

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΔΙΑΤΡΙΒΗ ΜΕ ΘΕΜΑ:

**«Η ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΗΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ ΤΗΣ  
ΠΡΟΘΕΣΜΙΑΚΗΣ ΤΙΜΗΣ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ  
ΑΓΟΡΑ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΟΣ»**

ΔΗΜΗΤΡΙΟΣ ΓΙΑΝΝΟΥΛΗΣ

*Επιβλέπων Καθηγητής  
Δημήτριος Μαλλιάρουλος*



00140267

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ.ΕΙΣ	40267
COMP	21292:2106
ΤΑΞΙΝ	332.45 Γ1
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ & ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ  
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ & ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ  
ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ

ΙΟΥΝΙΟΣ 2000

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΔΙΑΤΡΙΒΗ ΜΕ ΘΕΜΑ:

«Η ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΗΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ ΤΗΣ  
ΠΡΟΘΕΣΜΙΑΚΗΣ ΤΙΜΗΣ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ  
ΑΓΟΡΑ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΟΣ»

ΔΗΜΗΤΡΙΟΣ ΓΙΑΝΝΟΥΛΗΣ

Επιβλέπων Καθηγητής  
Δημήτριος Μαλλιάρουλος



00140267

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ.ΕΙΣ.	40267
ΟΟΜΡ.	21292422605
ΤΑΞΙΝ.	332.45 Γ1
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ & ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ  
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ & ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ  
ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ

ΙΟΥΝΙΟΣ 2000

**ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΔΙΑΤΡΙΒΗ ΜΕ ΘΕΜΑ:****«Η ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΗΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ ΤΗΣ ΠΡΟΘΕΣΜΙΑΚΗΣ  
ΤΙΜΗΣ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΑΓΟΡΑ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΟΣ»****Abstract**

Η παρούσα διατριβή εξετάζει την υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος. Εξετάζεται η συνδυαστική υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών και της ουδετερότητας του κινδύνου σε όρους της ανάλυσης Fama για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της Δραχμής απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο, το Ιαπωνικό Γιέν, την Αγγλική Λίρα και το Ευρωπαϊκό Ecu. Επιπρόσθετα, εξετάζεται η υπόθεση της εξομάλυνσης των μεταβολών των επιτοκίων και της τάσης αποφυγής ραγδαίων μεταβολών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες από τις νομισματικές αρχές, ως μία ενδεχόμενη ερμηνεία της μεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος.

## 1. Εισαγωγή

Ένα από τα θέματα που έχουν διερευνηθεί περισσότερο στον ευρύτερο χώρο των οικονομικών, είναι το θέμα της αποτελεσματικότητας της προθεσμιακής αγοράς συναλλάγματος. Πολλές φορές η αποτελεσματικότητα της αγοράς συναλλάγματος μεταφράζεται ως η ικανότητα της προθεσμιακής τιμής να προβλέπει «σωστά» τη μελλοντική τρέχουσα τιμή. Τα αποτελέσματα από τη συντριπτική πλειοψηφία των ερευνών αποδέχονται μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ της προθεσμιακής και της μελλοντικής τρέχουσας τιμής αλλά απορρίπτουν μαζικά την ισχύ της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής βραχυχρόνια. Στο πλαίσιο των ερευνών αυτών έχουν παρουσιαστεί διάφορες προσπάθειες ερμηνείας της απόρριψης της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής, ορισμένες εκ των οποίων θα εξεταστούν αναλυτικότερα στη συνέχεια της παρούσης εργασίας.

Η σπουδαιότητα και κρισιμότητα της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής, εκτός από την περίπτωση (πιθανότητα) απόρριψης της ορθολογικότητας των προσδοκιών των συμμετεχόντων η οποία από τη θεωρητική οικονομική οπτική εμφανίζεται ως μη ελκυστική, έγκειται στο γεγονός ότι έχει σημαντικές επιπτώσεις στη σχέση Uncovered Interest Parity (UIP), η οποία συνδέει τη διαφορά των επιτοκίων με την αναμενόμενη μεταβολή της τιμής συναλλάγματος. Η υπόθεση της προβλεπτικής ικανότητας της προθεσμιακής τιμής έχει κυρίως ελεγχθεί μέσω ενός συνδυαστικού ελέγχου υποθέσεων σχετικά με την ορθολογικότητα των προσδοκιών των συμμετεχόντων στην αγορά συναλλάγματος καθώς και της συμπεριφοράς αυτών απέναντι στον κίνδυνο. Η εμπειρική όμως έρευνα της ισχύς των υποθέσεων αυτών είναι αρκετά δύσκολη, δεδομένου ότι τόσο οι προσδοκίες των συμμετεχόντων όσο και το ασφαλιστό κινδύνου δεν είναι παρατηρήσιμα. Επίσης, παρουσιάζονται ενστάσεις ως προς τη συμβατότητα των δύο διατυπώσεων (αποτελεσματικότητας της αγοράς συναλλάγματος και προβλεπτικής ικανότητας της προθεσμιακής τιμής) καθώς απόρριψη της προβλεπτικής ικανότητας της προθεσμιακής τιμής είναι δυνατόν να οφείλεται στις προτιμήσεις των επενδυτών απέναντι στον κίνδυνο, γεγονός που δεν συνεπάγεται κατ' ανάγκη και απόρριψη της αποτελεσματικότητας της αγοράς συναλλάγματος.

Η πλειοψηφία των ερευνών στο θέμα της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος έχει επικεντρωθεί σε ελέγχους σχετικά με την ύπαρξη ή όχι ορθολογικών προσδοκιών και στην αντίστοιχη ύπαρξη ή όχι ενός ασφαλιστικού κινδύνου ως αιτίες της ύπαρξης αποκλίσεων μεταξύ της προθεσμιακής τιμής την περίοδο  $t-1$  και της τρέχουσας τιμής την περίοδο  $t$ . Η πιο πρόσφατη συγκεντρωτική αναφορά-έρευνα στο θέμα της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής είναι του Charles Engel (1997).

Στην έρευνα αυτή ο Engel επικεντρώνει την αναφορά του σε έρευνες οι οποίες θεωρούν δεδομένη την ορθολογικότητα των προσδοκιών και επιχειρούν να αποδώσουν τη μεροληψία της προθεσμιακής τιμής στην ύπαρξη ενός συναλλαγματικού ασφαλιστικού κινδύνου. Παράλληλα όμως αναφέρεται και στις εναλλακτικές μεθόδους ερμηνείας όπως είναι η περίπτωση της μη ορθολογικότητας των προσδοκιών. Σχετικά με την πρώτη περίπτωση της προσπάθειας μοντελοποίησης του ασφαλιστικού κινδύνου, ο Engel καταλήγει ότι:



«...τα αποτελέσματα των εμπειρικών ερευνών απορρίπτουν την υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος και ότι μοντέλα με βάση το ασφάλιστρο κινδύνου δεν έχουν επιτύχει στο να εξηγήσουν την απόρριψη αυτή».

Αναφορικά με τη δεύτερη περίπτωση της μη ορθολογικότητας των προσδοκιών, ο Engel αναφέρεται επιγραμματικά στις έρευνες οι οποίες «κατασκευάζουν» ένα ανεξάρτητο δείγμα μέτρησης προσδοκιών μέσω ερευνών μεταξύ επαγγελματιών διαπραγματευτών συναλλάγματος ("foreign exchange traders").

Η ύπαρξη ενός ασφάλιστρου κινδύνου στην αγορά συναλλάγματος στηρίζεται στη βάση της αποστροφής του κινδύνου των συμμετεχόντων-επενδυτών στη συγκεκριμένη αγορά. Έτσι ενδέχεται να υπάρχει διαφορά μεταξύ των εγχώριων και ξένων αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων, καθώς οι επενδυτές απαιτούν ένα ασφάλιστρο κινδύνου προκειμένου να αποζημιωθούν για τον κίνδυνο που είναι διατεθειμένοι να αναλάβουν. Μεταξύ των ερευνών που επικείμερησαν να μοντελοποιήσουν το ασφάλιστρο κινδύνου, πρωτοποριακή υπήρξε η ανάλυση του Fama [1984], ενώ έρευνες έχουν πραγματοποιηθεί μεταξύ άλλων από τους Domowitz και Hakikio [1985], Frankel and Froot [1987] και Ν. Πιπτή [1992]. Ο Fama στην ανάλυσή του εξετάζει και απορρίπτει την υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής για τις ισοτιμίες ενέντα νομισμάτων απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο, για την περίοδο μεταξύ 8/1973 και 12/1982. Ο συγγραφέας καταλήγει ότι με δεδομένη την ύπαρξη ορθολογικών προσδοκιών, η ερμηνεία των εμπειρικών αποτελεσμάτων απαιτεί το ασφάλιστρο κινδύνου να έχει υψηλή διακύμανση και να είναι συσχετισμένο αρνητικά με τον αναμενόμενο ρυθμό υποτιμήσης<sup>1</sup>.

Ο Ν. Πιπτής ερευνά την υπόθεση της αμεροληψίας για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες του Αμερικανικού Δολαρίου απέναντι στο Γαλλικό Φράγκο, το Γερμανικό Μάρκο, το Ελβετικό Φράγκο και την Αγγλική Λίρα για την περίοδο μεταξύ 1/1981 και 10/1990. Ο συγγραφέας ερευνά την υπόθεση το ασφάλιστρο κινδύνου να εξηγεί εξ' ολοκλήρου την μεροληψία της προθεσμιακής τιμής παρουσιάζοντας τη διαφορά της προθεσμιακής τιμής την περίοδο  $t-1$  από την τρέχουσα τιμή τη περίοδο  $t$  ως μία συνάρτηση της αναμενόμενης διαφοράς των πραγματικών επιτοκίων. Η αρχική υπόθεση που εξετάζεται είναι εάν ο συντελεστής της αναμενόμενης διαφοράς των πραγματικών επιτοκίων είναι ίσος με τη μονάδα. Στην περίπτωση αυτή, το ασφάλιστρο κινδύνου αποτελεί τη μοναδική αιτία για τη μεροληψία της προθεσμιακής τιμής. Ο συγγραφέας απορρίπτει την αρχική υπόθεση, όπως επίσης απορρίπτει και την υπόθεση ότι το ασφάλιστρο κινδύνου δεν ευθύνεται καθόλου για τη μεροληψία της προθεσμιακής τιμής, με αποτέλεσμα η παρατηρούμενη μεροληψία να οφείλεται μόνο μερικώς στο ασφάλιστρο κινδύνου. Συνεπώς, όπως συμπεραίνει ο συγγραφέας, ως ενδεχόμενη εναλλακτική αιτία της μεροληψίας απομένει η μη ορθολογικότητα των προσδοκιών.

Επίσης, η έρευνα των Frankel and Froot (1987) οι οποίοι χρησιμοποιούν στοιχεία βασισμένα σε έρευνες σχετικά με τις προσδοκίες των επενδυτών, δεν μπορεί να απορρίψει την υπόθεση ότι η μεροληψία της προθεσμιακής τιμής δεν οφείλεται στην ύπαρξη του ασφάλιστρου κινδύνου. Αντίθετα, οι συγγραφείς δεν μπορούν να απορρίψουν την υπόθεση ότι η μεροληψία οφείλεται μόνο στη μη ορθολογικότητα των προσδοκιών. Ακόμα, οι Domowitz και Hakikio (1985) επικείμερησαν να μοντελοποιήσουν εμπειρικά το

<sup>1</sup> Η ανάλυση Fama παρουσιάζεται αναλυτικότερα στη συνέχεια της εργασίας



ασφάλιστρο κινδύνου ως συνάρτηση της δεσμευμένης διακύμανσης των αποκλίσεων των προθεσμιακών τιμών. Το δείγμα που χρησιμοποιούν αφορά τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της Αγγλικής Λίρας, Του Γαλλικού και του Ελβετικού Φράγκου, του Γερμανικού Μάρκου και του Ιαπωνικού Γιεν απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο για την περίοδο μεταξύ 1973-1982. Τα αποτελέσματα που αναφέρουν είναι μικτά σχετικά με την ικανότητα του ασφαλιστρου κινδύνου να εξηγήσει την μεροληψία της προθεσμιακής τιμής. Συγκεκριμένα, αναφέρουν ότι υπάρχει ένδειξη για ένα σταθερό ασφάλιστρο κινδύνου για ορισμένες από τις εξεταζόμενες ισοτιμίες και ότι η υπόθεση της μη ύπαρξης ασφαλιστρου κινδύνου απορρίπτεται για τις περιπτώσεις της Αγγλίας και της Ιαπωνίας, όχι όμως και για τις υπόλοιπες ισοτιμίες. Αντίστοιχα οι συγγραφείς καταλήγουν στην απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος, αλλά αναφέρουν ότι δεν μπορούν να υποστηρίξουν ότι η δεσμευμένη διακύμανση των αποκλίσεων των προθεσμιακών τιμών (forecast errors) αποτελεί καθοριστικό παράγοντα του ασφαλιστρου κινδύνου.

Μία διαφορετική προσέγγιση στην προσπάθεια ερμηνείας της μεροληψίας της προθεσμιακής τιμής συναλλάγματος η οποία έχει παρουσιαστεί στη διεθνή βιβλιογραφία, βασίζεται στη δειγματοληψία προσδοκίων σχετικά με τη μελλοντική πορεία των τιμών μεταξύ διαπραγματευτών ("traders") της αγοράς αυτής. Τέτοια είναι η εργασία των Frankel και Froot (1987). Στην έρευνα των Frankel και Froot, με βάση την δειγματοληπτική έρευνα είναι δυνατή η μέτρηση των όρων των ορθολογικών προσδοκιών και του ασφαλιστρου κινδύνου. Οι συγγραφείς καταλήγουν στην απόρριψη της υπόθεσης ότι η μεροληψία της προθεσμιακής τιμής οφείλεται στην ύπαρξη του ασφαλιστρου κινδύνου ενώ δεν μπορούν να απορρίψουν την υπόθεση ότι η μεροληψία οφείλεται στα συστηματικά λάθη των προσδοκιών των συμμετεχόντων. Επίσης οι συγγραφείς απορρίπτουν τον ισχυρισμό που παρουσιάζεται στην ανάλυση Fama ότι η διακύμανση του ασφαλιστρου κινδύνου είναι μεγαλύτερη της διακύμανσης της αναμενόμενης υποτίμησης, αλλά αντίθετα συμπεραίνουν ότι ισχύει το αντίστροφο. Τέλος αποδέχονται την υπόθεση ότι το ασφάλιστρο κινδύνου το οποίο επιχειρούν να μετρήσουν είναι σταθερό καθώς η έρευνα τους εκτιμά την ύπαρξη ενός σημαντικού μέσου ασφαλιστρου κινδύνου το οποίο όμως δεν κυμαίνεται συναρτήσει του προθεσμιακού premium όπως εθεωρείτο μέχρι τότε.

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν οι έρευνες οι οποίες επιχειρούν να ερμηνεύσουν τη μεροληψία της προθεσμιακής τιμής στη βάση της πολιτικής παρεμβάσεων των κεντρικών τραπεζών στην αγορά συναλλάγματος. Η υπόθεση που εξετάζεται στηρίζεται στο γεγονός ότι οι κεντρικές τράπεζες παρεμβαίνουν στην αγορά συναλλάγματος προκειμένου να διατηρήσουν τη συναλλαγματική ισοτιμία του νομίσματος τους σε συγκεκριμένο επίπεδο. Τέτοιες παρεμβάσεις ενδέχεται να επηρεάζουν τη συναλλαγματική ισοτιμία κατά τρόπο μη αναμενόμενο από τους συμμετέχοντες στην αγορά συναλλάγματος, με αποτέλεσμα να παρατηρείται η αναντιστοιχία μεταξύ της προθεσμιακής και της μελλοντικής τρέχουσας τιμής. Αναφορά στο ενδεχόμενο της παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας, ως μία πιθανή δικαιολογία για την απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής, κάνουν οι Fama [1984], Barnhart και Szakmary [1991], McCallum [1994] και Osterberg [1997]. Ο Fama αναφέρει ότι ενδέχεται η κυβερνητική πολιτική να μην συνάδει με τις δυνάμεις της αγοράς, με αποτέλεσμα ορισμένες κυβερνήσεις να στηρίζουν το νόμισμά τους ακόμα και όταν οι δυνάμεις της αγοράς (όπως αυτές εκφράζονται για παράδειγμα μέσα από τις διαφορές στους προσδοκώμενους ρυθμούς του



πληθωρισμού) επιβάλλουν το αντίθετο. Ο Fama όμως στην εργασία του δεν ερευνά την υπόθεση αυτή.

Έλεγχο της υπόθεσης για την παρέμβαση των κεντρικών τραπεζών πραγματοποιούν οι Barnhart και Szakmary [1991]. Συγκεκριμένα, διερευνούν την πιθανότητα της παρέμβασης από την κεντρική τράπεζα όπου ως ενδεικτικό στοιχείο παρέμβασης χρησιμοποιούν τα επίσημα αποθέματα συναλλάγματος των κεντρικών τραπεζών στο τέλος κάθε μήνα. Οι συγγραφείς καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει παρέμβαση για αποφυγή σημαντικών μεταβολών στις ισοτιμίες των νομισμάτων (leaning against the wind intervention), η οποία όμως δεν είναι κανή να ερμηνεύσει την απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής<sup>2</sup>.

Η έρευνα του Osterberg [1997] για την ίδια υπόθεση της παρέμβασης των κεντρικών τραπεζών στην αγορά συναλλάγματος, πραγματοποιείται με επίσημα στοιχεία παρέμβασης των κεντρικών τραπεζών της Αμερικής και της Γερμανίας. Ο συγγραφέας εξετάζει την υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής τόσο για όλο το δείγμα όσο και για τις υποπεριόδους όπου η παρέμβαση από τις κεντρικές τράπεζες, σύμφωνα με τα επίσημα στοιχεία, είναι περισσότερο έντονη. Ο Osterberg καταλήγει στο συμπέρασμα ότι τουλάχιστον για την ισοτιμία Αμερικανικού Δολαρίου/ Γερμανικού Μάρκου η ύπαρξη μεροληψίας στην προθεσμιακή τιμή συναλλάγματος ήταν πιο ισχυρή για τις υποπεριόδους αυτές.

Την υπόθεση παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας εξετάζει και ο McCallum (1984), ο οποίος επιχειρεί να μοντελοποιήσει την υπόθεση αυτή σε συνδυασμό με την υπόθεση της θεωρίας Uncovered Interest Rate Parity. Ο McCallum διαμορφώνει ένα μοντέλο το οποίο παλινδρομεί την διαφορά των επιτοκίων την περίοδο  $t$  πάνω στη διαφορά της συναλλαγματικής ισοτιμίας την ίδια περίοδο και στη διαφορά των επιτοκίων με μία χρονική υστέρηση,  $t-1$ . Ο συγγραφέας καταλήγει στην εξαγωγή ενός μοντέλου το οποίο είναι ικανό θεωρητικά να εξηγήσει την ύπαρξη της μεροληψίας της προθεσμιακής τιμής. Στην έρευνα αυτή ο συγγραφέας δεν εξετάζει τη πρακτική εφαρμογή του μοντέλου.

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον (άμεσα συνδεδεμένο με την Ελληνική αγορά συναλλάγματος) παρουσιάζει η έρευνα των Flood και Rose [1994] η οποία παρουσιάζει στοιχεία τα οποία συνδέουν την ύπαρξη μεροληψίας στην προθεσμιακή τιμή με το καθεστώς των συναλλαγματικών ισοτιμιών, σταθερών και κυμαινόμενων. Οι συγγραφείς εξετάζουν την υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής συγκριτικά χρησιμοποιώντας δύο δείγματα. Το πρώτο περιλαμβάνει συναλλαγματικές ισοτιμίες οι οποίες κυμαίνονται ελεύθερα απέναντι στο δολάριο για την περίοδο μεταξύ 1981-1994 και το δεύτερο δείγμα αφορά συναλλαγματικές ισοτιμίες νομισμάτων τα οποία συμμετέχουν στον Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ΜΣΙ) μεταξύ 3/1979 και 3/1994. Συγκεκριμένα το πρώτο δείγμα εξετάζει την υπόθεση της αμεροληψίας για τις ισοτιμίες του Δολαρίου Καναδά και Αυστραλίας, Γαλλικού και Ελβετικού φράγκου, Γερμανικού Μάρκου, Ιαπωνικού Γεν και Αγγλικής Λίρας απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο ενώ το δεύτερο δείγμα εξετάζει την ίδια υπόθεση για τις ισοτιμίες νομισμάτων χωρών-μελών που συμμετείχαν τόσο εξ'αρχής όσο και μεταγενέστερα στον ΜΣΙ. Μεταξύ αυτών περιλαμβάνονται χώρες όπως το Βέλγιο, το Λουξεμβούργο, η Δανία, η Γαλλία, η Ιρλανδία, η Ιταλία, η Ολλανδία,

<sup>2</sup> Η προέγχιση αυτή των συγγραφέων, όπως και οι υπόλοιπες προεγγιώσεις για την υπόθεση παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας, θα εξεταστεί αναλυτικότερα στο τέταρτο μέρος της εργασίας όπου εξετάζεται η ίδια υπόθεση για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος.



η Ισπανία και η Πορτογαλία. Όλες οι συναλλαγματικές ισοτιμίες εξετάζονται απέναντι στο Γερμανικό Μάρκο. Οι συγγραφείς καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο της απόρριψης της αμεροληψίας στην προθεσμιακή τιμή συναλλάγματος απαντάται περισσότερο σε χώρες των οποίων η αγορά συναλλάγματος λειτουργεί σε καθεστώς ελεύθερων-κυμαινόμενων ισοτιμιών (floating exchange rate regime) και λιγότερο σε χώρες με σταθερό καθεστώς (fixed exchange rate regime), εξετάζοντας χώρες των οποίων τα νομίσματα είναι στον Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ΜΣΙ). Η έρευνα αυτή παρουσιάζει ενδιαφέρον για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος, η οποία καθόλη τη διάρκεια της περιόδου 1990-1998 λειτουργούσε άτυπα σε ένα καθεστώς σταθερών-ελεγχόμενων ισοτιμιών ως προς το Ecu, ενώ από το 1998 με την υποτίμηση της δραχμής και την ταυτόχρονη είσοδο στον Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ΜΣΙ), το καθεστώς εισημοποιήθηκε με τον ορισμό συγκεκριμένων ορίων διακύμανσης ( $\pm 15\%$ ). Συνεπώς, για όλη την περίοδο του δείγματος, η ελληνική αγορά συναλλάγματος μπορεί να θεωρηθεί ότι εντάσσεται στις αγορές που χαρακτηρίζονται από καθεστώς σταθερών ισοτιμιών.

Σε συνάρτηση με την έρευνα των Flood και Rose βρίσκεται η έρευνα των Bansal και Dahlquist [1999] οι οποίοι χρησιμοποιώντας οικονομικά στοιχεία και δείκτες για 28 οικονομίες για την περίοδο μεταξύ 1/1976 και 5/1998 καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η μεροληψία της προθεσμιακής τιμής περιορίζεται στις ανεπτυγμένες οικονομίες (υψηλό ΑΕΠ) αντίθετα με τις αναπτυσσόμενες όπου φαίνεται να ισχύει η υπόθεση της αμεροληψίας. Συγκεκριμένα, από τις 28 οικονομίες που εξετάζονται, 16 χαρακτηρίζονται ανεπτυγμένες και 12 αναπτυσσόμενες οικονομίες. Η διαπίστωση αυτή συνδέεται και είναι κατά έναν τρόπο συνεπής με την έρευνα των Flood και Rose, καθώς οι χώρες των οποίων η αγορά συναλλάγματος λειτουργεί σε καθεστώς ελεύθερων ισοτιμιών είναι κατ' εξοχήν οι ανεπτυγμένες οικονομίες, ενώ αντίστοιχα οι οικονομίες που λειτουργούν σε καθεστώς σταθερών ισοτιμιών απέναντι σε κάποιο(α) νόμισμα(τα) είναι κυρίως αναπτυσσόμενες.

Στη συνέχεια, η παρούσα εργασία παρουσιάζεται ως εξής: στο δεύτερο μέρος αναλύεται η θεωρία της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος και πραγματοποιείται εκτενής αναφορά στις έρευνες που περιλαμβάνονται στη διεθνή βιβλιογραφία για την υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής. Επίσης, παρουσιάζεται διεξοδικά η ανάλυση Fama καθώς και οι μεθοδολογικές ιδιότητες του ελέγχου των υποθέσεων για την ύπαρξη ή μη μεροληψίας στην προθεσμιακή τιμή συναλλάγματος. Στο τρίτο μέρος πραγματοποιείται η ανάλυση των δεδομένων για τα οποία εξετάζεται η υπόθεση της αμεροληψίας στην Ελληνική αγορά συναλλάγματος και παρουσιάζεται η σύγκριση και η ανάλυση των αποτελεσμάτων με αντίστοιχα αποτελέσματα που υπάρχουν στη διεθνή βιβλιογραφία καθώς και η ερμηνεία των αποτελεσμάτων με βάση τους όρους της ανάλυσης Fama. Στο τέταρτο μέρος εξετάζεται η υπόθεση της παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας της Ελλάδος στην αγορά συναλλάγματος ως μία ενδεχόμενη ερμηνεία της μεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην εν λόγω αγορά, με βάση την ανάλυση του McCallum. Τέλος στο πέμπτο μέρος παρουσιάζονται τα συμπεράσματα της εργασίας.



## II. Θεωρία

Στην περίπτωση μοντελοποίησης των προτιμήσεων των επενδυτών απέναντι στον κίνδυνο, συνήθως εξετάζονται δύο υποθέσεις: η ουδετερότητα απέναντι στον κίνδυνο και η αποστροφή έναντι του κινδύνου. Στην περίπτωση ορισμού της προθεσμιακής τιμής συναλλάγματος η οποία παρατηρείται τη χρονική στιγμή  $t-1$  με λήξη τη χρονική στιγμή  $t$ , η πρώτη υπόθεση καταδεικνύει ότι η εν λόγω προθεσμιακή τιμή συναλλάγματος ισούται με την αναμενόμενη μελλοντική τρέχουσα τιμή συναλλάγματος στην περίοδο  $t$ , ενώ η δεύτερη υπόθεση συμπεριφοράς των επενδυτών, σηματοδοτεί την ύπαρξη ενός ασφαλιστρου κινδύνου το οποίο αποζημιώνει τους επενδυτές για την αβεβαιότητα στις μελλοντικές διακυμάνσεις των τιμών. Οι περιπτώσεις αυτές περιγράφονται από τις παρακάτω εξισώσεις:

$$f_{t-1} = s_t^e \quad [1]$$

$$f_{t-1} = s_t^e + \rho_{t-1} \quad [2]$$

όπου  $f_{t-1}$  είναι ο λογάριθμος της προθεσμιακής τιμής συναλλάγματος τη χρονική περίοδο  $t-1$ ,  $s_t^e$  είναι ο λογάριθμος της αναμενόμενης τρέχουσας τιμής συναλλάγματος τη χρονική στιγμή  $t$  και  $\rho_{t-1}$  είναι το ασφάλιστρο κινδύνου το οποίο απαιτείται τη χρονική περίοδο  $t-1$ . Οι λογάριθμοι χρησιμοποιούνται προκειμένου να αποφευχθεί η διάκριση μεταξύ των περιπτώσεων ορισμού της ισοτιμίας σε όρους του ενός ή του άλλου νομίσματος. Ο λόγος είναι ότι ανάλογα με το νόμισμα που χρησιμοποιείται ως βάση, προκύπτουν δύο διαφορετικές τιμές, καθώς η αναμενόμενη τιμή μίας μεταβλητής και η αντίστροφη της τιμή δεν είναι ισοδύναμες σε απόλυτες τιμές (levels)<sup>3</sup>.

Στη συνέχεια υποθέτουμε ότι οι προσδοκίες των επενδυτών ορίζονται ορθολογικά. Η κατάσταση αυτή περιγράφεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$s_t = s_t^e + u_t \quad [3]$$

όπου  $s_t$  είναι ο λογάριθμος της τρέχουσας τιμής συναλλάγματος την περίοδο  $t$ ,  $s_t^e$  είναι ο λογάριθμος της αναμενόμενης τρέχουσας τιμής συναλλάγματος την ίδια χρονική στιγμή και  $u_t$  είναι ένας “white noise” διαταρακτικός όρος. Επομένως καταδεικνύεται ότι εφόσον οι προσδοκίες των επενδυτών είναι ορθολογικές, η τρέχουσα τιμή συναλλάγματος την περίοδο  $t$  ισούται με την αναμενόμενη τιμή συναλλάγματος την ίδια περίοδο. Μέσω του συνδυασμού των εξισώσεων (1), (2) και (3) καταλήγουμε στις παρακάτω εξισώσεις:

<sup>3</sup> Με άλλα λόγια η αναμενόμενη τιμή  $S_t$  δεν είναι ίδια με την αναμενόμενη τιμή της  $1/S_t$ . Η χρησιμότητα των λογαρίθμων σε ελέγχους αποτελεσματικότητας έχει αναλυθεί από τον Siegel [1972] και αποτελεί εφαρμογή του στατιστικού θεωρήματος της ανισότητας του Jensen (Jensen's Inequality).

$$s_t = f_{t-1} + u_t \quad [4]$$

ή

$$s_t - s_{t-1} = f_{t-1} - s_{t-1} + u_t \quad [4a]$$

και

$$s_t = f_{t-1} - \rho_{t-1} + u_t \quad [5]$$

ή

$$s_t - s_{t-1} = f_{t-1} - \rho_{t-1} - s_{t-1} + u_t \quad [5a]$$

Οι εξισώσεις (4) και (4a) καταδεικνύουν ότι η προθεσμιακή τιμή συναλλάγματος ή αντίστοιχα το προθεσμιακό premium είναι αμερόληπτο εκτιμητές της μελλοντικής τρέχουσας τιμής ή αντίστοιχα της μελλοντικής μεταβολής στην τιμή συναλλάγματος. Από την άλλη μεριά οι εξισώσεις (5) και (5a) ενσωματώνουν την ύπαρξη ενός ασφαλιστρου κινδύνου το οποίο «ευθύνεται» για τις συστηματικές διακυμάνσεις μεταξύ των τρεχουσών και των προθεσμιακών τιμών συναλλάγματος.

Αναλύοντας περαιτέρω την εξίσωση (5) υποθέτουμε ότι το ασφαλιστρο κινδύνου  $\rho_{t-1}$  είναι δυνατόν να παρουσιαστεί ως εξής:

$$\rho_{t-1} = \alpha + \varepsilon_{t-1} \quad [6]$$

όπου η τιμή  $\alpha$  αποτελεί τον μέσο του ασφαλιστρου κινδύνου και ο όρος  $\varepsilon_{t-1}$  είναι ένας “white noise” διαταρακτικός όρος ο οποίος αντανακλά την τυχαία διακύμανση του ασφαλιστρου κινδύνου στο χρόνο. Η παραπάνω ανάλυση του ασφαλιστρου κινδύνου -όπως εκφράζεται μέσα από την εξίσωση [6]- σε συνδυασμό με την υπόθεση της ορθολογικότητας των προσδοκιών οδηγεί στην παρακάτω σχέση:

$$s_t = a + \beta f_{t-1} + u_t \quad [7]$$

όπου, εάν υποθέσουμε ότι οι επενδυτές είναι ουδέτεροι απέναντι στον κίνδυνο, η προθεσμιακή τιμή συναλλάγματος αποτελεί αμερόληπτο εκτιμητή της μελλοντικής τρέχουσας τιμής εφόσον  $a = 0$ ,  $\beta = 1$  και ο διαταρακτικός όρος είναι white noise. Η παραπάνω διατύπωση αποτελεί τον συνδυαστικό έλεγχο υποθέσεων της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος (joint hypothesis of unbiasedness). Εάν από την άλλη μεριά οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο, τότε η τιμή του  $a$  θα είναι αρνητική με αποτέλεσμα ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων του  $\beta$  να μεροληπτικός και ασυνεπής.

Οι περισσότερες εμπειρικές έρευνες για την αμεροληψία της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος, βασίστηκαν στην παραπάνω παλινδρόμηση όσο και στην παλινδρόμηση σε επίπεδο διαφορών:

$$s_t - s_{t-1} = a + \beta(f_{t-1} - s_{t-1}) + u_t \quad [8]$$

και στον έλεγχο υποθέσεων όπου η αρχική υπόθεση είναι ότι  $a = 0$ ,  $\beta = 1$  και ο διαταρακτικός όρος είναι white noise. Η μορφή παλινδρόμησης σε επίπεδο διαφορών (8) μπορεί να θεωρηθεί ότι εξετάζει την ικανότητα του προθεσμιακού premium να προβλέπει τη μεταβολή στη μελλοντική τιμή του συναλλάγματος. Το συμπέρασμα που προκύπτει από τη συντριπτική πλειοψηφία των αποτελεσμάτων των ερευνών αυτών<sup>4</sup> είναι ότι τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εξέταση της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής με βάση την παλινδρόμηση σε απόλυτες τιμές [7] είναι υπέρ της αποδοχής της αρχικής υπόθεσης της αμεροληψίας, ενώ αντίθετα τα αποτελέσματα που προκύπτουν με βάση τη χρήση της δεύτερης παλινδρόμησης σε επίπεδο διαφορών [8] απορρίπτουν μαζικά την υπόθεση αυτή.

Συγκεκριμένα, μεταξύ των ερευνών που εξετάζουν την υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος με βάση τις εξισώσεις [7] και [8] περιλαμβάνονται οι έρευνες των Barnhart και Szakmary [1991], Frankel [1987], Frankel και Froot [1987], MacDonald [1983], McCallum [1994] και Πιπής [1992]. Οι έρευνες αυτές εξετάζουν την υπόθεση της αμεροληψίας για μια σειρά νομισμάτων κυρίως απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο. Το συμπέρασμα που προκύπτει από την εξέταση των αποτελεσμάτων των ερευνών αυτών είναι ότι οι παλινδρομήσεις της μορφής [7], όπου οι μεταβλητές είναι σε απόλυτες τιμές (levels), οδηγούν στην αποδοχή της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής. Δηλαδή οδηγούν στην αποδοχή της αρχικής υπόθεσης όπου  $a = 0$ ,  $\beta = 1$  και ο διαταρακτικός όρος είναι white noise.

Αντίθετα, στις ίδιες έρευνες, τα αποτελέσματα από τις παλινδρομήσεις της μορφής [8], όπου οι μεταβλητές είναι σε διαφορές, οδηγούν στην απόρριψη της αρχικής υπόθεσης και κατά συνέπεια της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής. Ακόμα πιο πέρα, οι τιμές των συντελεστών της ανεξάρτητης μεταβλητής, δηλαδή του προθεσμιακού premium, λαμβάνουν τιμές αρνητικές οι οποίες είναι στατιστικά σημαντικές. Το γεγονός αυτό (των αρνητικών τιμών των συντελεστών) έχει ιδιαίτερη σημασία καθώς υποδηλώνει όχι μόνο την απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής, αλλά και το ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ της προθεσμιακής τιμής την περίοδο  $t$  και της τρέχουσας τιμής την περίοδο  $t+1$ . Η αρνητική αυτή σχέση οδηγεί με τη σειρά της στην απόρριψη της θεωρίας Uncovered Interest Parity (UIP), η οποία παρουσιάζεται στην παρακάτω σχέση:

$$i_t - i_t^* = s_{t+1}^e - s_t \quad [9]$$

όπου  $i_t$  είναι το εγχώριο επιτόκιο την περίοδο  $t$ ,  $i_t^*$  είναι το ξένο αντίστοιχο επιτόκιο για την ίδια περίοδο,  $s_{t+1}^e$  είναι η αναμενόμενη εγχώρια τιμή

<sup>4</sup> Οι έρευνες αυτές και τα αντίστοιχα συμπεράσματα αναφέρονται κυρίως για ξένες -εκτός της Ελληνικής- αγορές συναλλάγματος.

συναλλάγματος για την περίοδο  $t+1$  και  $s_t$  είναι η τρέχουσα τιμή συναλλάγματος. Η εξίσωση [9] καταδεικνύει ότι οι αναμενόμενες μεταβολές στις συναλλαγματική ισοτιμία θα πρέπει να συσχετίζονται θετικά με τη διαφορά στα επιτόκια. Με άλλα λόγια ότι ο συντελεστής στη διαφορά των επιτοκίων πρέπει να ισούται με τη μονάδα. Στη συνέχεια, παρουσιάζεται η εξίσωση Covered Interest Parity (CIP) η οποία θεωρείται ότι πρέπει να ισχύει προκειμένου να αποκλεισθούν οι περιπτώσεις κερδοσκοπίας στις διεθνείς αγορές (arbitrage). Η εξίσωση αυτή είναι:

$$i_t - i_t^* = f_t - s_t \quad [10]$$

Επομένως, ο συνδυασμός των εξισώσεων [9] και [10] και με δεδομένη την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών ( $s_t = s_t^e + u_t$ ), μας οδηγεί στην εξίσωση [8] η οποία έχει χρησιμοποιηθεί στη διεθνή βιβλιογραφία προκειμένου να εξεταστεί η υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος:

$$s_{t+1}^e - s_t = i_t - i_t^* = f_t - s_t = s_{t+1} - s_t \quad [11]$$

Με τον τρόπο αυτό γίνεται αντιληπτό ότι απόρριψη της υπόθεσης ότι  $\beta=1$  στην παλινδρόμηση [8] συνεπάγεται απόρριψη και για την εξίσωση UIP [9]. Όμως το ενδεχόμενο αυτό όμως παρουσιάζει σημαντικές επιπλοκές και συνθέτει το λεγόμενο “forward puzzle”, καθώς η εξίσωση [9] υιοθετείται και αποτελεί τη βάση αναφοράς πολλών εμπειρικών και θεωρητικών οικονομικών μοντέλων.

Από την παραπάνω ανάλυση των αποτελεσμάτων των ερευνών που παρουσιάζονται στη διεθνή βιβλιογραφία, δημιουργείται το ερώτημα σχετικά με το λόγο για τον οποίο οι παλινδρομήσεις [7] και [8] δίνουν εκ διαμέτρου αντίθετα αποτελέσματα. Ο λόγος που παρατηρείται αυτή η αναντιστοιχία έχει τις ρίζες του στο γεγονός ότι οι χρονοσειρές των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών συναλλάγματος δεν είναι στάσιμες. Η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις χρονοσειρές αυτές έχει επισημανθεί από ένα μεγάλο αριθμό ερευνητών στη βιβλιογραφία μεταξύ των οποίων οι Barnhart και Szakmary [1991], Πιτύης [1992]. Ο έλεγχος στασιμότητας στις εν λόγω χρονοσειρές γίνεται βάσει των Dickey-Fuller και Augmented Dickey-Fuller tests, ενώ επιβεβαιώνεται και από τις αντίστοιχες χρονοσειρές για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος στην παρούσα εργασία<sup>5</sup>. Ακόμα περισσότερο αποδεικνύεται ότι ενώ οι δύο χρονοσειρές των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών συναλλάγματος είναι μη στάσιμες, ο γραμμικός τους συνδυασμός όπως ακριβώς περιγράφεται στην εξίσωση (7) είναι στάσιμη χρονοσειρά, γεγονός που καταδεικνύει ότι οι δύο χρονοσειρές χαρακτηρίζονται από συνολοκλήρωση (cointegration).

Η θεωρία της συνολοκλήρωσης όπως αναλύθηκε από τους Engle και Granger (1987), αναφέρει ότι ενδέχεται ο γραμμικός συνδυασμός δύο ή και περισσότερων μη στάσιμων χρονοσειρών να αποτελεί μια χρονοσειρά η οποία να είναι στάσιμη. Εάν υπάρχει ένας τέτοιος στάσιμος γραμμικός συνδυασμός, τότε οι χρονοσειρές χαρακτηρίζονται από συνολοκλήρωση, ενώ ο γραμμικός αυτός συνδυασμός ονομάζεται εξίσωση συνολοκλήρωσης και υποδηλώνει ότι υπάρχει ένα είδος μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών των χρονοσειρών. Συνεπώς, η ύπαρξη συνολοκλήρωσης στην περίπτωση των χρονοσειρών των συναλλαγματικών ισοτιμιών σε επίπεδο απόλυτων τιμών

<sup>5</sup> Οι συγκεκριμένοι έλεγχοι παρουσιάζονται στο τρίτο μέρος της εργασίας

[levels-εξίσωση 7] καταδεικνύει ότι, ως μεταβλητές, οι προθεσμιακές και οι μελλοντικές τρέχουσες τιμές συναλλάγματος θα βρίσκονται σε μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας με συγκεκριμένη εξίσωση συνολοκλήρωσης (cointegration equation).

Η διαπίστωση της μη στασιμότητας και κατ' επέκταση της ύπαρξης συνολοκλήρωσης μεταξύ της προθεσμιακής τιμής την περίοδο  $t-1$  και της τρέχουσας τιμής την περίοδο  $t$  έχει σημαντικές επιπλοκές αναφορικά με τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων της εξίσωσης [7]. Συγκεκριμένα, η εξίσωση [7] είναι στην ουσία η παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης μεταξύ των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών, που σημαίνει ότι ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων του  $\beta$  θα είναι συνεπής και για την ακρίβεια θα είναι υπέρ-συνεπής (super consistent) καθώς θα προσεγγίζει την πραγματική του τιμή με ρυθμό  $(1/T)$  ο οποίος είναι μεγαλύτερος από τον ρυθμό της εκτίμησης των ελαχίστων τετραγώνων,  $(1/T)^{1/2}$  [Stock, 1987]. Επιπλέον, η αρχική υπόθεση ότι  $\beta=1$  δεν είναι δυνατόν να εξεταστεί σωστά, καθώς το τυπικό σφάλμα του συντελεστή αυτού δεν είναι συνεπές με αποτέλεσμα οι τιμές  $t$ -statistic να μην είναι αξιόπιστες. Επίσης, από τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων [7] τα οποία αποδέχονται την αρχική υπόθεση ότι  $\beta = 1$  και καθώς αυτή η μορφή παλινδρόμησης (σε απόλυτες τιμές) θεωρείται ότι είναι η παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών, προκύπτει ότι η παράμετρος συνολοκλήρωσης είναι ίση με τη μονάδα (1), με αποτέλεσμα η τιμή του συντελεστή  $\beta$  από τις παλινδρομήσεις σε απόλυτες τιμές να προσεγγίζει μεροληπτικά τη μονάδα, οδηγώντας έτσι (επίσης μεροληπτικά) στην αποδοχή της αρχικής υπόθεσης της αμεροληψίας.

Στις έρευνες που αναφέρθηκαν παραπάνω η συγκεκριμένη εξίσωση συνολοκλήρωσης (για τις υπό εξέταση συναλλαγματικές ισοτιμίες) είναι [1, -1] γεγονός που καταδεικνύει ότι μακροχρόνια, η τρέχουσα τιμή συναλλάγματος της περιόδου  $t$  θα επαληθεύεται από την προθεσμιακή τιμή της περιόδου  $t-1$  οδηγώντας στην αποδοχή της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής. Επομένως, η εξέταση της παλινδρόμησης [7] σε απόλυτες τιμές (levels) ανιχνεύει τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας στην οποία βρίσκονται οι τρέχουσες και προθεσμιακές τιμές, αγνοώντας τις βραχυχρόνιες αποκλίσεις που μπορεί να υφίστανται. Με άλλα λόγια, εξετάζοντας μόνο την εξίσωση [7] εξετάζεται μόνο η μακροχρόνια σχέση μεταξύ τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών. Συνεπώς, προκειμένου να ελεγχθεί συνολικά (τόσο μακροχρόνια όσο και βραχυχρόνια) η σχέση μεταξύ των προθεσμιακών και τρεχουσών τιμών στην αγορά συναλλάγματος, επιβάλλεται η χρήση ενός "error correction" μοντέλου, το οποίο θα είναι απαλλαγμένο από τις επιπλοκές που παρουσιάζει η μη στασιμότητα των χρονοσειρών των τρεχουσών και των προθεσμιακών τιμών.<sup>6</sup> Στα πλαίσια της παρούσης εργασίας ο έλεγχος για την υπόθεση συνολοκλήρωσης μεταξύ των δύο χρονοσειρών πραγματοποιείται με το τέστ συνολοκλήρωσης του Johansen καθώς και με τον έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων της παλινδρόμησης της τρέχουσας τιμής την περίοδο  $t$  στην προθεσμιακή τιμή την περίοδο  $t-1$ .

<sup>6</sup> Το μοντέλο αυτό παρουσιάζεται στο τρίτο μέρος της εργασίας (Ανάλυση των Δεδομένων).

## II.α. Ανάλυση Fama

Στο σημείο αυτό θα παρουσιαστεί αναλυτικότερα η προσέγγιση του Fama [1984] αναφορικά με τη χρήση της εξίσωσης [8] και τις επακόλουθες μεθοδολογικές ιδιότητες της εξέτασης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής. Επιπλέον, παρουσιάζονται τα συμπεράσματα που προκύπτουν, σύμφωνα με την ανάλυση αυτή, αναφορικά με τις τιμές που λαμβάνει ο συντελεστής  $\beta$  των παλινδρομήσεων [7] και [8]. Τα συμπεράσματα της ανάλυσης Fama χρησιμοποιούνται στη συνέχεια της εργασίας προκειμένου να εξαχθούν ανάλογα συμπεράσματα για την υπόθεση της αμεροληψίας στην Ελληνική αγορά συναλλάγματος.

Συγκεκριμένα, η ανάλυση Fama βασίζεται στο διαχωρισμό του προθεσμιακού premium το οποίο με βάση την εξίσωση [2] ορίζεται ως εξής:

$$F_{t-1} - S_{t-1} = \rho_{t-1} + E(S_t) - S_{t-1}$$

Σύμφωνα με τον ορισμό αυτό το προθεσμιακό premium αποτελείται από το ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium) και από τον αναμενόμενο ρυθμό υποτίμησης (expected rate of depreciation). Ο συγκεκριμένος ορισμός του προθεσμιακού premium σε συνδυασμό με την υπόθεση της ορθολογικότητας των προσδοκιών οδηγεί σε συγκεκριμένα συμπεράσματα αναφορικά με τις συνθήκες στην αγορά συναλλάγματος. Στο πλαίσιο αυτό ο Fama χρησιμοποίησε τις παρακάτω εξισώσεις:

$$F_{t-1} - S_t = a_0 + \beta_0(F_{t-1} - S_{t-1}) + \varepsilon_t^0$$

$$S_t - S_{t-1} = a_1 + \beta_1(F_{t-1} - S_{t-1}) + \varepsilon_t^1$$

Η πρώτη εξίσωση παλινδρομεί τη διαφορά της πραγματοποιηθείσας τρέχουσας τιμής την περίοδο  $t$  από την προθεσμιακή τιμή την περίοδο  $t-1$  (forecasting error) πάνω στη διαφορά της τρέχουσας από την προθεσμιακή τιμή την περίοδο  $t-1$  (προθεσμιακό premium). Εκτιμήσεις του συντελεστή  $\beta_0$  οι οποίες είναι διαφορετικές του μηδενός οδηγούν στο συμπέρασμα ότι το ασφάλιστρο κινδύνου το οποίο αποτελεί μέρος της ανεξάρτητης μεταβλητής ( $F_{t-1} - S_{t-1}$ ) παρουσιάζει διακύμανση η οποία αντανάκλαται στη συμπεριφορά της εξαρτημένης μεταβλητής (forecasting error). Τούτο ισχύει καθώς και πάλι μέσω της εξίσωσης [2]:

$$F_{t-1} - S_t = \rho_{t-1} + E(S_t) - S_t$$

Η δεύτερη εξίσωση είναι ταυτόσημη με την εξίσωση [8] η οποία έχει χρησιμοποιηθεί στη βιβλιογραφία για την εξέταση της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής. Στην περίπτωση αυτή διαπιστώνεται (όπως αναφέρεται και σε προηγούμενο σημείο της εργασίας) η προβλεπτική ικανότητα της ανεξάρτητης μεταβλητής. Επιπλέον δεδομένου ότι  $(F_{t-1} - S_t) + (S_t - S_{t-1}) = F_{t-1} - S_{t-1}$  διαπιστώνεται ότι  $a_0 + a_1 = 0$ ,  $\beta_0 + \beta_1 = 1$  και  $\varepsilon_0 + \varepsilon_1 = 0$ . Συνεπώς, οι δύο αυτές εξισώσεις εσωκλείουν την ίδια πληροφόρηση όσον αφορά την διακύμανση των συντελεστών που αποτελούν το προθεσμιακό premium, επομένως δεν είναι απαραίτητη η εξέταση και των δύο στον έλεγχο της

υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής<sup>7</sup>. Η συνδυαστική τους χρήση καθώς και η αποδοχή της υπόθεσης των ορθολογικών προσδοκιών ενδείκνυται προκειμένου να εξαχθούν χρήσιμα και ενδιαφέροντα συμπεράσματα για τις ιδιότητες του προθεσμιακού premium στην αγορά συναλλάγματος. Για το λόγο αυτό παρουσιάζονται οι λόγοι των συντελεστών παλινδρόμησης των δύο εξισώσεων ( $\beta_0, \beta_1$ ):

$$\beta_0 = \frac{\text{cov}(F_{t-1} - S_t, F_{t-1} - S_{t-1})}{\sigma^2(F_{t-1} - S_{t-1})} = \frac{\sigma^2(\rho_{t-1}) + \text{cov}(\rho_{t-1}, E(S_t - S_{t-1}))}{\sigma^2(\rho_{t-1}) + \sigma^2(E(S_t - S_{t-1})) + 2\text{cov}(\rho_{t-1}, E(S_t - S_{t-1}))}$$

και:

$$\beta_1 = \frac{\text{cov}(S_t - S_{t-1}, F_{t-1} - S_{t-1})}{\sigma^2(F_{t-1} - S_{t-1})} = \frac{\sigma^2(E(S_t - S_{t-1})) + \text{cov}(\rho_{t-1}, E(S_t - S_{t-1}))}{\sigma^2(\rho_{t-1}) + \sigma^2(E(S_t - S_{t-1})) + 2\text{cov}(\rho_{t-1}, E(S_t - S_{t-1}))}$$

Από την παρουσίαση του λόγου του συντελεστή παλινδρόμησης της εξίσωσης [8] διαφαίνεται ότι με δεδομένη την ορθολογικότητα των προσδοκιών, οι αποκλίσεις του συντελεστή  $\beta_1$  από τη μονάδα συνδέονται άμεσα με τη διακύμανση του ασφάλιστρου κινδύνου το οποίο ενσωματώνεται στο προθεσμιακό premium. Ακόμα περισσότερο, οι αρνητικές τιμές του συντελεστή  $\beta_1$  οι οποίες παρατηρούνται στη συντριπτική πλειοψηφία των αποτελεσμάτων των ερευνών στη διεθνή βιβλιογραφία, μπορούν να ερμηνευτούν σύμφωνα με την παραπάνω ανάλυση ως εξής:

1. Η αγορά είναι αποτελεσματική και το ασφάλιστρο κινδύνου αποτελεί την αιτία της απόρριψης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής. Στην περίπτωση αυτή, το συμπέρασμα που εξάγεται από την ανάλυση Fama είναι ότι η εφόσον ισχύει η ύπαρξη ορθολογικών προσδοκιών, το γεγονός ότι  $\beta_1 < 0$  οδηγεί στη διαπίστωση ότι  $\text{cov}(\rho_{t-1}, E(S_t - S_{t-1})) < 0$  και  $\sigma^2(\rho_{t-1}) > \sigma^2(E(S_t - S_{t-1}))$ . Το συμπέρασμα αυτό προκύπτει καθώς η διακύμανση του αναμενόμενου ρυθμού υποτίμησης είναι πάντα θετική. Επομένως, προκειμένου να ισχύει ότι  $\beta_1 < 0$  η συνδιακύμανση των δύο όρων θα πρέπει να είναι αρνητική και μεγαλύτερη από την διακύμανση του αναμενόμενου ρυθμού υποτίμησης. Επιπλέον και καθώς  $\beta_0 > 1$  συνεπάγεται ότι  $\sigma^2(\rho_{t-1}) > \text{cov}(\rho_{t-1}, E(S_t - S_{t-1}))$ , άρα προκύπτει ότι  $\sigma^2(\rho_{t-1}) > \sigma^2(E(S_t - S_{t-1}))$ . Συνεπώς, η εκτίμηση αρνητικών τιμών για το συντελεστή παλινδρόμησης  $\beta_1$  οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η συνδιακύμανση του ασφάλιστρου κινδύνου και του αναμενόμενου ρυθμού υποτίμησης είναι αρνητική καθώς και ότι η διακύμανση του πρώτου είναι μεγαλύτερη από την διακύμανση του δεύτερου.
2. Η αγορά δεν είναι αποτελεσματική ενώ το ασφάλιστρο κινδύνου εξακολουθεί να αποτελεί αιτία απόρριψης της προθεσμιακής τιμής. Σε αυτήν την περίπτωση και προκειμένου να ισχύει  $\beta_1 < 0$  και  $\beta_0 > 0$  συνεπάγεται ότι :

<sup>7</sup> Για το λόγο αυτό η εξέταση της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην παρούσα εργασία στηρίζεται μόνο στην εξίσωση [8].

$$\sigma^2(E(S_t - S_{t-1})) < -\text{cov}(\rho_{t-1}, E(S_t - S_{t-1}))$$

και:

$$\sigma^2(\rho_{t-1}) > -\text{cov}(\rho_{t-1}, E(S_t - S_{t-1}))$$

3. Η αγορά δεν είναι αποτελεσματική και το ασφάλιστρο κινδύνου δεν ευθύνεται για την απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής (οι επενδυτές είναι ουδέτεροι απέναντι στον κίνδυνο). Στην περίπτωση αυτή η αρνητική τιμή του συντελεστή  $\beta_t < 0$  συνεπάγεται ότι η συνδιακύμανση του προβλεπτικού λάθους της προθεσμιακής τιμής και του αναμενόμενου ρυθμού υποτίμησης είναι αρνητική και επιπλέον ότι η συνδιακύμανση αυτή θα είναι μεγαλύτερη από τη διακύμανση του αναμενόμενου ρυθμού υποτίμησης.



### III. Ανάλυση Δεδομένων

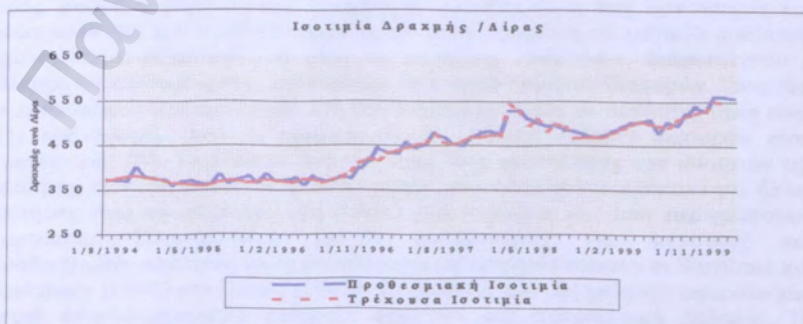
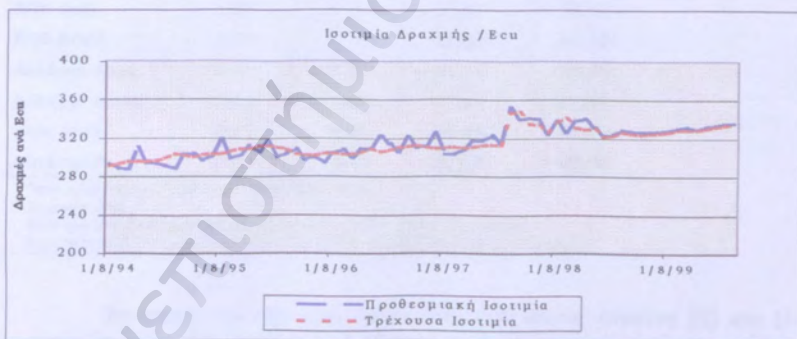
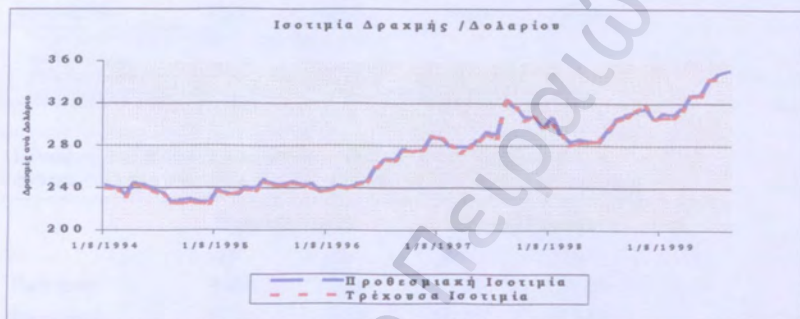
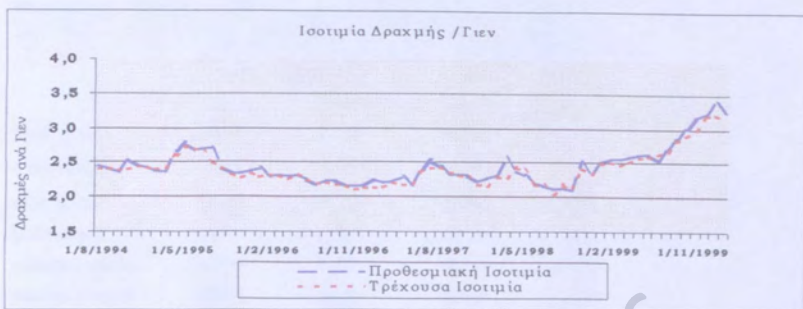
Τα στοιχεία που χρησιμοποιούνται στην παρούσα εργασία περιλαμβάνουν εβδομαδιαίες και μηνιαίες τρέχουσες τιμές συναλλάγματος και τις αντίστοιχες εβδομαδιαίες και μηνιαίες προθεσμιακές τιμές συναλλάγματος διάρκειας ενός μήνα. Οι ισοτιμίες που εξετάζονται είναι αυτές του Αμερικανικού Δολαρίου, του Ιαπωνικού Γιέν, της Αγγλικής Λίρας και του Ευρωπαϊκού ECU απέναντι στην Ελληνική δραχμή για την περίοδο μεταξύ Αυγούστου 1994 και Μαρτίου 2000 (8/1994-3/2000). Οι τιμές που αφορούν την ισοτιμία Δραχμής / ECU περιλαμβάνουν τιμές ως τις 31/12/1999 ενώ για τη συνέχεια του δείγματος έχουν χρησιμοποιηθεί οι τιμές της ισοτιμίας Δραχμής/ Ευρώ, δεδομένου ότι η σχέση μετατροπής του ECU σε Ευρώ, όπως προβλέπεται στη Συνθήκη του Μάαστριχτ ήταν 1:1.

Στην επόμενη σελίδα παρουσιάζονται οι διαγραμματικές απεικονίσεις<sup>8</sup> των ισοτιμιών για όλη την περίοδο του δείγματος (σε επίπεδο απόλυτων τιμών). Σε κάθε διάγραμμα παρουσιάζεται η συγκριτική διαγραμματική απεικόνιση της τρέχουσας ισοτιμίας την περίοδο  $t$  και της προθεσμιακής ισοτιμίας την περίοδο  $t-1$ , για όλη την περίοδο του δείγματος. Η εξέταση των διαγραμμάτων αποτελεί μια πρώτη ένδειξη για την ικανότητα της προθεσμιακής τιμής να προβλέψει σωστά τη μελλοντική τρέχουσα τιμή. Η παρατήρηση των διαγραμμάτων οδηγεί στη διαπίστωση ότι η προθεσμιακή τιμή δεν φαίνεται να προβλέπει σωστά τη μελλοντική τρέχουσα τιμή, με εξαίρεση την περίπτωση της ισοτιμίας Δραχμής /Δολαρίου, όπου οι γραμμές των δύο χρονοσειρών συμπίπτουν με μεγάλη ακρίβεια. Επίσης, στις 13/3/1998 είναι «ορατή» η διολίσθηση του Ελληνικού νομίσματος κατά 13,8% έναντι του Ecu. Οι τρέχουσες τιμές συναλλάγματος προέρχονται από τη βάση δεδομένων Datastream και οι προθεσμιακές τιμές συναλλάγματος από τη βάση δεδομένων του Bloomberg.

Στη συνέχεια, με βάση τα εμπειρικά αποτελέσματα της βιβλιογραφίας σχετικά με τη στασιμότητα των χρονοσειρών των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών, διενεργείται έλεγχος στασιμότητας των εν λόγω χρονοσειρών που θα χρησιμοποιηθούν στην παρούσα εργασία και που αφορούν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της Δραχμής. Στους πίνακες [1], [1a] που ακολουθούν παρουσιάζονται, για τα μηνιαία και τα εβδομαδιαία στοιχεία αντίστοιχα, οι έλεγχοι στασιμότητας που διενεργήθηκαν σε όλες τις χρονοσειρές όλων των ισοτιμιών για την υπό εξέταση περίοδο, με τη χρήση των Dickey-Fuller tests για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας αποτελεί επαρκές μέτρο ελέγχου για την ύπαρξη στασιμότητας στις χρονοσειρές. Οι έλεγχοι στασιμότητας έγιναν τόσο για τις χρονοσειρές σε απόλυτες τιμές όσο και για τις χρονοσειρές σε πρώτες διαφορές, ενώ παρουσιάζονται αποτελέσματα τόσο με σταθερά όσο με σταθερά και τάση. Η επιλογή της σταθεράς και τάσης εκτιμάται ότι περιγράφει καλύτερα τα στοιχεία (χρονοσειρές) όπως διαφαίνεται από τη διαγραμματική απεικόνιση των χρονοσειρών όπου διαπιστώνεται ότι οι τιμές των δύο χρονοσειρών (τρεχουσών και προθεσμιακών) για κάθε ισοτιμία είναι διαφορετικές του μηδενός και επιπλέον -με εξαίρεση την περίπτωση του Ιαπωνικού Γιέν- εμφανίζουν μια τάση η οποία σε όλες τις περιπτώσεις είναι ανοδική<sup>9</sup>.

<sup>8</sup> Τα διαγράμματα αφορούν τις μηνιαίες τιμές του δείγματος. Τα αντίστοιχα διαγράμματα με τις εβδομαδιαίες τιμές παρουσιάζονται στο παράρτημα της εργασίας.

<sup>9</sup> Η εισαγωγή τάσης στον έλεγχο στασιμότητας σε επίπεδο διαφορών δεν φαίνεται να είναι απαραίτητη, παρ'όλα αυτά περιλαμβάνεται στον πίνακα των αποτελεσμάτων.



**Πίνακας 1.** Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας στους λογαριθμούς των μηνιαίων τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών συναλλάγματος

	Απόλυτες τιμές		Πρώτες διαφορές	
	DF	DF*	DF	DF*
Γιεν τρεχ.	-0,25	-0,78	-8,06	-8,33
Γιεν προθ.	-0,86	-1,33	-8,94	-9,14
ΕCΥ τρεχ.	-1,68	-3,11	-7,95	-7,89
ΕCΥ προθ.	-2,74	-5,85	-13,4	-13,3
Δολάριο τρεχ.	0,036	-2,75	-8,11	-8,18
Δολάριο προθ.	0,231	-2,66	-8,32	-8,43
Λίρα τρεχ.	-0,14	-2,20	-8,13	-8,15
Λίρα προθ.	-0,40	-2,69	-10,23	-10,23

\*στην εξίσωση περιλαμβάνεται τάση και σταθερά  
Κριτικές τιμές:  
όταν περιλαμβάνεται σταθερά: [10%, -2,60], [5%, -2,93], [1%, -3,58]  
όταν περιλαμβάνεται σταθερά και τάση: [10%, -3,18], [5%, -3,50], [1%, -4,15]

**Πίνακας 1α.** Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας στους λογαριθμούς των εβδομαδιαίων τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών συναλλάγματος

	Απόλυτες τιμές		Πρώτες διαφορές	
	DF	DF*	DF	DF*
Γιεν τρεχ.	0,02	-0,65	-17,34	-17,49
Γιεν προθ.	0,11	-0,56	-15,54	-15,67
ΕCΥ τρεχ.	-1,54	-3,14	-18,13	-18,10
ΕCΥ προθ.	-1,76	-3,88	-22,25	-22,22
Δολάριο τρεχ.	-0,02	-2,92	-18,38	-18,42
Δολάριο προθ.	-0,04	-3,03	-18,93	-18,99
Λίρα τρεχ.	-0,35	-2,41	-18,55	-18,54
Λίρα προθ.	-0,33	-2,55	-20,02	-20,02

\*στην εξίσωση περιλαμβάνεται τάση και σταθερά  
Κριτικές τιμές:  
όταν περιλαμβάνεται σταθερά: [10%, -2,60], [5%, -2,93], [1%, -3,58]  
όταν περιλαμβάνεται σταθερά και τάση: [10%, -3,18], [5%, -3,50], [1%, -4,15]

Τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στους πίνακες [1] και [1α] συνηγορούν υπέρ της ύπαρξης μη στασιμότητας στις χρονοσειρές σε απόλυτες τιμές, καθώς η υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις χρονοσειρές των τρεχουσών και των προθεσμιακών τιμών συναλλάγματος σε επίπεδο απόλυτων τιμών γίνεται αποδεκτή για όλες τις ισοτιμίες. Αντίστοιχα, διαπιστώνεται η ύπαρξη στασιμότητας στις χρονοσειρές σε επίπεδο πρώτων διαφορών. Συνεπώς, οι χρονοσειρές των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών σε απόλυτες τιμές είναι I(1) χρονοσειρές, ενώ οι χρονοσειρές σε επίπεδο πρώτων διαφορών είναι χρονοσειρές I(0). Οι έλεγχοι στασιμότητας στις χρονοσειρές των ισοτιμιών της Δραχμής επιβεβαιώνουν τα αποτελέσματα των αντίστοιχων ελέγχων για άλλες ισοτιμίες που αναφέρονται στη διεθνή βιβλιογραφία και που περιγράφονται παραπάνω. Συγκεκριμένα έλεγχο στασιμότητας για τρέχουσες και προθεσμιακές απόλυτες τιμές συναλλάγματος πραγματοποιούν οι Barnhart και Szakmary [1991] και Πιττής [1992]. Τα στοιχεία των συγγραφέων αφορούν μια σειρά συναλλαγματικών ισοτιμιών απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο. Τα αποτελέσματα των ελέγχων αυτών οδηγούν στην αποδοχή της υπόθεσης της μοναδιαίας ρίζας και συνακόλουθα στην αποδοχή της μη στασιμότητας των

χρονοσειρών. Με τον τρόπο αυτό, επιβεβαιώνεται και για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος η διαπίστωση ότι οι χρονοσειρές των τρεχουσών τιμών την περίοδο  $t$  και των προθεσμιακών τιμών την περίοδο  $t-1$  είναι  $I(1)$  χρονοσειρές (integrated of order one), διαπίστωση η οποία είναι απαραίτητη προκειμένου να εξεταστεί η υπόθεση της συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρονοσειρών αυτών η οποία πραγματοποιείται στη συνέχεια.

Έλεγχος για την υπόθεση της συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρονοσειρών των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών συναλλάγματος έχει πραγματοποιηθεί στις έρευνες των Πιπιτή και Barnhart και Szakmary. Οι συγγραφείς καταλήγουν ότι οι χρονοσειρές που εξετάζονται χαρακτηρίζονται από συνολοκλήρωση. Προκειμένου για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης στα πλαίσια της παρούσης εργασίας -με δεδομένη τη μη στασιμότητα των χρονοσειρών και το γεγονός ότι οι χρονοσειρές αυτές είναι  $I(1)$ - διενεργούνται δύο έλεγχοι συνολοκλήρωσης. Οι έλεγχοι αυτοί περιλαμβάνουν τον έλεγχο συνολοκλήρωσης του Johansen (Johansen Cointegration test) και τον έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων της παλινδρόμησης [7]. Ο έλεγχος για τη στασιμότητα των καταλοίπων πραγματοποιείται με τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας από το Dickey-Fuller test. Δεδομένου όμως ότι τα κατάλοιπα αποτελούν εκτιμήσεις του διαταρακτικού όρου, είναι απαραίτητη η χρήση διαφορετικών κριτικών τιμών για τη διενέργεια του ελέγχου υποθέσεων για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Οι κριτικές αυτές τιμές δίνονται από τους Engle και Yoo [1987]. Η αποδοχή της υπόθεσης της στασιμότητας των καταλοίπων οδηγεί στην αποδοχή της ύπαρξης συνολοκλήρωσης των χρονοσειρών των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών. Έλεγχος συνολοκλήρωσης με βάση τη στασιμότητα των καταλοίπων από την παλινδρόμηση σε απόλυτες τιμές διενεργούν οι Barnhart και Szakmary [1991].

Στον πίνακα 2 που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από τους ελέγχους συνολοκλήρωσης με βάση τη στασιμότητα των καταλοίπων της παλινδρόμησης [7]. Τα αποτελέσματα που προκύπτουν καταδεικνύουν την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των δύο χρονοσειρών. Συγκεκριμένα οι έλεγχοι στασιμότητας δείχνουν ότι τα κατάλοιπα των παλινδρομήσεων, τόσο με μηνιαία όσο και με εβδομαδιαία στοιχεία, είναι στάσιμα.

**Πίνακας 2.** Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης [7] (Απόλυτες Τιμές)

	Μηνιαία Στοιχεία*	Εβδομαδιαία Στοιχεία**
	DF	DF
Γεν	-7,14	-16,86
ΕCΥ	-7,80	-17,66
Δολάριο	-8,24	-17,74
Λίρα	-9,35	-17,69

\* Κριτικές τιμές: [10%, -3,28], [5%, -3,67], [1%, -4,32]  
\*\* Κριτικές τιμές: [10%, -3,02], [5%, -3,37], [1%, -4,00]

Παρόμοια αποτελέσματα τα οποία συνηγορούν υπέρ της ύπαρξης συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρονοσειρών των τρεχουσών και των κατά μία χρονική υστέρηση προθεσμιακών τιμών, δίνονται από το έστει συνολοκλήρωσης του Johansen. Η μεθοδολογία του συγκεκριμένου έστει είναι η εξής:

Στη γενική του μορφή, ένα VAR(p) (Vector Autoregression of order p) ορίζεται ως εξής:

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + u_t,$$

όπου με δεδομένη την υπόθεση ότι ο πίνακας  $z_t$  περιέχει μη στάσιμες και I(1) χρονοσειρές τότε το VAR(p) μπορεί να παρουσιαστεί με τη μορφή ενός Vector Error Correction Model (VEC) ως εξής:

$$\Delta z_t = A_0 + \Pi z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + u_t,$$

όπου:

$$\Pi = A_1 + A_2 + \dots + A_p - I_n,$$

$$\Gamma_s = -[A_{s+1} + A_{s+2} + \dots + A_p], \text{ όπου } s = 1, 2, \dots, p-1$$

Σύμφωνα με το θεώρημα του Granger, εάν ο βαθμός (rank) του πίνακα  $\Pi$  είναι μικρότερος των διαστάσεων του τότε αποδεικνύεται ότι υπάρχουν δύο άλλοι πίνακες έστει  $\alpha$  και  $\beta$ , βαθμού  $r$ , όπου  $r$  ο αριθμός των συνολοκληρωτικών σχέσεων (cointegrating rank), τέτοιοι ώστε ο πίνακας  $\Pi$  να μπορεί να παρουσιαστεί ως το γινόμενο αυτών. Έτσι, το αποτέλεσμα θα είναι:

$$\Delta z_t = A_0 + \alpha \beta' z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + u_t$$

όπου  $\beta' z_{t-1}$  είναι στάσιμο και αντιπροσωπεύει τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας του συστήματος, ενώ οι όροι που ακολουθούν αντιπροσωπεύουν τη βραχυχρόνια δυναμική του συστήματος. Τα στοιχεία του πίνακα καταδεικνύουν την ταχύτητα με την οποία οι μεταβλητές του πίνακα  $z_t$  προσαρμόζονται στη μακροχρόνια αυτή σχέση (impact coefficient vector) και ο πίνακας  $\beta$  αποτελεί την παράμετρο συνολοκλήρωσης ή συνολοκληρωτική σχέση (cointegrating vector)<sup>10</sup>.

Η μεθοδολογία του ελέγχου συνολοκλήρωσης του Johansen περιλαμβάνει την εκτίμηση του πίνακα  $\Pi$  και τον έλεγχο για την αποδοχή ή την απόρριψη των περιορισμών που τίθενται από το βαθμό (rank) του πίνακα  $\Pi$ . Ο έλεγχος της υπόθεσης ότι ο αριθμός των συνολοκληρωτικών σχέσεων είναι το πολύ  $r$  πραγματοποιείται με βάση το ακόλουθο "trace statistic" (ή αλλιώς Likelihood Ratio):

<sup>10</sup> στα πλαίσια της παρούσας εργασίας ο πίνακας  $z_t$  περιλαμβάνει τις τρέχουσες συναλλαγματικές τιμές την περίοδο  $t$  και τις προθεσμιακές τιμές την περίοδο  $t-1$ .

$$tr(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i),$$

όπου  $r=0, 1, \dots, k-1$  και  $\lambda_i$  είναι η μεγαλύτερη eigenvalue τιμή. Ο έλεγχος που διενεργείται είναι ένας έλεγχος υποθέσεων μεταξύ των υποθέσεων  $H(r)$  και  $H(k)$ . Για τον προσδιορισμό του αριθμού των σχέσεων συνολοκλήρωσης εξετάζονται διαδοχικά οι υποθέσεις ότι  $r=0, 1, \dots, k-1$  έως ότου η υπόθεση για κάποιο συγκεκριμένο αριθμό συνολοκληρωτικών σχέσεων είναι αδύνατον να απορριφθεί με βάση το Likelihood Ratio. Οι κριτικές τιμές βάσει των οποίων γίνεται ο έλεγχος είναι των Osterwald-Lenum [1992]. Επιπρόσθετα και εφόσον ο έλεγχος οδηγήσει στην αποδοχή της υπόθεσης για συγκεκριμένο αριθμό συνολοκληρωτικής σχέσης, το τεστ συνολοκλήρωσης του Johansen εκτιμά τις παραμέτρους της/ των σχέσεων συνολοκλήρωσης αυτής. Στα πλαίσια της

**Πίνακας 3.** Έλεγχος Συνολοκλήρωσης του Johansen

Ισοτιμία	Μηνιαία Στοιχεία		Εβδομαδιαία Στοιχεία	
	Καμία *	Το πολύ μία **	Καμία *	Το πολύ μία **
<b>Δολάριο</b>	46,11	0,0055	170	0,00005
<b>Ecu</b>	43,16	2,53	94,96	1,88
<b>Λίρα</b>	44,43	0,0000359	101,38	0,08
<b>Γιεν</b>	48,66	1,48	119,7	0,03

Κριτικές Τιμές: \* [5%, 15,41], [1%, 20,04], \*\* [5%, 3,76], [1%, 6,65]

**Πίνακας 4.** Εκτιμήσεις των Συνολοκληρωτικών Σχέσεων

	Μηνιαία Στοιχεία		Εβδομαδιαία Στοιχεία	
	Τρέχ. τιμή (t)	Προθ. Τιμή (t-1)	Τρέχ. τιμή (t)	Προθ. Τιμή (t-1)
<b>ECU</b>	1	-0,90 (0,03)	1	-1,021 (0,026)
<b>Λίρα</b>	1	-0,99 (0,01)	1	-1,009 (0,014)
<b>Δολάριο</b>	1	-1,01 (0,004)	1	-1,014 (0,0028)
<b>Γιεν</b>	1	-0,98 (0,03)	1	-1,01 (0,02)

Εντός των παρενθέσεων εμφανίζονται τα τυπικά σφάλματα

παρούσης εργασίας, τα αποτελέσματα από τον έλεγχο συνολοκλήρωσης του Johansen τόσο για τα μηνιαία όσο και για τα εβδομαδιαία στοιχεία, παρουσιάζονται στον πίνακα 3. Αντίστοιχα, οι εκτιμήσεις για τους συντελεστές των συνολοκληρωτικών σχέσεων μεταξύ των ισοτιμιών του δείγματος παρουσιάζονται στον πίνακα [4]. Στο "Vector Error Correction Model" που εκτιμήθηκε χρησιμοποιήθηκε μία υστέρηση (lags) και η επιλογή έγινε με βάση το κριτήριο "Schwartz Information Criterion".

Τα αποτελέσματα του ελέγχου συνολοκλήρωσης του Johansen που παρουσιάζονται στους πίνακες [3] και [4] καταδεικνύουν την απόρριψη της υπόθεσης ότι δεν υπάρχει καμία συνολοκληρωτική σχέση μεταξύ των δύο χρονοσειρών για όλες τις ισοτιμίες ενώ αντίθετα καταδεικνύουν την αποδοχή της υπόθεσης ότι υπάρχει το πολύ μία σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρονοσειρών αυτών. Επιπλέον με βάση τα αποτελέσματα του πίνακα [4] η

σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ της τρέχουσας τιμής την περίοδο  $t$  και της προθεσμιακής την περίοδο  $t-1$  εμφανίζεται να είναι  $(1, -1)$ .

Τα αποτελέσματα αυτά είναι συνεπή με τα αποτελέσματα στις έρευνες των Πιπτή [1992] και Barnhart και Szakmary [1991]. Επομένως, το συμπέρασμα που προκύπτει είναι ότι οι δύο χρονοσειρές βρίσκονται σε μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, επιβεβαιώνοντας τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών που έχει διαπιστωθεί στη διεθνή βιβλιογραφία και για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος. Επιπλέον, επιβεβαιώνεται η διαπίστωση ότι ο έλεγχος της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής με τη χρήση της εξίσωσης [7] σε επίπεδο απόλυτων τιμών, οδηγεί στη μεροληπτική αποδοχή της αρχικής υπόθεσης. Το συμπέρασμα αυτό ενισχύεται και από την εξέταση της παλινδρόμησης [7] για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος η οποία παρουσιάζεται στη συνέχεια.

Στο σημείο αυτό παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης [7] για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος και συγκεκριμένα για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της Δραχμής απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο, το Ιαπωνικό Γιέν, την Αγγλική Λίρα και το Ευρωπαϊκό ECU. Συγκεκριμένα, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων της εξίσωσης [7] τόσο με τη χρήση μηνιαίων όσο και εβδομαδιαίων στοιχείων. Όσον αφορά τη χρήση εβδομαδιαίων στοιχείων είναι απαραίτητο να διευκρινιστεί ότι καθώς οι παρατηρήσεις (εβδομαδιαίες τιμές) είναι πιο συχνές από τη διάρκεια των προθεσμιακών συμβολαίων (μηνιαία διάρκεια), ο διαταρακτικός όρος στην εξίσωση [8] δεν θα είναι ανεξάρτητος αλλά θα συσχετίζεται με προηγούμενους διαταρακτικούς όρους (errors). Στην περίπτωση χρήσης εβδομαδιαίων στοιχείων όπου μεσολαβούν τέσσερα διαδοχικά συμβόλαια (θεωρούμε ότι ο μήνας αποτελείται από τέσσερις εβδομάδες), ο διατακτικός όρος θα ισοδυναμεί με έναν κινητό μέσο όρο τρίτου βαθμού (third-order moving average process). Ο λόγος είναι ότι η πληροφόρηση η οποία είναι διαθέσιμη για παράδειγμα μεταξύ της πρώτης και της τέταρτης εβδομάδας θα συσχετίζεται με την πληροφόρηση η οποία θα υπάρχει μεταξύ της δεύτερης και της πέμπτης εβδομάδας. Εάν αγνοηθεί ο κινητός μέσος όρος, τα τυπικά σφάλματα της παλινδρόμησης [8] θα είναι μεροληπτικά χαμηλά με αποτέλεσμα τα  $t$ -statistics να μην είναι αξιόπιστα<sup>11</sup>. Συνεπώς, στις παλινδρομήσεις που αφορούν εβδομαδιαία στοιχεία ο διαταρακτικός όρος περιγράφεται από έναν κινητό μέσο όρο τρίτου βαθμού.

Όσον αφορά τα τρία πρώτα νομίσματα το καθεστώς ισοτιμιών της δραχμής είναι ελεύθερο (floating) ενώ για το ECU το καθεστώς είναι σταθερό (fixed). Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων παρουσιάζονται συγκεντρωτικά στους πίνακες 5 και 5a που ακολουθούν. Επιπλέον και προκειμένου να εκτιμηθεί η ενδεχόμενη επίδραση της υποτίμησης-προσαρμογής της δραχμής κατά 13,8% στις 13/3/1998, με την ταυτόχρονη είσοδο του νομίσματος στον Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ΜΣΙ), διενεργούνται ξεχωριστές παλινδρομήσεις της εξίσωσης [7] όπου περιλαμβάνεται μια ψευδομεταβλητή (dummy variable), η οποία έχει σκοπό να συνεκτιμήσει το γεγονός αυτό και την ενδεχόμενη επίδρασή του στα αποτελέσματα των συντελεστών των παλινδρομήσεων. Η διολίσθηση της δραχμής ήταν τάξεως του 13,8% έναντι του Ecu και η οριζόμενη κεντρική ισοτιμία ανήλθε τις 357 Δρχ. /Ecu.

Στη διεθνή βιβλιογραφία έλεγχο της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος με βάση την παλινδρόμηση σε

<sup>11</sup> Η απόδειξη της παραπάνω διαπίστωσης παρουσιάζεται από τον Frankel [1979].

απόλυτες τιμές, έχουν διενεργήσει, μεταξύ άλλων, οι Barnhart και Szakmary [1991], Frankel [1987], Frankel και Froot [1987], MacDonald [1983], McCallum [1994] και Πιπτής [1992]. Οι Barnhart και Szakmary εκτιμούν την παλινδρόμηση [7] για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της Αγγλικής Λίρας, του Γερμανικού Μάρκου, του Ιαπωνικού Γιεν και του Δολαρίου Καναδά απέναντι στο Αμερικανικό δολάριο για την περίοδο μεταξύ 1/1974 και 11/1988. Τα αποτελέσματα τους είναι υπέρ της αποδοχής της αρχικής υπόθεσης της αμεροληψίας. Στην έρευνα των Frankel και Froot εξετάζεται η υπόθεση της αμεροληψίας για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της Αγγλικής Λίρας, του Γερμανικού Μάρκου, του Γαλλικού και Ελβετικού φράγκου, της Ιταλικής Λιρέτας και του Ολλανδικού Γκίλντερ απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο. Οι συγγραφείς αναφέρουν ότι η αρχική υπόθεση της αμεροληψίας γίνεται αποδεκτή μόνο για τις περιπτώσεις του Ελβετικού φράγκου και της Αγγλικής Λίρας, αλλά και για τις υπόλοιπες ισοτιμίες ο συντελεστής  $\beta$  της παλινδρόμησης είναι πολύ κοντά στη μονάδα. Ο MacDonald εξετάζει την ίδια υπόθεση για την περίοδο μεταξύ 2/1921 και 5/1925 και για τις ισοτιμίες μεταξύ του Γαλλικού φράγκου και του Αμερικανικού δολαρίου έναντι της Αγγλικής Λίρας. Τα αποτελέσματα του είναι υπέρ της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής. Ακόμα, ο McCallum για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες του Γερμανικού Μάρκου, της Αγγλικής Λίρας και του Ιαπωνικού Γιεν απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο, καταλήγει στην αποδοχή της αρχικής υπόθεσης. Επίσης, ο Πιπτής Ν. καταλήγει στο ίδιο συμπέρασμα για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της Αγγλικής Λίρας, του Γερμανικού Μάρκου, του Γαλλικού και Ελβετικού φράγκου απέναντι στο Αμερικανικό δολάριο.



**Πίνακας 5.** Παλινδρόμηση μηνιαίων τρεχουσών τιμών συναλλάγματος σε μηνιαίες προθεσμιακές τιμές συναλλάγματος, εξίσωση [7]

	$\alpha$	$\beta$	DW
Γιεν	0,05 (0,04)	0,92 (0,04)	1,79
ECU	1,20 (0,25)	0,78 (0,04)	1,89
Δολάριο	-0,08 (0,03)	1,01 (0,006)	2,03
Λίρα	0,08 (0,10)	0,98 (0,01)	2,32

Εντός των παρενθέσεων εμφανίζονται τα τυπικά σφάλματα

**Πίνακας 5α.** Παλινδρόμηση μηνιαίων τρεχουσών τιμών συναλλάγματος σε μηνιαίες προθεσμιακές τιμές συναλλάγματος, εξίσωση [7]

	$\alpha$	$\beta$	DV	DW
Γιεν	0,08 (0,04)	0,88 (0,05)	0,02 (0,01)	1,82
ECU	2,48 (0,33)	0,56 (0,05)	0,03 (0,006)	1,61
Δολάριο	-0,12 (0,05)	1,02 (0,009)	-0,002 (0,002)	2,05
Λίρα	0,11 (0,16)	0,97 (0,02)	0,001 (0,007)	2,31

DV: ψευδομεταβλητή

Εντός των παρενθέσεων εμφανίζονται τα τυπικά σφάλματα

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων της εξίσωσης [7] με μηνιαία στοιχεία τα οποία παρουσιάζονται στον πίνακα [5] δίνουν τιμές για τους συντελεστές  $\alpha$ ,  $\beta$  οι οποίες δεν είναι σημαντικά διαφορετικές του μηδενός και της μονάδας αντίστοιχα, με εξαίρεση την ισοτιμία Δραχμής /Ecu. Επιπλέον, η χρησιμοποίηση της ψευδομεταβλητής στην ίδια παλινδρόμηση, προκειμένου να εξεταστεί η επίδραση της υποτίμησης του Ελληνικού νομίσματος στις 13/3/1998, δεν δίνει σημαντικά διαφορετικά αποτελέσματα τα οποία να επηρεάζουν τις εκτιμήσεις των συντελεστών (πίνακας [5α]). Εξαιρέση αποτελεί και πάλι η ισοτιμία Δραχμής/ Ecu, όπου η ψευδομεταβλητή εμφανίζεται να είναι στατιστικά σημαντική με αποτέλεσμα οι εκτιμητές των συντελεστών να διαφέρουν από τους αντίστοιχους του πίνακα [5]. Η σημαντικότητα της ψευδομεταβλητής στην ισοτιμία της Δραχμής έναντι του Ecu ενδεχομένως να οφείλεται στο γεγονός ότι η διολίσθηση του Ελληνικού νομίσματος έγινε απέναντι στο συγκεκριμένο νόμισμα<sup>12</sup>.

<sup>12</sup> Στη συνέχεια παρουσιάζεται επιχειρηματολογία σχετικά με την αξιοπιστία των εκτιμητών των συντελεστών της παλινδρόμησης [7].

**Πίνακας 6.** Παλινδρόμηση εβδομαδιαίων τρεχουσών τιμών συναλλάγματος σε εβδομαδιαίες προθεσμιακές τιμές συναλλάγματος, εξίσωση [7]

	<b>α</b>	<b>β</b>	<b>DW</b>
<b>Γεν</b>	0,08 (0,03)	0,89 (0,03)	1,84
<b>ECU</b>	0,99 (0,18)	0,82 (0,03)	1,85
<b>Δολάριο</b>	-0,08 (0,03)	1,01 (0,006)	2,09
<b>Λίρα</b>	0,18 (0,11)	0,96 (0,01)	1,93

Εντός των παρενθέσεων εμφανίζονται τα τυπικά σφάλματα

**Πίνακας 6α.** Παλινδρόμηση εβδομαδιαίων τρεχουσών τιμών συναλλάγματος σε εβδομαδιαίες προθεσμιακές τιμές συναλλάγματος, εξίσωση [7]

	<b>α</b>	<b>β</b>	<b>DV</b>	<b>DW</b>
<b>Γεν</b>	0,10 (0,03)	0,86 (0,03)	0,02 (0,007)	1,88
<b>ECU</b>	2,54 (0,29)	0,55 (0,05)	0,03 (0,005)	1,71
<b>Δολάριο</b>	-0,02 (0,06)	1,00 (0,01)	0,003 (0,002)	2,06
<b>Λίρα</b>	0,35 (0,17)	0,94 (0,02)	0,01 (0,008)	1,91

DV: ψευδομεταβλητή

Εντός των παρενθέσεων εμφανίζονται τα τυπικά σφάλματα

Αντίστοιχα είναι τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τις παλινδρομήσεις της εξίσωσης [7] με τη χρήση εβδομαδιαίων τιμών. Συγκεκριμένα, οι εκτιμητές των συντελεστών  $\alpha$  και  $\beta$  με εξαίρεση και πάλι την ισοτιμία της δραχμής έναντι του Ecu, δεν είναι σημαντικά διαφορετικοί του μηδενός και της μονάδας αντίστοιχα. Επιπλέον, η εισαγωγή της ψευδομεταβλητής στην παλινδρόμηση παρά το γεγονός ότι εμφανίζεται σε όλες τις περιπτώσεις να είναι στατιστικά σημαντική, δεν επηρεάζει σε σημαντικό βαθμό τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των συντελεστών. Εξαιρέση αποτελεί και σε αυτήν την περίπτωση η ισοτιμία Δραχμής / Ecu.

Το συμπέρασμα που εξαγεται με βάση τις παλινδρομήσεις σε επίπεδο απόλυτων τιμών και που εμφανίζεται σε αντιστοιχία με ανάλογες έρευνες της διεθνούς βιβλιογραφίας, είναι ότι η υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην Ελληνική αγορά συναλλάγματος γίνεται αποδεκτή για όλες τις συναλλαγματικές ισοτιμίες απέναντι στη Δραχμή με εξαίρεση την ισοτιμία του Ελληνικού νομίσματος απέναντι στο Ecu. Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων των τρεχουσών τιμών την περίοδο  $t$  στις προθεσμιακές τιμές την περίοδο  $t-1$  είναι συνεπή με τα αποτελέσματα των ερευνών που έχουν πραγματοποιηθεί για μια σειρά συναλλαγματικών ισοτιμιών απέναντι στο

Αμερικανικό δολάριο και που αναφέρονται αναλυτικά σε προηγούμενο μέρος της εργασίας.

Επιπρόσθετα, σε άμεση συνάρτηση με τα αποτελέσματα που παρουσιάστηκαν σε προηγούμενο μέρος της εργασίας, τονίζεται ότι το γεγονός ότι οι χρονοσειρές των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών χαρακτηρίζονται από συνολοκλήρωση με σχέση συνολοκλήρωσης (1, -1), θέτει υπό αμφισβήτηση την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων των παλινδρομήσεων της μορφής [7]. Συγκεκριμένα, σημειώνεται ότι είναι αναμενόμενη η πιθανή ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δεδομένου ότι χρονοσειρές που εξετάζονται διακρίνονται από συνολοκλήρωση. Επιπλέον καθώς οι χρονοσειρές που χρησιμοποιούνται στις παλινδρομήσεις είναι I(1), τα t-statistics ενδέχεται να μην είναι αξιόπιστα. Συνεπώς τα ενδιαφέρον για τα αποτελέσματα των παραπάνω παλινδρομήσεων εστιάζεται περισσότερο στο πρόσημο και στο μέγεθος των συντελεστών των παραμέτρων, παρά στην εξέταση της ακριβείας και της στατιστικής σημαντικότητας των αποτελεσμάτων των συντελεστών αυτών. Συνεπώς, με εξαίρεση την τελευταία αυτή ισοτιμία, τα αποτελέσματα της εκτίμησης των συντελεστών  $\alpha$ ,  $\beta$  είναι συνεπή με τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στη διεθνή βιβλιογραφία

Οι παλινδρομήσεις σε επίπεδο levels οδηγούν στην αποδοχή της αρχικής υπόθεσης, δηλαδή στην αποδοχή της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος. Επιπλέον, διαπιστώνεται ότι η εισαγωγή της ψευδομεταβλητής στις παλινδρομήσεις και των δύο δειγμάτων (μηνιαία, εβδομαδιαία στοιχεία) δεν επιδρά σημαντικά στη διαμόρφωση των τιμών των συντελεστών των παραμέτρων, με εξαίρεση την ισοτιμία Δραχμής / ECU. Όπως αναφέρθηκε παραπάνω η ύπαρξη της συνολοκληρωτικής σχέσης (cointegrating relation) μεταξύ των χρονοσειρών καταδεικνύει την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των δύο αυτών μεταβλητών, με αποτέλεσμα παλινδρομήσεις σε επίπεδα απόλυτων τιμών (levels) όπως η προηγούμενη, να οδηγούν μεροληπτικά στην αποδοχή της υπόθεσης της αμεροληψίας στην αγορά συναλλάγματος.

Συνεπώς είναι απαραίτητη η χρήση ενός "error correction" μοντέλου (Engle και Granger, 1987) το οποίο θα περιλαμβάνει τόσο την παράμετρο που αντανακλά τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας των δύο χρονοσειρών όσο και την παράμετρο-ους που απεικονίζει τη βραχυχρόνια σχέση και επίδραση μεταξύ αυτών. Το μοντέλο αυτό θα αποτελεί τη παλινδρόμηση της μεταβολής της τρέχουσας τιμής στο προθεσμιακό premium με ορισμένου βαθμού χρονική υστέρηση καθώς και στις τρέχουσες και προθεσμιακές τιμές με αντίστοιχες χρονικές υστερήσεις:

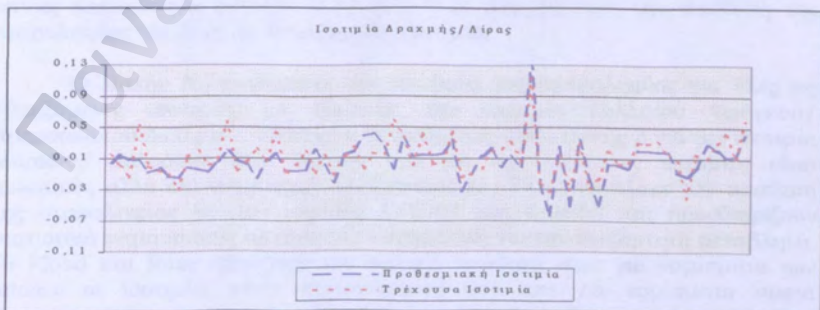
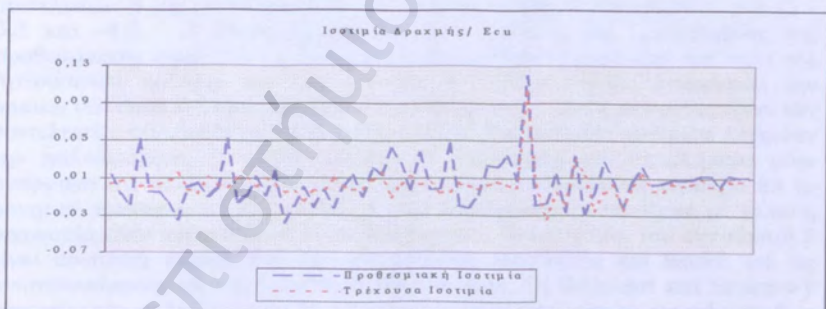
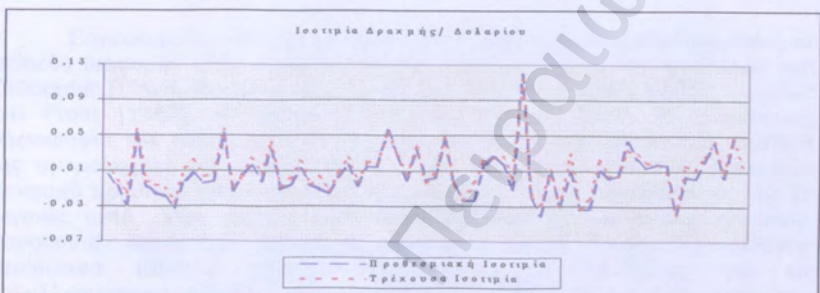
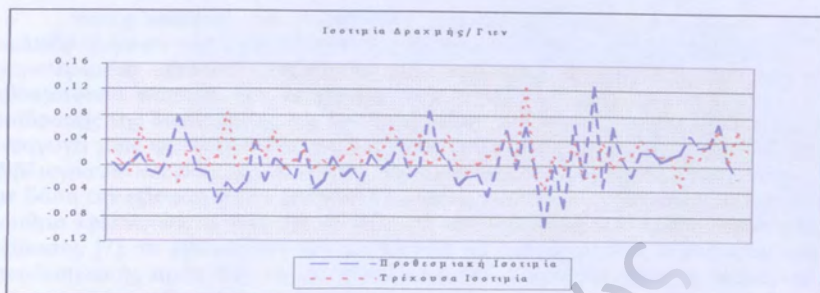
$$\Delta S_t = \alpha + (F - S)_{t-1} + \Delta S_{t-1} + \Delta F_{t-1} + \varepsilon_t \quad [9]$$

Η εξέταση της παραπάνω εξίσωσης οδηγεί σε ορισμένα συμπεράσματα αναφορικά με τον έλεγχο της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος. Συγκεκριμένα, διαπιστώνεται ότι η εξίσωση [7] αντανακλά τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δύο χρονοσειρών (τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών) με αποτέλεσμα να παραβλέπεται η βραχυχρόνια σχέση η οποία ενδεχομένως να υφίσταται. Για το λόγο αυτό δεν είναι η κατάλληλη εξίσωση η οποία περιγράφει τη σχέση μεταξύ των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών. Από την άλλη μεριά, η εξίσωση [8] ενσωματώνει τη σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των δύο χρονοσειρών αλλά επίσης παραβλέπει τη βραχυχρόνια δυναμική καθώς δεν περιλαμβάνει τους με χρονική υστέρηση όρους που αφορούν τις μεταβολές των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών.

Κάτω όμως από την αρχική υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής όπου  $a = 0$ ,  $\beta = 1$ , οι εξισώσεις [8] και [9] είναι ισοδύναμες με αποτέλεσμα η εξίσωση [8] να αποτελεί την κατάλληλη εξίσωση για την εξέταση της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος.

Η μη στασιμότητα των χρονοσειρών των τρεχουσών και προθεσμιακών τιμών (spot, forward) οδήγησε πλήθος ερευνητών στον έλεγχο της υπόθεσης της αμεροληψίας μέσα από τη χρησιμοποίηση της παλινδρόμησης (8). Όπως αποδεικνύεται από τους σχετικούς ελέγχους στασιμότητας που αναφέρονται στη διεθνή βιβλιογραφία, οι χρονοσειρές αυτές (σε επίπεδο διαφορών) είναι στάσιμες, [βλ. Πιπύ, Barnhart και Szakmary], ενώ όσον αφορά τις χρονοσειρές που χρησιμοποιούνται στην παρούσα εργασία, ο έλεγχος στασιμότητας που πραγματοποιήθηκε (πίνακας 2) επιβεβαιώνει το συμπέρασμα αυτό και για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος. Με βάση τα παραπάνω, η εκτίμηση της παλινδρόμησης [8] εξετάζει την προβλεπτική ικανότητα της προθεσμιακής τιμής και την πιθανότητα ύπαρξης αποκλίσεων από τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δύο αυτών χρονοσειρών (προθεσμιακής και τρέχουσας). Στο πλαίσιο αυτό, ενδιαφέρον παρουσιάζουν οι διαγραμματικές απεικονίσεις των χρονοσειρών (με μηνιαία στοιχεία)<sup>13</sup> της διαφοράς των τρεχουσών τιμών συναλλάγματος και του προθεσμιακού premium, οι οποίες παρουσιάζονται στην επόμενη σελίδα και που χρησιμοποιούνται στην εξίσωση [8]. Η παρατήρηση των διαγραμμάτων καταδεικνύει ότι οι μεταβολές στις τρέχουσες τιμές παρουσιάζουν μεγαλύτερη διακύμανση από το προθεσμιακό premium. Συγκεκριμένα, από την παρατήρηση των διαγραμμάτων είναι φανερό ότι οι περισσότερες μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι μη αναμενόμενες, τουλάχιστον με βάση την παρατήρηση του προθεσμιακού premium. Το φαινόμενο είναι έντονο για όλες τις συναλλαγματικές ισοτιμίες με εξαίρεση την ισοτιμία Δραχμής /Δολαρίου όπου οι δύο χρονοσειρές (το προθεσμιακό premium και η μεταβολή στην τρέχουσα τιμή) δείχνουν περισσότερο συνδεδεμένες.

<sup>13</sup> Τα αντίστοιχα διαγράμματα με τις εβδομαδιαίες τιμές παρουσιάζονται στο παράρτημα στο τέλος της εργασίας.





Στους πίνακες που ακολουθούν παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων της εξίσωσης [8] για όλες τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Η συγκεκριμένη εξίσωση εκτιμήθηκε τόσο με βάση τα μηνιαία όσο και τα εβδομαδιαία στοιχεία του δείγματος, ενώ εκτιμάται ξεχωριστά η περίπτωση επίδρασης της διολίσθησης της δραχμής (κατά 13,8%) στις 13/3/1998 με την εισαγωγή μιας ψευδομεταβλητής στις προς εκτίμηση παραμέτρους. Στη διεθνή βιβλιογραφία έλεγχος της υπόθεσης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής με βάση την εξίσωση [8] σε επίπεδο διαφορών, έχει διενεργηθεί από ένα μεγάλο αριθμό ερευνητών, καθώς για λόγους μη στασιμότητας των χρονοσειρών της εξίσωσης [7], το ενδιαφέρον για τον έλεγχο της προβλεπτικής κανονότητας της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος, στράφηκε προς τη χρήση της συγκεκριμένης εξίσωσης.

Συγκεκριμένα, μεταξύ των ερευνητών που εκτιμούν παλινδρομήσεις σε επίπεδο διαφορών είναι οι Fama [1984], Flood και Rose [1994], Bansal και Dahlquist [1999], Barnhart και Szakmary [1991], Frankel [1987], Frankel και Froot [1987], McCallum [1994] και Πιτής [1992]. Η συντριπτική πλειοψηφία των αποτελεσμάτων των ερευνών αυτών απορρίπτει την υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής, ενώ ακόμα πιο πέρα προσδίδει αρνητικό πρόσημο στον εκτιμητή του συντελεστή  $\beta$  της παλινδρόμησης [8]. Το γεγονός αυτό, όπως περιγράφεται στην εισαγωγή της παρούσας εργασίας, παρουσιάζει σημαντικές επιπλοκές αναφορικά με τη θεωρία της υπόθεσης Uncovered Interest Parity. Συγκεκριμένα, ο McCallum για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες που εξετάζει<sup>14</sup> αναφέρει ότι οι εκτιμήσεις των συντελεστών  $\beta$  της παλινδρόμησης σε επίπεδο διαφορών κυμαίνονται μεταξύ -3,3 και -4,7. Ο Fama εξετάζοντας την υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής για τις ισοτιμίες εννέα κύριων νομισμάτων απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο για την περίοδο 8/1973-12/1982, απορρίπτει την αρχική υπόθεση και προσδιορίζει αρνητικό πρόσημο στους εκτιμητές όλων των συντελεστών του προθεσμιακού premium. Οι Bansal και Dahlquist εκτιμούν την παλινδρόμηση [8] συνολικά για 28 οικονομίες και καταλήγουν στην απόρριψη της υπόθεσης της αμεροληψίας καθώς και στο συμπέρασμα ότι το αρνητικό πρόσημο στο συντελεστή  $\beta$  της παλινδρόμησης σχετίζεται με το αν η οικονομία είναι ανεπτυγμένη ή αναπτυσσόμενη. Έτσι, η τιμή του συντελεστή  $\beta$  είναι αρνητική κυρίως για τις ανεπτυγμένες οικονομίες και θετική για τις αναπτυσσόμενες, αν και μικρότερη της μονάδας. Οι Barnhart και Szakmary εκτιμούν την παλινδρόμηση [8] και υπολογίζουν τιμές για το συντελεστή  $\beta$  οι οποίες κυμαίνονται μεταξύ -0,58 και -3,6. Απορρίπτουν την υπόθεση της αμεροληψίας για όλες τις εξεταζόμενες ισοτιμίες.

Ο Πιτής Ν. απορρίπτει την υπόθεση της αμεροληψίας για όλες τις εξεταζόμενες ισοτιμίες με εξαίρεση την ισοτιμία Γαλλικού Φράγκου/ Αμερικανικού Δολαρίου. Επίσης, ο εκτιμώμενος συντελεστής  $\beta$  για την ισοτιμία Μάρκου/ Δολαρίου είναι θετικός ενώ για τις υπόλοιπες ισοτιμίες είναι αρνητικός αλλά όχι σημαντικά. Οι Frankel και Froot εξετάζουν την υπόθεση της αμεροληψίας για την περίοδο 6/1981 και 8/1988 και προσδιορίζουν στατιστικά σημαντικούς αρνητικούς συντελεστές για την ανεξάρτητη μεταβλητή. Οι Flood και Rose εξετάζουν την αρχική υπόθεση τόσο για νομίσματα των οποίων οι ισοτιμίες είναι κυμαινόμενες όσο και για νομίσματα οποία διαπραγματεύονται σε καθεστώς σταθερών ισοτιμιών. Τα αποτελέσματα τους

<sup>14</sup> Το δείγμα του McCallum όπως των περισσότερων ερευνητών που αναφέρονται στο σημείο αυτό, έχει αναλυθεί παραπάνω στον έλεγχο της ίδιας υπόθεσης με την εξίσωση σε απόλυτες τιμές.



συνηγορούν υπέρ της απόρριψης της αρχικής υπόθεσης και στις δύο περιπτώσεις. Επιπλέον, όπως εκτιμούν, το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή β της παλινδρόμησης επιβεβαιώνεται μόνο για τις περιπτώσεις ελεύθερων ισοτιμιών, ενώ για τις περιπτώσεις νομισμάτων υπό καθεστώς σταθερών ισοτιμιών, το εν λόγω πρόσημο είναι θετικό, αλλά παραμένει διαφορετικό (μικρότερο) της μονάδας όπως περιγράφεται στην αρχική υπόθεση.

Τα αποτελέσματα των ερευνών των Flood και Rose, Bansal και Dahlquist έχουν άμεσο ενδιαφέρον για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος και κατ' επέκταση και για την παρούσα εργασία, καθώς η Ελληνική οικονομία εντάσσεται στις αναπτυσσόμενες οικονομίες ενώ τουλάχιστον ως προς το Ecu, το Ελληνικό νόμισμα λειτουργεί σε καθεστώς σταθερών ισοτιμιών όπως προβλέπεται από τον Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών, στον οποίο περιλαμβάνεται και η δραχμή από την ημέρα της υποτίμησής της τον Μάρτιο του 1998.

**Πίνακας 7.** Παλινδρόμηση μηνιαίων τρεχουσών τιμών συναλλάγματος σε μηνιαίες προθεσμιακές τιμές συναλλάγματος, εξίσωση [8]

	$\alpha$	$\beta$	DW
<b>Γεν</b>	-0,0008 (0,005)	0,30 (0,17)	1,97
<b>ECU</b>	0,0005 (0,001)	0,33 (0,06)	1,98
<b>Δολάριο</b>	-0,005 (0,0008)	1,02 (0,02)	1,93
<b>Λίρα</b>	-0,002 (0,002)	0,73 (0,08)	2,27

Εντός των παρενθέσεων εμφανίζονται τα τυπικά σφάλματα

**Πίνακας 7α.** Παλινδρόμηση μηνιαίων τρεχουσών τιμών συναλλάγματος σε μηνιαίες προθεσμιακές τιμές συναλλάγματος, εξίσωση [8]

	$\alpha$	$\beta$	DV	DW
<b>Γεν</b>	0,0002 (0,005)	0,31 (0,17)	-0,018 (0,019)	1,95
<b>ECU</b>	0,00007 (0,001)	0,31 (0,06)	0,01 (0,007)	2,09
<b>Δολάριο</b>	-0,005 (0,0008)	1,02 (0,029)	-0,00003 (0,0031)	1,93
<b>Λίρα</b>	-0,002 (0,002)	0,73 (0,08)	0,002 (0,009)	2,28

DV: ψευδομεταβλητή

Εντός των παρενθέσεων εμφανίζονται τα τυπικά σφάλματα

Τα αποτελέσματα από τις παλινδρομήσεις, με μηνιαία στοιχεία, της εξίσωσης [8] για τις εξεταζόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες της δραχμής συνιστούν απόρριψη της αρχικής υπόθεσης [ $\alpha = 0, \beta = 1$ ] για όλες τις ισοτιμίες εκτός αυτής του Δολαρίου. Συγκεκριμένα, για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες του Ιαπωνικού γιεν, της Αγγλικής Λίρας και του Ecu, ο συντελεστής  $\alpha$  εμφανίζεται να μην είναι στατιστικά διαφορετικός του μηδενός σε 95% επίπεδο σημαντικότητας. Αντίθετα, ο συντελεστής  $\beta$  εμφανίζεται μεγαλύτερος του μηδενός, αλλά σημαντικά διαφορετικός της μονάδας. Επιπλέον, η εισαγωγή της ψευδομεταβλητής δεν επηρεάζει τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των συντελεστών, ενώ με εξαίρεση την περίπτωση του Ecu οι τιμές που αυτή λαμβάνει δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Στη συνέχεια παρουσιάζονται οι παλινδρομήσεις της εξίσωσης [8] με εβδομαδιαία στοιχεία.

**Πίνακας 8.** Παλινδρόμηση εβδομαδιαίων τρεχουσών τιμών συναλλάγματος σε εβδομαδιαίες προθεσμιακές τιμές συναλλάγματος, εξίσωση [8]

	$\alpha$	$\beta$	DW
Γιεν	-0,008 (0,003)	0,15 (0,094)	1,88
ECU	0,0006 (0,0006)	-0,029 (0,032)	2,06
Δολάριο	-0,002 (0,001)	0,69 (0,12)	2,07
Λίρα	0,0002 (0,002)	0,01 (0,09)	2,02

Εντός των παρενθέσεων εμφανίζονται τα τυπικά σφάλματα

**Πίνακας 8α.** Παλινδρόμηση εβδομαδιαίων τρεχουσών τιμών συναλλάγματος σε εβδομαδιαίες προθεσμιακές τιμές συναλλάγματος, εξίσωση [8]

	$\alpha$	$\beta$	DV	DW
Γιεν	-0,008 (0,003)	0,15 (0,09)	0,009 (0,008)	1,87
ECU	0,0005 (0,0006)	-0,02 (0,03)	0,003 (0,001)	2,07
Δολάριο	-0,003 (0,001)	0,69 (0,12)	0,04 (0,007)	2,14
Λίρα	0,002 (0,002)	0,09 (0,095)	0,04 (0,009)	2,02

DV: ψευδομεταβλητή

Εντός των παρενθέσεων εμφανίζονται τα τυπικά σφάλματα



Όπως διαφαίνεται από τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων με εβδομαδιαία στοιχεία, η υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής γίνεται αποδεκτή μόνο για την περίπτωση της ισοτιμίας της Δραχμής απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο. Για τις υπόλοιπες ισοτιμίες η αρχική υπόθεση της αμεροληψίας απορρίπτεται όπως συνέβη και στην εκτίμηση του δείγματος με μηνιαία στοιχεία. Επιπλέον, επιβεβαιώνεται η απόρριψη της αμεροληψίας για τις ισοτιμίες του Ecu, του Ιαπωνικού Γεν και της Αγγλικής Λίρας, καθώς και το γεγονός των θετικών συντελεστών των ανεξάρτητων μεταβλητών (το αρνητικό πρόσημο του εν λόγω συντελεστή στην περίπτωση της ισοτιμίας Δραχμής /Ecu δεν είναι στατιστικά σημαντικό).

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων σε επίπεδο διαφορών της εξίσωσης [8] όπως παρουσιάζονται και για τα δύο δείγματα (μηνιαία και εβδομαδιαία στοιχεία), με εξαίρεση την ισοτιμία Δραχμής /Δολαρίου, επιβεβαιώνουν την απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής που αναφέρεται στη διεθνή βιβλιογραφία. Αντίθετα, τα αποτελέσματα για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος δεν επιβεβαιώνουν το αρνητικό πρόσημο που αναφέρεται στη συντριπτική πλειοψηφία των αποτελεσμάτων των ερευνών αυτών. Επιπλέον, παρατηρείται η αποδοχή της υπόθεσης της αμεροληψίας για την ισοτιμία Δραχμής /Δολαρίου, γεγονός που έρχεται επίσης σε αντίθεση με την πλειοψηφία των αποτελεσμάτων άλλων ερευνών και οι οποίες εξετάζουν κυρίως ισοτιμίες απέναντι στο Αμερικανικό νόμισμα. Από την άλλη μεριά, το γεγονός της αποδοχής της αρχικής υπόθεσης για ορισμένη ισοτιμία του εξεταζόμενου δείγματος, όπως εμφανίζεται στο δείγμα της παρούσης εργασίας για το Αμερικανικό Δολάριο, είναι συνεπές με αποτελέσματα αντίστοιχων ερευνών (βλ. Πιπής, Frankel και Froot).

Επιπλέον, τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων της εξίσωσης [8] είναι εν μέρει συνεπή με τα εμπειρικά αποτελέσματα των Flood και Rose, Bansal και Dahlquist. Συγκεκριμένα, οι εκτιμήσεις θετικών τιμών για τον συντελεστή β στην ισοτιμία δραχμής/ Ecu είναι συνεπείς με την έρευνα των Flood και Rose όπου υπολογίζεται ότι σε καθεστώς σταθερών ισοτιμιών ο συντελεστής β λαμβάνει θετικές τιμές. Δεδομένου ότι η δραχμή λειτουργεί έναντι του Ecu/ Ευρώ σε καθεστώς σταθερών ισοτιμιών στα πλαίσια του ΜΣΙ, το συμπέρασμα των Flood και Rose επιβεβαιώνεται για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος, τουλάχιστον όσον αφορά τη συγκεκριμένη ισοτιμία. Τα αποτελέσματα εμφανίζονται επίσης συνεπή σε σχέση με την έρευνα των Bansal και Dahlquist, οι οποίοι καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο της μεροληψίας είναι λιγότερο έντονο στις αναπτυσσόμενες οικονομίες. Οι συγγραφείς εκτιμούν ότι ο συντελεστής β στις παλινδρομήσεις της μορφής [8], για τις οικονομίες αυτές, δεν είναι σημαντικά διαφορετικός από +0,5, αποτέλεσμα το οποίο είναι πολύ κοντά με τα αποτελέσματα της παρούσης εργασίας. Δεδομένου ότι η Ελληνική οικονομία εντάσσεται στις αναπτυσσόμενες οικονομίες, τα αποτελέσματα της παρούσας έρευνας είναι συνεπή με αυτά των ερευνητών οι οποίοι για τις αναπτυσσόμενες οικονομίες υπολογίζουν εκτιμητές του συντελεστή β θετικούς αλλά διαφορετικούς της μονάδας.

Στη συνέχεια παρουσιάζεται η ερμηνεία των αποτελεσμάτων με βάση την ανάλυση Fama και το διαχωρισμό του προθεσμιακού premium. Στα πλαίσια της ανάλυσης Fama το προθεσμιακό premium αποτελείται από το ασφάλιστρο κινδύνου και τον αναμενόμενο ρυθμό υποτίμησης. Επομένως τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων της εξίσωσης [8] οδηγούν στο συμπέρασμα ότι με δεδομένες τις θετικές τιμές του συντελεστή β, η συνδιακύμανση του

ασφαλίστρου κινδύνου και του αναμενόμενου ρυθμού υποτίμησης δεν μπορεί να προσδιοριστεί αναφορικά με το πρόσημο το οποίο λαμβάνει. Υπενθυμίζεται ότι ο συντελεστής  $\beta$  της εξίσωσης [8] αντιστοιχεί στον συντελεστή  $\beta_1$  των εξισώσεων που περιλαμβάνονται στην ανάλυση του Fama<sup>15</sup> (πρόκειται για την ίδια εξίσωση). Επομένως, με τιμές του συντελεστή  $\beta_1$  κοντά στο 0,5 όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα της παρούσης εργασίας, οι τιμές του συντελεστή  $\beta_0$  της δεύτερης εξίσωσης θα είναι επίσης κοντά στο 0,5, δεδομένου ότι κάτω από την αρχική υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής ισχύει ότι:  $\beta_0 + \beta_1 = 1$ . Επομένως, με δεδομένη την ύπαρξη ορθολογικών προσδοκιών και την ισχύ της ισότητας  $\beta_0 = \beta_1$  αποδεικνύεται ότι:

$$\sigma^2(\rho_{t-1}) + \text{cov}(\rho_{t-1}, E(S_t - S_{t-1})) = \sigma^2(E(S_t - S_{t-1})) + \text{cov}(\rho_{t-1}, E(S_t - S_{t-1})),$$

και

$$\sigma^2(\rho_{t-1}) = \sigma^2(E(S_t - S_{t-1}))$$

Με άλλα λόγια, αποδεικνύεται ότι για τιμές του συντελεστή  $\beta_1$  κοντά στο 0,5, η διακύμανση του ασφαλίστρου κινδύνου είναι ίση με τη διακύμανση του αναμενόμενου ρυθμού υποτίμησης. Συνεπώς ο λόγος για τον οποίο βραχυχρόνια παρουσιάζονται αποκλίσεις μεταξύ της προθεσμιακή τιμής τη περίοδο  $t-1$  και της τρέχουσας τιμής την περίοδο  $t$ , δεν μπορεί να αποδοθεί σε όρους μεγαλύτερης διακύμανσης, του ασφαλίστρου κινδύνου ή του αναμενόμενου ρυθμού υποτίμησης.

Το παραπάνω συμπέρασμα δεν είναι συνεπές με το αποτέλεσμα στο οποίο καταλήγει ο Fama με δεδομένη την ύπαρξη ορθολογικών προσδοκιών, γεγονός που οφείλεται στις διαφορετικές εκτιμήσεις των συντελεστών  $\beta$  της παλινδρόμησης [8]. Από την παραπάνω ανάλυση είναι σαφές ότι η απόρριψη της υπόθεσης της αμεροληψίας δεν μπορεί να ερμηνευθεί με επιτυχία από τη συνήθη τακτική του ελέγχου μεταξύ των ορθολογικών προσδοκιών και του ασφαλίστρου κινδύνου. Στα πλαίσια της ερμηνείας της απόρριψης της αρχικής υπόθεσης της αμεροληψίας πραγματοποιείται στο επόμενο μέρος της εργασίας έλεγχος για την υπόθεση της παρέμβασης της Τράπεζας της Ελλάδος στην αγορά συναλλάγματος και τις ενδεχόμενες επιδράσεις της παρέμβασης αυτής στην προβλεπτική ικανότητα της προθεσμιακής τιμής. Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων για την αμεροληψία της προθεσμιακής τιμής σε συνδυασμό με το γεγονός ότι η ισοτιμία της Δραχμής απέναντι στο Έσϋ διαπραγματεύεται σε καθεστώς σταθερών ισοτιμιών, εστιάζει το ενδιαφέρον του ελέγχου της υπόθεσης της παρέμβασης της ΤτΕ στη συγκεκριμένη ισοτιμία.

<sup>15</sup> Η ανάλυση Fama περιγράφεται στο 2<sup>ο</sup> μέρος της εργασίας (Θεωρία).

#### IV. Η Υπόθεση Παρέμβασης της Κεντρικής Τράπεζας

Στο μέρος αυτό εξετάζεται η υπόθεση της παρέμβασης στην αγορά συναλλάγματος από την Τράπεζα της Ελλάδος, ως μία πιθανή ερμηνεία της απόρριψης της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής. Η υπόθεση αυτή βασίζεται στην ανάλυση του McCallum [1994], η βασική ιδέα της οποίας είναι ότι οι νομισματικές αρχές επιδεικνύουν την τάση να αποφεύγουν τις ραγδαίες μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες (leaning against exchange rate changes) παρεμβαίνοντας στην αγορά συναλλάγματος είτε ως αγοραστής είτε ως πωλητής του εγχώριου/ ξένου νομίσματος. Η παραδοχή αυτή σε συνδυασμό με το γεγονός ότι το βασικότερο «εργαλείο» παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας είναι ένα βραχυπρόθεσμο παρεμβατικό επιτόκιο, οδηγεί στην εξαγωγή ενός μοντέλου το οποίο περιγράφει την υπόθεση αυτή της παρέμβασης από την κεντρική τράπεζα. Επιπλέον, στο μοντέλο αυτό, περιλαμβάνεται η υπόθεση ότι οι νομισματικές αρχές εκτός από την αποφυγή ραγδαίων μεταβολών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες, έχουν την τάση να εξομαλύνουν τις μεταβολές στα επιτόκια (smooth interest rate movements), με την έννοια ότι δεν επιθυμούν μεγάλες μεταβολές στα επιτόκια.

Επιπρόσθετα, η ιδιαιτερότητα της προσέγγισης του McCallum, όσον αφορά την ερμηνεία της απόρριψης της προθεσμιακής τιμής στην αγορά συναλλάγματος, έγκειται στο ότι η προτεινόμενη ερμηνεία είναι συνεπής με την θεωρία Uncovered Interest Parity, η ισχύς της οποίας, όπως αναλύεται σε προηγούμενο μέρος, τίθεται σε αμφισβήτηση με βάση τα αποτελέσματα στη βιβλιογραφία για την αμεροληψία της προθεσμιακής τιμής. Ο McCallum δίνει ιδιαίτερη έμφαση στην ισχύ της παραπάνω θεωρίας υποστηρίζοντας ότι απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής δεν συνεπάγεται κατ' ανάγκη και απόρριψη της θεωρίας UIP. Στο πλαίσιο αυτό εντάσσεται η προσέγγιση με βάση την οποία επιχειρεί να ερμηνεύσει την απόρριψη της αμεροληψίας.

Σύμφωνα με την ανάλυση McCallum οι δύο αυτές πολιτικές της αποφυγής σημαντικών μεταβολών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες και της εξομάλυνσης των μεταβολών των επιτοκίων, είναι δυνατόν να περιγραφούν από την παρακάτω εξίσωση:

$$i_t - i_t^* = \lambda(s_t - s_{t-1}) + \sigma(i_t - i_t^*)_{t-1} + \zeta_t \quad [12]$$

όπου  $i_t$  είναι το εγχώριο επιτόκιο την περίοδο  $t$ ,  $i_t^*$  είναι το ξένο αντίστοιχο επιτόκιο για την ίδια περίοδο,  $s_t$  είναι η τιμή συναλλάγματος σε μονάδες του εγχώριου νομίσματος και  $\zeta_t$  είναι τυχαίο σφάλμα και αντιπροσωπεύει τυχαίες επιρροές της πολιτικής (random policy influences). Οι παράμετροι  $\lambda$ ,  $\sigma$  μπορεί να θεωρηθεί ότι αντιπροσωπεύουν την τάση για αποφυγή ραγδαίων μεταβολών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες και την τάση για εξομάλυνση των μεταβολών των επιτοκίων αντίστοιχα.

Στη συνέχεια και εφόσον γίνουν αποδεκτές οι υποθέσεις της ισχύος της θεωρίας Uncovered Interest Parity  $i_t - i_t^* = s_{t+1}^e - s_t$  και των ορθολογικών προσδοκίων, η υπόθεση της παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας στην αγορά συναλλάγματος, καταλήγει στην παρακάτω εξίσωση για την περιγραφή των μεταβολών στις τιμές συναλλάγματος:

$$\Delta s_t = -\sigma / \lambda (i_t - i_t^*)_{t-1} + \varepsilon_t \quad [13]$$

Η εξίσωση [13] είναι ισοδύναμη με την εξίσωση [8] εφόσον ισχύουν οι υποθέσεις Covered Interest Parity και των ορθολογικών προσδοκιών. Από την εξέταση της παραπάνω εξίσωσης προκύπτει ότι για συγκεκριμένες τιμές των  $\sigma$ ,  $\lambda$ , ο συντελεστής της διαφοράς των επιτοκίων ή του προθεσμιακού premium λαμβάνει τιμές οι οποίες είναι ικανές να ερμηνεύσουν την ύπαρξη της μεροληψίας στην προθεσμιακή τιμή στην αγορά συναλλάγματος. Επιπλέον, η ιδιαιτερότητα της ανάλυσης McCallum έγκειται στο ότι οι τιμή του συντελεστή παλινδρόμησης είναι ανεξάρτητη από την τιμή του συντελεστή στην εξίσωση Uncovered Interest Parity (UIP). Με άλλα λόγια, η παραπάνω ανάλυση είναι συνεπής με την υπόθεση ισχύος της εξίσωσης UIP.

Παρά τη θεωρητική ελκυστικότητα του μοντέλου να ερμηνεύσει τη μεροληψία της προθεσμιακής τιμής, ο McCallum δεν προχωρά στην εμπειρική εφαρμογή του. Σε έλεγχο της υπόθεσης παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας προχωρούν ερευνητές όπως οι Barnhart και Szakmary [1991] και Osterberg [1997] χρησιμοποιώντας όμως διαφορετική προσέγγιση από αυτήν του McCallum. Συγκεκριμένα, οι Barnhart και Szakmary χρησιμοποιούν τα επίσημα αποθέματα συναλλάγματος στο τέλος κάθε μήνα σε μία προσπάθεια να μοντελοποιήσουν τις μεταβολές στη συναλλαγματική ισοτιμία ως μία συνάρτηση της παρέμβασης από την κεντρική τράπεζα. Το μοντέλο το οποίο εξετάζουν είναι της παρακάτω μορφής και αφορά συναλλαγματικές ισοτιμίες απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο:

$$S_t - S_{t-1} = \alpha + (\beta + \pi \Delta I_t)(F_{t-1} - S_{t-1}) + \dots + e_t$$

όπου  $\Delta I_t$  είναι η μεταβολή στα συναλλαγματικά αποθέματα μεταξύ της περιόδου  $t$  και  $t-1$ . Η μεταβλητή αυτή θεωρείται ότι αντιπροσωπεύει τις παρεμβάσεις της χώρας στην αγορά συναλλάγματος προκειμένου να επηρεάσει τη συναλλαγματική της ισοτιμία. Η παράμετρος  $\pi$  θεωρείται ότι αντιπροσωπεύει την αλληλεπίδραση μεταξύ του προθεσμιακού premium και της παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης του μοντέλου δίνουν τιμές του  $\pi$  οι οποίες είναι στατιστικά σημαντικές άλλα με διαφορετικό σε περιπτώσεις πρόσημο. Το συμπέρασμα που προκύπτει είναι η επιβεβαίωση της παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας στην αγορά συναλλάγματος (leaning against the wind intervention), η οποία όμως δεν είναι ικανή να εξηγήσει την απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην εν λόγω αγορά.

Στην ανάλυση του ο Osterberg χρησιμοποιεί επίσημα στοιχεία παρέμβασης από τις κεντρικές τράπεζες των χωρών της Γερμανίας και των Η.Π.Α., με σκοπό να εξετάσει τις συναλλαγματικές ισοτιμίες του Αμερικανικού Δολαρίου απέναντι στο Γερμανικό Μάρκο και το Ιαπωνικό Γιεν. Ο συγγραφέας εκτιμά την παλινδρόμηση [8] τόσο για ολόκληρη την περίοδο του δείγματός του (1985-1991) όσο και για υποπεριόδους αυτής για τις οποίες υπάρχουν στοιχεία είτε παρέμβασης είτε ισχυρής πρόθεσης για παρέμβαση από τις κεντρικές τράπεζες. Τα αποτελέσματα της έρευνας εμφανίζουν ότι τουλάχιστον για την ισοτιμία Δολαρίου /Μάρκου, η απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής είναι περισσότερο αισθητή κατά τις παρεμβατικές υποπεριόδους.

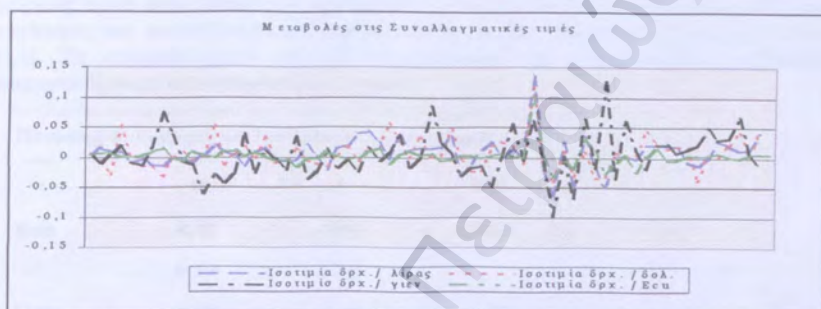
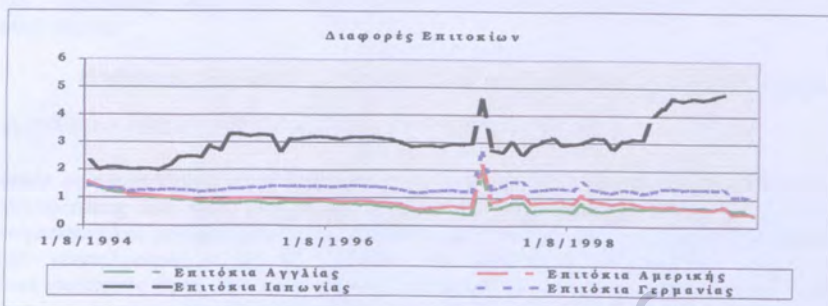
Στη συνέχεια εξετάζεται η υπόθεση της παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας της Ελλάδος στην Ελληνική αγορά συναλλάγματος με βάση την ανάλυση McCallum για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της Δραχμής απέναντι στο Αμερικανικό Δολάριο, το Ιαπωνικό Γιεν, την Αγγλική Λίρα και το ECU. Το



ενδιαφέρον του ελέγχου της υπόθεσης της παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας της Ελλάδος εστιάζεται στην ισοτιμία Δραχμής /ECU, δεδομένου ότι πρώτον στη συγκεκριμένη ισοτιμία είναι περισσότερο ισχυρή η απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής, σύμφωνα με τα αποτελέσματα που περιγράφονται στο προηγούμενο μέρος της εργασίας, ενώ δεύτερον εκτιμάται ότι η προσπάθεια ή η πρόθεση παρέμβασης της κεντρικής τράπεζας της Ελλάδος στην αγορά συναλλάγματος, είναι εντονότερη σε σχέση με το συγκεκριμένο νόμισμα με το οποίο η δραχμή βρίσκεται σε ένα καθεστώς σταθερών ισοτιμιών με προκαθορισμένα όρια διακύμανσης. Επιπλέον, το ενδιαφέρον για τον έλεγχο της υπόθεσης της παρέμβασης της ΤτΕ αναφορικά με τη συγκεκριμένη ισοτιμία, δικαιολογείται από την ίδια την πολιτική της ΤτΕ κατά την τελευταία δεκαετία.

Η τράπεζα της Ελλάδος κατά την τελευταία δεκαετία εφαρμόζει ένα πρόγραμμα σύγκλισης της Ελληνικής οικονομίας προς τις υπόλοιπες Ευρωπαϊκές. Το πρόγραμμα αυτό διακρίνεται για τον αντιπληθωριστικό του χαρακτήρα, με άμεση συνέπεια τη διατήρηση των επιτοκίων σε υψηλά επίπεδα. Συνεπώς, όπως απαιτεί η θεωρία της υπόθεσης McCallum, για την περίοδο του δείγματος είναι έντονο το φαινόμενο της διατήρησης των επιτοκίων σε συγκεκριμένα επίπεδα καθώς και της αποφυγής σημαντικών μεταβολών. Επίσης, στην προσπάθεια ελέγχου και μείωσης του πληθωρισμού ακολουθήθηκε η πολιτική της «σκληρής δραχμής» η οποία αφορά τη διατήρηση της ισοτιμίας της δραχμής απέναντι στο Ecu (και κατ' επέκταση και στα υπόλοιπα κύρια νομίσματα) σε στενά όρια διακύμανσης. Όπως αναφέρεται και σε προηγούμενο μέρος της εργασίας, το άτυπο καθεστώς σταθερής ισοτιμίας έναντι του Ecu που ακολουθήθηκε κατά την τελευταία δεκαετία από την ΤτΕ με τη διατήρηση στενών αυτών ορίων διακύμανσης απέναντι στο Ευρωπαϊκό νόμισμα «επισημοποιήθηκε» με την είσοδο της δραχμής στον Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών τον Μάρτιο του 1998 και την εκ νέου συμμετοχή στον ΜΣΙ II τον Ιανουάριο του 1999. Τα όρια διακύμανσης της ισοτιμίας δραχμής /Ecu ορίστηκαν στο  $\pm 15\%$ , με πρώτο όριο διακύμανσης το  $\pm 3\%$ . Επομένως και στην περίπτωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας με το Ευρωπαϊκό νόμισμα, είναι έντονη η προσπάθεια αποφυγής σημαντικών μεταβολών, επιβεβαιώνοντας θεωρητικά τουλάχιστον και τη δεύτερη υπόθεση της θεωρίας McCallum για την αποφυγή ραγδαίων μεταβολών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Το γεγονός αυτό διαπιστώνεται και από την παρατήρηση των διαγραμμάτων που παρουσιάζονται στην επόμενη σελίδα, όπου απεικονίζονται οι πορείες των επιτοκιακών και συναλλαγματικών διαφορών, οι οποίες χρησιμοποιούνται και στις παλινδρομήσεις της εξίσωσης [10] για τον έλεγχο της υπόθεσης.

Στη συνέχεια παρουσιάζεται η εμπειρική ανάλυση της θεωρίας του McCallum για την Ελληνική αγορά συναλλάγματος. Συγκεκριμένα εκτιμάται η εξίσωση [12] για την περίοδο 8/1994-3/2000 με μηνιαίες τιμές συναλλάγματος και διατραπεζικά επιτόκια διάρκειας ενός μήνα. Σημειώνεται ότι για τους σκοπούς του ελέγχου της υπόθεσης το διατραπεζικό επιτόκιο που αντιστοιχεί στο Ecu είναι το Γερμανικό διατραπεζικό επιτόκιο. Η παρατήρηση των διαγραμμάτων απεικονίσεων καταδεικνύει τη σταθερή πορεία των διαφορών των επιτοκίων ενώ περιλαμβάνεται η σημαντική άνοδος των Ελληνικών επιτοκίων κατά την περίοδο της Ασιατικής κρίσης με τις διαδοχικές υποτιμήσεις αρκετών ασιατικών νομισμάτων και συγκεκριμένα την 1/11/1997, οπότε και η άνοδος των Ελληνικών διατραπεζικών επιτοκίων ήταν της τάξεως του 360%. Συγκεκριμένα, οι κερδοσκοπικές πιέσεις που εκδηλώθηκαν σε μια σειρά από Ασιατικά νομίσματα, μεταφέρθηκαν και στην Ελληνική οικονομία με αποτέλεσμα τις πιέσεις εναντίον της δραχμής στην αγορά συναλλάγματος. Η



Τις στα πλαίσια της πολιτικής της «σκληρής δραχμής» την οποία ακολουθούσε προχώρησε σε άνοδο των επιτοκίων ενώ χρησιμοποίησε τα συναλλαγματικά αποθέματα που διέθετε προς στήριξη της δραχμής στην αγορά συναλλάγματος. Οι εξελίξεις αυτές στις διεθνείς αγορές επηρέασαν έντονα τα επιτόκια της διατραπεζικής αγοράς (το επιτόκιο Athibor ενός μηνός διαμορφώθηκε σε 71,11%).

Προκειμένου για την εκτίμηση των συντελεστών της εξίσωσης οι οποίοι να είναι συνεπείς, δεδομένου ότι η εξίσωση [12] περιέχει ενδογενείς μεταβλητές οι οποίες συσχετίζονται με τον διαταρακτικό όρο, χρησιμοποιείται η πρόταση Durbin [1960], η οποία δίνει τη δυνατότητα εκτίμησης του συντελεστή αυτοσυσχέτισης  $\rho$  η οποία είναι συνεπής με δεδομένη την ύπαρξη ενδογενών μεταβλητών. Συγκεκριμένα, ο Durbin προτείνει τον πολλαπλασιασμό των όρων της εξίσωσης του μοντέλου με τον όρο  $(1-\rho L)$ . Συνεπώς, η εξίσωση [12] εφόσον περιληφθεί και σταθερά στην εξίσωση διαμορφώνεται ως εξής:

$$y_t = (1-\rho)a + (\rho + \sigma)y_{t-1} - \rho\sigma y_{t-2} + \lambda x_t - \rho\lambda x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [14]$$

όπου  $a$  είναι μια σταθερά,  $y_t$  η διαφορά των επιτοκίων  $i_t - i_t^*$  και  $x_t$  η μεταβολή στη συναλλαγματική ισοτιμία. Οι συντελεστές προς εκτίμηση παραμένουν οι  $\sigma$ ,  $\lambda$  οι οποίοι αντιπροσωπεύουν την εξομάλυνση των επιτοκίων και των συναλλαγματικών ισοτιμιών αντίστοιχα. Η επιλογή της χρησιμοποίησης σταθεράς στην εξίσωση δικαιολογείται από την παρατήρηση των διαγραμματικών απεικονίσεων των επιτοκιακών διαφορών. Η πορεία της διαφοράς των Ελληνικών επιτοκίων για την περίοδο του δείγματος παρουσιάζει μια σταθερή πορεία η οποία εμφανίζει ελαφρά μείωση προς το τέλος του δείγματος αυτού, οπότε και αρχίζουν να διαφαίνονται τα σημάδια της πορείας

της σύγκλισης της Ελληνικής οικονομίας με τις υπόλοιπες Ευρωπαϊκές οικονομίες.

Η εξίσωση [14] αποτελεί μια περιορισμένη εκδοχή της παλινδρόμησης

$$y_t = a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 x_t + a_4 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [15]$$

όπου οι συντελεστές παλινδρόμησης  $a_1, a_2, a_3, a_4$  αποτελούν μη γραμμικές συναρτήσεις των προς εκτίμηση συντελεστών της εξίσωσης [14]  $\rho, \alpha, \beta, \gamma$ . Η συγκεκριμένη μορφοποίηση της εξίσωσης [12] «επιτρέπει» τη συνεπή εκτίμηση των συντελεστών  $a$  με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων καθώς ο διαταρακτικός όρος δεν συσχετίζεται πλέον με τις επεξηγηματικές μεταβλητές παρά την παρουσία των ενδογενών μεταβλητών στην ίδια εξίσωση. Με βάση το γεγονός αυτό είναι δυνατή η εκτίμηση των συντελεστών  $\alpha$  και η συνακόλουθη εκτίμηση των συντελεστών ενδιαφέροντος ( $\rho, \alpha, \beta, \gamma$ ) με τη χρήση της εξίσωσης [13]. Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων της συγκεκριμένης εξίσωσης παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα:

**Πίνακας 9.** Εκτίμηση των συντελεστών  $\sigma, \lambda$  της εξίσωσης [13]

	$\sigma$	$\lambda$	DW
<b>Ecu</b>	0,41 (0,19)	-1,01 (1,50)	2,01
<b>Γιεν</b>	-0,33 (0,13)	-0,42 (1,16)	2,08
<b>Λίρα</b>	0,68 (0,09)	-0,87 (0,92)	2,22
<b>Δολάριο</b>	0,68 (0,08)	-2,53 (0,87)	2,23

Εντός των παρενθέσεων εμφανίζονται τα τυπικά σφάλματα

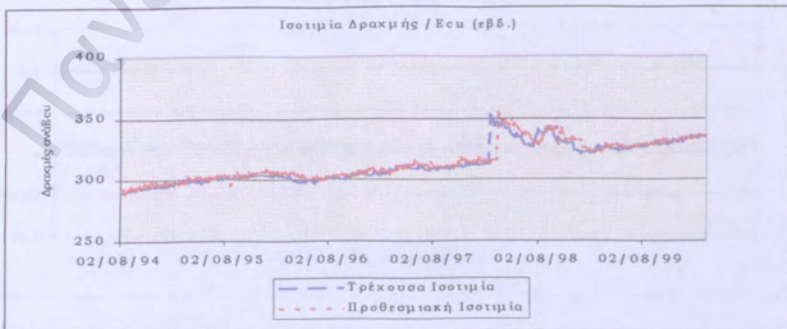
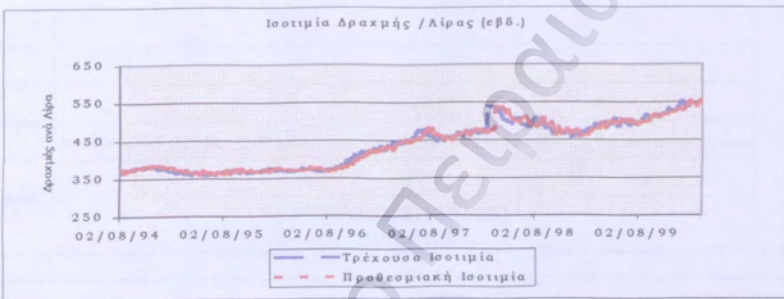
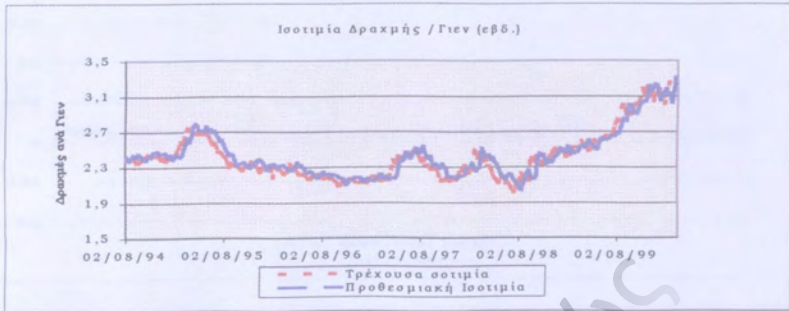
Τα αποτελέσματα των συντελεστών  $\sigma, \lambda$  οδηγούν στο συμπέρασμα ότι τουλάχιστον για τις περιπτώσεις του Δολαρίου και της Αγγλικής Λίρας, η υπόθεση της εξομάλυνσης των μεταβολών των επιτοκίων από την Τράπεζα της Ελλάδος εμφανίζεται στατιστικά σημαντική. Αντίθετα, για όλες τις περιπτώσεις του πίνακα 9, οι εκτιμήσεις του συντελεστή  $\lambda$  που αντιπροσωπεύει την εξομάλυνση των μεταβολών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες, εμφανίζουν μεγάλα τυπικά σφάλματα, με αποτέλεσμα να μην είναι δυνατή η εξαγωγή συμπεράσματος για την αποδοχή ή όχι της υπόθεσης της παρέμβασης αναφορικά με την απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής. Συγκεκριμένα, για την περίπτωση της ισοτιμίας Δραχμής /Ecu, η οποία και παρουσιάζει το μεγαλύτερο ενδιαφέρον, με βάση τα τυπικά σφάλματα των εκτιμητών των συντελεστών  $\sigma, \lambda$ , το δυνατό εύρος τιμών με 5% διάστημα εμπιστοσύνης διαμορφώνεται μεταξύ 0 και 0,80 και -4,0 και +2,0 αντίστοιχα. Συνεπώς, το γεγονός ότι οι τιμές των συντελεστών αυτών δεν είναι στατιστικά σημαντικές, οδηγεί στη διαπίστωση ότι η υπόθεση της παρέμβασης της ΤτΕ στην αγορά συναλλάγματος δεν μπορεί να επιβεβαιωθεί από τα αποτελέσματα. Κατ' επέκταση δεν μπορεί να υποστηριχθεί η υπόθεση ότι η απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής συναλλάγματος ερμηνεύεται στη βάση της παρέμβασης από την ΤτΕ στην εν λόγω αγορά. Παρόμοια είναι τα αποτελέσματα που διαμορφώνονται και για τις υπόλοιπες ισοτιμίες.

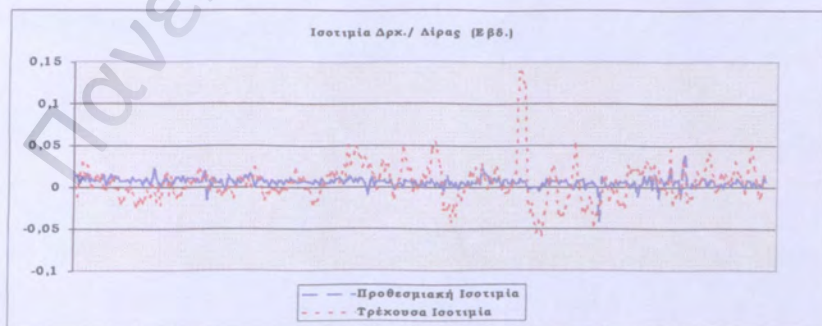
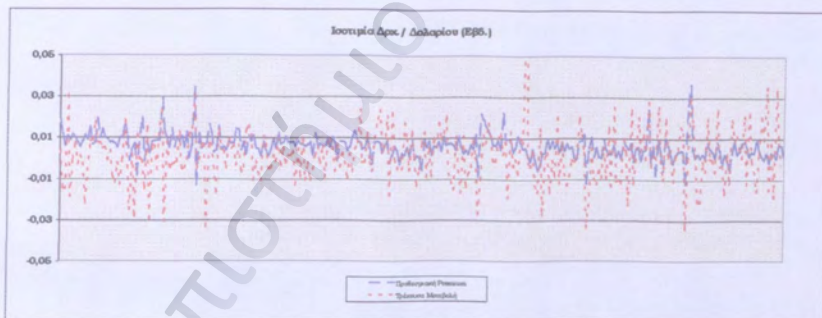
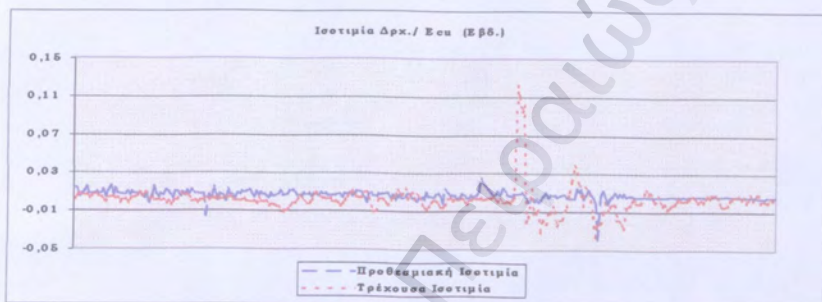
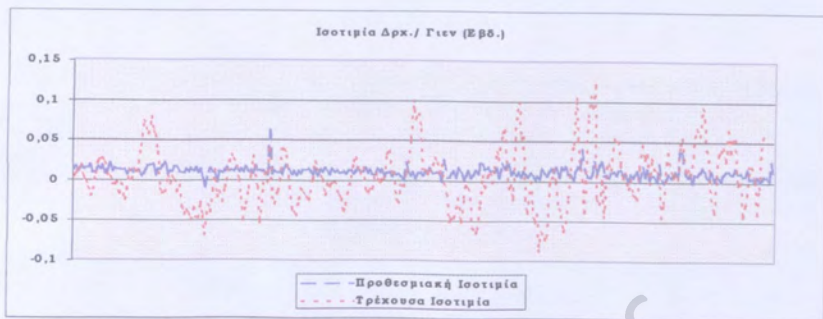
## V. Συμπεράσματα

Στην παρούσα εργασία εξετάστηκε η υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής στην Ελληνική αγορά συναλλάγματος για την περίοδο μεταξύ Αυγούστου του 1994 και Μαρτίου του 2000. Τα εμπειρικά αποτελέσματα συνηγορούν υπέρ της αποδοχής της υπόθεσης της αμεροληψίας μακροχρόνια για όλες τις εξεταζόμενες ισοτιμίες, στη βάση της μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των τρεχουσών τιμών συναλλάγματος την περίοδο  $t$  και των προθεσμιακών τιμών την περίοδο  $t-1$ , όπως καταδεικνύεται από το γεγονός της συνολοκληρωτικής τους σχέσης. Αντίθετα, τα εμπειρικά αποτελέσματα καταδεικνύουν την ύπαρξη βραχυχρόνιων αποκλίσεων μεταξύ των προθεσμιακών και τρεχουσών τιμών, με εξαίρεση την ισοτιμία της Δραχμής έναντι του Αμερικανικού Δολαρίου, οδηγώντας έτσι στην απόρριψη της αμεροληψίας της προθεσμιακής τιμής για τις συγκεκριμένες ισοτιμίες. Τα αποτελέσματα αυτά, είναι συνεπή με τα αποτελέσματα που εμφανίζονται στη διεθνή βιβλιογραφία, ενώ επιβεβαιώνεται το συμπέρασμα ότι το φαινόμενο της απόρριψης της υπόθεσης της αμεροληψίας είναι λιγότερο έντονο στις συναλλαγματικές ισοτιμίες αναπτυσσόμενων οικονομιών, όπως αναφέρεται στην έρευνα των Bansal και Dahlquist [1999]. Επιπλέον, σε όρους της ανάλυσης Fama, δεν επιβεβαιώνεται η διαπίστωση της υψηλότερης διακυμάνσης του ασφαλιστικού κινδύνου έναντι του αναμενόμενου ρυθμού υποτίμησης, αλλά τα αποτελέσματα υποδεικνύουν την ισότητα των δύο αυτών διακυμάνσεων κάτω από την υπόθεση της ορθολογικότητας των προσδοκιών. Τέλος, η υπόθεση της παρέμβασης της ΤτΕ στην αγορά συναλλάγματος ως μια πιθανή ερμηνεία της απόρριψης της υπόθεσης της αμεροληψίας, σύμφωνα με την πρόταση McCallum, δεν μπορεί να υποστηριχθεί από τα εμπειρικά αποτελέσματα του ελέγχου αυτού.



## Παράρτημα







Bibliography

Barro, Paul and Sala-i-Martin, Xavier (1995), 'The forward bias puzzle: Different Data Sets, Different Conclusions', Center for Economic Policy Research.

Baum, J. K. (1977), 'An exploration of the forward premium puzzle: an empirical investigation', *The Review of Financial Studies* vol. 10, 267-283.

Berkowitz, John, and Giorgi, Christopher P. 'A re-examination of the validity of evidence from Cointegration based tests of foreign exchange market efficiency', *College Working Papers in Economics*.

Berkowitz, Paul, and Giorgi, Andrew, (1994), 'The forward bias puzzle: evidence from the unimodal forward rate hypothesis and the unit roots, cointegration and stochastic trends tests', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 29, 249-269.

Bierly, H. and Fisher, W. A. (1978), 'The prediction of the relationship between the forward bias puzzle', *Journal of International Money and Finance* 74, 427-434.

Chinn, M. and Meredith, L. (2005), 'Conditional variables and the forward bias puzzle in foreign exchange markets', *Journal of International Money and Finance* 24, 47-68.

Engel, Charles (1996), 'The forward bias puzzle and the risk-neutral world', *Journal of International Money and Finance* 15, 619-630.

Engel, Charles, and Wright, J. (1997), 'Cointegration and error correction: An application to international exchange rates and interest rates', *Journal of International Money and Finance* 16, 251-281.

Engel, Charles, and Wright, J. (1997), 'Forward bias and exchange rate movements in a cointegrated system', *Journal of International Money and Finance* 16, 391-401.

Fama, Eugene (1985), 'Forward and Spot Exchange Rates', *Journal of International Money and Finance* 4, 249-255.

Fildes, R. (1994), 'Forecasting the Forward Bias Puzzle', *National Bureau of Economic Research Working Paper* no. 4824.

Fildes, R., and Zhou, Kenneth (1987), 'The Forward Bias Puzzle in Foreign Exchange Rate Movements', *Quarterly Journal of Economics* 104, 139-162.

Froot, Keith 'On Exchange Rates'

Goodhart, C. A. E. (1994), 'Exchange rate: The UK', *Bank of England Quarterly Bulletin* 33, 128-130.

Hamilton, James (1987), 'The Forward Bias Puzzle', *Journal of International Money and Finance* 6, 128-130.

Marcellino, Marco (2005), 'Forecasting Exchange Rates: Theory and Evidence', *Journal of International Money and Finance* 24, 47-68.



## Βιβλιογραφία

- Bansal, Ravi and Dahlquist, Magnus. (1999), "The Forward Premium Puzzle: Different Tales from developed and emerging economies", Centre for Economic Policy Research
- Bansal, Ravi. (1997), "An exploration of the forward premium puzzle in currency markets", *The Review of Financial studies* vol. 10, 369-403
- Barkoulas, John. and Baum Christopher F. "a re-examination of the fragility of evidence from Cointegration-based tests of foreign exchange market efficiency", Boston College Working Papers in Economics
- Barnhart, Scott. and Szakmary, Andrew. (1991), "Testing the unbiased forward rate hypothesis: evidence on unit roots, co integration and stochastic coefficients", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26, 245-266
- Dickey, D. and Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431
- Domowitz, Ian. and Hakkio, Craig. (1985), "Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market", *Journal Of international Economics* 19, 47-66
- Engel, Charles. (1995), "The Forward Discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence", National Bureau of Economic research
- Engle, Robert. and Granger, C.W.F. (1987) "Cointegration and error correction: representation estimation and testing", *Econometrica* 14, 319-338
- Engle, Robert. and Yoo, Byung Sam. (1987), "Forecasting and Testing in Cointegrating systems", *Journal Of Econometrics* 35, 143-159
- Fama, Eugene. (1984), "Forward and Spot Exchange rates", *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-338
- Flood, Robert. and Andrew Rose. (1994), "Fixes: On the forward Discount Puzzle", National Bureau of Economic research working paper no. 4928
- Frankel, Jeffrey. and Froot, Kenneth. (1987), "Forward Discount Bias: Is it an exchange risk premium?", *Quarterly Journal Of Economics* 104, 139-161
- Frankel, Jeffrey. "On Exchange Rates"
- Goodhart, C.A.E., P.C. McMahon and Y.L. Ngama, (1992) "Does the Forward Premium/Discount help to predict the future change in the exchange rate?", *Scottish Journal Of Political Economy* 39, 129-140
- Hamilton, James D., (1994), "Time Series Analysis" (Princeton)
- MacDonald, Ronald. (1988), "Floating Exchange Rates: Theory and Evidence" (Unwin Hyman London)



- McCallum, Bennett. (1994), "A Reconsideration of the uncovered interest parity relationship", *Journal of Monetary Economics*, 33, 105-132
- Osterberg, William P., (1997) "Does Intervention explain the forward discount
- Pittis, Nikitas. (1992), "Causes of the forward bias: non-rational expectations versus risk premia", *Applied Economics* 24, 317-325
- Stock, J. (1987), "Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrated vectors", *Econometrica* 48, 49-72

Πανεπιστήμιο Πειραιώς