

ΓΙΑΝΝΗ ΠΑΛΑΙΟΛΟΓΟΥ\*

ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΟΥ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ  
ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΥ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΥΕΝ/ \$\*\*

\*Ο συγγραφέας εκφράζει τις θερμές του ευχαριστίες στον ανώνυμο κριτή, που με τις χρήσιμες υποδείξεις και παρατηρήσεις του συνέβαλε στη βελτίωση του αρχικού κειμένου. Επίσης ευχαριστίες οφείλονται στους Δρ. Σ. Γεωργαντέλη και Δρ. Λ. Ζάραγκα για τις χρήσιμες ιδέες και προτάσεις τους.

\*\*Τα βασικά συμπεράσματα της εργασίας αυτής παρουσιάστηκαν στο International Symposium on Economic Modelling (Πανεπιστήμιο Πειραιώς, 2-4 Ιουνίου 1993).

## ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ

### Περίληψη

1. Εισαγωγή
  2. Παρουσίαση του νομισματικού υποδείγματος
  3. Έλεγχος της στασιμότητας των χρονολογικών σειρών –  
Έλεγχος της συνολοκλήρωσης του υποδείγματος
  4. Έλεγχος της υπόθεσης της ισοδυναμίας των αγοραστικών  
δυνάμεων μακροχρόνια
    - 4.1. Εισαγωγή
    - 4.2. Υπόδειγμα συνολοκλήρωσης της PPP
  5. Συμπεράσματα
- Βιβλιογραφία

## ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Σκοπός της εργασίας αυτής είναι ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης (co-integration test) στο νομισματικό υπόδειγμα προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας Yen/\$, για την περίοδο 1972. I - 1992. IV. Προς τον σκοπό αυτόν χρησιμοποιήθηκαν σύγχρονες οικονομετρικές μέθοδοι, όπως τα τεστ των Dickey-Fuller και Phillips-Perron για τον έλεγχο της ολοκλήρωσης (integration) των μακροοικονομικών μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν στο υπόδειγμά μας, και η τεχνική της μέγιστης πιθανοφάνειας σε αυτοπαλίνδρομα διανύσματα (vectors autoregressive, VAR) των Johansen και Juselius για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης (co-integration) μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος. Από την εμπειρική ανάλυση προέκυψε ότι το νομισματικό υπόδειγμα προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας Yen/\$ είναι μια σχέση ισορροπίας μακροχρόνια, και επίσης ότι η υπόθεση της ισοδυναμίας των αγοραστικών δυνάμεων (PPP) γίνεται δεκτή ως ένα μακροχρόνιο φαινόμενο όταν χρησιμοποιηθεί ο δείκτης χονδρικής πωλήσεως (WPI).

## 1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η περίοδος μετά το 1970 χαρακτηρίζεται από συνεχείς διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών των διαφόρων νομισμάτων και από αστάθεια στο διεθνές εμπόριο και τις διεθνείς οικονομικές συναλλαγές.

Εξετάζοντας την εξωτερική αξία ενός νομίσματος (τιμή συναλλάγματος) αποβλέπουμε σε δύο στόχους: ο πρώτος στόχος είναι η ανάλυση και ο προσδιορισμός των παραγόντων εκείνων που προσδιορίζουν τη συμπεριφορά της συναλλαγματικής ισοτιμίας του νομίσματος και ο δεύτερος στόχος είναι η μελέτη και ανάλυση των επιδράσεων των μεταβολών των συναλλαγματικών ισοτιμιών στα πραγματικά μακροοικονομικά μεγέθη (π.χ. προϊόν, ισοζύγιο πληρωμών κλπ.).

Για την ερμηνεία των μεταβολών των συναλλαγματικών ισοτιμιών των διαφόρων νομισμάτων αναπτύχθηκαν διάφορες θεωρίες, που η κάθε μία ερμηνεύει με το δικό της τρόπο τις μεταβολές των ισοτιμιών των νομισμάτων.

Κατά τα μέσα της δεκαετίας του 1970 άρχισαν να κατασκευάζονται τα λεγόμενα νομισματικά υποδείγματα (monetary models) προσδιορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών, τα οποία, θα πρέπει να πούμε, αρχικά συνέβαλαν με μεγάλη επιτυχία στην ερμηνεία της συμπεριφοράς της συναλλαγματικής ισοτιμίας των νομισμάτων και έγιναν αντικείμενο χρησιμοποίησης σε εμπειρικό πεδίο από πολλούς ερευνητές.

Σύμφωνα με τα νομισματικά υποδείγματα προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας, η συναλλαγματική τιμή καθορίζεται από τις συνθήκες ισορροπίας στην εγχώρια αγορά χρήματος και την αγορά χρήματος εξωτερικού και επομένως η συναλλαγματική ισοτιμία ενός νομίσματος κρίνεται ως ένα νομισματικό φαινόμενο.

Είναι, όμως, γεγονός ότι ενώ αρχικά, κατά τη διάρκεια του μεσοπολέμου και κατά το τέλος της δεκαετίας του 1970 — που ακολούθησε την κατάρρευση του συστήματος του Bretton Woods —, τα νομισματικά υποδείγματα με ικανοποιητικό τρόπο ερμηνεύουν τη συμπεριφορά των συναλλαγματικών ισοτιμιών των νομισμάτων (Khan & Willett, 1984, Mussa, 1984, Lafrance και Racette, 1985, Edison, 1985 κ.ά.), αργότερα άρχισε να παρατηρείται η αδυναμία τους να ερμηνεύσουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες (Frankel, 1983, Meese και Rogoff, 1983a,b, Baillie και Selover, 1987, Baillie και Pecchenino, 1991, Boothe και Glassman, 1987, MacDonald και Taylor, 1992, Leventakis, 1987, McNown και Wallace, 1989 κ.ά.), έτσι ώστε να υποστηρίζεται ότι η αρχικά παρατηρηθείσα επιτυχία τους ήταν παραπλανητική και δεν απέδιδε την ακριβή εικόνα των υποδειγμάτων αυτών στο να ερμηνεύει ικανοποιητικά τη συναλλαγματική τιμή των διαφόρων νομισμάτων.

Σκοπός της εργασίας αυτής είναι η εμπειρική διερεύνηση του νομισματικού υποδείγματος χρησιμοποιώντας σύγχρονες οικονομετρικές τεχνικές, και συγκεκριμένα το τεστ των Dickey και Fuller (DF), το επαυξημένο τεστ των Dic-

key και Fuller (1979, 1981), (Augmented Dickey – Fuller test, ADF) και το τεστ των Phillips-Perron (Perron, 1988, Phillips και Perron, 1988, Phillips, 1986), για τον έλεγχο της στασιμότητας των χρονολογικών σειρών (έλεγχος του βαθμού ολοκλήρωσης των μεταβλητών του υποδείγματος) και την τεχνική μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood technique) σε αυτοπαλίνδρομα διανύσματα (vectors autoregressive, VAR) των Johansen-Juselius (Johansen, 1988, Johansen και Juselius, 1990) για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης (cointegration), δηλαδή, με άλλα λόγια, την ύπαρξη ή όχι μακροχρόνια σχέσης ισορροπίας μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των άλλων μεταβλητών του νομισματικού υποδείγματος.

## 2. ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΟΥ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Προτού να προχωρήσουμε στην εξειδίκευση του υποδείγματος, αναφέρουμε τις βασικές υποθέσεις του νομισματικού υποδείγματος.

- α) Υπάρχει πλήρης ευκαμψία των τιμών όλων των αγαθών.
- β) Υπάρχει πλήρης υποκαταστασιμότητα εγχώριων και ξένων μη χρηματικών περιουσιακών στοιχείων.
- γ) Υπάρχει πλήρης κινητικότητα των κεφαλαίων.

Το νομισματικό υπόδειγμα με ευκαμψία των τιμών (Johnson, 1972, Frenkel, 1976, Bilson, 1978a,b) στηρίζεται στις εξής εξισώσεις:

$$m_t - p_t = by_t - ci_t \quad (1)$$

$$m_t^* - p_t^* = b^* y_t^* - c^* i_t^* \quad (2)$$

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (3)$$

όπου  $m$  είναι η προσφορά χρήματος,  $i$  είναι το επίπεδο ονομαστικών επιτοκίων,  $y$  είναι το επίπεδο βιομηχανικής παραγωγής,  $p$  είναι το επίπεδο τιμών (δείκτης τιμών καταναλωτή) και  $s$  είναι η συναλλαγματική ισοτιμία Yen/ \$.

Όλες οι μεταβλητές είναι εκφρασμένες σε λογαρίθμους, εκτός από το επιτόκιο. Οι μεταβλητές με αστερίσκο (\*) αναφέρονται στην Αμερική, ενώ οι μεταβλητές χωρίς αστερίσκο στην Ιαπωνία. Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία και καλύπτουν τη χρονική περίοδο 1977:1–1992:4. Οι δύο πρώτες συναρτήσεις είναι συναρτήσεις ζήτησης χρήματος για την Ιαπωνία και Αμερική. Η τρίτη εξίσωση αντανακλά την υπόθεση ισορροπίας στη διεθνή αγορά αγαθών. Η ισορροπία αυτή δίνεται από τη συνθήκη της απόλυτης ισοδυναμίας των αγοραστικών δυνάμεων (absolute purchasing power parity condition, PPP).

Προς αποφυγή του προβλήματος πολυσυγραμμικότητας, δεχόμαστε την απλοποιημένη υπόθεση των ίσων παραμέτρων, υπόθεση που γίνεται δεκτή σε

πολλές εμπειρικές μελέτες του νομισματικού υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας (βλ. σχετ. Brissimis και Leventakis, 1985).

Από το συνδυασμό των εξισώσεων (1), (2) και (3) και με βάση τις υποθέσεις των ίσων παραμέτρων των μεταβλητών και της εξωγένειας της προσφοράς χρήματος προκύπτει η κατωτέρω ανηγμένης μορφής εξίσωση συναλλαγματικής ισοτιμίας, που αποτελεί παραλλαγή του νομισματικού υποδείγματος με ευκαμψία των τιμών (flexible – price version of the monetary model):

$$s_t = (m_t - m_t^*) - b(y_t - y_t^*) + c(i_t - i_t^*) \quad (3)'$$

Από την εξίσωση αυτή προκύπτει ότι υπάρχει σχέση αναλογικότητας μεταξύ ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας και της μεταβλητής της σχετικής προσφοράς χρήματος ( $m_t - m_t^*$ ). Η σχέση αυτή αναλογικότητας αποτελεί περιορισμό (restriction) που προκύπτει από το νομισματικό υπόδειγμα. Η εξίσωση (3)' αποτελεί περιορισμένη (restricted) μορφή του νομισματικού υποδείγματος. Η χωρίς περιορισμούς (unrestricted) στοχαστική μορφή του νομισματικού υποδείγματος είναι η εξίσωση (3)''.

$$s_t = \beta_0 m_t + \beta_1 m_t^* + \beta_2 y_t + \beta_3 y_t^* + \beta_4 i_t + \beta_5 i_t^* + \varepsilon_t \quad (\varepsilon = \text{στοχαστικός όρος}) \quad (3)''$$

όπου  $\beta_0, \beta_3, \beta_4 > 0$  και  $\beta_1, \beta_2, \beta_5 < 0$

Ο λόγος που παρουσιάζουμε τη χωρίς περιορισμούς εξίσωση του νομισματικού υποδείγματος (3)'' είναι ότι η υπόθεση των ίσων συντελεστών των μεταβλητών που αναφέραμε πιο πάνω είναι μία από τις απίτες που οδηγούν σε αποτυχία το νομισματικό υπόδειγμα (Lane, 1991).

Αναφέρθηκε πιο πάνω ότι η βασική υπόθεση των νομισματικών υποδείγμάτων είναι η πλήρης κινητικότητα των κεφαλαίων και η πλήρης υποκαταστασιμότητα των χρηματικών περιουσιακών στοιχείων εσωτερικού και εξωτερικού, έτσι ώστε να ισχύει η συνθήκη της ακάλυπτης ισοδυναμίας του επιτοκίου (uncovered interest parity condition).

$$s_{t+1}^e - s_t = \Delta s_{t+1}^e = i_t - i_t^* \quad (4)$$

όπου  $s_{t+1}^e$  είναι η αναμενόμενη (προβλεπόμενη) συναλλαγματική ισοτιμία Yen/\$ κατά την περίοδο  $t+1$ , με βάση το  $\sigma$

$t(s_{t+1}^e = E s_{t+1} | I_t)$ , και  $s_{t+1}^e - s_t$  είναι ο αναμενόμενος ρυθμός υποτίμησης.

Η εξίσωση (4) μαζί με την εξίσωση (5):

$$s_{t+1}^e - s_t = -\theta(s_t - \bar{s}_t) + \pi_t - \pi_t^* \quad (5)$$

(όπου,  $\pi$ ,  $\pi^*$  είναι ο αναμενόμενος ρυθμός πληθωρισμού στην Ιαπωνία και Αμερική, και  $\bar{s}$  είναι η συναλλαγματική τιμή ισορροπίας), αποτελούν δύο βασικές υποθέσεις του νομισματικού υποδείγματος με δυσκαμψία των τιμών (Dornbusch, 1976, Frankel, 1979) (sticky-price version of the monetary model).

Από το συνδυασμό των εξισώσεων (1), (2), (3) με τις εξισώσεις (4) και (5) προκύπτει η ανηγμένης μορφής εξίσωση του νομισματικού υποδείγματος με δυσκαμψία των τιμών (Frankel, 1979):

$$s_t = (m_t - m_t^*) - b(y_t - y_t^*) - \frac{1}{\theta}(i_t - i_t^*) + \left(\frac{1}{\theta} + c\right)(\pi_t - \pi_t^*) \quad (6)$$

Το υπόδειγμα αυτό της δυσκαμψίας των τιμών δεν επιτρέπει τη γρήγορη προσαρμογή της εγχώριας τιμής, ώστε βραχυχρόνια να μην ισχύει η υπόθεση της ισοδυναμίας των αγοραστικών δυνάμεων (PPP), αλλά να αποτελεί η PPP μακροχρόνιο μόνο φαινόμενο.

Το με περιορισμούς στους συντελεστές υπόδειγμα (6) γράφεται χωρίς περιορισμούς με στοχαστική μορφή ως:

$$s_t = \gamma_1 m_t + \gamma_2 m_t^* + \gamma_3 y_t + \gamma_4 y_t^* + \gamma_5 i_t + \gamma_6 i_t^* + \gamma_7 \pi_t + \gamma_8 \pi_t^* + \varepsilon_t \quad (7)$$

και είναι γνωστό ως υπόδειγμα ισοδυναμίας των πραγματικών επιτοκίων του Frankel, όπου  $\gamma_1 = 1$ ,  $\gamma_4 > 0$ ,  $\gamma_6 > 0$ ,  $\gamma_7 > 0$  και  $\gamma_2 = -1$ ,  $\gamma_3 < 0$ ,  $\gamma_5 < 0$ ,  $\gamma_8 < 0$ .

Ως προσεγγιστική μεταβλητή (proxy variable) του αναμενόμενου πληθωρισμού χρησιμοποιήθηκε το μακροπρόθεσμο επιτόκιο απόδοσης δεκαετών ομολόγων ( $R$ ). Όπως όμως διατυπώνεται το υπόδειγμα του Frankel (εξίσωση 7), υπάρχουν βραχυχρόνιες επιδράσεις μέσω των βραχυχρόνιων επιτοκίων ( $i$  και  $i^*$ ), πράγμα που εμποδίζει τη χρησιμοποίηση του υποδείγματος αυτού στην ανάλυση συνολοκλήρωσης κατά τον έλεγχο της μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας. Επίσης, ο στατιστικός έλεγχος έδειξε ότι υπάρχει έντονη συσχέτιση μεταξύ βραχυχρονίων και μακροχρονίων επιτοκίων Ιαπωνίας και Αμερικής (συντελεστές συσχέτισης 0,88 και 0,83 αντίστοιχα).

Έτσι επιλέγουμε τελικά στην περαιτέρω ανάλυση το υπόδειγμα

$$s_t = \delta_1 m_t + \delta_2 m_t^* + \delta_3 y_t + \delta_4 y_t^* + \delta_5 R_t + \delta_6 R_t^* + \varepsilon_t \quad (7)',$$

που περιλαμβάνει μόνο το μακροχρόνιο επιτόκιο Ιαπωνίας ( $R$ ) και Αμερικής ( $R^*$ ) (βλ. και MacDonald και Taylor, 1994). Το βραχυχρόνιο επιτόκιο θα χρησιμοποιηθεί στην κατασκευή του δυναμικού υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος, που θα γίνει σε επόμενη εργασία μας.

Στο επόμενο τμήμα θα ασχοληθούμε με τον έλεγχο της στασιμότητας (ή μοναδιαίας ρίζας) των χρονολογικών σειρών, όπως επίσης και εάν το υπόδειγμα (7)' αποτελεί μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, δηλαδή αν υπάρχουν συνολοκληρωμένα διανύσματα μεταξύ των μεταβλητών  $s$ ,  $m$ ,  $m^*$ ,  $y$ ,  $y^*$ ,  $R$ ,  $R^*$ .

### 3. ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ - ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Κατά τους Granger (1983) και Engle και Granger (1987), αν μία μη στάσιμη χρονολογική σειρά  $X_t$  γίνεται στάσιμη παίρνοντας τις  $d$  πρώτες διαφορές, τότε η σειρά αυτή θεωρείται ολοκληρωμένη (integrated) βαθμού  $d$ , και συμβολίζεται με  $X_t \sim I(d)$ , οπότε η σειρά αυτή περιλαμβάνει  $d$  μοναδιαίες ρίζες (unit roots). Θεωρείται μία σειρά στάσιμη, όταν ο μέσος της είναι σταθερός και η διακύμανση είναι επίσης διαχρονικά σταθερή (η σειρά αυτή έχει στοχαστική τάση).

Δύο σειρές που έχουν τον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης, έστω  $d$ , θεωρούνται συνολοκληρωμένες (cointegrated) βαθμού  $d$ ,  $b$  και συμβολίζονται ως  $CI(d,b)$ , όταν ο γραμμικός συνδυασμός των σειρών αυτών έχει βαθμό ολοκλήρωσης  $I(d-b)$ ,  $b > 0$  (Engle και Granger, 1987). Εάν δύο σειρές είναι συνολοκληρωμένες  $CI(1,1)$ , αυτό σημαίνει ότι ο στοχαστικός όρος (όρος σφάλματος),  $e_t$ , ακολουθεί μία στάσιμη διαδικασία, είναι δηλαδή μία στάσιμη σειρά,  $I(0)$ , ( $e_t \sim (0, \sigma^2)$ ). Το πρώτο στάδιο της μεθόδου της συνολοκλήρωσης (cointegration), με την οποία διαπιστώνεται η μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών, είναι ο έλεγχος της στασιμότητας των χρονολογικών σειρών. Για τον έλεγχο αυτό στην παρούσα εργασία θα χρησιμοποιήσουμε το τεστ των Dickey και Fuller (DF) (Fuller, 1976, Dickey και Fuller, 1979, 1981) και το επαυξημένο τεστ των Dickey-Fuller (augmented test of Dickey-Fuller, ADF), όπως επίσης και το τεστ των Phillips-Perron (PP), (Perron, 1988, Phillips, 1986, Phillips και Perron, 1988). Το τεστ των Dickey-Fuller για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης στηρίζεται σε παραμετρική μέθοδο, γεγονός που μειώνει τη δύναμή του, ενώ αντίθετα το τεστ των Phillips-Perron στηρίζεται σε μη παραμετρική διόρθωση της αυτοσυσχέτισης. Από την άλλη όμως πλευρά, κατά τον Schwert (1987), η μόνη χρήσιμη στατιστική για τον έλεγχο της στασιμότητας των χρονολογικών σειρών είναι η στατιστική DF και ADF. Ο Schwert υποστηρίζει ότι η στατιστική των Phillips-Perron απορρίπτει τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας πολύ συχνά, όταν η σειρά ακολουθεί μία διαδικασία κινητού μέσου πρώτου βαθμού<sup>1</sup>. Επειδή δεν υπάρχει σαφής θέση της υπεροχής ή μη της μεθόδου Dickey-Fuller έναντι της μεθόδου Phillips-Perron, παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα των δύο μεθόδων.

Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας με βάση τη στατιστική DF και ADF εφαρμόζεται στις εξισώσεις (8) και (9), οι οποίες εκτιμούνται με τη γνωστή μέθοδο OLS. Οι εξισώσεις αυτές αναφέρονται στα επίπεδα των μεταβλητών και στις πρώτες διαφορές τους αντίστοιχα.

<sup>1</sup> Επίσης, οι στατιστικές DF και ADFC έχουν καλύτερες ιδιότητες για μικρά σχετικά δείγματα (Campbell και Perron, 1992).



$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (8), \quad u_t \sim (0, \sigma^2)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta^2 y_{t-j} + u_t \quad (9), \quad u_t \sim (0, \sigma^2)$$

όπου το σύμβολο  $\Delta$  δηλώνει τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής και  $u$  είναι ο στοχαστικός όρος των εξισώσεων.

Εάν γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση ( $H_0: \beta_1 = 1$ ) και απορρίπτεται η εναλλακτική υπόθεση ( $H_A: \beta_1 \neq 1$ ), τότε η χρονολογική σειρά θεωρείται μη στάσιμη (non-stationary) (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας). Τα αποτελέσματα των ελέγχων στασιμότητας των μεταβλητών του υποδείγματος (7)', χρησιμοποιώντας τις στατιστικές DF, ADF και PP, παρουσιάζονται στον κατωτέρω πίνακα 1<sup>2</sup>.

Από τον πίνακα 1 προκύπτει ότι όλες οι μεταβλητές του υποδείγματος είναι ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού ( $I(1)$ ), δηλαδή στις πρώτες διαφορές τους είναι στάσιμες.

Επομένως μπορούμε να προχωρήσουμε στο επόμενο στάδιο, που είναι ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης των μεταβλητών, δηλαδή ο έλεγχος της ύπαρξης μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ της μεταβλητής  $s$  και των άλλων μεταβλητών,  $m$ ,  $m^*$ ,  $y$ ,  $y^*$ ,  $R$ ,  $R^*$ , με τη μέθοδο του Johansen της μέγιστης πιθανοφάνειας. Προηγουμένως όμως θα πρέπει να ελεγχθεί η ορθή ή όχι εξειδίκευση των αυτοπαλίνδρομων διανυσμάτων (autogressive vectors, VAR), δηλαδή να ευρεθεί ο άριστος αριθμός υστερήσεων του συστήματος VAR.

Συνοπτικά παρουσιάζουμε τη μεθοδολογία του Johansen<sup>3</sup>.

Ο Johansen καθορίζει ένα διάνυσμα  $n$  διαστάσεων των μεταβλητών  $X$  που είναι ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού ( $I(1)$ ). Το διάνυσμα αυτό περιλαμβάνει όλες τις μεταβλητές του υποδείγματος (7)'. Το σύστημα των αυτοπαλίνδρομων διανυσμάτων γενικά γράφεται:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (10)$$

όπου  $\Pi_i$  είναι οι μήτρες των συντελεστών,  $\mu$  είναι ο σταθερός όρος στο σύστημα και  $\varepsilon_t$  είναι ένα διάνυσμα  $n$ -διαστάσεων με μηδενικό μέσο και μήτρα συνδιακύμανσης  $\Omega$ . Η μήτρα των μακροχρόνιων συντελεστών  $\Pi$  (στοχαστική μήτρα συνολοκλήρωσης) που αντιστοιχεί στη (10) καθορίζεται από την (11), η οποία είναι μία  $n \times n$  μήτρα:

$$\Pi = I - \Pi_1 - \Pi_2 \dots - \Pi_k \quad (11)$$

<sup>2</sup> Η στατιστική DF προκύπτει όταν είναι  $p=0$  στις εξισώσεις (8) και (9).

<sup>3</sup> Βλ. σχετ. MacDonald και Taylor (1993), Cuthbertson, Hall και Taylor (1992) και Charemza και Deadman (1992).

(όπου  $I =$  μοναδιαία μήτρα).

ΠΙΝΑΚΑΣ 1  
Έλεγχος στασιμότητας για την περίοδο 1977:Q<sub>1</sub>–1992:Q<sub>4</sub>

	DF ( $\hat{\tau}_\mu$ )	ADF ( $\hat{\tau}_\mu$ )	LM(4)	Z ( $\hat{\tau}_\mu$ )
S	-0.7841(0)	–	0.348	-0.9606
m	–	-0.6164(4)	0.091	-0.4886
m*	–	-0.8104(4)	0.076	-0.6530
y	–	-1.6105(4)	0.020*	-1.1679
y*	–	-1.6576(2)	0.167	-1.2347
R	–	-1.8764(3)	0.254	-1.7415
R*	-1.0654(0)	–	0.149	-1.5007
Δs	-6.2289(0)	–	0.845	-6.3241
Δm	–	-3.7949(3)	0.075	-16.2009
Δm*	–	-3.3830(3)	0.066	-14.4826
Δy	–	-2.8971(6)	0.146	-8.1471
Δy*	–	-9.1976(1)	0.120	-10.1459
ΔR	–	-5.0912(1)	0.054	-7.1309
ΔR*	-5.9486(0)	–	0.940	-6.1099

Η στατιστική ( $\hat{\tau}_\mu$ ) (στατιστική DF και στατιστική ADF) είναι η τιμή του t του Student που αναφέρεται στο συντελεστή  $\delta_1$  των εξισώσεων (8) και (9), και η στατιστική  $Z(\hat{\tau}_\mu)$  είναι η στατιστική των Phillips-Perron. Οι αριθμοί στις παρενθέσεις δηλώνουν τον αριθμό των υστερήσεων των εξαρτημένων μεταβλητών. Η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων στις παλινδρομήσεις έγινε με βάση το τεστ του πολλαπλασιαστή του Lagrange (Lagrange Multiplier, LM) για έλεγχο αυτοσυσχέτισης 4ου βαθμού των όρων σφάλματος. Η στατιστική LM ασυμπτωματικά ακολουθεί την κατανομή  $\chi^2$  (4) (βαθμοί ελευθερίας=4).

\* Σημαντικό σε επίπεδο 1% και όχι σε 5%. Η στατιστική  $Z(\hat{\tau}_\mu)$  υπολογίστηκε με 4 χρονικές υστερήσεις. Οι κριτικές τιμές και για τις δύο στατιστικές (DF/ADF και PP) έχουν παρθεί από τους πίνακες του Fuller (1976, σελ. 373). Η κριτική τιμή σε επίπεδο 0,05 για  $n=100$  είναι -2,89. Οι αριθμοί στη στήλη LM αναφέρονται στα οριακά επίπεδα σημαντικότητας.

Το σύστημα (10) μπορεί να παραμετροποιηθεί εκ νέου, ώστε να προκύψει το γενικευμένο υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (error correction model).

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Gamma_k X_{t-k} + \mu' + \varepsilon_t \quad (12)$$

όπου  $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_i)$ ,  $i = 1, \dots, k-1$ ,  $\Gamma_k = -\Pi$  (βαθμός (rank) της μήτρας  $\Pi$ ), και  $\mu' = \text{διάνυσμα σταθερών όρων}$ .

Η μήτρα των συντελεστών  $\Gamma_k$  προσδιορίζει τη μακροχρόνια λύση στο υπόδειγμα (10). Η μακροχρόνια μήτρα ισορροπίας βαθμού  $r$ ,  $\Pi$ , ορίζεται ως  $-\Gamma_k$  και παρέχει το βαθμό της μήτρας ισορροπίας  $\Pi$ , η οποία καθορίζει τον αριθμό των στατιστικά σημαντικών συνολοκληρωμένων σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών του συστήματος (10).

Επειδή οι μεταβλητές  $\Delta X_t$  και  $\Delta X_{t-k}$  είναι στάσιμες ( $I(0)$ ), και ο όρος  $\varepsilon_t$  θα πρέπει να είναι επίσης  $I(0)$ , προκειμένου να εκτιμήσουμε το υπόδειγμα. Επειδή όμως οι μεταβλητές  $X_{t-k}$  είναι  $I(1)$ , η ολοκληρωσιμότητα του όρου  $\varepsilon_t$  εξαρτάται από το βαθμό της μήτρας  $\Pi$ .

Ορίζονται δύο μήτρες  $n \times r$ ,  $\alpha$  και  $\beta$  ώστε να είναι:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (13)$$

όπου οι στήλες της μήτρας  $\beta$  είναι τα  $r$  συνολοκληρωμένα διανύσματα, ώστε  $\beta'X_{t-k} \sim I(0)$ , και οι συντελεστές της μήτρας  $\alpha$  δηλώνουν τη μέση ταχύτητα (βαθμό) προσαρμογής προς την κατάσταση ισορροπίας. Η μέθοδος του Johansen εκτιμά την εξίσωση VAR, όταν όμως ισχύει η συνθήκη ότι ο βαθμός της  $\Pi$  να είναι μικρότερος από τον αριθμό των μεταβλητών, δηλαδή όταν  $r < n$  (δηλαδή ο βαθμός της  $\Pi$  να μην είναι πλήρης (full rank)). Τότε οι μεταβλητές του διανύσματος  $X$  είναι συνολοκληρωμένες.

Ο Johansen (1988) ανέπτυξε τη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας για την εκτίμηση των  $\alpha$  και  $\beta$  και το τεστ του λόγου της πιθανοφάνειας για τον καθορισμό του αριθμού των στατιστικά σημαντικών συνολοκληρωμένων διανυσμάτων,  $r$ .

Η στατιστική του λόγου της πιθανοφάνειας (Likelihood Ratio) για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης ότι υπάρχουν το πολύ  $r$  συνολοκληρωμένα διανύσματα είναι η στατιστική του ίχνους (trace):

$$2 \log Q = LR = T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (14)$$

όπου  $\hat{\lambda}_i$  αντιστοιχεί στις  $n-r$  ελάχιστες ιδιοτιμές (eigenvalues).

Επιπλέον η στατιστική του λόγου της πιθανοφάνειας για τον έλεγχο μηδενικής υπόθεσης ( $H_0$ ) ότι υπάρχουν το πολύ  $r$  συνολοκληρωμένα διανύσματα, έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ( $H_A$ ) ότι υπάρχουν  $r+1$  συνολοκληρωμένα διανύσματα, είναι η στατιστική της μέγιστης ιδιοτιμής:

$$\lambda_{\max} = T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (15)$$

Αν και οι δύο στατιστικές δεν έχουν τυποποιημένες κατανομές, οι κατά προσέγγιση κριτικές τιμές έχουν κατασκευασθεί με τη μέθοδο Monte Carlo α-

πό τους Johansen (1988), Johansen και Juselius (1990) και Osterwald-Lenum (1992).

Ένα μεγάλο πλεονέκτημα της μεθόδου του Johansen είναι ότι αυτή επιτρέπει την επιβολή και τον άμεσο έλεγχο γραμμικών περιορισμών στο συνολοκληρωμένο διάνυσμα. Η στατιστική για τον έλεγχο των περιορισμών δίνεται από τη (16):

$$2\ell\log Q = T \sum_{i=1}^r \left\{ \frac{(1 - \hat{\lambda}_i^*)}{(1 - \hat{\lambda}_i)} \right\} \quad (16)$$

όπου  $\hat{\lambda}_i^*$  και  $\hat{\lambda}_i$  δηλώνουν τις  $r$  μέγιστες ιδιοτιμές του υποδείγματος με περιορισμούς και χωρίς περιορισμούς αντίστοιχα. Η κατανομή των στατιστικών του ίχνους και της μέγιστης ιδιοτιμής επηρεάζεται από την ύπαρξη γενικού σταθερού όρου, έστω  $\mu$ , στο υπόδειγμα VAR (10)<sup>4</sup>. Η στατιστική για τον έλεγχο του γενικού σταθερού είναι στατιστική του λόγου πιθανοφάνειας.

$$-2\ell\log[Q:H^*(r)|H(r)] = -T \sum \ell\log \left\{ \frac{(1 - \hat{\lambda}_i^*)}{(1 - \hat{\lambda}_i)} \right\} \quad (17)$$

όπου  $H$  και  $H^*$  δηλώνουν την υπόθεση ύπαρξης γενικού και περιορισμένου σταθερού (δηλαδή μη ύπαρξη σταθεράς) αντίστοιχα,  $\hat{\lambda}_i$  και  $\hat{\lambda}_i^*$  είναι  $n-r$  ελάχιστες ιδιοτιμές του αντιστοίχου υποδείγματος. Η κατανομή της στατιστικής αυτής ασυμπτωτικά ακολουθεί την κατανομή  $\chi^2$  με βαθμούς ελευθερίας  $n-r$ .

Ο πίνακας 2 παρουσιάζει τους ελέγχους που έγιναν για ορθή (ή μη) εξειδίκευση των καταλοίπων των εκτιμηθέντων υποδειγμάτων VAR, όπως επίσης και τον έλεγχο της εξειδίκευσης του αριθμού των υστερήσεων στο υπόδειγμα VAR, με τη βοήθεια του τεστ του λόγου της πιθανοφάνειας του Sims (1980), λαμβάνοντας υπόψη τους βαθμούς ελευθερίας. Αρχικά ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων ήταν 6 (υστερήσεις χωρίς περιορισμούς), ενώ στη συνέχεια, με βάση το τεστ που αναφέραμε προηγουμένως, καταλήξαμε στον αριθμό υστερήσεων με περιορισμούς (ίσος με 4), που είναι τελικά ο άριστος αριθμός υστερήσεων που εξασφαλίζει την ικανοποίηση όλων των διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων, όπως φαίνεται από τον πίνακα 2.

<sup>4</sup> Johansen S. (1992).

ΠΙΝΑΚΑΣ 2  
Έλεγχος μη ορθής εξειδίκευσης του υποδείγματος VAR

Εξαρτημένη μεταβλητή	SEE	Q(21)	N(2)	H(1)	$\sigma^2$	LM Sims test
S	0.05214	14.6156 (0.8417)	1.5453 (0.462)	0.0784 (0.779)	0.00423	110.0654 (0.1545)
m	0.0210	15.2386 (0.8107)	2.6837 (0.261)	0.0921 (0.761)	0.00011	(υστερήσεις με
m*	0.0127	39.3895 (0.0088)*	0.3977 (0.020)*	0.2347 (0.628)	0.00001	περιορισμό /
y	0.0180	38.7314 (0.0105)*	0.5115 (0.774)	1.3175 (0.251)	0.00006	υστερήσεις
y*	0.0144	22.8180 (0.3537)	0.4049 (0.817)	0.1934 (0.660)	0.00002	χωρίς περιορισμό,
R	0.4050	31.3937 (0.067)	4.9078 (0.086)	0.0255 (0.873)	15.5098	4/6)
R*	0.4850	34.0281 (0.0359)*	1.7106 (0.425)	0.0573 (0.811)	31.8826	

SEE φανερώνει το τυπικό σφάλμα της εξίσωσης (standard error of equation), Q(21) είναι η στατιστική Ljung-Box για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα (διαταρακτικούς όρους) με 21 βαθμούς ελευθερίας,  $\sigma^2$  είναι η διακύμανση, H(1) είναι η στατιστική του πολλαπλασιαστή Lagrange (Lagrange Multiplier) για τον έλεγχο της ετεροσκεδαστικότητας που στηρίζεται στην παλινδρόμηση των τετραγώνων των όρων σφάλματος και των τετραγώνων των τιμών εκτίμησης, και ακολουθεί την κατανομή  $\chi^2$  με 1 βαθμό ελευθερίας, N(2) είναι η στατιστική των Bera και Jarque (1980) για τον έλεγχο της κανονικότητας (normality) των όρων σφάλματος και ακολουθεί την κατανομή  $\chi^2$  με 2 βαθμούς ελευθερίας. Οι αριθμοί στις παρενθέσεις αναφέρονται στα οριακά επίπεδα σημαντικότητας. Ο αστερίσκος φανερώνει σημαντικότητα σε επίπεδο 1% και όχι σε 5%. Στην τελευταία στήλη παρουσιάζεται το τεστ του λόγου της πιθανοφάνειας του Sims, με βάση το οποίο γίνεται η επιλογή του άριστου αριθμού των υστερήσεων και ακολουθεί την κατανομή  $\chi^2$  με 96 βαθμούς ελευθερίας.

Από τον ανωτέρω πίνακα προκύπτει ότι οι διαταρακτικοί όροι ικανοποιούν τους ελέγχους της αυτοσυσχέτισης, της κανονικότητας και της ετεροσκεδαστικότητας. Επίσης το LR τεστ του Sims κάνει δεκτή την υπόθεση ύπαρξης 4 υστερήσεων στο υπόδειγμα VAR έναντι 6 υστερήσεων.

Στον πίνακα 3 παρουσιάζονται τα τεστ της συνολοκλήρωσης (εύρεση των στατιστικά σημαντικών διανυσμάτων συνολοκλήρωσης) που έγιναν με τη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας των Johansen και Juselius (1990).

Στον πίνακα 3 παρουσιάζονται τα τεστ των Johansen-Juselius, όσον αφορά την παρουσία γραμμικής τάσης στο μη στάσιμο μέρος των εξετασθέντων στοιχείων, που στηρίζονται στις τιμές των στατιστικών ίχνους και μέγιστων ιδιοτιμών για το υπόδειγμα με περιορισμένο σταθερό όρο και γενικό σταθερό. Η

στατιστική του ίχνους φανερώνει ότι δεν πρέπει να απορριφθεί η υπόθεση μη ύπαρξης της γραμμικής τάσης ( $\alpha' \mu = 0$ ). Η μηδενική υπόθεση ότι υπάρχουν 0 συνολοκληρωμένα διανύσματα ή 7 κοινές τάσεις απορρίπτεται με βάση τις τιμές των στατιστικών LR (ίχνους και μέγιστων ιδιοτιμών). Ο έλεγχος του ίχνους με σταθερά = 0 δεν απορρίπτει την υπόθεση ότι υπάρχουν τουλάχιστον δύο συνολοκληρωμένα διανύσματα, όπως επίσης ότι είναι δυνατόν να υπάρχουν και περισσότερα συνολοκληρωμένα διανύσματα.

Ο αντίστοιχος έλεγχος με σταθερό όρο  $\neq 0$ ,  $\alpha' \mu \neq 0$  δεν απορρίπτει την υπόθεση ότι υπάρχει τουλάχιστον ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα (ενδέχεται να υπάρχουν και περισσότερα).

Όσο περισσότερα συνολοκληρωμένα διανύσματα υπάρχουν, τόσο περισσότερο στάσιμη θεωρείται μακροχρόνια η εξίσωση του νομισματικού υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Το γεγονός ότι βρέθηκε να υπάρχουν πάνω από δύο στατιστικώς σημαντικά συνολοκληρωμένα διανύσματα συμφωνεί με τα ευρήματα των Moosa (1994), MacDonald και Taylor (1991), MacDonald και Taylor (1993).

Στη συνέχεια ελέγχουμε την ισχύ ή όχι των γραμμικών περιορισμών του υποδείγματος (7)<sup>5</sup>. Οι περιορισμοί αυτοί δεν θα πρέπει να επιβάλλονται a priori, χωρίς προηγουμένως να ελεγχθούν μέσα στο σύστημα VAR με τη βοήθεια της μεθόδου Johansen<sup>5</sup>. Μάλιστα, ένας από τους λόγους αποτυχίας στο παρελθόν του νομισματικού υποδείγματος προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας ήταν ακριβώς ότι οι εκτιμήσεις του υποδείγματος είχαν ως βάση το περιορισμένο νομισματικό υπόδειγμα (6) (Haynes και Stone, 1981, Rasulo και Wilford, 1980, Lane, 1991).

<sup>5</sup> Το πλεονέκτημα ελέγχου των περιορισμών στους συντελεστές των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων με τη μέθοδο του Johansen του λόγου της πιθανοφάνειας είναι ότι ισχύει και για μη στάσιμες χρονολογικές σειρές, κάτι που δεν ισχύει για τις κλασικές στατιστικές του t και F (Fuller, 1985).

ΠΙΝΑΚΑΣ 3  
 Έλεγχος συνολοκλήρωσης των μεταβλητών  $S, m, m^*, \gamma, \gamma^*, R, \hat{R}$  με τη μέθοδο των Johansen-Juselius

$H_0$	$n-r$	$T_r^*$	$T_r^* adj$	95%	$T_r$	$T_r adj$	95%	$H_0$	$m_\lambda^*$	$m_\lambda^* adj$	95%	$m_\lambda$	$m_\lambda adj$	95%
$r \leq 6$	1	11.52	6.48	3.76	3.46	1.94	3.76	$r \leq 6$	11.52	6.48	9.24	3.46	1.94	3.76
$r \leq 5$	2	25.90	14.56	15.41	15.06	8.47	15.41	$r \leq 5$	14.38	8.08	15.67	11.60	6.52	14.06
$r \leq 4$	3	42.61	23.96	34.91	31.21	17.55	29.68	$r \leq 4$	16.70	9.39	22.00	16.14	9.07	20.96
$r \leq 3$	4	74.03	41.64	53.11	60.42	33.98	47.21	$r \leq 3$	31.42	17.67	28.13	29.21	16.43	27.06
$r \leq 2$	5	117.60	66.15	76.06	102.84	57.84	68.52	$r \leq 2$	43.56	24.50	34.40	42.41	23.85	33.46
$r \leq 1$	6	186.54	104.92	102.13	159.77	89.87	94.15	$r \leq 1$	68.94	38.77	40.30	56.93	32.02	39.37
$r = 0$	7	281.19	158.16	131.70	254.30	143.04	124.24	$r = 0$	94.65	53.24	46.45	94.52	53.16	45.27

Τα  $r$  και  $(n-r)$  φανερώνουν αντίστοιχα τον αριθμό των ιδιοδιανυσμάτων και των κοινών τάσεων. Τα  $T_r^*$  ( $T_r$ ) και  $m_\lambda^*$  και  $(m_\lambda)$  δηλώνουν αντίστοιχα τις στατιστικές του ίχνους και των μέγιστων ιδιοτιμών για το περιορισμένο (χωρίς περιορισμό) υπόδειγμα, δηλαδή για το υπό-δειγμα με περιορισμένο σταθερό ( $\mu=0$ ) και χωρίς περιορισμό στο σταθερό (με γραμμική τάση),  $\mu \neq 0$ . Οι στατιστικές  $T_r^* adj$  ( $T_r adj$ ) και  $m_\lambda^* adj$  ( $m_\lambda adj$ ) φανερώνουν αντίστοιχα τις στατιστικές του ίχνους και των μέγιστων ιδιοτιμών για  $\mu=0$  και  $\mu \neq 0$ , προσαρμοσμένες (adjusted) όμως για μικρό δείγμα παρατηρήσεων, σύμφωνα με τον τύπο του Reimers:  $[(T-k \cdot p)/T] \times$  Τιμή Στατιστικής, όπου  $T$  = αριθμός παρατηρήσεων,  $k$  = αριθμός επεξεργασιών υστερήσεων,  $p$  = αριθμός εξισώσεων (αριθμός μεταβλητών του συστήματος). Οι κριτικές τιμές ελήφθησαν από τους πίνακες 1 και 1 που κατασκεύασε ο Osterwald-Lenum (1992).

Ο πίνακας 4 παρουσιάζει τον έλεγχο των περιορισμών στους συντελεστές του υποδείγματος (7) :

ΠΙΝΑΚΑΣ 4  
Έλεγχος περιορισμού στους συντελεστές του υποδείγματος  
 $s = \delta_1 m + \delta_2 m^* + \delta_3 y + \delta_4 y^* + \delta_5 R + \delta_6 R^*$

Περιορισμός		$\chi^2$ (k,r)
H <sub>1</sub> :	$\delta_1 = -\delta_2$	$\chi^2(1) = 1.5027 (0.220)$
H <sub>2</sub> :	$\delta_3 = -\delta_4 (\delta_3 + \delta_4 = 0)$	$\chi^2(1) = 1.3321 (0.248)$
H <sub>3</sub> :	$\delta_5 = -\delta_6 (\delta_5 + \delta_6 = 0)$	$\chi^2(1) = 34.9619 (0.00)$
H <sub>4</sub> :	$\delta_1 = 1$	$\chi^2(1) = 0.1112 (0.738)$
H <sub>5</sub> :	$\delta_2 = -1$	$\chi^2(1) = 0.2132 (0.603)$
H <sub>6</sub> :	H <sub>1</sub> ∩ H <sub>2</sub>	$\chi^2(2) = 1.5607 (0.548)$
H <sub>7</sub> :	H <sub>1</sub> ∩ H <sub>4</sub>	$\chi^2(2) = 3.8845 (0.143)$
H <sub>8</sub> :	H <sub>1</sub> ∩ H <sub>4</sub> ∩ H <sub>2</sub>	$\chi^2(3) = 4.5454 (0.208)$
H <sub>9</sub> :	H <sub>1</sub> ∩ H <sub>4</sub> ∩ H <sub>2</sub> ∩ H <sub>3</sub>	$\chi^2(4) = 62.0260 (0.000)$
H <sub>10</sub> :	H <sub>1</sub> ∩ H <sub>2</sub> ∩ H <sub>3</sub>	$\chi^2(3) = 57.2001 (0.000)$

Η στατιστική του λόγου της πιθανοφάνειας (LR) είναι κατανομή  $\chi^2$  με βαθμούς ελευθερίας k,r, όπου k είναι ο αριθμός των περιορισμών και r είναι ο αριθμός των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων (εξίσωση 16). Οι αριθμοί στις παρενθέσεις αναφέρονται στα επίπεδα σημαντικότητας.

Στον πίνακα 4 ελέγχονται δέκα υποθέσεις μεμονωμένα και σε συνδυασμό. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι ενώ γίνονται δεκτές οι υποθέσεις της συμμετρίας και της αναλογικότητας, όσον αφορά την προσφορά χρήματος ( $\delta_1 = -\delta_2 = 1$ ), και η υπόθεση της αναλογικότητας, όσον αφορά τη μεταβλητή της βιομηχανικής παραγωγής (y), τόσο μεμονωμένα όσο και σε συνδυασμό με τις υποθέσεις που αναφέρονται στην προσφορά χρήματος (m), ωστόσο δεν γίνεται δεκτή η υπόθεση της αναλογικότητας που αναφέρεται στο μακροχρόνιο επιτόκιο (R). Εάν δε ταυτόχρονα επιβάλλουμε τους περιορισμούς της συμμετρίας και της αναλογικότητας για την προσφορά χρήματος, και τους περιορισμούς της αναλογικότητας για τη βιομηχανική παραγωγή και το μακροχρόνιο επιτόκιο, παρατηρούμε ότι εξεταζόμενες από κοινού οι υποθέσεις αυτές δεν γίνονται δεκτές. Δηλαδή ο περιορισμός στο R δημιουργεί πρόβλημα στους περιορισμούς που επιβάλλονται στο m και y, έτσι ώστε να μην μπορούμε να δεχθούμε ταυτόχρονα όλους τους περιορισμούς του νομισματικού υποδείγματος. Με άλλα λόγια, ως καλύτερη περίπτωση εμφανίζεται η μορφή του χωρίς περιορισμούς στους συντελεστές νομισματικού υποδείγματος προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας Yen/αμερικ. δολ.



Τέλος, στον πίνακα 5 εμφανίζονται οι τιμές των συντελεστών των στατιστικά σημαντικών συνολοκληρωμένων διανυσμάτων. Συγκεκριμένα παρουσιάζονται οι τιμές δύο συνολοκληρωμένων διανυσμάτων.

ΠΙΝΑΚΑΣ 5

Έλεγχος των στατιστικά σημαντικών συνολοκληρωμένων διανυσμάτων  
 $s = \delta_1 m + \delta_2 m^* + \delta_3 y + \delta_4 y^* + \delta_5 R + \delta_6 R^*$

	$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$	$\delta_5$	$\delta_6$
1	0.7693	-1.9823	5.5374	-4.7506	-0.2853	-0.0192
2	5.5881	-0.3300	-5.7310	2.3706	-0.0236	0.0598

Παρατηρώντας τα αποτελέσματα του πίνακα 5 διαπιστώνουμε ότι δεν υπάρχει ένα μοναδικό διάνυσμα που είναι συνεπές με το νομισματικό υπόδειγμα από άποψη των προσήμων των συντελεστών. Από τη στιγμή που προκύπτουν περισσότερα από ένα συνολοκληρωμένα διανύσματα, το ερώτημα που ανακύπτει είναι πώς θα γίνει η επιλογή εκείνου του συνολοκληρωμένου διανύσματος που θα περιγράφει καλύτερα τη διαδικασία με την οποία προσδιορίζεται η συναλλαγματική ισοτιμία μακροχρόνια. Η συνήθης πρακτική είναι η επιλογή του συνολοκληρωμένου διανύσματος που θα έχει περισσότερη οικονομική έννοια, που σημαίνει ότι τα πρόσημα και τα μεγέθη των συντελεστών να συμφωνούν με εκείνα που προβλέπονται από τη θεωρία του νομισματικού υποδείγματος, χρησιμοποιώντας τα κατάλοιπα του επιλεγέντος συνολοκληρωμένου διανύσματος, προκειμένου να ελέγξουμε την προγνωστική δύναμη των υποδειγμάτων διόρθωσης σφάλματος (error correction models)<sup>6</sup>, τα οποία είναι δυναμικά υποδείγματα βραχυχρόνιας προσαρμογής, και με τα οποία θα ασχοληθούμε σε επόμενη εργασία μας.

Η ταυτοποίηση (identification) όμως του συνολοκληρωμένου διανύσματος στην περίπτωση εύρεσης πολλών συνολοκληρωμένων διανυσμάτων, που θα πρέπει να πούμε ότι είναι ένα σύμπτωμα της μεθόδου του Johansen, που στηρίζεται σε μία τέτοια ad hoc διαδικασία (χρησιμοποίηση καταλοίπων), παρουσιάζει μειονεκτήματα.

Ένας τρόπος για την αντιμετώπιση του προβλήματος ταυτοποίησης είναι η επέκταση του νομισματικού υποδείγματος με τη συμπερίληψη και άλλων μεταβλητών στο υπόδειγμα, όπως π.χ. των χρεογράφων (υπόδειγμα χαρτοφυλακίου, portfolio model) (Branson et al., 1977, Bisignano και Hoover, 1982, Dornbusch, 1980, Pauly και Petersen, 1986, MacDonald και Taylor, 1992) ή τη μεταβλητή των τρεχουσών συναλλαγών (Hooper και Morton, 1982, Dornbusch και Fischer, 1980).

<sup>6</sup> Βλ. σχετ. Henry et al. (1984), Davidson et al. (1978), Alogoskoufis και Smith (1991) και Pentecost (1991).

Πρόσφατα μία άλλη μέθοδος, που αναπτύχθηκε από τους Bagliano, Favero και Muscatelli (1991), προκειμένου να δώσει λύση στο πρόβλημα της ταυτοποίησης, όταν προκύπτουν πολλά συνολοκληρωμένα διανύσματα, είναι η χρησιμοποίηση της μεθόδου του Johansen στην εκτίμηση ταυτοχρόνων εξισώσεων συνολοκληρωμένων μεταβλητών, που σημαίνει, με άλλα λόγια, την κατασκευή ενός γενικού δυναμικού συστήματος διόρθωσης σφάλματος, όπου ο όρος διόρθωση σφάλματος σε κάθε εξίσωση  $\Pi_{j,t-1}$  θα δίνεται από την κατάλληλη σειρά της μακροχρόνιας μήτρας  $\Pi$  πολλαπλασιαζόμενη με το διάνυσμα των συνολοκληρωμένων μεταβλητών με υστέρηση,  $X_{t-1}$ . Στην περίπτωση αυτή, δηλαδή, έχουμε ταυτόχρονη εκτίμηση συναρτήσεων που περιγράφουν τη συμπεριφορά της συναλλαγματικής ισοτιμίας όσο και των άλλων μεταβλητών. Και τούτο διότι πράγματι σήμερα πολλοί είναι οι οικονομολόγοι που αμφισβητούν κατά πόσον είναι σωστό η συμπεριφορά της συναλλαγματικής ισοτιμίας ενός νομίσματος, σε σχέση με κάποιο άλλο νόμισμα, να εκφράζεται από ένα υπόδειγμα μιας μοναδικής εξίσωσης.

Στο επόμενο τμήμα προχωρούμε στον έλεγχο της υπόθεσης της Ισοδυναμίας των Αγοραστικών Δυνάμεων, αφού το νομισματικό υπόδειγμα και το υπόδειγμα του Frankel δέχονται ότι ισχύει η υπόθεση αυτή βραχυχρόνια και μακροχρόνια αντίστοιχα. Επομένως, θα πρέπει να εξετάσουμε εμπειρικά την ισχύ της υπόθεσης αυτής ως ένα μακροχρόνιο φαινόμενο.

#### 4. ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ ΤΗΣ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΤΩΝ ΑΓΟΡΑΣΤΙΚΩΝ ΔΥΝΑΜΕΩΝ ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑ

##### 4.1. Εισαγωγή

Αφού τα εμπειρικά ευρήματα στο προηγούμενο τμήμα δέχονται ότι τουλάχιστον υπάρχουν δύο συνολοκληρωμένα διανύσματα, αυτό έμμεσα οδηγεί στην αποδοχή της υπόθεσης της ισοδυναμίας των αγοραστικών δυνάμεων ως μία κατάλληλη θεωρία, πάνω στην οποία στηρίζεται η θεωρία προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Σύμφωνα με την "απόλυτη" παραλλαγή της θεωρίας της ισοδυναμίας των αγοραστικών δυνάμεων, PPP, η συναλλαγματική τιμή και ο λόγος των τιμών δύο χωρών μεταβάλλονται προς την ίδια κατεύθυνση διαχρονικά, οπότε τότε μία μονάδα εγχώριου νομίσματος θα έχει την ίδια αγοραστική δύναμη και στις δύο χώρες.

Στην πράξη όμως διάφοροι λόγοι οδηγούν σε απόκλιση της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας από τη συναλλαγματική ισοτιμία νομισμάτων δύο χωρών, που αντιστοιχεί στη συναλλαγματική τιμή ισορροπίας, όπως π.χ. η ύπαρξη μη εμπορευσίμων (non-traded) αγαθών και υπηρεσιών, διαφορετικά επίπεδα παραγωγικότητας και οικονομικής ανάπτυξης και διαφορετικές κατα-

ναλωτικές συνήθειες και προτιμήσεις (Balassa, 1969), το κόστος μεταφοράς και εσφαλμένη χρησιμοποίηση δείκτη τιμών (Brissimis και Leventakis, 1984, p. 77). Όσον αφορά την εσφαλμένη χρησιμοποίηση σειρών του δείκτη τιμών, αναφέρουμε ότι πράγματι οι παρατηρούμενες σειρές των τιμών δεν αποτελούν σωστή προσέγγιση των θεωρητικών τιμών, έτσι ώστε τα σφάλματα μέτρησης να οδηγούν σε μεροληπτικά αποτελέσματα ως προς την ισχύ της PPP (Taylor, 1988, Taylor και McMahon, 1988, Cheung και Lai, 1993). Επίσης, η άγνοια της κίνησης κεφαλαίων μεταξύ των χωρών από τη θεωρία της PPP, ιδιαίτερα κατά τα τελευταία χρόνια, όπου ισχύει η πλήρης απελευθέρωση στις αγορές κεφαλαίων, είναι ένας ακόμη λόγος αποτυχίας της PPP (Cooper, 1994). Αλλά και ένας άλλος σπουδαίος λόγος που οδηγεί στην απόρριψη της PPP είναι ότι επιβάλλονται εκ των προτέρων οι υποθέσεις της συμμετρίας και της αναλογικότητας χωρίς προηγουμένως να ελεγχθούν. Διότι πράγματι, αν δεχθούμε ότι ισχύουν οι υποθέσεις αυτές στην PPP, ενώ τα κατάλληλα τεστ τις απορρίπτουν, τότε είναι σίγουρο ότι η *a priori* αποδοχή των υποθέσεων θα οδηγήσει σε αποτυχία την υπόθεση της PPP (Cheung και Lai, 1993).

Πρόσφατες εμπειρικές έρευνες της PPP, αναφερόμενες στη δεκαετία του 1970, έδειξαν την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες, δηλαδή μη ύπαρξη συνολοκληρωμένης σχέσης μεταξύ συναλλαγματικής ισοτιμίας και των σχετικών τιμών (η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία ακολουθεί τη διαδικασία "τυχαίου περιπάτου", *random walk*) (Roll, 1979, Alder και Lehman, 1983, Frenkel, 1981, Baillie και Selover, 1987, Corbae και Ouliaris, 1988, Taylor, 1988, Enders, 1988, Mark, 1990, Sarantis και Stewart, 1993, Paleologos και Georgantelis, 1993, Karfakis και Moschos, 1989, Cooper, 1994). Αντίθετα, άλλες έρευνες σχετικές με την αποδοχή της PPP κατά τη δεκαετία του 1920, όταν ίσχυε το καθεστώς των σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών του Bretton Woods, έδειξαν ότι πράγματι η PPP είναι ένα μακροχρόνιο φαινόμενο (υπάρχει σύγκλιση της συναλλαγματικής τιμής προς την τιμή ισορροπίας), που ερμηνεύει τον καθορισμό της συναλλαγματικής ισοτιμίας δύο νομισμάτων (Frenkel, 1978, Taylor και McMahon, 1988, Frenkel, 1980, Frenkel, 1976, Georgoutsos και Kouretas, 1992)<sup>7</sup>. Επίσης άλλες μελέτες με τη χρησιμοποίηση ετήσιων στοιχείων, που έγιναν πρόσφατα, δέχονται την ισχύ της PPP ως ένα μακροχρόνιο φαινόμενο (Kim, 1990, Abuaf και Jorian, 1990, Ardeni και Lubian, 1991, Diebold, Husted και Rush, 1991, Fisher και Park, 1991).

Επειδή επομένως δεν προκύπτει από τις εργασίες που αναφέραμε πιο πάνω μία σαφής θέση ως προς την αποδοχή ή όχι της PPP, αξίζει να διερευνήσουμε την υπόθεση αυτή χρησιμοποιώντας πρόσφατα στατιστικά στοιχεία και εφαρμόζοντας σύγχρονες οικονομετρικές μεθόδους, όπως και στην περίπτωση του νομισματικού υποδείγματος προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

<sup>7</sup> Εξαίρεση αποτελούν οι εργασίες των Edison, 1985b, Ardeni και Lubian, 1989 και Ahking, 1990, από τις οποίες προκύπτει ότι δεν ισχύει η υπόθεση της PPP.

Ο έλεγχος της PPP θα γίνει με τη χρησιμοποίηση αφενός του δείκτη τιμών καταναλωτή (CPI) Ιαπωνίας και Αμερικής και αφετέρου του δείκτη τιμών χονδρικής πώλησης (WPI) Ιαπωνίας και Αμερικής, δεδομένου ότι τα περισσότερα αγαθά που περιλαμβάνονται στον δείκτη CPI είναι μη εμπορεύσιμα.

#### 4.2. Υπόδειγμα συνολοκλήρωσης της PPP

Προκειμένου να ελέγξουμε εμπειρικά την PPP, χρησιμοποιούμε την εξίσωση

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1 p - \alpha_2 p_t^* + u_t \quad (18)$$

όπου  $\alpha_0$  είναι ο σταθερός όρος,  $s_t$  δηλώνει την ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία Yen/\$,  $p$  και  $p_t^*$  είναι αντίστοιχα οι δείκτες τιμών καταναλωτή Ιαπωνίας και Αμερικής, και  $u_t$  είναι ο όρος σφάλματος.

Όπως είπαμε και προηγουμένως, θα χρησιμοποιήσουμε εναλλακτικά και τους δείκτες τιμών χονδρικής πώλησης Ιαπωνίας ( $w$ ) και Αμερικής ( $w^*$ ). Όλες οι μεταβλητές εκφράζονται σε λογαρίθμους.

Όπως φαίνεται από τη (18), δεν επιβάλλουμε εκ των προτέρων, χωρίς προηγούμενο έλεγχο, ούτε τον περιορισμό της συμμετρίας,  $\alpha_1 = \alpha_2$ , ούτε τον περιορισμό της αναλογικότητας,  $\alpha_1 = \alpha_2 = 1$ .

Η PPP ισχύει μακροχρόνια, εφόσον ο στοχαστικός όρος,  $u_t$ , ακολουθεί μία διαδικασία στάσιμου αυτοπαλίνδρομου κινητού μέσου (ARMA).

Ο πίνακας 6 παρουσιάζει τα αποτελέσματα του ελέγχου στασιμότητας χρησιμοποιώντας τα τεστ DF/ADF και Phillips-Perron ( $Z(\hat{\tau}_\mu)$ ).

ΠΙΝΑΚΑΣ 6  
Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για την περίοδο 1977Q<sub>1</sub> – 1992Q<sub>4</sub>

	$DF(\hat{\tau}_\mu)$	$ADF(\hat{\tau}_\mu)$	$LM(4)$	$Z(\hat{\tau}_\mu)$ (με χρονική τάση)
S	-0.7841(0)	-	0.348	-1.9452
p	-	-1.9015(4)	0.1950	-2.0803
p*	-	-2.8132(3)	0.547	-1.8394
w	-	-2.2442(1)	0.726	-1.6204
w*	-	-2.7782(3)	0.511	-1.9264
$\Delta s$	-6.2289(0)	-	0.845	-6.3241
$\Delta p$		-2.4032(7)*	0.634	-8.2160
$\Delta p^*$		-2.4350(1)*	0.020**	-4.0743
$\Delta w$	-3.3668(0)		0.580	-3.6722
$\Delta w^*$		-5.8443(3)	0.336	-5.6033

\* Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι  $\Delta p \sim I(2)$  και  $\Delta p^* \sim I(2)$ . Αν όμως ληφθεί υπόψη ότι οι αντίστοιχες τιμές των μεταβλητών αυτών πλησιάζουν την κριτική τιμή του 10% (-2.58) και ότι λόγω του σχετικά μικρού αριθμού παρατηρήσεων εξασθενίζει κάπως η δύναμη των ελέγχων για στασιμότητα των σειρών, τότε θα μπορούσε να υποστηριχθεί ότι πιθανόν να είναι  $\Delta p \sim I(1)$  και  $\Delta p^* \sim I(1)$ .

\*\* Σημαντικό σε 1%.

Οι παρατηρήσεις του πίνακα 1 ισχύουν και στον πίνακα 6.

Από τον ανωτέρω πίνακα προκύπτει ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες σε πρώτες διαφορές, με εξαίρεση τις μεταβλητές  $\Delta p$  και  $\Delta p^*$ . Κατά συνέπεια, προχωρούμε στο επόμενο στάδιο του ελέγχου της συνολοκλήρωσης των μεταβλητών, δηλαδή να ελέγξουμε αν η υπόθεση της PPP αποτελεί μία σταθερή σχέση μακροχρόνια.

Η διαδικασία που θα ακολουθηθεί είναι η ίδια μ' εκείνη που εφαρμόστηκε για τον έλεγχο της σταθερότητας της εξίσωσης του νομισματικού υποδείγματος της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Όπως αναφέραμε και στα προηγούμενα, η μέθοδος VAR του Johansen, συγκριτικά με τη μέθοδο της μοναδικής εξίσωσης των Engle και Granger (1987), έχει το πλεονέκτημα ότι λαμβάνει υπόψη της την αλληλεπίδραση των μεταβλητών, αντιμετωπίζει το πρόβλημα της μεροληψίας ταυτόχρονης εξίσωσης και αυξάνει την αποτελεσματικότητα των εκτιμήσεων (Gonzalo, 1989, Phillips, 1991).

Ο πίνακας 7 παρουσιάζει τους ελέγχους (τεστ) για την ορθή εξειδίκευση του αριθμού των υστερήσεων στο υπόδειγμα VAR της PPP με τη χρησιμοποίηση του δείκτη τιμών καταναλωτή και του δείκτη χονδρικής πώλησης Ιαπωνίας και Αμερικής.

ΠΙΝΑΚΑΣ 7  
Έλεγχος ορθής εξειδίκευσης του υποδείγματος VAR

Εξαρτημένη μεταβλητή	SEE	Q(21)	N(2)	H(1)	$\sigma^2$	LM Sims test
p	0.0059	16.9261 (0.7155)	0.5708 (0.752)	0.9176 (0.338)	-	17.6285 (0.4803) (υστερήσεις με περιορισμό/υστερήσεις χωρίς περιορισμό, 4/6)
p*	0.0046	14.4154 (0.8511)	1.5817 (0.453)	0.0253 (0.874)	-	15.1951 (0.6485) (υστερήσεις με περιορισμό/υστερ. χωρίς περιορισμό, 4/6)
w	0.0106	9.9763 (0.9792)	0.5662 (0.752)	0.0554 (0.814)	-	17.3530 (0.6895)
w*	0.0093	17.3530 (0.6895)	0.7076 (0.702)	0.1941 (0.659)	-	

Οι παρατηρήσεις στον πίνακα 2 ισχύουν και για τον πίνακα 7. Οι τιμές στη στήλη  $\sigma^2$  είναι πολύ μικρές γι' αυτό δεν αναφέρονται.

Από τον πίνακα 7 προκύπτει ότι τόσο με τη χρησιμοποίηση του δείκτη CPI όσο και με τη χρησιμοποίηση του δείκτη WPI ο άριστος αριθμός υστερήσεων στο υπόδειγμα VAR είναι 4 έναντι 6 υστερήσεων, που επίσης δοκιμάστηκαν.

Στους πίνακες 8 και 9 παρουσιάζονται τα τεστ της συνολοκλήρωσης (εύρεση στατιστικά σημαντικών διανυσμάτων συνολοκλήρωσης) με τη χρησιμοποίηση των δεικτών CPI και WPI αντίστοιχα με τη μέθοδο των Johansen-Juselius.

Από τον πίνακα 8 φαίνεται ότι η PPP δεν αποτελεί μία σταθερή σχέση μακροχρόνια, αφού και με τις δύο στατιστικές του ίχνους και των μέγιστων ιδιοτιμών δεν υπάρχει ένα στατιστικώς σημαντικό συνολοκληρωμένο διάνυσμα μεταξύ s, p και p\*. Αντίθετα, από τον πίνακα 9 προκύπτει ότι η PPP αποτελεί μία σταθερή σχέση μακροχρόνια, αφού τουλάχιστον με τη στατιστική του ίχνους απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση  $r = 0$ . Βλέπουμε, λοιπόν, ότι αν αγνοήσουμε το σφάλμα μέτρησης των δεικτών των τιμών, λαμβάνοντας υπόψη τον δείκτη τιμών καταναλωτή, έχουμε μεροληπτικά αποτελέσματα ως προς τη μη αποδοχή της PPP. Βεβαίως η μη αποδοχή της PPP, ειδικά για χώρες βιομηχανικά αναπτυγμένες, όπως είναι η Ιαπωνία και Αμερική, που ακολουθούν σχεδόν τις ίδιες μακροοικονομικές πολιτικές, χωρίς μεγάλες μεταβολές των τιμών και ισοτιμιών των νομισμάτων τους, από οικονομική άποψη γίνεται απόλυτα δεκτή. Ωστόσο, όμως βλέπουμε ότι όταν λάβουμε υπόψη το σφάλμα μέτρησης χρησιμοποιώντας τον δείκτη χονδρικής πώλησης, η PPP γίνεται δεκτή.

ΠΙΝΑΚΑΣ 8  
Έλεγχος συνολοκλήρωσης των μεταβλητών  $S, \rho, \rho^*$

$H_0$	$n-r$	$T_r^*$	$T_r^*$	95%	$T_r$	$T_r$	95%	$H_0$	$m_\lambda^*$	$m_\lambda^*$	95%	$m_\lambda$	$m_\lambda$	95%
$r \leq 2$	1	3.52	2.86	9.24	1.50	1.21	3.76	$r \leq 2$	3.52	2.86	9.24	1.50	1.21	3.76
	2	14.50	11.78	19.96	12.14	9.86	15.41	$r \leq 1$	10.97	8.92	15.67	10.64	8.64	14.06
$r = 0$	3	38.22	31.05	34.91	35.69	29.00	29.68	$r = 0$	23.71	19.26	22.00	23.54	19.13	20.96

Οι παρατηρήσεις του πίνακα 3 ισχύουν και για τον πίνακα 8.

ΠΙΝΑΚΑΣ 9  
Έλεγχος συνολοκλήρωσης των μεταβλητών  $S, w, w^*$

$H_0$	$n-r$	$T_r^*$	$T_r^*$	95%	$T_r$	$T_r$	95%	$H_0$	$m_\lambda^*$	$m_\lambda^*$	95%	$m_\lambda$	$m_\lambda$	95%
$r \leq 2$	1	7.67	6.23	9.24	2.50	2.03	3.76	$r \leq 2$	7.67	6.23	9.24	2.50	2.03	3.76
	2	17.93	14.56	19.96	12.75	10.35	15.41	$r \leq 1$	10.25	8.32	15.67	10.24	8.32	14.06
$r = 0$	3	44.78	36.38	34.91	36.88	29.97	29.68	$r = 0$	26.84	21.80	22.00	24.13	19.60	20.96

Οι παρατηρήσεις του πίνακα 3 ισχύουν και για τον πίνακα 9.

Τέλος, στον πίνακα 10 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου της συμμετρίας,  $\alpha_1 = \alpha_2$ , και της αναλογικότητας,  $\alpha_1 = 1 = \alpha_2$ . Ο έλεγχος αυτών των υποθέσεων των γραμμικών περιορισμών στο συνολοκληρωμένο διάνυσμα γίνεται με τη χρησιμοποίηση του τεστ  $\chi^2$  του Johansen (1991)<sup>8</sup>.

ΠΙΝΑΚΑΣ 10  
Έλεγχος συμμετρίας και αναλογικότητας  
στους συντελεστές του υποδείγματος (18)

Μηδενική υπόθεση	$\chi^2$ (1)
$H_1: \alpha_1 = \alpha_2$	1.0492 (0.306)
$H_2: \alpha_1 = \alpha_2 = 1$	21.0688 (0.000)

Οι παρατηρήσεις του πίνακα 4 ισχύουν και στον πίνακα 10.

Από τον ανωτέρω πίνακα προκύπτει ότι δεν γίνεται δεκτή η υπόθεση της αναλογικότητας, ενώ γίνεται δεκτή η υπόθεση της συμμετρίας. Δηλαδή ισχύει η PPP μακροχρόνια, όχι όμως με την αυστηρή μορφή της απόλυτης παραλλαγής (absolute version).

Η απόρριψη της αναλογικότητας σημαίνει ότι η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία Yen/\$ δεν αποτελεί μία στάσιμη σχέση. Ο στατιστικός έλεγχος έδειξε ότι μάλλον ακολουθεί τη διαδικασία "τυχαίου περιπάτου" (random walk)<sup>9</sup>.

## 5. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Από την εργασία αυτή προκύπτουν δύο βασικά συμπεράσματα: Πρώτο, το νομισματικό υπόδειγμα προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας Yen/\$ αποτελεί μία στάσιμη σχέση ισορροπίας μακροχρόνια, και δεύτερο, ότι η υπόθεση της ισοδυναμίας των αγοραστικών δυνάμεων (PPP) γίνεται δεκτή ως ένα μακροχρόνιο φαινόμενο, όταν χρησιμοποιείται ο δείκτης χονδρικής πώλησης (WPI). Όλοι οι στατιστικοί έλεγχοι στηρίχθηκαν σε σύγχρονες οικονομικές μεθόδους. Συγκεκριμένα εφαρμόστηκαν τα τεστ των Dickey και Fuller και Phillips-Perron για τον έλεγχο της στασιμότητας των χρονολογικών σειρών, που χρησιμοποιήθηκαν στο υπόδειγμά μας, και τα τεστ των Johansen και Juselius για τον έλεγχο ύπαρξης συνολοκληρωμένων διανυσμάτων στο νομισματικό υπόδειγμα και στο υπόδειγμα της PPP.

<sup>8</sup> Βλ. και Johansen-Juselius (1990).

<sup>9</sup> Βλ. και Roll (1979), Darby (1983), Adler και Lehman (1983), Hakkio (1986).



## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Abuat N. and P. Jorion (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run", *Journal of Finance*, 45 pp. 157-174.
- Adler M. and B. Lehmann (1983), "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long-Run", *Journal of Finance*, 38, pp. 1471-1487.
- Ahking F. W. (1990), "Further Results on Long-Run Purchasing Power Parity in the 1920s", *European Economic Review*, 34, pp. 913-919.
- Alogoskoufis G. and R. Smith (1991), "On Error Correction Models: Specification, Interpretation, Estimation", *Journal of Economic Surveys*, 5, pp. 97-128.
- Ardeni P. G. and D. Lubian (1989), "Purchasing Power Parity During the 1920s", *Economics Letters*, 30, pp. 357-362.
- Ardeni Pier Giorgio and D. Lubian (1991), "Is There Trend Reversion in Purchasing Power Parity?", *European Economic Review*, 35, pp. 1035-1055.
- Bagliano F. C., C. A. Favero and V. A. Muscatell (1991), "Simultaneity and Cointegration: An Application to the Demand for Money in Italy". Παρουσιάστηκε σε συνέδριο της Τράπεζας της Ιταλίας (Μάρτιος).
- Baillie R. T. and R. A. Pecchenino (1991), "The Search for Equilibrium Relationships in International Finance: The Case of the Monetary Model", *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 582-593.
- Baillie R. T. and D. D. Selover (1987), "Cointegration and Models of Exchange Rate Determination", *International Journal of Forecasting*, 3, pp. 43-51.
- Balassa B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, 72, pp. 584-596.
- Bera A. K. and C. M. Jarque (1980), "Efficient Tests for Normality, Homoskedasticity and Serial Independence of Regression Residuals", *Economics Letters*, 6, pp. 255-259.
- Bilson J. F. O. (1978a), "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence", *IMF Staff Papers*, 25, pp. 48-75.
- Bilson J.F.O. (1978b), "The Current Experience with Floating Exchange Rates: An Appraisal of the Monetary Approach", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 68, pp. 392-397.
- Bisignano J. and K. Hoover (1982), "Some Suggested Improvements to a Simple Portfolio Balance Model of Exchange Rate Determination with Special Reference to the U.S. Dollar/Canadian Dollar Rate", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 118, pp. 19-38.
- Boothe P. and D. Glassman (1987), "Off the Mark: Lessons for Exchange Rate Modelling", *Oxford Economic Papers*, 39, pp. 443-457.
- Branson W. H., H. Halttunen and P. Masson (1977), "Exchange Rates in the Short Run: The Dollar-Deutschemark Rate", *European Economic Review*, 10, pp. 303-324.
- Brissimis S. N. and J. A. Leventakis (1984), "An Empirical Inquiry into the Short-Run Dynamics of Output, Prices and Exchange Market Pressures", *Journal of International Money and Finance*, 3, pp. 75-89.
- Brissimis S. N. and J. A. Leventakis (1985), "Estimation of the Monetary Model of Exchange - Rate Determination Under Rational Expectations", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 9, pp. 477-491.
- Campbell J. Y. and P. Perron (1992), "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots", *NBER Technical Working Paper*, No. 100.
- Charemza W. W. and D. F. Deadman (1992), *New Directions in Econometric Practice*, Edward Elgar Publishing, U.K.
- Cheung Yin-Wong and K. S. Lai (1993), "Long-Run Purchasing Power Parity during the Recent Float", *Journal of International Economics*, 34, pp. 181-192.

- Cooper J. C. B. (1994), "Purchasing Power Parity: A Cointegration Analysis of the Australian, New Zealand and Singaporean Currencies", *Applied Economics Letters*, 1, pp. 167-171.
- Corbae S. and S. Ouliaris (1988), "Cointegration and Test of Purchasing Power Parity", *Review of Economics and Statistics*, 70, pp. 508-511.
- Cuthbertson K., S. G. Hall and M. P. Taylor (1992), *Applied Econometric Techniques*, Phillip Allan.
- Darby M. (1983), "Movements in Purchasing Power Parity: The Short and Long Runs", in Darby M. et al. (eds.), *The International Transmission of Inflation*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 462-477.
- Davidson J., D. F. Hendry, F. Srba and S. Yoo (1978), "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers, Expenditure and Income in the United Kingdom", *Economic Journal*, 88, pp. 661-692.
- Dickey D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators in Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Dickey D. A. and W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Diebold F. X., S. Husted and M. Rush (1991), "Real Exchange Rates Under the Gold Standard", *Journal of Political Economy*, 99, pp. 1252-1271.
- Dornbusch R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, 84, pp. 1161-1176.
- Dornbusch R. (1980), "Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 143-185.
- Dornbusch R. and S. Fischer (1980), "Exchange Rates and the Current Account", *American Economic Review*, 70, pp. 960-971.
- Edison H. J. (1985a), "The Rise and Fall of Sterling: Testing Alternative Models of Exchange Rate Determination", *Applied Economics*, 17, pp. 1003-1021.
- Edison H. J. (1985b), "Purchasing Power Parity: A Quantitative Reassessment of the 1920s Experience", *Journal of International Money and Finance*, 4, pp. 361-372.
- Enders W. (1988), "ARIMA and Cointegration Test of RRR under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes", *Review of Economics and Statistics*, 70, pp. 504-508.
- Engle R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testign", *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Fisher E. O'N and J. Y. Park (1991), "Testing Purchasing Power Parity under the Null Hypothesis of Co-integration", *Economic Journal*, 101, pp. 1476-1484.
- Frankel J. A. (1979), "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates on Real Interest Differentials", *American Economic Review*, 69, pp. 610-622.
- Frankel J. A. (1983), "Monetary and Portfolio - Balance Models of Exchange Rate Determination", in Jagdeep S. Bhandari, Bluford Putnam (eds.), *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*.
- Frenkel J. A. (1976), "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, 78, pp. 200-224.
- Frenkel J. A. (1978), "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence form the 1920's", *Journal of International Economics*, 8, pp. 169-191.
- Frenkel J. A. (1980), "Exchange Rates, Prices and Money: Lessons from the 1920's", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 70, pp. 235-242.
- Frenkel J. A. (1981), "The Collapse of Purchasing Power Parity during the 1970's", *European Economic Review*, 16, pp. 145-165.
- Fuller W. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York.

- Fuller W. (1985), "Nonstationary Autoregressive Time Series", in Hannan E.J. et al. (eds.), *Handbook of Statistics*, vol. 5, Elsevier, Amsterdam.
- Georgoutsos D. A. and G. P. Kouretas (1992), "Long-Run Purchasing Power Parity in the 1920s: the Greek Experience", *Applied Economics*, 24, pp. 1301-1306.
- Gonzalo J. (1989), "*Comparison of Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships*", Discussion Paper (University of California, San Diego, C.A.).
- Hakkio C. S. (1986), "Does the Exchange Rate Follow a Random Walk? A Monte Carlo Study of Four Tests for a Random Walk", *Journal of International Money and Finance*, 5, pp. 221-229.
- Haynes S. E. and J. A. Stone (1981), "On the Mark: Comment", *American Economic Review*, 71, pp. 1060-1067.
- Hendry D. F., A. R. Pagan and J. D. Sargan (1984), "Dynamic Specification", in Z. Griliches and M.D. Intrilligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, North - Holland, Amsterdam.
- Hooper P. and J. Morton (1982), "Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination", *Journal of International Money and Finance*, 1, pp. 39-56.
- Johansen S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Johansen S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- Johansen S. (1992), "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 383-397.
- Johansen S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.
- Johnson H. G. (1972), "The Monetary Approach to Balance of Payments Theory", in H.G. Johnson (ed.), *Further Essays in Monetary Economics*, Allen and Unwin, London, pp. 206-224.
- Karfakis C. and D. Moschos (1989), "Testing for Long-Run Purchasing Power Parity: A Time Series Analysis for the Greek Drachma", *Economics Letters*, 30, pp. 245-248.
- Khan W. and T. D. Willett (1984), "The Monetary Approach to Exchange Rates: A Review of Recent Empirical Studies", *Kredit und Kapital*, 17, pp. 199-222.
- Lafrance R. and D. Racette (1985), "The Canadian - U.S. Dollar Exchange Rate: A Test of Alternative Models for the Seventies", *Journal of International Money and Finance*, 4, pp. 237-252.
- Lane T. D. (1991), "Empirical Models of Exchange Rate Determination: Picking up the Pieces", *Economia Internazionale*, 44, pp. 210-226.
- Leventakis J. A. (1987), "Exchange Ratio Models: Do They Work?", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 123, pp. 363-376.
- MacDonald R. and M. P. Taylor (1991), "The Monetary Approach to the Exchange Rate", *Economics Letters*, 37, pp. 179-185.
- MacDonald R. and M. P. Taylor (1992), "Exchange Rate Economics", *IMF Staff Papers*, 39, pp. 1-57.
- MacDonald R. and M. P. Taylor (1993), "The Monetary Approach to the Exchange Rate", *IMF Staff Papers*, 40, pp. 89-107.
- MacDonald R. and M. P. Taylor (1994), "The Monetary Model of the Exchange Rate: Long-run Relationships, Short-Run Dynamics and How to Beat A Random Walk", *Journal of International Money and Finance*, 13, pp. 276-290.

- Mark N. C. (1990), "Real and Nominal Exchange Rates in the Long-Run", *Journal of International Economics*, 28, pp. 115-136.
- McNown R. and M. Wallace (1989), "Co-integration Tests for Long Run Equilibrium in the Monetary Exchange Rate Model", *Economics Letters*, 31, pp. 263-267.
- Meese R. A. and K. Rogoff (1983a), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, 14, pp. 3-24.
- Meese R. A. and K. Rogoff (1983b), "The Out - of Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification", in Frenkel J. (ed.), *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 67-105.
- Moosa I. A. (1994), "The Monetary of Exchange Rates Revisited", *Applied Financial Economics*, 26, pp. 279-287.
- Mussa M. (1984), "The Theory of Exchange Rate Determination", in J.F.O. Bilson and R. C. Marston (eds.), *Exchange Rate Theory and Practice*, University of Chicago Press, Chicago.
- Osterwald-Lenum M. (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 461-472.
- Paleologos J. M. and S. E. Georgantelis (1993), "Empirical Research of the Purchasing Power Parity: The Greek Evidence 1975 I - 1990 II" (στο στάδιο αξιολόγησης από τους κριτές του περιοδικού *Greek Economic Review*).
- Pauly P. and C. E. Petersen (1986), "Exchange Rate Responses in the Link System", *European Economic Review*, 30, pp. 149-170.
- Pentecost E. J. (1991), "Econometric Approaches to Empirical Models of Exchange Rate Determination", *Journal of Economic Surveys*, 5, pp. 71-96.
- Perron P. (1988), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 297-332.
- Phillips P. C. B. (1986), "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 33, pp. 311-340.
- Phillips P. C. B. (1991), "Optimal Inference in Cointegrated Systems", *Econometrica*, 59, pp. 283-306.
- Phillips P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Rasulo J. A. and D. S. Wilford (1980), "Estimating Monetary Models of the Balance of Payments and Exchange Rates: A Bias", *Southern Economic Journal*, 47, pp. 136-146.
- Roll R. (1979), "Violations of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient International Commodity Markets", in M. Sarnat and G. Szego (eds.), *International Finance and Trade*, Ballinger, Cambridge, M.A.
- Sarantis N. and C. Stewart (1993), "Seasonality, Cointegration and the Long-Run Purchasing Power Parity: Evidence for Sterling Exchange Rates", *Applied Economics*, 25, pp. 243-250.
- Schwert G. W. (1987), "Effects of Model Mis-Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data", *Journal of Monetary Economics*, 20, pp. 73-103.
- Sims C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48, pp. 1-48.
- Taylor M. P. (1988), "An Empirical Examination of Long-Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques", *Applied Economics*, 20, pp. 1369-1381.
- Taylor M. P. and P. C. McMahon (1988), "Long-Run Purchasing Power Parity in the 1920s", *European Economic Review*, 32, pp. 179-197.