένα μοντέλο Arch ώστε να μελετήσουν τη μετάδοση των διακυμάνσεων των επιτοκίων στις χώρες της Λατινικής Αμερικής.

αυτή δεν θα ήταν “κοστοβόρα” τουλάχιστον σε όρους αυξανόμενης διακύμανσης επιτοκίων.

3. Θεωρητική ανασκόπηση του οικονομετρικού μοντέλου GARCH

3.1 Η χρησιμοποίηση των ARCH / GARCH μοντέλων στην εφαρμοσμένη οικονομετρία¹⁶

Το μοντέλο το οποίο λειτουργεί περισσότερο στην εφαρμοσμένη οικονομετρία είναι αυτό των ελαχίστων τετραγώνων. Αυτή είναι μία φυσική επιλογή γιατί οι οικονομετρικές μελέτες που τίθενται σε εφαρμογή καλούνται να ορίσουν πόσο μία μεταβλητή θα μεταβληθεί σε απάντηση της αλλαγής μίας άλλης μεταβλητής. Αυξανόμενης της βαρύτητας των ερευνητικών προσπαθειών παρόλα αυτά, οι οικονομέτρες κλήθηκαν να προβλέψουν και να αναλύσουν το μέγεθος του λάθους του μοντέλου. Σε αυτήν την περίπτωση, οι ερωτήσεις έχουν να κάνουν με τη διακύμανση (volatility) και πλέον τα κατάλληλα εργαλεία έχουν γίνει τα ARCH και GARCH μοντέλα.

Η βασική έκδοση της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων προϋποθέτει ότι η αναμενόμενη αξία όλων των όρων λάθους (error terms), εάν υψωθεί στο τετράγωνο, είναι ίδια σε κάθε δοσμένο σημείο. Αυτή η υπόθεση καλείται ομοσκεδαστικότητα και πάνω σε ακριβώς αυτήν την υπόθεση επικεντρώνονται τα μοντέλα ARCH και GARCH. Στοιχεία στα οποία οι διακυμάνσεις των όρων λάθους δεν είναι ίσες, στα οποία οι όροι λάθους μπορεί εύλογα να είναι μεγαλύτεροι για κάποια σημεία ή για κάποιες σειρές στοιχείων από άλλα, θεωρείται ότι “πλήττονται” από ετεροσκεδαστικότητα. Η τυπική προειδοποίηση είναι ότι με την παρουσία της ετεροσκεδαστικότητας, οι συντελεστές της παλινδρόμησης για μία συνήθη παλινδρόμηση ελαχίστων τετραγώνων είναι ακόμη αμερόληπτοι αλλά τα τυπικά λάθη (standard errors) και τα διαστήματα εμπιστοσύνης (confidence intervals) που εκτιμώνται από τυπικές διαδικασίες θα είναι περιορισμένου εύρους, δίνοντας μία λανθασμένη αίσθηση ακρίβειας. Αντί να θεωρούμε αυτό ένα πρόβλημα προς επίλυση, τα ARCH και GARCH μοντέλα μεταχειρίζονται την ετεροσκεδαστικότητα σαν μία μεταβλητή που μπορεί να μοντελοποιηθεί. Σαν αποτέλεσμα, όχι μόνο οι ελλείψεις του μοντέλου των ελαχίστων τετραγώνων διορθώνονται αλλά υπολογίζεται και μία

¹⁶ “Garch 101: The use of Arch/ Garch Models in Applied econometrics, Robert Engle, Journal of economic Perspectives – Volume 15, Number 4 – Fall 2001- Pages 157-168

πρόβλεψη για τη διακύμανση κάθε όρου λάθους. Αυτή η πρόβλεψη συμβαίνει τις περισσότερες φορές να είναι για το επιτόκιο, κυρίως στις εφαρμογές στα χρηματοοικονομικά.

Οι προειδοποιήσεις για την ετεροσκεδαστικότητα εφαρμόζονταν συνήθως μόνο σε μοντέλα με διαστρωματικά στοιχεία (cross section models) και όχι σε χρονοσειρές (time-series models). Για παράδειγμα, αν κανείς παρατηρούσε την cross-section σχέση μεταξύ εισοδήματος και κατανάλωσης στα στοιχεία ενός νοικοκυριού, θα περίμενε να βρει ότι η κατανάλωση των νοικοκυριών με χαμηλό εισόδημα είναι πιο στενά συνδεδεμένη με το εισόδημα από τα εισοδήματα με υψηλό εισόδημα, γιατί τα δολάρια της αποταμίευσης ή το έλλειμμα από τα φτωχά νοικοκυριά μοιάζουν να είναι πολύ μικρότερα σε απόλυτη αξία από το μεγάλο εισόδημα των νοικοκυριών. Σε μία παλινδρόμηση με διαστρωματικά στοιχεία της κατανάλωσης των νοικοκυριών επί του εισοδήματος, οι όροι λάθους φαίνεται να είναι συστηματικά μεγαλύτεροι σε απόλυτη αξία για νοικοκυριά μεγάλων εισοδημάτων από νοικοκυριά μικρών εισοδημάτων και η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας φαίνεται αστήρικτη. Αντ' αυτού, εάν κάποιος κοιτούσε σε μία συνάρτηση κατανάλωσης χρονοσειράς, συγκρίνοντας το εθνικό εισόδημα με την κατανάλωση, φαίνεται πιο αληθοφάνες να υποθέσει κανείς ότι η διακύμανση των όρων λάθους δεν αλλάζει πολύ με το πέρασ του χρόνου.

Μία πρόσφατη ανάπτυξη στην εκτίμηση των τυπικών λαθών (standard errors), γνωστή ως "robust standard errors", μείωσε επίσης την ανησυχία για την ετεροσκεδαστικότητα. Εάν το μέγεθος του δείγματος είναι μεγάλο, η παραπάνω τεχνική δίνει μία σωστή εκτίμηση των τυπικών λαθών ακόμη και με ετεροσκεδαστικότητα. Εάν το δείγμα είναι μικρό, η ανάγκη για μία διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας η οποία δεν επηρεάζει τους συντελεστές και μόνο ασυμπτωτικά διορθώνει τα τυπικά λάθη, θεωρείται πρόταση για συζήτηση.

Παρόλα αυτά, μερικές φορές η φυσιολογική ερώτηση που "αντιμετωπίζει" η εφαρμοσμένη οικονομετρία είναι η εγκυρότητα των προβλέψεων του μοντέλου. Σε αυτήν την περίπτωση, το κλειδί στο θέμα είναι η διακύμανση των όρων λάθους καθώς και τι τελικά κάνει αυτούς τους όρους μεγάλους. Αυτό το ερώτημα συχνά δημιουργείται στις χρηματοοικονομικές εφαρμογές όπου η εξαρτημένη μεταβλητή είναι το αποτέλεσμα ενός περιουσιακού στοιχείου (asset) ή ενός χαρτοφυλακίου (portfolio) και η διακύμανση του αποτελέσματος παρουσιάζει το επίπεδο ρίσκου αυτών των αποτελεσμάτων. Αυτές είναι εφαρμογές των χρονοσειρών αλλά μολαταύτα η ετεροσκεδαστικότητα είναι ένα θέμα. Ακόμη και μία βιαστική ματιά σε χρηματοοικονομικά στοιχεία υποδεικνύει ότι μερικές περίοδοι ενέχουν μεγαλύτερο

ρίσκο από άλλες, αυτό σημαίνει ότι η αναμενόμενη αξία του μεγέθους των όρων λάθους σε κάποιες περιόδους είναι μεγαλύτερη από άλλες. Επίσης, αυτές οι περίοδοι με ρίσκο δεν είναι διεσπαρμένες τυχαία κατά τετραμηνιαία ή ετήσια στοιχεία. Αντιθέτως, υπάρχει ένας βαθμός αυτοσυσχέτισης στο ρίσκο των οικονομικών αποδόσεων. Οι χρηματοοικονομικοί αναλυτές κοιτώντας τα διαγράμματα των καθημερινών αποδόσεων, διαπιστώνουν ότι το εύρος των αποδόσεων ποικίλει κατά τη διάρκεια του χρόνου και περιγράφουν αυτό το φαινόμενο ως “συστάδα διακυμάνσεων” (volatility clustering). Τα ARCH και GARCH μοντέλα τα οποία προβάλλουν ως αυτοπαλίνδρομα μοντέλα εξαρτημένης ετεροσκεδαστικότητας και γενικευμένα αυτοπαλίνδρομα μοντέλα εξαρτημένης ετεροσκεδαστικότητας, είναι σχεδιασμένα ώστε να συμφωνούν με αυτό το είδος των θεμάτων. Έχουν εξελιχθεί σε διαδεδομένα εργαλεία για να συμφωνούν με χρονοσειρές, ετεροσκεδαστικά μοντέλα. Ο στόχος αυτών των μοντέλων είναι να προσφέρουν ένα μέτρο διακύμανσης – όπως είναι η τυπική απόκλιση- το οποίο μπορεί να χρησιμοποιηθεί στις χρηματοοικονομικές αποφάσεις αναφορικά με την ανάλυση ρίσκου, την επιλογή χαρτοφυλακίου και την αποτίμηση παραγώγων.

Επειδή επικεντρωθήκαμε σε χρηματοοικονομικές εφαρμογές, χρησιμοποιούμε σημειολογία χρηματοοικονομικών. Έστω ότι η εξαρτημένη μεταβλητή είναι ίση με r_t που μπορεί να είναι η απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου ή ενός χαρτοφυλακίου. Η μέση τιμή m και η διακύμανση h θα καθορίζονται σχετικά με ένα περασμένο σύνολο πληροφοριών. Έτσι, η απόδοση r στο παρόν θα είναι ίση με τη μέση τιμή του r (που είναι η αναμενόμενη τιμή του r στηριζόμενη σε παρελθοντικές πληροφορίες) συν την τυπική απόκλιση του r (η οποία είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης) φορές τον όρο λάθους για την παρούσα περίοδο.

Η πρόκληση για την οικονομετρία είναι να καθορίσει πώς η πληροφορία που χρησιμοποιείται ώστε να προβλεφθεί ο μέσος και η τυπική απόκλιση της απόδοσης, εξαρτάται από την πληροφορία του παρελθόντος. Ενώ πολλοί ορισμοί για την απόδοση του μέσου έχουν εξεταστεί και έχουν χρησιμοποιηθεί σε προσπάθειες να προβλεφθούν οι μελλοντικές αποδόσεις, στην πραγματικότητα καμία μέθοδος δεν ήταν διαθέσιμη για τη διακύμανση πριν από την εμφάνιση των μοντέλων Arch. Το πρωταρχικό περιγραφικό όργανο ήταν η “κυλιόμενη τυπική απόκλιση” (rolling standard deviation). Αυτή είναι η τυπική απόκλιση που υπολογίζεται χρησιμοποιώντας ένα σταθερό αριθμό των πιο πρόσφατων παρατηρήσεων. Για παράδειγμα, θα μπορούσε να υπολογιστεί κάθε μέρα χρησιμοποιώντας τον πιο πρόσφατο μήνα (22 εργάσιμες μέρες) από τα στοιχεία. Είναι πρόσφορο να σκεφτεί

κάνεις αυτή τη διατύπωση σαν το πρώτο Arch μοντέλο. Προϋποθέτει ότι η διακύμανση της αυριανής απόδοσης είναι ένας ισο-σταθμικός μέσος όρος των τετραγώνων των κατάλοιπων (residuals) από τις τελευταίες 22 μέρες. Η υπόθεση των ίσων σταθμών φαίνεται μη ελκυστική, καθώς κάποιος θα μπορούσε να σκεφτεί ότι τα πιο πρόσφατα γεγονότα θα είναι πιο σχετικά και γι' αυτό θα έπρεπε να έχουν μεγαλύτερη βαρύτητα. Επιπροσθέτως, η υπόθεση των μηδενικών βαρών για τις παρατηρήσεις τις μεγαλύτερες από ένα μήνα είναι επίσης μη ελκυστική. Το μοντέλο Arch που προτάθηκε από τον Engle (1982) αφήνει αυτά τα βάρη να είναι παράμετροι προς εκτίμηση. Επομένως, το μοντέλο αφήνει τα στοιχεία να καθορίσουν τα καλύτερα βάρη που πρέπει να χρησιμοποιηθούν στην πρόβλεψη της διακύμανσης.

Μία χρήσιμη γενίκευση αυτού του μοντέλου είναι η παραμετροποίηση GARCH που εισήχθη από τον Bollerslev (1986). Αυτό το μοντέλο είναι επίσης σταθμισμένος μέσος περασμένων κατάλοιπων στο τετράγωνο αλλά παρουσιάζει μειούμενα βάρη τα οποία δεν καταλήγουν ποτέ στο μηδέν. Δίνει φειδωλά μοντέλα τα οποία είναι εύκολο να εκτιμηθούν και, ακόμα και στην πιο απλή του μορφή έχει αποδειχθεί αναπάντεχα επιτυχημένο στην πρόβλεψη εξαρτημένων μεταβλητών. Η πιο ευρέως διαδεδομένη μορφή του GARCH μοντέλου διατρανώνει ότι η καλύτερη πρόβλεψη της διακύμανσης στην επόμενη περίοδο είναι ο σταθμισμένος μέσος της μακροπρόθεσμης μέσης διακύμανσης, η προβλεπόμενη διακύμανση γι' αυτήν την περίοδο, και η νέα πληροφορία σε αυτήν την περίοδο η οποία προκύπτει από το πιο πρόσφατο τετραγωνισμένο κατάλοιπο. Ένας τέτοιος ενημερωμένος κανόνας είναι μία απλή περιγραφή της εναρμονισμένης ή της συμπεριφοράς εκμάθησης και μπορεί να τον σκεφτεί κανείς σαν μία Bayesian ενημέρωση.

Ας σκεφτεί κανείς έναν χρηματιστή που ξέρει ότι ο μακροπρόθεσμος ημερήσιος μέσος της τυπικής απόκλισης του δείκτη Standard και Poor's 500 είναι 1%, ότι η πρόβλεψη που έκανε χθες ήταν 2% και η μη αναμενόμενη απόδοση που παρατηρήθηκε σήμερα είναι 3%. Φανερά, αυτή είναι μία περίοδος πολύ μεγάλης διακύμανσης και σήμερα είναι κατ' εξοχήν περίοδος έντονης διακύμανσης, το οποίο υποδεικνύει ότι η πρόβλεψη για αύριο θα είναι περισσότερο υψηλή. Παρόλα αυτά, το γεγονός ότι ο μακροπρόθεσμος μέσος όρος είναι μόνο 1% θα μπορούσε να οδηγήσει αυτόν που κάνει την πρόβλεψη να μειώσει την πρόβλεψη. Η καλύτερη στρατηγική εξαρτάται από την εξάρτηση μεταξύ των ημερών. Εάν οι τρεις αυτοί αριθμοί έχουν υψωθεί στο τετράγωνο και είναι σταθμισμένοι εξίσου, τότε η νέα πρόβλεψη θα ήταν $2,16 = \sqrt{(1+4+9)/3}$. Παρόλα αυτά, από το να σταθμιστούν αυτά όμοια, έχει βρεθεί γενικά για τα ημερήσια στοιχεία ότι τα βάρη όπως αυτά στο εμπειρικό παράδειγμα

των (0,02 , 0,9 , 0,08) είναι πολύ περισσότερο ακριβή. Επομένως, η πρόβλεψη είναι $2,08 = \sqrt{0,02 \cdot 1 + 0,9 \cdot 4 + 0,08 \cdot 9}$.

Για να είμαστε πιο ακριβείς, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε το h_t για να ορίσουμε τη διακύμανση των κατάλοιπων μίας παλινδρόμησης $r_t = m_t + \sqrt{h_t} \cdot \varepsilon_t$. Σε αυτόν τον ορισμό, η διακύμανση του ε είναι ένα. Το μοντέλο GARCH για τη διακύμανση έχει την παρακάτω μορφή:

$$h_{t+1} = \omega + \alpha (r_t - m_t)^2 + \beta h_t = \omega + \alpha h_t \varepsilon_t^2 + \beta h_t$$

Οι οικονομέτρους πρέπει να εκτιμήσουν τις σταθερές ω , α , β . η ενημέρωση απαιτεί απλά να γνωρίζει κανείς την προηγούμενη πρόβλεψη h και το κατάλοιπο. Τα βάρη είναι $(1 - \alpha - \beta, \beta, \alpha)$ ενώ η μακροπρόθεσμη μέση διακύμανση είναι $\sqrt{\omega / (1 - \alpha - \beta)}$. Θα έπρεπε να σημειωθεί ότι το παραπάνω δουλεύει εάν $\alpha + \beta < 1$ και έχει έννοια μόνο εάν τα βάρη είναι θετικά, προϋποθέτοντας ότι $\alpha > 0$, $\beta > 0$, $\omega > 0$.

Το μοντέλο GARCH που είχε περιγραφεί αποκαλείται GARCH (1,1) μοντέλο. Το (1,1) είναι μία τυπική σημειογραφία η οποία αναφέρεται στο πόσες είναι οι αυτοπαλινδρομες χρονικές υστερήσεις (autoregressive lags) ή οι όροι ARCH που εμφανίζονται στην εξίσωση, ενώ ο δεύτερος αριθμός αναφέρεται στο πόσες είναι οι κυλιόμενες μέσες χρονικές υστερήσεις που έχουν καθοριστεί, το οποίο εδώ καλείται αριθμός των όρων GARCH. Πολλές φορές, σε μοντέλα με περισσότερες από μία χρονικές υστερήσεις πρέπει να γίνουν καλές προβλέψεις διακύμανσης.

Παρόλο που το μοντέλο έχει δημιουργηθεί να κάνει προβλέψεις για μία και μόνο περίοδο, υπάρχει η δυνατότητα βασιζόμενοι σε πρόβλεψη μίας περιόδου να γίνει πρόβλεψη για δύο περιόδους. Εν τέλει, επαναλαμβάνοντας αυτό το βήμα, μπορούν να πραγματοποιηθούν μακροπρόθεσμες προβλέψεις. Για το μοντέλο GARCH (1,1) η πρόβλεψη δύο βημάτων είναι πιο κοντά στη μακροπρόθεσμη μέση διακύμανση από την πρόβλεψη σε ένα βήμα και , εσχάτως, η πρόβλεψη σε μακρινό ορίζοντα είναι η ίδια για όλες τις περιόδους υπό τον όρο ότι $\alpha + \beta < 1$. Αυτή είναι απλώς η ανεξάρτητη διακύμανση (unconditional variance). Επομένως τα μοντέλα GARCH στρέφονται γύρω από ένα μέσο και είναι εξαρτημένης ετεροσκεδαστικότητας αλλά έχουν μία σταθερά ανεξάρτητης διακύμανσης.

Επανερχόμαστε στην ερώτηση πώς ένας οικονομέτρης μπορεί πιθανώς να εκτιμήσει μία εξίσωση όπως η GARCH (1,1), όπου η μόνη μεταβλητή για την οποία υπάρχουν στοιχεία είναι η r_t . Η απλή απάντηση είναι να χρησιμοποιηθεί η μέγιστη πιθανότητα αντικαθιστώντας h_t για σ^2 στην κανονική πιθανότητα και μετά μεγιστοποιώντας όσον

αφορά στις παραμέτρους. Μία ακόμη πιο απλή απάντηση είναι να χρησιμοποιηθεί υλικό όπως EViews, SAS, GAUSS, TSP, Matlab, RATS και πολλά άλλα όπου υπάρχει ήδη εγκατεστημένο λογισμικό να το κάνει.

Η διαδικασία δεν είναι μυστήριο. Για κάθε ομάδα παραμέτρων ω , α , β και μία εκτίμηση εκκίνησης για τη διακύμανση της πρώτης παρατήρησης την οποία συνήθως παίρνουμε για να είναι η παρατηρηθείσα διακύμανση των κατάλοιπων, είναι εύκολο να υπολογιστεί η πρόβλεψη της διακύμανσης για τη δεύτερη παρατήρηση. Η ανανεωμένη φόρμουλα GARCH παίρνει το σταθμισμένο μέσο της ανεξάρτητης διακύμανσης, το τετράγωνο του κατάλοιπου για την πρώτη παρατήρηση και τη διακύμανση της εκκίνησης και εκτιμά τη διακύμανση της δεύτερης παρατήρησης. Αυτό είναι η εισροή στην πρόβλεψη της τρίτης διακύμανσης και ομοίως για την τέταρτη. Τελικά, μία ολόκληρη χρονοσειρά με προβλέψεις διακυμάνσεων έχει δημιουργηθεί. Ιδεατά, αυτή η χρονοσειρά είναι μεγάλη όταν τα κατάλοιπα είναι μεγάλα και μικρή όταν τα κατάλοιπα είναι μικρά. Η συνάρτηση πιθανότητας παράγει έναν συστηματικό τρόπο στην προσαρμογή των παραμέτρων ω , α , β ώστε να υπάρξει η καλύτερη προσαρμογή.

Βεβαίως, είναι γενικά δυνατό η διαδικασία της πραγματικής διακύμανσης να είναι διαφορετική από αυτήν που καθορίζεται από τον οικονομήτη. Προκειμένου να εντοπιστεί αυτό, μία ποικιλία από διαγνωστικά τεστ είναι διαθέσιμη. Ο πιο απλός τρόπος είναι να δημιουργηθεί μία σειρά από (ε_i) , τα οποία υποτίθεται ότι έχουν σταθερό μέσο και διακύμανση εάν το μοντέλο είναι καθορισμένο σωστά. Ποικίλα τεστ όπως τεστ για την αυτοσυσχέτιση στα τετράγωνα παρέχουν τη δυνατότητα να ανιχνευτούν αδυναμίες του μοντέλου. Συχνά χρησιμοποιείται ένα “Ljung box test” με 15 χρονικές υστερήσεις αυτοσυσχέτισης.

3.2 Επεκτάσεις και τροποποιήσεις ενός μοντέλου GARCH

Το μοντέλο GARCH (1,1) είναι το πιο απλό και το πιο ισχυρό για την οικογένεια των μοντέλων διακύμανσης. Παρόλα αυτά, το μοντέλο μπορεί να επεκταθεί και να τροποποιηθεί με πολλούς τρόπους. Αναφέρονται κάτωθι τρεις τροποποιήσεις παρόλο που ο αριθμός των μοντέλων διακύμανσης που μπορεί να βρεθεί στη σχετική βιβλιογραφία είναι τεράστιος.

Το μοντέλο GARCH (1,1) μπορεί να γενικευτεί στο μοντέλο GARCH (p, q), το οποίο είναι ένα μοντέλο με πρόσθετους όρους χρονικής υστέρησης. Τέτοια ανώτερης τάξης

μοντέλα είναι συχνά χρήσιμα όταν ένα μεγάλο κομμάτι στοιχείων πρόκειται να αναπτυχθούν, όπως για παράδειγμα μερικές δεκαετίες ημερήσιων στοιχείων ή ένας χρόνος ωριαίων στοιχείων. Με πρόσθετους όρους χρονικής υστέρησης, αυτά τα μοντέλα επιτρέπουν και τη γρήγορη και την αργή κατάπτωση των πληροφοριών. Μία συγκεκριμένη ειδίκευση του GARCH (2,2) από τους Engle και Lee (1999), αποκαλούμενο πολλές φορές “component model” , είναι ένα χρήσιμο στοιχείο εκκίνησης σε αυτήν την προσέγγιση.

Τα ARCH και GARCH μοντέλα επομένως έχουν αγνοήσει την πληροφορία που κατευθύνεται στις αποδόσεις. Προσανατολίζονται μόνο σε θέματα μεγέθους. Παρόλα αυτά υπάρχει πολύ πειστική απόδειξη ότι η κατεύθυνση επηρεάζει τη διακύμανση. Κυρίως για broad-based equity indices και bond market indices, φαίνεται ότι οι πτώσεις της αγοράς προβλέπουν μεγαλύτερη διακύμανση από τις συγκρινόμενες ανόδους της αγοράς. Υπάρχει τώρα μία μεγάλη ποικιλία από ασύμμετρα μοντέλα GARCH, συμπεριλαμβανομένου του EGARCH μοντέλο του Nelson (1991), του TARARCH μοντέλου – το κατώφλι του ARCH – που αποδίδεται στους Rabemananjara και Zakoian (1993) και Glosten, Jaganathan και Runkle (1993) και μία συλλογή και σύγκριση από τους Engle και Ng (1993).

Ο έσχατος στόχος της ανάλυσης της διακύμανσης πρέπει να είναι η εξήγηση των αιτιών της ανάλυσης. Ενώ η δομή των χρονοσειρών είναι πρόσφορη για πρόβλεψη, δεν καλύπτει την ανάγκη μας να εξηγήσουμε τη διακύμανση. Η στρατηγική της εκτίμησης που εισήχθη για τα GARCH και ARCH μοντέλα μπορεί απευθείας να εφαρμοστεί εάν υπάρχουν προκαθορισμένες ή εξωγενείς μεταβλητές. Επομένως, μπορούμε να σκεφτούμε το πρόβλημα της εκτίμησης της διακύμανσης όπως ακριβώς κάνουμε για το μέσο. Μπορούμε να διεξάγουμε έρευνες καθορισμού (specification searches) και τεστ υποθέσεων (hypothesis tests) ώστε να βρούμε την κατάλληλη διατύπωση και να καταλήξουμε στη βελτιστοποίηση του μοντέλου. Μέχρι στιγμής, οι προσπάθειες να βρεθεί η έσχατη αιτία της διακύμανσης (μεταβλητότητας) δεν είναι πολύ ικανοποιητικές. Εμφανώς, η διακύμανση είναι μία απάντηση στα νέα-πληροφορίες που διαχέονται στην αγορά , το οποίο πρέπει να συνιστά μία έκπληξη. Παρόλα αυτά, ο συγχρονισμός των νέων μπορεί να μην είναι μία έκπληξη και δίνει αφορμή για προβλέψιμα στοιχεία διακύμανσης όπως είναι οι οικονομικές αναγγελίες. Είναι επίσης δυνατό να δει κανείς πώς το εύρος των νέων γεγονότων επηρεάζεται από άλλα νέα γεγονότα. Για παράδειγμα, το εύρος των κινήσεων των αποδόσεων στην αγορά μετοχών των Ηνωμένων Πολιτειών είναι δυνατό να ανταποκρίνεται στη διακύμανση που εντοπίστηκε προηγουμένως κατά τη διάρκεια της ημέρας στην

αγορά της Ασίας όπως επίσης και στη διακύμανση που εντοπίστηκε στις Ηνωμένες Πολιτείες την προηγούμενη ημέρα. Οι Engle, Ito και Lin (1990) αποκάλεσαν αυτά τα αποτελέσματα “κύμα έντασης” (heat wave) και “βροχή μετεώρων” (meteor shower). Ένα ίδιο θέμα εμφανίζεται όταν τίθενται υπό εξέταση η μεταβλητότητα διαφορετικών τίτλων κεφαλαίου οι οποίοι κινούνται μέσα στην αγορά. Ένα εύλογο ερώτημα είναι το αν υπάρχει σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβολών των αποδόσεων μίας μετοχής με τις μεταβολές των αποδόσεων μίας άλλης μετοχής. Αυτή είναι μία φυσική συνέπεια του μοντέλου αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (capital asset pricing model). Φαίνεται επίσης ότι υπάρχει διακύμανση χρόνου στην ιδιοσυγκρασία της διακύμανσης (για παράδειγμα Engle, Ng και Rothschild, 1992).

Όλοι αυτοί οι προβληματισμοί κέντρισαν το ενδιαφέρον των επιστημόνων οι οποίοι ξεκίνησαν να μελετούν πολυμεταβλητά (multivariate) μοντέλα όπου όχι μόνο η μεταβλητότητα αλλά επίσης και οι αυτοσυσχετίσεις (correlations) υπόκεινται σε έρευνα. Μέχρι στιγμής υπάρχει ένας μεγάλος αριθμός πολυμεταβλητών ARCH μοντέλων με δυνατότητα επιλογής. Συμβαίνει όμως πολλές φορές να έχουν μεγαλύτερο βαθμό δυσκολίας στην εκτίμηση και στην παραμετροποίηση. Η έρευνα είναι συνεχής ώστε να εξεταστούν νέες ομάδες πολυμεταβλητών μοντέλων τα οποία είναι πιο πρόσφορα για να ταιριάξουν μεγάλης συνδιακύμανσης στοιχεία (matricies). Αυτό είναι σχετικό για συστήματα εξισώσεων όπως είναι οι διανυσματικές παλινδρομήσεις και για προβλήματα χαρτοφυλακίου όπου πιθανότητα πρέπει να αναλυθούν εκατοντάδες περιουσιακών στοιχείων (assets).

Συμπερασματικά, τα ARCH και GARCH μοντέλα έχουν εφαρμοστεί σε μία μεγάλη γκάμα αναλύσεων χρονοσειρών, αλλά οι εφαρμογές στα χρηματοοικονομικά ήταν ιδιαίτερες επιτυχημένες. Οι χρηματοοικονομικές αποφάσεις στηρίζονται συνήθως στην αλληλεπίδραση μεταξύ ρίσκου και απόδοσης · η οικονομετρική ανάλυση του ρίσκου είναι παρόλα αυτά ένα ενσωματωμένο κομμάτι της αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, της βελτιστοποίησης του χαρτοφυλακίου, της αποτίμησης των δικαιωμάτων και του διοικητικού ρίσκου. Η ανάλυση των ARCH και GARCH μοντέλων και μερικές από τις προεκτάσεις τους παράγουν ένα στατιστικό υπόβαθρο στο οποίο πολλές θεωρίες αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων και ανάλυσης χαρτοφυλακίου μπορούν να εκτεθούν και να ελεγχθούν.

3.3 Ιδιότητες των GARCH (1,1) μοντέλων¹⁷

Όπως προαναφέρθηκε τα GARCH μοντέλα χρησιμοποιούνται με σκοπό τη μοντελοποίηση της ετεροσκεδαστικότητας που παρατηρείται σε πολλές χρηματοοικονομικές σειρές. Η μοντελοποίηση της (δεσμευμένης) διακύμανσης κρίνεται επιτακτική αφού στα οικονομικά δεδομένα κρύβεται επιπλέον πληροφορία σε όρους δεύτερης ροπής και φυσικά η παράμετρος της διακύμανσης (εφόσον αυτή υπάρχει) υπεισέρχεται σε μία πληθώρα οικονομικών μοντέλων. Επομένως, τόσο σε πρακτικό όσο και σε θεωρητικό επίπεδο έχει γίνει και συνεχίζει να γίνεται έρευνα με απώτερο σκοπό την εξαγωγή συμπερασμάτων πάνω στην εφαρμογή και την συμπεριφορά αυτών των μοντέλων.

Η γενική μορφή των μοντέλων αυτών GARCH (p, q) είναι η εξής:

$$x_t = h_t * u_t$$

$$h_t^2 = w + \sum_{s=1}^p \alpha_s * x_{t-s}^2 + \sum_{s=1}^q \beta_s * h_{t-s}^2$$

όπου u_t είναι IID (independent and identically distributed) μη τετριμμένη ανέλιξη μηδενικού μέσου, για την οποία συνήθως γίνεται επιπλέον υπόθεση ύπαρξης δεύτερης ροπής, ίση με τη μονάδα : $u_t \sim \text{IID} (0,1)$. Οι παράμετροι του μοντέλου αυτού προς εκτίμηση είναι : w , α_s , $s=1, \dots, p$ και β_s , $s=1, \dots, q$ και πρέπει να είναι μη αρνητικοί (εκτός από ένα τουλάχιστον α_s το οποίο πρέπει να είναι γνήσια θετικό) έτσι ώστε να εξασφαλίζεται θετική τιμή για την ανέλιξη της δεσμευμένης διακύμανσης h_t^2 . Λεκτικά η δεσμευμένη διακύμανση τη χρονική στιγμή t είναι μία γραμμική συνάρτηση κάποιων προηγούμενων τιμών της μέχρι βάθος q και προηγούμενων τετραγωνικών τιμών της υπό εξέταση χρονοσειράς μέχρι βάθος p . Για να είναι η ανέλιξη h_t^2 στάσιμη πρώτης τάξης, με άμεση συνέπεια την ύπαρξη της αδέσμευτης διακύμανσης της x_t , ικανή συνθήκη αποτελεί η εξής:

$$\sum_{s=1}^p \alpha_s + \sum_{s=1}^q \beta_s < 1$$

φυσικά με την υπόθεση ύπαρξης δεύτερης ροπής της u_t ($\text{Var} (u_t) < \infty$).

¹⁷ “ Ικανότητα πρόβλεψης χρήσει μοντέλων ARCH και GARCH- Κατά πόσο μπορούμε να είμαστε σίγουροι για τις προβλέψεις μας”, Μήτραινας Χαράλαμπος, Ιανουάριος 2003.

Στην παρούσα εργασία ειδικό βάρος θέτουμε κυρίως στα GARCH (1,1) μοντέλα καθώς επίσης και στα ARCH (1) μοντέλα. Στην ειδικότερη περίπτωση των GARCH (1,1) έχουμε την παρακάτω μορφή:

$$\chi_t = h_t * u_t$$

$$h_t^2 = w + \alpha * \chi_{t-1}^2 + \beta * h_{t-1}^2$$

όπου $w, \beta \geq 0$ και $\alpha > 0$.

Μία επιπλέον υπόθεση που απαιτείται είναι η ύπαρξη της ποσότητας $E [\ln (\beta + \alpha u_t^2)]$ όχι με την έννοια του πεπερασμένου αλλά τουλάχιστον μία μέση τιμή από το θετικό και αρνητικό τμήμα του $\ln (\beta + \alpha u_t^2)$ να είναι πεπερασμένο.

Σύμφωνα με τον Nelson (1990), αναλόγως τις τιμές των παραμέτρων α και β λαμβάνουμε μία διαφορετική συμπεριφορά του GARCH (1,1) όσον αφορά στα χαρακτηριστικά στασιμότητας και ύπαρξης ροπών για τις αδέσμευτες ανελίξεις $\{\chi_t\}$ και $\{h_t^2\}$.

Συνοπτικά, αν ισχύει $E [\ln (\beta + \alpha u_t^2)] > 0$ τότε η δεσμευμένη στο σ -Field F_s ανέλιξη $\{h_{s+t}^2\}_{t \geq 1}$ είναι μη στάσιμη και εκρήγνυται. Αν $E [\ln (\beta + \alpha u_t^2)] < 0$, τότε οι (αδέσμευτες) ανελίξεις $\{\chi_t\}$ και $\{h_t^2\}$ είναι αυστηρώς στάσιμες και εργοδικές. Αν επιπλέον $E [(\beta + \alpha u_t^2)]^{1/2} < 1$, τότε υπάρχει και η αδέσμευτη δεύτερη ροπή της αρχικής ανέλιξης.

Ωστόσο, στην τελευταία περίπτωση, σύμφωνα με το θεώρημα 4 (a) του Nelson (1990), δεν αρκεί μόνο η ύπαρξη της δεύτερης ροπής του innovation $\{u_t\}$, αλλά απαιτείται η ύπαρξη ροπής (κλασματικής) άνω των 2. Παράδειγμα ύπαρξης ροπής αλλά όχι κλασματικής, αποτελεί η t-student με τρεις βαθμούς ελευθερίας.

4. Ανάλυση έρευνας και αποτελεσμάτων

4.1 Περιγραφή δεδομένων

Τα οικονομικά μεγέθη που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα μελέτη είναι το US Libor (London Interbank Offered Rate) , το Euribor (Euro Interbank Offered Rate) και η συναλλαγματική ισοτιμία € / \$.

Το Libor είναι το επιτόκιο που ορίζεται από το μέσο όρο των επιτοκίων με το οποίο διεθνείς τράπεζες που δραστηριοποιούνται στην αγορά του Λονδίνου δανείζουν χρήματα η μία στην άλλη. Τα επίσημα επιτόκια Libor υπολογίζονται σε καθημερινή βάση και κοινοποιούνται στις 11:00 (ώρα Λονδίνου) από την ένωση των Αγγλικών Τραπεζών, έναν μη κερδοσκοπικό εμπορικό σύλλογο. Τα επιτόκια Libor έχουν διάφορες διάρκειες (maturities) (overnight, 1 και 2 εβδομάδων και 1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11 και 12 μηνών) και διάφορα νομίσματα (Euro, US dollar , British Pound Sterling , Japanese Yen, Swiss Franc , Canadian dollar, Australian dollar , Swedish Krona , Danish Krone και New Zealand dollar). Τα US dollar LIBOR rates μπορεί να θεωρηθούν σαν το διατραπεζικό κόστος δανειζόμενων κεφαλαίων εκπεφρασμένων σε US δολάρια. Τέλος τα επιτόκια αυτά είναι περισσότερο ένας δείκτης, ένα σημείο αναφοράς, παρά ένα εμπορεύσιμο επιτόκιο καθώς το πραγματικό επιτόκιο με το οποίο οι τράπεζες δανείζουν η μία την άλλη συνεχίζει να μεταβάλλεται κατά τη διάρκεια της ημέρας.

Στην παρούσα μελέτη η λήξη των US Libor επιτοκίων είναι οι 6 μήνες.

Το Euribor είναι επίσης ένα καθημερινό επιτόκιο αναφοράς που προκύπτει από το μέσο όρο των επιτοκίων με τα οποία οι τράπεζες που δραστηριοποιούνται στην ευρωπαϊκή αγορά προτίθενται να δανείσουν μη εξασφαλισμένα κεφάλαια σε άλλες τράπεζες.

Τα επιτόκια Euribor χρησιμοποιούνται σαν επιτόκια αναφοράς για τα εκπεφρασμένα σε ευρώ βραχυπρόθεσμα επιτόκια των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης (futures contracts) , για τις ανταλλαγές επιτοκίων (interest rate swaps) και για τις συμφωνίες forward rate. Χρησιμοποιείται με τον τρόπο που χρησιμοποιείται και το Libor για τους τίτλους που εκφράζονται σε Στερλίνες ή σε δολάρια Ηνωμένων Πολιτειών.

Ένα αντιπροσωπευτικό δείγμα τραπεζών παράγουν καθημερινές τιμές επιτοκίων, με ακρίβεια δύο δεκαδικών στοιχείων περίπου. Τα επιτόκια αυτά η κάθε μία τράπεζα του δείγματος προτίθεται να προσφέρει στην άλλη τράπεζα για διατραπεζικές καταθέσεις

στη ζώνη του ευρώ με λήξη η οποία κυμαίνεται από 1 εβδομάδα μέχρι ένα χρόνο. Κάθε τράπεζα που συμπεριλαμβάνεται στο δείγμα απαιτείται να εισάγει τα στοιχεία της όχι πιο αργά από τις 10:45 πμ που το σύστημα Target είναι σε λειτουργία (Trans-European Automated Real-Time Gross-Settlement Express Transfer System) είναι ανοικτό. Στις 11:00 πμ , το Reuters πραγματοποιεί διεκπεραιώνει τη διαδικασία του υπολογισμού των Euribor επιτοκίων και τα δημοσιεύει αυτόματα.

Τα δημοσιευμένα επιτόκια είναι ένας στρογγυλοποιημένος μέσος των υπολογισμένων επιτοκίων από τον οποίο έχει αφαιρεθεί ποσοστό 15% των υψηλότερων και των χαμηλότερων τιμών. Από την υπολειπόμενη αξία λαμβάνεται ο μέσος όρος και το αποτέλεσμα στρογγυλοποιείται με τρία δεκαδικά ψηφία.

Στην παρούσα μελέτη, ελήφθησαν τα επιτόκια Euribor με εξάμηνη λήξη.

4.2 Μεθοδολογία έρευνας και αποτελέσματα

Πολλές οικονομικές και χρηματοοικονομικές χρονοσειρές επιδεικνύουν “έντονη συμπεριφορά”, δηλαδή δεν κινούνται γύρω από ένα μέσο. Κύρια παραδείγματα είναι οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων (assets), των συναλλαγματικών ισοτιμιών (exchange rates) που μας αφορούν και εν προκειμένω, καθώς και τα επίπεδα μακροοικονομικών μεταβλητών, όπως είναι το πραγματικό ΑΕΠ (real GDP). Ένα σημαντικό οικονομετρικό θέμα είναι ο ορισμός της πιο κατάλληλης μορφής αυτής της “κίνησης” των στοιχείων. Για παράδειγμα στα μοντέλα ARMA τα στοιχεία πρέπει να έχουν μετατραπεί σε στάσιμα πριν πραγματοποιηθεί η ανάλυση. Εάν τα στοιχεία επιδεικνύουν έντονη κίνηση απαιτείται να απαλείψουμε αυτήν ακριβώς την κίνηση.

Προκειμένου να ελεγχθεί η συγκεκριμένη κίνηση, τα δεδομένα υποβλήθηκαν αρχικά σε unit root test. Το μοντέλο μας έχει την ακόλουθη μορφή :

$y_t = \phi y_{t-1} + u_t$ όπου εν προκειμένω σαν στοιχείο y ορίστηκε κάθε φορά το επιτόκιο (euribor ή $libor_{usa}$) ή η συναλλαγματική ισοτιμία (€ / \$) .

Η μηδενική υπόθεση καθορίζεται ως εξής:

$H_0 : \phi = 1$ υπάρχει μοναδιαία ρίζα (unit root) και η σειρά δεν είναι στάσιμη

$H_1 : |\phi| < 1$ δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα (unit root) και η σειρά είναι στάσιμη

Τα αποτελέσματά μας παρουσίασαν σε κάθε περίπτωση πιθανότητα $p > 5\%$ και επομένως εμφάνιζαν μοναδιαία ρίζα.

Προκειμένου να τραπεί η σειρά των στοιχείων σε στάσιμη, ελήφθησαν οι πρώτες λογαριθμικές διαφορές των οικονομικών στοιχείων και πραγματοποιήθηκε εκ νέου έλεγχος για μοναδιαία ρίζα. Οι πρώτες λογαριθμικές διαφορές των δεδομένων που

χρησιμοποιήσαμε έχουν οικονομική ερμηνεία καθώς πρόκειται για την απεικόνιση ουσιαστικά της απόδοσης (returns). Στις πρώτες διαφορές των στοιχείων πραγματοποιήθηκε εκ νέου unit root test. Οι πιθανότητα εδώ προέκυψε μικρότερη του 5%, επομένως απορρίφθηκε η μηδενική υπόθεση και οι σειρές μας είναι πλέον στάσιμες.

Εν συνεχεία, πρέπει να τονίσουμε πως πριν από το τελικό στάδιο της εκτίμησης, διαλέγουμε ένα μοντέλο ARIMA (p, d, q) –στη συγκεκριμένη έρευνα το d θα ισούται πάντα με τη μονάδα, όπως προκύπτει από τον ορισμό - προκειμένου για την κατάλληλη απεικόνιση του εξαρτημένου μέσου. Αυτή η απεικόνιση είναι απαραίτητη ώστε να απαλειφθεί κάθε γραμμική εξάρτηση των αρχικών δεδομένων. Η επιλογή της κατάλληλης σειράς του ARIMA (p, d, q) μοντέλου πραγματοποιείται στηριζόμενη στο σειριακό συσχετισμό που παρουσιάζουν τα κατάλοιπα μετά την επιλογή μίας διαδικασίας ARIMA στα δεδομένα.

Στην παράγραφο που ακολουθεί θα δοθεί ο ορισμός και θα αναλυθεί διεξοδικά το μοντέλο ARIMA για χρονολογικές σειρές και προβλέψεις σε αυτές.

Έστω το μοντέλο παλινδρόμησης:

$$Y = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_p X_p + e \quad (1)$$

Όπου Y είναι η μεταβλητή πρόβλεψης, X_1 έως X_p οι μεταβλητές της εξίσωσης, b_1 έως b_p οι γραμμικοί συντελεστές και e το σφάλμα. Στο μοντέλο που εξετάζουμε, οι μεταβλητές X_1 έως X_p αντιστοιχούν σε τιμές επιτοκίων και συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Υποθέτοντας ότι οι μεταβλητές αυτές του X ορίζονται ως εξής ,

$$X_1 = Y_{t-1}, X_2 = Y_{t-2}, \dots, X_p = Y_{t-p}$$

η προηγούμενη εξίσωση μετασχηματίζεται σε :

$$Y = b_0 + b_1 Y_{t-1} + b_2 Y_{t-2} + \dots + b_p Y_{t-p} + e_t \quad (2)$$

που και αυτή είναι μία εξίσωση παλινδρόμησης με τη διαφορά ότι ενώ στην πρώτη εξίσωση οι συντελεστές X_i στο δεξί μέλος είναι ανεξάρτητοι από την πρόβλεψη Y_t , στη δεύτερη εξαρτώνται από αυτή. Αυτές οι μεταβλητές της εξίσωσης (2) εξαρτώνται από το εκάστοτε βήμα t και επομένως χρησιμοποιείται ο όρος αυτοπαλινδρόμηση (AR) για να περιγραφούν εξισώσεις της μορφής (2).

Μία ερώτηση που προκύπτει από την εξέταση της εξίσωσης (2) είναι γιατί η αυτοπαλινδρόμηση θα πρέπει να εξετάζεται διαφορετικά από τα συνηθισμένα μοντέλα παλινδρόμησης. Η απάντηση έχει δύο σκέλη :

Πρώτον, στην αυτοπαλινδρόμηση η βασική υπόθεση της ανεξαρτησίας του σφάλματος μπορεί να παραβιαστεί αφού οι συντελεστές X_i στο δεξί μέλος της

εξίσωσης (2) εξαρτώνται από τη μεταβλητή της πρόβλεψης Y_t και δεύτερον ο προσδιορισμός των μεταβλητών Y_t δεν είναι τόσο απλός.

Υπάρχει επίσης ένα μοντέλο χρονοσειράς το οποίο χρησιμοποιεί τις τιμές των προηγούμενων σφαλμάτων e_t ως μεταβλητές της εξίσωσης. Αυτό έχει τη μορφή:

$$Y_t = b_0 + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2} + \dots + b_p e_{t-q} + e_t \quad (3)$$

Σε αυτήν την περίπτωση υπάρχει μία εξάρτηση μεταξύ των διαδοχικών όρων σφάλματος και η εξίσωση καλείται εξίσωση κινητού μέσου (MA).

Το μοντέλο που περιγράφει η εξίσωση (3) καλείται μοντέλο κινητού μέσου, επειδή καθορίζεται από την κινητή μέση τιμή των όρων σφάλματος της χρονοσειράς e_t .

Τα αυτοανάδρομα μοντέλα (AR) μπορούν να συνδεθούν με μοντέλα κινητού μέσου (MA) και να δημιουργήσουν ένα μικτό υπόδειγμα – μοντέλο (ARMA), το οποίο είναι συνδυασμός μίας αυτοπαλίνδρομης (autoregressive) συνιστώσας και μίας άλλης κινητού μέσου (moving average). Αυτό το νέο είδος μοντέλου μπορεί να χρησιμοποιηθεί μόνο όταν τα δεδομένα είναι στάσιμα. Επίσης, μπορεί να επεκταθεί και για μη στάσιμη χρονοσειρά, υπό την προϋπόθεση ότι αφού μετασχηματιστεί παίρνοντας τις πρώτες ή και τις δεύτερες διαφορές, θα καταστεί στάσιμη. Αυτό καλείται αυτοανάδρομο ενσωματωμένο κινητού μέσου μοντέλο (autoregressive integrated moving average ARIMA), με δημοφιλέστερο το μοντέλο Box and Jenkins.

Υπάρχουν πολλά είδη υποδειγμάτων ARIMA. Το γενικό μη-εποχικό υπόδειγμα είναι γνωστό σαν ARIMA (p, d, q) όπου :

AR : p= η τάξη της αυτοπαλίνδρομης συνιστώσας

I : d=ο βαθμός των διαφορών

MA : q= η τάξη της συνιστώσας του κινητού μέσου

Συμπερασματικά, τα ARIMA μοντέλα είναι περισσότερο σύνθετα γιατί συνδυάζουν τις ιδιότητες τριών διαφορετικών υπο-μοντέλων (υπο-συστημάτων) : αυτοπαλινδρόμησης (autoregression), ολοκλήρωσης (integration) και εξομάλυνσης με μετακινούμενο μέσο (moving average)

Ένα υπόδειγμα λευκού θορύβου συμβολίζεται ως ARIMA (0,0,0) επειδή δεν υπάρχει συνιστώσα AR (αφού το Y_t δεν εξαρτάται από το Y_{t-1}), δεν παίρνουμε τις διαφορές και δεν υπάρχει συνιστώσα MA (αφού το Y_t δεν εξαρτάται από το e_{t-1}). Ομοίως ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου συμβολίζεται ως ARIMA (0,1,0) επειδή δεν υπάρχει συνιστώσα AR και MA και εμφανίζει μία πρώτη διαφορά.

Πρέπει να σημειωθεί ότι εάν κάποιο από τα p, d, q είναι ίσο με το μηδέν, το υπόδειγμα μπορεί να γραφτεί με τη μορφή συντομογραφίας, παραλείποντας τα στοιχεία που είναι μηδέν. Για παράδειγμα το μοντέλο (2,0,0) μπορεί να γραφτεί AR(2)

επειδή δεν υπάρχουν διαφορές και συνιστώσα κινητού μέσου (MA). Παρομοίως ένα ARIMA (1,0,1) μπορεί να γραφτεί ARMA (1,1) και ένα ARIMA (0,1,1) μπορεί να γραφτεί IMA (1,1).

Για την παρούσα μελέτη, προκειμένου να εντοπιστεί η αιτιώδης σχέση μεταξύ των επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας, θα χρησιμοποιηθούν μόνο τα επιτόκια Euribor και US Libor εξάμηνης διάρκειας και η συναλλαγματική ισοτιμία από την αρχική συλλογή των δεδομένων. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν για τα συγκεκριμένα δεδομένα με το ARIMA μοντέλο παρουσιάζονται στους επόμενους πίνακες.

Euribor 6M

1,0	0.084815	-4.957174	-4.961517
0,1	0.062600	-4.933487	-4.937829
1,1	0.140154	-5.016640	-5.023154
1,2	0.101007	-4.972118	-4.978633
2,1	0.105385	-4.976907	-4.983424
2,2	0.108207	-4.980067	-4.986583
	Biggest R2	Smallest Schwarz	Smallest Akaice

US Libor 6M

1,0	0.030572	-3.714037	-3.718380
0,1	0.026694	-3.710410	-3.714752
1,1	0.048406	-3.729698	-3.736212
1,2	0.033266	-3.713913	-3.720427
2,1	0.034081	-3.714386	-3.720903
2,2	0.032820	-3.713082	-3.719599
	Biggest R2	Smallest Schwarz	Smallest Akaice

FX € / \$

1,0	0.000719	-7.265255	-7.269598
0,1	0.000749	-7.265457	-7.269798
1,1	0.000933	-7.262563	-7.269077
1,2	0.001102	-7.262732	-7.269247
2,1	0.001141	-7.262417	-7.268933
2,2	0.004399	-7.265684	-7.272200
	Biggest R2	Smallest Schwarz	Smallest Akaice

Από τους παραπάνω πίνακες συνάγεται ότι το καταλληλότερο μοντέλο ARIMA για το επιτόκιο Euribor 6M είναι το ARIMA (1,1,1) , για το επιτόκιο US Libor 6M είναι το ARIMA (1,1,1) ενώ για τη συναλλαγματική ισοτιμία € / \$ είναι το ARIMA (2,1,2).

Περαιτέρω στη μελέτη, η εφαρμογή των μοντέλων ARCH και GARCH, όπως έχει ήδη αναφερθεί, είναι διαδεδομένη σε περιπτώσεις όπου εντοπίζεται έντονη διακύμανση (volatility) των αποτελεσμάτων. Κάθε μία από τις σειρές δεδομένων που χρησιμοποιήθηκε στην παρατήρησή μας εμφανίζει σημάδια ARCH καθώς το εύρος των αποτελεσμάτων ποικίλει κατά τη διάρκεια του χρόνου. Στον κάτωθι πίνακα παρουσιάζουμε τα στοιχεία που προέκυψαν λαμβάνοντας τις πρώτες λογαριθμικές διαφορές και που αποδεικνύουν τα ARCH αποτελέσματα στα στοιχεία μας

	<u>Euribor 6M</u>	<u>US Libor 6M</u>	<u>FX € / \$</u>
Mean	-0,000640	-0,001396	6,47 (???)
Standard deviation	0,021151	0,038261	0,006384
Skewness	-0,820355	-1,707466	0,239755
Kurtosis	25,09629	39,00957	6,154572

Από την τυπική απόκλιση των παραπάνω στοιχείων παρατηρούμε πως το επιτόκιο Euribor 6M έχει τη μεγαλύτερη διακύμανση σε αντίθεση με τη συναλλαγματική ισοτιμία που παρουσιάζει τη μικρότερη. Επίσης, όλα τα στοιχεία παρουσιάζουν έντονες ουρές (fat tails) αφού η κύρτωση ξεπερνάει την τιμή 3, που είναι και η κανονική τιμή, ενώ τέλος έχουν και αρνητική ασυμμετρία, το οποίο σημαίνει ότι η αριστερή ουρά είναι πιο έντονη.

Επιπροσθέτως, τα δεδομένα μας παρουσιάζουν αποτελέσματα ARCH εάν παρατηρηθούν ξεχωριστά τα στοιχεία αυτοσυσχέτισης, όπως αυτά προκύπτουν από τις πρώτες λογαριθμικές διαφορές των δεδομένων. Ενδεικτικά, παραθέτουμε τα αποτελέσματα από το correlogram για το επιτόκιο Euribor 6M

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.175	0.175	83.305	0.000
2	0.092	0.064	106.57	0.000
3	0.058	0.032	115.62	0.000
4	0.113	0.096	150.16	0.000
5	0.063	0.025	161.02	0.000
6	0.148	0.124	220.51	0.000
7	0.059	0.006	230.06	0.000
8	0.034	-0.005	233.14	0.000
9	0.043	0.022	238.12	0.000
10	0.120	0.087	277.55	0.000
11	0.105	0.061	307.79	0.000
12	0.057	-0.000	316.59	0.000
13	0.038	0.004	320.47	0.000
14	0.011	-0.024	320.77	0.000
15	0.060	0.038	330.65	0.000
16	0.033	-0.014	333.70	0.000
17	0.029	-0.007	336.04	0.000
18	-0.005	-0.022	336.10	0.000
19	0.001	-0.014	336.11	0.000
20	-0.011	-0.022	336.43	0.000
21	0.046	0.026	342.14	0.000
22	0.017	-0.003	342.95	0.000
23	0.003	-0.009	342.97	0.000
24	0.002	0.006	342.98	0.000
25	0.049	0.042	349.52	0.000
26	0.041	0.026	354.05	0.000
27	0.038	0.015	358.04	0.000
28	0.018	0.003	358.89	0.000
29	0.043	-0.039	363.97	0.000
30	0.006	-0.011	364.06	0.000
31	0.010	-0.011	364.36	0.000
32	0.040	0.025	368.78	0.000
33	0.030	0.009	371.18	0.000
34	-0.001	-0.015	371.19	0.000
35	0.045	0.033	376.84	0.000

Οι τιμές στην πρώτη στήλη που δίνουν τις αυτοσυσχετίσεις δεν είναι πολύ μεγάλες αλλά είναι έχουν σημαντικότητα. Επίσης, στην πλειοψηφία τους έχουν θετική τιμή, στοιχείο το οποίο δεν είναι εμφανές στις περισσότερες χρονοσειρές ενώ ακόμη συνιστά σημάδι μοντέλου GARCH (1,1). Επίσης, από την τελευταία στήλη του πίνακα

όπου οι τιμές των πιθανοτήτων είναι όλες μηδέν, απορρίπτουμε την υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση, δηλαδή απορρίπτουμε τη no-ARCH υπόθεση.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.027	0.027	1.9562	0.162
2	-0.020	-0.020	3.0132	0.222
3	0.004	0.005	3.0493	0.384
4	0.041	0.041	7.7069	0.103
5	-0.007	-0.009	7.8297	0.166
6	-0.041	-0.040	12.523	0.051
7	0.030	0.032	14.979	0.036
8	0.044	0.039	20.295	0.009
9	-0.035	-0.035	23.549	0.005
10	-0.027	-0.020	25.490	0.004
11	0.006	0.003	25.597	0.007
12	0.035	0.029	28.875	0.004
13	-0.022	-0.018	30.241	0.004
14	0.018	0.024	31.104	0.005
15	0.025	0.017	32.753	0.005
16	-0.000	-0.005	32.753	0.008
17	0.014	0.022	33.324	0.010
18	0.015	0.016	33.960	0.013
19	0.010	0.003	34.239	0.017
20	-0.003	-0.003	34.272	0.024
21	-0.007	-0.004	34.422	0.033
22	-0.018	-0.022	35.330	0.036
23	0.011	0.011	35.643	0.045
24	-0.005	-0.004	35.705	0.059
25	0.012	0.013	36.076	0.070
26	0.004	-0.001	36.111	0.090
27	-0.014	-0.014	36.632	0.102
28	0.002	0.004	36.646	0.127
29	-0.003	-0.004	36.672	0.155
30	0.023	0.023	38.170	0.145
31	-0.012	-0.014	38.575	0.164
32	0.022	0.022	39.902	0.159
33	-0.001	-0.005	39.903	0.190
34	-0.011	-0.010	40.263	0.213
35	0.012	0.013	40.638	0.236
36	-0.028	-0.029	42.815	0.202

Αντίστοιχα εάν παρατηρήσουμε τα αποτελέσματα που προκύπτουν από το correlogram για τη συναλλαγματική ισοτιμία, οι τιμές των αυτοσυσχετίσεων είναι

μικρές επίσης αλλά σημαντικές ενώ η πιθανότητα, αναμενόμενα, έχει τιμές μεγαλύτερες του μηδενός, οπότε εδώ υφίσταται μοντέλο GARCH (2,2), όπως άλλωστε έχουμε προαναφέρει.

Τα βασικά αποτελέσματα του μοντέλου GARCH παραθέτονται στους πίνακες ως κάτωθι:

US Libor 6M

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.502206	0.017820	28.18198	0.0000
MA(1)	-0.264343	0.019158	-13.79773	0.0000
Variance Equation				
C	0.000678	4.01E-06	169.1438	0.0000
RESID(-1)^2	0.862003	0.022572	38.18828	0.0000

Euribor 6M

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	0.923839	0.016184	57.08408	0.0000
MA(1)	-0.710651	0.030944	-22.96591	0.0000
Variance Equation				
C	2.03E-05	9.95E-07	20.42692	0.0000
RESID(-1)^2	0.159948	0.008881	18.00980	0.0000
GARCH(-1)	0.813758	0.008512	95.60102	0.0000

FX € / \$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(2)	-0.820371	0.078583	-10.43950	0.0000
MA(2)	0.784081	0.085222	9.200472	0.0000
Variance Equation				
C	3.90E-05	9.98E-07	39.10691	0.0000
RESID(-1)^2	0.038652	0.013235	2.920563	0.0035

Από τον αλγόριθμο προκύπτει η μεγιστοποίηση της συνάρτησης πιθανότητας υπολογίζονται τα τυπικά λάθη. Αξίζει να σημειωθεί ότι οι τρεις συντελεστές (coefficients) , όπως φαίνεται από τους πίνακες, είναι στατιστικά σημαντικοί. Οι τυπικές αποκλίσεις , το z-statistic και οι p-values συμπληρώνουν τον πίνακα.

Εν συνεχεία, ελήφθησαν οι διακυμάνσεις των στοιχείων προς εξέταση προκειμένου εν τέλει να εξεταστεί εάν υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ τους. Η μηδενική υπόθεση που εξετάζεται είναι η μη ύπαρξη αιτιώδους σχέσης μεταξύ της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της διακύμανσης του επιτοκίου. Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήξαμε συνοψίζονται στα εξής:

1. Μεταξύ της διακύμανσης του επιτοκίου US Libor 6M και της συναλλαγματικής ισοτιμίας € / \$ η πιθανότητα προκύπτει μικρότερη του 5%, επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και δεχόμαστε ότι υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VOLATILITY_USA_EURO does not Granger Cause VOLATILITY_USA_6M	2718	3.01735	0.04909
VOLATILITY_USA_6M does not Granger Cause VOLATILITY_USA_EURO		3.06867	0.04664

2. Μεταξύ της διακύμανσης του επιτοκίου Euribor 6M και της συναλλαγματικής ισοτιμίας € / \$ η πιθανότητα προκύπτει μεγαλύτερη του 5%, επομένως γίνεται αποδεκτή η μηδενική υπόθεση και δεχόμαστε ότι δεν υπάρχει αμφίδρομη-αιτιώδης σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VOLATILITY_USA_EURO does not Granger Cause VOLATILITY_EURO_6M	2718	1.11106	0.32936
VOLATILITY_EURO_6M does not Granger Cause VOLATILITY_USA_EURO		0.72591	0.48398

5. Συμπεράσματα

Εκτεταμένη έρευνα γίνεται συνήθως προκειμένου να εξεταστεί μακροπρόθεσμα η σχέση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των επιτοκίων με αποτέλεσμα να παραβλέπεται εντέλει η αλληλεπίδραση βραχυπρόθεσμα μεταξύ τους. Θεωρητικά, είναι αλήθεια ότι οι σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών πρέπει να αντιπροσωπεύουν μακροπρόθεσμη ιδέα. Παρόλα αυτά στην αγορά συναλλάγματος, εάν παρατηρήσει κανείς, διαπιστώνει αλλαγές στη συναλλαγματική ισοτιμία μετά από αλλαγές στα επιτόκια. Οι βραχυπρόθεσμες σχέσεις άλλωστε μεταξύ των δύο μεταβλητών είναι σημαντικές για τους managers των επιχειρήσεων που δραστηριοποιούνται σε διεθνή βάση, καθώς οι βραχυπρόθεσμες αλλαγές μεταξύ των δύο μεταβλητών επηρεάζουν τη διαχείριση του κυκλοφορούντος ενεργητικού καθώς και των υποχρεώσεων.

Σε όρους διακύμανσης επίσης, όπως έχει αποδειχτεί και από προηγούμενες έρευνες, υπάρχει μία αλληλεπίδραση επίσης μεταξύ των δύο μεταβλητών. Καλείται volatility spillover και ουσιαστικά μιλάμε για τη διαδικασία εκείνη κατά την οποία η διακύμανση στη μία αγορά (της συναλλαγματικής ισοτιμίας) επηρεάζει τη διακύμανση στην άλλη αγορά (των επιτοκίων). Επομένως, και η παραπάνω διαδικασία έχει τεθεί πολλές φορές υπό εξέταση προκειμένου να εντοπιστεί η μεταφορά των πληροφοριών μεταξύ των δύο αγορών. Σε προηγούμενες μελέτες, η διαδικασία volatility spillover έχει εξεταστεί μεταξύ των δύο αγορών σε διαφορετικές χώρες (δες Eun & Shim, 1989 / Hamao, Masulis & Ng, 1990 / Karolyi, 1995/ Koutmos & Booth, 1995 / Lin, Engle & Ito, 1994) και μεταξύ διαφορετικών περιουσιακών στοιχείων (δες Chan, Chan & Karolyi, 1991 / Koutmos & Tucker, 1996 / Tse & Booth, 1996). Η εξέταση της διαδικασίας volatility spillover είναι αυτή που εντέλει μεγιστοποιεί την κατανόηση της μεταφοράς πληροφοριών μεταξύ των επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Τα αποτελέσματα από την έρευνά μας αναφορικά στη σχέση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/ \$ και του US Libor 6M επιτοκίου αποδεικνύουν ότι υπάρχει βραχυπρόθεσμα δυναμική σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών. Οι πληροφορίες διαχέονται από τη μία αγορά στην άλλη και επομένως μία αλλαγή στα επιτόκια σηματοδοτεί σημαντική αλλαγή στη συναλλαγματική ισοτιμία και αντίστροφα. Τα παραπάνω συμπεράσματα συνάγονται από το Granger cause test το οποίο δείχνει ότι υπάρχει μία αμφίδρομη σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών.

Τα αποτελέσματα από την έρευνά μας αναφορικά στη σχέση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας €/\$ και του επιτοκίου Euribor 6M αποδεικνύουν ότι δεν υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ των δύο. Από την αλλαγή της μίας μεταβλητής, σε βραχυπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα, δεν επηρεάζεται η άλλη. Στην περίπτωση της Ευρωπαϊκής Ένωσης αυτό θα λέγαμε ότι συμβαίνει για πολλαπλούς λόγους. Αρχικά, ως κύριος στόχος της νομισματικής πολιτικής παραμένει η σταθερότητα του γενικού επιπέδου των τιμών. Ο στόχος αυτός αποβλέπει πρωταρχικά στην ικανοποίηση του κριτηρίου σύγκλισης για τον πληθωρισμό και δευτερευόντως του κριτηρίου σχετικά με τη σταθερότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Προκειμένου για τη συγκράτηση του πληθωρισμού, πρωταρχικό βάρος δίνεται αναμενόμενα στην πολιτική των επιτοκίων. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα να μην ανταποκρίνεται σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα η μία αγορά στις αλλαγές της άλλης. Θα μπορούσε να υποστηριχθεί ότι υπάρχει μία “καθυστέρηση” στη μετάδοση του μηνύματος της αλλαγής των επιτοκίων στην αγορά συναλλάγματος. Σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα, τα αποτελέσματα αναμένεται να είναι διαφορετικά. Ένας άλλος λόγος για τον οποίο το διατραπεζικό επιτόκιο Euribor φαίνεται να μην επηρεάζει άμεσα τη συναλλαγματική ισοτιμία είναι ο αριθμός των χωρών που συγκεντρώνονται κάτω από το πλέγμα της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Συνυπάρχουν πολλά διαφορετικά κράτη τα οποία, ήδη πριν την είσοδο, προσέδωσαν πειθαρχία και αξιοπιστία στη νομισματική πολιτική. Η νομισματική και η συναλλαγματική πολιτική δεν σχεδιάζονται πλέον με βάση τις εθνικές ιδιαιτερότητες αλλά τις πανευρωπαϊκές ανάγκες. Καταλύτης αυτών των οφελών είναι η αξιόπιστη δέσμευση της Ευρωπαϊκής Κεντρικής Τράπεζας (ΕΚΤ) στη διατήρηση σταθερότητας τιμών στην Ευρωζώνη. Επομένως, λόγω αυτών των πολυάριθμων πολιτικών που γίνεται προσπάθεια να εναρμονιστούν μεταξύ τους, υπάρχει έντονη διακύμανση στην αγορά των επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας αλλά δεν αποδεικνύεται αιτιώδης σχέση μεταξύ τους σε βραχυχρόνιο ορίζοντα.

Βιβλιογραφία

1. “On the relationship between exchange rates and interest rates: evidence from the Southern Cone”, (Απρίλιος 2004)
2. “Investigating the relationship between exchange rate volatility and macroeconomic volatility in Singapore” (June 2003) , MAS Staff Paper No 25
3. “Exchange rate volatility and the fear of floating in Brazil” , (Μάιος-Αύγουστος 2006) , Márcio Holland
4. “Exchange rate and Interest rate volatility in a target zone: The Portuguese Case” , Antonio Portugal Duarte, Joao Sousa Andrade, Adelaide Duarte
5. “The lack of volatility trade-offs in exchange rate zones with sticky prices”, Elias D.Belessakos , (2002) , Christos I. Giannikos, International Journal of Business and Economics, Vol. 1 ,No 1,69-78
6. “The empirical relationship between exchange rates and interest rates in Post-Crisis Asia” , (Μάρτιος 2004), Hwee Kwan Chow , Yoonbai Kim
7. “GARCH 101: The use of ARCH/ GARCH Models in Applied econometrics, Robert Engle, Journal of economic Perspectives – Volume 15, Number 4 – Fall 2001- Pages 157-168
8. Διπλωματική εργασία με θέμα “ Μελέτη Ναυλαγοράς Δεξαμενόπλοιων και Εφαρμογή Μεθοδολογιών Μονοπαραμετρικής Πρόβλεψης”, (2003), Θεοχάρης Παυλίδης
9. Διπλωματική εργασία με θέμα “Ικανότητα πρόβλεψης χρήσει μοντέλων ARCH και GARCH - Κατά πόσο μπορούμε να είμαστε σίγουροι για τις προβλέψεις μας” , (Ιανουάριος 2003), Μήτραινας Χαράλαμπος
10. “Price and volatility spillovers between interest rate and exchange value of the US dollar”, (2001), Raymond W. So, Global finance journal