

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

1. Εισαγωγή	σελ. 2
2. Σχέση τρέχουσας και προθεσμιακής ισοτιμίας	σελ. 4
3. Εμπειρικές μελέτες	σελ. 6
4. Περιγραφή της μεθοδολογίας	σελ. 28
5. Περιγραφή των δεδομένων	σελ. 33
6. Έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίων ριζών	σελ. 41
7. Συνολοκλήρωση – Μέθοδος Johansen	σελ. 44
α) Επιλογή VAR μοντέλων για τις ισοτιμίες	σελ. 44
β) Διερεύνηση ύπαρξης σχέσεων συνολοκλήρωσης	σελ. 49
γ) Εκτιμήσεις Vector Error Correction μοντέλων	σελ. 54
8. Σύνοψη εμπειρικών αποτελεσμάτων – Σχολιασμός	σελ. 80
9. Τελικά συμπεράσματα	σελ. 84
BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	σελ. 86

1. Εισαγωγή

Η σχέση μεταξύ τρέχουσας και προθεσμιακής συναλλαγματικής ισοτιμίας και ειδικότερα η υπόθεση ότι η προθεσμιακή αποτελεί έναν αμερόληπτο εκτιμητή της τρέχουσας, αποτελεί θέμα διερεύνησης στην επιστημονική βιβλιογραφία για αρκετές δεκαετίες. Βασικά ζητήματα που απασχολούν διαχρονικά όλες τις εργασίες είναι η εξέταση των υποθέσεων περί των λογικών προσδοκιών (rational expectations theory), περί ουδετερότητας κινδύνου (risk neutrality), την ύπαρξη ή μη ασφαλίστρου κινδύνου (risk premium) όπως και την αποτελεσματικότητα (market efficiency) στην αγορά συναλλάγματος.

Οι κυριότερες εμπειρικές μελέτες σε αυτή την κατεύθυνση, οι οποίες παρουσιάζονται συνοπτικά σε μία από τις αρχικές ενότητες της εργασίας μας, μπορούν να κατηγοριοποιηθούν σε δύο βασικές ομάδες και η διάκρισή τους έχει να κάνει με την εμφάνιση της έννοιας της συνολοκλήρωσης (cointegration). Οι εργασίες που προηγούνται της έννοιας αυτής εξετάζουν τη σχέση τρέχουσας και προθεσμιακής συναλλαγματικής ισοτιμίας με level ή percent change παλινδρομήσεις των εν λόγω χρονολογικών σειρών ενώ οι αντίστοιχες που έπονται εξετάζουν την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών και σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ τους. Τα αντικρουόμενα ή αντιφατικά αποτελέσματα των περισσότερων από αυτές αφήνουν το πεδίο ελεύθερο για την περαιτέρω διερεύνηση του θέματος και την εφαρμογή καινοτόμων μεθόδων.

Στο δεύτερο μέρος της εργασίας μας περιέχεται το κύριο μέρος της εμπειρικής μας μελέτης όπου θα ασχοληθούμε με τη διερεύνηση αυτής της σχέσης για 7 κύριες ισοτιμίες με το δολάριο εκμεταλλευόμενοι τα πιο σημαντικά από τα προηγούμενα εμπειρικά αποτελέσματα καθώς και τις σύγχρονες εξελίξεις στη μεθοδολογία της οικονομετρίας. Στόχος είναι να εξετάσουμε αν η forward ισοτιμία αποτελεί έναν αμερόληπτο προβλεπτή της μελλοντικής spot. Χρησιμοποιώντας τα δεδομένα μας και αφού διερευνήσουμε την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών στις σειρές μας, θα επιχειρήσουμε έλεγχο ύπαρξης σχέσης συνολοκλήρωσης με τη βοήθεια της μεθόδου Johansen (1991). Επίσης θα υπάρξει έλεγχος των συγκεκριμένων

ισχυρισμών και των υποθέσεων που επιβάλλεται να ισχύουν ώστε να επιβεβαιωθεί το ζητούμενο.

Η εργασία μας ολοκληρώνεται με τα τελικά συμπεράσματα όπως αυτά προκύπτουν από τα αποτελέσματα των ελέγχων που θα εφαρμόσουμε. Στόχος είναι να επιτύχουμε μια πειστική οικονομική ερμηνεία μεταφράζοντας τις ενδείξεις που λαμβάνουμε από τα εμπειρικά μας δεδομένα. Επίσης, με βάση αυτά, ενδεχομένως να προτείνουμε το λογικά επόμενο βήμα που μπορεί να γίνει στο πλαίσιο που έχουμε ορίσει και που μπορεί να αποτελέσει τη συνέχεια της παρούσας προσπάθειας.

2. Σχέση τρέχουσας και προθεσμιακής ισοτιμίας

Η αγορά συναλλάγματος είναι μια οργανωμένη over-the-counter αγορά που καθορίζει καθημερινά τις τρέχουσες και προθεσμιακές ισοτιμίες μεταξύ των διαφόρων νομισμάτων του κόσμου.

Συγκεκριμένα, οι συναλλαγές που πραγματοποιούνται και έχουν άμεση ισχύ καθορίζουν τις τρέχουσες (spot) ισοτιμίες, δηλαδή το σύνολο του εγχώριου νομίσματος που πρέπει να δαπανηθεί για την αγορά μιας ξένης νομισματικής μονάδας κατά τη συγκεκριμένη στιγμή της συναλλαγής.

Για παράδειγμα αν η ισοτιμία της βρετανικής στερλίνας £ με το αμερικανικό δολάριο \$ είναι: $e_{spot} = 0,63\text{\$/£}$ αυτό σημαίνει ότι $1\$ = 0,63\text{\pounds}$. Είναι προφανές ότι αυτομάτως μπορούμε να υπολογίσουμε πόσα δολάρια χρειαζόμαστε για την αγορά μίας στερλίνας: $1/e_{spot} = 1/0,63 = 1,587$.

Η προθεσμιακή ισοτιμία είναι η ισοτιμία μιας συναλλαγής νομισμάτων που συμφωνείται σήμερα για να πραγματοποιηθεί σε μια προκαθορισμένη μελλοντική χρονική στιγμή. Υπάρχει μια απλή σχέση που διέπει τις τρέχουσες με τις προθεσμιακές ισοτιμίες και η οποία καθορίζεται από τα εγχώρια και ξένα επιτόκια.

Αν υποθέσουμε ότι τα εγχώρια (Μ. Βρετανία) και τα ξένα (Η.Π.Α) επιτόκια για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο είναι r_{GB} και r_{US} αντιστοίχως, τότε οι μελλοντικές αξίες των δύο νομισμάτων θα είναι:

$$\text{\pounds}f = \text{\pounds}1(1 + r_{GB}) \text{ και } \$f = \$1(1 + r_{US}).$$

Τότε η προθεσμιακή ισοτιμία θα είναι:

$$e_{\text{forward}} = \left(\frac{\text{£f}}{\text{\$f}} \right) = \left(\frac{\text{£1}}{\text{\$1}} \right) \left[\frac{(1 + r_{\text{GB}})}{(1 + r_{\text{US}})} \right] \Rightarrow e_{\text{forward}} = e_{\text{spot}} \left[\frac{(1 + r_{\text{GB}})}{(1 + r_{\text{US}})} \right]$$

Από την παραπάνω σχέση είναι φανερό ότι μια αύξηση στο επιτόκιο της Μ. Βρετανίας προκαλεί άνοδο της προθεσμιακής ισοτιμίας. Αυτό συμβαίνει γιατί η άνοδος των επιτοκίων υπονοεί ότι το εγχώριο νόμισμα είναι υπερτιμημένο και θα πρέπει να υποτιμηθεί μελλοντικά. Έτσι η προθεσμιακή ισοτιμία θα πρέπει να αυξηθεί ώστε να αντισταθμίσει την κεφαλαιακή απώλεια που θα οφείλεται στην υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος. Πρόκειται για μια κεκαλυμμένη ισότητα επιτοκίων (covered interest rate parity) η οποία δεν επιτρέπει τη δράση κερδοσκόπων που θα εκμεταλλεύονταν τις ευκαιρίες arbitrage.

Με αυτό τον τρόπο καθορίζονται οι προθεσμιακές ισοτιμίες στις αγορές συναλλάγματος και αποτελούν την πιο «αντικειμενική» εκτίμηση για τη μελλοντική spot. Το γεγονός αυτό μας οδηγεί στο προφανές θεωρητικό συμπέρασμα ότι η forward ισοτιμία είναι ένας αμερόληπτος προβλεπτής της μελλοντικής spot, συμπέρασμα όμως που δεν αποτελεί κοινό εύρημα στη βιβλιογραφία που ασχολείται με τη σχέση αυτή, όπως παρουσιάζεται στην επόμενη ενότητα.

3. Εμπειρικές μελέτες

Η παρουσίαση των εμπειρικών μελετών στις οποίες επικεντρώσαμε το ενδιαφέρον μας θα γίνει με χρονολογική σειρά ώστε να διαπιστώνεται ευκολότερα η εξελικτική πορεία της έρευνας αλλά και η προοδευτική χρήση των σημαντικών αποτελεσμάτων που σταδιακά επιτυγχάνονταν.

Έτσι ξεκινούμε με την εργασία του **Cornell** (1977) ο οποίος στηριζόμενος στο θεωρητικό μοντέλο των Grauer, Litzemberger και Stehle (1976):

$$F_{t-1} = E_{t-1}(X_t) + L_t$$

όπου X_t : τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία σε χρόνο t

E_{t-1} : Αναμενόμενη τιμή σε χρόνο t

F_{t-1} : Προθεσμιακή τιμή μιας περιόδου σε χρόνο t-1

L_t : Ασφάλιστρο εξαρτώμενο από το συστηματικό κίνδυνο,

προσπάθησε να απαντήσει στο ερώτημα αν η αγορά συναλλάγματος είναι αποτελεσματική (αν δηλαδή όλη η πληροφορία εμπεριέχεται στην προθεσμιακή τιμή) και να διερευνήσει την ύπαρξη ή μη ενός ασφάλιστρου.

Αντικαθιστώντας τον μη παρατηρήσιμο όρο της αναμενόμενης ισοτιμίας με τον ισοδύναμό του σε μια αποτελεσματική αγορά που είναι η τρέχουσα ισοτιμία με έναν όρο σφάλματος white noise ($E_{t-1}(X_t) = X_t + U_t$), και αναπροσαρμόζοντας καταλήγει στο μοντέλο

$$F_{t-1} - X_t = L_t + U_t .$$

Χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα για το διάστημα 1973-77 και για 7 διαφορετικά νομίσματα έναντι του δολαρίου καταλήγει στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχουν στατιστικά σημαντικά ασφάλιστρα ρευστότητας για κάποιο από τα

νομίσματα. Ο Cornell παρατηρεί την ύπαρξη κάποιας αυτοσυσχέτισης στο σφάλμα του μοντέλου η οποία μπορεί να θεωρηθεί ως απόρροια του σχετικά μικρού δείγματος. Έπειτα, βασιζόμενος στον Fama (1976b) που είχε προτείνει ότι $E_{t-1}(X_t) = X_{t-1}$, εξετάζει το μοντέλο $X_t - X_{t-1}$ και παρόλο που θεωρεί ότι το martingale μοντέλο περιγράφει αρκετά καλά τα δεδομένα, ελέγχει την συμπεριφορά αυτοπαλίνδρομων μοντέλων μεγαλύτερης τάξης:

$$X_t - X_{t-1} = a_0 + a_1[X_{t-1} - X_{t-2}]$$

$$X_t - X_{t-1} = a_0 + a_1[X_{t-1} - X_{t-2}] + a_2[X_{t-3} - X_{t-4}].$$

Τα αποτελέσματα δεν υποδεικνύουν ουσιαστική απόδειξη για απόρριψη του αρχικού μας μοντέλου αλλά και της υπόθεσης περί αποτελεσματικής αγοράς. Ο έλεγχος της αποτελεσματικότητας που βασίζεται στη σύγκριση των σφαλμάτων προϋποθέτει ότι το ασφάλιστρο ρευστότητας δεν κυμαίνεται διαχρονικά.

Ένας ακόμη έλεγχος του αν όλη η πληροφορία περιέχεται στην προθεσμιακή ισοτιμία που προτείνεται από τον Fama (1976b) και που χρησιμοποιείται εδώ προϋποθέτει την μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ του ασφάλιστρου και παρελθουσών spot ισοτιμιών:

$$F_{t-1} - X_t = a_0 + a_1[X_{t-1} - X_{t-2}]$$

$$F_{t-1} - X_t = a_0 + a_1[X_{t-1} - X_{t-2}] + a_2[X_{t-2} - X_{t-3}].$$

Για να ισχύει η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς θα πρέπει οι συντελεστές a_1 και a_2 να είναι μηδενικοί. Αυτό επιβεβαιώνεται στις περισσότερες των περιπτώσεων.

Ο Cornell καταλήγει σε δύο βασικά συμπεράσματα:

- 1) Το μέσο ασφάλιστρο ρευστότητας είναι μηδενικό για τις ισοτιμίες του δολαρίου με τα 7 σημαντικότερα νομίσματα και αυτό υποδεικνύει ότι η προθεσμιακή ισοτιμία μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως μια καλή προσέγγιση

(proxy) μελλοντικών spot ισοτιμιών καθώς και το ότι ο συστηματικός κίνδυνος από ανοιχτές συναλλαγματικές θέσεις είναι ασήμαντος.

- 2) Η αγορά αποτιμά την προθεσμιακή ισοτιμία ως αν η στοχαστική ανέλιξη που παράγει ισοτιμίες μπορεί να απεικονιστεί ως μια διαδικασία διάχυσης (diffusion process) με τάση.

Ο **Bilson** (1981) προτείνει τον έλεγχο της λεγόμενης και υπόθεσης της κερδοσκοπικής αποτελεσματικότητας (speculative efficiency) η οποία δεν σχετίζεται άμεσα με τις υποθέσεις της αποτελεσματικής αγοράς και λογικών προσδοκιών καθώς εξετάζει την ύπαρξη ενός προβλέψιμου μεροληπτικού κομματιού (bias) στην προθεσμιακή ισοτιμία η οποία ενδεχομένως αποδίδεται σε κόστος συναλλαγών, πληροφόρησης και αποστροφής κινδύνου (risk aversion).

Τα δεδομένα που χρησιμοποιεί είναι μηνιαίες τρέχουσες και προθεσμιακές ισοτιμίες των σπουδαιότερων νομισμάτων στο διάστημα 1974 – 1980. Η συμβατική εξίσωση που χρησιμοποιείται είναι:

$$\Delta s_t = b_0 + b_1 x_{t-1} + u_t$$

όπου Δs_t : πραγματική υποτίμηση

x_t : προθεσμιακό ασφάλιστρο (forward premium)

u_t : όρος σφάλματος.

Ο έλεγχος του αν το x_t είναι αμερόληπτος εκτιμητής αφορά στην από κοινού υπόθεση ότι $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ και $E(u_t, u_{t-i}) = 0$ για $i \neq 0$.

Για λόγους στατιστικής ευκολίας ο **Bilson** χρησιμοποιεί την ισοδύναμη σχέση:

$$\Delta s_t - x_{t-1} = b_0 + (b_1 - 1)x_{t-1} + u_t$$

ώστε στη μηδενική υπόθεση να είναι και οι δύο συντελεστές μηδενικοί.

Το συμπέρασμα από το αποτέλεσμα είναι ότι ενώ στις περισσότερες περιπτώσεις οι συντελεστές είναι πράγματι μηδενικοί, ωστόσο σημαντική αυτοσυσχέτιση εμφανίζεται σε κάποιες από τις περιπτώσεις.

Ο Bilson προτείνει μια διαφορετική μεθοδολογία προσθέτοντας τις παρατηρήσεις τόσο διακρατικά όσο και διαχρονικά. Αφού η μέση υποτίμηση δείχνει μεγαλύτερη διακύμανση μεταξύ κρατών παρά μέσα στο χρόνο, η προσέγγιση αυτή προσφέρει ένα μέσο αύξησης της δειγματικής διακύμανσης του προθεσμιακού ασφάλιστρου. Συγκεκριμένα:

$$\Delta S_{nt} - X_{nt} = b_0 + b_1 X_{nt} + U_{nt}$$

όπου n ο δείκτης χώρας και t ο δείκτης χρόνου.

Τα αποτελέσματα της OLS εκτίμησης οδηγούν σε μια πιο ισχυρή απόρριψη της υπόθεσης ότι το προθεσμιακό ασφάλιστρο είναι αμερόληπτος προβλεπτής της μελλοντικής spot ισοτιμίας.

Στη συνέχεια λαμβάνει υπόψη τις ακραίες παρατηρήσεις και τις χωρίζει σε μικρότερες από το 10% και μεγαλύτερες από 10% και εκτιμά το εξής μοντέλο.

$$\Delta S_{nt} - X_{nt} = 2,986 + 0,091 X_{nt}^{small} - 1,235 X_{nt}^{large} + U_{nt}$$

Αυτά τα αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι το προθεσμιακό ασφάλιστρο είναι αμερόληπτος προβλεπτής για τις τιμές στο ενδιάμεσο διάστημα, ενώ για τις τιμές κάτω από το 10% η προβλεπτική δύναμη είναι αρκετά μικρή και για τις μεγάλες είναι αρνητική και μεγαλύτερη κατ' απόλυτη τιμή από τη μονάδα και θα πρέπει να αγνοηθεί για προβλεπτικούς σκοπούς.

Λαμβάνοντας υπόψη την ύπαρξη ταυτόχρονης συσχέτισης στα σφάλματα και υπολογίζει την εξίσωση με τη μέθοδο GLS που είναι πιο κατάλληλη

οικονομετρικά καθώς συμπεριλαμβάνει πληροφορία που αφήνει ανεκμετάλλευτη η OLS:

$$\Delta S_{nt} - X_{nt} = -2,434 + 0,844X_{nt}^{small} - 1,322X_{nt}^{large} + U_{nt}$$

Εδώ ο συντελεστής για τις μικρές τιμές είναι πλέον στατιστικά σημαντικός αλλά το βασικό συμπέρασμα που προκύπτει είναι ότι πλέον δεν υποστηρίζουν την υπόθεση της κερδοσκοπικής αποτελεσματικότητας ούτε για τις μεσαίες τιμές.

Στο τελευταίο κομμάτι της εργασίας του ο Bilson ελέγχει την ύπαρξη ή μη υπερβολικών κερδών από συναλλαγματική κερδοσκοπία. Δημιουργεί μία κερδοσκοπική τακτική και την εφαρμόζει σε ένα εξομοιωμένο χαρτοφυλάκιο και επιτυγχάνει να αποδείξει ότι γενικά υπάρχουν προβλεπόμενα κέρδη τα οποία ενδεχομένως να ισοφαρίζονται από κόστος συναλλαγών αλλά ο λόγος απόδοσης / κινδύνου είναι σχετικά μεγάλος. Το άλλο βασικό συμπέρασμα που προκύπτει είναι ότι το προθεσμιακό ασφάλιστρο είναι πολύ ευμετάβλητο σχετικά με τη δεσμευμένη πρόβλεψη του ρυθμού υποτίμησης της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Η εργασία του **Fama** (1984) εξετάζει το μοντέλο:

$$F_t = E(S_{t+1}) + P_t$$

όπου $F_t = \ln f_t$

$$S_{t+1} = \ln S_{t+1}$$

$E(S_{t+1})$: λογική ή αποτελεσματική πρόβλεψη

P_t : το προθεσμιακό ασφάλιστρο

Το μοντέλο παίρνοντας τη διαφορά προθεσμιακής και τρέχουσας ισοτιμίας γίνεται:

$$F_t - S_t = P_t + E(S_{t+1} - S_t)$$

Στο σημείο αυτό υπολογίζει τις παλινδρομήσεις των $F_t - S_{t+1}$ και $S_{t+1} - S_t$ πάνω στην $F_t - S_t$ οι οποίες έχουν τη μορφή:

$$F_t - S_{t+1} = a_1 + b_1(F_t - S_t) + e_{1,t+1}$$

$$S_{t+1} - S_t = a_2 + b_2(F_t - S_t) + e_{2,t+1}$$

όπου

$$b_1 = \frac{\text{cov}(F_t - S_{t+1}, F_t - S_t)}{\mathcal{S}^2(F_t - S_t)} = \frac{\mathcal{S}^2(P_t) + \text{cov}(P_t, E(S_{t+1} - S_t))}{\mathcal{S}^2(P_t) + \mathcal{S}^2(E(S_{t+1} - S_t)) + 2\text{cov}(P_t, E(S_{t+1} - S_t))}$$

$$b_2 = \frac{\text{cov}(S_{t+1} - S_t, F_t - S_t)}{\mathcal{S}^2(F_t - S_t)} = \frac{\mathcal{S}^2(E(S_{t+1} - S_t)) + \text{cov}(P_t, E(S_{t+1} - S_t))}{\mathcal{S}^2(P_t) + \mathcal{S}^2(E(S_{t+1} - S_t)) + 2\text{cov}(P_t, E(S_{t+1} - S_t))}$$

Στην εξαιρετική περίπτωση όπου P_t και $E(S_{t+1} - S_t)$ είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους οι συντελεστές των δύο παλινδρομήσεων χωρίζουν τη διακύμανση της διαφοράς $F_t - S_t$ σε δύο μέρη: το μέρος που οφείλεται στη διακύμανση του ασφάλιστρου και το μέρος που οφείλεται στη διακύμανση της αναμενόμενης μεταβολής της ισοτιμίας.

Ο Fama χρησιμοποιεί μηνιαίες τιμές για τα 9 κυριότερα νομίσματα στο διάστημα 1973-82. Από τα αποτελέσματα των τυπικών αποκλίσεων προκύπτει ότι η παρούσα spot ισοτιμία είναι καλύτερος προβλεπτής της μελλοντικής από ότι είναι η προθεσμιακή ως προς αυτό το μέγεθος. Οι αυτοσυσχετίσεις της μεταβολής στην ισοτιμία $S_{t+1} - S_t$ και της διαφοράς $F_t - S_{t+1}$ είναι κοντά στο μηδέν. Αντίθετα η αυτοσυσχέτιση της διαφοράς $F_t - S_t$ υποδεικνύει μια αυτοπαλίνδρομη πρώτης τάξης ανέλιξη. Αφού αυτή η διαφορά περιλαμβάνει το ασφάλιστρο P_t και την αναμενόμενη μεταβολή της ισοτιμίας $E(S_{t+1} - S_t)$ είναι εύλογο το συμπέρασμα ότι τα P_t και/ή $E(S_{t+1} - S_t)$ διακυμαίνονται με αυτοσυσχετισμένο τρόπο.

Παίρνοντας την OLS εκτίμηση των παλινδρομήσεων ο Fama συμπεραίνει ότι αφού ο συντελεστής β_2 είναι αρνητικός θα πρέπει $s^2(E(S_{t+1} - S_t)) < \text{cov}(P_t, E(S_{t+1} - S_t)) < 0$ και αφού β_1 μεγαλύτερος της μονάδας $|\text{cov}(P_t, E(S_{t+1} - S_t))| < |s^2(P_t)|$.

Έπειτα εκτιμά τη διαφορά των διακυμάνσεων των δύο συντελεστών ως ποσοστό της $s^2(F_t - S_t)$,

$$b_1 - b_2 = \frac{s^2(P_t) - s^2(E(S_{t+1} - S_t))}{s^2(F_t - S_t)}$$

Διαπιστώνει ότι γενικά η διαφορά στη διακύμανση του P_t και στην αναμενόμενη αλλαγή της ισοτιμίας $E(S_{t+1} - S_t)$, στην $F_t - S_t$, είναι πάνω από διπλάσια από τη διακύμανση της διαφοράς αυτής. Επίσης αφού \hat{b}_1 και \hat{b}_2 αθροίζουν στη μονάδα οι εκτιμήσεις των συντελεστών είναι τέλεια αρνητικά συσχετισμένοι και έχουν τυπικό σφάλμα της διαφοράς τους διπλάσιο από το κοινό τυπικό σφάλμα, συμπεραίνοντας ότι $s^2(P_t) > s^2(E(S_{t+1} - S_t))$.

Στη συνέχεια εφαρμόζει την τεχνική του Zellner (1962) της «φαινομενικά ασυσχέτιστης παλινδρόμησης» (seemingly unrelated regression – SUR) που βελτιώνει την ακρίβεια των εκτιμώμενων συντελεστών διότι λαμβάνει από κοινού τη διαφορετική συσχέτιση που επιδεικνύουν οι μεταβλητές $F_t - S_t$ διακρατικά (που είναι χαμηλότερη) σε σχέση με τις συσχετίσεις των $S_{t+1} - S_t$ και $F_t - S_{t+1}$ μέσα στις ίδιες τις χώρες. Παρόλα αυτά το «άβολο» συμπέρασμα ότι οι αρνητικές εκτιμήσεις για το συντελεστή β_2 είναι αποτέλεσμα αρνητικής συνδιακύμανσης μεταξύ P_t και $E(S_{t+1} - S_t)$, τα συνθετικά της $F_t - S_t$, παραμένει.

Έπειτα επιχειρεί να «σπάσει» το δείγμα σε δύο υποπεριόδους για να διαπιστώσει αν υπάρχουν διαφορές μεταξύ τους. Πράγματι η μεταβλητότητα των

$S_{t+1} - S_t$ και $F_t - S_{t+1}$ αυξάνεται στη δεύτερη (πιο πρόσφατη) περίοδο κάτι που εξηγείται ως αυξημένη αβεβαιότητα για την εκ των υστέρων μεταβολή της τρέχουσας ισοτιμίας χωρίς αντίστοιχη ένδειξη για τη μεταβλητότητα των $E(S_{t+1} - S_t)$ και P_t . Πάντως τα κύρια στοιχεία των δύο προσεγγίσεων είναι παρόμοια.

Το παράδοξο της αρνητικής κλίσης προσπαθεί να εξηγήσει στη συνέχεια με θεωρητικές προσεγγίσεις περί μη αποτελεσματικότητας της αγοράς συναλλάγματος, περί των κυβερνητικών παρεμβάσεων κόντρα στην κατεύθυνση των αγορών, περί στιγμιαίων σημαντικών οικονομικών γεγονότων που προκαλούν έντονες αναταράξεις κλπ.

Συμπερασματικά καταλήγει ότι υπάρχουν σημαντικές θετικές αυτοσυσχετίσεις στη διαφορά μεταξύ προθεσμιακής και τρέχουσας ισοτιμίας που δείχνει μεταβλητότητα διαχρονική είτε στο προθεσμιακό ασφάλιστρο P_t ή στην εκτίμηση της αναμενόμενης μεταβολής στην τρέχουσα ισοτιμία. Συντελεστές κλίσεις διάφοροι του μηδενός δηλώνουν ότι υπάρχει μεταβλητότητα και στα δύο συστατικά της διαφοράς $F_t - S_t$, ωστόσο η αρνητική συνδιακύμανση μεταξύ P_t και $E(S_{t+1} - S_t)$ οδηγεί σε αρνητικές εκτιμήσεις κλίσεων. Με δεδομένη την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς το μόνο συμπέρασμα που μπορεί να βγει είναι ότι $\text{var}(P_t)$ είναι αρκετά μεγαλύτερη από $\text{var}(E(S_{t+1} - S_t))$.

Οι **Froot** και **Frankel** (1989) συνεχίζουν την έρευνα του θέματος προσπαθώντας να ελέγξουν από πού προέρχεται η μη ύπαρξη αμεροληψίας του προθεσμιακού προβλεπτή. Χρησιμοποιούν το κλασικό μοντέλο:

$$\Delta S_{t+k} = a + b f d_t^k + n_{t+k}^t$$

όπου ΔS_{t+k} : η ποσοστιαία (%) υποτίμηση του νομίσματος (η μεταβολή στο λογάριθμο της τρέχουσας τιμής ξένου συναλλάγματος) μετά από k περιόδους.

$f d_t^k$: προθεσμιακό discount της περιόδου k (ο λογάριθμος της προθεσμιακής μείον ο λογάριθμος της τρέχουσας).

Η υπόθεση που ελέγχεται είναι ότι $\beta=1$ και $\alpha=0$. Προχωρούν όμως στον ισοδύναμο προσδιορισμό:

$$fd_t^k - \Delta S_{t+k} = a_1 + b_1 fd_t^k + n_{t+k}^k$$

όπου $a_1 = -\alpha$, $\beta_1 = 1-\beta$ και υπόθεση ελέγχου $a_1 = \beta_1 = 0$.

Η OLS εκτίμηση του πρώτου μοντέλου οδηγεί σε ενδείξεις απόρριψης της υπόθεσης της αμεροληψίας. Οι Froot και Frankel προβαίνουν σε μια ανάλυση της μεταβλητότητας του συντελεστή β ανάλογη με αυτή του Fama όμως χρησιμοποιούν και στοιχεία από έρευνα για να μετρήσουν τις προσδοκίες της αγοράς ώστε να διαπιστώσουν αν η μεταβλητότητα οφείλεται σε λάθη προσδοκιών ή στην παρουσία ασφάλιστρο κινδύνου. Με μια σειρά στατιστικών ελέγχων καταλήγουν στα εξής συμπεράσματα:

- 1) Απόρριψη της υπόθεσης ότι όλη η μεροληψία (bias) οφείλεται στο ασφάλιστρο κινδύνου.
- 2) Δεν απορρίπτονται ότι όλη η μεροληψία αποδίδεται στα συστηματικά λάθη προσδοκιών και καθόλου σε ένα μεταβλητό στο χρόνο ασφάλιστρο κινδύνου.
- 3) Από τα δύο πρώτα προκύπτει ότι οι μεταβολές στη μεταβλητή fd αντανακλούν ένα-προς-ένα μεταβολές στην αναμενόμενη υποτίμηση.
- 4) Φαίνεται ότι η διακύμανση αναμενόμενης υποτίμησης είναι μεγαλύτερη από τη διακύμανση του ασφάλιστρο.
- 5) Το ασφάλιστρο κινδύνου είναι ασυσχέτιστο με τη μεταβλητή fd και μοιάζει να είναι σταθερό.

Από το σημείο αυτό όλες οι εργασίες εφαρμόζουν ελέγχους για μοναδιαίες ρίζες (unit roots) και συνολοκλήρωση (cointegration).

Οι **Hakkio** και **Rush** (1989) χρησιμοποιούν μηνιαία λογαριθμισμένα στοιχεία για τρέχουσες και προθεσμιακές ισοτιμίες της βρετανικής λίρας και του γερμανικού μάρκου για την περίοδο 1975-86. Εξετάζοντας τις σειρές για στασιμότητα διαπίστωσαν με τον έλεγχο Box – Pierce ότι οι σειρές αποκτούν στασιμότητα παίρνοντας πρώτες διαφορές. Έπειτα ελέγχουν για συνολοκλήρωση μεταξύ των spot ισοτιμιών των δύο χωρών και αντίστοιχα των προθεσμιακών τους και την απορρίπτουν, αποδεικνύοντας την αποτελεσματικότητα των δύο αγορών. Στον έλεγχο συνολοκλήρωσης μεταξύ τρέχουσας και προθεσμιακής του ίδιου νομίσματος την οποία γενικά αποδέχονται ότι υπάρχει. Αφού επιβεβαιώνουν αυτή τη σχέση χρησιμοποιούν τις εξισώσεις διόρθωσης σφαλμάτων (error correction) αποφασίζοντας ότι μόνο μια χρονική υστέρηση των ΔS_t και Δf_t είναι στατιστικά σημαντική. Απορρίπτοντας αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα στα σφάλματα θεωρούν το μοντέλο τους στατιστικά αποδεκτό. Το κύριο συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουν είναι ότι απορρίπτουν την από κοινού υπόθεση ότι δεν υπάρχει ασφάλιστρο κινδύνου που να συνδυάζεται με την αποτελεσματική χρήση της πληροφορίας για Γερμανικό Μάρκο και Βρετανική Λίρα.

Οι **Barnhart** και **Szakmary** (1991) θεωρούν ότι τα αντικρουόμενα συμπεράσματα στα οποία καταλήγει η βιβλιογραφία οφείλονται σε δύο λόγους: Το διαφορετικό σε κάθε εργασία οικονομετρικό προσδιορισμό (specification) και τη διαφορετική σε κάθε περίπτωση χρονική περίοδο.

Αποδεικνύουν το πρώτο αίτιο ως εξής: Εξετάζουν τα δύο βασικά μοντέλα της βιβλιογραφίας

$$RS_t = m + qF_{t-1} + e_t \text{ (level specification)}$$

$$RS_t - S_{t-1} = a + b(F_{t-1} - S_{t-1}) + e_t \text{ (percent change specification)}$$

όπου RS_t : φυσικός λογάριθμος της πραγματοποιηθείσας spot.

F_{t-1} : φυσικός λογάριθμος προθεσμιακής ενός μηνός.

Χρησιμοποιώντας τα ίδια δεδομένα καταλήγουν από την εκτίμηση των δύο μοντέλων σε διαφορετικές διαπιστώσεις για τις ίδιες υποθέσεις.

Στη συνέχεια εξετάζουν για μοναδιαίες ρίζες και συνολοκλήρωση. Χρησιμοποιώντας όλους τους ελέγχους φτάνουν στο συμπέρασμα ότι όλες οι σειρές είναι I(1). Διαπιστώνοντας επίσης ότι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ τους αναφέρουν ότι το μοντέλο «ποσοστιαίας μεταβολής» (percent change) συλλαμβάνει αυτή τη σχέση συνολοκλήρωσης αλλά αγνοεί τη βραχυπρόθεσμη δυναμική (short run dynamics). Είναι δηλαδή ένα error correction μοντέλο που δεν έχει χρονικές υστερήσεις των τρεχουσών και προθεσμιακών ισοτιμιών.

Έπειτα εκτιμούν το εξής μοντέλο:

$$RS_t = a + bF_{t-1} + cS_{t-1} + e_t$$

και διαπιστώνουν ότι ο συντελεστής c είναι σημαντικά διάφορος του μηδενός και δεν απορρίπτεται η υπόθεση ότι b+c=1. Συνεπώς απορρίπτουν την προσέγγιση “level” ως ακατάλληλη στατιστικά.

Επίσης εκτιμούν ένα ECM percent change το οποίο απορρίπτει την υπόθεση της αμερόληπτης εκτίμησης της τρέχουσας ισοτιμίας από την προθεσμιακή, καθώς βρίσκουν συντελεστή β αρνητικό και μάλιστα αυξανόμενα αρνητικό όπως διαπιστώνουν στον έλεγχο για τη στασιμότητα των συντελεστών που εφαρμόζουν. Προσπαθούν να εξηγήσουν αυτό το οικονομικό παράδοξο μοντελοποιώντας τις ισοτιμίες λαμβάνοντας υπόψη την παρέμβαση κεντρικών τραπεζών χωρίς όμως να επιτύχουν κάποιο συγκεκριμένο συμπέρασμα.

Στην εργασία τους οι **Corbae, Lim** και **Ouiliaris** (1992) θέτουν:

S_t^i : φυσικός λογάριθμος της τρέχουσας ισοτιμίας του i νομίσματος σε χρόνο t .

$F_{t,k}^i$: φυσικός λογάριθμος της προθεσμιακής ισοτιμίας του i νομίσματος που συμφωνήθηκε σε χρόνο t και θα εκπληρωθεί σε χρόνο $t+k$.

Επιτρέποντας για ανελιξίες με μοναδιαίες ρίζες και ντετερμινιστικά drifts ορίζουν τις παρακάτω εξισώσεις:

$$S_{t+k}^i = m_S^i + S_{t+k-1}^i + e_{S,t+k}^i$$

και

$$F_{t,k}^i = m_F^i + F_{t-1,k}^i + e_{F,t,k}^i$$

όπου e είναι τα στάσιμα σφάλματα με μηδενικό μέσο που βγαίνουν από την οικογένεια των ARMA(p,q).

Το cointegrated μοντέλο που προκύπτει από τις δύο παραπάνω σχέσεις είναι:

$$S_{t+k}^i = a_i + (m_S^i - b_i m_F^i) t + b_i f_{t,k}^i + n_{t+k}^i$$

όπου n_{t+k}^i : στάσιμο σφάλμα με μηδενικό μέσο που περικλείει τα e

a_i : μια σταθερά που αντανακλά τις αρχικές τιμές των s και f (πιθανότατα ίση με το μηδέν).

Η υπόθεση αποτελεσματικότητας που ελέγχεται είναι $a_i = g_i = 0$, $b_i = 1$ όπου $g = m_S^i - b_i m_F^i$ και εφόσον το σφάλμα είναι ασυσχέτιστο με πληροφορία στο χρόνο t .

Επίσης προτείνουν το θέμα της multi-market αποτελεσματικότητας με την παρακάτω cointegrated παλινδρόμηση:

$$s_{t+k}^i = a_i + g_i t + \sum_{j=1}^m b_j f_{t,k}^i + u_{t+k}$$

όπου m ο αριθμός των νομισμάτων (πλην του ενός) και u ο όρος του σφάλματος. Οι συντελεστές β θα πρέπει να είναι μηδενικοί για κάθε άλλο νόμισμα πλην αυτού που αντιστοιχεί σε αυτή την προθεσμιακή. Η υπόθεση συνολικά έχει ως εξής: $a_i = 0, g_i = 0, b_i = 1, b_{j \neq i} = 0$.

Από τα αποτελέσματα που παίρνουν στις εκτιμήσεις τους συμπεραίνουν τα εξής: Στις περιπτώσεις που η προθεσμιακή ισοτιμία δεν είναι αμερόληπτος προβλεπτής των μελλοντικών spot ισοτιμιών, το ασφάλιστρο κινδύνου είναι μη στάσιμο και περιλαμβάνει μια $I(1)$ απόκλιση και έναν παροδικό παράγοντα (transitory component) που είναι στάσιμος και χωρίς τάση. Στις περιπτώσεις που η προθεσμιακή είναι αμερόληπτος προβλεπτής το ασφάλιστρο κινδύνου είναι στάσιμο και γενικά αρνητικό για την εξεταζόμενη περίοδο. Ως προς την υπόθεση της multi-market αποτελεσματικότητας συμπεραίνουν ότι μερικές προθεσμιακές ισοτιμίες, κυρίως του μάρκου και του γιεν, έχουν στατιστικά σημαντική επιρροή στις μελλοντικές spot ισοτιμίες άλλων νομισμάτων, χωρίς ωστόσο αυτή η επιρροή να ξεπερνάει την αντίστοιχη των δικών τους προθεσμιακών.

Οι **Liu** και **Maddala** (1992) εξετάζουν τις υποθέσεις των λογικών προσδοκιών και της αποτελεσματικής αγοράς.

Ως προς τις λογικές προσδοκίες προτείνουν το μοντέλο:

$$y_t = b_0 + b_1 y_t^e + m_t$$

όπου y_t : ισοτιμία στο χρόνο t

y_t^e : αναμενόμενη ισοτιμία στο χρόνο t

και ελέγχουν αν πρόκειται για $I(1)$ σειρές και αν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ τους. Θέτοντας την υπόθεση ότι $\beta_0 = 0$ και $\beta_1 = 1$ ελέγχουν αν το σφάλμα $y_t - y_t^e$ είναι στάσιμο, αλλά και αν υπάρχει αυτοσυσχέτιση.

Στην περίπτωση της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της αγοράς οι Liu και Maddala παρουσιάζοντας τα προβλήματα των παλινδρομήσεων που έχουν χρησιμοποιηθεί στη βιβλιογραφία, αποφασίζουν να ελέγξουν τη στασιμότητα ή μη της σειράς $F_t - S_t$, η οποία αν είναι στάσιμη τότε επιβεβαιώνεται η αποτελεσματική αγορά.

Πραγματοποιώντας τους ελέγχους για μοναδιαίες ρίζες και συνολοκλήρωση για εβδομαδιαία αλλά και μηνιαία στοιχεία καταλήγουν στα εξής βασικά συμπεράσματα:

- Η υπόθεση των λογικών προσδοκιών επιβεβαιώνεται στα εβδομαδιαία στοιχεία αλλά όχι στα μηνιαία.
- Η υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς απορρίπτεται και στις δύο συχνότητες.

Στη συνέχεια διερευνούν τους λόγους που κρύβονται πίσω από αυτή την απόρριψη της υπόθεσης αυτής. Ορίζοντας την υπόθεση της μη ύπαρξης ασφάλιστρου κινδύνου που σημαίνει $F_t = S_t^e$, έχουμε

$$e_t = S_{t+1} - F_t$$

τότε η αποτελεσματική αγορά υπονοεί ότι e_t έχει μηδενικό μέσο και είναι ασυσχέτιστο με οποιαδήποτε μεταβλητή από το σετ πληροφοριών I_{t-1} .

Παίρνοντας στοιχεία από έρευνα για τις προσδοκίες της αγοράς δημιουργούν τη σχέση:

$$U_t = F_t - S_t^e$$

και ελέγχουν αν η σειρά αυτή είναι ανέλιξη λευκού θορύβου. Από τα εβδομαδιαία δεδομένα προέκυψε ότι η υπόθεση της μη ύπαρξης ασφάλιστρου κινδύνου

απορρίπτεται για όλα τα νομίσματα. Στα μηνιαία, το γεν δεν απορρίπτει την υπόθεση αυτή ενώ για τα υπόλοιπα νομίσματα υπάρχουν αντικρουόμενα αποτελέσματα.

Καταληκτικά, το συμπέρασμα είναι ότι για εβδομαδιαία δεδομένα η αποτυχία της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς οφείλεται στην ύπαρξη ασφάλιστρου κινδύνου παρά στην αποτυχία της υπόθεσης των λογικών προσδοκιών. Στα μηνιαία δεδομένα και όσον αφορά στο γεν, η απόρριψη οφείλεται στην αποτυχία των λογικών προσδοκιών ενώ για τα άλλα νομίσματα οφείλεται τόσο στην αποτυχία των λογικών προσδοκιών όσο και στην απόρριψη της μη ύπαρξης ασφάλιστρου κινδύνου.

Οι **Naka** και **Whitney** (1995) ξεκινούν από την κλασική εξίσωση

$$S_t = a + bf_{t-1} + e_t$$

και δημιουργούν την ισοδύναμη σχέση:

$$S_t - bf_{t-1} = a + e_t$$

ορίζοντας $e_t = re_{t-1} + u_t$ και u_t ανέλιξη λευκού θορύβου. Σημειώνοντας ότι $e_{t-1} = S_{t-1} - bf_{t-2} - a$ και αντικαθιστώντας το $e_t = re_{t-1} + u_t$ λαμβάνουν:

$$S_t - bf_{t-1} = (1-r)a + r(S_{t-1} - bf_{t-2}) + u_t$$

Έστω ότι $f_{t-1} = f_{t-2} + e_{t-1}$, όπου e_{t-1} ανέλιξη λευκού θορύβου και με μερικούς μετασχηματισμούς καταλήγουν στο μοντέλο:

$$S_t - S_{t-1} = (1-r)a + (1-r)(bf_{t-2} - S_{t-1}) + b(f_{t-1} - f_{t-2}) + u_t$$

Πρόκειται τελικά για ένα error correction μοντέλο το οποίο έχει στον 2^ο όρο ενσωματωμένο έναν όρο αυτοσυσχέτισης.

Ο έλεγχος της υπόθεσης του αμερόληπτου προθεσμιακού εκτιμητή επιτυγχάνεται ελέγχοντας τους περιορισμούς ότι $\beta=1$ και η αποτελεσματικότητα της αγοράς όταν $\beta=1$ και $\rho=0$. Επίσης ο έλεγχος για αμεροληψία και μη ύπαρξη (σταθερού) ασφάλιστρου κινδύνου προϋποθέτει $\alpha=0$, $\beta=1$ και $\rho=0$.

Χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα για 7 κύρια νομίσματα παίρνουν τα αποτελέσματα της εκτίμησης του μοντέλου. Όλες οι παραπάνω υποθέσεις γίνονται αποδεκτές για 5% επίπεδο σημαντικότητας.

Στη συνέχεια ελέγχονται τα κατάλοιπα και προκύπτει κανονικότητα για τα 5 από τα επτά νομίσματα, χωρίς αυτοσυσχέτιση και ARCH επιδράσεις. Έτσι θεωρούν ότι η στατιστική συμπεριφορά των καταλοίπων επιβεβαιώνει τον προσδιορισμό του μοντέλου τους.

Στην εργασία τους οι **Norrbin** και **Reffett** (1996) χρησιμοποιούν το ακόλουθο διανυσματικό error correction μοντέλο (VECM) τάξης K:

$$\Delta S_{it} = m_{is} + a_{is} (S_{i,t-1} - bF_{i,t-2}) + \sum_j^{K-1} \Gamma_{isj} \Delta X_{i,t-1} + e_{i1t}$$

και
$$\Delta F_{it-1} = m_{if} + a_{if} (S_{i,t-1} - bF_{i,t-2}) + \sum_j^{K-1} \Gamma_{ifj} \Delta X_{i,t-1} + e_{i2t}$$

όπου S_{it+1} : μελλοντική spot ισοτιμία της i χώρας

F_{it-1} : προθεσμιακή ισοτιμία της i χώρας

$X_{it} = [S_{it}, F_{it-1}]$ ένα I(1) διάνυσμα

$e_i = [e_{i1}, e_{i2}]$ τα σφάλματα που είναι IID Gaussian

$a = [a_{is}, a_{if}]$ οι συντελεστές ρύθμισης (adjustment) για τους όρους ανισορροπίας

(disequilibrium) $bX_{it}' = [1, -b][S_{it}, F_{it-1}]$.

Η υπόθεση της αμεροληψίας της προθεσμιακής ισοτιμίας - εκτός από cointegrated την παραπάνω σχέση - απαιτεί και $\beta'=1$. Επίσης ελέγχουν τη στατιστική

εξωγένεια στο σύστημα X_{it} . Αν $a_{is}=0$ τότε οι spot ισοτιμίες είναι ασθενώς εξωγενείς προς τις προθεσμιακές και αντίστοιχα αν $a_{if}=0$.

Χρησιμοποιώντας τριμηνιαία δεδομένα για τρέχουσες και προθεσμιακές ισοτιμίες συμπεραίνουν ότι όλες οι σειρές είναι $I(1)$ και ότι όλα τα νομίσματα είναι VAR πρώτης τάξης. Υποθέτοντας ότι το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι $(1,-1)$ καταλήγουν στο εξής:

$$\Delta S_{it} = m_{is} + a_{is}(S_{it-1} - bF_{it-2}) + e_{i1t}$$

και
$$\Delta F_{i,t-1} = m_{if} + a_{if}(S_{it-1} - bF_{it-2}) + e_{i2t}$$

όπου ο συντελεστής β παίρνει τη θεωρητική τιμή της μονάδας.

Από τα αποτελέσματα προκύπτει ότι υπάρχει ισχυρή υποστήριξη της υπόθεσης της αμεροληψίας του προβλεπτή, η ύπαρξη ενός μοναδιαίου διανύσματος συνολοκλήρωσης και ότι οι προθεσμιακές ισοτιμίες τείνουν να επανέρχονται πλήρως από οποιαδήποτε βραχυπρόθεσμη ανισορροπία ενώ οι τρέχουσες όχι.

Η εργασία του **Engel** (1996) αποτελεί μια εκτενή κριτική ανασκόπηση των σημαντικότερων από τα αποτελέσματα της βιβλιογραφίας και μια προσπάθεια να συνοψίσει τα βασικά συμπεράσματα που έχουν προκύψει από αυτά.

Οι δύο βασικές διαπιστώσεις στις οποίες καταλήγει είναι ότι (α) η διακύμανση της διαφοράς $E_t(s_{t+1}) - s_t$ είναι πολύ μεγάλη για να εξηγηθεί από συμβατικά μοντέλα του ασφάλιστρου κινδύνου και (β) η διαφορά $f_t - s_t$ είναι υπερβολικά ισχυρά (αρνητικά) συσχετισμένη με ακόλουθες μεταβολές στην ισοτιμία ώστε να είναι συνεπής με αυτά τα μοντέλα.

Το πρώτο συμπέρασμα για να γίνει αποδεκτό στα περισσότερα μοντέλα, δηλαδή για να εξηγηθεί αυτή η μεγάλη διακύμανση, απαιτείται η ύπαρξη μεγάλου βαθμού αποστροφής κινδύνου (risk aversion).

Η δεύτερη διαπίστωση, ότι το προθεσμιακό discount $f_t - s_t$ είναι ισχυρά συσχετισμένο με τη μεταβολή στην ισοτιμία $s_{t+1} - s_t$, τα μοντέλα γενικής ισορροπίας αδυνατούν να αναπαραστήσουν αυτή την αρνητική συνδιακύμανση για οποιοδήποτε επίπεδο αποστροφής κινδύνου.

Τέλος ο Engel προτείνει τέσσερις κατευθύνσεις που μπορεί να πάρει η έρευνα ώστε να επιτύχει καλύτερα αποτελέσματα. Η πρώτη είναι να επεκτείνει περισσότερο την ανάλυση του ασφάλιστρου κινδύνου. Η δεύτερη αφορά στην προσέγγιση του προβλήματος πέσο. Μια τρίτη αφορά στη χρήση στοιχείων από έρευνα για τις προσδοκίες της αγοράς και τη διερεύνηση αν αυτές είναι λογικές. Τέλος προτείνει τη διερεύνηση της αναποτελεσματικότητας των αγορών συναλλάγματος από διάφορες επιρροές.

Οι **Clarida** και **Taylor** (1997) θεωρούν ένα διάνυσμα y_t που περιλαμβάνει τους λογάριθμους της τρέχουσας ισοτιμίας s_t και τους λογάριθμους j προθεσμιακών f_t σε ορίζοντες $h(1), \dots, h(j)$.

$$y_t = [s_t, f_{h(1),t}, f_{h(2),t}, \dots, f_{h(j),t}]$$

Υποθέτοντας ότι η τρέχουσα ισοτιμία έχει μοναδιαία ρίζα και εξελίσσεται ως εξής:

$$s_t = z_t + v_t$$

όπου v_t : μηδενικού μέσου στάσιμη στοχαστική ανέλιξη

$$z_t : \text{ανέλιξη με μοναδιαία ρίζα που έχει τη μορφή } z_t = g + z_{t-1} + e_t .$$

Έστω ότι η μαθηματική ελπίδα της μελλοντικής ισοτιμίας $s_{t+h(j)}$ βασίζεται στο σετ πληροφοριών Ω_t που είναι διαθέσιμο στο χρόνο t , $E(s_{t+h(j)} | \Omega_t)$. Τότε ορίζουν την απόκλιση από την υπόθεση αποτελεσματικής αγοράς με ουδετερότητα κινδύνου ως:

$$\Phi_{h(j),t} = f_{h(j),t} - E(s_t + h(j) | \Omega_t)$$

Συνδυάζοντας τα παραπάνω δείχνουν ότι:

$$f_{h(j),t} = h(j)g + z_t + E(v_{t+j} | \Omega_t) + \Phi_{h(j),t}$$

Αφού η $\Phi_{h(j),t}$ είναι μια στάσιμη ανέλιξη, τότε τρέχουσα και προθεσμιακή ισοτιμία μοιράζονται μια κοινή στοχαστική τάση z_t και είναι cointegrated έτσι ώστε το προθεσμιακό ασφάλιστρο σε ορίζοντα $h(j)$ να είναι στάσιμη ανέλιξη, τότε

$$f_{h(j),t} - s_t = h(j)g + E(v_{t,j} - v_t | \Omega_t) + \Phi_{h(j),t}$$

Αυτό το πλαίσιο εργασίας έχει κάποιες έμμεσες παραδοχές. Θα πρέπει να μπορεί να αντιπροσωπευθεί από ένα VECM και θα πρέπει να υπάρχει μια μοναδική κοινή τάση και έτσι j διανύσματα συνολοκλήρωσης.

Οι Clarida και Taylor χρησιμοποιούν δεδομένα 4, 13, 26 και 52 εβδομάδων για τους ορίζοντες των ισοτιμιών στην περίοδο 1977 – 1993. Βασιζόμενοι στο θεωρητικό τους πλαίσιο και στο ότι οι σειρές είναι $I(1)$ εξετάζουν ένα δυναμικό VECM για το δολάριο σε σχέση με άλλα νομίσματα. Θέτοντας:

$y_t = [s_t, f_{4w,t}, f_{13w,t}, f_{26w,t}, f_{52w,t}]$ το 5×1 διάνυσμα των μεταβλητών του συστήματος για ένα συγκεκριμένο νόμισμα, το VECM γράφεται:

$$\Delta y_t = m + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + \Pi y_{t-k} + e_t$$

όπου Δ ο τελεστής της πρώτης διαφοράς. Αν ο πίνακας Π έχει $\text{rank}=5$ το VECM γίνεται VAR στα levels στάσιμων μεταβλητών. Αν $\text{rank}=0$ τότε γίνεται VAR πρώτων διαφορών. Αν $\text{rank}<5$ τότε:

$$\Pi = a \cdot b'$$

όπου b' ένας $r \times 5$ πίνακας των r διανυσμάτων συνολοκλήρωσης και a ο πίνακας των συντελεστών ρύθμισης για κάθε μία από τις 5 εξισώσεις.

Τα αποτελέσματα που λαμβάνουν επιβεβαιώνουν ότι για όλα τα νομίσματα η τρέχουσα ισοτιμία και η καμπύλη των προθεσμιακών (term structure) μοντελοποιούνται καλά με ένα VECM.

Στη συνέχεια επιχειρούν να εκτιμήσουν την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου τους σε σύγκριση με 4 άλλα μοντέλα (έναν τυχαίο περίπατο, ένα μοντέλο που περιλαμβάνει μία κατάλληλη προθεσμιακή ισοτιμία, ένα VAR τέταρτης τάξης και μια παλινδρόμηση του βαθμού υποτίμησης πάνω σε μια σταθερά και χρονικές υστερήσεις των προθεσμιακών ασφάλιστρων). Χρησιμοποιώντας τα κριτήρια RMSE και MAE αποδεικνύουν την υπεροχή του VECM σχετικά με τα άλλα.

Οι **Hai, Mark** και **Wu** (1997) εξετάζουν την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών και σχέσης συνολοκλήρωσης στις σειρές τρεχουσών και προθεσμιακών ενός και τριών μηνών. Χρησιμοποιούν τη σχέση:

$$s_{t+k} = a_0 + b_0 f_{k,t} + u_{k,t} \text{ με } k=1,3$$

όπου s_{t+k} : λογάριθμος της τρέχουσας ισοτιμίας πολλαπλασιασμένος με το 100

$f_{k,t}$: λογάριθμος της προθεσμιακής ισοτιμίας πολλαπλασιασμένος με το 100

Από τα OLS αποτελέσματα που λαμβάνουν αποδέχονται την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης τόσο για μηνιαίες όσο και για τις τριμηνιαίες για όλα τα νομίσματα. Επίσης προκύπτει ότι ο συντελεστής κλίσης είναι μονάδα. Όμως είναι γνωστό ότι αυτός ο εκτιμητής «υποφέρει» από δεύτερης τάξης ασυμπτωτική μεροληψία, έτσι δεν μπορεί να γίνει ασφαλής αποδοχή της υπόθεσης της αμεροληψίας.

Στη συνέχεια προβαίνουν σε εκτιμήσεις δυναμικού OLS (DOLS) και δυναμικού GLS (DGLS) με τα οποία καταλήγουν πάλι στο ίδιο συμπέρασμα για το b (πλην μίας περίπτωσης του γεν με την τριμηνιαία προθεσμιακή).

Οι Hai, Mark και Wu έπειτα επιχειρούν να αναλύσουν την προσέγγιση του Fama ως προς τη διερεύνηση της αρνητικής τιμής που παίρνει ο συντελεστής κλίσης

στην παλινδρόμηση του βαθμού υποτίμησης με το προθεσμιακό ασφάλιστρο. Βασίζόμενοι στα συμπεράσματα του Fama προτείνουν ένα μοντέλο που επακριβώς περιγράφει τη συμπεριφορά των χρονοσειρών των τρεχουσών και προθεσμιακών ισοτιμιών. Θεωρώντας ότι:

$$s_t = z_t + x_{s,t} \quad , \quad f_t = z_t + x_{f,t} \quad , \quad z_t = z_{t-1} + e_{z,t}$$

όπου z_t : η «μακροπρόθεσμης ισορροπίας» αξία της συναλλαγματικής ισοτιμίας

$$\{e_{z,t}\} \rightarrow N(0, \mathbf{s}_z^2)$$

$\{(x_{s,t}, x_{f,t})'\}$: στάσιμη διμεταβλητή στοχαστική ανέλιξη με:

$x_{s,t} = \mathbf{q}z_t$: όπου θ ο αντίστροφος της ταχύτητας των συντελεστών ρύθμισης που εξαρτάται από άλλες παραμέτρους του μοντέλου και ζ_t ένα μέτρο της κατάστασης ανισορροπίας στην αγορά αγαθών, ενώ $f_t^p = x_{f,t} - x_{s,t}$. Καταλήγουν έτσι σε ένα ARMA (1,1) μοντέλο που το εκτιμούν με τη μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας χρησιμοποιώντας το φίλτρο του Kalman:

$$\begin{pmatrix} 1 - f_{ss}L & -f_{sf}L \\ -f_{fs}L & 1 - f_{ff}L \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{s,t} \\ x_{f,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_s \\ c_f \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 + q_{ss}L & q_{sf}L \\ q_{fs}L & 1 + q_{ff}L \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{s,t} \\ e_{f,t} \end{pmatrix}$$

Πραγματοποιώντας έλεγχο προσδιορισμού δέχονται για τα περισσότερα νομίσματα την καταλληλότητα του μοντέλου αυτού ενώ από τις εκτιμήσεις των ροπών προκύπτουν και πάλι αρνητικές τιμές για το συντελεστή κλίσης της παλινδρόμησης του βαθμού υποτίμησης με το προθεσμιακό ασφάλιστρο.

Τέλος επιχειρούν να διερευνήσουν την ύπαρξη υπερβολικών αποδόσεων (excess returns) στην αγορά συναλλάγματος. Λαμβάνοντας εκτιμήσεις για τις αναμενόμενες μελλοντικές spot ισοτιμίες και αφαιρώντας αυτές από τις προθεσμιακές αποκτούν τις σειρές των αναμενόμενων υπερβολικών αποδόσεων. Παρόλα αυτά δεν μπορούν να αποφανθούν με σιγουριά για το αν οι υπερβολικές αποδόσεις αποτελούν το αντιστάθμισμα για την ανάληψη κινδύνου.

Σε αυτό το σημείο ολοκληρώνεται η παρουσίαση της βιβλιογραφίας. Είναι φανερό ότι η εξέλιξη που έχει πραγματοποιηθεί στο πέρασμα του χρόνου είναι σημαντική. Παρόλα αυτά όμως υπάρχουν ακόμα σημαντικά σημεία τα οποία παραμένουν αδιευκρίνιστα και χρίζουν περαιτέρω έρευνας και ανάλυσης. Οι βασικές πτυχές που εξακολουθούν να μας απασχολούν και που θα αποτελέσουν τη στόχευση της παρούσας εργασίας παρουσιάζονται στη μεθοδολογία που ακολουθεί.

4. Περιγραφή της μεθοδολογίας

Από την παρουσίαση της μέχρι τώρα βιβλιογραφίας θα πρέπει να έχει καταστεί σαφές ότι ένα από τα κοινά συμπεράσματα σε πολλές από τις έρευνες, με κυριότερη συμβολή σε αυτό το πεδίο από την εργασία του Fama (1984)¹ είναι ότι ο συντελεστής κλίσης β στην παλινδρόμηση της μεταβολής της ισοτιμίας Δs_t με το προθεσμιακό ασφάλιστρο $f_{t-1} - s_{t-1}$:

$$s_t - s_{t-1} = a + b(f_{t-1} - s_{t-1}) + e \quad (1)$$

είναι αρνητικός ενώ με βάση τις θεωρητικές υποθέσεις θα περιμέναμε ως αποτέλεσμα τη μονάδα. Όπως παρουσιάζεται αναλυτικά στο προηγούμενο τμήμα της εργασίας μας ο Fama αποδίδει την αρνητική τιμή στην αρνητική συνδιακύμανση του προθεσμιακού ασφάλιστρου με την αναμενόμενη μεταβολή της ισοτιμίας (βλέπε σελ. 9-12).

Η προσέγγιση που θα επιχειρήσουμε έχει να κάνει με τις προϋποθέσεις που θα πρέπει να ισχύουν στα πλαίσια σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ τρεχουσών και προθεσμιακών ισοτιμιών. Συγκεκριμένα:

1. Θα εξετάσουμε τις χρονολογικές σειρές των τρεχουσών και των προθεσμιακών συναλλαγματικών ισοτιμιών $z_t = \begin{bmatrix} f_t \\ s_t \end{bmatrix}$ για πιθανή ύπαρξη μοναδιαίων ριζών χρησιμοποιώντας τους απαραίτητους ελέγχους που έχουν προτείνει οι Dickey - Fuller.

2. Εφόσον αποδειχθεί αυτό, ο επόμενος έλεγχος στον οποίο θα προβούμε είναι αν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των δύο σειρών και στην κατεύθυνση αυτή σκοπεύουμε να χρησιμοποιήσουμε τη μέθοδο του Johansen.

¹ **Fama, Eugene (1984):** "Forward and spot exchange rates," *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-338

Ξεκινώντας από ένα διανυσματικό AR μοντέλο K τάξης

$$z_t = A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (2\alpha)$$

δηλαδή
$$\begin{bmatrix} f_t \\ s_t \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} f_{t-1} \\ s_{t-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} f_{t-2} \\ s_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + A_k \begin{bmatrix} f_{t-k} \\ s_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (2\beta)$$

όπου u_t : όρος σφάλματος για τον οποίο θα πρέπει να ισχύει ότι $E(\tilde{u}_t) = 0$, $E(\tilde{u}_t, \tilde{u}_t') = \Omega$ και $E(\tilde{u}_t, \tilde{u}_i') = 0$.

Σύμφωνα με τη μέθοδο του Johansen η παραπάνω σχέση μπορεί να γραφεί ως το εξής Vector Error Correction μοντέλο:

$$\Delta z_t = \Pi z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + u_t \quad (3)$$

και εφόσον η τάξη του πίνακα Π , $r(\Pi)=1$ τότε υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης και η παραπάνω σχέση γράφεται:

$$\begin{bmatrix} \Delta f_t \\ \Delta s_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1} \\ s_{t-1} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

όπου $\begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \end{bmatrix}$: το διάνυσμα των συντελεστών ρύθμισης (adjustment coefficients)

$\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \end{bmatrix}$: το διάνυσμα συνολοκλήρωσης (cointegrating vector).

Οι υποθέσεις που αρχικά θα πρέπει να ισχύουν είναι οι εξής:

- Ο συντελεστής ρύθμισης $c_{11} = 0$ ώστε να εξασφαλίζεται η ασθενής εξωγένεια της προθεσμιακής ισοτιμίας

- Τα στοιχεία των πινάκων Γ_i που αντιστοιχούν στην προθεσμιακή ισοτιμία θα πρέπει να είναι μηδενικοί ώστε να εξασφαλίζεται η βραχυπρόθεσμη μη αιτιότητα (short run non causality) και σε συνδυασμό με την πρώτη υπόθεση να επιτυγχάνεται η ισχυρή εξωγένεια της προθεσμιακής.

Οι παραπάνω υποθέσεις αν επιβεβαιωθεί ότι ισχύουν θα καταλήξουμε στο ακόλουθο σύστημα:

$$\begin{cases} \Delta f_t = u_{1t} \\ \Delta s_t = c_{21}(b_{11}f_{t-1} + b_{12}s_{t-1}) + u_{2t} \end{cases} \quad (5)$$

Εφόσον το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι $[b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -1]$ τότε η δεύτερη σχέση του παραπάνω συστήματος γίνεται:

$$\Delta s_t = c_{21}(f_{t-1} - s_{t-1}) + u_{2t} \quad (6)$$

Η σχέση (6) στην οποία καταλήγουμε είναι παρόμοια με την παλινδρόμηση (1) του Fama και ο συντελεστής ρύθμισης c_{21} «παίζει το ρόλο» της παραμέτρου β .

[Στα θεωρητικά μοντέλα μας δεν κάνουμε χρήση σταθεράς. Η ύπαρξη σταθεράς ή όχι στο μοντέλο (που θα εξαρτηθεί από την εκτίμηση του βέλτιστου μοντέλου) μπορεί ενδεχομένως να αποδοθεί στην ύπαρξη ή όχι αντίστοιχα ασφάλιστρου κινδύνου (risk premium)]

Ας εξετάσουμε σε αυτό το σημείο πώς θα πρέπει να «συμπεριφέρονται» οι συντελεστές ρύθμισης των δύο μεταβλητών σε περίπτωση που εμφανίζεται σφάλμα ανισορροπίας (disequilibrium error) στη σχέση αυτή:

Έστω ότι το σφάλμα ανισορροπίας είναι $(f_{t-1} - s_{t-1}) > 0$.

- Θα πρέπει να κινηθεί αναλόγως η τρέχουσα ισοτιμία και για να επέλθει η ισορροπία θα πρέπει να είναι $c_{21} > 0$ ή ιδανικά $c_{21} = 1$ οπότε επιτυγχάνεται πλήρης επαναφορά σε κατάσταση ισορροπίας με την τρέχουσα ισοτιμία να κάνει όλη τη ρύθμιση (adjustment) όπως η οικονομική θεωρία απαιτεί. Συνεπώς ένα εύρημα που μας οδηγεί σε αντίθετα συμπεράσματα, δηλαδή σε αρνητικό συντελεστή ρύθμισης, δε θα είναι συμβατό με την έννοια της συνολοκλήρωσης όπως την ορίσαμε σε αυτό το πλαίσιο.
- Επίσης αναμένουμε το συντελεστή ρύθμισης της προθεσμιακής ισοτιμίας να είναι μηδενικός, όπως η θεωρία επιβάλλει και όπως έχουμε και εμείς θέσει ως προϋπόθεση. Αν πάντως μπορούσαμε να δεχτούμε ότι η προθεσμιακή ισοτιμία μπορεί να συμμετάσχει στη ρύθμιση του λάθους τότε το μόνο αποδεκτό – από οικονομετρική άποψη – αποτέλεσμα θα ήταν ένας αρνητικός συντελεστής (αφού η ρύθμιση από αυτή τη μεταβλητή γίνεται προς την αντίθετη κατεύθυνση από την τρέχουσα).

Στην ιδανική περίπτωση όπου επιβεβαιώνονται οι εξής υποθέσεις:

- Μη ύπαρξη στατιστικά σημαντικής σταθεράς
- $c_{21} = 1$
- $[b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -1]$
- $c_{11} = 0$

επιτυγχάνουμε πλήρως την υπόθεση της αμεροληψίας του προθεσμιακού εκτιμητή.

Θεωρητικά η επιδίωξή μας θα πρέπει να είναι η διαπίστωση της ισχύος των παραπάνω υποθέσεων. Παρόλα αυτά όπως αναφέρθηκε και παραπάνω μας αρκεί να εξασφαλίσουμε ότι τα διανύσματα συνολοκλήρωσης για όλες τις περιπτώσεις νομισμάτων είναι $[b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -1]$ και ότι ο συντελεστής της τρέχουσας ισοτιμίας είναι θετικός συντελεστής για να επιβεβαιώσουμε τη σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των σειρών. Επίσης ένα εύρημα που μας οδηγεί σε αποδοχή ενός αρνητικού

συντελεστή ρύθμισης για την προθεσμιακή δεν είναι συμβατό με τη θεωρία, καθώς η προθεσμιακή ισοτιμία δεν θα έπρεπε λογικά να συμμετέχει στη ρύθμιση, αλλά πάντως είναι προς τη σωστή κατεύθυνση με βάση τα όσα αναφέραμε για την εμφάνιση λάθους ανισορροπίας και το ποιες είναι οι πιθανές κινήσεις που θα πρέπει να κάνουν οι μεταβλητές.

Αυτές τις σκέψεις θα επιχειρήσουμε να διαπιστώσουμε αν έχουν εφαρμογή στα δεδομένα μας. Πριν από την πρακτική εφαρμογή των μεθοδολογικών βημάτων όμως υπάρχει μια σύντομη παρουσίαση των χρονολογικών σειρών που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση.

5. Περιγραφή των δεδομένων

Τα νομίσματα, τις ισοτιμίες των οποίων με το Αμερικανικό Δολάριο χρησιμοποιούμε, είναι τα ιστορικά 7 κυριότερα νομίσματα της παγκόσμιας οικονομίας, και τα ονομάζουμε «ιστορικά» καθώς 3 από αυτά αποτελούν παρελθόν δίνοντας τη θέση τους στο Ευρώ. Συγκεκριμένα οι σειρές που εξετάζουμε είναι οι μηνιαίες (τελευταία τιμή του μήνα) τρέχουσες και προθεσμιακές ισοτιμίες των νομισμάτων που φαίνονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας: Εμπειρικά Δεδομένα

Νόμισμα	Χρονική περίοδος	Αριθμός παρατηρήσεων
Γερμανικό Μάρκο	Ιαν. 1986 – Δεκ. 2000	180
Γαλλικό Φράγκο Ιταλική Λίρα	Ιαν. 1986 – Δεκ. 1998	156
Καναδικό Δολάριο Ελβετικό Φράγκο Βρετανική Λίρα Ιαπωνικό Γεν	Ιαν. 1986 – Ιαν. 2004	217

Πηγή μας αποτέλεσε η βάση δεδομένων του Datastream. Τα χρονικά διαστήματα των ισοτιμιών των νομισμάτων είναι ικανοποιητικά και προσφέρονται για ασφαλή συμπεράσματα.

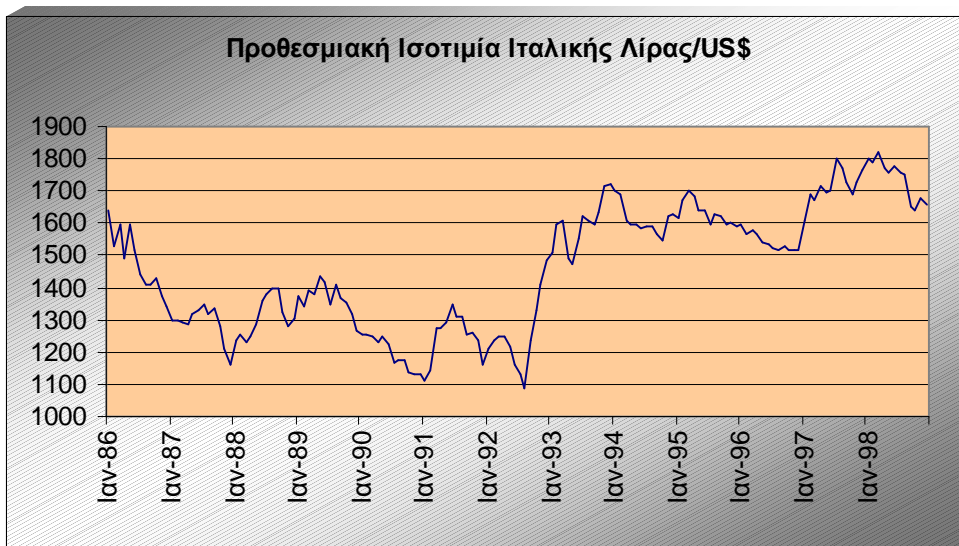
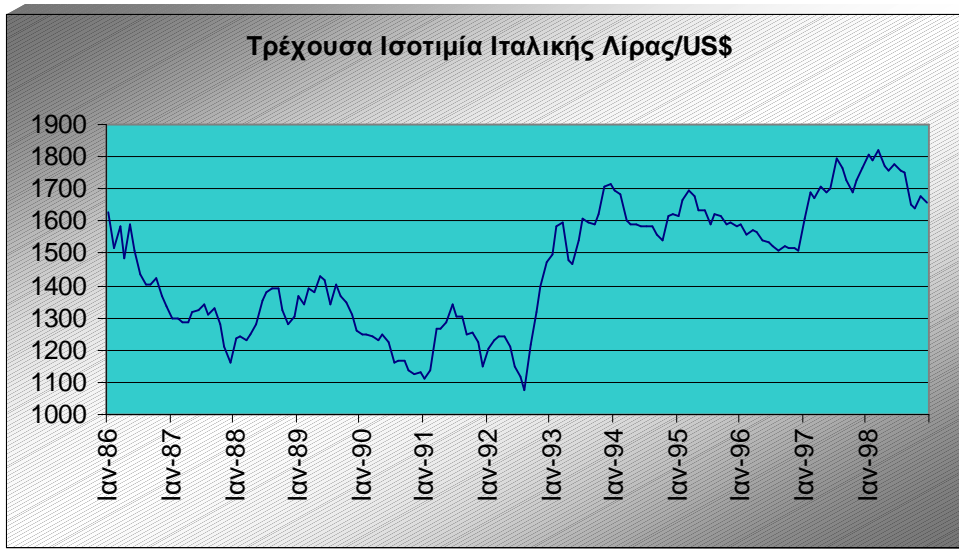
Στις αναλύσεις χρησιμοποιήθηκαν οι φυσικοί λογάριθμοι των τρεχουσών και προθεσμιακών ισοτιμιών ώστε να αποφύγουμε το λεγόμενο παράδοξο του Siegel που προκύπτει εξαιτίας της ανισότητας του Jensen².

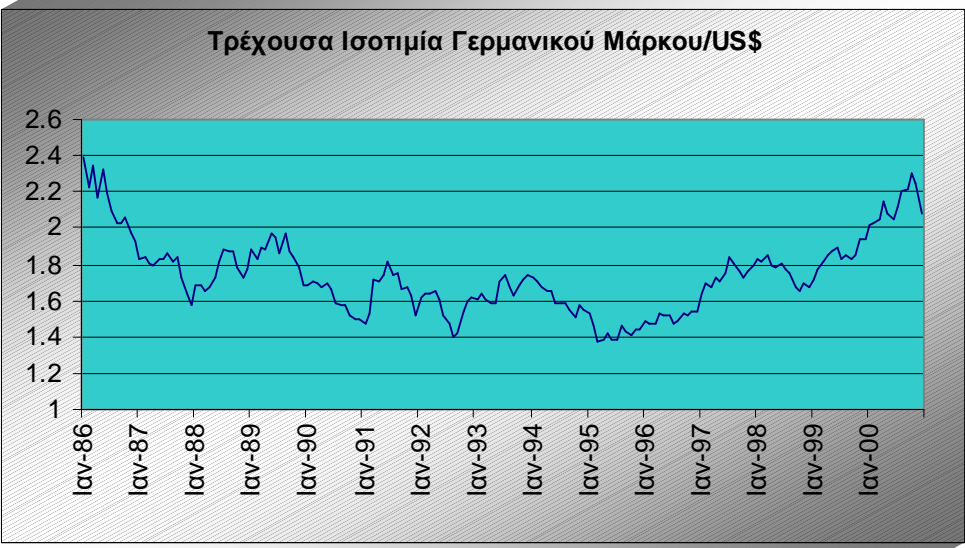
Στις επόμενες σελίδες παρουσιάζονται τα γραφήματα των 7 ζευγών ισοτιμιών πριν υποστούν τον λογαριθμικό μετασχηματισμό.

² **Liu, Peter C. and G.S. Maddala (1992):** “Rationality of survey data and tests for market efficiency in the foreign exchange markets,” *Journal of International Money and Finance*, 11, 366-381.

Γραφήματα Ισοτιμιών

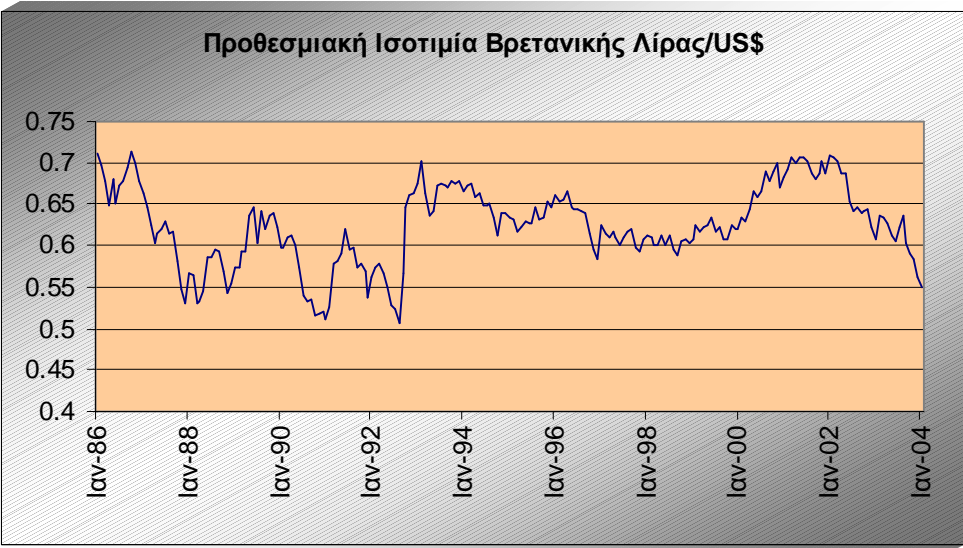


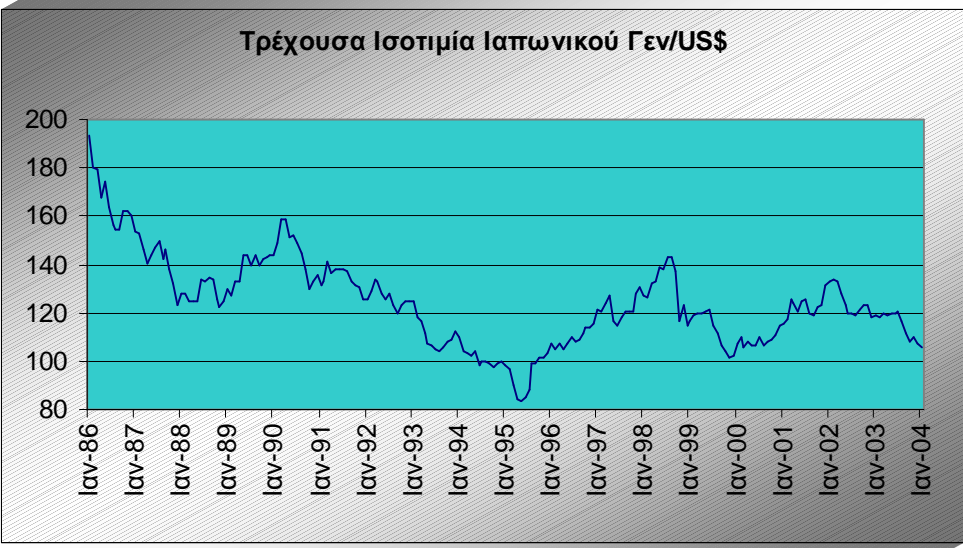












6. Έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίων ριζών

Σε πρώτη φάση θα πρέπει να γίνει έλεγχος στασιμότητας των υπό μελέτη σειρών. Ο πιο ευρέως διαδεδομένος έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας είναι αυτός των Dickey – Fuller. Πριν παρουσιάσουμε τα αποτελέσματα και τα συμπεράσματα που προκύπτουν από αυτά, θα προβούμε σε μια σύντομη περιγραφή του παραπάνω ελέγχου στα πλαίσια ενός AR(1) μοντέλου.

Έστω $y_t = r \cdot y_{t-1} + u_t$, όπου $u_t \rightarrow \text{IID}(0, \sigma^2)$. Ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων (OLS) για την παράμετρο r είναι:

$$\hat{r} = \frac{\sum_{t=1}^T y_t y_{t-1}}{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}$$

Οι ιδιότητες του εκτιμητή και η κατανομή του εξαρτώνται από το αν η πραγματική τιμή του r είναι μικρότερη ή ίση με τη μονάδα. Στην περίπτωση που $r = 1$ δεν μπορεί να πραγματοποιηθεί έλεγχος για την τιμή του εκτιμητή με βάση την κανονική κατανομή.

Οι Dickey – Fuller για να αποφύγουν το πρόβλημα αυτό προσπάθησαν να ελέγξουν την υπόθεση ότι $H_0: r=1$ έναντι της εναλλακτικής $H_1: r < 1$. Λαμβάνοντας τον OLS εκτιμητή κατασκεύασαν ένα t – στατιστικό

$$t_{\text{stat}} = \frac{\hat{r} - 1}{\hat{s}_r} \rightarrow Z_1$$
$$\text{όπου } Z_1 = \frac{1/2 \{w(1)^2 - 1\}}{\int_0^1 w[z]^2 dz}$$

του οποίου την κατανομή σχημάτισαν χρησιμοποιώντας προσομοίωση Monte – Carlo. Οι Dickey – Fuller εκτίμησαν με ανάλογο τρόπο και τις κατανομές του στατιστικού για αυτοπαλίνδρομα μοντέλα που περιέχουν σταθερά ή/και τάση.

Στον Πίνακα που ακολουθεί παρατίθενται τα αποτελέσματα των ελέγχων ADF που διεξήγαμε για όλες τις σειρές μας. Σημειώνεται ότι όλες οι σειρές με όλα τα κριτήρια που χρησιμοποιήθηκαν περιγράφονται βέλτιστα από AR(1) μοντέλα, ενώ σε κάποιες από αυτές χρειάστηκε χρήση σταθεράς ή τάσης όπως φαίνεται και στις σχετικές παραπομπές.

Πίνακας: Αποτελέσματα Ελέγχου Augmented Dickey – Fuller

a/a	Νόμισμα	Ισοτιμία	Κριτικές τιμές σε επίπεδο σημαντικότητας			t-statistic	Πιθανότητα
			1%	5%	10%		
1	Γαλλικό Φράγκο ^β	Spot	-3,472813	-2,880088	-2,576739	-2,992472	0,0378*
		Forward	-3,472813	-2,880088	-2,576739	-3,017626	0,0354*
2	Ιταλική Λίρα ^γ	Spot	-4,018349	-3,439075	-3,143887	-3,045678	0,1234
		Forward	-4,018349	-3,439075	-3,143887	-3,089497	0,1125
3	Γερμανικό Μάρκο ^β	Spot	-3,466994	-2,877544	-2,575381	-2,608019	0,0932
		Forward	-3,466994	-2,877544	-2,575381	-2,408358	0,1409
4	Καναδικό Δολάριο ^α	Spot	-2,575712	-1,942303	-1,615721	-0,676332	0,4231
		Forward	-2,575712	-1,942303	-1,615721	-0,677767	0,4225
5	Ελβετικό Φράγκο ^β	Spot	-3,460596	-2,874741	-2,573883	-3,019020	0,0347*
		Forward	-3,460596	-2,874741	-2,573883	-3,046870	0,0323*
6	Βρετανική Λίρα ^β	Spot	-3,460596	-2,874741	-2,573883	-2,910143	0,0458*
		Forward	-3,460596	-2,874741	-2,573883	-2,921298	0,0445*
7	Ιαπωνικό Γεν ^γ	Spot	-4,001108	-3,430766	-3,138998	-2,896200	0,1658
		Forward	-4,001108	-3,430766	-3,138998	-2,912120	0,1607

α : Χωρίς χρήση σταθεράς ή τάσης στο μοντέλο

β : Χρήση σταθεράς στο μοντέλο

γ : Χρήση σταθεράς και τάσης στο μοντέλο

H₀ : Η σειρά έχει μοναδιαία ρίζα

* : Απόρριψη ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας

Όπως φαίνεται από τα αποτελέσματα η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις σειρές μας επιβεβαιώνεται ανεπιφύλακτα στην Ιταλική Λίρα, το Γερμανικό Μάρκο, το Καναδικό Δολάριο και το Ιαπωνικό Γεν. Αντίθετα το Γαλλικό και το Ελβετικό Φράγκο και η Βρετανική Λίρα δεν μας δίνουν ισχυρές ενδείξεις για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (παρά μόνο σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%). Τα αποτελέσματα δεν παρουσίασαν σημαντικές διαφοροποιήσεις σε εναλλακτικές περιπτώσεις των AR μοντέλων.

Στη συνέχεια προβήκαμε σε έλεγχο ADF για τις πρώτες διαφορές των σειρών μας στις οποίες απορρίψαμε κατηγορηματικά την υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.

Παρά το γεγονός ότι η ισχύς του ελέγχου είναι σχετικά μικρή μπορούμε να υποθέσουμε βάσιμα ότι όλες οι σειρές μας είναι $I(1)$ κάτι που είναι συμβατό και με τα ευρήματα άλλων εμπειρικών μελετών.

7. Συνολοκλήρωση – Μέθοδος Johansen

Αφού σε μεγάλο βαθμό εξασφαλίσαμε την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών στις σειρές μας μπορούμε να προχωρήσουμε στο πιο ουσιαστικό κομμάτι της μεθοδολογίας μας όπως αυτή παρουσιάστηκε σε προηγούμενη ενότητα. Θυμίζουμε ότι επιδιώκουμε με τη χρήση της μεθόδου Johansen να διερευνήσουμε τη σχέση συνολοκλήρωσης που διέπει τις τρέχουσες με τις προθεσμιακές ισοτιμίες (όπου αυτή επιβεβαιώνεται).

α) Επιλογή VAR μοντέλων για τις ισοτιμίες

Το πρώτο βήμα για τη μέθοδο του Johansen είναι η εύρεση των κατάλληλων Διανυσματικών Αυτοπαλίνδρομων Μοντέλων (Vector Autoregressive) που περιγράφουν καλύτερα τα δεδομένα. Βασικό κριτήριο για την επιλογή τέτοιων μοντέλων είναι η έλλειψη αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα. Παρόλα αυτά είμαστε διατεθειμένοι να προτιμήσουμε ένα μοντέλο με λιγότερες χρονικές υστερήσεις ώστε να διατηρήσουμε τους περισσότερους δυνατούς βαθμούς ελευθερίας σε σύγκριση με ένα μοντέλο μεγαλύτερης τάξης που θα προσφέρει ελάχιστες βελτιώσεις.

Αρχικά εκτιμήσαμε ένα VAR(1) μοντέλο για όλα τα διανύσματα ισοτιμιών

$z_t = \begin{bmatrix} f_t \\ s_t \end{bmatrix}$ από κάθε νόμισμα στο οποίο συμπεριλάβαμε και σταθερά. Το πρόβλημα

που αντιμετωπίσαμε ήταν η ύπαρξη μικρού προβλήματος αυτοσυσχέτισης στα περισσότερα από τα μοντέλα μας. Η προσθήκη δεύτερης χρονικής υστερήσης δεν διόρθωσε σημαντικά τα πράγματα συνεπώς με κριτήριο τους βαθμούς ελευθερίας των μοντέλων υιοθετήθηκε η εκτίμηση αυτοπαλίνδρομων μοντέλων τάξης 1 για όλες τις περιπτώσεις των νομισμάτων. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων παρουσιάζονται στους ακόλουθους Πίνακες.

Πίνακας: Εκτίμηση VAR(1) για το Γαλλικό Φράγκο

Standard errors in () & t-statistics in []		
	LogFRFforward	LogFRFspot
LogFRFforward (-1)	0.829400	0.097622
	(0.88868)	(0.89512)
	[0.93329]	[0.10906]
LogFRFspot (-1)	0.090904	0.823387
	(0.88666)	(0.89308)
	[0.10252]	[0.92196]
C	0.137249	0.135738
	(0.04632)	(0.04666)
	[2.96311]	[2.90939]
R-squared	0.888559	0.887636
Adj. R-squared	0.887093	0.886157
Sum sq. resids	0.145824	0.147945
S.E. equation	0.030974	0.031198
F-statistic	605.9777	600.3720
Log likelihood	320.1451	319.0258
Akaike AIC	-4.092195	-4.077752
Schwarz SC	-4.033290	-4.018847
Mean dependent	1.741226	1.740046
S.D. dependent	0.092179	0.092465

Πίνακας: Εκτίμηση VAR(1) για την Ιταλική Λίρα

Standard errors in () & t-statistics in []		
	LogITLRforward	LogITLRspot
LogITLRforward (-1)	2.374781	1.512338
	(1.07124)	(1.07451)
	[2.21686]	[1.40747]
LogITLRspot (-1)	-1.395600	-0.531357
	(1.06452)	(1.06777)
	[-1.31102]	[-0.49763]
C	0.146718	0.133222
	(0.15127)	(0.15173)
	[0.96992]	[0.87802]
R-squared	0.941908	0.942338
Adj. R-squared	0.941143	0.941580
Sum sq. resids	0.162856	0.163853
S.E. equation	0.032733	0.032833
F-statistic	1232.262	1242.032
Log likelihood	311.5837	311.1108
Akaike AIC	-3.981725	-3.975623
Schwarz SC	-3.922820	-3.916718
Mean dependent	7.275506	7.272127
S.D. dependent	0.134922	0.135839

Πίνακας: Εκτίμηση VAR(1) για το Γερμανικό Μάρκο

Standard errors in () & t-statistics in []		
	LogDMforward	LogDMspot
LogDMforward(-1)	0.507617	0.082006
	(0.68287)	(0.68658)
	[0.74336]	[0.11944]
LogDMspot(-1)	0.436698	0.864762
	(0.67456)	(0.67823)
	[0.64738]	[1.27503]
C	0.029359	0.028270
	(0.01229)	(0.01236)
	[2.38835]	[2.28734]
R-squared	0.920682	0.921084
Adj. R-squared	0.919781	0.920187
Sum sq. resids	0.187891	0.189941
S.E. equation	0.032674	0.032851
F-statistic	1021.464	1027.108
Log likelihood	359.9156	358.9441
Akaike AIC	-3.987884	-3.977028
Schwarz SC	-3.934464	-3.923609
Mean dependent	0.543232	0.543807
S.D. dependent	0.115361	0.116283

Πίνακας: Εκτίμηση VAR(1) για το Καναδικό Δολάριο

Standard errors in () & t-statistics in []		
	LogCANforward	LogCANspot
LogCANforward(-1)	-1.284934	-1.982235
	(0.67436)	(0.67546)
	[-1.90540]	[-2.93464]
LogCANspot(-1)	2.251212	2.951176
	(0.66795)	(0.66904)
	[3.37033]	[4.41108]
C	0.012146	0.011034
	(0.00413)	(0.00414)
	[2.93976]	[2.66624]
R-squared	0.977902	0.978252
Adj. R-squared	0.977694	0.978048
Sum sq. resids	0.043785	0.043927
S.E. equation	0.014337	0.014361
F-statistic	4712.933	4790.518
Log likelihood	611.9147	611.5635
Akaike AIC	-5.638099	-5.634847
Schwarz SC	-5.591220	-5.587968
Mean dependent	0.300217	0.299176
S.D. dependent	0.095998	0.096926

Πίνακας: Εκτίμηση VAR(1) για το Ελβετικό Φράγκο

Standard errors in () & t-statistics in []		
	LogSWIforward	LogSWIspot
LogSWIforward(-1)	-0.213324	-0.649822
	(0.69546)	(0.69370)
	[-0.30674]	[-0.93675]
LogSWIspot(-1)	1.149886	1.587218
	(0.69470)	(0.69294)
	[1.65523]	[2.29055]
C	0.020379	0.020790
	(0.00815)	(0.00812)
	[2.50184]	[2.55881]
R-squared	0.907748	0.908469
Adj. R-squared	0.906882	0.907610
Sum sq. resids	0.246244	0.245000
S.E. equation	0.034001	0.033915
F-statistic	1047.949	1057.040
Log likelihood	425.3939	425.9409
Akaike AIC	-3.911055	-3.916120
Schwarz SC	-3.864176	-3.869241
Mean dependent	0.377355	0.378651
S.D. dependent	0.111423	0.111578

Πίνακας: Εκτίμηση VAR(1) για τη Βρετανική Λίρα

Standard errors in () & t-statistics in []		
	LogUKforward	LogUKspot
LogUKforward(-1)	0.588225	-0.101879
	(1.01018)	(1.01826)
	[0.58230]	[-0.10005]
LogUKspot(-1)	0.333186	1.025535
	(1.00143)	(1.00945)
	[0.33271]	[1.01594]
C	-0.037762	-0.037333
	(0.01263)	(0.01273)
	[-2.98955]	[-2.93210]
R-squared	0.855774	0.856039
Adj. R-squared	0.854420	0.854687
Sum sq. resids	0.181660	0.184580
S.E. equation	0.029204	0.029438
F-statistic	631.9232	633.2839
Log likelihood	458.2463	456.5242
Akaike AIC	-4.215244	-4.199299
Schwarz SC	-4.168365	-4.152420
Mean dependent	-0.475355	-0.477429
S.D. dependent	0.076540	0.077224

Πίνακας: Εκτίμηση VAR(1) για το Ιαπωνικό Γεν

Standard errors in () & t-statistics in []		
	LogYENforward	LogYENspot
LogYENforward(-1)	-0.261893	-0.652252
	(0.80120)	(0.80405)
	[-0.32688]	[-0.81121]
LogYENspot(-1)	1.221980	1.608942
	(0.80579)	(0.80866)
	[1.51649]	[1.98965]
C	0.186055	0.203956
	(0.07785)	(0.07812)
	[2.39002]	[2.61070]
R-squared	0.947737	0.946809
Adj. R-squared	0.947246	0.946309
Sum sq. resids	0.228991	0.230621
S.E. equation	0.032788	0.032905
F-statistic	1931.279	1895.713
Log likelihood	433.2393	432.4731
Akaike AIC	-3.983697	-3.976602
Schwarz SC	-3.936818	-3.929724
Mean dependent	4.805995	4.808533
S.D. dependent	0.142756	0.142007

Είναι προφανές ότι η χρήση των Διανυσματικών Αυτοπαλίνδρομων Μοντέλων τάξης 1 μας εξυπηρετούν και για έναν πρόσθετο λόγο πλην των περισσότερων βαθμών ελευθερίας. Αυτός είναι ότι οι εκτιμήσεις των Διανυσματικών Μοντέλων Διόρθωσης Σφάλματος (Vector Error Correction) θα είναι απαλλαγμένες από τους όρους των short run dynamics, κάτι που κάνει την ανάλυση λιγότερο περίπλοκη.

β) Διερεύνηση ύπαρξης σχέσεων συνολοκλήρωσης

Όπως ήδη αναφέρθηκε, η μέθοδος του Johansen οδηγεί μετά τις εκτιμήσεις των Διανυσματικών Αυτοπαλίνδρομων Μοντέλων οδηγείται στην εκτίμηση των κατάλληλων Vector Error Correction μοντέλων. Ας αναφερθούμε λίγο πιο αναλυτικά για το τι σημαίνει ακριβώς η λέξη «κατάλληλων» σε αυτή την περίπτωση.

Η μορφή του Vector Error Correction μοντέλου που προκύπτει από ένα VAR k τάξης με τη χρήση του τελεστή χρονικών υστερήσεων (lag operator) L και ορίζοντας $\Delta = 1 - L$ είναι η ακόλουθη:

$$\Delta z_t = m + \Pi z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + u_t$$

Στην περίπτωση μας η μορφή απλοποιείται αρκετά διότι έχουμε να κάνουμε με μία χρονική υστέρηση στο VAR, συνεπώς εξαφανίζονται οι όροι μετά τον πρώτο:

$$\Delta z_t = m + \Pi z_{t-1} + u_t, \quad \text{ή πιο αναλυτικά}$$

$$\begin{bmatrix} f_t - f_{t-1} \\ s_t - s_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1} \\ s_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

Ο πίνακας Π περιέχει όλες τις μακροχρόνιες αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών και η τάξη αυτού του πίνακα (δηλαδή ο αριθμός των μη μηδενικών ιδιοτιμών) καθορίζει τον αριθμό των σχέσεων ισορροπίας ή διανυσμάτων συνολοκλήρωσης (cointegrating vectors) που υπάρχουν. Τα ενδεχόμενα που μπορεί να ισχύουν στην περίπτωση που εξετάζουμε είναι τα εξής:

1. Τάξη (Π) = 2: Δεν υπάρχουν μοναδιαίες ρίζες παρά τις περί του αντιθέτου υποθέσεις μας, που σημαίνει ότι οδηγούμαστε σε στάσιμο VAR στα levels.

2. Τάξη (Π) = 0: Ο πίνακας Π είναι μηδενικός οπότε το μοντέλο μετατρέπεται σε στάσιμο VAR για τις πρώτες διαφορές των μεταβλητών και δεν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών.
3. Τάξη (Π) = 1: Ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης, δηλαδή μιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών. Ο Π μπορεί να γραφεί σαν το γινόμενο δύο πινάκων $\Pi_{2 \times 2} = C_{2 \times 1} \cdot B_{2 \times 1}' = [c_{11} \quad c_{21}] \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{12} \end{bmatrix}$. Ο πίνακας

B δείχνει τους συντελεστές με τους οποίους συμμετέχει η αντίστοιχη μεταβλητή στη σχέση ισορροπίας ενώ ο C περιέχει τους λεγόμενους συντελεστές ρύθμισης (adjustment coefficients) που δείχνουν πόσο γρήγορα προσαρμόζονται οι αντίστοιχες μεταβλητές όταν παρουσιάζεται σφάλμα ανισορροπίας (disequilibrium error).

Οι έλεγχοι που ο Johansen πρότεινε για την εκτίμηση της τάξης του πίνακα Π είναι δύο. Πρόκειται για τη μέγιστη ιδιοτιμή (Maximum eigenvalue) και το ίχνος (Trace).

Το στατιστικό πακέτο EViews το οποίο χρησιμοποιήθηκε για τις αναλύσεις μας παρέχει έναν συνολικό έλεγχο για όλους τους πιθανούς ορισμούς των μοντέλων Vector Error Correction. Μια συνοπτική παρουσίαση των ελέγχων αυτών παρέχεται με τον ακόλουθο πίνακα:

Πίνακας: Συνοπτικά αποτελέσματα ελέγχου (5% significance level) για τον αριθμό των εξισώσεων συνολοκλήρωσης που προκύπτουν από VAR(1).

		French Franc		Italian Lira		German Mark		Canadian Dollar		Swiss Franc		British Pound		Japanese Yen	
		No of CEs		No of CEs		No of CEs		No of CEs		No of CEs		No of CEs		No of CEs	
		Trace	Max-Eig	Trace	Max-Eig	Trace	Max-Eig	Trace	Max-Eig	Trace	Max-Eig	Trace	Max-Eig	Trace	Max-Eig
Data trend															
None	No intercept No trend	1	1	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
None	Intercept No trend	1	1	0	0	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2
Linear	Intercept No trend	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	2	2
Linear	Intercept Trend	1	1	2	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Quadratic	Intercept Trend	2	2	2	2	2	2	1	1	2	2	2	2	2	2

Είναι φανερό ότι ανάλογα με τις υποθέσεις που υιοθετούμε για το μοντέλο ο προτεινόμενος, από τους δύο ελέγχους, αριθμός των εξισώσεων συνολοκλήρωσης διαφέρει. Το πρόβλημα που αντιμετωπίζουμε σε αυτό το σημείο είναι το με ποιον τρόπο θα προτιμήσουμε ένα συγκεκριμένο μοντέλο σε σχέση με τα υπόλοιπα που προτείνει το Eviews. Η απάντηση σε αυτό το ερώτημα δίνεται στις αμέσως επόμενες παραγράφους.

Εμείς θα εξετάσουμε τις περιπτώσεις των μοντέλων εκείνων που προτείνουν ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης επιλέγοντας το βέλτιστο (όταν αυτά είναι περισσότερα από ένα για κάθε νόμισμα). Η μέθοδος επιλογής όπως έχει προταθεί από τον ίδιο τον Johansen (1995) είναι ένας έλεγχος υπόθεσης όπου εξετάζεται η πιθανότητα να αποδεχθούμε την εξής αρχική υπόθεση:

H_0 : Το πιο περιορισμένο (restricted) μοντέλο είναι πιο κατάλληλο από το πιο γενικό (general).

Η πιθανότητα απόρριψης υπολογίζεται ως εξής:

$p\text{-value} = 1 - X^2(LR, n - k)$ όπου k ο αριθμός των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης και n ο αριθμός των μεταβλητών που υπάρχουν στο σύστημα. Η ποσότητα LR υπολογίζεται μέσω του παρακάτω τύπου:

$$LR = -2 \cdot (\text{Log Likelihood}_{\text{RESTRICTED}} - \text{Log Likelihood}_{\text{GENERAL}}).$$

Μέσω της παραπάνω μεθόδου θα επιλέξουμε τα καταλληλότερα μοντέλα Vector Error Correction στις περιπτώσεις όπου έχουμε περισσότερες από μία επιλογές. Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τις τιμές Log Likelihood οι οποίες χρησιμοποιήθηκαν για τους ελέγχους.

Πίνακας: Τιμές Log Likelihood στις μορφές του μοντέλου όπου οι έλεγχοι (Trace & Max-eig) προτείνουν ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης

Data trend:	None	None	Linear	Linear
	No intercept No trend	Intercept No trend	Intercept No trend	Intercept Trend
	Log Likelihood for 1 cointegrating vector			
French Franc	1067,358	1067,772	X	1069,801
Italian Lira	X	X	1784,748	X
German Mark	1203,618	1204,663	X	1206,441
Canadian Dollar	1774,865	1784,705	1784,748	1784,780
Swiss Franc	1369,746	X	X	1370,213
British Pound	1561,967	1562,655	X	1565,181
Japanese Yen	1410,399	X	X	1413,878

Πλην της περίπτωσης της Ιταλικής Λίρας όπου μόνο σε μία περίπτωση προτείνεται VEC με ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης, σε όλες τις άλλες περιπτώσεις χρειάστηκε να διενεργήσουμε τον παραπάνω έλεγχο ώστε να επιλέξουμε το βέλτιστο ορισμό μοντέλου. Σημειώνουμε ότι έχουμε ήδη απορρίψει την 5^η μορφή μοντέλου καθώς θεωρείται σχετικά ακραία περίπτωση και εξαιρετικά σπάνια.

Για το Γαλλικό Φράγκο έχουμε:

- Αρχικά συγκρίνουμε το 1^ο και 2^ο μοντέλο. Θέτουμε την υπόθεση H_0 : Το 1^ο μοντέλο καλύτερο από το 2^ο.
- $LR = -2*(1067,358-1067,772)=0,828$.
- Υπολογίζουμε την πιθανότητα $p = 0,362851 > 0,05$.
- Άρα αποδεχόμαστε ότι το 1^ο μοντέλο είναι καλύτερο από το 2^ο.

Έπειτα συγκρίνουμε με ανάλογο τρόπο το 1^ο με το 4^ο μοντέλο.

- H_0 : Το 1^ο μοντέλο καλύτερο από το 4^ο.
- $LR = 4,886$.
- $p = 0,027075 < 0,05$
- Άρα απορρίπτουμε την αρχική υπόθεση.

Από τα παραπάνω προκρίνεται το 4^ο μοντέλο VEC για το Γαλλικό Φράγκο.

Με ανάλογο τρόπο προκύπτουν τα βέλτιστα μοντέλα για όλες τις υπόλοιπες ισοτιμίες και παρουσιάζονται συνοπτικά στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας: Βέλτιστο VEC μοντέλο για κάθε ισοτιμία.

ΙΣΟΤΙΜΙΑ	ΒΕΛΤΙΣΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ		
	No	Τάση Δεδομένων	
Γαλλικό Φράγκο	4 ^ο	Γραμμική	Σταθερά και τάση
Ιταλική Λίρα	3 ^ο	Γραμμική	Σταθερά
Γερμανικό Μάρκο	4 ^ο	Γραμμική	Σταθερά και τάση
Καναδικό Δολάριο	2 ^ο	Χωρίς τάση	Σταθερά
Ελβετικό Φράγκο	1 ^ο	Χωρίς τάση	Χωρίς σταθερά και τάση
Βρετανική Λίρα	4 ^ο	Γραμμική	Σταθερά και τάση
Ιαπωνικό Γεν	4 ^ο	Γραμμική	Σταθερά και τάση

Έτσι καταλήγουμε στις καλύτερες δυνατές επιλογές που μας προτείνει ο έλεγχος και προχωρούμε στην επόμενη φάση που είναι καταρχήν η εκτίμηση των συγκεκριμένων μοντέλων.

γ) Εκτιμήσεις Vector Error Correction Μοντέλων

Ø Γαλλικό Φράγκο

Η ανάλυση μας ξεκινά με το μοντέλο που περιλαμβάνει τις τρέχουσες και προθεσμιακές ισοτιμίες του Γαλλικού Φράγκου. Όπως ήδη αναφέραμε στην προηγούμενη ενότητα το βέλτιστο μοντέλο για αυτή την περίπτωση είναι αυτό που αναγνωρίζει ύπαρξη γραμμικής τάσης στα δεδομένα με χρήση σταθεράς και τάσης. Η εκτίμηση παρουσιάζεται στον επόμενο πίνακα:

Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Γαλλικό Φράγκο

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGFRFFOR LOGFRFSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.158484	35.74800	25.32	30.45
At most 1	0.056427	9.002699	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.158484	26.74530	18.96	23.65
At most 1	0.056427	9.002699	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
1 Cointegrating Equation(s):				
Cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGFRFFOR	LOGFRFSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-0.986919	2.63E-05		
(0.00000)	(0.00610)	(1.3E-05)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGFRFFOR)	-0.797819			
	(0.96258)			
D(LOGFRFSP)	-0.499991			
	(0.97044)			

Από τον πίνακα παρατηρούμε ότι και τα δύο τεστ (trace και max-eig) προτείνουν την ύπαρξη μίας σχέσης ισορροπίας σε όλα τα στατιστικά επίπεδα σημαντικότητας.

Επίσης οι εκτιμήσεις (χωρίς περιορισμούς) των διανυσμάτων των συντελεστών ρύθμισης και συνολοκλήρωσης έχουν ως εξής:

- Διάνυσμα συνολοκλήρωσης: $[b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -0,986919]$
- Συντελεστές ρύθμισης: $\begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,797819 \\ -0,499991 \end{bmatrix}$

Με μια πρώτη εκτίμηση το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι κοντά στο επιδιωκόμενο αλλά οι συντελεστές ρύθμισης δεν είναι στη σωστή κατεύθυνση. Αυτοί όμως οι ισχυρισμοί θα ελεγχθούν επισταμένα επιβάλλοντας σταδιακά τους απαιτούμενους περιορισμούς στο εκτιμώμενο μοντέλο. Ας ελέγξουμε πρώτα αν η φαινομενική ικανοποίηση της υπόθεσης για το διάνυσμα συνολοκλήρωσης επιβεβαιώνεται πραγματικά. Στον επόμενο πίνακα παρουσιάζεται η εκτίμηση του μοντέλου με έλεγχο υπόθεσης όπου $H_0 : [b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -1]$.

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Γαλλικό Φράγκο
με περιορισμό για το Διάνυσμα Συνολοκλήρωσης**

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGFRFFOR LOGFRFSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1	B(1,2)=-1			
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	1068.359	2.884430	1	0.089440
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 3 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGFRFFOR	LOGFRFSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-1.000000	1.49E-05		
(0.00000)	(0.00000)	(1.2E-05)		

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGFRFFOR)	0.312433			
	(0.93827)			
D(LOGFRFSP)	0.595609			
	(0.94375)			

Όπως φαίνεται και στον πίνακα ο έλεγχος μας προτείνει, έστω και σχετικά οριακά (με πιθανότητα 0,089440), να αποδεχθούμε την αρχική μας υπόθεση, ότι πραγματικά το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι το $[1 \quad -1]$. Παρατηρούμε επίσης ότι η νέα εκτίμηση του μοντέλου δημιουργεί σημαντικές διαφοροποιήσεις στις τιμές των συντελεστών ρύθμισης που πλέον γίνονται θετικοί, χωρίς βέβαια ακόμη να έχουμε ελέγξει τη στατιστική σημαντικότητά τους. Αυτό θα πραγματοποιηθεί στο αμέσως επόμενο βήμα:

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Γαλλικό Φράγκο
με περιορισμό για το Διάνυσμα Συνολοκλήρωσης
και το συντελεστή ρύθμισης της προθεσμιακής ισοτιμίας**

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGFRFFOR LOGFRFSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1	B(1,2)=-1	A(1,1)=0		
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	1068.305	2.992060	2	0.224018
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 2 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGFRFFOR	LOGFRFSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-1.000000	1.41E-05		
(0.00000)	(0.00000)	(1.2E-05)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGFRFFOR)	0.000000			
	(0.00000)			
D(LOGFRFSP)	0.281833			
	(0.05597)			

Παρατηρούμε ότι με πιθανότητα 0,224018 κάνουμε αποδεκτό τον ισχυρισμό ότι ο συντελεστής ρύθμισης της προθεσμιακής ισοτιμίας είναι μηδενικός, κάτι που συνάδει με τη θεωρία που θέλει τη προθεσμιακή να μην «κινείται» ώστε να επανέλθει η ισορροπία. Επίσης η τιμή που λαμβάνει ο συντελεστής ρύθμισης της τρέχουσας ισοτιμίας μπορεί να μην είναι κοντά στη μονάδα αλλά είναι τουλάχιστον θετική που δείχνει ότι όταν εμφανίζεται σφάλμα ανισορροπίας (disequilibrium error) η τρέχουσα ισοτιμία ρυθμίζεται προς τη «σωστή» κατεύθυνση, όπως αυτή ορίστηκε στη μεθοδολογία μας. Δυστυχώς δεν μπορεί να γίνει από κοινού έλεγχος για τη στατιστική σημαντικότητα των δύο συντελεστών ρύθμισης που θα μας αποδείκνυε αν όντως μπορούμε βάσιμα να υποστηρίξουμε το συμπέρασμα αυτό. Διενεργώντας πάντως έλεγχο μόνο για το συντελεστή ρύθμισης της τρέχουσας, αφήνοντας χωρίς περιορισμό τον συντελεστή τότε πάλι γίνεται αποδεκτό ότι ο πρώτος είναι μηδενικός και ο δεύτερος εκτιμάται αρνητικός, δηλαδή προς τη σωστή κατεύθυνση αν η ρύθμιση γινόταν από την προθεσμιακή ισοτιμία, κάτι που όμως είναι μη αποδεκτό από τη θεωρία.

Ø Ιταλική Λίρα

Το μοντέλο για το διάλυμα των ισοτιμιών της Ιταλικής Λίρας είναι αυτό που αναγνωρίζει γραμμική τάση στα δεδομένα και κάνει χρήση σταθεράς. Ας δούμε με λεπτομέρεια τα αποτελέσματα του μη περιορισμένου (unrestricted) μοντέλου στον πίνακα που ακολουθεί:

Πίνακας: Εκτίμηση VEC για την Ιταλική Λίρα

Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: LOGLIRAFOR LOGLIRASP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None *	0.092884	18.62329	15.41	20.04
At most 1	0.022410	3.513080	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Trace test indicates no cointegration at the 1% level				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None *	0.092884	15.11021	14.07	18.63
At most 1	0.022410	3.513080	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 1% level				
1 Cointegrating Equation(s):				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGLIRAFOR	LOGLIRASP			
1.000000	-0.988189			
(0.00000)	(0.00478)			
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGLIRAFOR)	0.818719			
	(1.03498)			
D(LOGLIRASP)	0.958907			
	(1.03797)			

Κοιτώντας πρώτα τα αποτελέσματα των δύο ελέγχων παρατηρούμε ότι η ύπαρξη μίας σχέσης συνολοκλήρωσης επιβεβαιώνεται και στα δύο μόνο σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Οι χωρίς περιορισμούς εκτιμήσεις των διανυσμάτων των συντελεστών ρύθμισης και συνολοκλήρωσης έχουν ως εξής:

- Διάνυσμα συνολοκλήρωσης: $[b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -0,988189]$
- Συντελεστές ρύθμισης: $\begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,818719 \\ 0,958907 \end{bmatrix}$

Το διάνυσμα συνολοκλήρωσης φαίνεται να προσεγγίζει τις υποθέσεις που επιθυμούμε όπως επίσης και ο συντελεστής ρύθμισης της τρέχουσας ισοτιμίας είναι πολύ κοντά στην «ιδεατή» μονάδα.

Το παράδοξο εύρημα στο χωρίς περιορισμούς μοντέλο μας είναι η θετική εκτίμηση και του συντελεστή της προθεσμιακής, κάτι που αντίκειται στην έννοια της συνολοκλήρωσης καθώς ακόμα και αν «επιτρέπαμε» στην προθεσμιακή ισοτιμία να ρυθμίζει την ισορροπία θα έπρεπε ο συντελεστής να είχε αρνητική τιμή. Πάντως με μια δεύτερη ματιά παρατηρούμε ότι το τυπικό σφάλμα και των δύο συντελεστών είναι αρκετά μεγάλο κάτι που κάνει αρκετά επισφαλή τα συμπεράσματά μας για τις εκτιμήσεις αυτές.

Ας πάρουμε όμως τους ελέγχους με τη σειρά και ας εξασφαλίσουμε πρώτα, αν γίνεται, ότι πράγματι το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι το $[1 \quad -1]$ γιατί αποτελεί την πρώτη προϋπόθεση που θα πρέπει να ισχύει. Ο επόμενος πίνακας δίνει τα αποτελέσματα αυτού του ελέγχου:

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για την Ιταλική Λίρα
με περιορισμό για το Διάνυσμα Συνολοκλήρωσης**

Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: LOGLIRAFOR LOGLIRASP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1		B(1,2)=-1		
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	1139.786	4.111978	1	0.042581
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 1 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGLIRAFOR	LOGLIRASP			
1.000000	-1.000000			
(0.00000)	(0.00000)			
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGLIRAFOR)	1.736439			
	(1.00962)			
D(LOGLIRASP)	1.842727			
	(1.01213)			

Ο έλεγχος υποδεικνύει απόρριψη της αρχικής μας υπόθεσης, δηλαδή του περιορισμού ότι το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι το $[1 \quad -1]$, καθώς η πιθανότητα είναι 0,042581. Το εύρημα αυτό δε μας επιτρέπει να διερευνήσουμε περαιτέρω τη συμπεριφορά των συντελεστών ρύθμισης καθώς καταρρέει μία από τις βασικές μας προϋποθέσεις.

Ø Γερμανικό Μάρκο

Το καλύτερο μοντέλο για το Γερμανικό Μάρκο με βάση τη μέθοδο επιλογής ήταν αυτό που υποθέτει γραμμική τάση στα δεδομένα και κάνει χρήση σταθεράς και τάσης. Στον επόμενο πίνακα φαίνεται η εκτίμηση του χωρίς περιορισμούς μοντέλου:

Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Γερμανικό Μάρκο

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGDMFO LOGDMSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.511931	137.3871	25.32	30.45
At most 1	0.048986	8.990529	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.511931	128.3966	18.96	23.65
At most 1	0.048986	8.990529	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
1 Cointegrating Equation(s):				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGDMFO	LOGDMSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-0.995165	1.01E-05		
(0.00000)	(0.00235)	(5.3E-06)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGDMFO)	0.103888			
	(0.66206)			
D(LOGDMSP)	0.679042			
	(0.66481)			

Οι έλεγχοι του Τυχους και της Μέγιστης Ιδιοτιμής προτείνουν την ύπαρξη μίας σχέσης ισορροπίας και στα δύο επίπεδα σημαντικότητας (1% και 5%). Ας δούμε τι συμβαίνει με τους συντελεστές:

- Διάνυσμα συνολοκλήρωσης: $[b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -0,995165]$
- Συντελεστές ρύθμισης: $\begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,103888 \\ 0,679042 \end{bmatrix}$

Το διάνυσμα συνολοκλήρωσης και σε αυτή την περίπτωση προσεγγίζει πολύ καλά το ιδανικό. Αυτό μένει να διαπιστωθεί στον επόμενο έλεγχο. Επίσης οι συντελεστές ρύθμισης λαμβάνουν τιμές που φαίνονται να ευνοούν τις υποθέσεις που έχουμε κάνει για αυτούς. Έτσι ο συντελεστής της προθεσμιακής υποδεικνύει ότι αυτή δεν συμμετέχει στην ισορροπία, καθώς προσεγγίζει το μηδέν, ενώ ο συντελεστής της τρέχουσας δείχνει ισχυρά θετικός, όπως ακριβώς επιθυμούμε. Δεν μπορούμε όμως να θεωρήσουμε ασφαλή αυτά τα συμπεράσματα αν δεν προβούμε στους σχετικούς ελέγχους.

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Γερμανικό Μάρκο
με περιορισμό για το Διάνυσμα Συνολοκλήρωσης**

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGDMFO LOGDMSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1	B(1,2)=-1			
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	1204.737	3.409508	1	0.064822
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 3 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGDMFO	LOGDMSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-1.000000	1.03E-05		
(0.00000)	(0.00000)	(5.7E-06)		

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGDMFO)	0.311068			
	(0.63010)			
D(LOGDMSP)	0.853698			
	(0.63172)			

Η υπόθεση ότι το αν το διάλυμα συνολοκλήρωσης είναι το $[1 \ -1]$ με οριακή πιθανότητα 0,064822 γίνεται αποδεκτή. Οι εκτιμήσεις που προκύπτουν για τους συντελεστές ρύθμισης είναι αρκετά κοντά με αυτούς που πήραμε από το χωρίς περιορισμό μοντέλο. Στο επόμενο βήμα προσθέτουμε τον περιορισμό ότι ο συντελεστής ρύθμισης της προθεσμιακής ισοτιμίας είναι μηδενικός. Τα αποτελέσματα είναι τα εξής:

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Γερμανικό Μάρκο
με περιορισμό για το Διάλυμα Συνολοκλήρωσης
και το συντελεστή ρύθμισης της προθεσμιακής ισοτιμίας**

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGDMFO LOGDMSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1	B(1,2)=-1	A(1,1)=0		
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	1204.616	3.651274	2	0.161115
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 1 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGDMFO	LOGDMSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-1.000000	9.90E-06		
(0.00000)	(0.00000)	(5.7E-06)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGDMFO)	0.000000			
	(0.00000)			
D(LOGDMSP)	0.542939			
	(0.04063)			

Ο ισχυρισμός φαίνεται να ευσταθεί με πιθανότητα 0,161115. Επίσης η εκτίμηση που λαμβάνουμε για το συντελεστή ρύθμισης της τρέχουσας ισοτιμίας είναι στα πλαίσια των προϋποθέσεων που έχουμε εξαρχής θέσει αφού είναι θετικός

αριθμός και με μικρό σχετικά τυπικό σφάλμα που μας κάνει να πιστεύουμε ότι είναι αξιόπιστο το εύρημα. Παρόλα αυτά διενεργήσαμε έλεγχο και για την περίπτωση ότι αυτός ο συντελεστής είναι μηδενικός. Η πιθανότητα του ελέγχου (0,07) μας οδηγεί στην πολύ οριακή αποδοχή αυτής της υπόθεσης ενώ πάλι – όπως και στην περίπτωση του Γαλλικού Φράγκου – η εκτίμηση για τον άλλο συντελεστή γίνεται αρνητική. Συνεπώς είναι αρκετά ριψοκίνδυνο να αποφανθούμε με σιγουριά ότι επιβεβαιώνονται οι προϋποθέσεις μας.

Ø Καναδικό Δολάριο

Για τις ισοτιμίες του Καναδικού Δολαρίου προκρίθηκε ένα μοντέλο που δεν αναγνωρίζει τάση στα δεδομένα και κάνει χρήση σταθεράς. Οι έλεγχοι και οι εκτιμήσεις που λαμβάνουμε για αυτό το μοντέλο βρίσκονται στον ακόλουθο πίνακα:

Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Καναδικό Δολάριο

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)				
Series: LOGCANFO LOGCANSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.182328	44.98607	19.96	24.60
At most 1	0.006951	1.506645	9.24	12.97
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.182328	43.47942	15.67	20.20
At most 1	0.006951	1.506645	9.24	12.97
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
1 Cointegrating Equation(s):				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGCANFO	LOGCANSP	C		
1.000000	-0.989777	-0.004067		
(0.00000)	(0.00216)	(0.00068)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGCANFO)	-2.316995			
	(0.67223)			
D(LOGCANSP)	-2.015632			
	(0.67347)			

Οι έλεγχοι για την ύπαρξη σχέσεων συνολοκλήρωσης υποδεικνύουν μία τέτοια και στα δύο επίπεδα σημαντικότητας 1% και 5%.

Το χωρίς περιορισμούς εκτιμώμενο μοντέλο μας δίνει τις εξής τιμές για τους συντελεστές που εξετάζουμε:

- Διάνυσμα συνολοκλήρωσης: $[b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -0,989777]$
- Συντελεστές ρύθμισης: $\begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -2,316995 \\ -2,015632 \end{bmatrix}$

Βλέπουμε ότι για μια ακόμη φορά το διάνυσμα συνολοκλήρωσης τείνει να πάρει τις ιδανικές τιμές. Δε συμβαίνει όμως το ίδιο και για τους συντελεστές ρύθμισης που και οι δύο λαμβάνουν ισχυρά αρνητικές τιμές. Ένα τέτοιο εύρημα δεν μπορεί να είναι αποδεκτό. Προηγείται όμως η εξασφάλιση του διανύσματος συνολοκλήρωσης με τον σχετικό έλεγχο που πραγματοποιείται και παρουσιάζεται στον αμέσως παρακάτω πίνακα:

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Καναδικό Δολάριο
με περιορισμό για το Διάνυσμα Συνολοκλήρωσης**

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)				
Series: LOGCANFO LOGCANSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1	B(1,2)=-1			
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	1777.304	14.80169	1	0.000119
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 2 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGCANFO	LOGCANSP	C		
1.000000	-1.000000	-0.001002		
(0.00000)	(0.00000)	(0.00031)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGCANFO)	-1.262099			
	(0.57474)			
D(LOGCANSP)	-1.040578			
	(0.57409)			

Είναι προφανές ότι η πιθανότητα 0,000119 μας οδηγεί σε απόρριψη της αρχικής μας υπόθεσης που είναι ότι το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι το $[1 \quad -1]$.

Αυτό το αποτέλεσμα δε μας επιτρέπει να συνεχίσουμε να ελέγχουμε τους συντελεστές ρύθμισης οι οποίοι πάντως ακόμα και στο μοντέλο με αυτό τον περιορισμό εξακολουθούν να είναι αρνητικοί.

Ø Ελβετικό Φράγκο

Το διάλυμα των ισοτιμιών του Ελβετικού Φράγκου μας δίνουν ένα μοντέλο που δεν αναγνωρίζει τάση στα δεδομένα και δεν χρησιμοποιεί σταθερά και τάση. Οι εκτιμήσεις του μοντέλου αυτού μαζί με τους σχετικούς ελέγχους συνολοκλήρωσης δίνονται στον πίνακα που ακολουθεί:

Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Ελβετικό Φράγκο

Trend assumption: No deterministic trend				
Series: LOGSWIFO LOGSWISP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.284588	75.36832	12.53	16.31
At most 1	0.013933	3.030667	3.84	6.51
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.284588	72.33766	11.44	15.69
At most 1	0.013933	3.030667	3.84	6.51
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
1 Cointegrating Equation(s):				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGSWIFO	LOGSWISP			
1.000000	-0.996529			
(0.00000)	(0.00091)			
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGSWIFO)	-1.350374			
	(0.70549)			
D(LOGSWISP)	-0.789414			
	(0.70431)			

Τόσο ο έλεγχος του ίχνους όσο και αυτός της μέγιστης ιδιοτιμής, μας υποδεικνύουν και στα δύο επίπεδα σημαντικότητας 1% και 5% ότι υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των σειρών.

Οι εκτιμήσεις άνευ περιορισμών που προκύπτουν σε αυτή την περίπτωση είναι οι ακόλουθοι:

- Διάνυσμα συνολοκλήρωσης: $[b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -0,996529]$
- Συντελεστές ρύθμισης: $\begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1,350374 \\ -0,789414 \end{bmatrix}$

Το διάνυσμα συνολοκλήρωσης φαίνεται να προσεγγίζει το απαιτούμενο $[1 \quad -1]$, όμως το τυπικό σφάλμα του συντελεστή β_{12} είναι τόσο μικρό που δε μας επιτρέπει να αισιοδοξούμε ότι ο έλεγχος θα μας επιτρέψει να του δώσουμε την τιμή 1.

Ακόμα όμως και έτσι μας προβληματίζει το γεγονός ότι οι τιμές που λαμβάνουν οι συντελεστές ρύθμισης είναι και για τους δύο αρνητικές. Ας ασχοληθούμε όμως πρώτα με τον έλεγχο για το διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Ο παρακάτω πίνακας περιέχει τα αποτελέσματα του περιορισμού $H_0 : [b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -1]$:

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Ελβετικό Φράγκο
με περιορισμό για το Διάνυσμα Συνολοκλήρωσης**

Trend assumption: No deterministic trend				
Series: LOGSWIFO LOGSWISP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1		B(1,2)=-1		
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	1363.835	11.82281	1	0.000585

1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 1 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGSWIFO	LOGSWISP			
1.000000	-1.000000			
(0.000000)	(0.000000)			
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGSWIFO)	-0.732337			
	(0.66166)			
D(LOGSWISP)	-0.244097			
	(0.65856)			

Η πιθανότητα 0,000585 μας οδηγεί χωρίς αμφιβολία στην απόρριψη της αρχικής μας υπόθεσης για το διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Η απόρριψη αυτή δε μας επιτρέπει να προβούμε σε περαιτέρω ελέγχους για τους συντελεστές ρύθμισης καθώς έχει ήδη ακυρωθεί ένα από τα πρώτα ζητούμενα.

Ø Βρετανική Λίρα

Ένα μοντέλο με γραμμική τάση στα δεδομένα και χρήση σταθεράς και τάσης υιοθετήθηκε για την περίπτωση της Βρετανικής Λίρας η εκτίμηση του οποίου φαίνεται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας: Εκτίμηση VEC για τη Βρετανική Λίρα

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGUKFO LOGUKSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.175521	51.06744	25.32	30.45
At most 1	0.042491	9.378682	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.175521	41.68876	18.96	23.65
At most 1	0.042491	9.378682	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
1 Cointegrating Equation(s):				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGUKFO	LOGUKSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-0.993798	1.09E-05		
(0.00000)	(0.00373)	(4.6E-06)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGUKFO)	-0.089896			
	(1.09672)			
D(LOGUKSP)	0.262618			
	(1.10494)			

Μία ακόμη περίπτωση στην οποία και οι δύο έλεγχοι επιβεβαιώνουν την ύπαρξη μίας σχέσης συνολοκλήρωσης σε όλα τα επίπεδα στατιστικής

σημαντικότητας. Ας δούμε όμως τη συμπεριφορά των συντελεστών που μας ενδιαφέρουν:

- Διάνυσμα συνολοκλήρωσης: $[b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -0,993798]$
- Συντελεστές ρύθμισης: $\begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,089896 \\ 0,262618 \end{bmatrix}$

Σαν πρώτη εντύπωση, και πριν διενεργήσουμε τους σχετικούς ελέγχους, οι εκτιμήσεις μας έχουν τις κατευθύνσεις που θα επιθυμούσαμε καθώς το διάνυσμα συνολοκλήρωσης προσεγγίζει κατά πολύ το ιδανικό $[1 \quad -1]$, ο συντελεστής ρύθμισης της προθεσμιακής αν δεν είναι μηδενικός τότε παίρνει ελαφρώς αρνητική τιμή και ο συντελεστής ρύθμισης της τρέχουσας είναι θετικός. Όμως αυτά μπορούν να γίνουν αποδεκτά μόνο κατόπιν των κατάλληλων ελέγχων ο οποίος παρουσιάζεται στα επόμενα βήματα. Αρχικά πραγματοποιείται έλεγχος για το διάνυσμα συνολοκλήρωσης και τα αποτελέσματα δίνονται στον ακόλουθο πίνακα:

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για τη Βρετανική Λίρα
με περιορισμό για το Διάνυσμα Συνολοκλήρωσης**

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGUKFO LOGUKSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1	B(1,2)=-1			
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	1564.185	1.992026	1	0.158129
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 1 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGUKFO	LOGUKSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-1.000000	1.32E-05		
(0.00000)	(0.00000)	(4.6E-06)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGUKFO)	0.685359			
	(1.06506)			
D(LOGUKSP)	1.023395			
	(1.07193)			

Ο έλεγχος αυτός μας επιβεβαιώνει ότι με πιθανότητα 0,158129 αποδεχόμαστε την υπόθεση ότι το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι το επιθυμητό $[1 \ -1]$. Έτσι μας λύνει τα χέρια για να διερευνήσουμε το τι συμβαίνει με τους συντελεστές ρύθμισης. Οι εκτιμήσεις τους έχουν διαφοροποιηθεί σε σχέση με το αρχικό (χωρίς περιορισμούς) μοντέλο αλλά τα τυπικά σφάλματα είναι αρκετά μεγάλα και έτσι δεν μπορούν να βγουν συμπεράσματα πριν γίνουν έλεγχοι για τη στατιστική σημαντικότητά τους. Πρώτα ελέγχουμε το συντελεστή της προθεσμιακής ισοτιμίας της Βρετανικής Λίρας:

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για τη Βρετανική Λίρα
με περιορισμό για το Διάνυσμα Συνολοκλήρωσης
και το συντελεστή ρύθμισης της προθεσμιακής ισοτιμίας**

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGUKFO LOGUKSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1	B(1,2)=-1	A(1,1)=0		
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	1563.976	2.409552	2	0.299759
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 2 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGUKFO	LOGUKSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-1.000000	1.32E-05		
(0.00000)	(0.00000)	(4.7E-06)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGUKFO)	0.000000			
	(0.00000)			
D(LOGUKSP)	0.334393			
	(0.05114)			

Η υπόθεση ότι ο συντελεστής ρύθμισης της προθεσμιακής είναι μηδενικός γίνεται αποδεκτή καθώς η πιθανότητα του ελέγχου είναι 0,299759. Το μοντέλο που προκύπτει με όλους αυτούς τους στατιστικά αποδεκτούς ισχυρισμούς οδηγεί στην εκτίμηση ενός θετικού συντελεστή ρύθμισης (0,334393) για την τρέχουσα ισοτιμία που είναι ένα επιθυμητό αποτέλεσμα. Όμως ελέγχοντας στο προηγούμενο στάδιο τη

στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή αυτού αποδεχόμαστε ότι είναι μηδενικός και το μοντέλο που εκτιμάται προτείνει μία αρνητική τιμή για τον αντίστοιχο της προθεσμιακής. Είναι προφανές ότι δεν μπορούμε να στηριχθούμε σε κάποιο από τα δύο αποτελέσματα με σιγουριά.

Ø Ιαπωνικό Γεν

Τελευταία περίπτωση που αναλύσαμε είναι αυτή των ισοτιμιών του Ιαπωνικού Γεν. Το μοντέλο που χρησιμοποιήσαμε και επελέγη ως βέλτιστο είναι ένα που υποθέτει γραμμική τάση για τα δεδομένα και χρησιμοποιεί σταθερά και τάση. Τα αποτελέσματα ελέγχων και εκτιμήσεων παρουσιάζονται στον πίνακα που ακολουθεί:

Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Ιαπωνικό Γεν

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGYENFO LOGYENSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.317489	91.86206	25.32	30.45
At most 1	0.042386	9.355110	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.317489	82.50695	18.96	23.65
At most 1	0.042386	9.355110	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
1 Cointegrating Equation(s):				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGYENFO	LOGYENSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-1.003903	2.49E-06		
(0.00000)	(0.00228)	(5.3E-06)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGYENFO)	-1.422958			
	(0.81615)			
D(LOGYENSP)	-0.813337			
	(0.81951)			

Τα δύο τεστ προτείνουν σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας ότι υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης.

Οι εκτιμήσεις που λαμβάνουμε για τους συντελεστές ενδιαφέροντος είναι οι εξής:

- Διάνυσμα συνολοκλήρωσης: $[b_{11} \quad b_{12}] = [1 \quad -1,003903]$
- Συντελεστές ρύθμισης: $\begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1,422958 \\ -0,813337 \end{bmatrix}$

Για μια ακόμη φορά προχωρούμε σε έλεγχο για τις γνωστές υποθέσεις που επιθυμούμε να ισχύουν. Θέτουμε τον περιορισμό για το διάνυσμα συνολοκλήρωσης και λαμβάνουμε τα εξής αποτελέσματα:

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Ιαπωνικό Γεν
με περιορισμό για το Διάνυσμα Συνολοκλήρωσης**

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGYENFO LOGYENSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1	B(1,2)=-1			
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	1412.636	2.483537	1	0.115043
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 2 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGYENFO	LOGYENSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-1.000000	6.90E-06		
(0.00000)	(0.00000)	(4.6E-06)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGYENFO)	-1.757189			
	(0.79664)			
D(LOGYENSP)	-1.173803			
	(0.80111)			

Το διάνυσμα συνολοκλήρωσης γίνεται αποδεκτό ότι είναι $[1 \quad -1]$ αφού ο έλεγχος προτείνει κάτι τέτοιο με πιθανότητα 0,115043. Οι τιμές που λαμβάνουν οι συντελεστές ρύθμισης είναι αρνητικές και για τους δύο, αλλά κανένα οριστικό συμπέρασμα δεν μπορεί να προκύψει πριν ελέγξουμε τη στατιστική σημαντικότητά τους. Αρχικά γίνεται έλεγχος για τον συντελεστή ρύθμισης της προθεσμιακής ισοτιμίας.

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Ιαπωνικό Γεν
με περιορισμό για το Διάνυσμα Συνολοκλήρωσης
και το συντελεστή ρύθμισης της προθεσμιακής ισοτιμίας**

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGYENFO LOGYENSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1	B(1,2)=-1	A(1,1)=0		
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	LR Statistic	Degrees of Freedom	Probability
1	1410.234	7.288889	2	0.026136
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 2 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGYENFO	LOGYENSP	@TREND(86:02)		
1.000000 (0.00000)	-1.000000 (0.00000)	7.97E-06 (4.8E-06)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGYENFO)	0.000000 (0.00000)			
D(LOGYENSP)	0.588773 (0.06168)			

Ο έλεγχος δεν κάνει αποδεκτή την υπόθεση ότι ο συντελεστής ρύθμισης της προθεσμιακής είναι μηδενικός. Συνεπώς είμαστε υποχρεωμένοι να δεχτούμε ότι είναι αρνητικός. Στη συνέχεια παρουσιάζουμε και τον έλεγχο για το συντελεστή ρύθμισης της τρέχουσας ισοτιμίας.

**Πίνακας: Εκτίμηση VEC για το Ιαπωνικό Γεν
με περιορισμό για το Διάνυσμα Συνολοκλήρωσης
και το συντελεστή ρύθμισης της τρέχουσας ισοτιμίας**

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: LOGYENFO LOGYENSP				
Lags interval (in first differences): No lags				
Restrictions:				
B(1,1)=1	B(1,2)=-1	A(2,1)=0		
Tests of cointegration restrictions:				
Hypothesized	Restricted	LR	Degrees of	
No. of CE(s)	Log-likelihood	Statistic	Freedom	Probability
1	1411.569	4.617421	2	0.099389
1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 2 iterations.				
Restricted cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
LOGYENFO	LOGYENSP	@TREND(86:02)		
1.000000	-1.000000	7.60E-06		
(0.000000)	(0.000000)	(4.7E-06)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(LOGYENFO)	-0.593924			
	(0.06131)			
D(LOGYENSP)	0.000000			
	(0.000000)			

Ο έλεγχος μας οδηγεί να δεχτούμε ότι η τρέχουσα ισοτιμία δεν συμμετέχει στην ρύθμιση στη σχέση ισορροπίας. Το παράδοξο αποτέλεσμα στην περίπτωση του Ιαπωνικού Γεν είναι ότι επιβεβαιώνεται ότι όλη τη ρύθμιση, όταν παρουσιάζεται σφάλμα ανισορροπίας, την κάνει η προθεσμιακή ισοτιμία αφού ο συντελεστής ρύθμισης είναι αρνητικός, που είναι η σωστή κατεύθυνση, αλλά που δεν είναι συμβατό με αυτό που θεωρητικά θα έπρεπε να ισχύει.

Στο σημείο αυτό τελειώνει η αναλυτική παρουσίαση των αποτελεσμάτων της εμπειρικής μας μελέτης. Στη συνέχεια προβαίνουμε σε μια πιο συνοπτική προβολή των επιμέρους συμπερασμάτων που εξάγονται για κάθε ισοτιμία ξεχωριστά και τα προβλήματα που προκύπτουν από τα προτεινόμενα μοντέλα και τους σχετικούς ελέγχους που στις περισσότερες των περιπτώσεων μας οδηγούν σε διαφορούμενες ή αντιφατικές ενδείξεις για τη συμπεριφορά των εκτιμώμενων συντελεστών.

8. Σύνοψη εμπειρικών αποτελεσμάτων – Σχολιασμός

Από την παρουσίαση των αποτελεσμάτων που μόλις προηγήθηκε θα πρέπει να είναι εύκολα αντιληπτό ότι η θεωρητική υπόθεση πως η προθεσμιακή ισοτιμία ενός νομίσματος είναι αμερόληπτος προβλεπτής της μελλοντικής spot ισοτιμίας δεν επιβεβαιώνεται από τα δεδομένα μας. Σε καμία από τις περιπτώσεις των νομισμάτων δεν επιτυγχάνουμε πλήρως τις προϋποθέσεις που είχαμε θέσει ώστε να ισχύει η αμερόληπτη πρόβλεψη. Ας δούμε όμως ποιες είναι οι επιμέρους διαπιστώσεις για κάθε περίπτωση ξεχωριστά.

Για το Γαλλικό Φράγκο, ο χωρίς περιορισμούς ορισμός του μοντέλου μας οδηγεί στην εκτίμηση:

$$\begin{bmatrix} \Delta f_t^{\text{Fr Franc}} \\ \Delta s_t^{\text{Fr Franc}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,797819 \\ -0,499991 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1,000000 & -0,986919 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1}^{\text{Fr Franc}} \\ s_{t-1}^{\text{Fr Franc}} \end{bmatrix}$$

Οι έλεγχοι που πραγματοποιήσαμε μας οδήγησαν στην αποδοχή του διανύσματος συνολοκλήρωσης $[1 \quad -1]$ αλλά δεν μας επιτρέπουν να εξετάσουμε τη συμπεριφορά των συντελεστών ρύθμισης αφού στους σχετικούς ελέγχους κανείς από τους δύο δεν προκύπτει στατιστικά σημαντικός. Πάντως όταν μηδενίζεται ο ένας, ο άλλος λαμβάνει τιμή που είναι συμβατή με την έννοια της συνολοκλήρωσης, αφού ο συντελεστής της προθεσμιακής γίνεται αρνητικός και ο συντελεστής της τρέχουσας θετικός.

Για την Ιταλική Λίρα το άνευ περιορισμών μοντέλο που εκτιμήθηκε ήταν το εξής:

$$\begin{bmatrix} \Delta f_t^{\text{It Lira}} \\ \Delta s_t^{\text{It Lira}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,818719 \\ 0,958907 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1,000000 & -0,988189 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1}^{\text{It Lira}} \\ s_{t-1}^{\text{It Lira}} \end{bmatrix}$$

Σε αυτή την περίπτωση δεν επιβεβαιώθηκε από τον σχετικό έλεγχο η υπόθεση ότι το διάνυσμα συνολοκλήρωσης είναι το $[1 \quad -1]$ συνεπώς δεν είχε νόημα η περαιτέρω εξέταση της συμπεριφοράς των συντελεστών ρύθμισης καθώς οποιοδήποτε εύρημα δεν θα μπορούσε να αξιοποιηθεί.

Για το Γερμανικό Μάρκο προέκυψε το ακόλουθο μοντέλο:

$$\begin{bmatrix} \Delta f_t^{\text{G Mark}} \\ \Delta s_t^{\text{G Mark}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.103888 \\ 0.679042 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.000000 & -0.995165 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1}^{\text{G Mark}} \\ s_{t-1}^{\text{G Mark}} \end{bmatrix}$$

Τα συμπεράσματα ταυτίζονται με αυτά του Γαλλικού Φράγκου. Έχουμε επιβεβαίωση του επιθυμητού διανύσματος συνολοκλήρωσης αλλά οι έλεγχοι για τους συντελεστές ρύθμισης δεν μας επιτρέπουν να καταλήξουμε σε ένα συμπέρασμα, παρά το γεγονός ότι η στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή ρύθμισης της τρέχουσας απορρίπτεται με οριακή πιθανότητα σε σχέση με αυτή του συντελεστή της προθεσμιακής. Πάντως και σε αυτή την περίπτωση τα δύο εκτιμώμενα μοντέλα που προκύπτουν από τους αντίστοιχους δύο περιορισμούς δίνουν στο μη μηδενικό συντελεστή κατά περίπτωση τη «σωστή» κατεύθυνση.

Το Καναδικό Δολάριο στο χωρίς περιορισμούς εκτιμώμενο μοντέλο μας δίνει τους παρακάτω συντελεστές:

$$\begin{bmatrix} \Delta f_t^{\text{Can Dollar}} \\ \Delta s_t^{\text{Can Dollar}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -2.316995 \\ -2.015632 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.000000 & -0.989777 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1}^{\text{Can Dollar}} \\ s_{t-1}^{\text{Can Dollar}} \end{bmatrix}$$

Σε αυτή την περίπτωση δεν επιτυγχάνουμε ούτε καν το διάνυσμα συνολοκλήρωσης να είναι το $[1 \quad -1]$ ενώ και οι συντελεστές ρύθμισης λαμβάνουν ακραίες αρνητικές τιμές. Κανένα ουσιαστικό συμπέρασμα δεν μπορεί να εξαχθεί από αυτές τις εκτιμήσεις πέρα από την κάθετη απόρριψη της υπόθεσης της προθεσμιακής αμερόληπτης πρόβλεψης.

Για το Ελβετικό Φράγκο το μοντέλο που προκύπτει είναι:

$$\begin{bmatrix} \Delta f_t^{\text{Swi Franc}} \\ \Delta s_t^{\text{Swi Franc}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1.350374 \\ -0.789414 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.000000 & -0.996529 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1}^{\text{Swi Franc}} \\ s_{t-1}^{\text{Swi Franc}} \end{bmatrix}$$

Τα συμπεράσματα ταυτίζονται με αυτά του Καναδικού Δολαρίου. Το διάνυσμα συνολοκλήρωσης δεν είναι το $[1 \ -1]$ παρά τη φαινομενική πολύ καλή προσέγγιση ενώ και οι συντελεστές είναι για μια ακόμη φορά αρνητικοί.

Η Βρετανική Λίρα στο μοντέλο της μας δίνει τα ακόλουθα αποτελέσματα εκτιμήσεων:

$$\begin{bmatrix} \Delta f_t^{\text{Bri Pound}} \\ \Delta s_t^{\text{Bri Pound}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.089896 \\ 0.262618 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.000000 & -0.993798 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1}^{\text{Bri Pound}} \\ s_{t-1}^{\text{Bri Pound}} \end{bmatrix}$$

Η πρώτη εντύπωση για το μοντέλο είναι ότι υποστηρίζει τις πιο «χαλαρές» υποθέσεις μας για τη σχέση προθεσμιακής και τρέχουσας ισοτιμίας. Με την επιβεβαίωση μέσω ελέγχου του διανύσματος συνολοκλήρωσης $[1 \ -1]$ το μοντέλο αναθεωρείται, αλλά για μια ακόμη φορά αντιμετωπίζουμε το πρόβλημα που είδαμε στο Γαλλικό Φράγκο και το Γερμανικό Μάρκο με τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών ρύθμισης που απορρίπτεται στους δύο διαδοχικούς ελέγχους.

Το Ιαπωνικό Γεν είναι η τελευταία περίπτωση της οποίας το μοντέλο είναι το εξής:

$$\begin{bmatrix} \Delta f_t^{\text{Jap Yen}} \\ \Delta s_t^{\text{Jap Yen}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1.422958 \\ -0.813337 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.000000 & -1.003903 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1}^{\text{Jap Yen}} \\ s_{t-1}^{\text{Jap Yen}} \end{bmatrix}$$

Το διάνυσμα συνολοκλήρωσης $[1 \ -1]$ επιβεβαιώνεται με τον σχετικό έλεγχο ενώ σε αυτή την περίπτωση έχουμε το παράδοξο ότι ο έλεγχος για τους συντελεστές ρύθμισης μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι στην περίπτωση που έχουμε

σφάλμα ανισορροπίας, τη ρύθμιση πραγματοποιεί μόνο η προθεσμιακή ισοτιμία. Το μοντέλο με τους σχετικούς περιορισμούς που γίνεται αποδεκτό είναι το εξής:

$$\begin{bmatrix} \Delta f_t^{\text{Jap Yen}} \\ \Delta s_t^{\text{Jap Yen}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.593924 \\ 0.000000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.000000 & -1.003903 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1}^{\text{Jap Yen}} \\ s_{t-1}^{\text{Jap Yen}} \end{bmatrix}$$

Η εκτίμηση που λαμβάνουμε για το συντελεστή ρύθμισης είναι αρνητική, δηλαδή στη σωστή κατεύθυνση ώστε να επανέλθει η ισορροπία, αλλά αυτό που δεν είναι αποδεκτό από τη θεωρία είναι ότι δεν μπορεί να είναι εξωγενής η τρέχουσα ισοτιμία, αφού θεωρητικά αυτή είναι που θα πρέπει να κάνει τη ρύθμιση και όχι η προθεσμιακή όπως μας υποδεικνύουν τα δεδομένα μας σε αυτή την περίπτωση.

9. Τελικά συμπεράσματα

Ο στόχος της εργασίας μας ήταν διπλός. Από τη μία σκοπεύαμε στην εύρεση μιας μεθοδολογίας που να είναι άρτια και να ελέγχει όλες τις υποθέσεις που θα πρέπει να ισχύουν για τη σχέση τρεχουσών και προθεσμιακών συναλλαγματικών ισοτιμιών και από την άλλη να εφαρμόσουμε αυτή τη θεωρητική προσέγγιση στα δεδομένα των 7 ισοτιμιών. Ας κάνουμε μια πολύ σύντομη αποτίμηση αυτών που τελικά επιτύχαμε:

- ▼ Αρχικά επιχειρήσαμε να δημιουργήσουμε ένα θεωρητικό πλαίσιο πάνω στο οποίο ο έλεγχος για το αν η προθεσμιακή ισοτιμία αποτελεί έναν αμερόληπτο προβλεπτή της μελλοντικής spot θα γίνεται μέσα στο νέο περιβάλλον που έχει διαμορφωθεί για τις μη στάσιμες οικονομικές σειρές με την εισαγωγή της έννοιας της συνολοκλήρωσης. Προσπαθήσαμε να μεταφέρουμε την κλασική παλινδρόμηση της μεταβολής της τρέχουσας ισοτιμίας στο προθεσμιακό ασφάλιστρο και επιτύχαμε να την εντάξουμε στο περιβάλλον της συνολοκλήρωσης διατυπώνοντας παράλληλα τις υποθέσεις που θα πρέπει πλέον να ισχύουν για να εξασφαλίσουμε το ζητούμενο. Με τη χρήση της μεθόδου του Johansen καταλήξαμε σε ένα σύστημα δύο σχέσεων με ένα διάλυσμα συνολοκλήρωσης της μορφής:

$$\left\{ \begin{bmatrix} \Delta f_t \\ \Delta s_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{t-1} \\ s_{t-1} \end{bmatrix} \right\}$$

ή

$$\left\{ \begin{aligned} f_t - f_{t-1} &= c_{11} (b_{11} \cdot f_{t-1} + b_{12} \cdot s_{t-1}) \\ s_t - s_{t-1} &= c_{21} (b_{11} \cdot f_{t-1} + b_{12} \cdot s_{t-1}) \end{aligned} \right\}$$

Με βάση αυτές τις σχέσεις σκιαγραφήσαμε τη συμπεριφορά των συντελεστών αυτών στις περιπτώσεις που εμφανίζεται σφάλμα ανισορροπίας (disequilibrium error) και ορίσαμε το ποια θα πρέπει να είναι μια αποδεκτή εκτίμηση.

▼ Έπειτα εφαρμόσαμε τη μεθοδολογία μας στα εμπειρικά μας δεδομένα. Τα αποτελέσματα κατέρριψαν εντελώς την υπόθεση της αμεροληψίας του προθεσμιακού προβλεπτή. Για τις περιπτώσεις της Ιταλικής Λίρας, του Καναδικού Δολαρίου και του Ελβετικού Φράγκου οι έλεγχοι δεν μας επέτρεψαν να αποδεχτούμε ότι τα διάνυσμα συνολοκλήρωσης ήταν τα επιθυμητά έστω και αν φαινομενικά το προσέγγιζαν. Για τις περιπτώσεις του Γαλλικού Φράγκου, του Γερμανικού Μάρκου και της Βρετανικής Λίρας το διάνυσμα συνολοκλήρωσης $[1 \ -1]$ έγινε αποδεκτό αλλά οι έλεγχοι που αφορούσαν στους συντελεστές ρύθμισης δεν μας επέτρεψαν να βγάλουμε ασφαλή συμπεράσματα για το αν ισχύουν οι προϋποθέσεις που είχαμε θέσει για τη συμπεριφορά τους. Τέλος για τις ισοτιμίες του Ιαπωνικού Γεν οι ενδείξεις που μας δίνουν τα δεδομένα που χρησιμοποιήσαμε είναι ότι σε περίπτωση εμφάνισης σφάλματος ανισορροπίας τη ρύθμιση πραγματοποιεί η προθεσμιακή ισοτιμία, κάτι όμως που αντιβαίνει σαφώς στη θεωρία.

Τα αποτελέσματα αυτά αφήνουν το πεδίο της εμπειρικής έρευνας πάνω στο θεωρητικό πλαίσιο το οποίο ορίσαμε ανοιχτό. Η διερεύνηση των μη ικανοποιητικών, σε σχέση με τις υποθέσεις μας, αποτελεσμάτων δημιουργεί χώρο για νέες αναζητήσεις.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- **Cornell, Bradford (1977):** "Spot rates, forward rates and exchange market efficiency," *Journal of Financial Economics*, 5, 55-65.
- **Bilson, John F.O. (1981):** "The 'speculative efficiency' hypothesis," *Journal of Business*, 54, 435-51.
- **Fama, Eugene (1984):** "Forward and spot exchange rates," *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-338.
- **Froot, Kenneth A. and Jeffrey A. Frankel (1989):** "Forward discount bias: is it an exchange risk premium?," *Quarterly Journal of Economics*, 104, 139-61.
- **Hakkio, Craig S. and Mark Rush (1989):** "Market efficiency and cointegration: An application to the sterling and Deutschmark exchange markets," *Journal of International Money and Finance*, 8, 75-88.
- **Barnhart, Scott W. and Andrew C. Szakmary (1991):** "Testing the unbiased forward rate hypothesis: Evidence on unit roots, cointegration, and stochastic coefficients," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26, 245-267.
- **Corbae, Dean, Kian-Guan Lim and Sam Ouliaris (1992):** "On cointegration and tests of forward market unbiasedness," *Review of Economics and Statistics*, 74, 728-732.
- **Liu, Peter C. and G.S. Maddala (1992):** "Rationality of survey data and tests for market efficiency in the foreign exchange markets," *Journal of International Money and Finance*, 11, 366-381.

- **Naka, Atsuyuki and Gerald Whitney (1995):** "The unbiased forward rate hypothesis re-examined," *Journal of International Money and Finance*, 14, 857-867.
- **Norrbin, Stefan C. and Kevin L. Reffett (1996):** "Exogeneity and forward rate unbiasedness," *Journal of International Money and Finance*, 15, 267-274.
- **Engel, Charles (1996):** "The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence," *Journal of Empirical Finance*, 3, 123-192.
- **Clarida, Richard H. and Mark P. Taylor (1997):** "The term structure of forward exchange premiums and the forecastability of spot exchange rates: correcting the errors," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXIX, No. 3, 353-361.
- **Hai, Weike, Nelson Mark and Yangru Wu (1997):** "Understanding spot and forward exchange rate regressions," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, No. 6, 715-734.