

:8614  
D: 11687

**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ**  
**ΤΜΗΜΑ ΝΑΥΤΙΛΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ**



**ΔΙΔΑΚΤΟΡΙΚΗ ΔΙΑΤΡΙΒΗ**

29 ΝΟΕ. 1999

**ΕΞΩΤΕΡΙΚΟ ΕΜΠΟΡΙΚΟ ΙΣΟΖΥΓΙΟ - ΔΡΑΧΜΗ ΚΑΙ ΟΝΕ:**  
ΣΥΓΧΡΟΝΗ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ  
ΤΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ 1970-1995  
ΣΤΗΝ ΕΞΙΣΟΡΡΟΠΗΣΗ ΤΩΝ ΕΛΛΗΝΙΚΩΝ ΕΜΠΟΡΙΚΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ.

**Θεόδωρος Β. Σταματόπουλος**  
D.E.A. Economie et Finances Internationales, Universite d' Aix-Marseille II  
Πτυχίο Οικονομικών, Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Πειραιάς  
Μάιος 1999



Η παρούσα διατριβή με τίτλο “**Εξωτερικό Εμπορικό Ισοζύγιο-Δραχμή και ΟΝΕ: Σύγχρονη Οικονομετρική Διερεύνηση της Αποτελεσματικότητας της Συναλλαγματικής Πολιτικής, 1970-1995, στην Εξισορρόπηση των Ελληνικών Εμπορικών Συναλλαγών**” υποστηρίχθηκε δημόσια την Τετάρτη 26 Μαΐου 1999 στο Ναυτιλιακό Τμήμα του Πανεπιστημίου Πειραιώς.

Την Τριμελή Συμβουλευτική Επιτροπή αποτέλεσαν οι:

**Καθηγητής Ελ.Θαλασσινός**                      Επιβλέπων τη διατριβή,  
Πρόεδρος της Τριμελούς Συμβουλευτικής και της  
Επταμελούς Εξεταστικής Επιτροπής.

**Καθηγητής Θ.Γκαμαλέτσος**                      Μέλος της Τριμελούς Συμβουλευτικής και της  
Επταμελούς Εξεταστικής Επιτροπής.

**Αν.Καθηγητής Μ.Γκλεζάκος**                      Μέλος της Τριμελούς Συμβουλευτικής και της  
Επταμελούς Εξεταστικής Επιτροπής.

Στην Επταμελή Συμβουλευτική Επιτροπή συμμετείχαν εκτός της Τριμελούς και οι:

**Καθηγητής Α. Γουλιέλμος**                      Μέλος της Επταμελούς Εξεταστικής Επιτροπής.

**Καθηγητής Π.Λίβας**                                      Μέλος της Επταμελούς Εξεταστικής Επιτροπής.

**Αν.Καθηγητής Γ.Βλάχος**                      Μέλος της Επταμελούς Εξεταστικής Επιτροπής.

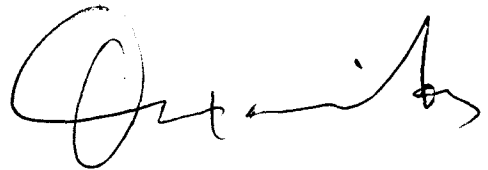
**Επ.Καθηγητής Σ.Θεοδωρόπουλος**                      Μέλος της Επταμελούς Εξεταστικής Επιτροπής.



## ΔΗΛΩΣΗ

Η παρούσα διατριβή δεν έχει χρησιμοποιηθεί ολικά ή μερικά για τη λήψη όμοιου ή κατωτέρου διπλώματος σε ελληνικό ή ξένο Α.Ε.Ι.

Ο Δηλών

A handwritten signature in black ink, appearing to read 'Th. B. Stamatopoulos', written in a cursive style.

Θ.Β.Σταματόπουλος



Αφιερώνεται στη σύζυγό μου Ελισάβετ





## Π Ε Ρ Ι Ε Χ Ο Μ Ε Ν Α

|   |           |
|---|-----------|
| Ευχαριστίες   | 5         |
| Πρόλογος  | 7         |
| <b>Γενική Εισαγωγή</b>  | <b>10</b> |
| Κεφάλαιο 1  |           |
| <b>Οικονομική Θεμελίωση του Μηχανισμού Προσαρμογής<br/>του Εμπορικού Ισοζυγίου στην Ισορροπία</b>                                     |           |
| Εισαγωγή  | 16        |
| 1.1 Οι Προσεγγίσεις Μερικής Ισορροπίας των Ελαστικότητων, της Απορρόφησης και η Νομισματική Προσέγγιση του Ισοζυγίου Πληρωμών (ΝΠΠΠ). | 18        |
| 1.1.1 Η Παραδοσιακή Θεωρία των Κρίσιμων Ελαστικότητων.  | 18        |
| 1.1.2 Το Υπόδειγμα Απορρόφησης ή Δαπάνης.   | 44        |
| 1.1.3 Υποδείγματα Σύνθεσης Ελαστικότητων-Απορρόφησης.   | 49        |
| 1.1.4 Η Νομισματική Προσέγγιση του Ισοζυγίου Πληρωμών (ΝΠΠΠ).   | 65        |
| 1.2 Ανάλυση του Μηχανισμού Προσαρμογής: Εμπόδια και Υστερήσεις Επιστροφής στην Ισορροπία, μέσω του Συναλλάγματος.                     | 71        |
| 1.2.1 Η Διάσπαση σε τρεις Περιόδους της Συνολικής Επίδρασης της Υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο.                                     | 71        |
| 1.2.2 Το Φαινόμενο της Καμπύλης J.  | 80        |
| 1.2.3 Τα Φαινόμενα “Υστέρησης” και “Σιωπηρών Συμβολαίων”.   | 86        |
| Συμπέρασμα  | 88        |

## Κεφάλαιο 2

**Προσδιοριστικοί Παράγοντες του Πλαισίου Οικονομετρικής Ανάλυσης  
της Σχέσης Ελληνικού Εξωτερικού Εμπορίου - Ισοτιμιών της Δραχμής.**

|   |     |
|---|-----|
| Εισαγωγή  | 91  |
| 2.1 Ιστορικό Πολιτικο-οικονομικών Εξελίξεων που Επηρέασαν το Ελληνικό Εξωτερικό Εμπόριο.                            | 93  |
| 2.2 Περιγραφική Ανάλυση του Προτύπου του Ελληνικού Εξωτερικού Εμπορίου.   | 99  |
| 2.3 Οικονομετρική Μεθοδολογία.  | 108 |
| 2.3.1 Έλεγχοι Στασιμότητας των Χρονολογικών Σειρών.   | 109 |
| 2.3.2 Ανάλυση με Υποδείγματα Διανύσματος Αυτοπαλινδρόμησης.   | 131 |
| 2.3.3 Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης και Εκτίμηση Υποδειγμάτων Διόρθωσης Σφάλματος: Η Μεθοδολογία των Engle-Granger (1987). | 138 |
| Συμπέρασμα  | 145 |

## Κεφάλαιο 3

**Θεωρητική και Εμπειρική Ανάλυση Τιμών και Όγκου Εξωτερικού Εμπορίου  
(Decomposition Approach)**

|  |     |
|--|-----|
| Εισαγωγή   | 150 |
| 3.1 Οικονομική Θεωρία και Προσδιοριστικοί Παράγοντες Τιμών και Όγκου Εξαγωγών και Εισαγωγών. | 152 |
| 3.1.1 Έμμεσες Μέθοδοι Προσδιορισμού Τιμών Εξωτερικού Εμπορίου.                               | 152 |
| α. Έμμεσες “Ισχυρές” Μέθοδοι: οι συμβολές των Goldstein and Khan (1978) και του Herd (1987). | 152 |
| β. Έμμεσες “Ασθενείς” Μέθοδοι: οι συμβολές των Artus (1974) και Spencer (1984).              | 161 |
| 3.1.2 Άμεσες Μέθοδοι Προσδιορισμού Τιμών Εξωτερικού Εμπορίου.                                | 167 |
| α. “Μικτές” Άμεσες Μέθοδοι: οι συμβολές των Kravis and                                       | 168 |

|       |  |     |
|-------|--|-----|
|       | Lipsey (1977) και του Spittaller (1980).   |     |
|       | β. “Καθαρές” Άμεσες Μέθοδοι: οι συμβολές των Robinson et al. (1979) και Krugman and Baldwin (1987).                          | 175 |
| 3.2   | Σύγχρονη Οικονομετρική Ανάλυση Ερμηνείας των Δεικτών Μέσης Αξίας Ελληνικών Εξαγωγών και Εισαγωγών.                           | 182 |
| 3.2.1 | Στατιστικά Δεδομένα.   | 182 |
| 3.2.2 | Υποδείγματα Ερμηνείας του Δείκτη Μέσης Αξίας Εξαγωγών (XUV) της Ελληνικής Οικονομίας (1970-1995).                            | 194 |
| 3.2.3 | Υποδείγματα Ερμηνείας του Δείκτη Μέσης Αξίας Εισαγωγών (MUV) της Ελληνικής Οικονομίας (1970-1995).                           | 211 |
| 3.3.  | Όγκος και Επιμερισμός Δαπάνης Εξαγωγών-Εισαγωγών: Η συμβολή του Καθηγητού Θ.Γκαμαλέτσου (1970) με το Υπόδειγμα DGLES ή GAMA. | 224 |
|       | Συμπέρασμα   | 232 |

#### Κεφάλαιο 4

#### “Ολική” Προσέγγιση

#### στην Εξισορρόπηση του Εξωτερικού Τομέα της Οικονομίας (Global Approach).

|       |  |     |
|-------|--|-----|
|       | Εισαγωγή   | 236 |
| 4.1   | Οικονομετρικές Μέθοδοι κατά την “Ολική” Προσέγγιση: οι συμβολές των Miles (1979), Spittaller (1980) και Rose and Yellen (1989).              | 237 |
| 4.2   | Εξισορρόπηση του Ελληνικού Εμπορικού Ισοζυγίου κατά την “Ολική” Προσέγγιση: Νέα Ευρήματα από την Εφαρμογή Σύγχρονων Οικονομετρικών Τεχνικών. | 245 |
| 4.2.1 | Τα Υποδείγματα Miles (1979) για την Ελληνική Οικονομία.  | 246 |
| 4.2.2 | Η Προσέγγιση της Συνολοκλήρωσης στα Υποδείγματα Miles (1979) για την Ελλάδα.   | 254 |
| 4.3   | Εξωτερική Αξία της Δραχμής και Ναυτιλιακές Ροές  | 268 |

Συναλλάγματος: Διερεύνηση των Επιδράσεων της Συναλλαγματικής Πολιτικής της ΤτΕ στο Κόστος του Πληρώματος των Πλοίων (άνω των 4500 DWT), και στην Επιλογή Σημαίας (flag effect) της Ελληνόκτητης Ποντοπόρου Ναυτιλίας (1975-96).

Συμπέρασμα 280

## Κεφάλαιο 5

### **Λόγοι Κάλυψης Εισαγωγών και Ελληνική Συναλλαγματική Πολιτική κατά την μετά την Bretton-Woods και πριν την ΕΥΡΩ Χρονική Περίοδο.**

|   |            |
|---|------------|
| Εισαγωγή  | 284        |
| 5.1 Βραχυχρόνια Ανάλυση της Αιτιώδους Σχέσης “Ισοτιμίες της Δραχμής - Λόγοι Κάλυψης, Διμερών κατά Νόμισμα, Εισαγωγών”.  | 285        |
| 5.1.1 Περιγραφική Στατιστική Ανάλυση.   | 285        |
| 5.1.2 Έλεγχοι Διαρθρωτικής Μεταβολής στο Σύνολο των Παραμέτρων.   | 294        |
| 5.1.3 Έλεγχοι Αιτιότητας κατά Granger.  | 297        |
| 5.2 Μακροχρόνια Ανάλυση Διμερών Ισοτιμιών της Δραχμής και των Αντίστοιχων Εμπορικών Ισοζυγίων. Ανάλυση Συνολοκλήρωσης κατά Engle-Granger (1987).                | 302        |
| 5.3 Ισοζύγιο Πληρωμών και Αποτελεσματικότητα της Συναλλαγματικής Πολιτικής της ΤτΕ: Οι Συμβολές των Brissimis and Leventakis (1989) και Παναγιωτόπουλος (1986). | 324        |
| Συμπέρασμα  | 327        |
| <b>Ανακεφαλαίωση Διατριβής και Γενικό Συμπέρασμα</b>  | <b>330</b> |
| <b>Βιβλιογραφία</b>   | <b>337</b> |

## Ευχαριστίες

Σε αυτή την πολύχρονη προσπάθειά μου πολλά πρόσωπα από την πανεπιστημιακή κοινότητα και την οικογένειά μου, μου συμπαραστάθηκαν ουσιαστικά και πρέπει να ομολογήσω πως χωρίς τη βοήθειά τους δε θα μπορούσα να ολοκληρώσω τη διατριβή αυτή.

Κατ' αρχήν οφείλω να ευχαριστήσω τον επιβλέποντα τη διατριβή μου, Πρόεδρο του Ναυτιλιακού Τμήματος του Πανεπιστημίου Πειραιώς, Καθηγητή Ελευθέριο Θαλασσινό, ο οποίος μου παρείχε τόσο την επιστημονική καθοδήγηση, όσο και κυρίως, την παρακινούσα φιλική του συμπαράσταση. Σε ιδιαίτερα δύσκολα επιστημονικά αδιέξοδα η καθοδήγησή του ήταν αποτελεσματική.

Επίσης θερμές ευχαριστίες οφείλω στα υπόλοιπα δύο μέλη της Τριμελούς Συμβουλευτικής Επιτροπής μου, Καθηγητή Θεόδωρο Γκαμαλέτσο και Αν.Καθηγητή Μιχάλη Γκλεζάκο, η επιστημονική βοήθεια των οποίων υπήρξε καθοριστική στην τελική διαμόρφωση της υπόψη διατριβής.

Εξάλλου, θα ήταν σοβαρή παράλειψη εκ μέρους μου να μην ευχαριστήσω όλα τα υπόλοιπα μέλη Δ.Ε.Π. του Τμήματος Ναυτιλιακών Σπουδών του Πανεπιστημίου Πειραιώς, οι οποίοι διέθεσαν πολύ από τον παραγωγικό τους χρόνο στο Πανεπιστήμιο, σε συζητήσεις και εποικοδομητικά σχόλια που αφορούσαν το θέμα μου. Ιδιαίτερα θα ήθελα να ευχαριστήσω τον Καθηγητή Αλέξανδρο Γουλιέλμο για την καθοδήγηση στη συγγραφή της παραγράφου 4.3 που αναφέρεται στις επιδράσεις της υποτίμησης της δραχμής, τόσο στη μισθοδοσία των πληρωμάτων της ποντοπόρου Ναυτιλίας μας, όσο και στις συναλλαγματικές εισροές από αυτήν. Το μέρος αυτό εκπονήθηκε ύστερα και από συμβολή του Αν.Καθηγητή κου Γεωργίου Βλάχου.

Επιπλέον ευχαριστώ όλους τους συναδέλφους μου στο Τ.Ε.Ι. Ηρακλείου, για την ηθική τους συμπαράσταση καθώς και τον Αντιπρόεδρο του Ιδρύματος, Καθηγητή Δρ. Δημήτρη Τερζάκη για τις χρήσιμες υποδείξεις του στο οικονομετρικό τμήμα της εργασίας.

Επίσης, αισθάνομαι ευγνώμων για τη συμπαράσταση σε καθημερινή βάση, κατά την παράλληλη πορεία εκπόνησης των διατριβών μας, στον αγαπητό συνάδελφο Δρ Χαρίλαο Χαρίση. Μας ένωσαν ατέλειωτες συναδελφικές συνομιλίες,

κοινές απορίες και χωριστές αναζητήσεις. Ένα μεγάλο ευχαριστώ και ευγνωμοσύνη χρωστάω επίσης στον Επ.Καθηγητή του Τ.Ε.Ι. Ηρακλείου Σταύρο Αρβανίτη.

Χρωστάω επίσης γενική ευγνωμοσύνη τόσο στους γονείς μου όσο και στα αδέρφια μου, οι οποίοι ποικιλοτρόπως με βοήθησαν, όχι μόνο κατά τη διάρκεια εκπόνησης αυτής της διατριβής, αλλά και κατά τη διάρκεια των μέχρι τώρα σπουδών μου.

Τέλος, το μεγαλύτερο ευχαριστώ το οφείλω στη σύζυγό μου Ελισάβετ, η οποία όχι μόνο δέχτηκε αγόγγιστα τη συνεχή θυσία του προσωπικού της χρόνου, αλλά με στήριξε με κάθε τρόπο στο μακρύ αυτό και δύσκολο ταξίδι.

Μάιος 1999

Θ.Β.Σταματόπουλος

## Πρόλογος

Η εξισορρόπηση του Εμπορικού Ισοζυγίου μέσω της συναλλαγματικής πολιτικής ή, με άλλα λόγια, η πολιτική υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας υπήρξε για πολλά χρόνια μια από τις βασικές οικονομικές πολιτικές των νομισματικών αρχών της χώρας μας (Τράπεζα της Ελλάδος-ΤτΕ), όχι μόνο για τις ονομαστικές της επιδράσεις στους όρους εμπορίου ή/και τον όγκο των εξωτερικών μας συναλλαγών, όσο και για την πίεση για αναδιάρθρωση της παραγωγικής βάσης της ελληνικής οικονομίας, μέσα από τις εισοδηματικές της κυρίως επιδράσεις.

Η παρούσα διατριβή ερευνά την αποτελεσματικότητα της συναλλαγματικής πολιτικής της ΤτΕ την περίοδο 1970-1995 προκειμένου να εξαγάγει χρήσιμα συμπεράσματα οικονομικής πολιτικής.

Η πρωτοτυπία της διατριβής ξεκινά από το ίδιο το θέμα της, το οποίο διερευνάται, από όσο γνωρίζουμε, για πρώτη φορά στην Ελλάδα. Ακόμα και μέχρι το τέλος του 1998 δεν καταφέραμε να βρούμε κατατεθειμένο ανάλογο θέμα στο Εθνικό Κέντρο Τεκμηρίωσης του Ιδρύματος Ερευνών, αν και πολλοί ερευνητές έχουν κατά καιρούς ασχοληθεί με το εξωτερικό μας εμπόριο (π.χ. Ε.Θαλασσινός, Σ.Θεοδωρόπουλος, Ι.Λεβεντάκης, Σ.Μπρισίμης, Π.Λιαργκόβας κ.ά.).

Δεύτερη σημαντική πρωτοτυπία της παρούσας διατριβής αποτελεί η για πρώτη φορά παρουσίαση, ανάλυση και εμπειρική διερεύνηση για την ελληνική περίπτωση (π.χ. φαινόμενο καμπύλης J, επίδραση της δημοσιονομικής ή/και νομισματικής πολιτικής στη βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου, προσωρινή ή μόνιμη βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου κ.ά.) της ειδικής διεθνούς βιβλιογραφίας που αφορά στις *Decomposition* (Κεφάλαιο 3) και *Global* (Κεφάλαιο 4 και 5) *Approaches*.

Η τρίτη πρωτοτυπία της διατριβής αναφέρεται στα σύγχρονα οικονομετρικά εργαλεία, όπως έλεγχοι στασιμότητας των χρονολογικών σειρών, ανάλυση ολοκλήρωσης και συνολοκλήρωσης σε δύο στάδια, ανάλυση διανύσματος αυτοπαλινδρόμησης κλπ., που χρησιμοποιήθηκαν με στόχο την αξιολόγηση της αποτελεσματικότητας της συναλλαγματικής πολιτικής της ΤτΕ την περίοδο του δείγματος 1970-1995.

Η τέταρτη πρωτοτυπία της διατριβής αυτής είναι η για πρώτη φορά στην Ελλάδα χρησιμοποίηση πρωτογενών αδημοσίευστων στατιστικών στοιχείων της ΤτΕ, για τα διμερή κατά νόμισμα ισοζύγια (USD, DEM, ITL, FRF, GBP, JPY). Το

πρωτογενές αυτό υλικό παραχωρήθηκε ευγενώς στο γράφοντα για εισαγωγή στους Η/Υ, από την ΤτΕ αποκλειστικά για τους σκοπούς της υπόψη έρευνας.

Ο συνδυασμός των τεσσάρων παραπάνω πρωτοτυπιών θεμελιώνει, κατά την προσωπική μας άποψη, τον *καινοτόμο χαρακτήρα* της διατριβής.

Τα *προβλήματα* για την εκπόνηση της παρούσας διατριβής που αντιμετώπισε ο γράφων ήταν:

Πρώτον, ο *καινοτομικός τρόπος* (συνοπτικά και με σαφήνεια) με τον οποίο παρουσιάστηκε η ήδη γνωστή *Γενική Οικονομική Θεωρία* του Κεφαλαίου 1. Επίσης, η *Οικονομετρική Μεθοδολογία*, την οποία προσπαθήσαμε να παραθέσουμε χωρίς τη χρήση ιδιαίτερα δύσκολων Μαθηματικών, έτσι ώστε να είναι προσιτή σε ευρύτερο σύνολο Οικονομολόγων στο Κεφάλαιο 2. Αναφορικά με την Οικονομική Θεωρία του Κεφαλαίου 1 τελικά επελέγη η σύνθεση της απλής μαθηματικής εξειδίκευσης, με τη διαγραμματική παρουσίαση και την αυστηρή οικονομική ανάλυση.

Δεύτερον, η εύρεση της *ειδικής αρθρογραφίας* των Κεφαλαίων 3 και 4 υπήρξε ιδιαίτερα δύσκολο πρόβλημα. Ως παράδειγμα μπορεί να αναφερθεί ότι το πολύ σημαντικό άρθρο του Herd (1987) το ζήτησε ο γράφων απευθείας από τον Ο.Ο.Σ.Α. στο Παρίσι, αφού σε καμία βιβλιοθήκη της Ελλάδος δεν υπήρχε.

Τρίτον, η επεξεργασία του *τεράστιου όγκου των στατιστικών στοιχείων* (πάνω από 100.000 παρατηρήσεις) υπήρξε ένα δυσεπίλυτο πρόβλημα, που αντιμετωπίστηκε με επιτυχία μετά από “άπειρες” ώρες πάνω στον υπολογιστή. Δεν ήταν μόνο η εισαγωγή των πρωτογενών αδημοσίευτων δεδομένων (περίπου 20.000 παρατηρήσεις μόνο για τα 6 διμερή εμπορικά ισοζύγια της Ελλάδος), αλλά η επεξεργασία, κατ’αρχήν στο Excel της Microsoft των χρονοσειρών των δέκα εμπορικών μας εταιρών (USA, Japan, Belgium-Luxembourg, United Kingdom, Germany, France, Italy, Spain, Portugal και Turkey) έτσι ώστε να *ομογενοποιηθούν*. Στη συνέχεια τις συγκρίσιμες αυτές χρονοσειρές επεξεργαστήκαμε σε οικονομετρικά λογισμικά όπως το EViews (Summary Statistics, Correlograms, Unit Root Tests, Cointegration), Statgraphics (Box-Jenkins Analysis, Smoothing Methods) αλλά κυρίως στο RATS, στο οποίο γράψαμε μερικές *χιλιάδες γραμμές προγραμμάτων* προσαρμοσμένων στις ανάγκες της παρούσας διατριβής (εκτός των ελέγχων για ΧΣΥ, ελέγχων μοναδιαίων ριζών σύμφωνα με τους Bhargava (1986), Dolado et al. (1990), Phillips-Perron (1989), Ανάλυση Συνολοκλήρωσης με CRDW, EG και AEG tests, καθώς και VAR(p)-Αναλύσεις).



Για το πόσο *χρονοβόρα* ήταν η *σύγχρονη οικονομετρική μας διερεύνηση* αρκεί να αναφερθεί ότι, για να καταλήξουμε αν μία μόνο χρονολογική σειρά προερχόταν από το ΧΣΥ ή ΣμΠΔ υπόδειγμα, έγιναν 13 στατιστικοί έλεγχοι (προσδιοριστικών όρων και μοναδιαίων ριζών).

## Γενική Εισαγωγή

Το κεντρικό ερώτημα που μας απασχολεί σε αυτή τη διατριβή είναι “πόσο αποτελεσματική υπήρξε η συναλλαγματική πολιτική, την περίοδο 1970-1995, ειδικά στη βελτίωση του εμπορικού μας ισοζυγίου, έτσι ώστε να εξαχθούν χρήσιμα συμπεράσματα οικονομικής πολιτικής, ενόψει της ένταξης της Ελλάδας στην ΟΝΕ και την υιοθέτηση του Ενιαίου Ευρωπαϊκού Νομίσματος (Ευρώ)”.

Ήδη από την 1/1/99, έντεκα χώρες μέλη της Ευρωπαϊκής Ένωσης έχουν αποδεχθεί τη σταδιακή κατάργηση των εθνικών τους νομισματικών κυκλοφοριών και υιοθέτησαν το Ευρώ.

Το θέμα της διατριβής δεν προσεγγίζεται στη βάση των διαφορών στα ονομαστικά ή/και πραγματικά οικονομικά μεγέθη της Ελλάδας με τις ανεπτυγμένες βιομηχανικά χώρες-μέλη της υπόλοιπης ΕΕ. Αντίθετα, η προσέγγισή μας έχει ως θεωρητικό οικονομικό υπόβαθρο το ευρύ υπόδειγμα σύνθεσης ελαστικότητας-απορρόφησης, στα πλαίσια της ανάλυσης μερικής ισορροπίας, λαμβάνοντας υπόψη τόσο τη μεταπολεμική μορφή εξειδίκευσης της χώρας και την ασκηθείσα μακροοικονομική πολιτική (ενδιαφερόμενοι μόνο για τη συναλλαγματική πολιτική), όσο και διεθνείς πολιτικοοικονομικούς παράγοντες όπως οι πετρελαϊκές κρίσεις και η ένταξή μας στις Ευρωπαϊκές Κοινότητες (ΕΚ).

Έτσι, το κεντρικό μας πρόβλημα, το οποίο ισοδύναμα αφορά τη διερεύνηση της σχέσης “ελληνικό εξωτερικό εμπορικό ισοζύγιο - ισοτιμία της δραχμής, την περίοδο 1970-1995”, αφού εστιάζεται στην “αποτελεσματικότητα της συναλλαγματικής πολιτικής της Τράπεζας της Ελλάδος (ΤτΕ), αναφορικά με τη βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου”, ουσιαστικά μας επιβάλλει να την εξετάσουμε στα πλαίσια που δημιούργησε η δυναμική των ιστορικών κυβερνητικών αποφάσεων (όχι μόνο της υπόψη περιόδου) για τις διεθνείς πολιτικές σχέσεις της χώρας.

Η δυναμική αυτών των διεθνών παραγόντων οι οποίοι προφανώς επηρεάζουν καθοριστικά τις διεθνείς νομισματικές σχέσεις της Ελλάδας (θεμελιώδης έκφραση των οποίων είναι το εμπορικό ισοζύγιο και η συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής, που εξετάζονται στην παρούσα διατριβή), κυριαρχείται κατά τη γνώμη μας, τουλάχιστον για την εξεταζόμενη περίοδο, από τις εξελίξεις στην ΕΕ.

Είναι προφανές λοιπόν ότι το κεντρικό ερώτημα αυτής της διατριβής δεν είναι αμιγώς, οικονομικό. Πιστεύουμε ότι είναι σαφώς πολιτικοοικονομικό, με κυρίαρχο

αλλά όχι φυσικά μοναδικό, τον πολιτικό παράγοντα. Κατά συνέπεια, ο γράφων ως οικονομολόγος δε μπορεί παρά να βλέπει μόνο ένα τμήμα της πραγματικά πολυσύνθετης αυτής πραγματικότητας.

Εντούτοις, στα πλαίσια αυτής της διατριβής, προφανώς η ερευνητική μας προσπάθεια γίνεται αμειγώς με οικονομικά εργαλεία. Το γεγονός αυτό όμως συνιστά και τον κυριότερο *περιορισμό* (limitation) της παρούσας έρευνας, την απουσία δηλαδή της συμβολής της πολιτικής ανάλυσης στο θέμα μας. Είναι γνωστό ότι πολύ συχνά στα Διεθνή Οικονομικά απαιτούνται περισσότερες της μιας ειδικότητες για την πλήρη ανάλυσή τους. Άλλωστε για να θυμηθώ και μια πολύ αγαπημένη έκφραση του Διευθυντή του D.E.A. μου στο Centre d'Économie et de Finances Internationales του Πανεπιστημίου Aix-Marseille-II, Καθηγητού J.-L. Reiffers, “*Ποιός μπορεί να ξεχωρίσει, έστω και δύσκολα, πού ακριβώς τοποθετείται η διαχωριστική γραμμή μεταξύ Διεθνών Οικονομικών και Διεθνών Πολιτικών Σχέσεων, σε πολλά θέματα των Διεθνών Οικονομικών;*”.

Έτσι, παρά το γεγονός ότι η ανάλυσή μας, δε μπορούσε παρά να είναι καθαρά οικονομική, με εργαλεία εμπειρικής διερεύνησης από τη σύγχρονη εφαρμοσμένη οικονομετρία των χρονολογικών σειρών, εντούτοις σε όλο το μήκος αυτής της διατριβής (ειδικά μετά το Πρώτο Κεφάλαιο) γίνεται σαφές ότι λαμβάνουμε πάντα σοβαρά υπόψη, τις ιστορικές εξελίξεις σε διεθνές, ευρωπαϊκό και ελληνικό επίπεδο. Μέσα από αυτή την οπτική, προσπαθούμε να ερμηνεύσουμε τα οικονομετρικά μας συμπεράσματα.

Η διατριβή χωρίζεται σε τρία μέρη. Στο Πρώτο Μέρος τίθεται το *θεωρητικό οικονομικό, οικονομετρικό και ιστορικό πλαίσιο* στο οποίο κινείται η προβληματική μας. Το Δεύτερο Μέρος αναφέρεται στη *Μερική Προσέγγιση* (Decomposition Approach) της προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου, σε επίπεδο τόσο θεωρητικό όσο και εμπειρικό για την ελληνική περίπτωση. Το Τρίτο Μέρος αναφέρεται στην *Ολική Προσέγγιση* (Global Approach) της προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου, τόσο σε θεωρητικό επίπεδο, όσο και κυρίως εμπειρικό, αφού από αυτό απορρέει, μέσω των οικονομετρικών μας εκτιμήσεων, η βασική *Θέση* η οποία υποστηρίζεται από αυτή τη διατριβή, ως απάντηση στο κεντρικό ερώτημα της *αποτελεσματικότητας της συναλλαγματικής πολιτικής της ΤτΕ στη βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου της χώρας*.

Αναλυτικότερα, το Πρώτο Μέρος περιλαμβάνει τα δύο πρώτα Κεφάλαια. Το Κεφάλαιο 1 χωρίζεται σε δύο τμήματα με τα οποία ολοκληρώνεται η οικονομική θεωρία που αφορά την προσαρμογή του εμπορικού ισοζυγίου μιας χώρας, μέσω της συναλλαγματικής πολιτικής, που ασκεί η Κεντρική της Τράπεζα. Στο πρώτο τμήμα παρουσιάζεται κατ'αρχήν η παραδοσιακή θεωρία των "Κρίσιμων Ελαστικοτήτων" (Marshall 1923, Lerner 1944, Robinson 1947), διατυπώνοντας πρώτα τις προϋποθέσεις της αποτελεσματικής υποτίμησης και μετά παρουσιάζοντας τη διαγραμματική προσέγγιση των επιδράσεών της. Στη συνέχεια παρουσιάζεται το Υπόδειγμα της Απορρόφησης ή Δαπάνης του Alexander (1952), ενώ στη συνέχεια δύο υποδείγματα σύνθεσης ελαστικοτήτων-απορρόφησης, του Alexander (1959) και του Tsiang (1961). Τέλος, παρουσιάζουμε, σύντομα, τη Νομισματική Προσέγγιση του Ισοζυγίου Πληρωμών (ΝΙΠΠ), την οποία όμως εξαιτίας των πολύ περιοριστικών της υποθέσεων, δε χρησιμοποιούμε στην εμπειρική μας ανάλυση. Το δεύτερο τμήμα αυτού του Κεφαλαίου αναφέρεται στα εμπόδια και τις υστερήσεις επιστροφής στην ισορροπία, μετά την υποτίμηση του εθνικού νομίσματος. Παρουσιάζονται αναλυτικά η θεωρητική συμβολή του Magee (1973), το φαινόμενο της Καμπύλης J, κατ'αρχήν βασικά και στη συνέχεια υπό το πρίσμα της θεωρίας των ελαστικοτήτων και της απορρόφησης. Τέλος, ολοκληρώνουμε το Κεφάλαιο παρουσιάζοντας βασικά στοιχεία των σύγχρονων ερμηνειών στην καθυστέρηση προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου, οι οποίες αναφέρονται στα φαινόμενα "Υστέρησις" (Baldwin 1988) και "Σιωπηρών Συμβολαίων" (Krugman and Baldwin 1987).

Στο Δεύτερο Κεφάλαιο αυτού του Πρώτου Μέρους, τοποθετούνται οι προσδιοριστικοί παράγοντες του πλαισίου της οικονομετρικής ανάλυσης του θεματός μας. Ξεκινάμε επισημαίνοντας τις κυριότερες πολιτικοοικονομικές εξελίξεις και τις συνεπειές τους, οι οποίες επηρέσαν άμεσα ή έμμεσα το ελληνικό εξωτερικό εμπόριο. Στη συνέχεια περιγράφουμε το πρότυπο (σύνθεση, κατεύθυνση εξαγωγών-εισαγωγών και όροι εμπορίου) του εξωτερικού μας εμπορίου την εξεταζόμενη περίοδο 1970-1995. Το Κεφάλαιο ολοκληρώνεται, με την παρουσίαση της οικονομετρικής μας μεθοδολογίας (έλεγχοι στασιμότητας, υποδείγματα διανύσματος αυτοπαλινδρόμησης και ανάλυση συνολοκλήρωσης σε δύο στάδια με τα αντίστοιχα υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος-ΥΔΣ).

Το Δεύτερο Μέρος αποτελείται από το Κεφάλαιο 3, στο οποίο διερευνώνται, τόσο θεωρητικά όσο και εμπειρικά, συναρτήσεις τιμών εξωτερικού εμπορίου. Οι



κυριότερες θεωρητικές συμβολές στη Μερική Ανάλυση της προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου παρουσιάζονται στο πρώτο τμήμα του Κεφαλαίου 3. Η αναλυτική τους ταξινόμηση δίνεται στο Σχήμα 3.1. Στο δεύτερο τμήμα εξειδικεύουμε και εκτιμούμε (μακροχρόνια και βραχυχρόνια) έξι εξισώσεις μέσης αξίας εισαγωγών και εξαγωγών, οι οποίες στηρίζονται οικονομικά στην προηγούμενη οικονομική ανάλυση. Το τρίτο τμήμα του Κεφαλαίου 3 αφορά τη θεωρητική συμβολή του Καθηγητού Θ.Γκαμαλέτσου στα υποδείγματα επιμερισμού δαπάνης DGLES ή GAMA. Δεν εφαρμόσαμε<sup>1</sup> στην εμπειρική μας ανάλυση τα υπόψη υποδείγματα, επειδή η φύση και ο στόχος της διατριβής μας είναι διαφορετικοί.

Το Τρίτο Μέρος, στο οποίο γίνεται η θεωρητική και εμπειρική ανάλυση του κεντρικού μας ερωτήματος στα πλαίσια της Ολικής Προσέγγισης περιλαμβάνει τα Κεφάλαια 4 και 5. Στο Κεφάλαιο 4, μετά από μια σύντομη παρουσίαση των κυριότερων θεωρητικών οικονομετρικών εξειδικεύσεων της ολικής προσέγγισης, εφαρμόζουμε σε ένα δεύτερο επίπεδο τη σπουδαιότερη από αυτές (Miles, 1979), τόσο στην αρχική της μορφή, όσο και μέσα από την ανάλυση ολοκλήρωσης και συνολοκλήρωσης. Επιπλέον, στο τρίτο τμήμα του κεφαλαίου, αναλύονται δύο από τις σπουδαιότερες επιπτώσεις της πολιτικής υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας, (της ΤτΕ), στην Ποντοπόρο Ελληνική Ναυτιλία (κόστος μισθοδοσίας πληρωμάτων και επίδραση, της επιλογής της Ελληνικής σημαίας, από την ελληνόκτητη ποντοπόρο Ναυτιλία, στις συναλλαγματικές εισροές της χώρας).

Τέλος, στο Πέμπτο Κεφάλαιο διερευνάται στα πλαίσια μερικής ισορροπίας η *αλληλεξάρτηση* των δύο κεντρικών μεταβλητών του προβλήματός μας “ελληνικό εξωτερικό εμπόριο - ισοτιμίες της δραχμής”. Μετά από ένα εισαγωγικό τμήμα περιγραφής των βασικών μεταβλητών μας, εξετάζεται η αλληλεξάρτησή τους σε βραχυχρόνιο επίπεδο. Έτσι, αφού γίνουν οι απαραίτητοι έλεγχοι διαρθρωτικής μεταβολής των παραμέτρων (Chow-tests), ελέγχουμε την αιτιώδη κατά Granger

<sup>1</sup> Επισημαίνεται ότι ο γράφων έχει δημοσιεύσει σε Διεθνές Συνέδριο που έγινε στο Πολυτεχνείο Κρήτης, στα Χανιά, το 1993, στα πλαίσια της θητείας του ως Επίκουρος Καθηγητής στο ΤΕΙ Ηρακλείου και σε συνεργασία με τον Αν.Καθηγητή Δ.Τερζάκη και τον Επ.Καθηγητή Δ.Τσερκέζο, του Πανεπιστημίου Κρήτης, ερευνητική εργασία όπου χρησιμοποιήθηκαν με μεγάλη επιτυχία τα υποδείγματα του Καθηγητού Θ.Γκαμαλέτσου. Terzakis, D, Stamatopoulos, Th., Tserkezos, D. (1993), “Forecasting Stock-Market Expenditures Using the DGLES”, Proceedings of the 6<sup>th</sup> International Symposium “Applied Stochastic Models and Data Analysis”, vol. II, pp. 949-66 editors J.Janssen and C.H.Skiadas, Chania, Crete, May 3-6.

σχέση, των υπόψη μεταβλητών. Η επαλήθευση της αποτελεσματικότητας της συναλλαγματικής πολιτικής προκύπτει από την απόδειξη της *μονόδρομης αιτιότητας κατά Granger από τις ισοτιμίες στα ισοζύγια*. Το Κεφάλαιο ολοκληρώνεται με την ανάλυση συνολοκλήρωσης των μεταβλητών σε μακροχρόνιο επίπεδο. Δεδομένου ότι το ενδιαφέρον μας σε αυτό το Κεφάλαιο εστιάζεται στην αλληλεξάρτηση των μεταβλητών χρησιμοποιούμε εξειδικεύσεις διμεταβλητών υποδειγμάτων διανύσματος αυτοπαλινδρόμησης τόσο στο βραχυχρόνιο όσο και στο μακροχρόνιο επίπεδο, και για τις δύο υποπεριόδους (1983:01-1987:12 και 1988:01-1995:12) του δείγματος.

Η διατριβή κλείνει συνοψίζοντας τα κυριότερα αποτελέσματά της στο Γενικό Συμπέρασμα.

## Κεφάλαιο 1

**Οικονομική Θεμελίωση  
του Μηχανισμού Προσαρμογής  
του Εμπορικού Ισοζυγίου στην Ισορροπία**

## Εισαγωγή.

Η υποτίμηση του εθνικού νομίσματος προκαλεί θεωρητικά, κάτω από ορισμένες προϋποθέσεις, τη βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου. Ακριβώς αυτή τη θεωρητική πρόταση αναλύουμε σε αυτό το Κεφάλαιο, τόσο για το τελικό αποτέλεσμα της υποτίμησης, σε συγκριτική στατική ανάλυση, όσο και για τη δυναμική διαδικασία προσαρμογής των μεταβλητών του εξωτερικού εμπορίου σε ένα νέο σημείο ισορροπίας τους.

Έτσι, στο πρώτο τμήμα παρουσιάζουμε τα κύρια σημεία των οικονομικών υποδειγμάτων ερμηνείας των επιδράσεων της υποτίμησης. Ο βασικός θεωρητικός συλλογισμός ξεκινά από το υπόδειγμα των *Κρίσιμων Ελαστικοτήτων*. Στα πλαίσια της μερικής ισορροπίας τεκμηριώνεται καταρχήν, η συνθήκη για μια πετυχημένη (βελτίωση εμπορικού ισοζυγίου) υποτίμηση, η οποία είναι γνωστή με το όνομα των σπουδαιότερων εμπνευστών της (Marshall 1923, Lerner 1944, Robinson 1947). Σε ένα δεύτερο επίπεδο ανάλυσης, χρησιμοποιείται η διαγραμματική απεικόνιση που θεμελίωσε ο Haberler (1949) για τη διερεύνηση της ευστάθειας της αγοράς συναλλάγματος (εμπορευματικών ροών) και της δυνατότητας πολλαπλών ισορροπιών. Τέλος, για το υπόδειγμα των Κρίσιμων Ελαστικοτήτων, σε ένα τρίτο επίπεδο παρουσιάζεται η ανάλυση του Branson (1983) εμπλουτισμένη με τη μαθηματική εξειδίκευση του Aglietta (1997), για τις επιδράσεις της υποτίμησης ανάλογα τη μορφή εξειδίκευσης ή το μέγεθος της χώρας που υποτιμά την εθνική της νομισματική κυκλοφορία.

Το δεύτερο θεμελιώδες υπόδειγμα ερμηνείας της υποτίμησης που παρουσιάζεται σε αυτό το Κεφάλαιο είναι εκείνο της “Απορρόφησης ή Δαπάνης” (Absorption) του Alexander (1952), ο οποίος σε ένα πλήρες μακροοικονομικό υπόδειγμα τονίζει τις εισοδηματικές επιδράσεις της υποτίμησης, ως σπουδαιότερες των αποτελεσμάτων τιμών και όγκου που προβλέπει η παραδοσιακή θεωρία των ελαστικοτήτων.

Η τρίτη σπουδαία προσέγγιση που έχει απασχολήσει τη σχετική βιβλιογραφία, είναι εκείνη της *Σύνθεσης Ελαστικοτήτων-Απορρόφησης*. Δύο υποδείγματα παρουσιάζονται για αυτήν την προσέγγιση, αφενός του Alexander (1959) και αφετέρου του Tsiang (1961). Στο υπόδειγμα της “σύνθεσης” του Alexander (1959) το τελικό αποτέλεσμα της υποτίμησης αναλύεται σε δύο συνιστώσες. Το Άμεσο



αποτέλεσμα της είναι η θέση των κρίσιμων ελαστικοτήτων, ενώ το Έμμεσο προκύπτει ως απόρροια του Κεϋνσιανού πολλαπλασιαστή εξωτερικού εμπορίου με ανατροφοδοτικά αποτελέσματα. Το υπόδειγμα του Tsiang (1961) είναι ίσως το πληρέστερο μοντέλο “σύνθεσης” ελαστικοτήτων-απορρόφησης, ενσωματώνοντας εξισώσεις δαπανών, εισαγωγών, τιμών, ζήτησης χρήματος και ισοζυγίου πληρωμών.

Στη συνέχεια παρουσιάζεται η *Νομισματική Προσέγγιση του Ισοζυγίου Πληρωμών* (ΝΠΠΠ, Johnson 1972, Mundell 1968, Frenkel and Johnson 1976), η οποία κυριάρχησε στην ακαδημαϊκή σκηνή των διεθνών νομισματικών τις δεκαετίες '60 και '70, αν και πηγάζει από πολύ παλιά, ήδη από τις αναλύσεις του D.Hume (1752). Η υπόψη θεωρία αναφέρεται, αν και δε χρησιμοποιείται στη μετέπειτα οικονομετρική μας διερεύνηση για λόγους που αναφέρονται στις περιοριστικές της υποθέσεις, έτσι ώστε να είναι πληρέστερη η θεωρητική μας παρουσίαση.

Το δεύτερο τμήμα του Κεφαλαίου εξετάζει τη δυναμική της πορείας του εμπορικού ισοζυγίου, ύστερα από τη νομισματική διαταραχή της υποτίμησης του εγχώριου νομίσματος. Το υπόδειγμα της διάσπασης της συνολικής περιόδου αντίδρασης του εμπορικού ισοζυγίου στις υποπεριόδους “Συμβολαίων”, “Αντανάκλασης” και “Προσαρμογής των Ποσοτήτων” του Magee (1973) παρουσιάζεται πρώτα, αφού συνιστά την κύρια θεωρητική ανάλυση αυτής της δυναμικής διαδικασίας. Στη συνέχεια, στη βάση της ανάλυσης του Magee (1973) τεκμηριώνεται το φαινόμενο της καμπύλης  $J$ , η οποία εκφράζει το σύνολο των εμποδίων και των χρονικών υστερήσεων προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου, δεδομένης μιας συναλλαγματικής διαταραχής. Ιδιαίτερη μνεία γίνεται εδώ για τις θέσεις των θεωρητικών των ελαστικοτήτων (Niehans, 1984) και της απορρόφησης (Dornbusch-Krugman, 1976) αναφορικά με την ερμηνεία του φαινομένου της καμπύλης  $J$ .

Τέλος, το Κεφάλαιο ολοκληρώνεται με τις σύγχρονες θεωρητικές θέσεις για τα εμπόδια και τις χρονικές υστερήσεις στην εξισορρόπηση του εμπορικού ισοζυγίου που αναφέρονται στο φαινόμενο “Υστέρησης” (Baldwin, 1988) και σε εκείνο των “Σιωπηρών Συμβολαίων” (Krugman-Baldwin, 1987).

## 1.1 Οι Προσεγγίσεις Μερικής Ισορροπίας των Ελαστικότητων, της Απορρόφησης και η ΝΙΠΠ.

### 1.1.1 Η Παραδοσιακή Θεωρία των Κρίσιμων Ελαστικότητων.

#### 1.1.1α Προϋποθέσεις της Αποτελεσματικής Υποτίμησης: Το Θεώρημα των Κρίσιμων Ελαστικότητων.

Το υπόδειγμα των ελαστικότητων αναπτύχθηκε μετά τον Α΄ Παγκόσμιο Πόλεμο από σπουδαίους οικονομολόγους, όπως οι C.Bickerdike (1920), A.Marshall (1923), A.Lerner (1944), J.Robinson (1936, 39, 47) και L.Metzler (1949)<sup>1</sup>. Οι συγγραφείς αυτοί, στα πλαίσια μερικής στατικής ανάλυσης, θεμελιώνουν ένα υπόδειγμα βραχυχρόνιας ισορροπίας, προσδιορίζοντας την ικανή συνθήκη έτσι ώστε η πολιτική της υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας να είναι αποτελεσματική, δηλαδή να βελτιώνει το Εμπορικό Ισοζύγιο.

Οι υποθέσεις του υποδείγματος (Robinson, 1947), είναι:

- Διερευνώνται οι επιδράσεις της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο.
- Η μέτρηση του υπολοίπου του Εμπορικού Ισοζυγίου γίνεται σε εθνικό νόμισμα.
- Η χώρα που υποτιμά το νόμισμά της αναγγέλλει τις ισοτιμίες με τον έμμεσο τρόπο ( $R$ =μονάδες ξένου συναλλάγματος ανά μονάδα εθνικού νομίσματος).
- Το ποσοστό ( $k$ ) της υποτίμησης ( $\downarrow R$ ) είναι εξ' υποθέσεως πολύ μικρό.

Εκτός από αυτές τις ειδικές υποθέσεις, ολόκληρη η ανάλυση του υποδείγματος στηρίζεται σε μια γενικότερη υπόθεση: “οι μεταβολές της ονομαστικής ισοτιμίας όψεως της εγχώριας κυκλοφορίας αντανακλώνται άμεσα και πλήρως στις τιμές εξαγωγών ( $PX$ ) και εισαγωγών ( $PM$ )”. Η γενική αυτή προϋπόθεση υπονοεί (Bourguinat, 1997)<sup>2</sup> ότι:

- α) Η χώρα που υποτιμά το νόμισμά της βρίσκεται σε επίπεδο ισορροπίας εισοδήματος μικρότερο εκείνου της πλήρους απασχόλησης ( $Y_E < Y_F$ ).

<sup>1</sup>Bickerdike, C.F. (1920), “The Instability of Foreign Exchange”, *Economic Journal*, 30, pp.118-122.

Marshall, A. (1923), “Money, Credit and Commerce”, MacMillan, London.

Lerner, A.P. (1944), “The Economics of Control”, MacMillan, N.Y.

Robinson, J. (1947), “Essays in the Theory of Employment”, Part III, The Foreign Exchanges, MacMillan, Α΄ έκδ. 1936, London.

Metzler, L. (1949), “The Theory of International Trade”, A Survey of Contemporary Economics, H.S.ELLIS, (ed), Philadelphia, pp.210-284.

β) Δεν υφίστανται μηχανισμοί τιμαριθμοποίησης των ονομαστικών μισθών, στις μεταβολές του γενικού επιπέδου των εγχώριων τιμών (ΓΕΤ), έτσι ώστε να μην ευνοείται η δημιουργία φαύλων κύκλων υποτίμησης-πληθωρισμού-υποτίμησης (χρηματική αυταπάτη μισθωτών).

γ) Τα περιθώρια κέρδους των επιχειρήσεων εξωτερικού εμπορίου θεωρούνται ανεξάρτητα των συναλλαγματικών μεταβολών.

Στην ανάλυση χρησιμοποιούνται οι εξής μεταβλητές (Robinson, 1947):

- $e_x$ : ελαστικότητα ξένης ζήτησης για εξαγόμενα προϊόντα, της χώρας που υποτιμά το νόμισμά της.
- $e_M$ : ελαστικότητα εγχώριας ζήτησης για εισαγόμενα στη χώρα που υποτιμά το νόμισμά της.
- $e_x$ : ελαστικότητα εγχώριας προσφοράς εξαγόμενων, της χώρας που υποτιμά το νόμισμά της.
- $e_M$ : ελαστικότητα ξένης προσφοράς εισαγόμενων, στη χώρα που υποτιμά το νόμισμά της.
- $k$ : το ποσοστό υποτίμησης (εξ' υποθέσεως πολύ μικρό).
- $R^-$ : ονομαστική ισοτιμία όψεως πριν την υποτίμηση (έμμεσος τρόπος αναγγελίας).
- $R^+$ : ονομαστική ισοτιμία όψεως μετά την υποτίμηση [ $R^+ = R^-(1-k)$ ].
- $PX$  (PM): εγχώριες τιμές εξαγωγών (εισαγωγών) πριν την υποτίμηση, σε εγχώριο νόμισμα της χώρας που το υποτιμά.
- $\Delta PX$  ( $\Delta PM$ ): η μεταβολή ( $\Delta$ ) της  $PX$  (PM), ως αποτέλεσμα της υποτίμησης.
- $QX$  (QM): όγκος εξαγωγών (εισαγωγών) πριν την υποτίμηση.
- $h$  (f): υποδείκτες σε μεταβλητές τις οποίες εκφράζουν σε εγχώριο (ξένο) νόμισμα, π.χ.  $PX_h$ : τιμές εξαγωγών σε εγχώριο νόμισμα.
- $\bar{Z}$ : η παύλα πάνω στη μεταβλητή  $Z$  σημαίνει ότι αυτή παραμένει σταθερή.
- $\Delta QX$  ( $\Delta QM$ ): η μεταβολή ( $\Delta$ ) της  $QX$  (QM), ως αποτέλεσμα της υποτίμησης.
- $X_h$  ( $M_h$ ): αξία εξαγωγών (εισαγωγών) πριν την υποτίμηση, σε εγχώριο (h) νόμισμα. ( $X_h = PX \cdot QX$ ).
- BT: Καθαρές Εξαγωγές, (Ισοζύγιο Τρεχουσών Συναλλαγών).

<sup>2</sup> Bourguinat, H. (1997), "Finance Internationale", Themis Economie, PUF.

Πριν την υποτίμηση η τιμή των εξαγόμενων, σε ξένο νόμισμα ( $PX_f$ ), δίνεται από την εξίσωση:  $PX_f = PX_h \cdot R^-$ . Μετά την υποτίμηση, η ίδια τιμή, σε εγχώριο νόμισμα, θα είναι:  $PX_h^+ = PX_h^- + \Delta PX_h$ . Επίσης η ισοτιμία δίνεται προφανώς από την εξίσωση  $R^+ = R^- - kR^- = (1-k) R^-$ . Επομένως η τιμή των εξαγόμενων σε ξένο νόμισμα μετά την υποτίμηση θα είναι:  $PX_f^+ = R^-(1-k)(PX_h^- + \Delta PX_h)$ . Κατά συνέπεια, η μεταβολή αυτής της τιμής εξαγωγών ( $\Delta PX_f$ ) εξαιτίας της υποτίμησης θα είναι:  $\Delta PX_f = PX_h R^- - R^-(1-k)(PX_h^- + \Delta PX_h)$  ή

$$(1.1) \quad \Delta PX_f = R^-(kPX_h - \Delta PX_h)$$

θεωρώντας μηδενική την πολύ μικρή ποσότητα  $k\Delta PX_h$  ( $k\Delta PX_h=0$ ).

Αναλογικά εργαζόμενοι για τις εισαγωγές, θα είχαμε:

$$(1.2) \quad \Delta PM_f = R^-(kPM_h - \Delta PM_h)$$

Αντικαθιστώντας τις σχέσεις (1.1) και (1.2) στους ορισμούς των ελαστικοτήτων θα παίρνουμε:

$$\varepsilon_x = \frac{\Delta QX/QX}{\Delta PX_f/PX_f} = \frac{\Delta QX/QX}{R^-(kPX_h - \Delta PX_h)/R^-PX_h}$$

ή

$$(1.3) \quad \varepsilon_x = \frac{\Delta QX \cdot PX_h}{QX(kPX_h - \Delta PX_h)}$$

$$e_x = \frac{\Delta QX/QX}{\Delta PX_h/PX_h}$$

ή

$$(1.4) \quad e_x = \frac{\Delta QX \cdot PX_h}{QX \cdot \Delta PX_h}$$

$$\varepsilon_M = \frac{\Delta QM/QM}{\Delta PM_h/PM_h}$$

ή

$$(1.5) \quad \varepsilon_M = \frac{\Delta QM \cdot PM_h}{QM \cdot \Delta PM_h}$$

$$e_M = \frac{\frac{\Delta QM/QM}{\Delta PM_f/PM_f}}{R^-(kPM_h - \Delta PM_h)/R^- \cdot PM_h} = \frac{\Delta QM/QM}{R^-(kPM_h - \Delta PM_h)/R^- \cdot PM_h}$$

ή

$$(1.6) \quad e_M = \frac{\Delta QM \cdot PM_h}{QM(kPM_h - \Delta PM_h)}$$

Το υπόλοιπο του Εμπορικού Ισοζυγίου πριν την υποτίμηση ( $BT^-$ ) είναι:

$$BT_h^- = QX \cdot PX_h - QM \cdot PM_h.$$

Μετά ( $BT_h^+$ ) την υποτίμηση θα είναι:

$$BT_h^+ = [(QX + \Delta QX)(PX_h + \Delta PX_h)] - [(QM + \Delta QM)(PM_h + \Delta PM_h)].$$

Επομένως η μεταβολή ( $\Delta$ ) του Εμπορικού Ισοζυγίου θα είναι:  $\Delta BT = BT_h^+ - BT_h^-$ .

Από την τελευταία εξίσωση, θεωρώντας ότι  $\Delta QX \cdot \Delta PX_h = \Delta QM \cdot \Delta PM_h = 0$  καταλήγουμε στην (1.7):

$$(1.7) \quad \Delta BT_h = (QX \cdot \Delta PX_h + PX_h \cdot \Delta QX) - (QM \cdot \Delta PM_h + PM_h \cdot \Delta QM)$$

Εισάγοντας στο δεξιό μέλος της (1.7) τις ελαστικότητες (1.3)-(1.6), καταλήγουμε (Robinson, 1947)<sup>3</sup> τελικά στην (1.8):

$$(1.8) \quad \Delta BT_h = k \left[ X_h \frac{\varepsilon_X(1+e_X)}{\varepsilon_X + e_X} - M_h \frac{e_M(1-\varepsilon_M)}{\varepsilon_M + e_M} \right]$$

<sup>3</sup> Robinson, J. (1947), όπου παραπάνω σελ. 142-143.

Υποθέτοντας ότι πριν την υποτίμηση το ισοζύγιο είναι σε ανισορροπία ( $BT_h \neq 0$ ) ενώ οι ελαστικότητες προσφοράς είναι άπειρες ( $e_x = e_M \rightarrow \infty$ ), η (1.8) γίνεται:

$$(1.9) \quad \Delta BT_h = kX_h(\varepsilon_x + \varepsilon_M \frac{M_h}{X_h} - \frac{M_h}{X_h})$$

Η σχέση (1.9) αντανακλά την ικανή συνθήκη βελτίωσης του ισοζυγίου ( $\uparrow BT$ ) μέσω της υποτίμησης, όταν αυτό αρχικά βρίσκεται σε ανισορροπία και οι ελαστικότητες προσφοράς είναι άπειρες. Κάτω από τις συνθήκες αυτές, εάν η ελαστικότητα της ξένης ζήτησης για εγχώρια εξαγόμενα ( $\varepsilon_x$ ) είναι μεγαλύτερη του αρχικού λόγου εισαγωγών προς εξαγωγές ( $M_h/X_h$ ), τότε η υποτίμηση ( $\downarrow R$ ) θα είναι αποτελεσματική ( $\uparrow BT$ ).

Εξάλλου, εάν πριν την υποτίμηση το Εμπορικό Ισοζύγιο βρίσκεται σε ισορροπία ( $BT_h=0$ ) και οι ελαστικότητες προσφοράς παραμένουν άπειρες ( $e_x = e_M \rightarrow \infty$ ), η (1.8) γίνεται:

$$(1.10) \quad \Delta BT_h = kX_h(\varepsilon_x + \varepsilon_M - 1)$$

Από τη σχέση (1.10) προκύπτει το “*Θεώρημα των Κρίσιμων Ελαστικοτήτων*” (Lerner, 1944) ή *Συνθήκη Marshall-Lerner-Robinson* (MLR), η οποία λέει ότι: “*Ικανή συνθήκη, για να βελτιωθεί ένα, αρχικά σε ισορροπία Εμπορικό Ισοζύγιο, μετά τη μικρή υποτίμηση του εθνικού νομίσματος και με δεδομένο ότι οι ελαστικότητες προσφοράς εξαγωγών ( $e_x$ ) και εισαγωγών ( $e_M$ ) θεωρούνται άπειρες, είναι το άθροισμα των ελαστικοτήτων ζήτησης εξαγωγών ( $\varepsilon_x$ ) και εισαγωγών ( $\varepsilon_M$ ) να είναι μεγαλύτερο της μονάδας*”.

Ακολουθώντας τους Byé et de Bernis (1987)<sup>4</sup>, συνοψίζουμε την ανάλυση της Robinson (1947) στους αναλυτικούς Πίνακες 1.1.α για τη μεταβολή των εξαγωγών και 1.1.β γι’αυτήν των εισαγωγών, ως αποτέλεσμα της υποτίμησης ( $\downarrow R$ ).

<sup>4</sup> Bye, M. et G.D. de Bernis (1987), “*Relations Economiques Internationales*”, Dalloz.

Πίνακας 1.1α

Θεωρία Ελαστικότητας: Αποτέλεσμα της Υποτίμησης ( $\downarrow R$ ) στις Εξαγωγές

| ελαστικότητα ζήτησης για εξαγωγές ( $\varepsilon_x$ )  | $\varepsilon_x = 0$   | $0 < \varepsilon_x < 1$  | $\varepsilon_x = 1$                             | $1 < \varepsilon_x < \infty$   | $\varepsilon_x = \infty$                                    |
|--|---|--|---|--|---|
| ελαστικ. Προσφοράς για εξαγωγές ( $e_x$ )              | $\overline{QX}, \overline{PX}_r$                                  | $\eta \uparrow$<br>του $\frac{\Delta X_h}{X_h} \downarrow$<br>όσο $\uparrow e_x$ | $\overline{X}_r$ ενώ<br>$\uparrow X_h (\%) = k$ | $\uparrow X_r$ και<br>$\uparrow X_h (\%) > k$  |   |
| $e_x = 0$  | max $\uparrow X_h$ ανάλογη k                                      |  |   |  |   |
| $\overline{PX}_r, \uparrow X_h = k$                    |   |  |   |  |   |
| $0 < e_x < \infty$                                     |   | $\uparrow X_h$<br>όλο και λιγότερο ανάλογη σε (%) της k                          | για οποιαδήποτε $e_x$                           | $\uparrow X_h (\%)$<br>τόσο $> k$<br>όσο $\uparrow e_x$  | max Αποτέλ. της $\downarrow R$ :<br>$\uparrow X_h = \infty$ |
| $e_x = \infty$   |   |  |   |  |   |
| $\overline{PX}_h \Rightarrow \downarrow PX_r (\%) = k$ |   |  |   |  |   |
| Αποτέλεσμα στο ΒΤ                                      | $\uparrow \text{ΒΤ}$<br>εάν $(\varepsilon_x + \varepsilon_M) > 1$ |  |   | $\uparrow \text{ΒΤ}$<br>αφού ακόμα και αν $\varepsilon_M = 0 \Rightarrow \uparrow M_h (\%) = k$<br>ενώ $\uparrow X_h (\%) > k$ |   |

Πίνακας 1.1β

Θεωρία Ελαστικότητας: Αποτέλεσμα της Υποτίμησης ( $\downarrow R$ ) στις Εισαγωγές

| ελαστικότητα<br>ζήτησης για<br>εισαγωγές<br>( $\epsilon_M$ )<br><br>ελαστικ.<br>προσφοράς<br>για<br>εισαγωγές ( $e_M$ ) | $\epsilon_M = 0$<br><br>$\overline{QM}, \overline{PM}_f$<br>$\uparrow (PM_h, M_h)$<br>σε % = k  | $\epsilon_M < 1$<br><br>$\uparrow M_h$                  | $\epsilon_M = 1$<br><br>$\overline{M}_h$ | $\epsilon_M > 1$<br><br>$\downarrow M_h$             | $\epsilon_M = \infty$<br><br>$M_h = 0$ |
|---|---|---|--|--|--|
| $e_M < \infty$<br>$\downarrow PM_f \Rightarrow$<br>$\uparrow PM_h (\%) < k$   | $\uparrow M_h (\%) = k$   | $\uparrow M_h$<br>τόσο ><br>από k όσο<br>$\uparrow e_M$ |  | $\downarrow M_h$<br>ανάλογη<br>της<br>$\uparrow e_M$ | $M_h = 0$                              |
| $e_M = \infty$<br>$\overline{PM}_f \Rightarrow$<br>$\uparrow PM_h (\%) = k$   |   |   |  |  |  |
| Αποτέλεσμα<br>στο<br>BT   | $\uparrow BT$<br>εάν $\uparrow X_h > \uparrow M_h$<br>Γενικά, εάν $e_x = e_M = \infty$<br>τότε $\uparrow \downarrow BT$ εφόσον<br>$\epsilon_x + \epsilon_M > 1$ |   | $\uparrow BT$                            |  |  |



### 1.1.1β Διαγραμματική Προσέγγιση των Επιδράσεων της Υποτίμησης.

Οι επιδράσεις της υποτίμησης και ειδικότερα η συνθήκη MLR μπορούν να διερευνηθούν διαμέσου της λεγόμενης “Διαγραμματικής Προσέγγισης” η οποία οφείλεται στον Haberler (1949)<sup>5</sup>.

Σε αυτή την παράγραφο, πάντα στα πλαίσια της μερικής ισορροπίας, παρουσιάζουμε, με βάση τη διαγραμματική ανάλυση του Haberler (1949) στην οποία κάνουμε σύντομη αναφορά, καταρχήν τη δυνατότητα πολλαπλών ισορροπιών της αγοράς συναλλάγματος [π.χ. Πουρναράκης (1981), Gandolfo (1995)]<sup>6</sup> και έπειτα τις επιδράσεις της υποτίμησης ανάλογα με τη μορφή της εξειδίκευσης ή το μέγεθος της χώρας [Branson (1983), Aglietta (1997)]<sup>7</sup>. Με άλλα λόγια παρακάτω αναλύουμε την άμεση επίδραση της υποτίμησης στις σχετικές τιμές των αγαθών, χρησιμοποιώντας αφενός ως εργαλείο ανάλυσης τη διαγραμματική απεικόνιση και αφετέρου ως κριτήρια τόσο τη δυνατότητα πολλαπλών ισορροπιών της αγοράς συναλλάγματος για εμπορευματικές συναλλαγές (Ισοζύγιο Τρεχουσών Συναλλαγών, στο εξεταζόμενο υπόδειγμα των ελαστικότητας), όσο και τη μορφή εξειδίκευσης ή το μέγεθος της χώρας που υποτιμά το νόμισμά της.

Το Διάγραμμα 1.1 (Haberler, 1949) έχει κατασκευαστεί έτσι ώστε να ικανοποιούνται οι προϋποθέσεις εξαγωγής της συνθήκης MLR (σχέση 1.10), δηλαδή  $BT_h^- = 0$  και ελαστικότητες προσφοράς για εξαγωγές και εισαγωγές ίσες με το άπειρο ( $e_X = e_M = \infty$ ).

<sup>5</sup> Haberler, G. (1949), “The Market for Foreign Exchange and the Stability of the Balance of Payments: A Theoretical Analysis”, *Kyklos* 3.

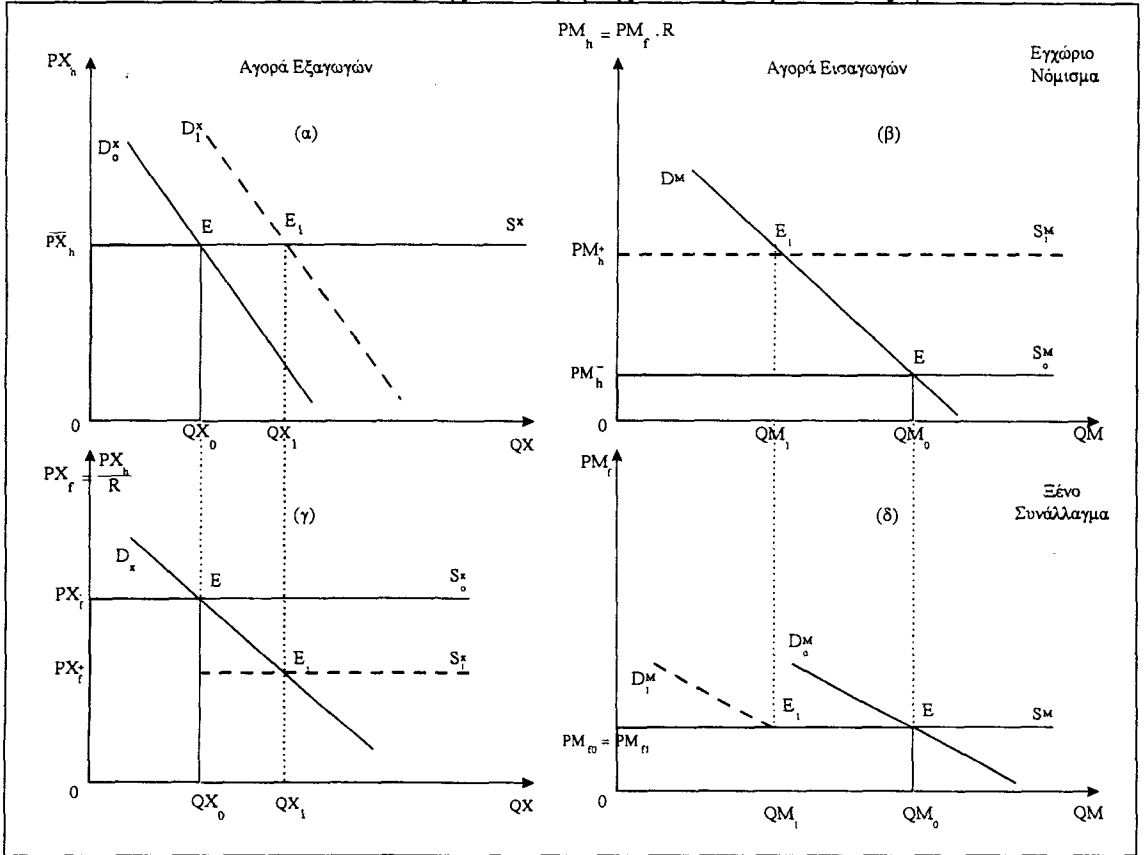
<sup>6</sup> Πουρναράκης, Ε. (1981), “Διεθνείς Οικονομικές Σχέσεις”, Παπαζήσης, Αθήνα.

Gandolfo G. (1995), “*International Economics II*”, 2<sup>nd</sup> Edition, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg

<sup>7</sup> Branson, W.H. (1983), “Economic Structure and Policy for External Balance”, *I.M.F. Staff Papers*, 30, no1.

Aglietta, M. (1997), “*Macro-Economie Internationale*”, Montchrestien, Paris, France.

**Διάγραμμα 1.1**  
**Άμεση Επίδραση της Υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο**



Πηγή: Haberler (1949).

Τα Διαγράμματα 1.1α και 1.1β αναφέρονται στις, σε εγχώριο νόμισμα, αγορές εξαγωγών και εισαγωγών αντίστοιχα, της ημεδαπής που υποτιμά το νόμισμά της, ενώ τα 1.1γ και 1.1δ στις ίδιες αντίστοιχα αγορές αλλά σε ξένο συναλλάγμα. Τα σύμβολα που χρησιμοποιούνται έχουν ήδη ορισθεί παραπάνω, με μόνη διαφορά την ισοτιμία που εδώ αναγγέλεται άμεσα (μονάδες εγχώριου νομίσματος ανά μονάδα ξένου).

Η αρχική (πριν την υποτίμηση) κατάσταση ισορροπίας του Εμπορικού Ισοζυγίου εκφράζεται από τα σημεία  $E$  των Διαγραμμάτων είτε 1.1α και 1.1β όταν αυτή μετράται σε εγχώριο νόμισμα ( $BT_h^- = 0$  ή  $X_h = M_h$  ή  $0 \cdot P\bar{X}_h \cdot 0 \cdot QX_0 = 0 \cdot PM_h^- \cdot 0 \cdot QM_0$ )<sup>8</sup> είτε 1.1γ και 1.1δ, όταν το ίδιο εκφράζεται σε ξένο νόμισμα ( $BT_f^- = 0$  ή  $X_f = M_f$  ή  $PX_f^- \cdot 0 \cdot QX_0 = \bar{PM}_f \cdot 0 \cdot QM_0$ ). Μετά την υποτίμηση τα σημεία

<sup>8</sup> Υπενθυμίζεται ότι η ανάλυση της Robinson (1947) αναφέρεται σ' αυτήν την περίπτωση, δηλαδή στην περίπτωση αρχικά ισορροπημένου Εμπορικού Ισοζυγίου ή Ισοζυγίου Τρεχουσών Συναλλαγών (Καθαρές Εξαγωγές).

ισορροπίας στις αγορές εξαγωγών και εισαγωγών είναι τα  $E_1$ . Ειδικότερα, στην αγορά εξαγωγών η τιμή των εξαγωγών σε εγχώριο νόμισμα ( $PX_h$ ) δεν μεταβάλλεται. Αντίθετα, η αντίστοιχη τιμή σε συνάλλαγμα ( $PX_f$ ) αλλάζει αφού είναι συνάρτηση της ισοτιμίας ( $R$ ) που αυξάνεται με την υποτίμηση. Έτσι ενώ στο 1.1α έχουμε σταθερές τιμές εξαγωγών σε εγχώριο νόμισμα ( $\overline{PX}_h$ ), στο 1.1γ  $PX_f^-$  ή ( $= PX_h / R^-$ ) μειώνεται στην  $PX_f^+ (= PX_h / R^+)$ , αφού  $R^+ = R^- + k R^-$ .

Αυτή η μείωση της τιμής εξαγωγών σε ξένο νόμισμα ( $\downarrow PX_f$ ) που ισοδυναμεί με παράλληλη μετατόπιση της καμπύλης προσφοράς εξαγωγών ( $S^X$ ) από τη θέση  $S_0^X$  στη  $S_1^X$ , θα αυξήσει τη ζητούμενη ποσότητα εξαγωγών σε  $QX_1$  (Διάγραμμα 1.1γ). Η αυξημένη ζητούμενη ποσότητα εξαγωγών με σταθερή την εγχώρια τιμή τους ( $\overline{PX}_h$ ) ισοδυναμεί με μετατόπιση της  $D_0^X$  στη θέση  $D_1^X$  του Διαγράμματος 1.1α. Από αυτό το Διάγραμμα παρατηρείται ότι μετά την υποτίμηση, *ceteris paribus*, οι εισπράξεις από εξαγωγές σε εγχώριο νόμισμα αυξάνουν<sup>9</sup> ( $X_h^+ > X_h^-$ ) λόγω της μεγαλύτερης ζητούμενης ποσότητας. Αντίθετα, οι εξαγωγικές εισπράξεις σε συνάλλαγμα ( $X_f^+$ ) εξαρτώνται από την ελαστικότητα ζήτησης για εξαγωγές ( $\epsilon_X$ ), αφού η ελαστικότητα προσφοράς εξαγωγών ( $\epsilon_X$ ), εδώ, θεωρείται άπειρη. Έτσι, είναι προφανές ότι αυτές ( $X_f^+$ ) αυξάνουν, παραμένουν σταθερές ή μειώνονται ανάλογα αν η ξένη ζήτηση για εγχώριες εξαγωγές είναι ελαστική, μοναδιαίας ελαστικότητας ή ανελαστική ( $\epsilon_X > 1$ ,  $\epsilon_X = 1$ ,  $\epsilon_X < 1$ , αντίστοιχα) στο τόξο  $EE_1$  (που ορίζεται από τις  $PX_f^+$  και  $PX_f^-$ ) της καμπύλης  $D^X$  (Διάγραμμα 1.1γ), κατά μήκος της οποίας κινούνται οι ξένοι καταναλωτές μετά την υποτίμηση.

Ανάλογα ισχύουν για την αγορά εισαγωγών. Μετά την υποτίμηση, η τιμή των εισαγωγών σε ξένο νόμισμα παραμένει σταθερή ( $\overline{PM}_f$ , Διάγραμμα 1.1δ) αλλά σε εγχώριο νόμισμα αυξάνει (αφού  $R^+ > R^-$ ), κάτι που ισοδυναμεί με μετατόπιση της καμπύλης προσφοράς εισαγωγών από τη θέση  $S_0^M$  στην  $S_1^M$  του Διαγράμματος 1.1β. Κατά συνέπεια, οι εγχώριοι καταναλωτές των εισαγόμενων, κινούμενοι από το  $E$  προς το  $E_1$  κατά μήκος της καμπύλης ζήτησης για εισαγόμενα ( $D^M$ ), μειώνουν τη ζητούμενη ποσότητα από  $QM_0$  σε  $QM_1$ . Το τελευταίο ισοδυναμεί με μετατόπιση της

<sup>9</sup> Εκτός από την περίπτωση που η ζήτηση εξαγωγών ( $D^X$ ) των ξένων καταναλωτών είναι τέλεια ανελαστική ( $\epsilon_X=0$ ).

καμπύλης ζήτησης για εισαγωγές από τη θέση  $D_0^M$  στη θέση  $D_1^M$  της αγοράς εισαγωγών σε ξένο νόμισμα (Διάγραμμα 1.1δ).

Κατά συνέπεια, η δαπάνη για εισαγωγές σε συνάλλαγμα μειώνεται<sup>10</sup> μετά την υποτίμηση ( $M_f^+ < M_f^-$ ), αφού μειώνεται η ζητούμενη ποσότητα. Αντίθετα η δαπάνη για εισαγωγές σε εγχώριο νόμισμα, μετά την υποτίμηση ( $M_h^+$ ) εξαρτάται από την ελαστικότητα της εγχώριας ζήτησης για εισαγωγές ( $\epsilon_M$ ), αφού η ελαστικότητα προσφοράς τους ( $\epsilon_M$ ) θεωρείται άπειρη. Κάτω από αυτές τις συνθήκες, είναι αυτονόητο ότι αν η εγχώρια ζήτηση για ξένα εισαγόμενα (καμπύλη  $D^M$  του Διαγράμματος 1.1β) είναι ελαστική, μοναδιαίας ελαστικότητας ή ανελαστική, τότε η δαπάνη για εισαγωγές σε εγχώριο νόμισμα θα μειωθεί, θα παραμείνει σταθερή ή θα αυξηθεί, αντίστοιχα.

Συμπερασματικά, από τα παραπάνω βλέπουμε ότι εάν το άθροισμα των ελαστικοτήτων ζήτησης για εξαγωγές ( $\epsilon_X$ , Διάγραμμα 1.1γ) και ζήτησης για εισαγωγές ( $\epsilon_M$ , Διαγράμματος 1.1β) είναι μεγαλύτερο της μονάδας, τότε η υποτίμηση θα είναι αποτελεσματική για τη βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου, όταν αυτό μετράται σε εγχώριο νόμισμα (επαλήθευση της συνθήκης MLR, σχέση 1.10).

Η θεωρία των ελαστικοτήτων εστιάζει την προσοχή της στο Εμπορικό Ισοζύγιο ή Καθαρές Εξαγωγές, το οποίο με την προϋπόθεση των μηδενικών ροών μονομερών μεταβιβάσεων μπορεί να εξομειωθεί με εκείνο του Ισοζυγίου Τρεχουσών Συναλλαγών. Σε αυτό, η ζήτηση και η προσφορά συναλλάγματος ( $D^{ex}$ ,  $S^{ex}$ ) μεταφράζει τη συνολική δαπάνη και τις εισπράξεις για εμπορευματικές πληρωμές για εισαγωγές και για έσοδα από εξαγωγές, αντίστοιχα. Με άλλα λόγια, σε αυτήν την περίπτωση, οι δυνάμεις της αγοράς συναλλάγματος ( $D^{ex}$ ,  $S^{ex}$ ) είναι “παράγωγες” της ζήτησης για εισαγωγές ( $D^M$ ) και της ζήτησης για εξαγωγές ( $D^X$ ), αντίστοιχα.

Θεωρώντας (Gandolfo 1995) ως ερμηνευτική μεταβλητή των  $D^{ex}$  και  $S^{ex}$  αποκλειστικά την ονομαστική ισοτιμία όψεως ( $R$ ), η αγορά συναλλάγματος<sup>11</sup> γράφεται:

<sup>10</sup> Εκτός από την περίπτωση της τέλεια ανελαστικής εγχώριας ζήτησης (της χώρας που υποτιμά) για εισαγωγές ( $\epsilon_M=0$ ).

<sup>11</sup> Με τους γνωστούς συμβολισμούς.

$$\begin{aligned}
 (1.11) \quad D^{ex}(R) &= QD^{ex} \cdot R \\
 S^{ex}(R) &= QS^{ex} \cdot R, \\
 QD^{ex}(R) &= \overline{PM}_f \cdot QM(R) \\
 QS^{ex}(R) &= (\overline{PX}_h / R) \cdot QX(R)
 \end{aligned}$$

όπου:

$D^{ex} (S^{ex})$ : ζήτηση (προσφορά) συναλλάγματος για εμπορευματικές πληρωμές.

$QD^{ex} (QS^{ex})$ : ζητούμενη (προσφερόμενη) ποσότητα του ίδιου συναλλάγματος.

Για την ισορροπία της αγοράς συναλλάγματος απαιτείται, όπως σε κάθε αγορά, η εξίσωση της ζήτησης με την προσφορά, κάτι που γράφεται ως εξής:

$$D^{ex} = S^{ex} \text{ ή } QD^{ex} = QS^{ex} = Q_E^{ex} \text{ στην } R_E \text{ ή } \overline{PM}_f \cdot QM(R) = (\overline{PX}_h / R) \cdot QX(R) \text{ ή}$$

$$(1.12) \quad \overline{PM}_f \cdot R \cdot QM(R) = \overline{PX}_h \cdot QX(R)$$

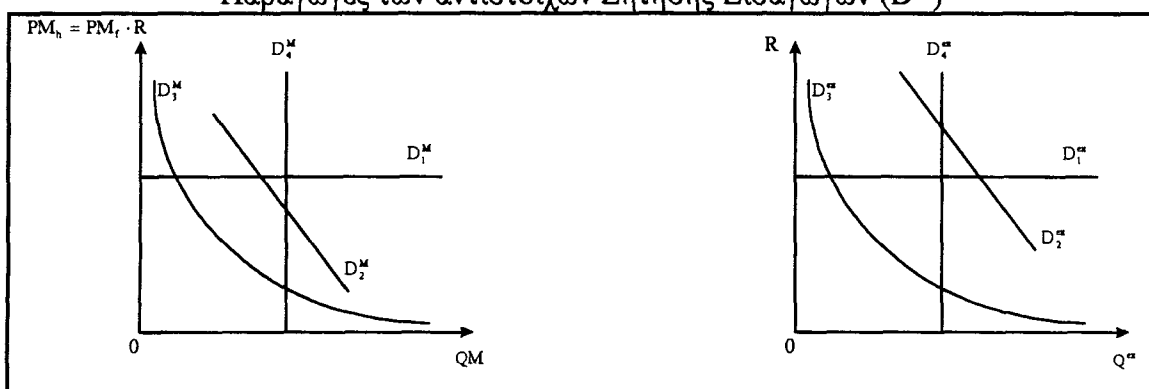
Αλλά η σχέση (1.12) εκφράζει το Εμπορικό Ισοζύγιο σε εγχώριο νόμισμα, κάτι που μεταφράζει το γεγονός ότι η ισορροπία της αγοράς συναλλάγματος συμπίπτει μ'αυτήν του Εμπορικού Ισοζυγίου. Έτσι, μια υπερβάλλουσα ζήτηση (προσφορά) συναλλάγματος είναι ισοδύναμη έννοια με το ελλειμματικό (πλεονασματικό) Εμπορικό Ισοζύγιο. Κάτω από τις υποθέσεις του υποδείγματος των ελαστικοτήτων, αφού οι καμπύλες ζήτησης και προσφοράς συναλλάγματος παρουσιάζουν, όπως είδαμε, την ιδιαιτερότητα να είναι παράγωγες των αντίστοιχων καμπυλών ζήτησης εισαγωγών και ζήτησης εξαγωγών, προκύπτει αβίαστα ότι η συναρτησιακή μορφή τους θα είναι ανάλογη εκείνων της ζήτησης στις αγορές εισαγωγών και εξαγωγών αγαθών.

Ειδικότερα, εφόσον η καμπύλη εγχώριας ζήτησης εισαγωγών ( $D^M$ , Διάγραμμα 1.1β) εξαρτάται από την ελαστικότητα ζήτησης εισαγωγών ως προς την ισοτιμία ( $\varepsilon_R^M$ ) και δεδομένου ότι η τιμή των εισαγωγών σε εγχώριο νόμισμα ισούται με τη σταθερή τιμή σε ξένο συνάλλαγμα επί την ισοτιμία ( $PM_h = \overline{PM}_f \cdot R$ ), είναι πρόδηλο ότι η μορφή της καμπύλης ζήτησης συναλλάγματος ( $D^{ex}$ ) θα είναι ανάλογη της καμπύλης ζήτησης για εισαγωγές ( $D^M$ ). Με βάση την υπόθεση ότι οι καμπύλες ζήτησης εισαγωγών ( $D^M$ ) και ζήτησης εξαγωγών ( $D^X$ ) έχουν ορθόδοξη μορφή

(φθίνουσες συναρτήσεις των τιμών), μια ελαστική, μοναδιαίας ελαστικότητας ή ανελαστική καμπύλη ζήτησης εισαγωγών θα αντανakλά εξίσου ελαστική, μοναδιαίας ελαστικότητας ή ανελαστική καμπύλη ζήτησης συναλλάγματος (Διάγραμμα 1.2).

Πρόβλημα όμως εμφανίζεται στην καμπύλη προσφοράς συναλλάγματος ( $S^{ex}$ ) η μορφή της οποίας μπορεί να είναι ακόμα και μη ορθόδοξη, δηλαδή αρνητικής κλίσης, εάν η ζήτηση εξαγωγών ( $D^X$ ) δεν είναι ελαστική.

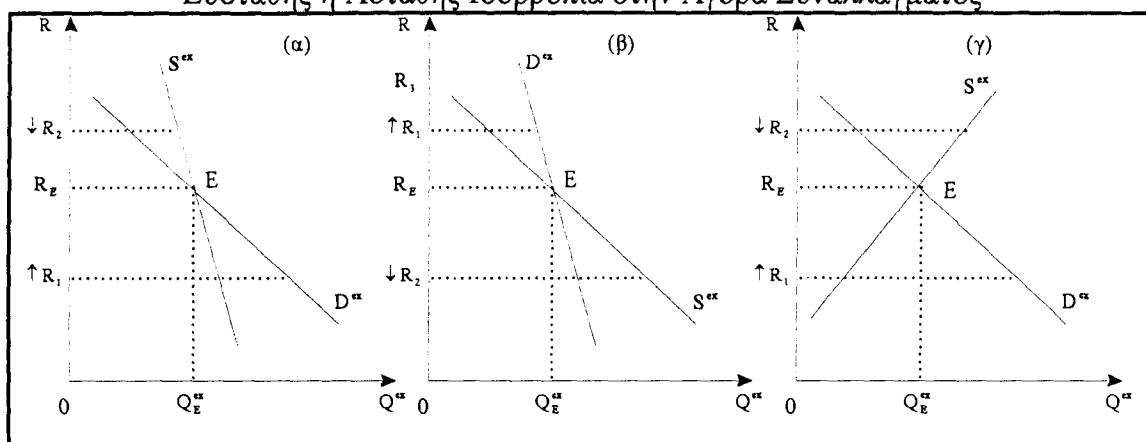
**Διάγραμμα 1.2**  
Μορφές Καμπυλών Ζήτησης Συναλλάγματος ( $D^{ex}$ )  
Παράγωγες των αντίστοιχων Ζήτησης Εισαγωγών ( $D^M$ )



Δεδομένης της ορθόδοξης μορφής της καμπύλης ζήτησης συναλλάγματος ( $D^{ex}$ ), διακρίνουμε δύο περιπτώσεις για τη μορφή της καμπύλης της προσφοράς συναλλάγματος ( $S^{ex}$ ), αναφορικά με τις επιπτώσεις τους στην *ευστάθεια της αγοράς*.

Πρώτον, εάν η ορθόδοξης μορφής καμπύλη ζήτησης για εξαγωγές ( $D^X$ ) είναι *συνέχεια* ελαστική ή ανελαστική, τότε και η καμπύλη προσφοράς συναλλάγματος ( $S^{ex}$ ) θα είναι γνησίως αύξουσα ή φθίνουσα της ισοτιμίας ( $R$ ), αντίστοιχα (Διάγραμμα 1.3).

**Διάγραμμα 1.3**  
Ευσταθής ή Ασταθής Ισορροπία στην Αγορά Συναλλάγματος



Δεύτερον, στην “κανονική περίπτωση” μιας καμπύλης ζήτησης εξαγωγών ( $D^X$ ), η οποία παρουσιάζει ελαστικότητα *πότε μεγαλύτερη και πότε μικρότερη* της μονάδας, τότε και τα συνολικά έσοδα από εξαγωγές, ανάλογα, *πότε θα αυξάνουν και πότε θα μειώνονται* με την υποτίμηση. Κατά συνέπεια, σε αυτήν την περίπτωση, η συνεχής καμπύλη προσφοράς συναλλάγματος ( $S^{sx}$ ) παρουσιάζει εναλλαγές στην κλίση της ανάλογα με την ελαστικότητα ζήτησης για εξαγωγές ( $\epsilon_x$ ).

Έτσι, για τη συνεχή συνάρτηση προσφοράς συναλλάγματος  $S^{sx}=S(R)$ , με

$$s' = \frac{\partial S^{sx}}{\partial R}, \text{ θα έχουμε:}$$

|     |                                 |               |                         |      |   |
|-----|---------------------------------|---------------|-------------------------|------|---|
| εάν | $\epsilon_x=0$                  | $\Rightarrow$ | $s' < 0$                | δηλ. | $\uparrow R \Rightarrow \downarrow PX_f \text{ με } \overline{QX}: \downarrow X_f$  |
| εάν | $0 < \epsilon_x < 1$            | $\Rightarrow$ | $s' < 0$                | δηλ. | $\uparrow R \Rightarrow \downarrow PX_f > \uparrow QX: \downarrow X_f$  |
| εάν | $\epsilon_x=1$                  | $\Rightarrow$ | $s'=0$                  | δηλ. | $\uparrow R \Rightarrow \downarrow PX_f = \uparrow QX: \overline{X}_f$  |
| εάν | $1 < \epsilon_x < \infty$       | $\Rightarrow$ | $s' > 0$                | δηλ. | $\uparrow R \Rightarrow \downarrow PX_f < \uparrow QX: \uparrow X_f$  |
| εάν | $\epsilon_x \rightarrow \infty$ | $\Rightarrow$ | $s' \rightarrow \infty$ | δηλ. | $\uparrow R \Rightarrow \downarrow PX_f \text{ με } \uparrow QX \rightarrow \infty:$<br>$\uparrow X_f \rightarrow \infty$ |

Για τη Διαγραμματική Ανάλυση της Ευστάθειας της αγοράς συναλλάγματος σε κάθε μία από τις παραπάνω δύο περιπτώσεις υποθέτουμε ότι:

α) Ισχύει καθεστώς μεταβλητών συναλλαγματικών ισοτιμιών (ΜΣΙ) χωρίς καμία παρέμβαση από την Κεντρική Τράπεζα.

β) Ο μηχανισμός λειτουργίας της αγοράς συναλλάγματος είναι *αποτελεσματικός*, με την έννοια ότι η υπερβάλλουσα ζήτηση προκαλεί τάση ανόδου της ισοτιμίας και αντίστροφα.

γ) Οι καμπύλες ζήτησης εισαγωγών και ζήτησης εξαγωγών είναι *σταθερές* με ελαστικότητα *συνέχεια* μεγαλύτερη ή μικρότερη της μονάδας.

Η παραπάνω πρώτη μορφή της αγοράς συναλλάγματος (ορθόδοξη  $D^{ex}$  ενώ η καμπύλη  $S^{ex}$  είναι συνέχεια είτε αύξουσα είτε φθίνουσα) παρουσιάζεται στο Διάγραμμα 1.3, με τις τρεις υποπεριπτώσεις της. Από το Διάγραμμα 1.3 παρατηρείται ότι μόνο η περίπτωση β (Διάγραμμα 1.3β) αντανακλά “ασταθή αγορά συναλλάγματος”, αφού στην  $R_1$ , όπου η  $D^{ex} > S^{ex}$ , υπάρχει τάση περαιτέρω υποτίμησης ( $\uparrow R$  σε έστω  $R_3 > R_1$ ) του εθνικού νομίσματος και έτσι επέκταση του μεγέθους της ανισορροπίας της αγοράς. Το Διάγραμμα 1.3β δηλαδή, μεταφράζει μια κατάσταση αγοράς συναλλάγματος που δεν αυτο-εκκαθαρίζεται ή κατά την οποία, από μια αρχική κατάσταση ανισορροπίας, οι δυνάμεις της αγοράς πιέζουν προς την αντίθετη κατεύθυνση από το σημείο E, όπου εξισώνεται η ζήτηση με την προσφορά συναλλάγματος.

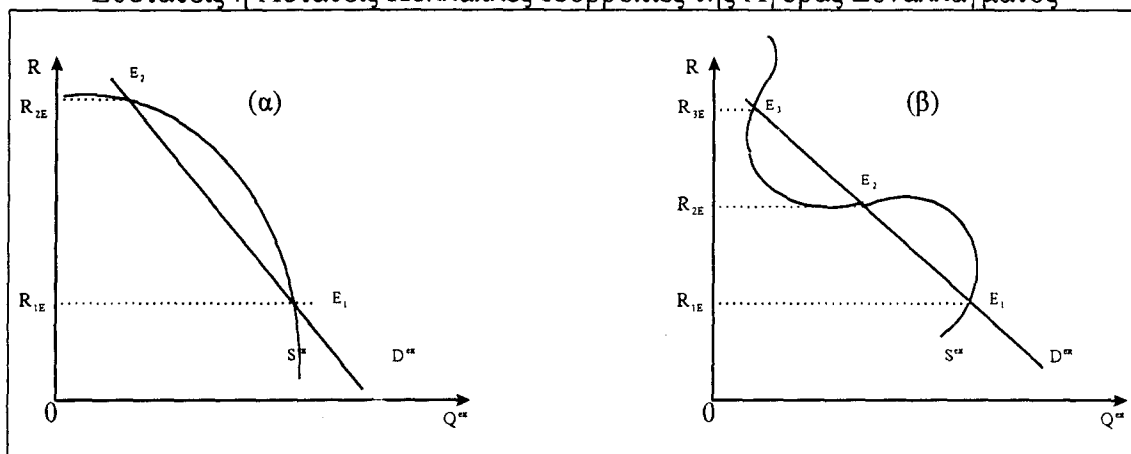
Συνοψίζοντας για την περίπτωση της αγοράς συναλλάγματος “*παράγωγης*” εμπορευματικών συναλλαγών, η οποία εκφράζεται από το σύνολο των υποθέσεων που αντανακλώνται στο Διάγραμμα 1.3, διαπιστώνεται ότι αυτή είναι *ασταθής* μόνο στην περίπτωση όπου η κλίση της φθίνουσας καμπύλης ( $S^{ex}$ ) προσφοράς συναλλάγματος είναι μεγαλύτερη της ορθόδοξης  $D^{ex}$ .

Η δεύτερη περίπτωση, κατά την οποία η αγορά συναλλάγματος συνίσταται από μια ορθόδοξη μεν καμπύλη  $D^{ex}$  αλλά μια καμπύλη  $S^{ex}$  με εναλλασσόμενη κλίση, οδηγεί σε *πολλαπλές ισορροπίες*, οι οποίες επίσης εναλλάσσονται από ευσταθείς σε ασταθείς και αντίστροφα. Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, η εναλλασσόμενη κλίση της καμπύλης προσφοράς συναλλάγματος ( $S^{ex}$ ) μεταφράζει μια κανονική καμπύλη ζήτησης για εξαγωγές ( $D^X$ ), η οποία σε ένα τμήμα της είναι ελαστική και σε άλλο ανελαστική. Στο Διάγραμμα 1.4 (Gandolfo, 1995) απεικονίζονται δύο από τις δυνατές περιπτώσεις μορφών της αγοράς συναλλάγματος κάτω από αυτές τις υποθέσεις.



### Διάγραμμα 1.4

Ευσταθείς ή Ασταθείς Πολλαπλές Ισορροπίες της Αγοράς Συναλλάγματος



Το Διάγραμμα 1.4α παρουσιάζει μια καμπύλη προσφοράς συναλλάγματος, η οποία αφενός αντανακλά μια καμπύλη ζήτησης εξαγωγών κατ'αρχήν ελαστική και αργότερα, αυξανομένης της ισοτιμίας, ανελαστική και αφετέρου τέμνει την καμπύλη ζήτησης συναλλάγματος στα σημεία ισορροπίας της αγοράς  $E_1$  και  $E_2$ . Το  $E_1$  είναι σημείο *ευσταθούς* ισορροπίας, αφού π.χ. για  $R < R_1$  υπάρχει υπερβάλλουσα ζήτηση συναλλάγματος και επομένως η ισοτιμία τείνει προς το ύψος ισορροπίας της το  $R_{1E}$  (και αντίστροφα). Αντίθετα, το  $E_2$  είναι σημείο *ασταθούς* ισορροπίας, αφού, για  $R > R_{2E}$ , η  $S^{ex} < D^{ex}$  πέζει για  $\downarrow \uparrow R$  και κατά συνέπεια απομάκρυνση από το σημείο ισορροπίας  $E_2$ .

Για τους ίδιους λόγους στο Διάγραμμα 1.4β τα σημεία  $E_1$  και  $E_3$  εκφράζουν *ευσταθή* ισορροπία της αγοράς συναλλάγματος, ενώ το  $E_2$  *ασταθή*. Αυτή η δεύτερη περίπτωση ιδιαίτερης μορφής της καμπύλης προσφοράς συναλλάγματος (εναλλασσόμενης κλίσης), η οποία μπορεί να οδηγήσει την αγορά σε πολλαπλές ισορροπίες, χρησιμοποιείται από πολλούς ως επιχειρήμα υπέρ του καθεστώτος των ελεύθερα μεταβλητών συναλλαγματικών ισοτιμιών (ΜΣΙ). Οι υποστηρικτές των ΜΣΙ ισχυρίζονται ότι ακόμα και εάν η αγορά χαρακτηρίζεται από αρχικό σημείο ασταθούς ισορροπίας (όπως το  $E_2$  του Διαγράμματος 1.4β), η ανταγωνιστική λειτουργία της θα την οδηγεί σε κάποιο σταθερό σημείο όπως τα  $E_1$  ή  $E_3$ . Αυτό βέβαια μπορεί να αληθεύει μόνο στο βαθμό που ένα ασταθές σημείο ισορροπίας ( $E_2$  του Διαγράμματος 1.4β) συγκλίνει όταν μεταβάλλεται το σύστημα προς ένα σταθερό ( $E_1$  ή  $E_3$ ) σημείο. Κατά συνέπεια, ολόκληρη η φιλολογία επιλογής διεθνούς νομισματικού συστήματος

ανάμεσα σε σταθερές συναλλαγματικές ισοτιμίες (ΣΣΙ) και μεταβλητές (ΜΣΙ) εξαρτάται από το εάν ένα ασταθές σημείο ισορροπίας τείνει προς ένα σταθερό.

Είναι αξιοσημείωτη η αντιπαράθεση μεταξύ των Bhagwati and Johnson (1960, 1961)<sup>12</sup> και του Sohmen (1961)<sup>13</sup> γι' αυτό το θέμα. Οι δύο πρώτοι συγγραφείς αποδεικνύουν ότι όταν οι ελαστικότητες δεν είναι αρκετά υψηλές για να ικανοποιείται η συνθήκη MLR και, επομένως, η διεθνής ισορροπία είναι ασταθής, υπάρχει τουλάχιστον μια θέση ευσταθούς ισορροπίας τόσο πάνω όσο και κάτω από αυτήν. Η βασική κριτική του Sohmen (1961) κατά του συστήματος των ελεύθερα μεταβλητών συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι ότι η αστάθεια σε αυτή την περίπτωση της αγοράς συναλλάγματος δεν είναι *στατική*. Επομένως, η δυναμική εξέλιξης της αγοράς είναι δυνατό να μην οδηγήει από ασταθές σε ευσταθές σημείο ισορροπίας.

### 1.1.1γ **Επιδράσεις της Υποτίμησης ανάλογα το Μέγεθος Χώρας ή τη Μορφή Εξειδίκευσης της Οικονομίας.**

Είδαμε παραπάνω ότι η αποτελεσματικότητα της υποτίμησης στη βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου επηρεάζεται σημαντικά από τη δυνατότητα πολλαπλών ισορροπιών στην αγορά συναλλάγματος, η οποία με τη σειρά της εξαρτάται από τη μορφή των καμπυλών συναλλάγματος (κυρίως της  $S^X$ ) που εδώ είναι *παράγωγες* των εμπορευματικών ροών ζήτησης εισαγωγών και εξαγωγών.

Εκτός των *πολλαπλών ισορροπιών*, η αποτελεσματικότητα της πολιτικής υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας εξαρτάται σημαντικά και από τη *μορφή της εξειδίκευσης* ή το *μέγεθος της χώρας* που υποτιμά το νόμισμά της, με στόχο τη διόρθωση της ανισορροπίας στον εξωτερικό της τομέα. Με βάση τη διαγραμματική προσέγγιση της θεωρίας των ελαστικότητας (Haberler, 1949) παρουσιάζουμε σύντομα σε αυτή την παράγραφο την ανάλυση του Branson (1983)<sup>14</sup> για τις επιδράσεις της υποτίμησης στους όρους εμπορίου (PX/PM) και το Εμπορικό

<sup>12</sup> Bhagwati, J. and Johnson, H.G. (1960), "Notes on Some Controversies in the Theory of International Trade", *The Economic Journal*, vol.70.

Bhagwati, J. and Johnson, H.G. (1961), "Notes on Some Controversies in the Theory of International Trade: Rejoinder", *The Economic Journal*, vol.71.

<sup>13</sup> Sohmen E. (1961), "Notes on Some Controversies in the Theory of International Trade: A Comment", *The Economic Journal*, vol.71.

<sup>14</sup> Branson, W.H. (1983), "Economic Structure and Policy for External Balance", *I.M.F. Staff Papers*, vol30.

Ισοζύγιο (BT), ως συνάρτηση του μεγέθους της υπόψη χώρας, χρησιμοποιώντας ως επιπλέον εργαλείο τη μαθηματική εξειδίκευση που ακολουθεί ο Aglietta (1997)<sup>15</sup>.

Έτσι στα πλαίσια της Κεϋνσιανής ανάλυσης μερικής ισορροπίας, για δεδομένο εθνικό εισόδημα και εγχώρια δαπάνη, και δεδομένου ότι προσφορά και ζήτηση εξαγωγών και εισαγωγών εξαρτώνται μόνο από τις τιμές, οι δύο αυτές αγορές ορίζονται ως εξής:

#### Αγορά Εισαγωγών

|                                       |           |                                     |
|---------------------------------------|-----------|-------------------------------------|
| $QM^d = md(R \cdot PM_f)$ ,           | $md' < 0$ | συνάρτηση ζήτησης εισαγωγών         |
| $QM^s = ms(PM_f)$                     | $ms' > 0$ | συνάρτηση προσφοράς εισαγωγών       |
| $QM^d(R \cdot PM_f) - QM^s(PM_f) = 0$ |           | συνθήκη ισορροπίας αγοράς εισαγωγών |

#### Αγορά Εξαγωγών

|                                 |           |                                    |
|---------------------------------|-----------|------------------------------------|
| $QX^d = xd(PX_h/R)$ ,           | $xd' < 0$ | συνάρτηση ζήτησης εξαγωγών         |
| $QX^s = xs(PX_h)$               | $xs' > 0$ | συνάρτηση προσφοράς εξαγωγών       |
| $QX^d(PX_h/R) - QX^s(PX_h) = 0$ |           | συνθήκη ισορροπίας αγοράς εξαγωγών |

Κατά συνέπεια, η ονομαστική αξία του υπολοίπου του Εμπορικού Ισοζυγίου, σε εγχώριο νόμισμα, προκύπτει από την ισορροπία των δύο αγορών, δηλαδή:

$$(1.13) \quad QM^d(R \cdot PM_f) - QM^s(PM_f) = 0$$

$$(1.14) \quad QX^d(PX_h / R) - QX^s(PX_h) = 0$$

$$(1.15) \quad PX_h \cdot QX - R \cdot PM_f \cdot QM = BT_h$$

όπου:

Q: ποσότητα

d(s): ζητούμενη (προσφερόμενη)

M(X): εισαγωγές (εξαγωγές)

PX(PM): τιμές εξαγωγών (εισαγωγών)

h(f): υποδείκτης που δηλώνει εγχώριο (ξένο) νόμισμα

<sup>15</sup> Όπου παραπάνω, κεφάλαιο 5.

R: ονομαστική ισοτιμία όψεως (άμεση αναγγελία).

Προφανώς εξ' ορισμού ισχύουν:

$$PM_h \equiv R \cdot PM_f \text{ και } PX_f \equiv PX_h / R$$

Η υποτίμηση ( $\uparrow R \equiv dR$ ) θα προκαλέσει οριακές μεταβολές στις τιμές των εξαγωγών σε ξένο νόμισμα ( $PX_f$ ), στις τιμές εξαγωγών σε εγχώριο νόμισμα ( $PM_h$ ) και στο Εμπορικό Ισοζύγιο (BT), οι οποίες μπορούν να υπολογιστούν από τη λύση του συστήματος (1.13)-(1.15) ως προς την οριακή μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας ( $dR$ ). Η ευαισθησία της ζήτησης και προσφοράς ποσοτήτων εισαγωγών και εξαγωγών μετριέται από τις αντίστοιχες γνωστές ελαστικότητες, ζήτησης εξαγωγών ( $\varepsilon_X = - \{[(dQX^d/QX^d) / d(PX_h/R)/(PX_h/R)]\}$ ) και ζήτησης εισαγωγών ( $\varepsilon_M = - \{[(dQM^d/QM^d) / d(R \cdot PM_f) / (R \cdot PM_f)]\}$ ) καθώς επίσης και προσφοράς εξαγωγών ( $e_X = \{[(dQX^s/QX^s) / d(PX_h/PX_h)]\}$ ) και εισαγωγών ( $e_M = \{[(dQM^s/QM^s) / d(PM_f/PM_f)]\}$ ).

Για την απλοποίηση των υπολογισμών θεωρούμε ως αρχική κατάσταση πριν την υποτίμηση εκείνη όπου:

$$PX_h = PM_f = R = 1 \text{ και } BT_h = 0 \text{ ή } X_h = M_h.$$

Επομένως, λαμβάνοντας το ολικό διαφορικό των (1.13), (1.14) και (1.15) αντίστοιχα θα έχουμε:

$$(1.16) \quad \begin{aligned} -(\varepsilon_M + e_M)dPM_f &= \varepsilon_M \cdot dR \\ -(\varepsilon_X + e_X)dPX_h &= -\varepsilon_X \cdot dR \\ X(1 + e_M)dPM_f - X(1 + e_X)dPX_h + dBT_h &= -X \cdot dR \end{aligned}$$

Η λύση του συστήματος (1.16) για το διάνυσμα ( $dPX_h$ ,  $dPM_f$ ,  $dBTh$ ) οδηγεί στη γνωστή συνθήκη Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM)<sup>16</sup>, εξίσωση (1.19):

$$(1.17) \quad dPM_f = -\frac{\varepsilon_M}{\varepsilon_M + e_M} \cdot dR$$

$$(1.18) \quad dPX_h = \frac{\varepsilon_X}{\varepsilon_X + e_X} \cdot dR$$

<sup>16</sup> Κατ' άλλους, όπως οι Bye et de Bernis (1987), ονομάζεται Bickerdike-Robinson-Machlup.

$$(1.19) \quad dB T_h = X \left[ \frac{\varepsilon_X \varepsilon_M (e_X + e_M + 1) + e_X e_M (\varepsilon_X + \varepsilon_M - 1)}{(\varepsilon_X + e_X)(\varepsilon_M + e_M)} \right] \cdot dR$$

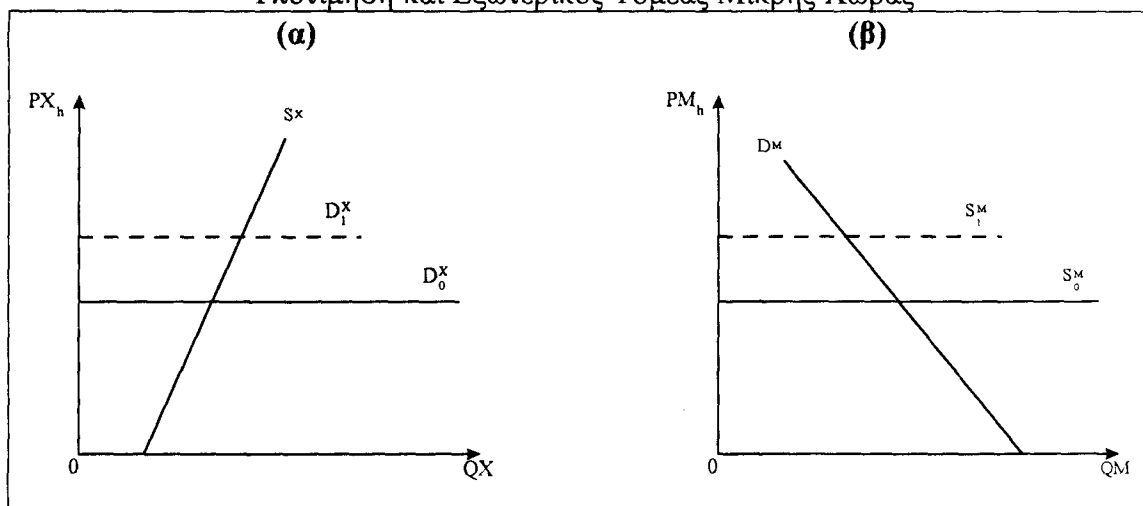
Η Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM) σχέση (1.19) για ελαστικότητες προσφοράς εξαγωγών και εισαγωγών που τείνουν στο άπειρο ( $e_X = e_M \rightarrow \infty$ ) δίνει την (1.8) της Robinson (1947) από την οποία προκύπτει η συνθήκη MLR [εξίσωση (1.10)].

Με βάση τις σχέσεις (1.17), (1.18) και (1.19), αναλύουμε (Aglietta, 1997) τις επιδράσεις της υποτίμησης στις τιμές των εισαγωγών σε εγχώριο νόμισμα, τις τιμές των εξαγωγών σε ξένο νόμισμα και το Εμπορικό Ισοζύγιο, σε εγχώριο νόμισμα, ανάλογα με το μέγεθος της υπόψη χώρας ή τη μορφή της εξειδίκευσής της (Branson 1983). Με αρχική κατάσταση ισορροπίας του Εμπορικού Ισοζυγίου ( $B T_h = 0$ ) διακρίνουμε τέσσερις περιπτώσεις:

#### Α. Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΜΙΚΡΗΣ ΧΩΡΑΣ (SMALL COYNTRY).

Η μικρή χώρα δεν μπορεί να επηρεάσει τις τιμές των αγορών ούτε για εισαγωγές ούτε για εξαγωγές (price taker country). Το διεθνές της εμπόριο υπόκειται στο νόμο της ενιαίας τιμής (law of one price). Στο Διάγραμμα 1.5 απεικονίζονται η μορφή των αγορών εξαγωγών (1.5α) και εισαγωγών της (1.5β) σε εγχώριο νόμισμα.

**Διάγραμμα 1.5**  
Υποτίμηση και Εξωτερικός Τομέας Μικρής Χώρας



Στην αγορά εξαγωγών, οι ημεδαποί (της μικρής χώρας που υποτιμά το νόμισμά της) εξαγωγείς αντιμετωπίζουν απομονωμένοι το διεθνή ανταγωνισμό, εξαιτίας της μικρής παραγωγής τους στην υπόψη αγορά. Η ξένη ζήτηση είναι πλήρως ελαστική στην προσφορά των εγχώριων εξαγωγέων ( $\epsilon_X \rightarrow \infty$ ). Επομένως από την (1.18) βλέπουμε ότι η μεταβολή της τιμής των εξαγωγών σε εγχώριο νόμισμα ισούται με τη μεταβολή της ισοτιμίας ( $dPX_h = dR$ ). Κατά συνέπεια, η αξία των εξαγωγών σε εγχώριο νόμισμα αυξάνει με την υποτίμηση ( $\uparrow X_h = \uparrow PX_h \cdot \uparrow QX$ ).

Η αγορά εισαγωγών είναι πολύ μικρή για να αντιδράσουν οι ξένοι παραγωγοί. Έτσι, η καμπύλη προσφοράς εισαγωγών είναι τέλεια ελαστική ( $\epsilon_M \rightarrow \infty$ ). Επομένως, από την (1.17) βλέπουμε ότι η μεταβολή των τιμών των εισαγωγών σε ξένο νόμισμα είναι μηδενική ( $dPM_f = 0$ ). Κατά συνέπεια, το αποτέλεσμα της υποτίμησης στις εισαγωγές σε εγχώριο νόμισμα ( $M_h$ ) εξαρτάται από την ελαστικότητα ζήτησης για εισαγωγές ( $\epsilon_M$ ).

Άρα στη μικρή χώρα, η υποτίμηση ( $dR/R = k$ ) προκαλεί, σε εγχώριο νόμισμα, αύξηση των τιμών των εξαγωγών ίση με εκείνη των εισαγωγών στο ποσοστό της υποτίμησης [ $\uparrow PX_h = \uparrow PM_f = \uparrow R (=k)$ ]. Κατά συνέπεια παραμένουν σταθεροί τόσο οι όροι εμπορίου [ $(dPX_h/PM_f) = 0$ ] όσο και η πραγματική ισοτιμία [ $r = (RPM_f/PX_h)$ ], αφού υποθέτουμε ότι  $PX_h \equiv P$  και  $PM_f \equiv P^*$ .

Η μεταβολή του Εμπορικού Ισοζυγίου ως αποτέλεσμα της Υποτίμησης δίνεται μέσα από την (1.19) η οποία για ελαστικότητα ζήτησης εξαγωγών και προσφοράς εισαγωγών τέλεια ελαστικές ( $\epsilon_X = \epsilon_M \rightarrow \infty$ ) γίνεται:

$$(1.19\alpha) \quad dBT_h = X(\epsilon_M + e_X)dR$$

Από την (1.19α) βλέπουμε ότι η υποτίμηση του νομίσματος της μικρής χώρας θα βελτιώσει το Εμπορικό Ισοζύγιο εφόσον το κατ' απόλυτη τιμή άθροισμα των ελαστικοτήτων ζήτησης για εισαγωγές και προσφοράς για εξαγωγές είναι μεγαλύτερο από τη μονάδα ( $\epsilon_M + e_X > 1$ ). Στην εξαιρετική περίπτωση όπου η ελαστικότητα της ζήτησης για εισαγωγές είναι ίση με την ελαστικότητα της προσφοράς για εξαγωγές και αμφότερες είναι μηδενικές ( $\epsilon_M = e_X = 0$ ), η υποτίμηση δε θα έχει καμία επίδραση στο Εμπορικό Ισοζύγιο ( $dB T = 0$ ).

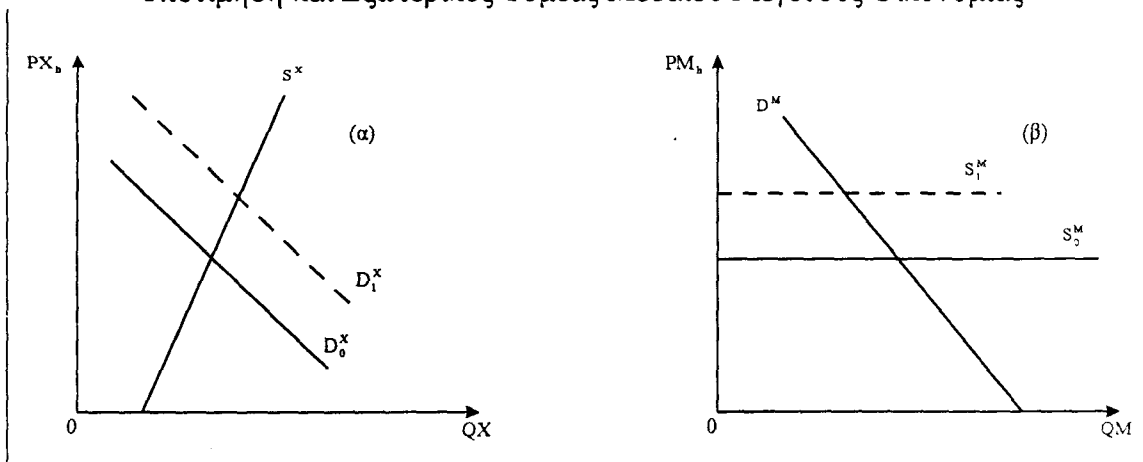
Γενικά όμως, η υποτίμηση στις μικρές χώρες βελτιώνει το Εμπορικό Ισοζύγιο όχι τόσο εξαιτίας του άμεσου αποτελέσματός της στις τιμές (θεωρία ελαστικότητας), όσο διαμέσου του αποτελέσματος των πραγματικών ρευστών διαθεσίμων [ $\downarrow(M/P)$ ], όπως προβλέπει η Νομισματική Προσέγγιση του Ισοζυγίου Πληρωμών (ΝΠΠ) ( $\uparrow R \Rightarrow \uparrow PX_h$  και  $\uparrow PM_h \Rightarrow \uparrow \dot{P} \Rightarrow \downarrow (M/P) \Rightarrow \downarrow A: \downarrow M^d$ )<sup>17</sup>, που οφείλεται στον εισαγόμενο πληθωρισμό που προκαλεί η υποτίμηση. Έτσι, μικρές χώρες, όπως το Βέλγιο ή η Ολλανδία, προτιμούσαν την περιοριστική δημοσιονομική πολιτική διατηρώντας σταθερή την ισοτιμία των νομισμάτων τους έναντι του κύριου εμπορικού τους εταίρου, δηλαδή της Γερμανίας (DEM).

### Β. Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΜΕΣΑΙΟΥ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΧΩΡΑΣ (SEMI-SMALL COUNTRY)

Η μεσαίου μεγέθους χώρα είναι μεγάλη ή τουλάχιστον υπολογίσιμη στην αγορά εξαγωγών αλλά μικρή στην αγορά εισαγωγών. Είναι το πρότυπο μέγεθος χώρας που χρησιμοποιείται στην παραδοσιακή θεωρία του συγκριτικού πλεονεκτήματος στο διεθνές εμπόριο, όπου εξάγει μερικά μόνο αγαθά για τα οποία έχει συγκριτικά πλεονεκτήματα και εισάγει όλα τα υπόλοιπα. Στο Διάγραμμα 1.6 απεικονίζονται σε εγχώριο νόμισμα οι αγορές εξαγωγών και εισαγωγών (Διαγράμματα 1.6α και 1.6β αντίστοιχα).

**Διάγραμμα 1.6**

Υποτίμηση και Εξωτερικός Τομέας Μεσαίου Μεγέθους Οικονομίας



<sup>17</sup> Όπου  $\dot{P}$ : πληθωρισμός,  $(M/P)$ : πραγματικά ρευστά διαθέσιμα,  $A$ : απορρόφηση,  $M^d$ : ζήτηση χρήματος.

Στην αγορά εξαγωγών, όπου η χώρα κατέχει σημαντικό μερίδιο, καθοριστικής σημασίας για τις συναλλαγματικές της εισπράξεις είναι η ελαστικότητα ζήτησης για εξαγωγές ( $\epsilon_x$ )<sup>18</sup> η οποία κυμαίνεται μεταξύ μηδενός και απείρου ( $0 < \epsilon_x < \infty$ ). Επομένως, το αποτέλεσμα στις τιμές εξαγωγών σε εγχώριο νόμισμα  $PX_h$ , που δίνεται από την (1.18), θα είναι αυτές να μεταβληθούν λιγότερο από τη μεταβολή της ισοτιμίας ( $dPX_h < dR$ ).

Αντίθετα, στην αγορά εισαγωγών όπου η χώρα δεν κατέχει σημαντικό μερίδιο ( $\epsilon_M \rightarrow \infty$ ) από την (1.17) βλέπουμε ότι αφενός οι τιμές των εισαγωγών σε ξένο νόμισμα δε μεταβάλλονται με την υποτίμηση, αφετέρου ότι η μεταβολή τους σε εγχώριο νόμισμα είναι ίση ακριβώς με την ποσοστιαία μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας ( $dPM_f = 0$  και  $dPM_h = dR$ ).

Έτσι, επειδή σε εγχώριο νόμισμα η αύξηση των τιμών των εξαγωγών είναι μικρότερη από την αύξηση των τιμών των εισαγωγών, η υποτίμηση προκαλεί επιδείνωση των όρων Εμπορίου [ $\uparrow R \Rightarrow \downarrow (PX_h / PM_h)$ ]. Κατά συνέπεια η μεταβολή του Εμπορικού Ισοζυγίου εξαιτίας της υποτίμησης θα δίνεται από την (1.19), η οποία εδώ γίνεται:

$$(1.19\beta) \quad dBT_h = X \left[ \epsilon_M + \frac{e_x(\epsilon_x - 1)}{\epsilon_x + e_x} \right] dR$$

Από την (1.19β) είναι προφανές ότι η βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου στην περίπτωση της μεσαίου μεγέθους χώρας απαιτεί να ικανοποιείται η συνθήκη MLR. Στην αντίθετη περίπτωση, η υποτίμηση θα προκαλέσει δυναμική αστάθεια στην αγορά συναλλάγματος, ενώ η αναμενόμενη θεωρητική βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου είναι πιθανόν να έλθει μόνο μετά από σημαντική χρονική υστέρηση (φαινόμενο καμπύλης J). Στις χώρες μεσαίου μεγέθους ανήκουν και οι σπουδαιότερες βιομηχανικά ανεπτυγμένες της Ευρώπης, όπως η Γερμανία, η Γαλλία, η Βρετανία, η Ιταλία ακόμα και η Ισπανία. Με δεδομένα τόσο τα αποτελέσματα εμπειρικών ερευνών που έδειξαν  $\epsilon_x < 1$ , όσο και τη συμμετοχή τους στο Ευρωπαϊκό Νομισματικό Σύστημα (ΕΝΣ), αυτές οι χώρες δεν είχαν λόγους να χρησιμοποιήσουν

<sup>18</sup> Αυτή η ελαστικότητα για Ευρωπαϊκές χώρες, έχει μετρηθεί μικρότερη της μονάδας ( $\epsilon_x < 1$ ) από τους Aglietta M. et C. Baulant (1994) "Contraintes exterieurs et Competitivite" *Revue de l'OFCE*, no 48.



την “πολιτική της υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας” για την εξισορρόπηση του εξωτερικού τομέα τους.

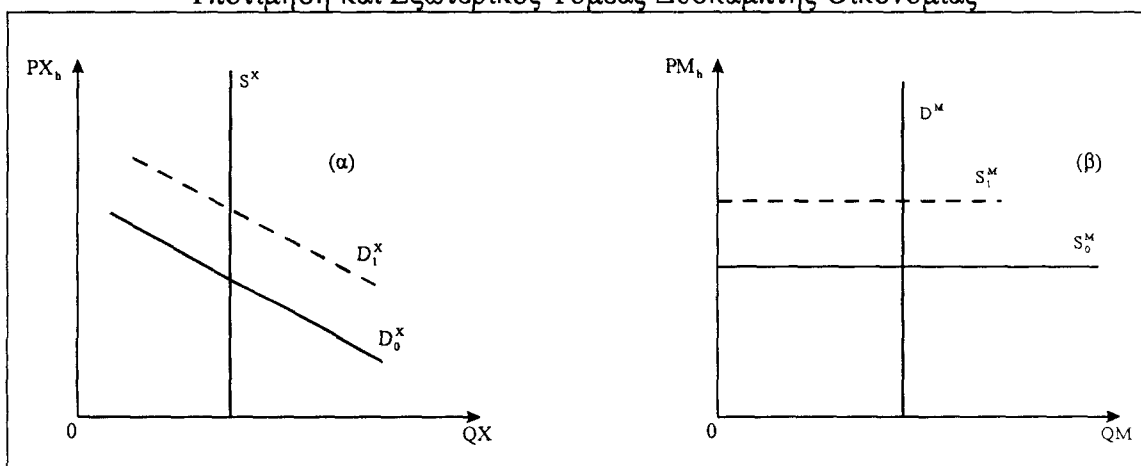
Ειδική υποπερίπτωση της μεσαίου μεγέθους χώρας είναι η μικρή Κεϋνσιανή οικονομία, η οποία χαρακτηρίζεται από άπειρα ελαστική καμπύλη προσφοράς εξαγωγών και εισαγωγών ( $e_x = e_M \rightarrow \infty$ ) και “ορθόδοξης” κλίσης καμπύλες ζήτησης ( $0 < e_{x,M} < \infty$ ). Είναι πρόδηλο ότι και σε αυτή την περίπτωση η αποτελεσματικότητα της υποτίμησης εξαρτάται από την ικανοποίηση της συνθήκης MLR.

### Γ. Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΔΥΣΚΑΜΠΤΗΣ ΧΩΡΑΣ (RIGID COUNTRY)

Η δύσκαμπτη οικονομία χαρακτηρίζεται από τέλεια ανελαστική προσφορά των εξαγωγών της (βιομηχανικά προϊόντα) βραχυχρόνια. Αυτές εξαρτώνται από σταθερές αναλογίες εισαγόμενων εισροών που δε μπορούν να αυξηθούν βραχυχρόνια. Επομένως η εισαγωγές της, οι οποίες αναφέρονται κυρίως σε ενδιάμεσες εισροές και εξοπλισμό είναι και αυτές ανελαστικές. Στο Διάγραμμα 1.7 απεικονίζονται σε εγχώριο νόμισμα η αγορά εξαγωγών (1.7α) και εισαγωγών (1.7β), της υπόψη χώρας.

**Διάγραμμα 1.7**

Υποτίμηση και Εξωτερικός Τομέας Δύσκαμπτης Οικονομίας



Στην αγορά εξαγωγών αφού η ελαστικότητα προσφοράς των εξαγωγών είναι μηδενική ( $e_x \rightarrow 0$ ) και η ζήτηση για εξαγωγές είναι κάποιας ελαστικότητας ( $0 < e_x < \infty$ ), από την (1.18) βλέπουμε ότι η αύξηση των τιμών εξαγωγών σε εγχώριο νόμισμα είναι ίση με την αύξηση της ισοτιμίας ( $\uparrow PX_b = \uparrow R$ ). Στην αγορά εισαγωγών αφού η ελαστικότητα ζήτησης για εισαγωγές είναι μηδενική ( $e_x \rightarrow 0$ ), η (1.17) μας δίνει τις τιμές εξαγωγών σε ξένο νόμισμα αμετάβλητες ( $\overline{PM}_f$ ). Επομένως

η αύξηση των τιμών εισαγωγών σε εγχώριο νόμισμα είναι ίση με τη μεταβολή της ισοτιμίας ( $\uparrow PM_h = \uparrow R$ ). Κατά συνέπεια η υποτίμηση αφήνει αμετάβλητους τόσο τους όρους εμπορίου όσο και την πραγματική ισοτιμία. Έτσι, με δεδομένες τις ποσότητες εισαγωγών και εξαγωγών ( $\overline{QM}, \overline{QX}$ ) και την ισοποσοστιαία αύξηση των τιμών τόσο στα εξαγόμενα όσο και στα εισαγόμενα, το αποτέλεσμα της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο θα είναι μηδενικό. Το τελευταίο είναι πρόδηλο και από την αντικατάσταση των σχετικών ελαστικοτήτων στην σχέση (1.19), η οποία σε αυτή την περίπτωση γίνεται:

$$(1.19\gamma) \quad dBT_h = 0$$

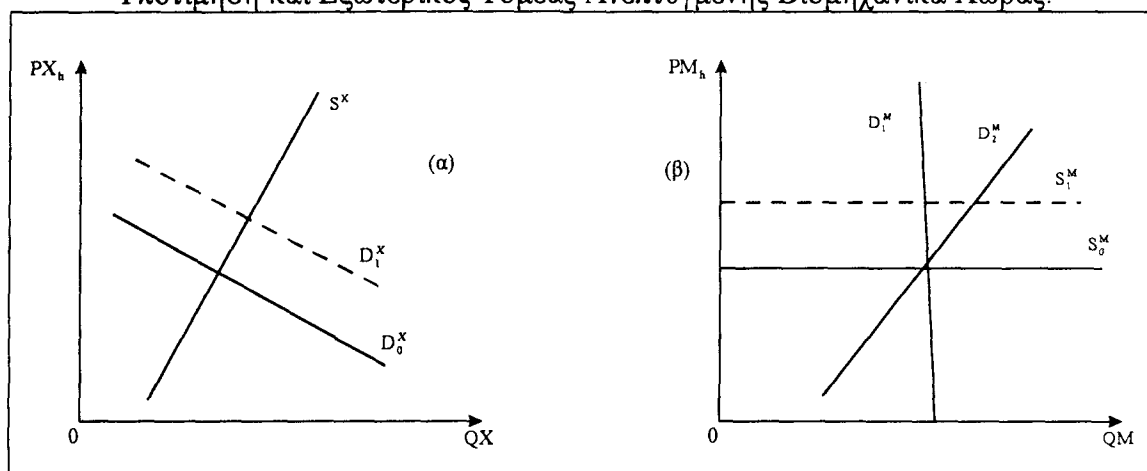
Βλέπουμε λοιπόν ότι η υποτίμηση δεν έχει καμιά επίδραση στο Εμπορικό Ισοζύγιο διαμέσου των σχετικών τιμών. Παρόλα αυτά είναι πληθωριστική. Παράδειγμα τέτοιας μορφής οικονομικής διάρθρωσης χωρών είναι οι Βρετανική ή και Γαλλική Κοινοπολιτεία, οι οποίες δεν υποτιμούσαν τη στερλίνα (GBP) και το φράγκο (FRF) έναντι των πρώην αποικιών τους.

#### Δ. Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΝΤΟΝΑ ΑΝΕΠΤΥΓΜΕΝΗΣ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΑ ΧΩΡΑΣ (PURE MANUFACTURING COUNTRY)

Η Ανεπτυγμένη Βιομηχανικά Χώρα (ABX) εισάγει ενδιάμεσα προϊόντα συμπληρωματικά της βιομηχανικής παραγωγής της και εξάγει επίσης βιομηχανικά προϊόντα. Οι αγορές εξαγωγών (Διάγραμμα 1.8α) και εισαγωγών (Διάγραμμα 1.8β) παρουσιάζονται στο Διάγραμμα 1.8 για την ανεπτυγμένη βιομηχανικά χώρα.

### Διάγραμμα 1.8

Υποτίμηση και Εξωτερικός Τομέας Ανεπτυγμένης Βιομηχανικά Χώρας.



Στην αγορά των εξαγωγών που είναι μεγάλη, το αποτέλεσμα της υποτίμησης εξαρτάται από την ελαστικότητα της ζήτησης για εξαγωγές, όπως εκφράζεται και από την 1.18. Εάν η  $e_x < 1$  τότε  $\uparrow R \Rightarrow \downarrow X_f$ . Εξάλλου, με  $0 < e_x < 1$ , η  $\uparrow R < \uparrow PX_h$ .

Στην αγορά των εισαγωγών, η ABX μοιάζει με τη δύσκαμπτη χώρα, αφού για την  $DM_1$  καμπύλη ζήτησης εισαγωγών έχουμε  $e_M \rightarrow 0$ . Επομένως, από την (1.17), βλέπουμε ότι η μεταβολή των τιμών των εισαγωγών σε ξένο νόμισμα είναι μηδενική ( $dPM_f = 0$ ). Εάν, μάλιστα, οι εισαγόμενες εισροές χρησιμοποιούνται σε σταθερούς λόγους παραγωγής των εξαγωγών έτσι ώστε όσο αυξάνουν οι εξαγωγές να αυξάνουν και οι εισαγωγές, τότε η καμπύλη ζήτησης θα έχει θετική κλίση, όπως η  $D_2^M$  στο Διάγραμμα 1.8β. Κατά συνέπεια, με βάση την (1.19), η επίδραση της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο για την ABX θα είναι:

$$(1.19\delta) \quad dBT_h = X \left[ \frac{e_x(e_x - 1)}{e_x + e_x} \right] dR$$

Από αυτή τη σχέση βλέπουμε πόσο καθοριστικής σημασίας για την αποτελεσματικότητα της πολιτικής υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας είναι η ελαστικότητα ζήτησης για εξαγωγές. Με άλλα λόγια, η βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου εξαρτάται θετικά από την υποτίμηση σε τόσο μεγαλύτερο βαθμό όσο η ελαστικότητα ζήτησης για εξαγωγές είναι μεγάλη. Κλασικό παράδειγμα ABX είναι η Ιαπωνία στη μεγάλη της ανάπτυξη της δεκαετίας του εξήντα.

## 1.1.2 Το Υπόδειγμα Απορρόφησης ή Δαπάνης.

### 1.1.2α Το Βασικό Υπόδειγμα Απορρόφησης (Alexander 1952).

Το Υπόδειγμα των Ελαστικοτήτων ενσωματώνει τη σοβαρή αδυναμία της ανάλυσης μερικής ισορροπίας. Αντίθετα, ο Alexander (1952)<sup>19</sup> παρουσιάζει το Υπόδειγμα της Απορρόφησης σε ένα περισσότερο μακροοικονομικό πλαίσιο αναφοράς.

Πρέπει να τονιστεί [Byé et de Bernis, (1987)] ότι ο συγγραφέας δε στοχεύει στη διερεύνηση των μέσων προσαρμογής του Εμπορικού Ισοζυγίου (ή Ισοζυγίου Τρεχουσών Συναλλαγών) στην ισορροπία. Μόνο έμμεσα καταλήγει να προσδιορίζει τη σχέση μεταξύ εξισορρόπησης Εμπορικού Ισοζυγίου και εισοδήματος (Y), απορρόφησης (A). Το ενδιαφέρον του επικεντρώνεται στις αντιδράσεις των μεταβλητών του εσωτερικού τομέα (Y, A) που προκαλεί η ανισορροπία του Εμπορικού Ισοζυγίου και ειδικότερα, εάν και κατά πόσο αυτές είναι συμβατές με τη δημιουργία και τη διατήρηση της ανισορροπίας του Εμπορικού Ισοζυγίου. Επομένως δε συζητά την αποτελεσματικότητα της υποτίμησης, αλλά υποστηρίζει τη θέση ότι “ο μηχανισμός των τιμών” μπορεί να δημιουργήσει ένα πλεονασματικό Εμπορικό Ισοζύγιο, το οποίο όμως, στην πράξη, θα διατηρηθεί μόνο εφόσον η δαπάνη στις εγχώριες αγορές προσαρμοστεί κατάλληλα, ώστε να επιτρέπει τόσο την επίτευξη όσο και τη διατήρηση του.

Πιο συγκεκριμένα, ο Alexander (1952) ξεκινά από τη μακροοικονομική ταυτότητα της εγχώριας αγοράς αγαθών<sup>20</sup>:

$$Y = C + I + G + (X - M) \quad \text{ή} \quad Y = A + BT \quad \text{ή}$$

$$(1.20) \quad BT = Y - A$$

όπου:

A: απορρόφηση ή ακαθάριστη εγχώρια δαπάνη για καταναλωτικά και επενδυτικά αγαθά (εγχώρια ή/και εισαγόμενα).

Y: ΑΕΠ ή Εγχώριο Εισόδημα.

<sup>19</sup> Alexander, S.S. (1952), “Effects of a Devaluation on a Trade Balance”, *I.M.F. Staff Papers*, April.

<sup>20</sup> Όλα τα μεγέθη είναι σε πραγματικές τιμές.

BT: Καθαρές Εξαγωγές (X-M) ή Εμπορικό Ισοζύγιο ή *ceteris paribus* Ισοζύγιο Τρεχουσών Συναλλαγών.

Από την (1.20) είναι εμφανές ότι σε περίπτωση εξωτερικής ανισορροπίας ( $BT \neq 0$ ) απαιτείται προσαρμογή των μακρομεταβλητών του εσωτερικού τομέα. Παίρνοντας το διαφορικό της (1.20) καταλήγουμε στην παρακάτω σχέση (1.21):

$$(1.21) \quad \Delta(BT) = \Delta Y - \Delta A$$

Από την (1.21) είναι σαφές ότι η υποτίμηση επιδρά στο Εμπορικό Ισοζύγιο είτε *έμμεσα*, διαμέσου της μεταβολής του εισοδήματος (που προκαλείται από την υποτίμηση), είτε *άμεσα* μέσω της δαπάνης, για δεδομένο επίπεδο εθνικού εισοδήματος.

Το έμμεσο αποτέλεσμα της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο μέσω της μεταβολής του εισοδήματος διακρίνεται σε:

- Υπο-αποτέλεσμα αδρανών παραγωγικών συντελεστών (Idle Resources Effect):

Η υποτίμηση στην περίπτωση που το εισόδημα ισορροπίας είναι μικρότερο από το εισόδημα πλήρους απασχόλησης αφενός θα ενεργοποιήσει την προηγούμενα αδρανή παραγωγική ικανότητα της οικονομίας σε δραστηριότητες είτε εξαγωγικές είτε υποκατάστασης εισαγωγών και αφετέρου θα μειώσει τη δαπάνη για τα ακριβότερα εισαγόμενα προϊόντα. Κατά συνέπεια, μέσω του πολλαπλασιαστή του εξωτερικού εμπορίου θα αυξηθεί το εισόδημα. Αυτό το θετικό αποτέλεσμα της υποτίμησης στην δαπάνη, μέσω της ενεργοποίησης της μεταβολής του εισοδήματος μπορεί να γραφεί:

$$(1.22\alpha) \quad \Delta A_I = \alpha \Delta Y$$

όπου:

$\alpha = c + i + g$ : οριακή ροπή για απορρόφηση (MPA) ή εγχώρια δαπάνη. Επομένως  $(1-\alpha)$  δεν είναι η οριακή ροπή για αποταμίευση (MPS) αλλά η οριακή ροπή μη-δαπάνης ή θησαύρισης.

Ας σημειωθεί ότι στη βραχυχρόνια περίοδο όπου υπάρχουν έντονες δυσκαμψίες προσφοράς, η υποτίμηση προκαλεί μεταστροφή της εγχώριας δαπάνης (expenditure switching) μάλλον παρά μεταβολή της (expenditure changing).

• Υπο-αποτέλεσμα Όρων Εμπορίου (Terms of Trade Effect):

Η υποτίμηση όμως έχει συνήθως<sup>21</sup> αρνητικές επιδράσεις στους Όρους Εμπορίου. Η επιδείνωση των Όρων Εμπορίου θα μειώσει το εθνικό εισόδημα.

Επομένως το έμμεσο αποτέλεσμα της υποτίμησης στη δαπάνη θα βελτιώσει το Εμπορικό Ισοζύγιο μέσα από την αύξηση του εθνικού εισοδήματος ( $\Delta Y > 0$ ) εφόσον το θετικό της αποτέλεσμα στους αδρανείς παραγωγικούς συντελεστές υπερσχύσει του αρνητικού στους όρους εμπορίου.

Το άμεσο αποτέλεσμα της υποτίμησης στην απορρόφηση, για δεδομένο επίπεδο εισοδήματος, μπορεί να γραφεί:

$$(1.22\beta) \quad \Delta A_2 = -d$$

Η μείωση της απορρόφησης που εκφράζει η (1.22β) στην περίπτωση όπου το εισόδημα ισορροπίας είναι μικρότερο της πλήρους απασχόλησης ή όπου επικρατούν έντονες δυσκαμψίες προσφοράς μπορεί να προέλθει εκτός των άλλων και από τα αποτελέσματα της υποτίμησης στα πραγματικά ρευστά διαθέσιμα, στην αναδιανομή του εισοδήματος και στη χρηματική αυταπάτη (money illusion) των καταναλωτών.

Σύμφωνα με το αποτέλεσμα της μείωσης των ρευστών διαθέσιμων ( $\downarrow M/P$ , νομισματική επίδραση της υποτίμησης), η υποτίμηση θα προκαλέσει αύξηση του εγχώριου επιπέδου των τιμών, η οποία με δεδομένη προσφορά χρήματος θα μειώσει τα ρευστά διαθέσιμα των οικονομούντων ατόμων. Έτσι, οι καταναλωτές είτε θα μειώσουν αμέσως τις δαπάνες τους ( $\downarrow A$ ) προσαρμόζοντας τη ζήτηση χρήματος στην πραγματική προσφορά του, είτε, για να διατηρήσουν σταθερή τη δαπάνη τους, θα μειώσουν τη ζήτηση για ομολογίες ( $\downarrow D_B \Rightarrow \downarrow P_B \Rightarrow \uparrow i \Rightarrow \downarrow I, Y, L$ ), έτσι ώστε να

<sup>21</sup> Stern R. (1973), "The Balance of Payments", Aldline, Chicago. Ο συγγραφέας έδειξε πως μια υποτίμηση θα επιδεινώσει (βελτιώσει) τους Όρους Εμπορίου εάν το γινόμενο των ελαστικότητων ως προς τις αντίστοιχες τιμές προσφοράς εξαγωγών και εισαγωγών ( $e_X \cdot e_M$ ) είναι μεγαλύτερο (μικρότερο) των αντίστοιχων ελαστικότητων ζήτησης ( $e_X \cdot e_M$ ). Επίσης παραπέμπεται ο αναγνώστης σε όλη η ανάλυση της προηγούμενης παραγράφου για τη διαγραμματική προσέγγιση στο υπόδειγμα των ελαστικότητας.

εξασφαλίσουν την επιπλέον ονομαστική ποσότητα χρήματος που θα τους επιτρέψει να διατηρήσουν την ίδια αγοραστική δύναμη με εκείνην που είχαν πριν την υποτίμηση.

Η νομισματική υποτίμηση τείνει να μεταβάλει τη διανομή του εθνικού εισοδήματος (διαρθρωτική επίδραση της υποτίμησης) σε βάρος των μισθωτών ή γενικά εκείνων που απολαμβάνουν σταθερών εισοδημάτων. Οι τελευταίοι βέβαια έχουν υψηλή ροπή για κατανάλωση σε αντίθεση με τους πλούσιους εισοδηματίες που, επωφελούμενοι της αναδιανομής, θα αυξήσουν τις αποταμιεύσεις τους. Έτσι, θα υπάρξει επίσης μείωση της απορρόφησης.

Με δεδομένη τη λειτουργία μηχανισμών τιμαριθμοποίησης μισθών, κάποιος βαθμός χρηματικής αυταπάτης τουλάχιστον των μισθωτών (οι οποίοι έχουν υψηλή οριακή ροπή για κατανάλωση) πρέπει να υπάρχει έτσι ώστε, θεωρώντας την αύξηση των χρηματικών τους μισθών μεγαλύτερη από αυτήν των τιμών, να οδηγηθούν σε αύξηση της αποταμίευσής τους, με συνέπεια να μειωθεί τελικά η απορρόφηση.

Με αντικατάσταση των σχέσεων (1.22α) και (1.22β) στην (1.21) έχουμε τη θεμελιώδη για την προσέγγιση της απορρόφησης ταυτότητα:

$$\Delta BT = \Delta Y - \alpha \Delta Y + d$$

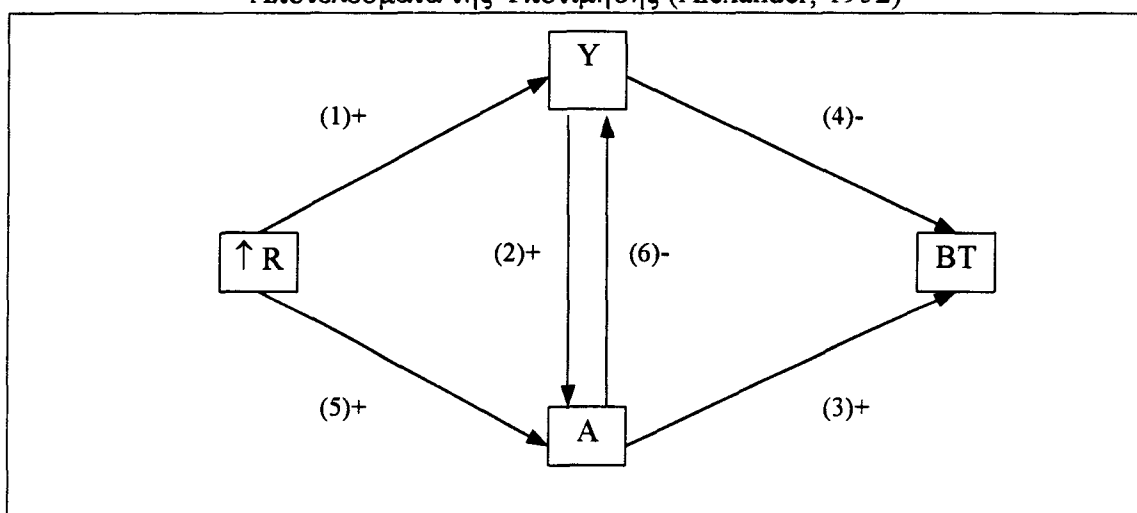
$$(1.23) \quad \Delta BT = (1-\alpha) \Delta Y + d$$

Ο όρος  $(1-\alpha) \Delta Y$  αναφέρεται στο έμμεσο αποτέλεσμα της υποτίμησης στην απορρόφηση μέσω της μεταβολής του εισοδήματος. Γι αυτό, υποθέτοντας ότι θα υπερισχύσει το αποτέλεσμα των αδρανών παραγωγικών συντελεστών επί των όρων εμπορίου, η υποτίμηση θα αυξήσει το εισόδημα παίζοντας το ρόλο μιας αυτόνομης δαπάνης, το αποτέλεσμα της οποίας εξαρτάται από τον πολλαπλαστή εξωτερικού εμπορίου [έστω π.χ.  $k = (1/m + s)$ , όπου  $m = \text{MPM}$ : οριακή ροπή για εισαγωγές και εξ ορισμού  $s = \text{MPS}$ : οριακή ροπή για αποταμίευση].

Από την (1.24) παρατηρείται ότι για να βελτιωθεί το Εμπορικό Ισοζύγιο πρέπει η οριακή ροπή για θησαύριση να είναι θετική,  $(1-\alpha) > 0$ , δηλαδή η οριακή ροπή για απορρόφηση ( $\alpha$ ) να είναι μικρότερη της μονάδας. Δεδομένου του ορισμού της οριακής ροπής για απορρόφηση, προκύπτει αβίαστα ότι "αναγκαία συνθήκη" [έμμεσο αποτέλεσμα της υποτίμησης:  $(1-\alpha)\Delta Y$ ] για μια επιτυχημένη ( $\uparrow BT$ )

υποτίμηση είναι οι οικονομικές αρχές της χώρας να μπορούν να ελέγξουν την εγχώρια δαπάνη (A). Ο όρος  $d$  που αναφέρεται στο άμεσο αποτέλεσμα της υποτίμησης στην εγχώρια δαπάνη, εκφράζει την "ικανή συνθήκη" βελτίωσης του Εμπορικού Ισοζυγίου από τη μείωση της εξωτερικής αξίας του εθνικού νομίσματος. Το συμπέρασμα της προσέγγισης της απορρόφησης του Alexander (1952) που εκφράζεται από την (1.23) απεικονίζεται και στο παρακάτω σχήμα που οφείλεται στο Bourguinat (1997)<sup>22</sup>.

Σχήμα 1.1  
Αποτελέσματα της Υποτίμησης (Alexander, 1952)



όπου:

↑ R: Υποτίμηση

Y: Εθνικό Εισόδημα

A: Απορρόφηση

BT: Εμπορικό Ισοζύγιο

Τα σύμβολα +, - εκφράζουν αντίστοιχα θετικό ή αρνητικό αποτέλεσμα.

Στο Σχήμα 1.1 το έμμεσο αποτέλεσμα της υποτίμησης στην απορρόφηση εκφράζουν οι σχέσεις (1), (2), (3) που δηλώνουν το θετικό υπο-αποτέλεσμα των αδρανών παραγωγικών συντελεστών στην απορρόφηση μέσω της αύξησης του εισοδήματος, ενώ η σχέση (4) δηλώνει το αρνητικό υπο-αποτέλεσμα των όρων εμπορίου. Το θετικό αποτέλεσμα της υποτίμησης στην απορρόφηση εκφράζεται από

<sup>22</sup> Bourguinat H. (1997), "Finances Internationales", PUF, p.184



τη σχέση (5). Σε αυτά τα αποτελέσματα αρμόζει να προστεθεί (Gandolfo, 1995) το αρνητικό αποτέλεσμα (6) αντανάκλασης της μειωμένης απορρόφησης στο εισόδημα.

Η κριτική που δέχθηκε ο Alexander (1952) εστιάζεται κυρίως σε δύο σημεία: Πρώτον, η χρησιμοποίηση εξισώσεων εθνικών λογαριασμών, χωρίς να ορίζεται ένα σύνολο υποθέσεων συμπεριφοράς των μεγεθών αυτών και επιπλέον χωρίς ξεκάθαρη παρουσίαση των αιτιωδών σχέσεων, μπορεί να θεωρηθεί ως ταυτολογία. Δεύτερον (Machlup, 1956)<sup>23</sup>, η ανάλυση του Alexander (1952) αγνοεί τις επιδράσεις της υποτίμησης στις σχετικές τιμές των διεθνώς εμπορεύσιμων προς τα μη-εμπορεύσιμα αγαθά.

### 1.1.3 Υποδείγματα Σύνθεσης Ελαστικότητων-Απορρόφησης.

Η προσπάθεια σύνθεσης ελαστικότητων-απορρόφησης από τον ίδιο τον Alexander (1959)<sup>24</sup> συνδυάζει το αρχικό αποτέλεσμα της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο του υποδείγματος των ελαστικότητων  $[\Delta(BT)_E]$  και τον πολλαπλασιαστή εξωτερικού εμπορίου με ανατροφοδοτικά αποτελέσματα ( $k_A$ ), στην παρακάτω σχέση (1.24):

$$(1.24) \quad \Delta(BT) = \Delta(BT)_E \cdot K_A$$

Εφόσον ισχύει η σχέση MLR, η υποτίμηση θα βελτιώσει το Εμπορικό Ισοζύγιο ( $\Delta BT_E > 0$ ). Αυτή η βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου κάθε οικονομικό έτος θα δημιουργεί μια επιπλέον αύξηση του εισοδήματος. Η τελευταία θα οδηγήσει σε αύξηση των εισαγωγών της χώρας (A) που υποτιμά το νόμισμά της [από τη χώρα (B) εμπορικό εταίρο της (A)] αυξάνοντας έτσι το εισόδημα της (B), κάτι το οποίο με τη σειρά του θα οδηγήσει σε αύξηση των εισαγωγών της (B) και κατά συνέπεια μείωση του εισοδήματος της (B), με αποτέλεσμα να μειωθούν οι εξαγωγές της χώρας (A) προς τη (B). Για να λάβει υπόψη του αυτό το μηχανισμό εξωτερικού εμπορίου με ανατροφοδοτικά αποτελέσματα, ο Alexander (1959) εισάγει δύο “διαρροές” από τα εθνικά εισοδηματικά κυκλώματα στο υπόδειγμά του της σύνθεσης ελαστικότητων απορρόφησης: αφενός, την οριακή ροπή για την (κατ’ αυτό τον τρόπο) χειροτέρευση

<sup>23</sup> Machlup F. (1956), “The Terms of Trade Effects of Devaluation upon Real Income and Balance of Trade”, *Kyklos*, vol.9.

του Εμπορικού Ισοζυγίου ( $f$ ) και, αφετέρου, την οριακή ροπή για τη μη-δαπάνη ή θησαύριση ( $h$ ). Το τελικό αποτέλεσμα της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο γράφεται:

$$(1.25) \quad \Delta(BT) = \Delta(BT)_E \cdot \frac{1}{1 + \left[ \frac{f_A}{h_A} + \frac{f_B}{h_B} \right]}$$

Από την (1.25) βλέπουμε ότι η τελική επίδραση της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο, με δεδομένο το αρχικά θετικό ( $\Delta BT_E > 0$ ) αποτέλεσμά της, εξαιτίας της ισχύος της συνθήκης MLR, εξαρτάται από τις εισοδηματικές επιδράσεις, που εδώ εκφράζονται από τις τιμές των σχετικών οριακών ροπών χειροτέρευσης ( $f$ ) του Εμπορικού Ισοζυγίου προς τις αντίστοιχες της θησαύρισης ( $h$ ), για κάθε έναν από τους δύο εμπορικούς εταίρους.

Και αυτή η προσπάθεια του Alexander (1959) έχει επικριθεί έντονα για δύο κυρίως λόγους:

Πρώτον, πρόκειται για "παράθεση" δύο υποδειγμάτων παρά για "σύνθεση", αφού θεωρεί αρχικά το αποτέλεσμα της συνθήκης MLR και πάνω σ' αυτό κυριαρχεί το αποτέλεσμα του πολλαπλασιαστή εξωτερικού εμπορίου με ανατροφοδοτικά αποτελέσματα.

Δεύτερον, αγνοεί τελείως την επίδραση του χρήματος και της νομισματικής πολιτικής στην επιτυχία ( $\uparrow BT$ ) της υποτίμησης.

Αυτό το αποτέλεσμα διερευνάται στα πλαίσια άλλων συνθέσεων ελαστικοτήτων-απορρόφησης, όπως των Laursen-Metzler (1950)<sup>25</sup> ή του Gandolfo (1995)<sup>26</sup>.

Σε αυτή την προοπτική, επιλέξαμε τη σύνθεση του Tsiang (1961)<sup>27</sup>, ο οποίος θεμελίωσε ένα πλήρες υπόδειγμα, όπου εξετάζεται ο ρόλος του χρήματος στη σταθεροποίηση του Εμπορικού Ισοζυγίου.

<sup>24</sup> Alexander, S.S. (1959), "Effects of a Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches", *American Economic Review*, March.

<sup>25</sup> Laursen, S. and Metzler, L.A. (1950), "Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment", *Review of Economics and Statistics*, XXXII.

<sup>26</sup> Gandolfo, G. (1995), όπως παραπάνω.

Ο Tsiang (1961) μελετά τις επιδράσεις της υποτίμησης μέσα από το υπόδειγμα σύνθεσης ελαστικοτήτων-απορρόφησης που προτείνει, στο οποίο δείχνει το σπουδαίο ρόλο των μεταβολών των νομισματικών μεγεθών, που προκύπτουν από την υποτίμηση και επηρεάζουν τόσο τις σχετικές τιμές (θεωρία ελαστικοτήτων) όσο και το ζεύγος δαπάνη-εισόδημα (θεωρία απορρόφησης), κατά την εξισορρόπηση του Εμπορικού Ισοζυγίου. Η εργασία του στηρίζεται, κυρίως σε αυτή του Meade (1951)<sup>28</sup>, ενώ είναι σαφώς επηρεασμένη και από εκείνες των Laursen and Metzler (1950)<sup>29</sup> και Haberger (1950)<sup>30</sup>.

Κατ' αρχήν, παρουσιάζουμε παρακάτω το υπόδειγμα του Tsiang (1961) αφού ορίσουμε τις μεταβλητές του, με τα δικά μας σύμβολα (αποκλειστικά και μόνο για λόγους συνέπειας με τα προηγούμενα υποδείγματα και τα επόμενα υποδείγματα της εργασίας μας). Στη συνέχεια μετά από ένα σύντομο σχολιασμό των κυριότερων εξισώσεων μελετάμε τις επιδράσεις της υποτίμησης για πέντε διαφορετικές περιπτώσεις-πλαίσια αναφοράς.

- $Q^A$ : η παραγωγή της χώρας A.
- $PQ^A$ : η τιμή του προϊόντος της A, η οποία υποθέτουμε ότι ισούται με τη μονάδα, στην αρχική κατάσταση.
- $L^A$ : όγκος απασχόλησης στη χώρα A.
- $W^A$ : χρηματικός μισθός στη χώρα A, ο οποίος υποθέτουμε ότι ισούται με τη μονάδα, στην αρχική κατάσταση.
- $QM^A$ : η ποσότητα εισαγωγών της A, η οποία συνιστά την αντίστοιχη ποσότητα εξαγωγών της B χώρας ( $QM^A \equiv QM^B$ ).
- $D^A$ : εγχώρια δαπάνη της χώρας A, στο εθνικό της νόμισμα. Προφανώς  $D^A \equiv A^A$  (απορρόφηση).
- $i^A$ : ονομαστικό επιτόκιο της A.
- $M^{sA}$ : ποσότητα χρήματος στην A χώρα.

<sup>27</sup> Tsiang, S.S. (1961), "The Role of Money in Trade Balance Stability: Synthesis of the Elasticity and Absorption Approaches", *Readings in International Economics*, (eds) R.Caves and H.Johnson, Homewood, Illinois (1968).

<sup>28</sup> Meade, J.E. (1951), "The Balance of Payments, Mathematical Supplement", London.

<sup>29</sup> Laursen, S. and Metzler, L.A. (1950), "Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment", *Review of Economics and Statistics*, vol.32, pp.281-299

<sup>30</sup> Haberger, A.C. (1950), "Currency Depreciation Income and the Balance of Trade", *Journal of Political Economy*, vol.58, pp.47-60.

Οι ίδιοι όροι ορίζονται και για τον εμπορικό εταίρο της Α, τη χώρα Β με τον αντίστοιχο δείκτη (Β).

- R: ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία όψεως (νομισματικές μονάδες της χώρας Α ανά μονάδα του νομίσματος της Β), η οποία τίθεται ίση με τη μονάδα στην αρχική κατάσταση.
- BT: Εμπορικό Ισοζύγιο της χώρας Α (δηλαδή έσοδα καθαρών εξαγωγών) σε εγχώριο νόμισμα.

Οι εμπορικοί εταίροι, χώρες Α και Β, εμφανίζονται ως δείκτες στις μεταβλητές, ενώ όπου AB δηλώνει το άθροισμα των όρων των δύο χωρών (π.χ.  $md^{AB} = md^A + md^B$ ). Τα κεφαλαία λατινικά γράμματα εκφράζουν τις μεταβλητές στις αρχικές τιμές τους (συνολικές ποσότητες), ενώ τα αντίστοιχα μικρά γράμματα δηλώνουν τις μεταβολές (διαφορικά) των μεταβλητών.

Το υπόδειγμα του Tsiang (1961) περιλαμβάνει έντεκα διαφορικές εξισώσεις:

- α) Δαπανών: (1.26), (1.27), (1.28), (1.29) ή εναλλακτικά (1.28α) και (1.29α).  
 β) Εισαγωγών: (1.32), (1.33).  
 γ) Τιμών: (1.34), (1.35).  
 δ) Ζήτησης χρήματος: (1.36), (1.37).  
 ε) Ισοζυγίου Πληρωμών της χώρας Α: (1.38).

Από τη λύση του συστήματος αυτών των διαφορικών εξισώσεων μπορούμε να προσδιορίσουμε τις εννέα ενδογενείς μεταβλητές που αναφέρονται στις μεταβολές:

- α) των εγχώριων δαπανών ( $d^A, d^B$ ),  
 β) των εισαγωγών ( $qm^A, qm^B$ ),  
 γ) των τιμών ( $pq^A, pq^B$ ),  
 δ) των επιτοκίων ( $\Delta i^A, \Delta i^B$ ) και  
 ε) του Εμπορικού Ισοζυγίου της χώρας Α (bt).

Οι μεταβλητές της ζήτησης χρήματος ( $m^{dA}, m^{dB}$ ) και της συναλλαγματικής ισοτιμίας ( $r$ ) θεωρούνται ως (εξωγενείς) μεταβλητές πολιτικής. Έτσι, αν εξετάζουμε το αποτέλεσμα της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο, θα πρέπει να προσδιορίσουμε την τιμή της bt σε όρους μεταβολής της ισοτιμίας, δηλαδή

$$\left(\frac{bt}{r} = \frac{\partial BT}{\partial R}\right) \text{ και των άλλων παραμέτρων, ενώ οι υπόλοιπες ενδογενείς έχουν}$$

προσαρμοστεί στη νέα κατάσταση.

A. Το Υπόδειγμα του Tsiang

Οι εξισώσεις δαπανών ορίζονται ως εξής:

$$(1.26) \quad d^A \equiv q^A - qm^B + qm^A + (Q^A - QM) \cdot pq^A + QM \cdot pq^B + QM \cdot r$$

$$(1.27) \quad d^B \equiv q^B - qm^A + qm^B + (Q^B - QM) \cdot pq^B + QM \cdot pq^A + QM \cdot r$$

$$(1.28) \quad d^A \equiv (1 - \lambda)^A q^A - \rho^A \cdot \Delta i^A + D^A \cdot pq^A$$

$$(1.29) \quad d^B \equiv (1 - \lambda)^B q^B - \rho^B \cdot \Delta i^B + D^B \cdot pq^B$$

$$(1.28\alpha) \quad d^A = (1 - \lambda^A) q^A - \rho^A \Delta i^A + D^A pq^A - \lambda^A QM (pq^A - pq^B - r)$$

$$(1.29\alpha) \quad d^B = (1 - \lambda^B) q^B - \rho^B \Delta i^B + D^B pq^B - \lambda^B QM (pq^B - pq^A + r)$$

$$(1.32) \quad \begin{aligned} qm^A &= md^A d^A + [-(Q^A - QM)md^A + QM\varepsilon_{MD}]pq^A \\ &\quad - QM(md^A + \varepsilon_{MD})(pq^B + r) \\ &= md^A d^A - md^A Q^A pq^A + QM(md^A + \varepsilon_{MD})(pq^A - pq^B - r) \end{aligned}$$

$$(1.33) \quad qm^B = md^B d^B - md^B Q^B pq^B + QM(md^B + \varepsilon_{MD})(pq^B - pq^A + r)$$

$$(1.34) \quad pq^A = \frac{1}{e^A} \cdot \frac{q^A}{Q^A}$$

$$(1.35) \quad pq^B = \frac{1}{e^B} \cdot \frac{q^B}{Q^B}$$

$$(1.36) \quad m^{dA} = my_m^{dA} (q^A + Q^A pq^A) - mi^{dA} \Delta i^A$$

$$(1.37) \quad m^{dB} = my_m^{dB} (q^B + Q^B pq^B) - mi^{dB} \Delta i^B$$

$$(1.38) \quad bt = qm^B - qm^A + QMpq^A - QM(pq^B + r)$$

όπου:

$$(1-\lambda)^A \equiv \frac{\partial \mathcal{D}^A}{\partial Y_m^A} : \quad \text{εισοδηματική οριακή ροπή για εγχώρια δαπάνη ή μερική παράγωγος της εγχώριας δαπάνης ως προς το χρηματικό εισόδημα (Ym).}$$

Τα αντίστοιχα  $(1-\lambda)^B$  ισχύουν και για τη χώρα Β. Κατά συνέπεια:

$$\lambda^A (\lambda^B) : \quad \text{οριακή ροπή για αποθησαύριση (μη-δαπάνη) της χώρας Α (Β).}$$

$$r^A \equiv \frac{\partial \mathcal{D}^A}{\partial a^A} : \quad \text{επιτοκιακή οριακή ροπή για εγχώρια δαπάνη ή μερική παράγωγος της εγχώριας δαπάνης ως προς το επιτόκιο.}$$

Τα αντίστοιχα ισχύουν και για τη Β ( $p^B$ ):

|   |  |
|---|--|
| $\Delta i^A$ ( $\Delta i^B$ ):                            | η μεταβολή (διαφορικό) του επιτοκίου της χώρας Α(Β).   |
| $md^A = \frac{\partial QM^A}{\partial D^A}$ :             | οριακή ροπή για εισαγωγές ως προς την εγχώρια δαπάνη ( $D^A$ ) και όχι το εθνικό εισόδημα  |
| $\epsilon_{MD}$ :   | ελαστικότητα ζήτησης για εισαγωγές ως προς την τιμή ειδικά όπως την αποκάλεσε ο Meade "συμψηφισμένης δαπάνης". Με άλλα λόγια, η ελαστικότητα του καθαρού αποτελέσματος υποκατάστασης, της ζήτησης για εισαγωγές της χώρας Α, ως προς τη σχετική τιμή των εγχώρια παραγόμενων έναντι των εισαγόμενων. |
| $-(Q^A - QM)md^A pq^A$ :                                  | Slutsky-Hicks αποτέλεσμα εισοδήματος, της ζήτησης της Α για εισαγωγές ως προς τη μεταβολή των τιμών της εγχώρια (Α) παραγωγής.   |
| $-QM md^A (pq^B + r)$ :                                   | Slutsky-Hicks αποτέλεσμα εισοδήματος, της ζήτησης της Α για εισαγωγές ως προς τη μεταβολή των τιμών των εισαγόμενων.   |
| $QM \epsilon_{MD} (pq^A - pq^B - r)$ :                    | καθαρό αποτέλεσμα υποκατάστασης της ζήτησης της Α για εισαγωγές, ως προς τη μεταβολή της σχετικής τιμής των εγχώριων παραγόμενων έναντι των εισαγόμενων.   |
| $e^A$ ( $e^B$ ):  | ελαστικότητα προσφοράς του προϊόντος της Α (Β) ως προς το πραγματικό κόστος εργασίας (μονάδες χρηματικού μισθού).  |
| $my_m^{dA} \equiv \frac{\partial M^{dA}}{\partial Y_m}$ : | οριακή μεταβολή της ζήτησης χρήματος στη χώρα Α ( $M^{dA}$ ) σε μια κατά μονάδα μεταβολή του χρηματικού εισοδήματος ( $Y_m$ ), δηλαδή εισοδηματική οριακή ροπή ζήτησης χρήματος. Τα αντίστοιχα σύμβολα ισχύουν και για τη χώρα Β ( $my_m^{dB}$ ).  |
| $mi^{dA} \equiv \frac{\partial M^{dA}}{\partial i^A}$ :   | οριακή μεταβολή της ζήτησης χρήματος στη χώρα Α σε μια κατά μονάδα μεταβολή του ονομαστικού του επιτοκίου ( $i$ ), δηλαδή επιτοκιακή οριακή ροπή ζήτησης χρήματος.   |

Στην αρχική κατάσταση υποθέτουμε:

$$QM^A PQ^B R = QM^B PQ^A = QM^A = QM^B = QM$$

H (1.26) και (1.27) προκύπτουν παίρνοντας τα διαφορικά των ταυτοτήτων δαπανών:

$$D^A \equiv (Q^A - QM^B) PQ^A + QM^A PQ^B R$$

$$D^B \equiv (Q^B - QM^A) PQ^B + QM^B (PQ^A / R)$$

Οι (1.28) και (1.29) είναι οι συναρτήσεις δαπανών του Meade (1951) σε μορφή διαφορικών. Σε αυτές οι όροι  $D^A PQ^A$  και ο αντίστοιχος για τη Β χώρα έχουν εισαχθεί για να δείξουν ότι οι συναρτήσεις δαπανών είναι “πραγματικές συναρτήσεις”, αφού η εγχώρια δαπάνη σε σταθερές τιμές είναι συνάρτηση του πραγματικού εισοδήματος (ή συνολική δαπάνη είναι ομογενής πρώτου βαθμού ως προς το χρηματικό εισόδημα και όλες τις τιμές, ακόμα και τις τιμές εισαγωγών). Έτσι, μια μεταβολή στο Εμπορικό Ισοζύγιο θα προκαλέσει ισοποσοστιαία μεταβολή στη χρηματική δαπάνη.

Είναι αξιοσημείωτο ότι ο Meade (1951), για λόγους απλοποίησης του υποδείγματός του, θεωρεί ότι η μεταβολή του επιπέδου των τιμών των εγχώριων αγαθών αντιπροσωπεύει τη μεταβολή του γενικού επιπέδου των τιμών. Κατά συνέπεια, το αποτέλεσμα της μεταβολής των όρων εμπορίου στο γενικό επίπεδο τιμών και την εγχώρια δαπάνη δεν λαμβάνεται υπόψη, αφού συνιστά αμελητέα ποσότητα.

Ο Tsiang (1961), διορθώνοντας αυτή την παράλειψη του Meade (1951) για την οποία δέχτηκε σημαντική κριτική από τον H.G. Johnson<sup>31</sup>, πρότεινε τελικά ως συνάρτηση δαπανών τις (1.28α) και (1.29α) που λαμβάνουν υπόψη τους το αποτέλεσμα των όρων εμπορίου. Ας σημειωθεί από την (1.28α) ότι:

$$\frac{\partial D^A}{\partial (pq^A - pq^B - r)} = -\lambda^A \cdot QM.$$

Δηλαδή, η μερική παράγωγος της εγχώριας δαπάνης ως προς τη μεταβολή των όρων εμπορίου, λόγω της υποτίμησης, είναι ίση με το αρνητικό του γινομένου της οριακής ροπής για θησαύριση (εξ'ορισμού=1-α) επί την αρχική ποσότητα εισαγωγών. Αυτές οι τελευταίες (1.28α) και (1.29α) κάτω από την υπόθεση της μη χρηματικής

<sup>31</sup> Johnson, H.G. (1958), “Towards a General Theory of the Balance of Payments”, *International Trade and Economic Growth*, Chapter 6, London.

αυταπάτης των εργαζομένων και των μη δυναμικών προσδοκιών για τις τιμές προκύπτουν<sup>32</sup> από την πραγματική εγχώρια δαπάνη, η οποία θεωρείται συνάρτηση του πραγματικού εγχώριου εισοδήματος ( $Y=Q pq$ ) και του επιτοκίου ( $i$ ). Δηλαδή,

$$(1.30) \quad \frac{D^A}{P^A} = D^A \left( \frac{Q^A P Q^A}{P^A}, i^A \right)$$

Εξάλλου, το γενικό επίπεδο τιμών της χώρας A ( $P^A$ ) ορίζεται ως εξής:

$$(1.31) \quad P^A = \frac{D^A - QM^A}{D^A} pq^A + \frac{QM^A}{D^A} pq^B R$$

Δεδομένου ότι στην αρχική κατάσταση  $pq^A = pq^B = R = 1 \Rightarrow P^A = 1$ .

Οι εξισώσεις (1.32) και (1.33) εκφράζουν τις συναρτήσεις εισαγωγών, ενώ οι (1.34) και (1.35) εκείνες των μεταβολών των επιπέδων των εθνικών τιμών. Οι δύο τελευταίες απορρέουν από το διαφορικό της εξίσωσης της αξίας του οριακού προϊόντος της εργασίας ( $PQ^A (l^A / q^A)$ ) με το χρηματικό μισθό ( $\bar{W}$ ) που εδώ θεωρείται σταθερός<sup>33</sup>. Οι εξισώσεις (1.36) και (1.37) εκφράζουν τη ζήτηση χρήματος

<sup>32</sup> Παίρνοντας τα διαφορικά των (1.30) και (1.31) και με αντικατάσταση έχουμε:

$$d^A - (D^A - QM) pq^A - QM (pq^B + R) = (1-\lambda^A) [q^A + Q^A pq^A - \frac{Q^A (D^A - QM)}{D^A} pq^A - \frac{Q^A QM}{D^A} (pq^B + R)] - \rho^A \Delta i$$

Δεδομένου ότι στην αρχική κατάσταση  $Q^A = D^A$ , θα έχουμε:

$$d^A = (1-\lambda^A)q^A + D^A pq^A - \lambda^A QM (pq^A - pq^B - R) - \rho^A \Delta i^A, \text{ δηλαδή την (1.28α)}$$

<sup>33</sup> Πιο συγκεκριμένα μεγιστοποίηση των κερδών της τέλεια ανταγωνιστικής επιχείρησης, από την οποία προκύπτει και η συνάρτηση ζήτησης εργασίας έχουμε:

$W = P \text{ MPL}$ , όπου  $\text{MPL} = \frac{\partial Q}{\partial L}$ : οριακό προϊόν της εργασίας. Η σχέση αυτή χρησιμοποιώντας τους

παραπάνω συμβολισμούς γίνεται  $\bar{W}^A = PQ^A \frac{q^A}{l^A}$  ή  $PQ^A = \bar{W}^A \frac{l^A}{q^A}$  (1). Υπενθυμίζεται ότι

έχουμε υποθέσει για την αρχική κατάσταση  $PQ^A = \bar{W}^A = 1$  και έτσι πρέπει και  $\frac{l^A}{q^A} = 1$ .

Παίρνοντας το διαφορικό της (1) θα έχουμε:

$pq^A = W^A d\left(\frac{l^A}{q^A}\right) + \frac{l^A}{q^A} w^A$  ή  $pq^A = d\left(\frac{l^A}{q^A}\right)$  (2). Από τον ορισμό της ελαστικότητας

εξάλλου, έχουμε:



στις δύο χώρες A και B αντίστοιχα ως συνάρτηση του χρηματικού εισοδήματος και του επιτοκίου. Τέλος, η εξίσωση του Εμπορικού Ισοζυγίου, σε διαφορικό, της χώρας A εκφρασμένου στο νόμισμά της δίνεται από την (1.38).

## B. Τα Αποτελέσματα της Υποτίμησης

### B1. Η Περίπτωση της Εσωτερικής Ισορροπίας

Η υπόθεση ότι ακολουθείται νομισματική πολιτική που εξασφαλίζει εσωτερική ισορροπία και στις δύο χώρες ( $Y_e = Y_f$ ) σημαίνει ότι η μεταβολή της εγχώριας παραγωγής είναι μηδενική, δηλαδή  $q^A = q^B = 0$ . Αυτό σε συνδυασμό με την υπόθεση περί σταθερότητας των χρηματικών μισθών ( $\bar{W}$ ) μεταφράζει το γεγονός της σταθερότητας των τιμών των εγχώρια παραγόμενων αγαθών, δηλαδή  $p q^A = p q^B = 0$ . Κατά συνέπεια οι εξισώσεις (1.34) και (1.35) που εκφράζουν τις τελευταίες, μπορούν να παραλειφθούν. Η ζητούμενη, λοιπόν, επίδραση της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο δίνεται από τη λύση των (1.26) και (1.27) εξισώσεων δαπανών, (1.32) και (1.33) εξισώσεων εισαγωγών και (1.38) εξίσωσης Εμπορικού Ισοζυγίου της A, ως προς  $(bt/r)$ , η οποία τελικά συνοψίζεται στην παρακάτω σχέση (1.39):

$$(1.39) \quad \frac{bt}{r} = \frac{d(BT)}{dR} = \frac{(md^{AB} + \varepsilon_{MD}^{AB} - 1) QM}{1 - md^A - md^B}$$

όπου:

$$md^{AB} = md^A + md^B \quad \text{και}$$

$$\varepsilon_{MD}^{AB} = \varepsilon_{MD}^A + \varepsilon_{MD}^B$$

Η σχέση (1.39) διαφέρει από τη συνθήκη MLR τουλάχιστον ως προς τον παρονομαστή. Αυτό οφείλεται στη διαφορά στη φύση της ελαστικότητας ζήτησης ( $\varepsilon_{MD}$ ) για εισαγωγές και της οριακής ροπής για εισαγωγές ( $md$ ), οι οποίες εδώ αναφέρονται στη μεταβολή της εγχώριας δαπάνης και όχι του εισοδήματος. Επομένως, δεν είναι δυνατόν να μη ληφθεί υπόψη το αποτέλεσμα των εισαγωγών που προκαλείται από την επίδραση της υποτίμησης στη μεταστροφή της εγχώριας

---


$$e^A \frac{q^A/Q^A}{p q^A/P Q^A} = \frac{q^A}{Q^A} \cdot \frac{l^A/q^A}{d(l^A/q^A)} = \frac{q^A}{Q^A} \cdot \frac{1}{p q^A} \quad \text{ή} \quad p q^A = \frac{1}{e^A} \cdot \frac{q^A}{Q^A}$$

δαπάνης παρά την υπόθεση του σταθερού εισοδήματος που υιοθετούμε σε αυτήν την περίπτωση, ακριβώς για τον προαναφερθέντα λόγο.

Εξάλλου, δεδομένου ότι ο παρονομαστής της (1.39) αναμένεται φυσιολογικά θετικός, η ευστάθεια της αγοράς συναλλάγματος  $[(bt/r) > 0]$  εξασφαλίζεται από τις ίδιες προϋποθέσεις που επιβάλλει η συνθήκη MLR, δηλαδή πρέπει το κατ'απόλυτο τιμή άθροισμα των ελαστικοτήτων ζήτησης για εισαγωγές και για τις δύο χώρες A και B να είναι μεγαλύτερο της μονάδας. Επίσης, στη συγκεκριμένη περίπτωση όπου η νομισματική πολιτική χρησιμοποιείται για την επίτευξη της εσωτερικής ισορροπίας ( $Y_E = Y_F$ ) το αποτέλεσμα των όρων εμπορίου στην εγχώρια δαπάνη [εάν χρησιμοποιούμε τις (1.28α) και (1.29α) στη θέση των (1.26) και (1.27)] δε θα επηρέαζε καθόλου την επίδραση της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο, όπως αυτή εκφράζεται από τη σχέση (1.39), αφού η νομισματική πολιτική θα συμψήφιζε οποιοδήποτε αποτέλεσμα όρων εμπορίου στη δαπάνη, έτσι ώστε να διατηρείται συνέχεια η εσωτερική ισορροπία.

Συνοψίζοντας αυτή την περίπτωση όπου υποθέτουμε ισορροπία του εσωτερικού τομέα της οικονομίας, οι νομισματικοί παράγοντες δεν εμφανίζονται στη σχέση (1.39) που εκφράζει το συνολικό αποτέλεσμα στο Εμπορικό Ισοζύγιο, αφού λειτουργούν μόνο έμμεσα.

### B2. Η Περίπτωση της Ουδέτερης Νομισματικής Κεϋνσιανής Πολιτικής.

Με δεδομένη τη μη εφαρμογή από την Κυβέρνηση εμπορικής ή δημοσιονομικής πολιτικής για τον επηρεασμό εισαγωγών, εξαγωγών και εγχώριας δαπάνης, η ουδέτερη νομισματική πολιτική κεϋνσιανής έμπνευσης<sup>34</sup> αντανακλάται στη διατήρηση σταθερού του ονομαστικού επιτοκίου ( $\bar{i}$ ) από τις νομισματικές αρχές, μέσω της τέλεια ανελαστικής προσφοράς χρήματος (στο επιθυμητό ύψος επιτοκίου). Εφαρμόζοντας αυτή τη νομισματική πολιτική στις χώρες A και B του υποδείγματος, οι εξισώσεις της ζήτησης χρήματος (1.36) και (1.37) μπορούν να παραλειφθούν, αφού υποθέτουμε  $\Delta i^A = \Delta i^B = 0$ . Από τη λύση των υπόλοιπων ((1.26) έως (1.29), (1.32) έως (1.35) και (1.38)) ως προς  $(bt/r)$  έχουμε:

<sup>34</sup> Αυτή διακρίνεται σαφώς από τη λεγόμενη "ορθόδοξη" ουδέτερη νομισματική πολιτική, η οποία για μηδενικό ρυθμό αύξησης του πληθυσμού και της παραγωγικής ικανότητας της οικονομίας, συνίσταται στη διατήρηση σταθερής μακροχρόνια της προσφοράς χρήματος ( $\bar{M}^s$ ).

$$(1.40) \quad \frac{bt}{r} = \frac{d(BT)}{dR} = \frac{\lambda^A \lambda^B (md^{AB} + \varepsilon_{MD}^{AB} - 1)QM}{\Delta_1}$$

όπου:

$$\Delta_1 = \lambda^A \lambda^B \left\{ 1 + \frac{md^A(1-\lambda^A)}{\lambda^A} + \frac{md^B(1-\lambda^B)}{\lambda^B} + (md^{AB} + \varepsilon_{MD}^{AB} - 1) \left( \frac{APMD^A}{\lambda^A e^A} + \frac{APMD^B}{\lambda^B e^B} \right) \right\}$$

$APMD \equiv \frac{M}{A}$ : Μέση ροπή για εισαγωγές, πριν την υποτίμηση, οριζόμενη στη βάση

της εγχώριας δαπάνης και όχι του εισοδήματος.

Όπως φαίνεται από την (1.40) για την ευστάθεια της αγοράς συναλλάγματος απαιτείται και εδώ  $[(bt/r) > 0]$ . Σύμφωνα με την “αρχή της αντιστοιχισής” (correspondence principle) του Samuelson<sup>35</sup>, δεδομένου ότι είναι αδύνατον η συναλλαγματική ισοτιμία να είναι ευσταθής όταν ολόκληρο το σύστημα μέσα στο οποίο προσδιορίζεται είναι δυναμικά ασταθές, συμπεραίνουμε ότι τόσο η (1.40) όσο και ο όρος  $\Delta_1$  πρέπει να είναι θετικοί, έτσι ώστε η ισοτιμία να είναι ευσταθής. Κάτι τέτοιο επιτυγχάνεται για θετικές οριακές ροπές για θησαύριση ( $\lambda^A, \lambda^B > 0$ ), όταν  $(md^{AB} + \varepsilon_{MD}^{AB} - 1 > 0)$ .

Έτσι, η κρίσιμη τιμή του αθροίσματος των ελαστικοτήτων ζήτησης για εισαγωγές και των δύο χωρών Α και Β είναι όπως και στην κλασική περίπτωση (θεωρία ελαστικοτήτων) η μονάδα. Η μόνη διαφορά είναι ότι σε αυτή την κεϋνσιανή περίπτωση της ουδέτερης νομισματικής πολιτικής, το αποτέλεσμα της υποτίμησης μετριάζεται από τις μεταβολές του εισοδήματος και τη μεταβολή των τιμών στις δύο χώρες.

### B3. Αποτέλεσμα Όρων Εμπορίου.

Κάνοντας μια παρέκκλιση από τον κύριο σκοπό του άρθρου του, ο Tsiang (1961) ερευνά την επίδραση των όρων εμπορίου στη συνολική δαπάνη (εγχώρια ζήτηση). Έτσι, αντί για τις εξισώσεις (1.28) και (1.29), χρησιμοποιώντας στο παραπάνω σύστημα τις (1.28α) και (1.29α) αντίστοιχα, αφού το λύνει ως προς  $(bt/r)$  καταλήγει στην (1.41):

<sup>35</sup> Samuelson, P. (1941), “The Stability of Equilibrium: Comparative Statics and Dynamics”, *Econometrica*, vol.9, pp.97-120.

$$(1.41) \quad \frac{bt}{r} = \frac{d(BT)}{dR} = \frac{\lambda^A \lambda^B (\varepsilon_{MD}^{AB} - 1) QM}{\Delta_2}$$

όπου:

$$\Delta_2 = \lambda^A \lambda^B \left\{ \left[ 1 + \frac{md^A(1-\lambda^A)}{\lambda^A} + \frac{md^B(1-\lambda^B)}{\lambda^B} \right] + \left( 1 + \frac{APMD^A}{e^A} + \frac{APMD^B}{e^B} \right) \right. \\ \left. + (\varepsilon_{MD}^{AB} - 1) \left( \frac{APMD^A}{\lambda^A e^A} + \frac{APMD^B}{\lambda^B e^B} \right) \right\}$$

Και εδώ όπως και προηγουμένως, η αρχή της αντιστοίχισης του Samuelson απαιτεί να είναι θετικές τόσο η (1.41) όσο και ο όρος  $\Delta_2$ . Με άλλα λόγια, υποθέτοντας πάλι ότι ( $\lambda^A, \lambda^B > 0$ ), η κρίσιμη συνθήκη ευστάθειας απαιτεί το άθροισμα των συνιστωσών του καθαρού αποτελέσματος υποκατάστασης στις ελαστικότητες ζήτησης για εισαγωγές και των δύο χωρών Α και Β να είναι μεγαλύτερο της μονάδας ( $\varepsilon_{MD}^{AB} - 1 > 0$ ).

Είναι αξιοσημείωτο ότι, όπως φαίνεται από τη σύγκριση των σχέσεων (1.40) και (1.41), επαληθεύονται τα ευρήματα τόσο του Harberger (1950) όσο και των Loursen and Metzler (1950) αναφορικά με τη συνθήκη για την ευστάθεια της αγοράς συναλλάγματος, η οποία γίνεται περισσότερο αυστηρή όταν λαμβάνεται υπόψη η επίδραση των όρων εμπορίου στη συνολική δαπάνη (βλέπε  $\varepsilon_{MD}^{AB} - 1 > 0$  έναντι  $md^{AB} + \varepsilon_{MD}^{AB} - 1 > 0$ ).

#### B4 Αστάθεια της Ουδέτερης Κεϋνσιανής Νομισματικής Πολιτικής.

Ο Tsiang προτείνοντας τη δική του σύνθεση ελαστικοτήτων απορρόφησης επισημαίνει την επίδραση των νομισματικών παραγόντων στα αποτελέσματα της υποτίμησης κάνοντας τις παρακάτω παρατηρήσεις που απορρέουν από τις σχέσεις (1.40) ή (1.41):

1. Είναι αδύνατον να διχοτομηθεί το αποτέλεσμα της υποτίμησης σε εκείνα των σχετικών τιμών και της απορρόφησης ή του πολλαπλασιαστή εξωτερικού εμπορίου. Πράγματι, όταν εγκαταλειφθούν οι συνήθως χρησιμοποιούμενες στο διεθνές εμπόριο υποθέσεις του σταθερού κόστους παραγωγής και της ισχύος του νόμου της ενιαίας τιμής (για τα ομοιογενή αγαθά) η προσέγγιση της απορρόφησης οδηγεί σε μεταβολές των σχετικών τιμών, οι οποίες επιδρούν στο Εμπορικό

Ισοζύγιο. Επομένως δεν είναι σωστό να θεωρείται το υπόδειγμα της απορρόφησης ανώτερο εκείνου των ελαστικοτήτων.

2. Η προσέγγιση της απορρόφησης είναι καλή στην ουδέτερη κεϋνσιανή νομισματική πολιτική, αφού εκτός από την ειδική περίπτωση της θετικής οριακής ροπής για θησαύριση και για τις δύο χώρες ( $\lambda^A, \lambda^B > 0$ ), το Εμπορικό Ισοζύγιο είναι απίθανο να προσδιορίζεται κάτω από συνθήκες ευσταθούς ισορροπίας, ακόμα και εάν το άθροισμα των ελαστικοτήτων ζήτησης για εισαγωγές και των δύο χωρών είναι μεγαλύτερο της μονάδας. Εάν η οριακή ροπή για θησαύριση μίας από τις δύο χώρες είναι αρνητική ( $\lambda^A$  ή  $\lambda^B < 0$ ) ακόμα και αν η ελαστικότητα της ζήτησης για εισαγωγές ως προς τη δαπάνη και των δύο χωρών είναι μεγαλύτερη από τη μονάδα ( $\varepsilon_{MD}^{AB} > 0$ ), οι σχέσεις (1.40) ή (1.41) δε μπορούν να είναι θετικές (δηλαδή  $(bt/r) > 0$ ) έστω και αν η αναγκαία συνθήκη ευσταθούς δυναμικής ισορροπίας του συστήματος, δηλαδή  $\delta_1$  ή  $\delta_2 > 0$  ικανοποιείται.

Εάν και οι δύο ροπές για θησαύριση είναι αρνητικές ( $\lambda^A, \lambda^B < 0$ ), όπως φαίνεται από τις (1.40) ή (1.41), είναι δυνατό οι τελευταίες να μην είναι θετικές. Σε κάθε περίπτωση όμως υπενθυμίζεται ότι  $\delta_1$  (ή  $\delta_2 > 0$ ) συνιστά μόνο την αναγκαία συνθήκη για τη δυναμική ευστάθεια του συστήματος.

Εάν μία από τις δύο ροπές για θησαύριση είναι μηδενική ( $\lambda^A = 0$  ή  $\lambda^B = 0$ ) τότε  $(bt/r) = 0$  και επομένως η υποτίμηση δε θα έχει καμιά αποτελεσματικότητα στη βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου.

Γενικά όμως, δεν είναι καθόλου απίθανο στην πραγματική οικονομική ζωή τα  $\lambda^A$  ή  $\lambda^B$  ( $\equiv 1-\alpha$ ) να είναι μικρότερα ή ίσα από το μηδέν. Επομένως γίνεται σαφές ότι η ευστάθεια της αγοράς συναλλάγματος (ή του Εμπορικού Ισοζυγίου) είναι ιδιαίτερα επισφαλής, ιδιαίτερα αν ικανοποιείται η συνθήκη *MLR*. Έτσι είναι αδύνατο οι αγορές του εξωτερικού τομέα των δύο χωρών να γίνουν ευσταθείς απλώς με την ανάπτυξη των εμπορικών τους συναλλαγών, επειδή η αστάθεια της μίας δε μπορεί να συμψηφιστεί με την ευστάθεια της άλλης.

3. Ακόμα και αν τόσο το άθροισμα των ελαστικοτήτων ζήτησης για εισαγωγές των δύο χωρών A και B είναι κατά πολύ μεγαλύτερο της μονάδας όσο και οι δύο οριακές ροπές για θησαύριση είναι θετικές, η υπόθεση της ουδέτερης κεϋνσιανής νομισματικής πολιτικής θα οδηγήσει την ισοτιμία σε μία "αδιάφορη" ή "ουδέτερη"

ισορροπία όσο περισσότερο η χώρα που υποτιμά το νόμισμά της πλησιάζει την κατάσταση του εισοδήματος ισορροπίας πλήρους απασχόλησης ( $Y_E \rightarrow Y_F$ ).

Όταν  $Y_E^A \approx Y_F^A$  ή  $e^A \rightarrow 0$  και επομένως  $\delta_1$  ή  $\delta_2 \rightarrow \infty$ . Κατά συνέπεια η υποτίμηση δεν θα έχει καμία επίδραση στη βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου ( $bt/r) \rightarrow 0$ .

4. Εάν κάτω από την υπόθεση της ουδέτερης κεϋνσιανής νομισματικής πολιτικής εξετάζοντας την αποτελεσματικότητα της υποτίμησης στη βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου λάβουμε υπόψη μας και τα φαινόμενα αφενός του φαύλου κύκλου υποτίμησης-πληθωρισμού-μισθολογικών διεκδικήσεων-υποτίμησης και αφετέρου της αποσταθεροποιητικής κερδοσκοπικής κίνησης κεφαλαίων, η δημιουργούμενη γενικά αστάθεια της αγοράς συναλλάγματος τώρα (ουδέτερη κεϋνσιανή νομισματική πολιτική, δηλαδή πρόσδεση σε ένα σταθερό επιτόκιο) θα αυξηθεί.

Αυτή ήταν η περίπτωση του γαλλικού φράγκου τη δεκαετία του '20, όταν δέχτηκε κερδοσκοπικές επιθέσεις επειδή η γαλλική κυβέρνηση ακολουθούσε μια ουδέτερη κεϋνσιανή νομισματική πολιτική διατηρώντας σταθερό το επιτόκιο εξαιτίας του διογκούμενου χρέους της.

Συνεπώς είναι πρόδηλο πόσο κρίσιμο ρόλο στην αποτελεσματικότητα της υποτίμησης για τη βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου παίζει η θεωρούμενη ως "δεδομένη" νομισματική πολιτική από πολλούς οικονομολόγους ακόμα και κεϋνσιανούς.

#### B5 Ορθόδοξη Ουδέτερη Νομισματική Πολιτική.

Αντίθετα με την κεϋνσιανή, η ορθόδοξη ουδέτερη νομισματική πολιτική ( $\bar{M}^s \uparrow \downarrow i$ ) μπορεί να διαδραματίσει σημαντικό *σταθεροποιητικό* ρόλο στην αγορά συναλλάγματος. Το αποτέλεσμα της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο προκύπτει από τη λύση του υποδείγματος που προτείνει ο Tsiang (1961) (1.26-1.29, 1.32-1.38 ή του ίδιου αλλά αντικαθιστώντας τις 1.28 και 1.29 με τις 1.28α και 1.29α αντίστοιχα). Η λύση του συστήματος ως προς  $bt$  σε όρους  $r$ , θέτοντας  $md^A = md^B = 0$ , στην πρώτη περίπτωση (χωρίς το αποτέλεσμα των όρων εμπορίου στην εγχώρια δαπάνη) είναι:

$$(1.42) \quad \frac{bt}{r} = \frac{d(BT)}{dR} = \alpha\beta \frac{(md^{AB} + \varepsilon_{MD}^{AB} - 1)QM}{\Delta_3}$$

όπου:

$$\Delta_3 = \alpha\beta \left\{ \left[ 1 + \frac{md^A(1-\alpha)}{\alpha} + \frac{md^B(1-\beta)}{\beta} \right] + (md^{AB} + \varepsilon_{MD}^{AB} - 1) \left( \frac{APMD^A}{\alpha e^A} + \frac{APMD^B}{\beta e^B} \right) \right\}$$

$$\alpha = \lambda^A + \left( 1 + \frac{1}{e^A} \right) \frac{e^A m y_m^{dA}}{m i^{dA}}$$

$$\beta = \lambda^B + \left( 1 + \frac{1}{e^B} \right) \frac{e^B m y_m^{dB}}{m i^{dB}}$$

Η εξίσωση (1.42) αλλά και ο όρος  $\Delta_3$  δε διαφέρουν ουσιαστικά από τις (1.40) και  $\Delta_1$  αντίστοιχα. Η μόνη διαφορά είναι ότι τα  $\alpha$  και  $\beta$  αντικατέστησαν τα  $\lambda^A$  και  $\lambda^B$ . Είναι πρόδηλο από τους ορισμούς των όρων  $\alpha$  και  $\beta$  ότι μπορούν να θεωρηθούν ότι περιλαμβάνουν δύο ροπές (συνιστώσες). Η πρώτη αφορά την οριακή ροπή για θησαύριση που προκαλείται από τις μεταβολές του πραγματικού εισοδήματος ( $\lambda^A$ ,  $\lambda^B$ ). Η δεύτερη αφορά την οριακή ροπή για θησαύριση που πηγάζει από τις μεταβολές του επιτοκίου, το οποίο με τη σειρά του εξαρτάται από τη ζήτηση χρήματος για συναλλαγές. Αναφορικά λοιπόν με το πρόσημο των  $\alpha$  και  $\beta$ , προκύπτει ότι όσο η επιτοκιακή ελαστικότητα της ζήτησης χρήματος δεν είναι μεγάλος αριθμός ( $|mi^D| < \infty$ ) και η επιτοκιακή ελαστικότητα της εγχώριας δαπάνης είναι διάφορη του μηδενός ( $\rho^A \neq 0$ ), η οριακή ροπή για θησαύριση που προκαλείται από τις μεταβολές του επιτοκίου θα είναι πάντα θετική. Έτσι, εκτός αν η αρχική κατάσταση συμπίπτει με την παγίδα ρευστότητας, αυτή η δεύτερη συνιστώσα της οριακής ροπής για θησαύριση (που προκύπτει από τις μεταβολές του επιτοκίου) μπορεί να κυριαρχεί πάνω στην πρώτη ( $\lambda^A$  ή  $\lambda^B$ ), ανεξάρτητα από το πρόσημο της τελευταίας και έτσι οι  $\alpha$ ,  $\beta$  να είναι θετικές.

Επομένως, όταν ακολουθείται από τις νομισματικές αρχές "ορθόδοξη" ουδέτερη νομισματική πολιτική, επειδή η οριακή ροπή για θησαύριση είναι θετική ( $\Leftrightarrow \alpha < 0$ ), η αγορά συναλλάγματος θα είναι ευσταθής<sup>36</sup>.

<sup>36</sup> Υπενθυμίζεται ότι τα αντίθετα ακριβώς ισχύουν στην περίπτωση της ουδέτερης κενσιακής νομισματικής πολιτικής ακριβώς επειδή συνήθως  $\lambda^A, \lambda^B < 0$  ή  $\Leftrightarrow \alpha > 0$ , όπου  $\alpha$  η οριακή ροπή για απορρόφηση.

Επιπλέον, ακόμα και αν το επίπεδο ισορροπίας του εισοδήματος τείνει σε εκείνο της πλήρους απασχόλησης ( $Y_E \rightarrow Y_F$ ), δε δημιουργείται αστάθεια στην αγορά συναλλάγματος ή στο Εμπορικό Ισοζύγιο, κάτω από την υπόθεση της ορθόδοξης ουδέτερης νομισματικής πολιτικής, όπως αντίθετα συνέβαινε με την αντίστοιχη κεινσιανή. Αυτό προκύπτει αν λύσουμε την (1.42) θέτοντας  $e^A \rightarrow 0$ .

$$(1.43) \quad \frac{bt}{r} \rightarrow \frac{(md^{AB} + \varepsilon_{MD}^{AB} - 1) QM}{1 - md^A + \frac{md^B(1 - \beta)}{\beta} + (md^{AB} + \varepsilon_{MD}^{AB} - 1) \left( \frac{APMD^{dA} mi^{dA}}{\rho^A my_m^{dA}} + \frac{APMD^B}{\beta e^B} \right)}$$

αφού:  $\alpha \rightarrow \infty$ ,  $\alpha e^A \rightarrow \frac{e^A my_m^{dA}}{mi^{dA}}$ , όσο  $e^A \rightarrow 0$

Η (1.43) εκφράζει το σπουδαίο συμπέρασμα της εργασίας του Tsiang (1961) ότι κάτω από την υπόθεση της ορθόδοξης ουδέτερης νομισματικής πολιτικής, σε συνθήκες πλήρους απασχόλησης και κατάσταση αποθησαύρισης ( $\alpha \lesssim 1$ ) δεν υπάρχει κίνδυνος για την ευστάθεια της αγοράς συναλλάγματος ή του Εμπορικού Ισοζυγίου. Αυτό το συμπέρασμα δεν αλλάζει αν εισάγουμε στο σύστημα και το αποτέλεσμα των όρων εμπορίου (εξισώσεις (1.28α) και (1.29α) σε αντικατάσταση των (1.28) και (1.29) αντίστοιχα):

$$(1.44) \quad \frac{bt}{r} = \frac{\alpha\beta(md^{AB} + \varepsilon_{MD}^{AB} - 1 - \frac{\lambda^A md^A}{\alpha} - \frac{\lambda^B md^B}{\beta}) QM}{\Delta_4}$$

όπου:

$$\Delta_4 = \alpha\beta \left\{ 1 + \frac{md^A(1 - \alpha)}{\alpha} + \frac{md^B(1 - \beta)}{\beta} + \left[ md^{AB} + \varepsilon_{MD}^{AB} - 1 + \lambda^B(1 - md^{AB}) - \frac{md^A(\lambda^B - \lambda^A)}{\alpha} \right] \frac{APMD^B}{\beta e^B} \right\}$$

Συγκρίνοντας την (1.44) με την (1.42), ο Tsiang (1961) επαληθεύει τα ευρήματα των Harberger και Laursen and Metzler ότι, εάν  $\lambda^A, \lambda^B > 0$  (θετική θησαύριση κάτι που είναι ισοδύναμο με οριακή ροπή για απορρόφηση μικρότερη της μονάδας,  $\alpha < 0$ ) έτσι ώστε η επιδείνωση των όρων εμπορίου να προκαλέσει μείωση



της απορρόφησης της χώρας (A) που υποτιμά το νόμισμά της, τότε το αποτέλεσμα των όρων εμπορίου στην (A) κάνει πιο αυστηρή τη συνθήκη ευστάθειας της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Επίσης από τη σύγκριση της (1.44) με την (1.41) προκύπτει ότι η σπουδαιότητα της σταθερότητας των όρων εμπορίου στην απορρόφηση μειώνεται κατά την υπόθεση της ορθόδοξης ουδέτερης νομισματικής πολιτικής. Με δεδομένη αυτή την τελευταία υπόθεση και  $\alpha, \beta > 0$  που θεωρείται εύλογο σε αυτήν τη νομισματική πολιτική, η συνθήκη ευστάθειας δίνεται από τον όρο που βρίσκεται σε παρένθεση στον αριθμητή της (1.44).

#### **1.1.4 Η Νομισματική Προσέγγιση του Ισοζυγίου Πληρωμών (ΝΠΠ).**

Αν και στα πλαίσια αυτής της διατριβής η Νομισματική Προσέγγιση του Ισοζυγίου Πληρωμών (ΝΠΠ) δε χρησιμοποιείται στην εμπειρική μας διερεύνηση για λόγους που αναφέρονται στις περιοριστικές υποθέσεις του υποδείγματος (πλήρης κινητικότητα διεθνών κεφαλαίων, πλήρης ανταγωνισμός σε όλες τις αγορές, ισχύς των Ισοδυναμιών Αγοραστικών Δυνάμεων αλλά και Επιτοκίων κ.ά.) οφείλουμε να αναφέρουμε τα κύρια σημεία της θεωρίας αυτής, η οποία από τη δεκαετία του '60 και κυρίως του '70 κυριαρχεί στον ακαδημαϊκό χώρο, στο πεδίο της προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου στην ισορροπία του.

Η ΝΠΠ όπως παρουσιάστηκε από τους βασικού θεμελιωτές της (Johnson, 1972, Mundell, 1968, Frenkel & Johnson, 1976, κ.ά.) μπορεί να συνοψισθεί (Gandolfo, 1995) σε τρεις βασικές θέσεις, από τις οποίες απορρέουν και αντίστοιχες προτάσεις οικονομικής πολιτικής.

##### Πρώτη Θέση ΝΠΠ:

Το ισοζύγιο πληρωμών είναι κατά βάση νομισματικό φαινόμενο και γι' αυτό πρέπει να αναλύεται σε όρους εξισορρόπησης αποθεμάτων (stocks) χρήματος. Πιο συγκεκριμένα, η ανισορροπία του ισοζυγίου πληρωμών αντανακλά την ανισορροπία της εγχώριας αγοράς χρήματος και πρέπει να διερευνάται σε όρους προσαρμογής των αποθεμάτων χρήματος στα επιθυμητά από τα άτομα επίπεδά τους. Κατά συνέπεια, η ζήτηση και προσφορά χρήματος είναι οι κύριοι παράγοντες επί των οποίων πρέπει να επικεντρώνεται η προσπάθεια ερμηνείας της εξωτερικής ανισορροπίας της

οικονομίας. Η θέση των υποστηρικτών της ΝΠΙΠΙ ότι το ισοζύγιο πληρωμών είναι νομισματικό φαινόμενο προκύπτει από την παρακάτω ταυτότητα:

$$\Delta(\text{Res}) + \Delta(\text{Ass}) = \Delta M^s \text{ ή}$$

$$(1.45) \quad \Delta(\text{Res}) = \Delta M^s - \Delta(\text{Ass})$$

όπου:

Res: Διεθνή Συναλλαγματικά Διαθέσιμα της Κεντρικής Τράπεζας.

Ass: τα υπόλοιπα εκτός των Res ενεργητικά περιουσιακά στοιχεία της οικονομίας.

$M^s$ : προσφορά χρήματος.

Από την (1.45) είναι πρόδηλο ότι το ισοζύγιο πληρωμών (το αντίκρισμα του οποίου είναι τα Res) είναι νομισματικό φαινόμενο, αφού εξ ορισμού ισούται με τη διαφορά της ποσότητας χρήματος από τα υπόλοιπα περιουσιακά στοιχεία της οικονομίας. Εν τούτοις, η ταυτότητα (1.45) δεν υπονοεί σε καμία περίπτωση οποιαδήποτε αιτιώδη σχέση, η οποία ενδεχομένως θα προέκυπτε από κάποια εξίσωση συμπεριφοράς. Επιπλέον, όπως είδαμε στο υπόδειγμα της απορρόφησης στη σχέση (1.20) το ισοζύγιο πληρωμών είναι ένα πραγματικό φαινόμενο [BT=Y-A]. Είναι προφανές ότι η θέση των οπαδών της ΝΠΙΠΙ ότι το ισοζύγιο πληρωμών είναι νομισματικό φαινόμενο δεν προκύπτει απλά από την ταυτότητα (1.45) αλλά από τον παρακάτω μηχανισμό προσαρμογής. Έτσι, αν εξαιτίας μιας ανισορροπίας στην αγορά χρήματος (π.χ. επεκτατική νομισματική πολιτική της κυβέρνησης) ο ιδιωτικός τομέας βρεθεί να κατέχει μεγαλύτερη από την επιθυμητή ποσότητα χρήματος θα απαλλαγεί από αυτήν αυξάνοντας τη δαπάνη για εγχώρια αγαθά και υπηρεσίες, με βραχυχρόνια συνέπεια την αύξηση των τιμών στο εσωτερικό. Η κατ' αυτόν τον τρόπο προκύπτουσα μεταβολή των σχετικών τιμών προκαλεί μεταστροφή της ζήτησης (expenditure switching). Κάτω από την υπόθεση σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών (ΣΣΙ) και της μικρής ανοικτής οικονομίας, οι τιμές εισαγωγών παραμένουν σταθερές και έτσι για δύο λόγους ( $\uparrow A$  και  $\uparrow M$ ) η ανισορροπία της αγοράς χρήματος αντανakλάται στο ελλειμματικό εμπορικό ισοζύγιο. Ακριβώς γι' αυτό το λόγο το τελευταίο είναι νομισματικό φαινόμενο. Το έλλειμμα του εμπορικού ισοζυγίου, *ceteris paribus*, θα χρηματοδοτηθεί από τη μείωση των διεθνών διαθεσίμων, υποθέτοντας πολιτική μη-στείρωσης (non sterilization policy) μέχρις ότου η

εξωτερική συνιστώσα (Res) της εγχώριας προσφοράς χρήματος να την επαναφέρει ( $M^s = Ass + Res$ ) στο επίπεδο πριν τη νομισματική διαταραχή.

Αν στον παραπάνω μηχανισμό, αντί για ΣΣΙ είχαμε σύστημα διεθνών πληρωμών εκείνο των ελεύθερα Μεταβλητών Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ΜΣΙ) η υπερβάλλουσα ζήτηση συναλλάγματος ( $\Leftrightarrow BT < 0$ ) θα απορροφάτο από την υποτίμηση ( $\uparrow R$ ) με σταθερά τα διεθνή συναλλαγματικά διαθέσιμα<sup>37</sup>. Η υποτίμηση θα αυξήσει τις τιμές των εισαγωγών οι οποίες θα προκαλέσουν άνοδο του γενικού επιπέδου των τιμών σε τρόπο ώστε η πραγματική ζήτηση χρήματος να εξισωθεί με την προσφορά της.

#### Δεύτερη Θέση ΝΠΠΠ:

Οι παγκόσμιες αγορές αγαθών, υπηρεσιών και κεφαλαίων είναι αποτελεσματικές (efficient market hypothesis) κάτι που σημαίνει ότι η τιμή ομοιογενών αγαθών είναι παγκοσμίως η ίδια (law of one price), λαμβάνοντας φυσικά υπόψη τις δεδομένες συναλλαγματικές ισοτιμίες. Κατά συνέπεια τα επίπεδα των εγχώριων τιμών (αγνοώντας το κόστος μεταφοράς) θα συνδέονται από την αρχή της ισοδυναμίας των αγοραστικών δυνάμεων (Purchasing Power Parity):  $P = RP^*$ , η οποία εκφράζει τη βασική θέση της ΝΠΠΠ, ότι για δεδομένο επίπεδο τιμών στο εξωτερικό ( $P^*$ ) και συναλλαγματική ισοτιμία ( $R$ ), το επίπεδο των τιμών στο εσωτερικό θα είναι σταθερό.

#### Τρίτη Θέση της ΝΠΠΠ:

Η οικονομία βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας πλήρους απασχόλησης ( $Y_E = Y_F$ ), εξαιτίας της ευκαμψίας τιμών, αγαθών και αμοιβών συντελεστών, αφού ισχύει διεθνώς σε όλες τις αγορές ο πλήρης ανταγωνισμός. Ειδικά για αυτή τη θέση της η ΝΠΠΠ αξιολογείται ως θεωρία μακροχρόνιας ισορροπίας.

Οι βασικές προτάσεις οικονομικής πολιτικής των παραπάνω τριών θέσεων της ΝΠΠΠ είναι:

- α) Κάτω από σύστημα ΣΣΙ, η νομισματική πολιτική δε μπορεί να ελέγξει την εγχώρια προσφορά χρήματος, όπως είδαμε κυρίως από την πρώτη θέση της ΝΠΠΠ.
- β) Επειδή η διαδικασία προσαρμογής στην ισορροπία του εμπορικού ισοζυγίου είναι *αυτόματη*, η καλύτερη πολιτική από τις νομισματικές αρχές είναι να μην παρέμβουν καθόλου στις αγορές. Κατά τη ΝΠΠΠ, η ανισορροπία του εμπορικού ισοζυγίου είναι

το νομισματικό σύμπτωμα της ανισορροπίας μεταξύ της επιθυμητής και της πραγματικής ποσότητας χρήματος που κατέχουν τα άτομα της οικονομίας.

Αναλυτικότερα το βασικό υπόδειγμα της Νομισματικής Προσέγγισης Ισοζυγίου Πληρωμών περιγράφεται από τις εξισώσεις:

$$(1.46) \quad M^s = Cr + Res \cdot R$$

$$(1.47) \quad M^d = k \cdot P \cdot Y$$

$$(1.48) \quad M^s = M^d$$

$$(1.49) \quad P = P^* \cdot R$$

$$(1.50) \quad i = i^*$$

$$(1.51) \quad i = i(P, Y, M)$$

$$(1.52) \quad \text{για ΣΣΙ: } BP = \Delta(Res)R \quad \text{ή για ΜΣΙ: } BP = 0$$

Η ταυτότητα (1.46) ορίζει τη συνολική προσφορά χρήματος ως το άθροισμα της εσωτερικής συνιστώσας των εγχώριων πιστώσεων ( $Cr$ ) και της εξωτερικής των Επίσημων Διεθνών Συναλλαγματικών Διαθεσίμων ( $Res$ ) που κατέχει η Κεντρική Τράπεζα. Το σημαντικό στοιχείο της ταυτότητας αυτής είναι ότι υπονοεί εξ' ορισμού ότι η Κεντρική Τράπεζα δεν αντισταθμίζει (non-sterilisation policy)<sup>38</sup> τις μεταβολές των Διαθεσίμων ( $Res$ ) προσαρμόζοντας ανάλογα τις εγχώριες πιστώσεις ( $Cr$ ) έτσι ώστε να διατηρεί σταθερή την προσφορά χρήματος ( $\bar{M}^s$ ).

Η εξίσωση (1.47) είναι μια μορφή της ποσοτικής θεωρίας του χρήματος, όπου η ζήτηση χρήματος ( $M^d$ ) είναι μια σταθερή συνάρτηση του πραγματικού εισοδήματος της οικονομίας ( $Y$ ) και του γενικού επιπέδου των τιμών ( $P$ ) των εγχώρια παραγόμενων αγαθών και υπηρεσιών ( $k=(1/V_Y)$  εκφράζει το αντίστροφο της εισοδηματικής ταχύτητας κυκλοφορίας του χρήματος). Για να βρίσκεται πάντα σε ισχύ η ποσοτική θεωρία του χρήματος, η εξίσωση (1.47) υπονοεί ότι ισχύουν όλες οι γνωστές "κλασικές" υποθέσεις<sup>39</sup>.

<sup>37</sup> Με κατάλληλη χρέωση του ανάλογου λογαριασμού η Κεντρική Τράπεζα θα αντισταθμίσει την ονομαστική τους αύξηση.

<sup>38</sup> Σε καθεστώς ΣΣΙ πολιτική αντιστάθμισης των Επίσημων Συναλλαγματικών Διαθεσίμων ( $Res$ ) μπορεί να είναι π.χ. αν  $BP < 0 \Leftrightarrow \downarrow \uparrow Res \xrightarrow{\text{ster. Pol.}} \downarrow \uparrow = \%Cr \cdot \bar{M}^s$

<sup>39</sup> Όπως π.χ. η πλήρως ευκαμνία τιμών αγαθών και αμοιβών συντελεστών παραγωγής, ορθολογικά οικονομούντα άτομα χωρίς αυταπάτη χρήματος, με σταθερές προτιμήσεις (βραχυχρόνια ανάλυση) καθώς επίσης και ό,τι μεταβολές σε ονομαστικά μεγέθη (π.χ.  $M^s, V, \dots$ ) δεν επηρεάζουν πραγματικές

Η ταυτότητα (1.48) προσδιορίζει τη συνθήκη ισορροπίας της αγοράς χρήματος. Η εξίσωση (1.49) εκφράζει την Απόλυτη Μορφή της Αρχής της Ισοδυναμίας των Αγοραστικών Δυνάμεων (PPP) η οποία λέει ότι, κάτω από συνθήκες πλήρους ανταγωνισμού σε όλες τις αγορές (εγχώριες και ξένες), το γενικό επίπεδο τιμών στο εσωτερικό και εξωτερικό σε κοινό νόμισμα (εδώ εθνικό), θα είναι ίσα (διεθνές arbitrage αγαθών).

Η εξίσωση (1.50) παρουσιάζει την Ισοδυναμία Επιτοκίων (Ακάλυπτο Arbitrage Επιτοκίων -A.A.E.-) η οποία ως γνωστόν δίνεται από τη σχέση:

$$(1.53) \quad R_t^e = i_t - i_t^*$$

όπου

$R_t^e$ : αναμενόμενος ρυθμός υποτίμησης της εγχώριας νομισματικής κυκλοφορίας (άμεσος τρόπος αναγγελίας ισοτιμιών όψεως).

Σε κατάσταση ισορροπίας όμως, η αναμενόμενη συναλλαγματική ισοτιμία όψεως  $R_t^{s,e}$  ισούται με την τρέχουσα  $R_t^s$ . Κατά συνέπεια αφού  $R_t^{s,e} = R_t^s$ , η Ισοδυναμία Επιτοκίων γίνεται όπως παρουσιάζεται στην εξίσωση (1.50) όπου το εγχώριο ονομαστικό επιτόκιο ( $i$ ) εξισώνεται με το αντίστοιχο της αλλοδαπής ( $i^*$ )<sup>40</sup>.

Η εξίσωση (1.51) προσδιορίζει το εγχώριο ονομαστικό επιτόκιο ως συνάρτηση του ονομαστικού εισοδήματος ( $P \cdot Y$ ) και της ποσότητας χρήματος ( $M$ ), ενώ θεωρείται σταθερή η εισοδηματική ταχύτητα κυκλοφορίας του χρήματος ( $\kappa$ ). Δεδομένης της μη-αυταπάτης χρήματος από την οποία διέπονται τα οικονομούντα άτομα η συνάρτηση (1.51) είναι ομογενής μηδενικού βαθμού<sup>41</sup>.

Τέλος η ταυτότητα (1.52) δηλώνει ότι το υπόλοιπο του Ισοζυγίου Επίσημων Συναλλαγών (BP) ορίζεται από τη Μεταβολή των Επίσημων Διεθνών Συναλλαγματικών Διαθεσίμων [ $\Delta(\text{Res})$ ] της Κεντρικής Τράπεζας, μετρούμενη σε εγχώριο νόμισμα.

μεταβλητές (π.χ.  $Y$ ,  $W/P$ ) παρά μόνο χρηματικές (π.χ.  $P$ ,  $W$ ,...). Έτσι, με δεδομένη την προσφορά (βραχυχρόνια σταθερά : ενεργός πληθυσμός, διαθέσιμο κεφάλαιο, τεχνολογία κ.α.) μεταβολές χρηματικών μεγεθών δεν επηρεάζουν την ισορροπία των αγορών .

<sup>40</sup> Εκτός των παραπάνω η ισχύς της (10.5) ως γνωστόν προϋποθέτει αφενός την πλήρη κινητικότητα των διεθνών κεφαλαίων καθώς και το γεγονός ότι εγχώρια και ξένα χρεόγραφα θεωρούνται ως τέλεια υποκατάστατα.

Σημειώνεται ότι για να ισχύει η (1.52) πρέπει να υποθέσουμε ότι η μόνη διαθέσιμη ποσότητα συναλλάγματος, στην εθνική οικονομία, βρίσκεται στην Κεντρική Τράπεζα. Μάλλα λόγια ούτε ο τραπεζικός ούτε ο μη-τραπεζικός τομέας (ιδιωτικός τομέας) δεν κατέχουν ξένο συνάλλαγμα. Ακριβώς γι'αυτό το λόγο το υπόλοιπο του Ισοζυγίου Ρευστότητας (IP) εξομοιώνεται μ'εκείνο του Ισοζυγίου Επίσημων Συναλλαγών.

Η παραπάνω διατυπωθείσα πρώτη θέση της θεωρίας της Νομισματικής Προσέγγισης Ισοζυγίου Πληρωμών βρίσκεται στη σχέση που εκφράζει τη συναλλαγματική ισοτιμία ως συνάρτηση της διαφορικής ποσότητας ισορροπίας χρήματος, μεταξύ των δύο εμπορευόμενων χωρών. Αυτή προκύπτει με απλές πράξεις από τις εξισώσεις (1.49), (1.47) και (1.48) για την ημεδαπή και την αλλοδαπή (οι μεταβλητές της οποίας σημειώνονται με αστερίσκο), αντίστοιχα

$$\left. \begin{array}{l} P = P^* \cdot R \\ M^d = k \cdot P \cdot Y, M^{d*} = k^* \cdot P^* \cdot Y^* \\ M^d = M^s = M, M^{d*} = M^{s*} = M^* \end{array} \right\} \Rightarrow \left. \begin{array}{l} \dot{R} = \dot{P} - \dot{P}^*, \dot{M}^d = \dot{P}, \dot{M}^{d*} = \dot{P}^*, \\ \dot{M}^d = \dot{M}^s = \dot{M}, \dot{M}^{d*} = \dot{M}^{s*} = \dot{M}^* \end{array} \right\} \Rightarrow$$

$$(1.54) \quad \dot{R} = \dot{M} - \dot{M}^*$$

Για την ισχύ της (1.54) είναι προφανές ότι αναφερόμαστε σε βραχυχρόνια περίοδο, όπου οι παράγοντες της συνολικής προσφοράς (εργατικό δυναμικό, κεφάλαιο, τεχνολογία,...) παραμένουν σταθεροί. Κατά συνέπεια οι  $kY$  παραμένουν αμετάβλητες ( $M^d = kPY, M^d = P$ ).

<sup>41</sup>  $i(PY, \lambda M) = i(PY, M), \forall \lambda \in R^+$ . Εξάλλου  $iPY > 0$  (θετική συσχέτιση επιτοκίου και ονομαστικού εισοδήματος), και  $iM < 0$  (αρνητική συσχέτιση επιτοκίου και ποσότητας χρήματος)

## 1.2 Ανάλυση του Μηχανισμού Προσαρμογής: Εμπόδια και Υστερήσεις Επιστροφής στην Ισορροπία, μέσω του Συναλλάγματος.

### 1.2.1 Η Διάσπαση σε τρεις Περιόδους της Συνολικής Επίδρασης της Υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο.

Η δυναμική ανάλυση του Magee (1973)<sup>42</sup> για την προσαρμογή του εμπορικού ισοζυγίου προς την ισορροπία μετά την υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος διακρίνει τρεις χρονικές περιόδους:

α) των *Συμβολαίων Εξωτερικού Εμπορίου* (Currency Contracts Period)

β) της *Αντανάκλασης* (Pass-Through Period) της Ισοτιμίας στις τιμές Εισαγωγών και Εξαγωγών

γ) της *Προσαρμογής των Ποσοτήτων Εξαγωγών και Εισαγωγών*.

Οι δύο πρώτες περιόδοι αφορούν μεταβολές μόνο των τιμών εξαγωγών και εισαγωγών (άμεσο αποτέλεσμα της υποτίμησης), ενώ στην τρίτη παρατηρείται το αποτέλεσμα όγκου, δηλαδή η αντίδραση των προσφερόμενων και ζητούμενων ποσοτήτων εξωτερικού εμπορίου στις μεταβολές των όρων εμπορίου που προηγήθηκαν στις δύο προηγούμενες. Στη βάση αυτής της δυναμικής ανάλυσης σημαντικό τμήμα της σχετικής διεθνούς βιβλιογραφίας έχει αφιερωθεί στη μελέτη των αρνητικών επιδράσεων της υποτίμησης (στο εμπορικό ισοζύγιο) κατά τις δύο πρώτες περιόδους και την τελική ευεργετική της επίδραση κατά την τρίτη. Πρόκειται για το φαινόμενο της καμπύλης J στο οποίο θα αναφερθούμε σε επόμενη παράγραφο.

Εμπειρικές έρευνες (Bourguinat, 1997)<sup>43</sup> έχουν υπολογίσει την περίοδο Συμβολαίων και Αντανάκλασης σε 1-1,5 χρόνο περίπου ενώ την τελική βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου περί τα 3-4 χρόνια.

Το τελικό αποτέλεσμα της πολιτικής της υποτίμησης κάτω από τη δυναμική ανάλυση του Magee (1973) των τριών “συνιστωσών” περιόδων (Cazals, 1991)<sup>44</sup> αντίδρασης του εμπορικού ισοζυγίου, αμφισβητεί την άμεση και τέλεια αντανάκλαση

<sup>42</sup> Magee, S. (1973): “Currency Contracts, Pass-Through and Devaluation”, *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1.

<sup>43</sup> Bourguinat, H. (1997) “Finances Internationales”, Themis PUF.

<sup>44</sup> Cazals, M. (1991) “Repercussions des Modifications de Change et Ajustement du Solde Commercial”, These pour le Doctorat des Sciences Economiques, Universite Bordeaux I.

της μεταβολής της ισοτιμίας στις τιμές, που προβλέπει η θεωρία των κρίσιμων ελαστικότητων. Επιπλέον άλλοι συγγραφείς (Kreinin, 1977)<sup>45</sup> εμβαθύνουν περισσότερο στη σχέση εμπορικού ισοζυγίου-υποτίμησης, αφού με δεδομένη την ανάλυση του Magee (1973) διακρίνουν τα αποτελέσματα ανάλογα με το μέγεθος της χώρας (μορφή εξειδίκευσης, Aglietta, 1997) που υποτιμά το νόμισμά της.

Αναλυτικότερα, η περίοδος των συμβολαίων εισαγωγών-εξαγωγών ορίζεται ως εκείνη η σύντομη περίοδος (1-2 τρίμηνα) αμέσως μετά την υποτίμηση, κατά την οποία λήγουν τα συμβόλαια εξωτερικών εμπορικών συναλλαγών που υπογράφηκαν πριν την υποτίμηση. Σε αυτή την περίοδο το αποτέλεσμα της υποτίμησης στο εμπορικό ισοζύγιο εξαρτάται από το ποια νομισματική κυκλοφορία υιοθετήθηκε ως νόμισμα συναλλαγής στα συμβόλαια εξαγωγών και εισαγωγών πριν την υποτίμηση. Το σύνολο των δυνατών περιπτώσεων (αναφερόμενοι στην ελληνική περίπτωση) παρουσιάζεται στον Πίνακα 1.2.α.

---

<sup>45</sup> Kreinin M.E. (1977), "The Effect of Exchange Rate Changes on the Prices and Volume of Foreign Trade", *IMF Staff Papers*, Vol.24, No.2, pp.297-329.



**Πίνακας 1.2α**

Βραχυχρόνια Αποτελέσματα της Υποτίμησης της δραχμής ( $\uparrow R$ ), στο Εμπορικό Ισοζύγιο (BT), κατά την περίοδο των Συμβολαίων Εξαγωγών-Εισαγωγών (Currency-Contract Period).

| $X \backslash M$ | $MCP_h$  | $MCP_f$  |
|------------------|--|--|
| $XCP_h$          | $\bar{X}_h, \bar{M}_h \Rightarrow \boxed{\bar{BT}_h^+}$  | $\bar{X}_h, \uparrow M_h \Rightarrow \boxed{\downarrow BT_h^+}$  |
|                  | $\uparrow BT_f^+$ εάν $BT_f^- < 0$<br>$\downarrow X_f, \downarrow M_f \Rightarrow \boxed{\bar{BT}_f^+}$ εάν $BT_f^- = 0$<br>$\boxed{\downarrow BT_f^+}$ εάν $BT_f^- > 0$ | $\downarrow X_f, \bar{M}_f \Rightarrow \boxed{\downarrow BT_f^+}$  |
| $XCP_f$          | $\uparrow X_h, \bar{M}_h \Rightarrow \boxed{\uparrow BT_h^+}$  | $\uparrow BT_h^+$ εάν $BT_h^- > 0$   |
|                  |  | $\uparrow X_h, \uparrow M_h \Rightarrow \boxed{\bar{BT}_h^+}$ εάν $BT_h^- = 0$<br><br>$\boxed{\downarrow BT_h^+}$ εάν $BT_h^- < 0$ |
|                  | $\bar{X}_f, \downarrow M_f \Rightarrow \boxed{\uparrow BT_f^+}$  | $\bar{X}_f, \bar{M}_f \Rightarrow \boxed{\bar{BT}_f^+}$  |

Πηγή: Magee (1973)

όπου:

$M(X)$ :

Ελληνικές Εισαγωγές (Εξαγωγές) σε αξία

$MCP(XCP)$ :

Τιμές Συμβολαίων Εισαγωγών (Εξαγωγών)

$h(f)$ :

Υποδείκτες που εκφράζουν εγχώριο νόμισμα, δρχ. (ξένο νόμισμα)

BT:

Εμπορικό Ισοζύγιο της Ελλάδας

- (+):

Δείκτες που εκφράζουν, κατάσταση πριν (μετά) την υποτίμηση

$\uparrow X_h, (X_f), (\downarrow M_h)$

Μετά την υποτίμηση αύξηση της δαπάνης για ελληνικές εξαγωγές, σε δρχ. (σταθερή δαπάνη, σε ξένο νόμισμα για ελλ.εξαγωγές), (μείωση της δαπάνης, σε δρχ. για εισαγωγές).

Υιοθετούμε, για παράδειγμα, ως υπόθεση εργασίας ότι Έλληνας εξαγωγέας και Γερμανός εισαγωγέας συμφωνούν σε όλους τους όρους και υπογράφουν το

σχετικό συμβόλαιο ελληνικών εξαγωγών. Εν τούτοις, μέχρι την ολοκλήρωση της συναλλαγής (πληρωμή από το Γερμανό εισαγωγέα της αξίας των ελληνικών εξαγωγών) έστω ότι υποτιμήθηκε απρόβλεπτα η δραχμή. Είναι αυτονόητο ότι το κρίσιμο ερώτημα για την αξιολόγηση της επίδρασης της υποτίμησης στο εμπορικό ισοζύγιο είναι εάν το νόμισμα συναλλαγής στο υπόψη συμβόλαιο εξαγωγών είναι η δραχμή ( $XCP_h$ ) ή το γερμανικό μάρκο ( $XCP_f$ ). Στην πρώτη περίπτωση ( $XCP_h$ ), ο Έλληνας εξαγωγέας θα εισπράξει σε δραχμές το συμφωνηθέν ποσό αλλά ο Γερμανός εισαγωγέας θα έχει ένα όφελος χρηματικού κεφαλαίου, αφού τα μάρκα του μετά την υποτίμηση της δραχμής αγοράζουν τώρα περισσότερες δραχμές.

Αντίθετα, αν το συμβόλαιο εξαγωγών έχει ως νόμισμα συναλλαγής το μάρκο ( $XCP_f$ ) είναι προφανές ότι το υπερβάλλον χρηματικό όφελος θα το έχει τώρα ο Έλληνας εξαγωγέας.

Ας θεωρήσουμε τώρα ότι το νόμισμα τιμολόγησης στις ελληνικές εισαγωγές είναι το γερμανικό μάρκο. Η υποτίμηση της δραχμής στο διάστημα που μεσολαβεί από την υπογραφή του συμβολαίου εισαγωγών ( $MCP_f$ ) μέχρι την πληρωμή της συμφωνηθείας αξίας των εισαγωγών θα προκαλέσει μια απρόβλεπτη χρηματική ζημιά στον Έλληνα εισαγωγέα, αφού τώρα (μετά την υποτίμηση) οι δραχμές του αγοράζουν μικρότερη ποσότητα μάρκων. Προφανώς στην αντίθετη περίπτωση ( $MCP_h$ ) την υπόψη ζημιά θα την υποστεί ο Γερμανός εξαγωγέας.

Έτσι είναι προφανές ότι οι εμπορικοί εταίροι έχουν αντίθετα συμφέροντα σχετικά με το νόμισμα συναλλαγής τους. Γενικά, οι αγοραστές αγαθών εξωτερικού εμπορίου έχουν όφελος να υπογράψουν συμβόλαια σε νόμισμα που προβλέπουν την υποτίμησή του, ενώ αντίθετα οι πωλητές επιθυμούν ως νόμισμα τιμολόγησης εκείνο για το οποίο προβλέπουν την ανατίμησή του, κατά την περίοδο λήξης (value date) του συμβολαίου.<sup>46</sup>

Η δεύτερη περίοδος επίδρασης της υποτίμησης στο εμπορικό ισοζύγιο είναι εκείνη της Αντανάκλασης. Αυτή ορίζεται από τον Magee (1973) ως εκείνη, μετά την υποτίμηση, κατά την οποία στην τιμολόγηση των συμβολαίων εισαγωγών και εξαγωγών λαμβάνεται υπόψη μόνο η υποτίμηση του εθνικού νομίσματος (Αντανάκλαση) ενώ τονίζεται ότι οι τιμές εξαγωγών και εισαγωγών δεν έχουν ακόμα

<sup>46</sup> Ας σημειωθεί ότι στην παραδοσιακή θεωρία του ισοζυγίου πληρωμών που εξετάζουμε εδώ δε διερευνώνται σύγχρονες τεχνικές αντιμετώπισης του συναλλαγματικού κινδύνου (covering, hedging,

επηρεαστεί από σημαντικές μεταβολές στις ζητούμενες και προσφερόμενες ποσότητες εξαγωγών και εισαγωγών. Είναι σημαντικό να τονιστεί ότι αφού οι δύο πρώτες περίοδοι (Συμβολαίων και Αντανάκλασης) είναι *βραχυχρόνιες* οι ποσότητες εξαγωγών-εισαγωγών δεν έχουν χρόνο να προσαρμοστούν στις μεταβολές της ισοτιμίας και των τιμών του εξωτερικού εμπορίου και έτσι θεωρούνται σταθερές. Η σταθερότητα αυτή των ποσοτήτων εξαγωγών και εισαγωγών και κατά την περίοδο της Αντανάκλασης μπορεί να είναι το συνδυασμένο αποτέλεσμα τέλεια ανελαστικής ζήτησης ή προσφοράς στις αντίστοιχες αγορές εξαγωγών ή/και εισαγωγών.

Εάν, για παράδειγμα, στην αγορά ελληνικών εξαγωγών η προσφορά είναι τέλεια ανελαστική και η ζήτηση ορθόδοξης κλίσης ( $e_x = 0$  και  $0 < e_x < \infty$ , βλ. πρώτη γραμμή Πίνακα 1.2.β) τότε επειδή η ζήτηση των ξένων αγοραστών για ελληνικά προϊόντα σε ξένο νόμισμα ( $PX_f$ ) παραμένει αμετάβλητη, η Αντανάκλαση της υποτίμησης στην  $PX_f$  θα είναι μηδενική. Αντίθετα, δεδομένων των ελαστικοτήτων η τιμή των ελληνικών εξαγωγών σε δραχμές ( $PX_h$ ) θα αυξηθεί ισοποσοστιαία ( $\uparrow PX_h = \% \uparrow R$ ) με την ισοτιμία, κάτι που εκφράζει πλήρη αντανάκλαση της υποτίμησης της δραχμής στην  $PX_h$ .

Στην περίπτωση τέλεια ανελαστικής ζήτησης των ελληνικών εξαγωγών ( $e_x = 0$  και  $e_x > 1$ , βλ. δεύτερη γραμμή Πίνακα 1.2.β) πλήρη Αντανάκλαση της υποτίμησης θα έχουμε στη μείωση της τιμής σε μάρκα ( $PX_f$ ) ενώ μηδενική σε εκείνη σε δραχμές ( $PX_h$ ).

Ανάλογα, για την ελληνική αγορά εισαγωγών, εάν η ζήτηση είναι τέλεια ανελαστική και η προσφορά ορθόδοξης κλίσης ( $e_M = 0$  και  $e_M > 0$ , βλ. δεύτερη στήλη Πίνακα 1.2.β) οι τιμές εισαγωγών σε δραχμές ( $PM_h$ ) θα αυξηθούν κατά το ποσοστό της υποτίμησης (πλήρης Αντανάκλαση). Αντίθετα, τέλεια ανελαστική προσφορά εισαγωγών και ζήτηση ορθόδοξης κλίσης ( $e_M = 0$  και  $0 < e_M < \infty$ ) συνεπάγεται πλήρη αντανάκλαση της υποτίμησης στις τιμές σε μάρκα ( $PM_f$ ), ενώ μηδενική σε εκείνες σε δραχμές ( $PM_h$ ).

Τα συνδυασμένα αποτελέσματα της μεταβολής των τιμών στις εξαγωγές και εισαγωγές και κατά συνέπεια στο εμπορικό ισοζύγιο δίνονται αναλυτικά στον Πίνακα 1.2.β.

---

swaps, CIP, UIP, κ.ά.), βλ. σχετικά Θαλασσινός, Ε. και Θ.Β.Σταματόπουλος (1998) "Διεθνή Οικονομικά", Σταμούλης, Κεφάλαιο 10.

**Πίνακας 1.2β**

Βραχυχρόνια Αποτελέσματα της Υποτίμησης της δραχμής ( $\uparrow R$ ), στο Εμπορικό Ισοζύγιο (BT), κατά την περίοδο της "Αντανάκλασης" (Pass-through Period)<sup>47</sup>.

| X \ M                                  | $e_M = 0$<br>$0 < \epsilon_M < \infty$ (MCP <sub>h</sub> )   | $e_M = 0$<br>$0 < \epsilon_M < \infty$ (MCP <sub>f</sub> )        |
|--|--|---|
|  | $e_X = 0$<br>$0 < \epsilon_X < \infty$   | $\uparrow X_h, \bar{M}_h \Rightarrow \boxed{\uparrow BT_h^+}$     |
| (XCP <sub>f</sub> )                    | $\bar{X}_f, \downarrow M_f \Rightarrow \boxed{\uparrow BT_f^+}$  | $\bar{X}_f, \bar{M}_f \Rightarrow \boxed{\bar{BT}_f^+}$           |
| $e_X = 0$<br>$0 < \epsilon_X < \infty$ | $\bar{X}_h, \bar{M}_h \Rightarrow \boxed{\bar{BT}_h^+}$  | $\bar{X}_h, \uparrow M_h \Rightarrow \boxed{\downarrow BT_h^+}$   |
| (XCP <sub>f</sub> )                    | $\boxed{\uparrow BT_f^+}$ εάν $BT_f^- > 0$<br>$\downarrow X_f, \downarrow M_f \Rightarrow \boxed{\bar{BT}_f^+}$ εάν $BT_f^- = 0$<br>$\boxed{\downarrow BT_f^+}$ εάν $BT_f^- < 0$ | $\downarrow X_f, \bar{M}_f \Rightarrow \boxed{\downarrow BT_f^+}$ |

Πηγή: Magee (1973).

Όπως και στη θεωρία των Κρίσιμων Ελαστικοτήτων, είδαμε ότι μπορεί και πρέπει να γίνεται διάκριση των επιδράσεων της υποτίμησης στο εμπορικό ισοζύγιο, ανάλογα το μέγεθος της χώρας που υποτιμά το νόμισμά της, έτσι και εδώ, η

<sup>47</sup> Για τους ορισμούς, των χρησιμοποιούμενων συμβόλων, βλέπε Πίνακα 1.2α

αντανάκλαση της υποτίμησης στις τιμές εξαγωγών και εισαγωγών εξαρτάται από αυτόν τον παράγοντα (Kreinin, 1977).

Έτσι, ειδικά για τη μικρή ανοικτή οικονομία, όπως η Ελλάδα, που γενικά στις αγορές εξαγωγών αντιμετωπίζει τέλεια ελαστική ζήτηση ενώ η προσφορά της είναι ορθόδοξης κλίσης (βλ. Διάγραμμα 1.5) περιμένουμε μικρή Αντανάκλαση στις τιμές σε ξένο νόμισμα και σχεδόν πλήρη στις αντίστοιχες σε δραχμές. Επίσης για τις αγορές εισαγωγών όπου η προσφορά τους είναι τέλεια ελαστική και η ζήτηση ορθόδοξης κλίσης, αναμένεται πλήρης Αντανάκλαση της υποτίμησης στις δραχμικές τιμές και μηδενική σε ξένο νόμισμα.

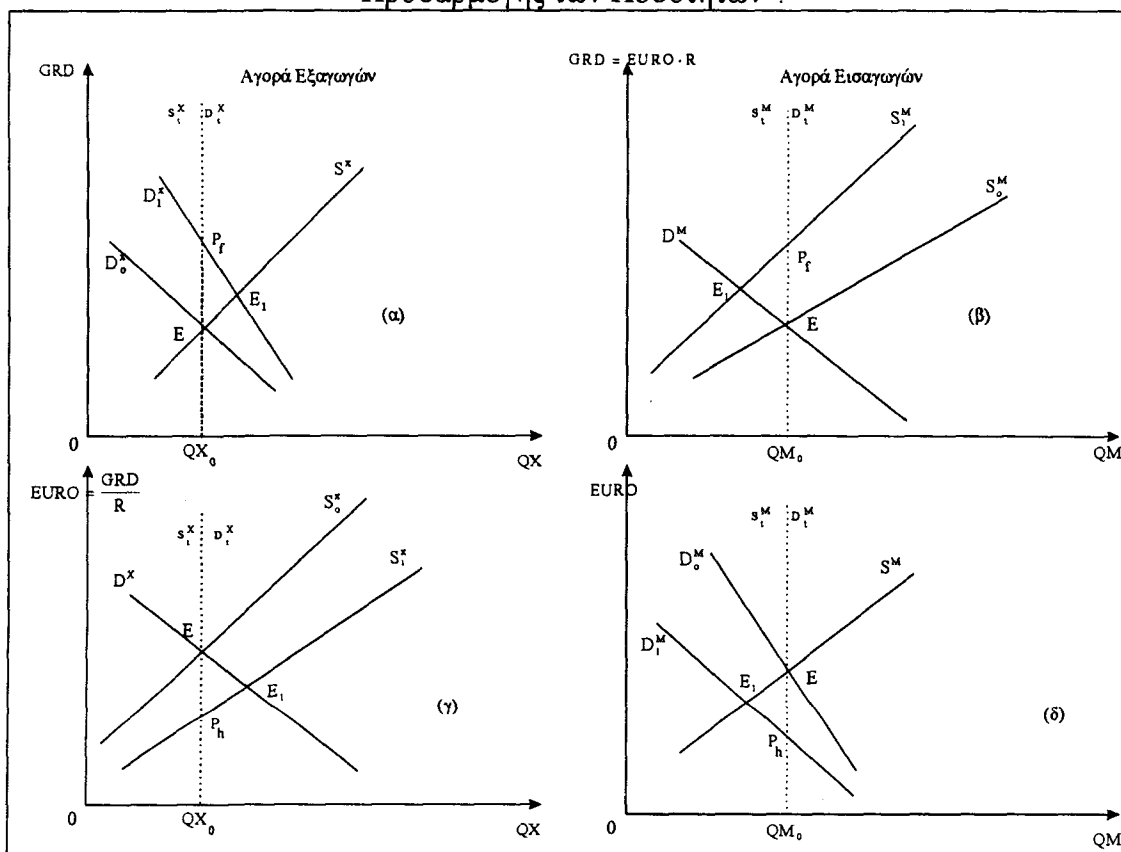
Τέλος, η τρίτη περίοδος προσαρμογής των ποσοτήτων εξαγωγών και εισαγωγών ορίζεται από τον Magee (1973) ως εκείνη κατά την οποία ο όγκος του εξωτερικού εμπορίου “αντιδρά” στις μεταβολές των τιμών των δύο προηγούμενων περιόδων. Κατά συνέπεια, και οι τιμές εισαγωγών και εξαγωγών μπορεί να μεταβληθούν και σε αυτή την περίοδο. Το σημαντικό στοιχείο της χρονικής αυτής περιόδου είναι ότι εφόσον ικανοποιείται η συνθήκη των κρίσιμων ελαστικοτήτων το εμπορικό ισοζύγιο πρέπει να βελτιωθεί. Το τελευταίο στα πλαίσια της συγκριτικής στατικής ανάλυσης είναι αναμφισβήτητο (Gandolfo, 1995). Όμως, κατά τη δυναμική διαδικασία προσαρμογής επειδή είναι δυνατόν ο όγκος να μην προσαρμόζεται τόσο γρήγορα όσο οι τιμές εξαγωγών και εισαγωγών μπορεί να παρατηρηθεί και σε αυτή την περίοδο κατ’αρχήν χειροτέρευση του εμπορικού ισοζυγίου πριν την τελική βελτίωσή του στο νέο σημείο ισορροπίας.

Στο Διάγραμμα 1.9 παρουσιάζεται αναλυτικά σε όρους συγκριτικής στατικής ανάλυσης η εργασία του Magee (1973) με ορθόδοξες καμπύλες ζήτησης και προσφοράς εισαγωγών και εξαγωγών κατά την περίοδο προσαρμογής των ποσοτήτων, η οποία θεμελιώνεται σε εκείνην του Kindleberger (1973)<sup>48</sup>.

<sup>48</sup> Kindleberger C.P. (1973) “Διεθνείς Οικονομικές Σχέσεις”, Παπαζήσης.

### Διάγραμμα 1.9

Επιδράσεις της Υποτίμησης της Δραχμής (GRD) στις Ελληνικές Εισαγωγές και Εξαγωγές, κατά τις Περιόδους των "Συμβολαίων", της "Αντανάκλασης" και της "Προσαρμογής των Ποσοτήτων".



Πηγή: Magee (1973).

Στο ίδιο Διάγραμμα μπορούν εξίσου να μελετηθούν και οι περίοδοι των Συμβολαίων και της Αντανάκλασης.

Έτσι, κατ'αρχήν για την περίοδο των Συμβολαίων οι μεν ποσότητες παραμένουν σταθερές στο ύψος  $QX_0$  και  $QM_0$  για τις εξαγωγές ή εισαγωγές αντίστοιχα, οι δε τιμές μπορεί είτε να παραμείνουν σταθερές στο E, είτε να αυξηθούν στην  $P_f$  είτε να μειωθούν στην  $P_h$ , ανάλογα αν τα συμβόλαια είχαν συνταχθεί σε Euro ή δραχμές (GRD).

Για την περίοδο της Αντανάκλασης της υποτίμησης της δραχμής στις τιμές εισαγωγών και εξαγωγών με δεδομένο ότι ο όγκος τους δεν έχει ακόμα αντιδράσει ( $QX_0$  και  $QM_0$ ) οι τιμές διαμορφώνονται στο ύψος είτε E είτε  $P_f$  είτε  $P_h$ , ανάλογα ποια από τις καμπύλες ζήτησης ή προσφοράς είναι τέλεια ανελαστικές ( $D_1^x$  ή  $S_1^x$  και  $D_1^M$  ή  $S_1^M$ ).

Έτσι εάν η προσφορά εξαγωγών είναι τέλεια ανελαστική τότε η τιμή σε δραχμές των ελληνικών εξαγωγών θα αυξηθεί σε  $P_f$  στο τμήμα (α) του Διαγράμματος 1.9, ενώ σε Euro θα παραμείνει σταθερή στο E (τμήμα (γ) Διαγράμματος 1.9). Εάν η ζήτηση εξαγωγών είναι τέλεια ανελαστική τότε η τιμή σε δραχμές των ελληνικών εξαγωγών θα παραμείνει σταθερή στο E του τμήματος (α) του Διαγράμματος 1.9 ενώ θα πέσει σε Euro στο ύψος  $P_h$  του τμήματος (γ) στο ίδιο Διάγραμμα.

Εάν η προσφορά εισαγωγών είναι τέλεια ανελαστική οι τιμές των ελληνικών εισαγωγών σε δραχμές θα παραμείνουν στο επίπεδο E του τμήματος (β) του ίδιου Διαγράμματος, ενώ σε Euro θα πέσουν στο ύψος  $P_h$  του τμήματος (δ) του Διαγράμματος 1.9.

Τέλος, αν η ζήτηση εισαγωγών είναι τέλεια ανελαστική οι τιμές εισαγωγών σε δραχμές θα αυξηθούν σε  $P_f$  (τμήμα (β) του Διαγράμματος 1.9) ενώ σε Euro θα παραμείνουν σταθερές στο E (τμήμα (δ) του Διαγράμματος 1.9).

Με βάση την καθοριστικής σημασίας για τις τιμές εξαγωγών και εισαγωγών περίοδο της Αντανάκλασης, εξετάζουμε τώρα το ελληνικό εμπορικό ισοζύγιο σε δραχμές για την περίοδο προσαρμογής των ποσοτήτων. Δεχόμαστε ως υποθέσεις εργασίας αφενός για την περίοδο συμβολαίων ότι η τιμολόγηση των εισαγωγών έγινε σε δραχμές ( $MCP_h$ ) ενώ εκείνη των εξαγωγών έγινε σε Euro ( $XCP_f$ ) και αφετέρου για την περίοδο Αντανάκλασης ότι  $e_x = 0$  και  $0 < e_x < \infty$ , κάτι που συνεπάγεται ότι θα αυξηθούν βραχυχρόνια οι τιμές εξαγωγών στο ύψος  $P_f$  ενώ  $e_m = 0$  και  $0 < e_m < \infty$ , κάτι που συνεπάγεται ότι θα παραμείνουν σταθερές οι τιμές εισαγωγών στο E (βλ. πρώτη γραμμή και πρώτη στήλη Πίνακα 1.2.β και Διάγραμμα 1.9). Οι ποσότητες εξαγωγών αρχίζουν να αυξάνουν αφού η βραχυχρόνια τέλεια ανελαστική καμπύλη προσφοράς εξαγωγών ( $S_i^x$ ) αρχίζει να περιστρέφεται με κέντρο το E κατά τη φορά κίνησης των δεικτών του ρολογιού προς την  $S^x$  του τμήματος (α) στο Διάγραμμα 1.9. Η αύξηση ή όχι της αξίας εξαγωγών εξαρτάται από τη βραχυχρόνια ελαστικότητα της καμπύλης ζήτησής τους. Ο Magee (1973) υποστηρίζει ότι η καμπύλη ζήτησης εξαγωγών είναι γενικά ανελαστική ( $0 < e_x < 1$ ) και η περιστροφή της σε ελαστικότερη απαιτεί αρκετό χρόνο (σημαντική υστέρηση). Έτσι αν και η ζητούμενη ποσότητα εξαγωγών αυξάνει σταδιακά, η αξία εξαγωγών σε δραχμές μειώνεται. Ανάλογη πορεία μείωσης ακολουθεί και η ζητούμενη ποσότητα εισαγωγών εξαιτίας της υποτίμησης. Θεωρώντας και εδώ ανελαστική καμπύλη

ζήτησης εισαγωγών, η περιστροφή της ( $S_i^M$ ) με κέντρο το  $E$  προς την  $S_0^M$  και  $S_1^M$  συνιστά το αποτέλεσμα της δραχμικής αύξησης της συναλλαγματικής δαπάνης για εισαγωγές. Τελικά, με βάση τις παραπάνω υποθέσεις προβλέπεται κατ'αρχήν χειροτέρευση του ελληνικού εμπορικού ισοζυγίου κατά την περίοδο προσαρμογής των ποσοτήτων.

Συμπερασματικά, ο ίδιος ο Magee (1973) αναγνωρίζει τον “εμπειρικό” χαρακτήρα της ανάλυσής του επισημαίνοντας μια σειρά από εμπόδια και υστερήσεις προσαρμογής του αρχικού σημείου ισορροπίας στο τελικό  $E_1$  (Διάγραμμα 1.9). Εντούτοις, εάν θα αυξηθεί ή όχι το εμπορικό ισοζύγιο εξαρτάται κυρίως από τη διαφορά στη χρονική υστέρηση προσαρμογής των τιμών και των ποσοτήτων εξαγωγών-εισαγωγών. Εάν ο χρόνος αντίδρασης των τιμών είναι περίπου ίσος με εκείνον του όγκου και εφόσον ικανοποιείται η συνθήκη των Κρίσιμων Ελαστικοτήτων το εμπορικό ισοζύγιο θα βελτιωθεί. Αντίθετα, εάν οι τιμές προσαρμόζονται πολύ πιο γρήγορα από ότι οι ποσότητες (κάτι που γενικά ισχύει στην πράξη) ακόμα και αν ισχύει η συνθήκη MLR το εμπορικό ισοζύγιο πρώτα θα χειροτερεύσει και αργότερα θα βελτιωθεί. Στην εξαιρετική περίπτωση που μπορούμε να ισχυριστούμε ότι ο μέσος χρόνος υστέρησης της αντίδρασης των ποσοτήτων είναι μικρότερος εκείνου των τιμών τότε ακόμα και κάτω από τις ίδιες υποθέσεις, το φαινόμενο της καμπύλης  $J$  θα εμφανιστεί έστω και με ψυχολογικό χαρακτήρα (Gandolfo, 1995).

### 1.2.2 Το Φαινόμενο της Καμπύλης $J$ .

Όπως είδαμε ήδη από την παράγραφο 1.1.1, όταν ικανοποιείται η συνθήκη των Κρίσιμων Ελαστικοτήτων (MLR) τότε είναι εξασφαλισμένη αφενός μεν σε καθεστώς ΜΣΙ η ευστάθεια της αγοράς συναλλάγματος (Διάγραμμα 1.4) και αφετέρου δε σε σύστημα ΣΣΙ (Fixed Exchange Rates or Adjustable Peg) ή ακόμα και διοικητικά καθοριζόμενων ισοτιμιών (managed float regime), η βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου (Διάγραμμα 1.1) με την πολιτική της υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας.

Βέβαια αυτή η βελτίωση στα πλαίσια της συγκριτικής στατικής ανάλυσης εκφράζεται από τη νέα θέση ισορροπίας του συστήματος αφού συμβούν πρώτα όλες



οι εσωτερικές του προσαρμογές (τιμών και ποσοτήτων και στις δύο αγορές εξωτερικού εμπορίου).

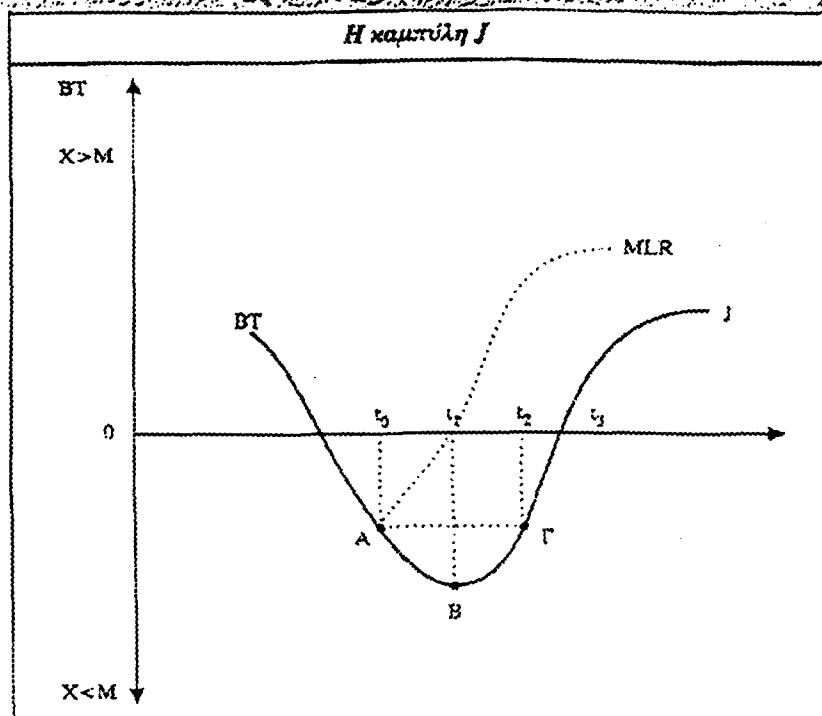
Εν τούτοις, η τελευταία πρόταση δεν αποκλείει το ενδεχόμενο προσωρινής χειροτέρευσης του εμπορικού ισοζυγίου κατά τη διαδικασία προσαρμογής στη νέα (μετά την υποτίμηση) θέση ισορροπίας του, εξαιτίας των αποτελεσμάτων τιμών, εισοδήματος κλπ. της υποτίμησης. Η στρέβλωση αυτή (προσωρινή χειροτέρευση του εμπορικού ισοζυγίου) των αποτελεσμάτων της υποτίμησης (Perverse effect of the devaluation) πριν την τελική βελτίωση συνιστά το φαινόμενο το οποίο στη βιβλιογραφία αναφέρεται ως *Καμπύλη J* (J curve), ακριβώς για να εκφράσει τη διαχρονική εξέλιξη του εμπορικού ισοζυγίου το οποίο αμέσως μετά την υποτίμηση χειροτερεύει και στη συνέχεια σταδιακά βελτιώνεται μέχρι που ξεπερνά το επίπεδό του πριν την υποτίμηση. Αυτή ακριβώς η πορεία του εμπορικού ισοζυγίου σε ένα Διάγραμμα, όπου στην τετμημένη μετράμε το χρόνο και στην τεταγμένη το υπόλοιπο του εμπορικού ισοζυγίου έχει τη μορφή του σε πλάγια γραφή λατινικού γράμματος J (βλ. Διάγραμμα 1.10). Η ορολογία αυτή εισήχθη για πρώτη φορά (Gandolfo, 1995) το 1967 με την υποτίμηση της στερλίνας (GBP). Η βασική εξήγηση του φαινομένου δόθηκε από την εργασία του Magee (1973) την οποία συνοπτικά παρουσιάσαμε στην προηγούμενη παράγραφο.

Στο Διάγραμμα 1.10, η υποτίμηση γίνεται τη χρονική στιγμή  $t_0$  όταν το έλλειμμα του εμπορικού ισοζυγίου είναι στο ύψος A της καμπύλης J (BTABΓJ). Εφόσον ισχύει η συνθήκη των κρίσιμων ελαστικοτήτων, η παραδοσιακή θεωρία προβλέπει την πορεία BTAMLR του Διαγράμματος 1.10, αφού θεωρεί άμεση και πλήρη αντανάκλαση της υποτίμησης στις τιμές και ποσότητες εισαγωγών και εξαγωγών. Εντούτοις, για τους λόγους που αναπτύχθηκαν στην παρουσίαση της εργασίας του Magee (1973) αλλά επίσης και εξαιτίας των εισοδηματικών αποτελεσμάτων της υποτίμησης που συνιστούν αφενός τις χρονικές υστερήσεις ( $t_0t_2$  Διαγράμματος 1.10) και αφετέρου τα εμπόδια της άμεσης προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου στη νέα ισορροπία του, η πορεία που τελικά ακολουθείται είναι αυτή της καμπύλης J (BTABΓJ).

Η περίοδος των συμβολαίων κατά την ορολογία του Magee (1973) απεικονίζεται στο Διάγραμμα 1.10 από το τμήμα AB της καμπύλης J και διαρκεί χρόνο  $t_0t_1$ . Την περίοδο Αντανάκλασης εκφράζει το τμήμα ABΓ της καμπύλης J που διαρκεί χρόνο  $t_0t_2$ . Τέλος, την περίοδο προσαρμογής των ποσοτήτων του Magee

(1973) αντικατοπτρίζει το τμήμα ΓJ στο ίδιο Διάγραμμα που ξεκινά τη χρονική στιγμή  $t_2$ .

Διάγραμμα 1.10



Οι θεωρητικές συμβολές στο φαινόμενο της καμπύλης J μπορούν να διακριθούν στις τρεις παρακάτω προσεγγίσεις:

- α) η προσέγγιση των ελαστικοτήτων στο πλαίσιο της μερικής ισορροπίας χαρακτηρίζει το δυναμικό φαινόμενο της καμπύλης J σε ένα στατικό πλαίσιο
- β) η προσέγγιση της Απορρόφησης σε μακροοικονομικό πλαίσιο αναφοράς εισάγει στην ανάλυση του φαινομένου της καμπύλης J τη δαπάνη (εισόδημα) και
- γ) η ΝΠΠΠ τονίζοντας την καθοριστικής σημασίας λειτουργία των αγορών χρήματος αναλύει την καμπύλη J ως νομισματικό φαινόμενο.

Στα πλαίσια της προσέγγισης των ελαστικοτήτων ο Niehans (1984)<sup>49</sup> εισάγει ένα σύνολο δυναμικών επιδράσεων της υποτίμησης στη διαδικασία προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου που εκφράζεται από την καμπύλη J. Πρώτος βασικός δυναμικός παράγοντας για αυτόν το συγγραφέα είναι η *προσφορά χρήματος*, η οποία βελτιώνει το εμπορικό ισοζύγιο μετά την υποτίμηση. Δεύτερος δυναμικός παράγοντας που εξηγεί το φαινόμενο της καμπύλης J κατά τον Niehans (1984) είναι η *κατανομή των χρονικών υστερήσεων (lags)* των συνιστωσών του εξωτερικού εμπορίου αφού η υποτίμηση προκαλεί ανακατανομή των πόρων, μεταβολές στα επίπεδα παραγωγής, μεταφορών, αποθεμάτων, marketing και διανομής. Για όλες αυτές τις συνιστώσες χρειάζεται χρόνος να προσαρμοστούν στη νέα κατάσταση. Ο τελευταίος δυναμικός παράγοντας ερμηνείας της καμπύλης J αναφέρεται στις *τιμές των διεθνώς μη-εμπορεύσιμων αγαθών (non traded goods)*. Η παραδοσιακή θεωρία των ελαστικοτήτων δε λαμβάνει υπόψη της αυτά τα αγαθά, με συνέπεια, οι αντίστοιχες ελαστικότητες να αντανakλούν το αποτέλεσμα υποκατάστασης μεταξύ διεθνώς εμπορεύσιμων αγαθών και χρήματος. Αντίθετα, αν ληφθούν υπόψη και τα μη εμπορεύσιμα διεθνώς αγαθά, τότε οι ελαστικότητες του εξωτερικού εμπορίου θα αντανakλούν επίσης και το αποτέλεσμα υποκατάστασης ανάμεσα σε καθαρά εγχώρια και διεθνώς εμπορεύσιμα αγαθά. Έτσι, μετά την υποτίμηση, οι τιμές των μη εμπορεύσιμων διεθνών αγαθών αργά ή γρήγορα θα αυξηθούν, με συνέπεια να αυξηθεί η ζήτηση για εισαγωγές και έτσι να χειροτερεύσει το εμπορικό ισοζύγιο.

Οι Dornbusch & Krugman (1976)<sup>50</sup> μελετούν το φαινόμενο της καμπύλης J στα πλαίσια ενός Κεϋνσιανού μακροοικονομικού υποδείγματος, κάτω από καθεστώς

<sup>49</sup> Niehans, J. (1984), "International Monetary Economics", Johns Hopkins.

<sup>50</sup> Dornbusch R. & Krugman P. (1976) "Flexible Exchange Rates in the Short Run", *Brookings papers on Economic Activity*, Vol.3, pp. 537-575.

ΜΣΙ, χωρίς κινητικότητα διεθνών κεφαλαίων. Υπό τις συνθήκες αυτές η ισοτιμία προσαρμόζεται για να εξισορροπήσει το εμπορικό ισοζύγιο. Όταν στο παραπάνω πλαίσιο ανάλυσης οι συγγραφείς προσθέτουν την αλληλεξάρτηση των εθνικών οικονομιών και την κινητικότητα των διεθνών κεφαλαίων καταλήγουν σε ένα υπόδειγμα Mundell-Fleming. Οι Dornbusch & Krugman (1976) ξεκινούν από τη θεμελιώδη ταυτότητα του ΑΕΠ την οποία με απλούς μετασχηματισμούς μετατρέπουν σε μια χρήσιμη σχέση, για την ανάλυση του φαινομένου της καμπύλης J.

$$Y = C + I + (G - T) + (X - M) \quad \text{ή} \quad BT = Y - C - I + T - G$$

(1.55)

$$BT = (S - I) + (T - G)$$

όπου

Y: ΑΕΠ, C: κατανάλωση, I: ιδιωτική επένδυση, T: φόροι, G: δημόσιες δαπάνες, X: εξαγωγές, M: εισαγωγές,  $BT = X - M$ .

Η σχέση αυτή εκφράζει τη γενική ισορροπία της μικρής ανοικτής οικονομίας στα πλαίσια της Κεϋνσιανής λογικής. Η χειροτέρευση του εμπορικού ισοζυγίου μπορεί να είναι το αποτέλεσμα υπερβάλλουσας ζήτησης είτε ιδιωτικών ( $I > S$ ) είτε δημόσιων (ελλειμματικός προϋπολογισμός) είτε κάποιου συνδυασμού τους.

Οι συγγραφείς επιχειρηματολογούν υπέρ της θέσης ότι η επίδραση της υποτίμησης στο ισοζύγιο εξαρτάται, πρώτον, από την αιτία που την προκάλεσε, δεύτερον, από το αν τα οικονομούντα άτομα θεωρούν μόνιμη ή παροδική τη χειροτέρευση των όρων εμπορίου, τρίτον, από την ταχύτητα υποκατάστασης εγχώρια παραγόμενων αγαθών σε βάρος των εισαγόμενων και ιδιαίτερα από το βαθμό της διαχρονικής αυτής υποκατάστασης. Έτσι όταν βραχυχρόνια η υπόψη υποκατάσταση εισαγωγών από εγχώρια παραγωγή είναι πολύ υψηλή τότε ακόμα και μια προσωρινή υποτίμηση μπορεί να έχει το μέγιστο αποτέλεσμα στη βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου. Εξαιτίας αυτής της διαχρονικής υποκατάστασης, η αποταμίευση θα αυξηθεί ενώ η ιδιωτική επένδυση θα μειωθεί με αποτέλεσμα να βελτιωθεί το εμπορικό ισοζύγιο.

Εντούτοις, ο υψηλός βαθμός υποκαταστασιμότητας των αγαθών στις ανεπτυγμένες βιομηχανικά χώρες είναι μάλλον η εξαίρεση και όχι ο κανόνας, κάτι

που εξηγεί την εμφάνιση του φαινομένου της καμπύλης J σε όλες σχεδόν τις περιπτώσεις. Έτσι, η θέση των Dornbusch & Krugman (1976) για τις ανεπτυγμένες βιομηχανικά χώρες είναι ότι η υποκατάσταση είναι αφενός ασθενής διαχρονικά και αφετέρου βραδεία ανάμεσα σε αγαθά.

Στην ιδιαίτερη περίπτωση μηδενικού βαθμού υποκατάστασης αγαθών, η απρόβλεπτη προσωρινή υποτίμηση δε θα προκαλέσει τα αναμενόμενα από τη θεωρία της απορρόφησης αποτελέσματα, τόσο της μεταστροφής της εγχώριας δαπάνης όσο και της μεταβολής της. Κατά συνέπεια, η χειροτέρευση του εμπορικού ισοζυγίου θα χρηματοδοτηθεί από τη μείωση των αποταμιεύσεων. Τα αντίθετα αποτελέσματα στο εμπορικό ισοζύγιο και την αποταμίευση θα έχει μια απρόβλεπτη και προσωρινή ανατίμηση.

Αντίθετα, αν η υποτίμηση της εθνικής νομισματικής κυκλοφορίας έχει μόνιμο χαρακτήρα (διολίσθηση) τότε η αντανάκλαση των αποτελεσμάτων μεταστροφής και μεταβολής της εγχώριας δαπάνης πρέπει να θεωρούνται βέβαια. Επιπλέον δε το αποτέλεσμα υποκατάστασης εγχώρια παραγόμενων αγαθών σε βάρος εισαγωγών θα ενισχύσει την υπόψη μεταστροφή μέσω της μεταβολής των σχετικών τιμών (όροι εμπορίου) ενώ η ελαστικότητα ζήτησης εισαγωγών παίζει καθοριστικό ρόλο σε αυτή τη διαδικασία προσαρμογής. Έτσι, αν η ζήτηση εισαγωγών είναι αρκετά ανελαστική η χειροτέρευση των όρων εμπορίου, αποτέλεσμα της συνεχούς διολίσθησης είναι πιθανό να μειώσει την εγχώρια δαπάνη και επομένως να προκαλέσει την εμφάνιση του φαινομένου της καμπύλης J.

Εξάλλου, μία πολύ σημαντική θεωρητική συμβολή ερμηνείας του φαινομένου της καμπύλης J και ισοδύναμα της προσωρινής αναποτελεσματικότητας της πολιτικής υποτίμησης ανταγωνιστικότητας είναι αυτή του Gerlach (1989)<sup>51</sup>. Ο συγγραφέας, στα πλαίσια ενός υποδείγματος σύνθεσης ελαστικοτήτων απορρόφησης δείχνει ότι εάν υπάρχει διαχρονική υποκαταστασιμότητα των διεθνώς εμπορεύσιμων αγαθών και οι τιμές προσαρμόζονται αργά στις μεταβολές της ισοτιμίας, τότε πρέπει να αναμένεται η εμφάνιση του φαινομένου της καμπύλης J κάτω από πλήρη ή μηδενική κίνηση διεθνών κεφαλαίων. Τέλος, η διαχρονική κερδοσκοπία για τα διεθνώς εμπορεύσιμα αγαθά μπορεί να επιτείνει το φαινόμενο της καμπύλης J.

<sup>51</sup> Gerlach S. (1989) "Intertemporal Speculation, Devaluation and the J-curve", *Journal of International Economics*, vol.27, pp.335-345.

### 1.2.3 Τα Φαινόμενα “Υστέρησης” και “Σιωπηρών Συμβολαίων”.

Σημαντικό τμήμα της σύγχρονης βιβλιογραφίας των Διεθνών Οικονομικών έχει αφιερωθεί σε δύο νέες εναλλακτικές ερμηνευτικές προσπάθειες, της μη προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου διαμέσου της συναλλαγματικής πολιτικής. Η πρώτη αφορά το φαινόμενο της Υστέρησης ενώ η δεύτερη εκείνο των Σιωπηρών Συμβολαίων. Δανεισμένος από τη Φυσική ο όρος “Υστέρησης”, κατά τους Blanchard and Summers (1987) ή τον Henin (1993)<sup>52</sup>, χρησιμοποιείται για να εκφράσει το γεγονός ότι μια μεταβλητή εξηγείται κατά βάση από τις ίδιες τις δικές της παρελθούσες παρατηρήσεις (δηλαδή την ιστορία της). Ειδικά στα Διεθνή Οικονομικά, ο όρος χρησιμοποιείται έντονα από την περίοδο των έντονων διακυμάνσεων του δολαρίου. Για τον Krugman (1989)<sup>53</sup>, το φαινόμενο της Υστέρησης περιγράφει την κατάσταση κατά την οποία μία προσωρινή διαταραχή της ισοτιμίας έχει επιδράσεις στις μεταβλητές του εξωτερικού εμπορίου ακόμα και μετά τη νέα θέση ισορροπίας του συστήματος.

Γενικά μπορούμε να πούμε ότι το φαινόμενο της Υστέρησης χαρακτηρίζει την περίπτωση εκείνης της οικονομίας που η εξωτερική της ισορροπία δεν εξαρτάται μόνο από την τρέχουσα και την προβλεπόμενη τιμή της συναλλαγματικής της ισοτιμίας αλλά και από την ιστορία της. Επίσης, κατά τον Dixit (1989)<sup>54</sup>, το φαινόμενο περιγράφει τη συνεχιζόμενη επίδραση στο αποτέλεσμα ακόμα και μετά την ολοκλήρωση της αιτίας της διαταραχής.

Κατά τον Baldwin (1988)<sup>55</sup>, σπουδαίο θεωρητικό του φαινομένου της Υστέρησης, το τελευταίο είναι υπεύθυνο για τα *μόνιμα* αποτελέσματα στις τιμές και στον όγκο του εξωτερικού εμπορίου, μιας *προσωρινής* διαταραχής της ισοτιμίας.

Είναι πρόδηλο από τους παραπάνω ορισμούς ότι θεμελιώδη συμπεράσματα της παραδοσιακής θεωρίας προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου στην ισορροπία

<sup>52</sup> Blanchard, O.J. and Summers, L.H. (1987), “Hysteresis in Unemployment”, *European Economic Review*, vol.31, pp. 288-295.

Henin, P.Y. (1993), “La persistance du Chomage”, *Economica*.

<sup>53</sup> Krugman, P.R. (1989) “Exchange Rates Instability”, The M.I.T. Press

<sup>54</sup> Dixit, A.K. (1989) “Hysteresis, Import Penetration and Exchange Rate Pass-Through”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol.104.

<sup>55</sup> Baldwin, R. (1988) “Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect”, *The American Economic Review*, vol.78, no.4.

αμφισβητούνται σοβαρά από το φαινόμενο της Υστέρησης. Για παράδειγμα, μεταβολές της ισοτιμίας έχουν τώρα, σύμφωνα με την ερμηνεία της Υστέρησης, μόνιμη επίδραση στη διάρθρωση της υπόψη οικονομίας. Επίσης συναρτήσεις τιμών ή και όγκου εξωτερικού εμπορίου δεν είναι πλέον σταθερές διαχρονικά, στα πλαίσια του φαινομένου της Υστέρησης, αφού η μεταβολή της ισοτιμίας μπορεί να προκαλέσει μόνιμη μεταβολή στο πρότυπο του εμπορίου.

Αναφορικά με το φαινόμενο των “Σιωπηρών Συμβολαίων”, ως ερμηνευτική προσπάθεια των υστερήσεων στην επίδραση των μεταβολών της ισοτιμίας τόσο στις τιμές όσο και στον όγκο του εξωτερικού εμπορίου, σημαντική είναι η συμβολή της εργασίας των Krugman and Baldwin (1987)<sup>56</sup>. Ο όρος Σιωπηρά Συμβόλαια αναφέρεται στις μακροχρόνιες χρηματοοικονομικές συμφωνίες αγοραστών και πωλητών διεθνώς εμπορεύσιμων αγαθών. Η εξέλιξη των τιμών των Σιωπηρών αυτών Συμβολαίων αντανακλά τα ίδια χαρακτηριστικά που προσδιορίζουν τις αποφάσεις επιλογής των νομισμάτων τιμολόγησης. Για το τελευταίο πρόβλημα, τρεις είναι οι βασικοί κανόνες. Πρώτον, η τιμολόγηση *ceteris paribus* γίνεται στο νόμισμα του εξαγωγέα. Δεύτερον, η τιμολόγηση *ceteris paribus* γίνεται στο νόμισμα του ισχυρότερου από τους εμπορικούς εταίρους. Τρίτον, εάν οι εμπορικοί εταίροι προέρχονται από δύο μικρές ανοικτές οικονομίες, το νόμισμα συναλλαγής τους είναι συνήθως το δολάριο (*vehicle currency*).

Το σπουδαίο συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουν οι Krugman and Baldwin (1987) είναι ότι αντίθετα με το αποτέλεσμα του φαινομένου της υστέρησης τα Σιωπηρά Συμβόλαια, ως χρηματοοικονομικές συμφωνίες των εμπορικών εταίρων πριν τη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας έχουν μόνο προσωρινές (όχι μόνιμες) επιδράσεις αναφορικά με την Υστέρηση προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου στη μακροχρόνια ισορροπία του.

<sup>56</sup> Krugman, P.R. and Baldwin, R.E. (1987) “The Persistence of the U.S. Trade Deficit”, *Brookings Papers on Economic Activity*, no.1, pp.1-55.

## Συμπέρασμα

Η επισκόπηση των θεωριών εξισορρόπησης του εμπορικού ισοζυγίου μέσω της συναλλαγματικής πολιτικής (υποτίμηση-ανταγωνιστικότητα) έδειξε ότι η επιτυχία της υποτίμησης εξαρτάται από πολλούς παράγοντες. Κάθε θεωρητική προσέγγιση (ελαστικότητας, απορρόφησης, σύνθεσης ελαστικότητας-απορρόφησης, ΝΠΠ) αναπτύσσει τα δικά της επιχειρήματα.

Η θεωρία των *Κρίσιμων Ελαστικότητων* αποδεικνύει ότι η υποτίμηση θα βελτιώσει το εμπορικό ισοζύγιο εάν ισχύουν μια σειρά από προϋποθέσεις, οι οποίες αφορούν τις ελαστικότητες ζήτησης και προσφοράς, εισαγωγών και εξαγωγών. Επίσης, στα πλαίσια της ίδιας θεωρίας είδαμε ότι αφενός είναι δυνατόν να υπάρχουν πολλαπλές ευσταθείς ή ασταθείς ισορροπίες στην αγορά συναλλάγματος, ανάλογα με την ελαστικότητα των καμπυλών ζήτησης και προσφοράς στο σημείο της υποτίμησης και αφετέρου, ότι η συνθήκη των Κρίσιμων Ελαστικότητων είναι διαφορετική ανάλογα με το μέγεθος της χώρας που υποτιμά το νόμισμά της.

Στη θεωρία της *Απορρόφησης* είδαμε τη σπουδαιότητα των εισοδηματικών επιδράσεων της υποτίμησης στη συγκριτική στατική προσαρμογή του εμπορικού ισοζυγίου. Σε κάθε περίπτωση όμως, αποδείχθηκε η θεωρητική ανωτερότητα των υποδειγμάτων *Σύνθεσης Ελαστικότητας-Απορρόφησης* είτε του Alexander (1959) είτε, ακόμα περισσότερο, του Tsiang (1961).

Η ΝΠΠ τονίζει δύο σημαντικά στοιχεία για την πολιτική υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας. Αφού το εμπορικό ισοζύγιο είναι νομισματικό φαινόμενο, με την έννοια ότι η ανισορροπία του οφείλεται σε εκείνη της αγοράς χρήματος, οποιαδήποτε μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας δε μπορεί παρά να έχει επίδραση, αφενός προσωρινή στο ύψος του ισοζυγίου και αφετέρου, μόνιμη στη σύνθεση τόσο της προσφοράς χρήματος (Εγχώριων Πιστώσεων και Επίσημων Διεθνών Συναλλαγματικών Διαθεσίμων της Κεντρικής Τράπεζας) όσο και της εγχώριας δαπάνης (εγχώρια παραγόμενα, εισαγόμενα).

Εντούτοις πρέπει να τονιστεί ότι οι υπόψη τέσσερις θεωρητικές προσεγγίσεις υποθέτουν *αυτόματη και πλήρη προσαρμογή* των τιμών εισαγωγών και εξαγωγών στις μεταβολές της ισοτιμίας. Παρ' όλα αυτά, στη σημαντική εργασία του ο Magee (1973) απέδειξε ότι είναι δυνατόν, η υποτίμηση να βελτιώσει τελικά το εμπορικό ισοζύγιο, αλλά με σημαντική χρονική υστέρηση, την οποία προσδιόρισε σε τρεις υποπεριόδους



(συμβολαίων, αντανάκλασης, προσαρμογής των ποσοτήτων). Η υστέρηση μάλιστα αυτή, απεικονιζόμενη διαγραμματικά με την περίφημη Καμπύλη J, μετρήθηκε από εμπειρικές έρευνες (Bouguinat, 1997) σε τρία με τέσσερα χρόνια για τις ανεπτυγμένες βιομηχανικά χώρες.

Τέλος είδαμε ότι σύγχρονες ερμηνείες σε όρους “Υστέρησης” ή “Σιωπηρών Συμβολαίων” εξηγούν γιατί τελικά το εμπορικό ισοζύγιο είναι δυνατόν να μη βελτιωθεί από την υποτίμηση. Το φαινόμενο της “Υστέρησης” (Baldwin, 1988) εξηγεί πώς η πρόσκαιρη μεταβολή της ισοτιμίας μπορεί να είναι η αιτία μόνιμης αντίδρασης των όρων εμπορίου και κατ’έκταση του εμπορικού ισοζυγίου. Στο φαινόμενο των Σιωπηρών Συμβολαίων οι Krugman and Baldwin (1987) έδειξαν ότι οι μακροχρόνιες άτυπες (σιωπηρές) συμφωνίες μεταξύ εξαγωγέων και εισαγωγέων τους δεσμεύουν ανάλογα, σε τρόπο ώστε οι τιμές του εξωτερικού εμπορίου να έχουν οριστεί για αρκετό μελλοντικό χρονικό διάστημα και μάλιστα ανεξάρτητα του όγκου του εμπορίου που θα πραγματοποιηθεί.

## Κεφάλαιο 2

**Προσδιοριστικοί Παράγοντες  
του Πλαισίου Οικονομετρικής Ανάλυσης της Σχέσης  
Ελληνικού Εξωτερικού Εμπορίου - Ισοτιμιών της Δραχμής**

## Εισαγωγή

Στο Κεφάλαιο 1 εξετάσαμε από οικονομική άποψη, το θεωρητικό υπόβαθρο του προβλήματος “εξισορρόπηση εξωτερικού εμπορικού ισοζυγίου μέσω συναλλαγματικής πολιτικής” που απασχολεί αυτή τη διατριβή. Στο παρόν Κεφάλαιο στοχεύουμε να αιτιολογήσουμε τα *οικονομικά εργαλεία*, που θα χρησιμοποιήσουμε στα επόμενα για την εμπειρική μας διερεύνηση.

Η προσπάθειά μας αυτή γίνεται σε τρία στάδια. Κατ’αρχήν, η εξέταση των πολιτικο-οικονομικών γεγονότων (διεθνών, ευρωπαϊκών, εθνικών) που αφορούν το εξωτερικό μας εμπόριο και τη συναλλαγματική πολιτική της Τράπεζας της Ελλάδος (ΤτΕ), έχει σκοπό να προσδιορίσει τη φύση και τη δυναμική εξέλιξη του ερευνόμενου φαινομένου στην εικοσιπενταετία του δείγματος (1970-1995). Οι πετρελαϊκές κρίσεις, οι μεταπολεμικοί οικονομικοί κύκλοι και ειδικά εκείνοι του διεθνούς εμπορίου, η πορεία του αμερικανικού δολαρίου, το μεταπολεμικό πρότυπο ανάπτυξης της Ελλάδας, η ένταξη της χώρας μας στις Ευρωπαϊκές Κοινότητες και η προσπάθειά της να ακολουθήσει τη δυναμική πορεία της Ευρώπης προς την ΟΝΕ, και τέλος το μείγμα της ασκηθείσας μακροοικονομικής πολιτικής συνιστούν το πολιτικο-οικονομικό πλαίσιο μέσα στο οποίο εξελίχθηκε η διερευνόμενη, από αυτή τη διατριβή, σχέση “εξωτερικού εμπορίου-ισοτιμιών της δραχμής”. Αυτό το πλαίσιο δε μπορεί σε καμία περίπτωση να μη ληφθεί υπόψη, αφού θεωρούμε δεδομένο ότι τα οικονομικά φαινόμενα είναι αλληλεξάρτητα (αν όχι προκαλούμενα) από τα γενικότερα πολιτικο-κοινωνικά.

Έτσι, στο πρώτο τμήμα του Κεφαλαίου, χωρίς να επιδιώκουμε την ανάλυση καθενός από τους παραπάνω παράγοντες επισημαίνουμε τις κύριες επιδράσεις τους στο εξωτερικό μας εμπόριο και τη συνακόλουθη συναλλαγματική πολιτική, με στόχο να κατανοήσουμε καλύτερη τη *φύση των οικονομικών μεταβλητών* που αφενός, το εκφράζουν και αφετέρου, θα επεξεργαστούμε αργότερα οικονομομετρικά.

Στο δεύτερο τμήμα, με περιγραφικά στατιστικά εργαλεία παρουσιάζουμε τα κύρια στοιχεία του *προτύπου του ελληνικού εξωτερικού εμπορίου*. Και εδώ, ο στόχος μας δεν είναι η διεξοδική ανάλυση αλλά ο εντοπισμός, για την εξεταζόμενη περίοδο, αφενός των κύριων εμπορικών μας εταίρων και αφετέρου, της εξέλιξης των όρων εμπορίου της οικονομίας μας μαζί τους. Η κατεύθυνση των εξαγωγών και η προέλευση των εισαγωγών μας, σε συνδυασμό με τη σύνθεσή τους ανά κατηγορίες

της Τυποποιημένης Ταξινόμησης του Διεθνούς Εμπορίου (ΤΤΔΕ) περιγράφουν το πρώτο σκέλος του υπόψη προτύπου. Η διαχρονική εξέλιξη των Καθάρων, Ακαθάριστων και Εισοδηματικών όρων εμπορίου της Ελλάδας με τους εταίρους της συμπληρώνουν την περιγραφή του προτύπου του ελληνικού εξωτερικού εμπορίου την εξεταζόμενη περίοδο 1970-1995.

Στο τρίτο τμήμα του Κεφαλαίου αυτού παρουσιάζεται η οικονομετρική μας μεθοδολογία. Εδώ εξηγούμε βήμα-βήμα τις οικονομετρικές τεχνικές που χρησιμοποιούμε στη συνέχεια και που εντοπίζονται στην *Εφαρμοσμένη Οικονομετρία των Χρονολογικών Σειρών*. Επειδή το οικονομικό φαινόμενο που εξετάζουμε περιλαμβάνει μια οικονομική πολιτική, τη συναλλαγματική, είναι προφανές ότι η οικονομετρική μας διερεύνηση πρέπει εκτός της μακροχρόνιας να εστιαστεί στη βραχυχρόνια περίοδο, αφού όπως είναι γνωστό, σε αυτήν εντοπίζεται η όποια αποτελεσματικότητα των οικονομικών πολιτικών.

Από στατιστική άποψη, λοιπόν, μας απασχολεί το πρόβλημα του *διαχωρισμού της τάσης* από τις βραχυχρόνιες κυμάνσεις των εξεταζόμενων χρονοσειρών μας. Το σπουδαίο οικονομετρικό πρόβλημα, βέβαια, της σωστής εξειδίκευσης των όποιων υποδειγμάτων εντοπίζεται σε αυτή την περίπτωση στην εξακρίβωση της στατιστικής φύσης της τάσης, εάν είναι δηλαδή αποκλειστικά είτε προσδιοριστική είτε στοχαστική ή εάν πρόκειται για συνδυασμό προσδιοριστικών και στοχαστικών συνιστωσών.

Οι έλεγχοι προσδιοριστικών όρων, η ανάλυση ολοκλήρωσης (Bhargava 1986, Dickey-Fuller 1976 & 1979, Augmented Dickey-Fuller 1981, Dolado et al. 1990, Phillips-Perron 1988) και συνολοκλήρωσης (Engle-Granger 1987) χρησιμοποιούνται σε αυτή την προοπτική. Στη συνέχεια, Υποδείγματα Διόρθωσης Σφάλματος -ΥΔΣ- (error correction models κατά Granger) χρησιμοποιούνται για να εκτιμήσουμε τη δυναμική των βραχυχρόνιων αποκλίσεων των σειρών μας, από την κοινή μακροχρόνια πορεία τους.

“Κλασική” οικονομετρία εφαρμόζουμε στις περιπτώσεις όπου από τους σχετικούς ελέγχους (CRDW, EG and AEG tests) αποδεικνύεται ότι δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης. Τέλος, παρουσιάζεται σύντομα η μεθοδολογία ελέγχων αιτιότητας κατά Granger (1969) καθώς και εκείνη της Ανάλυσης Διανύσματος Αυτοπαλινδρόμησης (VAR analysis) που χρησιμοποιούνται στο τελευταίο Κεφάλαιο της διατριβής.

## 2.1 Ιστορικό Πολιτικο-Οικονομικών Εξελίξεων που Επηρέασαν το Ελληνικό Εξωτερικό Εμπόριο.

Επειδή όπως αναφέραμε στην Εισαγωγή, στόχος αυτού του Κεφαλαίου είναι να θέσει το πλαίσιο της οικονομετρικής μας ανάλυσης, ξεκινάμε σε αυτή την παράγραφο επισημαίνοντας τα κυριότερα πολιτικο-οικονομικά γεγονότα ολόκληρης της εικοσιπενταετίας (1970-1995) του δείγματός μας, τα οποία κατά γενική ομολογία επηρέασαν τη διερευνόμενη σχέση “Ελληνικό Εξωτερικό Εμπόριο-Ισοτιμίες της Δραχμής”. Τονίζουμε ότι δε σκοπεύουμε στην σε βάθος ανάλυσή τους.

Η συνολική περίοδος 1970-1995 μπορεί να χωριστεί σε δύο υποπεριόδους, 1975-1986 και 1987-1995, με κύριο κριτήριο την ασκηθείσα *συναλλαγματική πολιτική* από την Τράπεζα της Ελλάδος.

Κατά την υποπερίοδο 1975-1986 ακολουθείται η πολιτική υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας (πιο σωστά, διολίσθησης), ενώ η δραχμή είναι προσδεδεμένη σε ένα, επιλεγμένο από την Τράπεζα της Ελλάδος, καλάθι νομισμάτων (basket peg), σημαντικών για το εξωτερικό μας εμπόριο (κύρια εξαγωγικό). Τη δεύτερη υποπερίοδο εγκαταλείπεται σταδιακά η υπόψη συναλλαγματική πολιτική, η οποία εντάσσεται στη γενικότερη νομισματική, εκείνης του αποπληθωρισμού-ανταγωνιστικότητας. Αυτή η αλλαγή (σταδιακά από το 1987) οφείλεται κυρίως στις εξελίξεις στο Ευρωπαϊκό Νομισματικό Σύστημα (ΕΝΣ) (Commelin, 1997)<sup>1</sup>, στο οποίο συμμετέχει και η δραχμή αν και όχι στο Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ΜηΣΙ). Επιπλέον η αλλαγή αυτή μπορεί να ερμηνευθεί στα πλαίσια της “ασύμβατης τριλογίας του καθηγητού Mundell”, κατά την οποία οι χώρες μέλη μιας υπό διαμόρφωση νομισματικής ένωσης δε μπορούν να υιοθετήσουν ταυτόχρονα α) συναλλαγματική πολιτική σταθερών ισοτιμιών, β) αυτόνομη νομισματική πολιτική και γ) να καταργήσουν τους συναλλαγματικούς περιορισμούς στην ελεύθερη κίνηση των διεθνών κεφαλαίων. Μόνο οι δύο από τις τρεις παραπάνω πολιτικές μπορούν να ασκηθούν ταυτόχρονα. Τη δεύτερη περίοδο εξέλιξης<sup>2</sup> του ΕΝΣ, δηλαδή Ιανουάριος

<sup>1</sup> Commelin, J. (1997), “Le S.M.E.”, c.f. *La Documentation Francaise*, No 282.

<sup>2</sup> Την πρώτη περίοδο του ΕΝΣ συνιστά το διάστημα Μάρτιος 1979-Ιανουάριος 1987, με κύριο χαρακτηριστικό την αυτονομία των εθνικών νομισματικών πολιτικών των χωρών μελών, τη σχετική νομισματική σταθερότητα (έντεκα επανευθυγραμμίσεις των κεντρικών ισοτιμιών) και τη μη-ελεύθερη κινητικότητα των διεθνών κεφαλαίων (εκτός από την περίπτωση Γερμανίας, Ολλανδίας και Μ.Βρετανίας). Αναλυτική παρουσίαση της συμβολής του ΕΝΣ στην πορεία προς την ΟΝΕ δίνεται στο Θαλασσινός, Ε. και Θ.Β.Σταματόπουλος (1998), όπου παραπάνω, Κεφάλαιο 6.

1987-Ιούλιος 1990 χαρακτηρίζει αφενός η σταθερότητα των συναλλαγματικών ισοτιμιών του (μόνο μία ευθυγράμμιση κεντρικής ισοτιμίας, της ITL το 1990) και αφετέρου, η “νομισματική πειθαρχία” των ευρωπαϊκών οικονομιών, δηλαδή η θυσία της ανεξαρτησίας των νομισματικών τους πολιτικών, ώστε να κερδίσουν την αντιπληθωριστική αξιοπιστία της Bundesbank, έναντι των χρηματαγορών και των κερδοσκόπων.

Με άλλα λόγια, με δεδομένο ότι ολόκληρη η ΕΟΚ (χώρες μέλη του ΜηΣΙ) αναγκαστικά ακολουθεί την περιοριστική νομισματική πολιτική των υψηλών επιτοκίων της Buba, τελικά και η Τράπεζα της Ελλάδος υποχρεώνεται εκ των πραγμάτων (Ενιαία Ευρωπαϊκή Πράξη (ΕΕΠ) από 1987 σε ισχύ) να μεταθέσει σταδιακά το στόχο της από την υποστήριξη της *ανταγωνιστικότητας* (Λεβεντάκης, 1995)<sup>3</sup> της ελληνικής οικονομίας, μέσω της πολιτικής “υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας”, σε εκείνον της *σταθερότητας των τιμών* μέσω της πολιτικής “αποπληθωρισμού-ανταγωνιστικότητας”. Η συναλλαγματική πολιτική της ΤτΕ αντανακλάται *ex post* αφενός στους ρυθμούς μεταβολής των ισοτιμιών της δραχμής (Πίνακας 2.1), με εξέχουσα αρνητική θέση τις υποτιμήσεις του Ιανουαρίου 1983 και του Οκτωβρίου 1985 και, αφετέρου, στο διαφορικό πληθωρισμό (Διάγραμμα 2.1)<sup>4</sup>.

<sup>3</sup> Λεβεντάκης, Ι. (1995), όπου παραπάνω, Κεφάλαιο 14.

<sup>4</sup> Για την κατασκευή των μεταβλητών βλέπε παράγραφος 3.2.1.

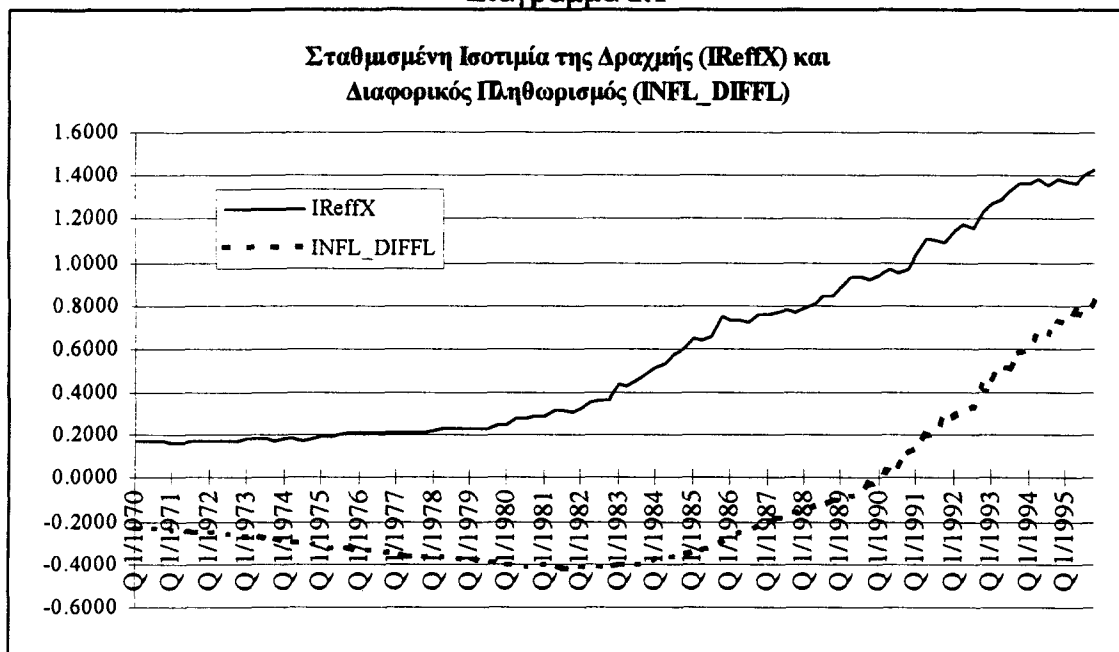
**Πίνακας 2.1**  
 Συναλλαγματικές ισοτιμίες της δραχμής  
 (% μεταβολές έναντι της προηγούμενης περιόδου)

|      | Δραχμή έναντι<br>Δολαρίου | Σταθμισμένη ισοτιμία<br>της Δραχμής (ΤτΕ) | Δραχμή έναντι<br>ECU | Δραχμή έναντι<br>DEM |
|------|---------------------------|---|----------------------|----------------------|
| 80   | -13,1                     | -13,3                                     | -14,3                | -13,9                |
| 1981 | -23,0                     | -11,2                                     | -3,9                 | -4,2                 |
| 82   | -17,1                     | -9,5                                      | -5,6                 | -10,9                |
| 83   | -24,1                     | -16,9                                     | -16,4                | -20,5                |
| 84   | -21,9                     | -11,5                                     | -11,7                | -12,6                |
| 85   | -18,4                     | -17,9                                     | -16,3                | -16,6                |
| 86   | -1,3                      | -22,2                                     | -23,1                | -26,5                |
| 87   | 3,4                       | -11,0                                     | -12,0                | -14,3                |
| 88   | -4,5                      | -7,0                                      | -6,8                 | -6,7                 |
| 89   | -12,7                     | -7,1                                      | -6,4                 | -6,6                 |
| 90   | 2,5                       | -9,0                                      | -11,2                | -12,0                |
| 1991 | -13,0                     | -11,2                                     | -10,5                | -10,6                |
| 92   | -4,4                      | -8,3                                      | -8,7                 | -10,2                |
| 93   | -16,8                     | -9,2                                      | -8,0                 | -11,8                |
| 94   | -5,5                      | -7,1                                      | -6,7                 | -7,3                 |
| 95   | 4,7                       | -3,5                                      | -4,1                 | -7,5                 |

Πηγές: Εκθέσεις του Διοικητή της Τράπεζας της Ελλάδος.

Σημείωση: Από το 1987 η Τράπεζα της Ελλάδας χρησιμοποιεί νέο αναθεωρημένο δείκτη για τη σταθμισμένη ισοτιμία της δραχμής, με βάση τον οποίο δίνονται τιμές από το 1983 και μετά.

Διάγραμμα 2.1



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος. Για τους ορισμούς των μεταβλητών βλ. παράγραφο 3.2.1.

Ειδικά για την ένταξη της Ελλάδας στην ΕΟΚ υποστηρίζεται (Georgakopoulos, 1990 και 1994, Giannitsis, 1988 και 1994)<sup>5</sup> ότι αυτή άσκησε σημαντικές αρνητικές επιδράσεις στο ισοζύγιο εξωτερικών συναλλαγών της χώρας μας, οι οποίες βέβαια αναμφισβήτητα ενισχύθηκαν και εξαιτίας του μεταπολεμικού προτύπου ανάπτυξης της ελληνικής οικονομίας, το οποίο ήταν έντονα προστατευτικό της εγχώριας παραγωγής, με ιδιαίτερη έμφαση σε σειρά αναπτυξιακών κινήτρων (Μαρούλης, 1992)<sup>6</sup>. Πιο συγκεκριμένα, η ένταξή μας στην ΕΟΚ το 1981 αφενός επιδείνωσε αισθητά το μέγεθος του εξωτερικού εμπορικού μας ελλείμματος και, αφετέρου, συνέβαλε καθοριστικά στην έντονη συγκεντροποίηση του εμπορίου μας στην Ευρώπη, μεταβάλλοντάς το κυρίως σε ενδο-κοινοτικό. Έτσι, αύξησε αισθητά τις εισαγωγές, εξαιτίας της κατάργησης του έντονου προστατευτισμού που

<sup>5</sup> Georgakopoulos, T (1990) "The Impact of Accession on food prices inflation and food consumption in Greece", *European Review of Agricultural Economics*.

Georgakopoulos, T. (1994) "Trade and Welfare Effects of Common Market Membership: Greece", *Economia Internazionale*.

Γιαννίτσης Τ. (1988) "Ένταξη στην Ευρωπαϊκή Κοινότητα και Επιπτώσεις στη Βιομηχανία και στο Εξωτερικό Εμπόριο", *Ιδρυμα Μεσογειακών Μελετών*, Αθήνα 1988.

Giannitsis, T. (1994) "Trade effects, the balance of payments and implications for the productive system in P.Kazakos and P.Ioakimidis", *Greece and the EC Membership Evaluated*, London, Pinder Publishers.

<sup>6</sup> Μαρούλης Δ.Κ. (1992) "Προβλήματα και Προοπτικές των Ελληνικών Εξαγωγών: Προϋποθέσεις Ανάπτυξής τους στην Ενοποιημένη Ευρωπαϊκή Αγορά. Μελέτη υπ' αρ.39, ΚΕΠΕ, Αθήνα.



απολάμβαναν προηγουμένως, ενώ δεν άσκησε ανάλογες επιδράσεις και στις ελληνικές εξαγωγές, οι οποίες είχαν απελευθερωθεί σε σημαντικό βαθμό, κυρίως για τα βιομηχανικά προϊόντα, ήδη από το 1968. Από την ανάλυση των στατιστικών στοιχείων της ΕΣΥΕ (Γεωργακόπουλος, 1995)<sup>7</sup>, ενώ φαίνεται ότι οι ελληνικές εισαγωγές στη δεκαετία του 1970 αντιπροσώπευαν το 17% περίπου το ΑΕΠ, το 1985 έφθασαν το 24% και το 1990 περίπου το 30%. Επίσης αναφορικά με την προέλευσή τους, ενώ το 1980 το 58% του συνόλου προερχόταν από χώρες μέλη της ΕΟΚ, το 1985 το αντίστοιχο ποσοστό έφθασε το 65% και το 1990 το 70%, με αποτέλεσμα να μειωθεί σημαντικά η συμμετοχή της εγχώριας παραγωγής από 92% το 1980 σε 82% το 1990.

Το τελευταίο, μάλιστα, συνιστά ιδιαίτερα ανησυχητική εξέλιξη μιας και η σπουδαιότερη μακροοικονομική ανισορροπία της μεταπολεμικής ελληνικής οικονομίας είναι η ανεπάρκεια της εγχώριας προσφοράς να καλύψει τη ζήτηση.

Εξάλλου, σε σχετικά πρόσφατη έκθεση του ΟΟΣΑ (1993)<sup>8</sup> για την Ελλάδα, υπολογίζεται ότι η μέση προστασία της εγχώριας παραγωγής με τα πάσης φύσεως μέτρα που καταργήθηκαν ήταν 20-25%. Υποθέτοντας μια μέση ελαστικότητα ζήτησης για εισαγωγές περίπου 2, η προκύπτουσα αύξηση των εισαγωγών, εξαιτίας της ένταξής μας στην ΕΟΚ και της συνακόλουθης κατάργησης του προστατευτικού τείχους, πρέπει να ήταν της τάξης του 40%-50%.

Τα αντίστοιχα ποσοστά για τις ελληνικές εξαγωγές ήταν ότι το 47% του συνόλου πριν την ένταξη είχε προορισμό τις χώρες μέλη της ΕΟΚ, ενώ το 1985 έφθασε το 54% και το 1990 το 66%. Αυτή η στροφή δε, αφορά κυρίως τα γεωργικά προϊόντα που οι εξαγωγές τους προς την ΕΕ αυξήθηκαν κατά 30%, ενώ των βιομηχανικών μόνο 10% και κυρίως μετά το 1986.

Κατά συνέπεια, η ένταξή μας στην ΕΟΚ είχε ιδιαίτερα αρνητικές επιδράσεις στο εμπορικό μας ισοζύγιο, αλλά και σε εκείνο των τρεχουσών συναλλαγών (εξαιτίας της κατακόρυφης μείωσης των εισροών μεταναστευτικού και ναυτιλιακού συναλλάγματος που οφείλεται κυρίως στην ύφεση της δεκαετίας του 1980), το οποίο αποτελεί τον σημαντικότερο περιοριστικό παράγοντα της ανάπτυξης της ελληνικής οικονομίας.

<sup>7</sup> Γεωργακόπουλος, Θ. (1995) "Μακροοικονομικές Ανισορροπίες της Οικονομίας", 2004-Η Ελληνική Οικονομία στο Κατώφλι του 21ου Αιώνα, Ιονική Τράπεζα.

<sup>8</sup> OECD (1993) Economic Surveys: Greece.

Αποτέλεσμα της χειροτέρευσης του εμπορικού μας ισοζυγίου ήταν η αύξηση του εξωτερικού δανεισμού, ο οποίος (Γεωργακόπουλος, 1995) από 8,2% του ΑΕΠ το 1973 έφθασε το 23% το 1993, με αποτέλεσμα 20% των συναλλαγματικών μας εισπράξεων το 1993 να χρηματοδοτούν την εξυπηρέτησή του. Μια θετική παράμετρος σε αυτή την αρνητική συνολική εικόνα είναι ότι το εξωτερικό δημόσιο χρέος αυξήθηκε με βραδύτερο ρυθμό από ότι το εσωτερικό, με αποτέλεσμα, ενώ το 1973 ήταν (το εξωτερικό δημόσιο χρέος) 30% του ΑΕΠ, το 1993 δεν ξεπέρασε το 20%.

Εξάλλου, το ελλειμματικό ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών, και ειδικά το εμπορικό, συνέβαλαν καθοριστικά στη διατήρηση υψηλών επιτοκίων και πληθωρισμού. Τέλος, η συναλλαγματική αντανάκλαση της χειροτέρευσης του εμπορικού ισοζυγίου εκφράζεται στη δραστική *μείωση της εξωτερικής αγοραστικής δύναμης της δραχμής*, η οποία στο διάστημα 1973-1995 έχασε το 90% της αξίας της έναντι της ECU (από 30 δραχμές/δολάριο το 1973, στο τέλος του 1995 είχαμε περίπου 300 δραχμές/ECU).

Το κριτήριο της ασκηθείσας συναλλαγματικής πολιτικής από την ΤτΕ, για το διαχωρισμό της περιόδου το έτος 1987, μπορεί να ενισχυθεί και από άλλους παράγοντες που σαφώς επηρέασαν τη διερευνόμενη σχέση ελληνικού εξωτερικού εμπορίου-ισοτιμιών της δραχμής. Αυτοί μπορούν να διακριθούν (Γεωργακόπουλος, 1995)<sup>9</sup> αφενός σε εξωτερικούς παράγοντες, οι οποίοι με τη σειρά τους μπορούν να διακριθούν σε αμιγώς διεθνείς και ύστερα σε ευρωπαϊκούς και αφετέρου σε εσωτερικούς. Οι τελευταίοι μπορούν να διαχωρισθούν σε εκείνους που αφορούν το μεταπολεμικό πρότυπο ανάπτυξης της χώρας μας και στο μείγμα μακροοικονομικής πολιτικής που ασκήθηκε από τις εκάστοτε κυβερνήσεις.

Ειδικά για το 1975, ως έτος εκκίνησης της πρώτης υποπεριόδου δικαιολογείται επιπλέον από τους παρακάτω παράγοντες. Από διεθνή άποψη, το τέταρτο τρίμηνο του 1973 έχουμε την πρώτη πετρελαϊκή κρίση, η οποία όπως και εκείνη του 1979, με τις αλυσωτές επιδράσεις τους στην αύξηση του κόστους παραγωγής των βιομηχανικών χωρών, συνέβαλαν ώστε πολλές από τις ευρωπαϊκές χώρες προορισμού των ελληνικών εξαγωγών να μετατραπούν σε καθαρά δανειζόμενες με εύλογα αρνητικά αποτελέσματα για το ελληνικό εξωτερικό εμπόριο.

Επίσης, διεθνώς, η περίοδος από τον Αύγουστο 1971 έως το Μάρτιο του 1973 είναι μια περίοδος έντονης διεθνούς νομισματικής αστάθειας, κατά την οποία *καταρρέει το σύστημα διεθνών πληρωμών δολαρίου-χρυσού* (σταθερών αλλά προσαρμόσιμων ισοτιμιών) που είχε συμφωνηθεί στο Bretton-Woods το 1944. Η τελική κατάρρευση (που τυπικά αναγνωρίζεται με τη συμφωνία της Τζαμάικα τον Ιανουάριο του 1976) του ΔΝΣ του Bretton-Woods συντελείται αυτή την περίοδο του ενάμιση χρόνου, παρά τις προσπάθειες αναστήλωσής του, είτε σε αμιγώς διεθνές επίπεδο με τη Σμιθσόνια συμφωνία (17-18 Δεκεμβρίου 1971), είτε σε ευρωπαϊκό, με το “νομισματικό φίδι” (ΕΝΦ), από τις 9 χώρες μέλη της ΕΟΚ (Απρίλιος 1972), το οποίο όμως από το Μάρτιο 1976 μετατράπηκε σε ζώνη μάρκου (Γερμανία, Δανία, Βελγίον και Αυστρία, Νορβηγία, Σουηδία).

Στην Ελλάδα, τη διετία 1973-1975 έχουμε *έντονη πολιτική αστάθεια*, η οποία σαφώς επηρέασε το εξωτερικό μας εμπόριο. Το 1973, από το Φεβρουάριο και με κορύφωση τη 17η Νοεμβρίου, έχουμε τις φοιτητικές εξεγέρσεις ενάντια στη δικτατορία. Το 1974, η υπόψη πολιτική αστάθεια μετατρέπεται σε φόβο πολέμου με κατάληξη τα οδυνηρά γεγονότα της επέμβασης των Τούρκων στην Κύπρο τον Ιούλιο και τελική εκτόνωση με την κυβέρνηση Καραμανλή το Νοέμβριο του ίδιου έτους. Αυτή την περίοδο (Αύγουστος 1971-Μάρτιος 1975), η συναλλαγματική πολιτική της Τράπεζας της Ελλάδας εκφράζεται από την *πρόσδεση της δραχμής στο δολάριο ΗΠΑ* (Αλογοσκούφης-Λαζαρέτου, 1997)<sup>10</sup>, το οποίο υποτιμάται έναντι των κυριότερων νομισμάτων. Κατά τη διάρκεια όλης αυτής της περιόδου (1973-1994) το καθεστώς που έχει υιοθετήσει η ΤτΕ είναι αυτό του ελέγχου των συναλλαγματικών ροών. Έτσι δεν υπάρχει ελεύθερη κινητικότητα διεθνών κεφαλαίων.

## **2.2 Περιγραφική Ανάλυση του Προτύπου του Ελληνικού Εξωτερικού Εμπορίου.**

Στην παράγραφο αυτή παρουσιάζουμε το προφίλ του ελληνικού εξωτερικού εμπορίου την εξεταζόμενη περίοδο 1970-1995, χρησιμοποιώντας περιγραφικά στατιστικά εργαλεία και παρατηρήσεις από τη βάση ΙΤCS του ΟΟΣΑ σε τρέχουσες τιμές δολαρίων ΗΠΑ.

<sup>9</sup> Γεωργακόπουλος, Θ. (1995) “Μακροοικονομικές Ανισοροπίες της Οικονομίας”, 2004-Η Ελληνική Οικονομία στο Κατώφλι του 21ου Αιώνα, Ιονική Τράπεζα.

Στον Πίνακα 2.2 παρουσιάζονται οι τιμές των *βασικών στατιστικών συναρτήσεων*. Για το σύνολο εισαγωγών και εξαγωγών και τα βιομηχανικά προϊόντα, αγροτικά και πρώτες ύλες. Όπως φαίνεται από τις τιμές της στατιστικής Jarque-Bera, η οποία ακολουθεί  $\chi^2$  με δύο βαθμούς ελευθερίας ( $\Rightarrow$  κ.τ.=5,99, σε  $\alpha=5\%$ ) για όλες τις χρονοσειρές δε μπορεί να απορριφθεί η βασική υπόθεση της κανονικότητάς τους. Επομένως, ο μέσος αριθμητικός είναι αξιόπιστο μέτρο κεντρικής τάσης.

**Πίνακας 2.2**  
Βασικές Στατιστικές Ελληνικών Εισαγωγών και Εξαγωγών  
(ετήσιες παρατηρήσεις 1970-95)

|                             | TM   | M5678 | M23   | M014 | TX   | X5678 | X014 | X23  |
|-----------------------------|------|-------|-------|------|------|-------|------|------|
| <b>Μέσ. Αριθμ.</b>          | 11.4 | 7.6   | 2.2   | 1.5  | 4.9  | 2.7   | 1.5  | 0.7  |
| <b>Διάμεσος</b>             | 9.8  | 5.3   | 2.5   | 1.2  | 4.5  | 2.4   | 1.3  | 0.7  |
| <b>Max</b>                  | 25.9 | 19.1  | 3.6   | 4.0  | 11.0 | 6.0   | 3.3  | 1.5  |
| <b>Min</b>                  | 2.0  | 1.5   | 0.3   | 0.2  | 0.6  | 0.3   | 0.3  | 0.1  |
| <b>Τυπ. Απόκλ.</b>          | 7.2  | 5.5   | 1.0   | 1.2  | 3.0  | 1.7   | 0.9  | 0.4  |
| <b>CV</b>                   | 0.63 | 0.72  | 0.46  | 0.76 | 0.61 | 0.64  | 0.60 | 0.53 |
| <b><math>\beta_1</math></b> | 0.6  | 0.83  | -0.55 | 0.63 | 0.35 | 0.31  | 0.51 | 0.22 |
| <b><math>\beta_2</math></b> | 2.2  | 2.30  | 2.05  | 1.99 | 2.03 | 1.95  | 2.16 | 2.27 |
|                             |      |       |       |      |      |       |      |      |
| <b>Jarque-Bera</b>          | 2.3  | 3.54  | 2.27  | 2.83 | 1.53 | 1.61  | 1.89 | 0.79 |
| <b>p-value</b>              | 0.3  | 0.17  | 0.32  | 0.24 | 0.47 | 0.45  | 0.39 | 0.67 |

Πηγή: OECD-ITCS, από αξίες σε τρέχουσες τιμές δολλαρίων ΗΠΑ.

όπου:

TM (TX): Σύνολο Ελληνικών Εισαγωγών (Εξαγωγών), σε τρέχουσες τιμές και δις. δολάρια ΗΠΑ (USD).

M(X)5678: Ελληνικές Εισαγωγές (Εξαγωγές) Βιομηχανικών Προϊόντων (Σύνολο αξιών των κατηγοριών 5, 6, 7 και 8 της 2ης Αναθεώρησης της Τ.Τ.Δ.Ε.), σε τρέχουσες τιμές και δις. δολάρια ΗΠΑ.

M(X)014: Ελληνικές Εισαγωγές (Εξαγωγές) Αγροτικών Προϊόντων (Σύνολο αξιών των κατηγοριών 0, 1 και 4 της 2ης Αναθεώρησης της Τ.Τ.Δ.Ε.), σε τρέχουσες τιμές και δις. δολάρια ΗΠΑ.

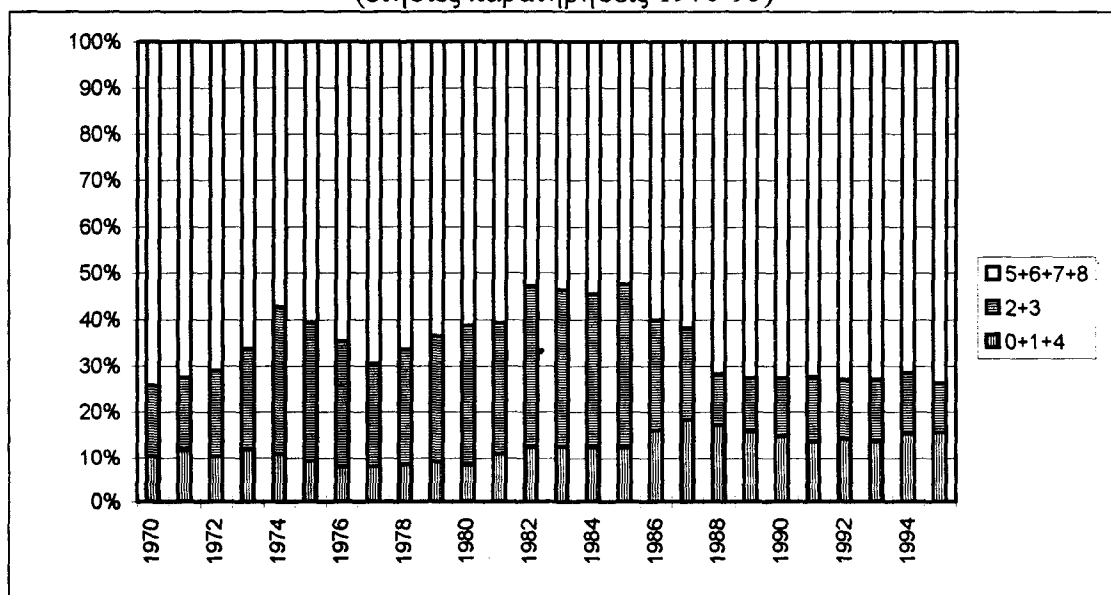
M(X)23: Ελληνικές Εισαγωγές (Εξαγωγές) Αων Υλών (Σύνολο αξιών των κατηγοριών 2 και 3 της 2ης Αναθεώρησης της Τ.Τ.Δ.Ε.), σε τρέχουσες τιμές και δις. δολάρια ΗΠΑ.

<sup>10</sup> Αλογοσκούφης Γ. - Λαζαρέτου (1997) "Η Δραχμή-Νομισματικά Καθεστάτα και Δημοσιονομικές Διαταραχές στη Νεώτερη Ελλάδα", ΙΜΟΠ.

Αναλυτικότερα, κατά μέσο όρο ο λόγος κάλυψης του συνόλου των εισαγωγών από τις αντίστοιχες εξαγωγές ήταν περίπου 43%. Ο αντίστοιχος λόγος για τα βιομηχανικά προϊόντα ήταν 35,5%, για τις πρώτες ύλες 32%, ενώ οι εξαγωγές των αγροτικών κάλυπταν ακριβώς τις αντίστοιχες εισαγωγές μας.

Στα Διαγράμματα 2.2 και 2.3 παρουσιάζεται η σύνθεση των εισαγωγών και εξαγωγών, από τα οποία βλέπουμε ότι τα βιομηχανικά προϊόντα κυριαρχούν και στις δύο εμπορικές ροές. Έτσι, κατά μέσο όρο (Πίνακας 2.2), η συμμετοχή των εισαγωγών (εξαγωγών) βιομηχανικών προϊόντων στο σύνολο ήταν 67% (55%), των πρώτων υλών 19% (14%) και των αγροτικών 14% (31%). Η δυναμική εξέλιξη των μεγεθών αυτών απεικονίζεται στα Διαγράμματα 2.2 και 2.3

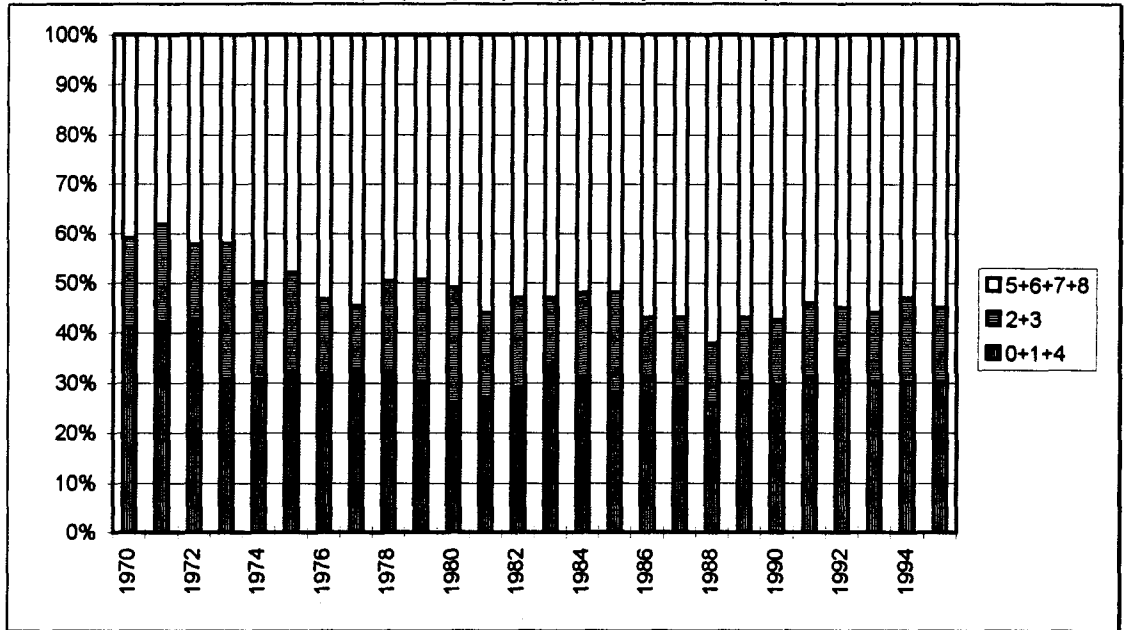
**Διάγραμμα 2.2**  
 Η Σύνθεση των Ελληνικών Εισαγωγών  
 (ετήσιες παρατηρήσεις 1970-95)



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος από τη βάση OECD-ITCS, από αξίες σε τρέχουσες τιμές δολλαρίων ΗΠΑ.

Σημείωση: Όπως εξηγείται στον Πίνακα 2.1 οι κατηγορίες 5, 6, 7 και 8 εκφράζουν τα βιομηχανικά προϊόντα, οι 2,3 τις πρώτες ύλες και οι 0,1,4 τα αγροτικά.

**Διάγραμμα 2.3**  
 Η Σύνθεση των Ελληνικών Εξαγωγών  
 (ετήσιες παρατηρήσεις 1970-95)



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος από τη βάση OECD-ITCS, από αξίες σε τρέχουσες τιμές δολλαρίων ΗΠΑ.

Σημείωση: Όπως εξηγείται στον Πίνακα 2.1 οι κατηγορίες 5, 6, 7 και 8 εκφράζουν τα βιομηχανικά προϊόντα, οι 2,3 τις πρώτες ύλες και οι 0,1,4 τα αγροτικά.

Ο Πίνακας 2.3 παρουσιάζει τη διάρθρωση του ανταγωνισμού που αντιμετώπισαν οι Έλληνες εξαγωγείς στις κυριότερες χώρες-αγορές προορισμού των προϊόντων τους. Είναι πολύ σημαντικός ο βαθμός (περίπου 75%) της συγκεντροποίησης των εξαγωγών μας στη Γερμανία και στην Ιταλία. Σημειώνεται ότι το ελληνικό μερίδιο σε αυτές τις αγορές δεν ξεπέρασε το 1%.

**Πίνακας 2.3**

Η Κατά Μέσο Όρο Διάρθρωση (%) του Ανταγωνισμού που Αντιμετωπίζουν οι Ελληνικές Εξαγωγές, στις τέσσερις (4) Κυριώτερες Αγορές Προορισμού τους. (ετήσιες παρατηρήσεις 1970-95)

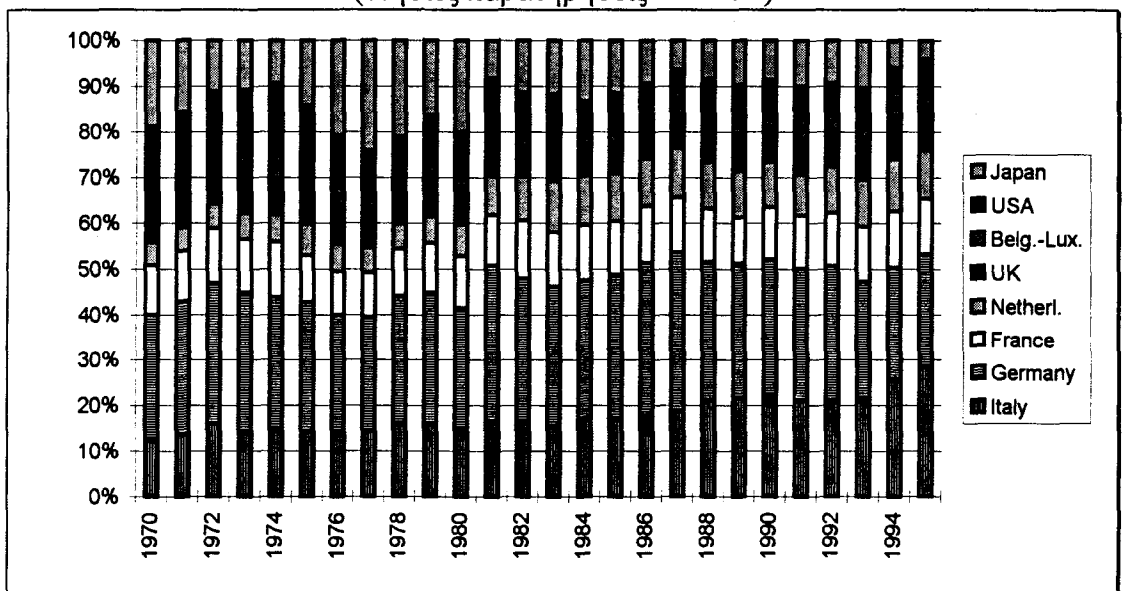
| Αγορές<br>Αντ/στές | Γερμανική Αγ.<br>(47%) | Ιταλική Αγ.<br>(25%) | Γαλλική Αγ.<br>(16%) | Βρετανική Αγ.<br>(12%) |
|--------------------|------------------------|----------------------|----------------------|------------------------|
| Γερμανία           | ---                    | 0.34                 | 0.32                 | 0.24                   |
| Ιταλία             | 0.16                   | ---                  | 0.15                 | 0.09                   |
| Γαλλία             | 0.19                   | 0.25                 | ---                  | 0.15                   |
| Μ.Βρετανία         | 0.10                   | 0.08                 | 0.10                 | ---                    |
| Η.Π.Α.             | 0.10                   | 0.10                 | 0.08                 | 0.2                    |
| Ολλανδία           | 0.21                   | 0.08                 | 0.10                 | 0.11                   |
| Βέλγ.-Λουξ.        | 0.14                   | 0.07                 | 0.16                 | 0.08                   |
| Ισπανία            | 0.03                   | 0.04                 | 0.05                 | 0.03                   |
| Ιαπωνία            | 0.07                   | 0.03                 | 0.03                 | 0.08                   |
| Τουρκία            | 0.010                  | 0.010                | 0.003                | 0.010                  |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος με επεξεργασία στοιχείων διμερών εξαγωγών, σε χιλ. USD, από τη βάση ITCS του OECD.

Σημείωση: Τα ποσοστά μέσα σε παρένθεση στην πρώτη γραμμή, κάτω από κάθε αγορά εκφράζουν το βάρος της κάθε αγοράς-προορισμού των ελληνικών εξαγωγών {π.χ. η αξία των ελληνικών εξαγωγών (σε USD) προς τη γερμανική αγορά, συνιστά το 47% του συνόλου των ελληνικών εξαγωγών}.

Στα Διαγράμματα 2.4 και 2.5 παρουσιάζουμε τη διαχρονική εξέλιξη των μεριδίων που κατέχουν οι εταίροι μας στην ελληνική αγορά εισαγωγών, καθώς επίσης και τις χώρες προορισμού των εξαγωγών μας. Οι Γερμανία, Ιταλία, Γαλλία, Μ.Βρετανία, Ιαπωνία και ΗΠΑ είναι οι κυριότεροι (περισσότερο του 60% στις εισαγωγές και περισσότερο του 50% στις εξαγωγές) εμπορικοί μας εταίροι.

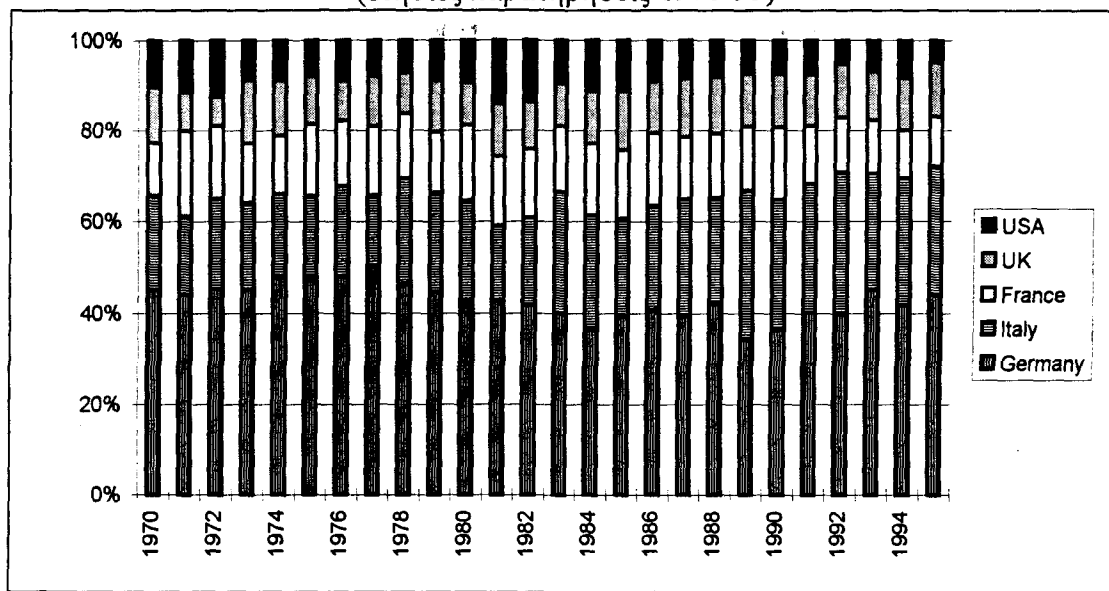
**Διάγραμμα 2.4**  
 Η Προέλευση του 65% των Ελληνικών Εισαγωγών.  
 (ετήσιες παρατηρήσεις 1970-95)



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος από τη βάση OECD-ITCS, από αξίες σε τρέχουσες τιμές δολλαρίων ΗΠΑ.



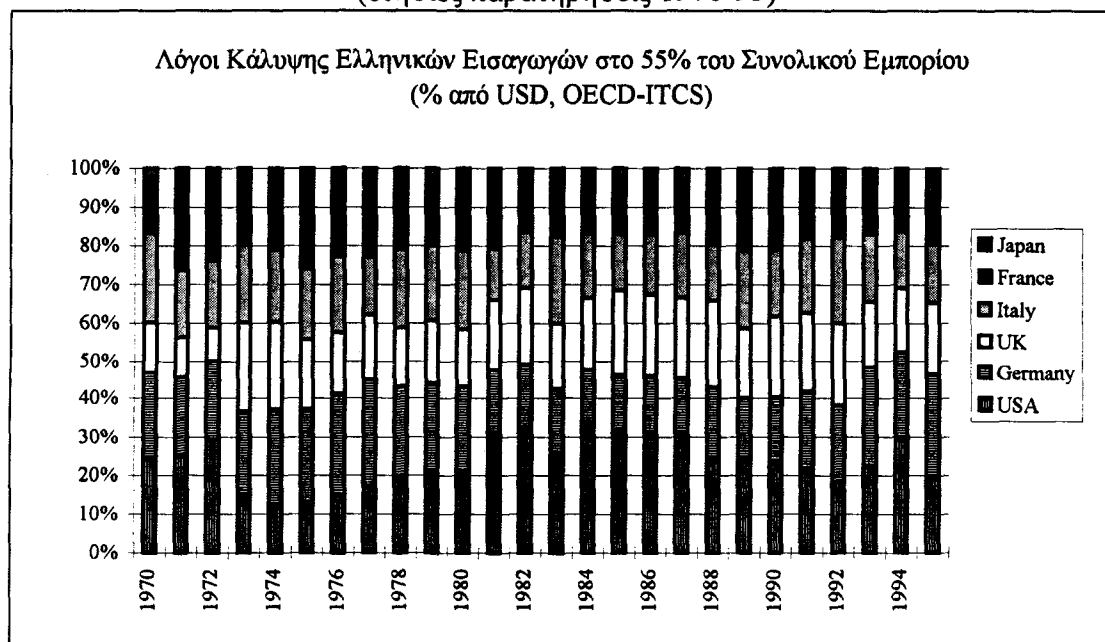
**Διάγραμμα 2.5**  
**Ο Προορισμός του 50% των Ελληνικών Εξαγωγών.**  
**(ετήσιες παρατηρήσεις 1970-95)**



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος από τη βάση OECD-ITCS, από αξίες σε τρέχουσες τιμές δολλαρίων ΗΠΑ.

Στο Διάγραμμα 2.6 παρουσιάζεται η δυναμική των διμερών εμπορικών μας ισοζυγίων (στη γεωμετρική τους μορφή, δηλαδή λόγοι κάλυψης εισαγωγών) με τους κατά τεκμήριο κυριότερους εταίρους μας. Όπως φαίνεται για όλη την περίοδο, το μεγαλύτερο έλλειμμα στο σύνολο (του 55% του εμπορίου μας) έχουμε στο διεθνές εμπόριό μας με την Ιαπωνία, ενώ το μικρότερο με τις ΗΠΑ.

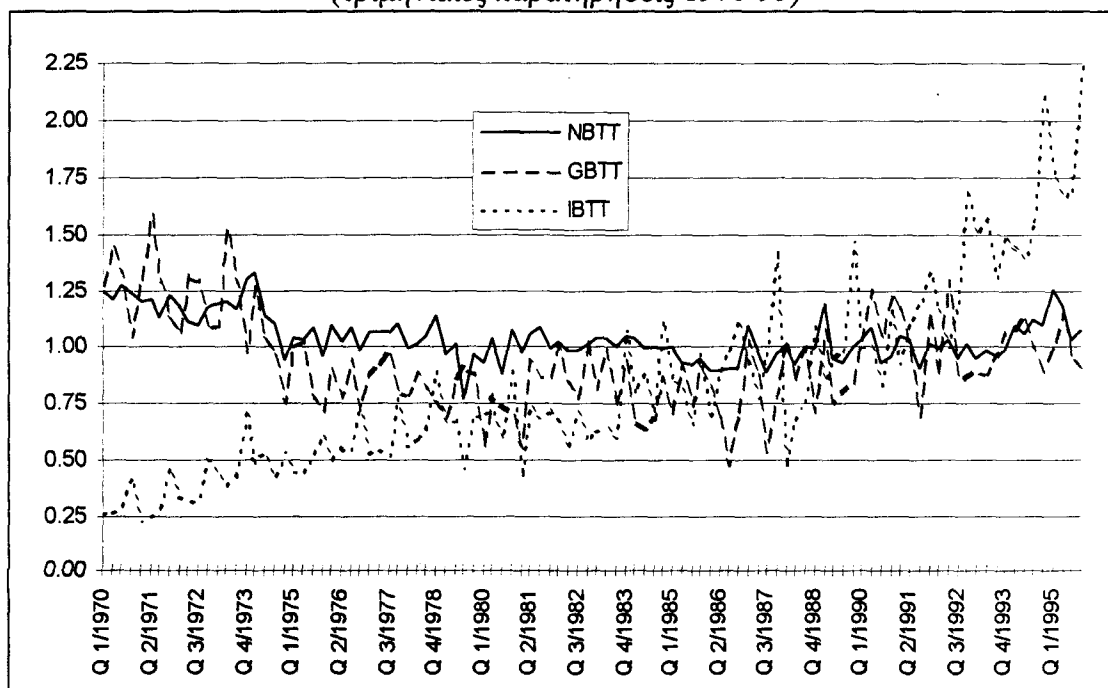
**Διάγραμμα 2.6**  
**Διμερή Ελληνικά Εμπορικά Ισοζύγια.**  
**(ετήσιες παρατηρήσεις 1970-95)**



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος από τη βάση OECD-ITCS, από αξίες σε τρέχουσες τιμές δολλαρίων ΗΠΑ.

Στο Διάγραμμα 2.7 παρουσιάζουμε την εξέλιξη των τριών βασικών δεικτών όρων εμπορίου, δηλαδή τους Καθαρούς, τους Ακαθάριστους και τους Εισοδηματικούς. Για την αξιολόγηση του Διαγράμματος 2.7 πρέπει να ληφθούν υπόψη (τουλάχιστον), αφενός, το μέγεθος της ελληνικής οικονομίας, όπως επισημαίνει η θεωρία των ελαστικοτήτων (Διάγραμμα 1.5 και σχέση 1.19α) και, αφετέρου, η ασκηθείσα συναλλαγματική πολιτική (παράγραφος 2.1). Επίσης υπενθυμίζεται το γεγονός ότι όλοι οι αριθμοδείκτες που χρησιμοποιούνται στην κατασκευή των όρων εμπορίου προέρχονται από μεγέθη σε δραχμές.

**Διάγραμμα 2.7**  
Καθαροί (NBTT), Ακαθάριστοι (GBTT) και Εισοδηματικοί (IBTT)  
Όροι Εμπορίου της Ελληνικής Οικονομίας.  
(τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970-95)



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος από τη βάση IMF-IFS.

Ετσι, κατ'αρχήν, το κόστος των εισαγωγών σε όρους εξαγωγών, που εκφράζουν οι καθαροί όροι εμπορίου (NBTT) φαίνεται ότι παρέμεινε περίπου σταθερό την περίοδο 1975-1993 με μικρές μόνο διακυμάνσεις, ενώ μετά το 1994 υπάρχει τάση βελτίωσης. Η αντανάκλαση της υποτίμησης στις τιμές εισαγωγών και εξαγωγών είναι προφανής. Ετσι, μετά το 1987, υπάρχει με κάποιες διακυμάνσεις έστω και μικρή ανοδική τάση των καθαρών όρων εμπορίου, γεγονός που εκφράζει τη

μείωση του κόστους των εισαγωγών σε όρους εξαγωγών. Πάντως αξίζει να σημειωθεί ότι η σχετική θέση της χώρας στο διεθνή καταμερισμό της εργασίας μόλις το 1995 έφτασε πάλι το επίπεδο που είχε το 1970. Το συμπέρασμα αυτό επαληθεύεται και από την εξέλιξη της αγοραστικής δύναμης των εξαγωγών μας σε όρους εισαγόμενων ποσοτήτων, που εκφράζουν οι ακαθάριστοι όροι εμπορίου (GBTT). Αυτή η αγοραστική δύναμη, από το 1974 ως το 1990 ήταν κατά μέσο όρο 20% μικρότερη του 1990 ή του 1974, κάτι που εκφράζει πραγματική ζημιά από το διεθνές εμπόριο που υπέστη η ελληνική κοινωνία την υπόψη περίοδο. Σάφη ωφέλεια είχαμε τα τέσσερα πρώτα χρόνια του δείγματος (1970-1974), ενώ μετά το 1990 διατηρείται μια σταθερότητα περί τη βάση του δείκτη (1), παρά τις έντονες διακυμάνσεις του.

Η ικανότητα της χώρας για εισαγωγές, όπως εκφράζεται από τους εισοδηματικούς όρους εμπορίου (IBBT) δείχνει σαφή ανοδική τάση από το 1970 έως το 1995. Έτσι, το 1970 η ελληνική οικονομία, με βάση τις εισπράξεις της από εισαγωγές, μπορεί να εισάγει 75% λιγότερη ποσότητα προϊόντων από ότι το έτος βάσης 1990. Αντίθετα, το 1995 η ικανότητα της χώρας μας για εισαγωγές δείχνει 2,25 φορές μεγαλύτερη από εκείνην του 1990. Το αποτέλεσμα αυτό ερμηνεύεται από την ανοδική πορεία του όγκου των εξαγωγών, αφού οι καθαροί όροι εμπορίου, όπως είδαμε, μόνο μετά το 1994 αυξάνουν ουσιαστικά.

### **2.3 Οικονομετρική Μεθοδολογία.**

Η οικονομετρική μας μεθοδολογία προσδιορίζεται από τις ανάγκες των οικονομικών θεωρητικών υποδειγμάτων, τα οποία επιδιώκουμε να ελέγξουμε στατιστικά. Από οικονομικής άποψης, η ανάλυσή μας γίνεται με βάση δύο κριτήρια:

- α) το είδος προσέγγισης, μερική και ολική (decomposition and global approaches), των προσδιοριστικών παραγόντων του Εμπορικού Ισοζυγίου και
- β) τη χρονική διάσταση, (μακροχρόνια και βραχυχρόνια περίοδο), της συμπεριφοράς των οικονομικών μας μεταβλητών.

Κατά συνέπεια τα οικονομετρικά εργαλεία που υπαγορεύει αυτή η οικονομική ανάλυση εντοπίζονται στο γνωστικό πεδίο της "Εφαρμοσμένης Οικονομετρίας των

Χρονολογικών Σειρών". Πιο συγκεκριμένα, εναλλακτικά ή και συμπληρωματικά χρησιμοποιούμε:

- α) Την "*Κλασική Θεωρητική Οικονομετρία*": το κλασικό γραμμικό υπόδειγμα (CLRM) και όλες τις κατά περίπτωση επεκτάσεις του, ανάλογα με τα οικονομετρικά προβλήματα που αντιμετωπίζουμε, για να διερευνήσουμε εμπειρικά τις μακροχρόνιες σχέσεις των μεταβλητών μας, είτε στη μερική είτε στην ολική προσέγγιση (Κεφάλαια 3, 4 και 5).
- β) "*Υποδείγματα Χρονικών Υστερήσεων*", με έμφαση σε εκείνα της "Διανυσματικής Αυτοπαλινδρόμησης" (VAR Models): για την εξέταση τόσο της βραχυχρόνιας συμπεριφοράς των οικονομικών μεταβλητών μας όσο και των ελέγχων "αιτιωδών σχέσεων κατά Granger". Επίσης εξειδικεύουμε με VAR υποδείγματα τις αλληλεξαρτήσεις των μεταβλητών για να εξηγήσουμε την "Ιστορική Δυναμική Διαδικασία" προσαρμογής στην ισορροπία τους (Κεφάλαιο 5).
- γ) *Ολοκλήρωση, Συνολοκλήρωση και Υποδείγματα Διόρθωσης Σφάλματος*: για τη διερεύνηση (εάν υπάρχουν) των μακροχρόνιων (ή σχέσεων ισορροπίας) των μακρομεταβλητών μας (Cointegration Analysis, Κεφάλαια 3, 4 και 5) όσο και των βραχυχρόνιων διακυμάνσεών τους προς την κατεύθυνση της μακροχρόνιας ισορροπίας (Error Correction Models, Κεφάλαια 3, 4 και 5).

Πριν όμως από την εφαρμογή οποιασδήποτε από τις παραπάνω τρεις οικονομετρικές μεθοδολογίες, ακολουθούμε σε "*προκαταρκτική ανάλυση*" μια τέταρτη, εκείνη της διερεύνησης των χαρακτηριστικών (properties) της κάθε οικονομικής χρονολογικής σειράς, αναφορικά με τη στασιμότητά της. Κι αυτό γιατί οποιοδήποτε υπόδειγμα παλινδρόμησης (με εξαίρεση ίσως τα VAR) προϋποθέτει τη χρήση στάσιμων σειρών.

### **2.1.1 Έλεγχοι Στασιμότητας των Χρονολογικών Σειρών.**

Συνοπτικά διεξάγουμε τους στατιστικούς ελέγχους σε τρία στάδια:

#### Α' Στάδιο: Έλεγχοι Υπαρξης μόνο Προσδιοριστικής Τάσης.

Εάν από το απλό γράφημα (χρονοδιάγραμμα) της  $y_t$  έχουμε ένδειξη για προσδιοριστική εποχικότητα (στάσιμη συνιστώσα), την αφαιρούμε με την απλή μέθοδο των ψευδομεταβλητών [Υπόδειγμα ανάλυσης διακύμανσης, (εξίσωση 2.5)].

Στη συνέχεια, εάν διαπιστώσουμε την ύπαρξη διαχρονικής τάσης, ελέγχουμε εάν η στοχαστική διαδικασία που δημιούργησε την  $y_t$  είναι το “Χρονικά Στάσιμο (ΧΣΥ) [Trend Stationary Process-TSP-εξίσωση (2.4) ή (2.6)] Υπόδειγμα”.

Β΄ Στάδιο: Έλεγχοι Ύπαρξης μόνο Στοχαστικής Τάσης.

Ελέγχουμε διάφορα υποδείγματα “Τυχαίου Περιπάτου” (Random Walk Models) για να αποφασίσουμε εάν η ανέλιξη της  $y_t$  είναι “Στάσιμο Μέσων Πρώτων Διαφορών (ΣμπΙΑ) (Difference Stationary Process -DSP-) Υπόδειγμα”. Εάν πράγματι είναι τέτοιο, τότε η πρώτη διαφορά της  $y_t$  θα μας δώσει στάσιμη σειρά [ $y_t \sim I(1)$ ].

Γ΄ Στάδιο: Έλεγχοι Ύπαρξης Συνδυασμού Προσδιοριστικής και Στοχαστικής Τάσης.

Εδώ δε χρησιμοποιούμε ούτε αλγόριθμους εκθετικής εξομάλυνσης, ούτε το Hodrick- Prescott (1980)<sup>11</sup> φίλτρο για τη διάσπαση του προσδιοριστικού από εκείνο του στοχαστικού τμήματος της συνιστώσας της τάσης. Εφαρμόζουμε:

- α) Τη διαδικασία ελέγχου για μοναδιαίες ρίζες του Bhargava (1986) κατά την οποία υποθέτουμε ότι η ανέλιξη της χρονοσειράς είναι το Χρονικά Στάσιμο Υπόδειγμα (ΧΣΥ) τα σφάλματα του οποίου όμως ακολουθούν AR(1) σχήμα.
- β) Τη σύνθετη (4 βήματα) διαδικασία ελέγχου για μοναδιαίες ρίζες [έλεγχοι Dickey-Fuller -DF- and Augmented Dickey-Fuller -ADF- με βάση τα υποδείγματα (2.13) και (2.14) αντίστοιχα], που πρότειναν οι Dolado et al. (1990)<sup>12</sup>.
- γ) Εάν στην προηγούμενη διαδικασία ελέγχου μοναδιαίων ριζών (MP) τα υπόλοιπα αποδεικνύονται *ασθενώς συσχετιζόμενα* (weakly dependent and heterogeneous distributed) εφαρμόζουμε τους ελέγχους των Phillips-Perron (1988)<sup>13</sup> για Μοναδιαίες Ρίζες.
- δ) Ελέγχουμε για την ύπαρξη *πολλαπλών μοναδιαίων ριζών* (Multiple Unit Roots) με βάση τη μεθοδολογία των Dickey and Pantula (1987)<sup>14</sup>.
- ε) Ελέγχουμε για ύπαρξη *εποχικών μοναδιαίων ριζών* (Seasonal Unit Roots) με βάση τη διαδικασία τριών βημάτων των Hylleberg, Engle, Granger and Yoo, “HEGY-test” (1990)<sup>15</sup>.

<sup>11</sup>Hodrick, R. and Prescott, E. (1980), “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation”, Discussion Paper 451, Carnegie-Mellon.

<sup>12</sup>Dolado, J., Jenkinson, T. and Sosvilla-Rivero, S. (1990), “Cointegration and Unit Roots”, *Journal of Economic Surveys*, vol. 4, pp.249-273. Αυτή παρουσιάζεται επίσης και στο Enders, W. (1995), “*Applied Econometric Time Series*”, Wiley.

<sup>13</sup>Phillips, P. and Perron, P. (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, vol. 75, pp.335-346.

<sup>14</sup>Dickey, D. and Pantula, S. (1987), “Determining the Order of the Differencing in Autoregressive Processes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 15, pp.455-461.

στ) Ελέγχουμε<sup>16</sup> την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών κάτω από την υπόθεση Διαρθρωτικών Μεταβολών με βάση τα τρία υποδείγματα του Perron (1989)<sup>17</sup>.

Αναλυτικότερα παρουσιάζουμε παρακάτω τα τρία στάδια της *χρονοβόρας* προκαταρκτικής διερεύνησης των ιδιοτήτων των χρονολογικών σειρών, που χρησιμοποιούμε αργότερα, είτε σε ανάλυση παλινδρόμησης είτε σε VAR συστήματα είτε σε ανάλυση συνολοκλήρωσης.

Στα πλαίσια αυτής της εργασίας χρησιμοποιείται ο ορισμός της *ασθενούς στασιμότητας*. Έτσι, μια στοχαστική διαδικασία ή ανέλιξη (stochastic process)  $y_t$  λέγεται (π.χ. Greene, 1993)<sup>18</sup> ασθενώς ή κατά συνδιακύμανση στάσιμη (weakly or covariance stationary) όταν ισχύουν οι παρακάτω τρεις συνθήκες (2.1, 2.2, 2.3):

$$(2.1) \quad E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu < \infty$$

δηλαδή ο μέσος της  $y_t$  είναι σταθερός, πεπερασμένος κι ανεξάρτητος του χρόνου ( $t$ ).

$$(2.2) \quad \begin{aligned} \text{Var}(y_t) &= \text{Var}(y_{t-s}) = \sigma_y^2 && \text{ή} \\ E[(y_t - \mu)^2] &= E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2 < \infty \end{aligned}$$

δηλαδή η διακύμανση της  $y_t$  είναι σταθερή, πεπερασμένη και ανεξάρτητη του χρόνου ( $t$ ).

$$(2.3) \quad \text{Cov}(y_t, y_{t-s}) = E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = \gamma_s$$

δηλαδή η  $\text{Cov}(y_t, y_s)$  είναι συνάρτηση της απόστασης των δύο χρονικών στιγμών ( $t-s$ ), αλλά όχι του  $t$  ή του  $s$  ( $\forall t \neq s$ ).

<sup>15</sup>Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C., Yoo, B. (1990), "Seasonal Integration and Co-integration", *Journal of Econometrics*, vol. 44, pp.215-238.

<sup>16</sup> Στην παρούσα διατριβή, εξαιτίας του πραγματικά μεγάλου όγκου υπολογισμών που απαιτούν οι παραπάνω έλεγχοι, πραγματοποιήσαμε μέχρι και τους αναφερόμενους στους Phillips-Perron (1988).

<sup>17</sup>Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, vol. 57, pp.1361-1401.

<sup>18</sup>Greene, W.H.(1993), "Econometric Analysis", 2nd Edition, Prenticehall.

Εντούτοις, το πρόβλημα είναι ότι σχεδόν όλες οι μακροοικονομικές χρονολογικές σειρές παρουσιάζουν στοιχεία διαχρονικών τάσεων και κατά συνέπεια δεν είναι στάσιμες.

Από οικονομικής άποψης, επειδή όλες οι αναλύσεις γίνονται τόσο σε μακροχρόνιο όσο και σε βραχυχρόνιο επίπεδο, πρέπει να θεωρείται αναμενόμενο ότι αυτές οι χρονολογικές σειρές θα περιέχουν (εκτός των άρρυθμων κυμάνσεων) τις συνιστώσες της μακροχρόνιας τάσης και των βραχυχρόνιων διακυμάνσεων (κύκλος), αλλά και πιθανόν τη στάσιμη συνιστώσα της εποχικότητας.

Αναφορικά με τη μακροχρόνια τάση των μακρο-χρονοσειρών, είναι γνωστό ότι αυτή προσδιορίζεται (Κασκαρέλης, 1996)<sup>19</sup> από μη-οικονομικές μεταβλητές όπως η αύξηση του πληθυσμού, η τεχνολογία, οι προτιμήσεις ή γενικότερα οι αξίες μιας κοινωνίας. Αντίθετα, όπως διδάσκει η οικονομική θεωρία, η οικονομική πολιτική μιας κυβέρνησης μπορεί να επηρεάσει μόνο τον κύκλο ή τις βραχυχρόνιες διακυμάνσεις των υπόψη μεταβλητών. Έτσι από οικονομική άποψη μας ενδιαφέρει η οικονομετρική μας διερεύνηση να καταλήγει σε συμπεράσματα τα οποία σύμφωνα με την οικονομική θεωρία, θα αναφέρονται στις βραχυχρόνιες διακυμάνσεις των σειρών. Κατά συνέπεια έχουμε ανάγκη το διαχωρισμό της όποιας χρονολογικής μακρομεταβλητής  $y_t$  στις δύο κύριες συνιστώσες της, την τάση και τον κύκλο.

Αλλά και από καθαρά στατιστικής πλευράς, είναι απαραίτητη η υπόψη διάσπαση (Decomposition Analysis of Time Series). Το στοιχειώδες παράδειγμα προέρχεται από το κλασικό κανονικό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (CLNRM), όπου βασική υπόθεση είναι ότι ο δειγματικός μέσος της εξαρτημένης μεταβλητής είναι σταθερός και ισούται με  $E(y) = X\beta$ . Όταν λοιπόν υπάρχουν διαχρονικές τάσεις παραβιάζεται αυτή η υπόθεση.

Επομένως, τόσο από οικονομικής όσο και από στατιστικής άποψης, πρέπει οι χρονοσειρές που μελετάμε να είναι απαλλαγμένες από τη μακροχρόνια τάση τους.

Όμως, για την απαλειφή της τάσης πρέπει να γνωρίζουμε τη φύση της, εάν είναι δηλαδή αυτή προσδιοριστική (deterministic), στοχαστική (stochastic) ή συνδυασμός προσδιοριστικής και στοχαστικής (τάσης).

<sup>19</sup>Κασκαρέλης, Ι.Α. (1996), "Ενδεκα Μαθήματα Οικονομετρίας", Gutenberg, Αθήνα.



Η μεθοδολογία που ακολουθούμε σε αυτή την εργασία για την εκτίμηση και τον έλεγχο της μακροχρόνιας τάσης των οικονομικών χρονολογικών σειρών μας κι επομένως το διαχωρισμό<sup>20</sup> τάσης κύκλου, ολοκληρώνεται σε τρία στάδια:

#### Α' Στάδιο: Έλεγχοι Προσδιοριστικής Τάσης.

Αν από το γράφημα της αρχικής σειράς, έστω  $y_t$ , διακρίνουμε ότι αυτή έχει μόνο προσδιοριστική τάση τότε ελέγχουμε στατιστικά αν αυτή προέρχεται από το "Χρονικά Στάσιμο Υπόδειγμα" (ΧΣΥ), το οποίο γράφεται:

$$(2.4) \quad y_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t$$

όπου:

$\mu$ : σταθερά

$y_t$ : η εξεταζόμενη οικονομική χρονοσειρά

$t = 1, \dots, T$ : η γραμμική τάση των παρατηρήσεων του δείγματος μεγέθους  $T$

$\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ : τυχαία απόκλιση, ή σφαιρικά σφάλματα ή λευκός θόρυβος, (white noise:  $E\varepsilon_t=0$ ,  $E(\varepsilon_t^2)=\sigma^2$ ,  $E(\varepsilon_t\varepsilon_s)=0 \quad \forall t \neq s$ )

Αν λοιπόν η στοχαστική διαδικασία ή η ανέλιξη που δημιουργήσε (Data Generating Process) την  $y_t$  ["πραγματοποίηση" (realisation)] εκφράζεται από το ΧΣΥ (2.4), τότε ο μέσος της  $[E(y_t)=\mu+\beta t]$  εκφράζει την προσδιοριστική μακροχρόνια τάση, ενώ οι τυχαίες αποκλίσεις  $\varepsilon_t$  τις στοχαστικές βραχυχρόνιες διακυμάνσεις. Έτσι εκτιμώντας με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων την (2.4), το συστηματικό μέρος της παλινδρόμησης ( $\hat{y}_t$ ) αποτελεί εκτίμηση της προσδιοριστικής τάσης, ενώ τα υπόλοιπα  $\hat{\varepsilon}_t$  εκτίμηση της στοχαστικής βραχυχρόνιας διακύμανσης. Εννοείται βέβαια ότι για να δεχθούμε την προηγούμενη πρόταση ελέγχουμε στατιστικά την καλή προσαρμογή του υποδείγματος (2.4) Εφόσον δεχτούμε από την εξέταση του (2.4) ότι πρόκειται για ΧΣΥ τότε η απαλειφή της προσδιοριστικής τάσης (detrrend) που μας δίνει στάσιμη σειρά, προκύπτει από την διαφορά  $y_t - \hat{y}_t = \hat{\varepsilon}_t$ .

<sup>20</sup>Υιοθετούμε αυτή τη μεθοδολογία μόνο για να οδηγηθούμε σε αξιόπιστα στατιστικά αποτελέσματα παρά την έντονη κριτική που δέχεται η διάσπαση των σειρών στις κύριες συνιστώσες τους. Έτσι αφενός από οικονομικής πλευράς δεν μπορούμε να αποδείξουμε ότι η μία συνιστώσα είναι ανεξάρτητη της άλλης κι αφετέρου, από στατιστική άποψη, είναι σίγουρο ότι τα υπόλοιπα ( $\hat{\varepsilon}_t$ ) δεν περιέχουν μόνο τις βραχυχρόνιες κυμάνσεις.

Αν βέβαια από το γράφημα της αρχικής σειράς  $y_t$  διαπιστώσουμε την ύπαρξη εποχικότητας, ξεκινάμε από την απομάκρυνσή της, χρησιμοποιώντας, για παράδειγμα, τη μέθοδο εποχικών ψευδομεταβλητών, στο παρακάτω υπόδειγμα (2.5) (έστω για τριμηνιαίες παρατηρήσεις):

$$(2.5) \quad y_t = \mu + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \varepsilon_t$$

όπου:

$\mu$ : σταθερά

$D_{1t} =$  1 για το πρώτο τρίμηνο  
0 αλλού

$D_{2t} =$  1 για το δεύτερο τρίμηνο  
0 αλλού

$D_{3t} =$  1 για το τρίτο τρίμηνο  
0 αλλού

$\varepsilon_t$ : σφαιρικά σφάλματα

Από την εκτίμηση του υποδείγματος ανάλυσης διακύμανσης (2.5) και εφόσον αποδειχθεί ότι τόσο οι ψευδομεταβλητές  $D_{it}$  έχουν στατιστικά σημαντική επίδραση στην  $y_t$ , όσο και τα υπόλοιπα είναι σφαιρικά, τότε το προσαρμοζόμενο μέρος  $\hat{y}_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}_1 D_{1t} + \hat{\beta}_2 D_{2t} + \hat{\beta}_3 D_{3t}$  ερμηνεύει την εποχικότητα (προσδιοριστική), και επομένως τα υπόλοιπα  $\hat{\varepsilon}_t$  δίνουν την απαλλαγμένη από αυτή τη συνιστώσα χρονολογική σειρά. Πιο συγκεκριμένα η τελευταία ισούται με

$$y_t^{sa} = \hat{\varepsilon}_t + \bar{y}_t$$

όπου:

$y_t^{sa}$ : η αποεποχοποιημένη σειρά

$\hat{\varepsilon}_t$ : τα υπόλοιπα (λευκός θόρυβος) από την εκτίμηση της (2.5)

$\bar{y}_t$ : ο μέσος των αρχικών παρατηρήσεων της μεταβλητής  $y_t$ .

Πολλές φορές συνηθίζεται, αντί για την ξεχωριστή εφαρμογή των υποδειγμάτων (2.4) και (2.5), η συνθεσή τους σε ένα εναλλακτικό υπόδειγμα συνδιακύμανσης

(2.6), για την από κοινού ανάλυση των προσδιοριστικών όρων της τάσης και της εποχικότητας:

$$(2.6) \quad y_t = \mu + \beta t + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \varepsilon_t$$

όπου:

$\mu$ : σταθερά

$t$ : η μεταβλητή της τάσης

$D_{it}$ : εποχικές ψευδομεταβλητές ( $i=1, 2, 3$  για τριμηνιαίες παρατηρήσεις)

$\varepsilon_t$ : σφαιρικά σφάλματα

### B' Στάδιο: Έλεγχοι Στοχαστικής Τάσης.

Αν από το αρχικό χρονοδιάγραμμα της  $y_t$  ή την αποτυχία του πρώτου σταδίου εκτιμούμε ότι αυτή έχει στοχαστική τάση, τότε ελέγχουμε στατιστικά αν η χρονοσειρά μας προέρχεται από κάποιο "Στάσιμο Μέσο Πρώτων Διαφορών" (ΣμπΙΔ) υποδείγμα τυχαίου περιπάτου, χωρίς (Pure Random Walk) ή με (Random Walk Plus Drift) σταθερά. Τα δύο αυτά υποδείγματα δίνονται από τις παρακάτω σχέσεις (2.7) και (2.8), αντίστοιχα.

$$(2.7) \quad y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου:

$\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ : λευκός θόρυβος

$$(2.8) \quad y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου:

$\mu$ : σταθερά

$\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ : λευκός θόρυβος

Εάν πράγματι η στοχαστική ανέλιξη της  $y_t$  ακολουθεί ένα από τα δύο υποδείγματα τυχαίου περιπάτου (2.7) ή (2.8), τότε η χρονολογική σειρά  $y_t$  γίνεται στάσιμη παίρνοντας την πρώτη διαφορά της  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  ή χρησιμοποιώντας τον τελεστή υστέρησης  $L$ ,  $(1-L) y_t = y_t - y_{t-1}$ , αφού  $L y_t = y_{t-1}$ . Έτσι αν η  $y_t$  είναι ολοκληρωμένη<sup>21</sup>

<sup>21</sup>Με τη γνωστή έννοια από την ανάλυση χρονολογικών σειρών με τη μεθοδολογία των:

πρώτης τάξης [ $y_t \sim I(1)$ ], ο διαχωρισμός της τάσης από τον κύκλο γίνεται μέσω της εκτίμησης των (2.7) ή (2.8) υποδειγμάτων τυχαίου περιπάτου. Στην περίπτωση του (2.7) τυχαίου περιπάτου, το μακροχρόνιο στοιχείο της  $y_t$  είναι και αυτό στοχαστικό, όπως και ο λευκός θόρυβος που αντιπροσωπεύει τις βραχυχρόνιες διακυμάνσεις, δηλαδή τον κύκλο. Στην περίπτωση του τυχαίου περιπάτου με σταθερά (2.8), η μακροχρόνια τάση είναι τόσο προσδιοριστική, εκφραζόμενη από τη σταθερά, όσο και στοχαστική, εκφραζόμενη από την πρώτη διαφορά της  $y_t$ .

Σημαντική βοήθεια στην προσπάθειά μας να εξακριβώσουμε αν το υπόδειγμα που ακολουθεί η ανέλιξη της  $y_t$  είναι το χρονικά στάσιμο (ΧΣΥ) ή το στάσιμο μέσω των πρώτων διαφορών (ΣμΠΔ) προσφέρει η εξειδίκευση του Bhargava (1986)<sup>22</sup>. Πρόκειται για ένα είδος ελέγχου μοναδιαίας ρίζας (βλέπε παρακάτω) που ξεκινά με την υπόθεση ότι η  $y_t$  συμπεριφέρεται με το ΧΣΥ (2.4) του οποίου όμως ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί “καθαρό τυχαίο περίπατο” όπως το (2.7) υπόδειγμα, δηλαδή:

$$y_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t$$

όπου

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + v_t$$

ή

$$y_t = \mu + \beta t + \rho [y_{t-1} - \mu - \beta(t-1)] + v_t$$

ή

(2.9α)

$$y_t = a_0 + a_1 t + \rho y_{t-1} + v_t$$

ή

(2.9β)

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + (\rho - 1)y_{t-1} + v_t$$

όπου:

$$a_0 \equiv \mu(1-\rho) + \beta\rho, \quad a_1 \equiv \beta(1-\rho)$$

Box G and Jenkins, G. (1976), "Time Series Analysis: Forecasting and Control", (San Francisco: Holden Day). Πιο πρόσφατες σχετικές αναφορές είναι των :

Mills, T. (1990), "Time Series Techniques for Economists", New York, Cambridge University Press.

Θαλασσινός, Ε.Ι. (1991), "Ανάλυση Χρονολογικών Σειρών: Μεθοδολογία Box-Jenkins", Σταμούλης, Πειραιάς.

Ξενάκης, Α. (1998), "Ανάλυση Χρονολογικών Σειρών και Προβλέψεις: Ανάλυση στο Πεδίο του Χρόνου", Πανεπιστήμιο Αθηνών, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών.

Συριόπουλος, Κ. (1996), "Ανάλυση Χρηματοοικονομικών Χρονοσειρών", Εκδ. Τυπωθήτω- Γιώργος Δαρδανός, Αθήνα.

<sup>22</sup> Bhargava, A. (1986), "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", *Review of Economic Studies*, vol.53, pp.137-160.

$v_t$ : σφαιρικά σφάλματα

Εάν στο (2.9α)  $|\rho| < 1$ , η  $y_t$  προέρχεται από το ΧΣΥ, δηλαδή προέρχεται από το  $AR(1)^{23}$ . Αντίθετα αν  $|\rho| = 1$ , η  $y_t$  ανήκει στο ΣμΠΔ, αφού όταν  $\rho = 1 \Rightarrow \alpha_1 = 0$ .

Σύμφωνα με τον McCallum (1993)<sup>24</sup>, επιλέγουμε την (2.9α) ή την (2.9β) κατά τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας σύμφωνα με την εξειδίκευση Bhargava, ανάλογα σε ποιά από τις δύο μορφές χρειάζεται λιγότερη διόρθωση για την αυτοσυσχέτιση των υπολοίπων.

Εάν έχουμε τάση δεύτερου βαθμού, η εξειδίκευση του Bhargava (1986), διατυπώνεται:

$$(2.9\gamma) \quad y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \rho y_{t-1} + v_t$$

ή

$$(2.9\delta) \quad \Delta y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + (\rho - 1)y_{t-1} + v_t$$

όπου:

$$a_0 = \mu(1-\rho) + (\beta_1 - \beta_2)\rho \text{ με } \beta_1 \text{ το συντελεστή του } t, \beta_2 \text{ του } t^2$$

$$a_1 = \beta_1(1-\rho) + 2\beta_2\rho \text{ και } a_2 = \beta_2(1-\rho)$$

Έτσι αν  $\rho = 1 \Rightarrow a_2 = 0$

Στα υποδείγματα (2.9), οι στατιστικοί έλεγχοι, για τη βασική υπόθεση περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας ή ότι η  $y_t \sim I(1)$  [έναντι της εναλλακτικής ότι η  $y_t \sim AR(1)$ ], γίνονται με τις παραδοσιακές στατιστικές t-Student, αλλά οι κριτικές τιμές δίνονται από τους πίνακες Dickey-Fuller (1979), αφού αυτές οι t-Student δεν ακολουθούν ούτε ασυμπτωτικά την κανονική κατανομή.

### Γ' Στάδιο: Έλεγχοι Συνδυασμού Προσδιοριστικής και Στοχαστικής Τάσης.

Σε αυτό το στάδιο για να δεχτούμε τη στοχαστική φύση της τάσης, υπό συνθήκη μη προσδιοριστικής (τάσης), ελέγχουμε στατιστικά την *Ύπαρξη Μοναδιαίων Ριζών*"

<sup>23</sup> Αυτή είναι και η αδυναμία του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας του Bhargava. Ελέγχει, δηλαδή, μόνο για μία μοναδιαία ρίζα αφού εξετάζει μόνο  $AR(1)$ .

<sup>24</sup> McCallum, B.T.(1993), "Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Some Critical Issues", *Economic Quarterly*, FRB of Richmond, vol.79, pp.13-43.

(MP) στις ρίζες της χαρακτηριστικής εξίσωσης του πολυωνύμου του αυτοπαλίνδρομου (AR) σχήματος  $p$  όρων, της  $y_t$  [AR( $p$ )].

Πιο συγκεκριμένα για το αυτοπαλίνδρομο σχήμα AR( $p$ ) πεπερασμένων όρων, το οποίο γράφεται:

$$y_t = \mu + \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

ή

$$(2.10) \quad (1 - \rho_1 L - \rho_2 L^2 - \dots - \rho_p L^p) y_t = \mu + \varepsilon_t$$

ή

$$C(L) y_t = \mu + \varepsilon_t$$

Η χαρακτηριστική εξίσωση του πολυωνύμου  $C(L)$  είναι η:

$$(2.11) \quad C(z) = 1 - \rho_1 z - \rho_2 z^2 - \dots - \rho_p z^p = 0$$

Για να υπάρχει σύγκλιση και επομένως στασιμότητα (αλλά επίσης και αντιστρεψιμότητα)<sup>25</sup> της στοχαστικής διαδικασίας  $y_t$  πρέπει όλες οι χαρακτηριστικές ρίζες του  $C(z)=0$  να βρίσκονται έξω από το μοναδιαίο κύκλο, δηλαδή να είναι όλες οι  $z_1, z_2, \dots, z_p$  κατ' απόλυτο τιμή μικρότερες από τη μονάδα. Για παράδειγμα στο AR(1) σχήμα  $y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ , έχουμε  $C(L) = 1 - \rho L$  και  $C(z) = 1 - \rho z = 0$ , δηλαδή  $z = 1/\rho$ . Άρα για σύγκλιση απαιτείται  $|z| = |1/\rho| > 1$  ή τελικά  $|\rho| < 1$ .

Με τον όρο *ύπαρξη μοναδιαίων ριζών* εννοούμε ότι κάποιες από τις ρίζες του πολυωνύμου (2.11) ισούνται με τη μονάδα. Σε όρους οικονομικής ανάλυσης, η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις μακροοικονομικές μεταβλητές που χρησιμοποιούμε εδώ σημαίνει (Κασκαρέλλης, 1996) ότι μια εξωγενής μεταβλητή (π.χ. αύξηση της προσφοράς χρήματος) πάνω σε μια ενδογενή μεταβλητή (π.χ. ΑΕΠ) μπορεί να φαίνεται ότι έχει *μόνιμη* επίδραση (εδώ πάνω στο ΑΕΠ), ακόμα και αν η οικονομική θεωρία απορρίπτει κάθε τέτοια περίπτωση. Τέτοιο αποτέλεσμα όμως μπορούμε να πάρουμε από ένα AR(1):  $y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$  με συντελεστή αυτοσυσχέτισης κοντά στη μονάδα ( $\rho \rightarrow 1$ ) και το λευκό θόρυβο  $\varepsilon_t$  να παίζει το ρόλο της εξωγενούς μη-προσδιορισμένης διαταραχής.

<sup>25</sup>Όταν οι συνθήκες σύγκλισης τηρούνται, τότε η  $y_t$  είναι στάσιμη αλλά και αντιστρέψιμη, δηλαδή το AR( $p$ ) σχήμα:  $C(L)y_t = \mu + \varepsilon_t$  μας δίνει ένα σχήμα MA( $q$ ):  $y_t = [C(L)]^{-1}(\mu + \varepsilon_t)$ .

Αποδεικνύεται ότι για  $|\rho| < 1$  η εκτιμήτρια  $\hat{\rho}$  των ελαχίστων τετραγώνων είναι συνεπής. Όσο όμως το  $\rho \rightarrow 1$ , οι Dickey-Fuller (1979, 1981)<sup>26</sup> έδειξαν ότι η OLS εκτιμήτρια  $\hat{\rho}$  είναι μεροληπτική και υποεκτιμά συστηματικά τη  $\rho$  [ $E(\hat{\rho}) < 1$ ], με οριακή κατανομή  $T(\hat{\rho} - \rho) \rightarrow v$ , όπου  $v$ : τυχαία μεταβλητή με πεπερασμένη διακύμανση. Εξαιτίας αυτής της μεροληψίας της  $\hat{\rho}$ , η στατιστική t-Student ( $\hat{\rho}/s_{\hat{\rho}}$ ) για τον έλεγχο ύπαρξης MP, ο οποίος γράφεται ως εξής:

$$(2.12) \quad \begin{aligned} H_0: (\rho-1) = 0 \text{ ή } \rho=1 \text{ ή } \exists \text{ MP ή η στοχ. διαδ. } y_t \text{ δεν είναι στάσιμη} \\ H_1: (\rho-1) \neq 0 \text{ ή } \rho \neq 1 \text{ ή } \nexists \text{ MP ή η στοχ. Διαδ. } y_t \text{ είναι στάσιμη} \end{aligned}$$

θα τείνει εσφαλμένα να απορρίπτει τη βασική υπόθεση ( $H_0$ )<sup>27</sup>. Έτσι ο έλεγχος αυτός γίνεται μεν με τη χρήση της κλασικής t-statistic, αλλά οι κριτικές τιμές λαμβάνονται από την ασυμμετρική εμπειρική (μέσω Monte-Carlo προσομοιώσεων) κατανομή των Dickey-Fuller. Εάν από τον έλεγχο αυτό δεν μπορούμε να απορρίψουμε την  $H_0$  της (2.12), συμπεραίνουμε ότι η  $y_t$  δεν είναι στάσιμη ή εκφράζεται από το (2.7) υπόδειγμα καθαρού τυχαίου περιπάτου, είναι δηλαδή  $I(1)$ . Στην αντίθετη περίπτωση (απόρριψη της βασικής υπόθεσης), δεχόμαστε ότι η σειρά  $y_t$  μπορεί να προέρχεται από ένα AR(1) σχήμα (δεδομένου βέβαια ότι τα υπόλοιπα  $\hat{\varepsilon}_t$  από την παλινδρόμηση της AR(1) είναι λευκός θόρυβος). Για τη διαδικασία ελέγχου για μοναδιαία ρίζα, οι Dickey-Fuller πρότειναν να γίνεται με τις εξής εξειδικεύσεις (DF-tests για MP)<sup>28</sup>.

$$(2.13\alpha) \quad \Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(2.13\beta) \quad \Delta y_t = \mu + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(2.13\gamma) \quad \Delta y_t = \mu + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου:

$$\Delta y_t = (1-L)y_t = y_t - y_{t-1}$$

$\mu$ : σταθερά

<sup>26</sup>Dickey, D. and Fuller, W.A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol.74, pp.427-31.

Dickey, D. and Fuller, W.A. (1981), "Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, pp.1057-72.

<sup>27</sup>Σημειώνεται ότι εδώ η αποδοχή της βασικής υπόθεσης ( $H_0$ ) σημαίνει και απόρριψη των υποθέσεων του κλασικού γραμμικού υποδείγματος.

<sup>28</sup>Dickey, D. and Fuller, W.A. (1979), όπως παραπάνω.

t: τάση

$\varepsilon_t$ -iid(0,  $\sigma^2$ ): λευκός θόρυβος

Στην περίπτωση που οι εκτιμήσεις των σφαλμάτων  $\varepsilon_t$  στις (2.13) δεν είναι λευκός θόρυβος, προχωρούμε στον “επαυξημένο έλεγχο Dickey-Fuller” (ADF), ο οποίος χρησιμοποιεί ως υποδείγματα προς εκτίμηση τις (2.14), που προκύπτουν από τις (2.13), περιλαμβάνοντας επιπλέον στις ερμηνευτικές την εξαρτημένη με υστερήσεις:

$$(2.14\alpha) \quad \Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$(2.14\beta) \quad \Delta y_t = \mu + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$(2.14\gamma) \quad \Delta y_t = \mu + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Τα υποδείγματα (2.13) και (2.14) εκτιμώνται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων από την οποία παίρνουμε εκτιμήσεις και για τους συντελεστές  $(\rho - 1)$  που μας ενδιαφέρουν. Ανεξάρτητα από το συγκεκριμένο υπόδειγμα που θα επιλέξουμε, ο έλεγχος για την ύπαρξη ή όχι μοναδιαίων ριζών και επομένως για το αν η τάση της  $y_t$  είναι στοχαστική επικεντρώνεται στη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή  $(\rho - 1)$ .

Τονίζεται ότι οι παράμετροι των (2.13γ) και (2.14γ) έχουν διαφορετική ερμηνεία (Schmidt and Phillips, 1992)<sup>29</sup> από ότι εκείνες του υποδείματος [(2.9β)] Bhargava (1986), οι οποίες έχουν κατασκευαστεί με τον περιορισμό όταν  $\rho = 1 \Rightarrow \alpha_1 = 0$ . Αυτός ο περιορισμός δεν υπάρχει στις εξειδικεύσεις των DF ή ADF εξισώσεων (2.13) ή (2.14), αντίστοιχα.

Παρόλα αυτά, επειδή, όπως έδειξαν οι Dickey-Fuller (1979), οι κριτικές τιμές της t-statistic [η οποία συμβολίζεται με  $\tau$ ,  $\tau_\mu$  και  $\tau_t$  για τις 2.13(ή 14)α, 2.13(ή 14)β και 2.13(ή 14)γ αντίστοιχα] της εκτιμήτριας  $(\rho - 1)$  εξαρτώνται από τη μορφή της

<sup>29</sup>Schmidt, P. and Phillips, P.C.B. (1992), “LM-Test for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.54, pp.257-287.

Οι συγγραφείς σε αυτό το άρθρο αποδεικνύουν ότι οι στατιστικές ελέγχου πολλαπλασιαστών Lagrange (LM-Test statistics), τις οποίες εξειδίκευσαν, είναι ισχυρότερες για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας, από ότι εκείνες των Dickey-Fuller.



παλινδρόμησης [(2.13) ή (2.14)] και από το μέγεθος του δείγματος, καθοριστικός παράγοντας για τη αποδοχή ή απόρριψη της βασικής υπόθεσης, [ $H_0: (\rho-1) = 0$ ] είναι ποιο συγκεκριμένο υπόδειγμα<sup>30</sup> από τα (2.13) ή (2.14) θα επιλεγεί για εκτίμηση.

Επίσης, οι Dickey-Fuller (1981) προτείνουν και τρία σύνθετα tests (F-statistics) για τον έλεγχο συνδυασμένων υποθέσεων, ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας υπό συνθήκη μη-ύπαρξης και προσδιοριστικής τάσης. Οι υποθέσεις αυτές διατυπώνονται ως εξής:

$$(2.15\alpha) \quad \begin{aligned} \varphi_1 : \quad H_0 : \mu = (\rho-1) &= 0 \\ H_1 : \text{Δεν ισχύει η } H_0 \end{aligned}$$

Η στατιστική ελέγχου είναι η  $\varphi_1$  (F-test), για την 2.15α χρησιμοποιώντας για τον υπολογισμό του αθροίσματος των τετραγώνων των υπολοίπων (RSS) τις πλήρεις (unrestricted) παλινδρομήσεις 2.13(ή 14)β καθώς και τις αντίστοιχες υπό περιορισμούς (restricted).

$$(2.15\beta) \quad \begin{aligned} \varphi_2 : \quad H_0 : \mu = \beta = (\rho-1) &= 0 \\ H_1 : \text{Δεν ισχύει η } H_0 \end{aligned}$$

Η στατιστική ελέγχου για την 2.15β είναι η  $\varphi_2$  (F-test) χρησιμοποιώντας για τον υπολογισμό των RSS τις πλήρεις παλινδρομήσεις 2.13(ή 14)γ, καθώς και τις αντίστοιχες υπό περιορισμούς.

$$(2.15\gamma) \quad \begin{aligned} \varphi_3 : \quad H_0 : \beta = (\rho-1) = 0 \text{ και } \mu &\neq 0 \\ H_1 : \text{Δεν ισχύει η } H_0 \end{aligned}$$

Η στατιστική ελέγχου για την 2.15γ είναι η  $\varphi_3$  (F-test), χρησιμοποιώντας για τον υπολογισμό των RSS τις πλήρεις παλινδρομήσεις 2.13 (ή 14)γ καθώς και τις

<sup>30</sup>Dickey, D. and Said, S. (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, vol. 71, pp.599-608.

Οι συγγραφείς έδειξαν ότι ο αριθμός των υστερήσεων αυτών δεν πρέπει να είναι μεγαλύτερος από  $t^{1/3}$  (το πλήθος των υστερήσεων μπορούμε να το αξιολογήσουμε στατιστικά μέσω των πληροφοριακών κριτηρίων AIC and SBC ή των LM και Ljung-Bo-LB-στατιστικών).

αντίστοιχες υπό περιορισμούς (π.χ. για το 2.14γ η περιορισμένη παλινδρόμηση θα

$$\text{είναι προφανώς } \Delta y_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_{3t}$$

Οι παραπάνω  $\phi_1, \phi_2, \phi_3$  στατιστικές συγκρίνονται με τις κριτικές τιμές των Dickey-Fuller (1981).

Επίσης, είναι χρήσιμοι<sup>31</sup> οι έλεγχοι των γραμμικών περιορισμών:

$$(2.16\alpha) \quad \begin{aligned} \tau_{\beta}: \quad H_0 : \beta = 0 / (\rho-1) = 0 \\ H_1 : \beta \neq 0 / (\rho-1) = 0 \end{aligned}$$

όπου:

πλήρες υπόδειγμα το 2.13(ή 14)γ, ενώ ως περιορισμένο (restricted) μπορεί να χρησιμοποιηθεί το ίδιο 2.13(ή 14)γ, αντίστοιχα, αλλά χωρίς τον όρο  $(\rho-1)y_{t-1}$ .

$$(2.16\beta) \quad \begin{aligned} \tau_{\mu}: \quad H_0 : \mu = 0 / (\rho-1) = 0 \\ H_1 : \mu \neq 0 / (\rho-1) = 0 \end{aligned}$$

όπου:

πλήρες υπόδειγμα το 2.13(ή 14)β ενώ ως περιορισμένο το αντίστοιχο πλήρες χωρίς φυσικά τον όρο  $(\rho-1)y_{t-1}$ .

Αν και οι παραπάνω συνδυασμένοι έλεγχοι  $\phi_1, \phi_2, \phi_3$  διευκολύνουν σημαντικά στην απόφαση ύπαρξης στοχαστικής τάσης υπό συνθήκη μη-ύπαρξης και προσδιοριστικής, το πρόβλημα της επιλογής του κατάλληλου υποδείγματος [2.13(ή 14) α, β, γ] για εκτίμηση παραμένει, αφού η δύναμη του κριτηρίου  $(1-\beta)$  μειώνεται (Enders 1995) εάν η παλινδρόμηση περιέχει πολλές ή λίγες μόνο ερμηνευτικές μεταβλητές.

Επιπλέον όπως αναφέρουν οι Campbell and Perron (1991)<sup>32</sup>, η ουσία του προβλήματός μας είναι:

<sup>31</sup>Για τη διαδικασία ελέγχου μοναδιαίων ριζών που έχουν προτείνει οι Dolado et al (1990) και αναδημοσιεύεται στο Enders (1995).

<sup>32</sup>Campbell, J. and Perron, P. (1991), "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots", *Technical Working Paper 100, NBER, Working Paper Series*.

"..οι έλεγχοι για μοναδιαίες ρίζες εξαρτώνται από την παρουσία προσδιοριστικών όρων στην παλινδρόμηση καθώς επίσης και οι έλεγχοι για την ύπαρξη προσδιοριστικών όρων εξαρτώνται από την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών".

Σημειώνεται ότι αν η ανέλιξη της  $y_t$  ακολουθεί το ΧΣΥ και από λάθος εξειδίκευση πάρουμε την πρώτη διαφορά της, για να την κάνουμε στάσιμη, διαπράττουμε το σφάλμα *overdifferencing* αφού το (2.4) γίνεται:  $\Delta y_t = \alpha + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$ , στο οποίο έχουμε αυτοσυσχετιζόμενο όρο σφάλματος σύμφωνα με το MA(1) σχήμα. Αντίθετα, κάνουμε σφάλμα *underdifferencing* όταν επεξεργαζόμαστε την  $y_t$  που ακολουθεί έστω I(1) σαν ΧΣΥ.

### Γ1 Στάδιο.

Όταν δε γνωρίζουμε τη μορφή της στοχαστικής διαδικασίας που "δημιούργησε" τη χρονολογική σειρά  $y_t$  (data generating process) που εξετάζουμε στο δείγμα μας<sup>33</sup> μπορούμε να ακολουθήσουμε τη διαδικασία ελέγχου μοναδιαίων ριζών των Dolado et al. (1990). Η διαδικασία αυτή που ολοκληρώνεται σε τέσσερα στάδια απεικονίζεται σχηματικά στον Πίνακα 2.1.

**Πίνακας 2.4**  
 Διαδικασία Ελέγχου Μοναδιαίων Ριζών (MP)  
 (Dolado et al. 1990)

**Βήμα 1ο:** Εκτίμηση με OLS του υποδείγματος 2.12γ.

Έλεγχοι<sup>34</sup>

α)  $\tau_t$  (t-test  $(\rho-1)=0$  στο 2.12γ)

β)  $\phi_2(4.15\beta)$

Εάν Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow \exists$  MP (STOP)

Εάν ΔΕΝ Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow$  2ο Βήμα

**Βήμα 2ο:** Έλεγχοι Συνδυασμένων Υποθέσεων:  $\exists$  MP/  $\exists$  προσδιοριστική Τάση.

Έλεγχοι:

α)  $\tau_{\beta_t}$  (2.16α)

<sup>33</sup>Σε αυτή την εργασία κάτι τέτοιο ίσχυε για όλες τις χρονολογικές σειρές που χρησιμοποιήσαμε.

<sup>34</sup>Οι κριτικές τιμές για μεν τους ελέγχους  $\tau$  είναι από τους DF(1979) για δε τους  $\phi$  από DF (1981).

β)  $\varphi_3(2.15\gamma)$

Εάν Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow$  Έλεγχος με  $z [H_0: \rho=1] \Rightarrow$  Εάν Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow \bar{X} MP (STOP)$ ,

Εάν ΔΕΝ Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow \exists MP (STOP)$

Εάν ΔΕΝ Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow 3ο$  Βήμα

**Βήμα 3ο:** Έλεγχοι Συνδ. Υποθ.:  $\exists MP/\bar{X}$  σταθερά (ως προσδιοριστική τάση)

Εκτίμηση με OLS του υποδείγματος 2.12β.

Έλεγχοι:

α)  $\tau_\mu$  (στην 2.14β)

Εάν Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow \bar{X} MP (STOP)$

Εάν ΔΕΝ Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow$  έλεγχος  $\tau_{\alpha\mu}$  (2.16β)

β)  $\tau_{\alpha\mu}$  (2.16β)

Εάν Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow$  Έλεγχος με  $z [H_0: \rho=1]$

Εάν Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow \bar{X} MP (STOP)$

Εάν ΔΕΝ Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow 4ο$  Βήμα

γ) Έλεγχος  $\varphi_1 : H_0 : \mu = (\rho-1) = 0$  (2.15α) για επιπλέον επιβεβαίωση

**Βήμα 4ο:** Εκτίμηση με OLS του υποδείγματος 2.14α

α) Έλεγχος  $\tau$  [t-test  $(\rho-1)=0$  στο 2.14α]

Εάν Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow \bar{X} MP (STOP)$

Εάν ΔΕΝ Απορρ. η  $H_0 \Rightarrow \exists MP (STOP)$

## Γ2 Στάδιο

Οι έλεγχοι των Phillips-Perron (1988) για μοναδιαίες ρίζες είναι γενικεύσεις των DF-tests, που επιτρέπουν όμως λιγότερο αυστηρές υποθέσεις για την κατανομή των σφαλμάτων στις παλινδρομήσεις τους. Οι τελευταίες παρουσιάζονται συνοπτικά από τις (2.17α) και (2.17β):

$$(2.17\alpha) \quad y_t = \mu^* + (\rho - 1)^* y_{t-1} + v_t$$

$$(2.17\beta) \quad y_t = \bar{\mu} + \bar{\beta} (t - T/2) + (\bar{\rho} - 1) y_{t-1} + v_t$$

όπου:

$\mu^*$ ,  $\bar{\mu}$ ,  $(\rho-1)^*$ ,  $(\overline{\rho-1})$ ,  $\bar{\beta}$ : παράμετροι προς εκτίμηση

$v_i$ : όροι σφάλματος ( $E v_i = 0$ ) ενδεχομένως ασθενώς αυτοσυσχετιζόμενοι και "ετερογενώς" κατανεμόμενοι (weakly dependent and heterogeneously distributed)

$t$ : χρόνος (γραμμική μορφή)

$T$ : πλήθος παρατηρήσεων του δείγματος.

Οι στατιστικές ελέγχου των Phillips-Perron (1988), αν και είναι γενικεύσεις των  $t$ -statistics των DF και ADF, είναι εξαιρετικά πολύπλοκες, δεδομένου ότι λαμβάνουν υπόψη τους τις λιγότερο περιοριστικές υποθέσεις για τους όρους σφάλματος στις (2.17α) και (2.17β). Παρ'όλα αυτά δεν αντιμετωπίσαμε ιδιαίτερο πρόβλημα, αφού οι υπόψη στατιστικές περιέχονται στην έκδοση 2.2 του RATS που χρησιμοποιήσαμε ως οικονομετρικό λογισμικό. Οι συμβολισμοί που υιοθετούμε για τους αντίστοιχους ελέγχους είναι:

$$(2.18\alpha) \quad Z(t_{(\rho-1)^*}): \quad H_0: (\rho-1)=0 \quad \text{στο 2.17α} \\ H_1: (\rho-1) \neq 0$$

$$(2.18\beta) \quad Z(t_{(\overline{\rho-1})}): \quad H_0: (\rho-1)=0 \quad \text{στο 2.17β} \\ H_1: (\rho-1) \neq 0$$

$$(2.18\gamma) \quad Z(t_{\bar{\beta}}): \quad H_0: \beta=0 \quad \text{στο 2.17β} \\ H_1: \beta \neq 0$$

$$(2.18\delta) \quad Z(\phi_3): \quad H_0: (\rho-1)=, \beta=0 \text{ και } \mu \neq 0 \quad \text{στο 2.17β} \\ H_1: \text{ Δεν ισχύει η } H_0$$

Οι κριτικές τιμές για τους Phillips-Perron (1988) ελέγχους (2.18α) έως (2.18γ) δίνονται από τους πίνακες DF (1979) ενώ για τον (2.18δ) από τον DF (1981) για την

στατιστική  $\varphi_3$ . Εάν από τους ελέγχους δεν μπορεί να απορριφθεί η βασική υπόθεση, τότε η ανέλιξη της  $y_t \sim I(1)$ , αφού θεωρούμε βασική υπόθεση την  $H_0 : y_t = y_{t-1} + v_t$

### Γ3 Στάδιο.

Εάν η προηγούμενη διαδικασία δε μας οδηγεί στην απόφαση ότι η εξεταζόμενη χρονολογική σειρά  $y_t$  έχει μια ΜΡ προχωρούμε στον έλεγχο “Πολλαπλών Μοναδιαίων Ριζών” σύμφωνα με τη μεθοδολογία των Dickey-Pantula (1987). Αυτή ακολουθεί τα εξής βήματα:

#### Βήμα 1ο:

Για να ελέγξουμε την ύπαρξη το πολύ  $r$  μοναδιαίων ριζών εκτιμούμε με OLS το υπόδειγμα:

$$(2.19\alpha) \quad \Delta^r y_t = \mu + \alpha_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Εκτός από τη σταθερά  $\mu$  στην παραπάνω εξίσωση (2.19α) θα μπορούσαμε να συμπεριλάβουμε κι άλλους προσδιοριστικούς όρους όπως τη γραμμική τάση ( $\beta t$ ) που χρησιμοποιούμε στα υποδείγματα (2.13(ή 14)γ). Κατ’ αναλογία, ο έλεγχος θα χρησιμοποιεί τις στατιστικές  $\tau$ ,  $\tau_\mu$ ,  $\tau_\beta$  όπως για τα υποδείγματα 2.13(ή 14)α, β και γ, ή τις  $\varphi_1$ ,  $\varphi_2$ ,  $\varphi_3$  2.15α, β, γ αντίστοιχα.

Κατά τα γνωστά, αν από τους ελέγχους δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη βασική υπόθεση  $H_0: \alpha_1=0$ , τότε αν εξετάζουμε το (2.19α) για (π.χ.)  $r = 2$  θα συμπεραίναμε ότι η  $y_t \sim I(2)$ , δηλαδή η  $y_t$  είναι στάσιμη μέσω δεύτερης διαφοράς.

#### Βήμα 2ο:

Αν απορρίψουμε τη βασική υπόθεση  $H_0: \alpha_1=0$  ελέγχουμε για το πολύ  $r-1$  μοναδιαίες ρίζες, εκτιμώντας το υπόδειγμα (2.19β):

$$(2.19\beta) \quad \Delta^r y_t = \mu + \alpha_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \alpha_2 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Εδώ ελέγχουμε εάν οι  $\alpha_1$  και  $\alpha_2$  είναι στατιστικά διάφοροι του μηδενός. Εάν δε μπορούμε να απορρίψουμε τις  $H_0: \alpha_1=0$ ,  $H_0: \alpha_2=0$ ,  $H_0: \alpha_1=\alpha_2=0$  συμπεραίνουμε ότι η  $y_t \sim I(r-1)$ , δηλαδή ότι γίνεται στάσιμη μέσω  $(r-1)$  πρώτων διαφορών.

Βήμα 3ο:

Εάν απορρίψουμε τη βασική υπόθεση περί  $(r-1)$  μοναδιαίων ριζών του προηγούμενου βήματος, συνεχίζουμε τη διαδικασία εκτιμώντας σταδιακά τη γενικότερη μορφή της (2.19β), που είναι η παρακάτω:

$$(2.19\gamma) \quad \Delta^r y_t = \mu + a_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + a_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + a_3 \Delta^{r-3} y_{t-1} + \dots + a_r y_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου:

$$\text{π.χ. για } r = 2 \quad \Delta^2 y_t = \Delta(\Delta y_t) = \Delta(y_t - y_{t-1}) = (y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2}) = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}$$

$\mu, a_i$  ( $i=1, \dots, r$ ): παράμετροι προς εκτίμηση

$\varepsilon_t$ : όροι σφάλματος (λευκός θόρυβος)

Γ4 Στάδιο.

Με δεδομένα αφενός τα αποτελέσματα του πρώτου σταδίου, όπου εξετάζουμε την ύπαρξη στατιστικά σημαντικών προσδιοριστικών όρων (τάσης και εποχικότητας) και, αφετέρου, τη μέχρι τώρα διαδικασία ελέγχου μοναδιαίων ριζών (στοχαστικής ή και προσδιοριστικής τάσης), εάν δεν μπορούμε να καταλήξουμε σε απόφαση (εάν τα υπόλοιπα από τις εκτιμήσεις των αντίστοιχων υποδειγμάτων δεν προσεγγίζουν ικανοποιητικά το λευκό θόρυβο) για τη στασιμότητα της εξεταζόμενης  $y_t$  χρονοσειράς, προχωράμε σε έλεγχο για “εποχικές μοναδιαίες ρίζες” (στοχαστική εποχικότητα), χρησιμοποιώντας την προταθείσα από τους Hylleberg, Engle, Granger, Yoo (1990) διαδικασία η οποία εφαρμόζεται σε τρία βήματα:

Βήμα 1ο:

Δημιουργούμε (από την εξεταζόμενη χρονολογική σειρά  $y_t$ ) τις παρακάτω μεταβλητές (υποθέτουμε τριμηνιαίες παρατηρήσεις για την  $y_t$ ):

$$(2.20) \quad \begin{cases} y_{1t-1} = (1 + L + L^2 + L^3)y_{t-1} = y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} \\ y_{2t-1} = (1 - L + L^2 - L^3)y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3} - y_{t-4} \\ y_{3t-1} = (1 - L^2)y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-3} \Leftrightarrow y_{3t-2} = y_{t-2} - y_{t-4} \end{cases}$$

όπου:

- L: τελεστής οπισθοδρόμησης<sup>35</sup> (backshift operator), ενώ ως γνωστόν μεταξύ του τελεστή διαφοράς ( $\Delta$ ) και του L ισχύει η σχέση:  $\Delta=(1-L)$  π.χ.  $\Delta^2 y_t=(1-L)^2 y_t=y_t-2y_{t-1}+y_{t-2}$ , ενώ  $\Delta_4 y_t=(1-L^4)y_t=y_t-y_{t-4}$  (πρώτη εποχική διαφορά) ή ακόμα  $\Delta_4^2 y_t=(1-L^4)^2 y_t=y_t-2y_{t-4}+y_{t-8}$  (δεύτερη εποχική διαφορά, διαστήματος 4 μηνών) ή γενικότερα  $\Delta_s^D \Delta^d y_t=(1-L^s)^D(1-L)^d y_t$
- s: το μήκος της εποχικότητας
- D: εποχική διαφορίση

### Βήμα 2ο:

Εκτιμάμε με OLS το υπόδειγμα:

$$(2.21) \quad (1-L^4)y_t = a_1 y_{1t-1} - a_2 y_{2t-1} + a_5 y_{3t-1} - a_6 y_{3t-2} + \varepsilon_t$$

Οι ορισμοί των μεταβλητών είναι αυτοί που έχουν δοθεί στην (2.20).

Στην (2.21) μπορούμε να συμπεριλάβουμε στις ερμηνευτικές μεταβλητές τόσο προσδιοριστικούς όρους (σταθερά  $\mu$ , γραμμική χρονική τάση  $t$ , εποχικές ψευδομεταβλητές) όσο και την εξαρτημένη με υστερήσεις στις ADF εξισώσεις (2.14). Εφόσον από τους διαγνωστικούς ελέγχους για τα  $\hat{\varepsilon}_t$  βεβαιωθούμε ότι αυτά προσεγγίζουν διαδικασία λευκού θορύβου προχωράμε στο 3ο βήμα.

### Βήμα 3ο:

Εκτελούμε τους παρακάτω τρεις διαφορετικούς ελέγχους:

Ελέγχουμε τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών  $a_1$  και  $a_2$  (καθενός ξεχωριστά) με τη χρήση της στατιστικής t-Student, αλλά με κριτικές τιμές από τον πίνακα των Hylleberg, Engle, Granger, Yoo (1990). Εάν δεν μπορούμε να απορρίψουμε την  $H_0: a_1=0$  συμπεραίνουμε ότι υπάρχει μια μη-εποχική μοναδιαία

<sup>35</sup>Χρησιμοποιούμε τον τελεστή L στη θέση του B των Box-Jenkins (1976).

Οι παραπάνω συμβολισμοί πηγάζουν από εκείνους που χρησιμοποιούνται για την οικογένεια των πολλαπλασιαστικών ARIMA (p,d,q)×(P,D,Q)<sub>s</sub> που γράφονται (για στάσιμα υποδείγματα, d=D=0), συνήθως, ως εξής:  $\varphi_p(L)\Phi_P(L^s)y_t=\mu+\theta_q(L)\Theta_Q(L^s)\varepsilon_t$

όπου:

$\varphi_p(L)=1-\varphi_1L-\varphi_2L^2-\dots-\varphi_pL^p$  [πολυώνυμο του L για το σχήμα AR(p) όρων]

$\Phi_P(L^s)=1-\Phi_1L^s-\Phi_2L^{2s}-\Phi_3L^{3s}-\dots-\Phi_PL^{Ps}$  [πολυώνυμο του L για το σχήμα SAR(P) όρων]

$\mu$ =σταθερά

$\theta_q(L)=1-\theta_1L-\theta_2L^2-\dots-\theta_qL^q$  [πολυώνυμο του L για το σχήμα MA(q) όρων]



ρίζα. Επίσης, εάν δεν μπορούμε να απορρίψουμε την  $H_0: \alpha_2=0$  συμπεραίνουμε ότι υπάρχει εποχική μοναδιαία ρίζα με εξαμηνιαία συχνότητα.

Τέλος, χρησιμοποιούμε ένα κλασικό F-test όπου  $H_0: \alpha_5=\alpha_6=0$  για να ελέγξουμε [και εδώ οι κριτικές τιμές από τους Hylleberg, Engle, Granger, Yoo (1990)] για μοναδιαία ρίζα με ετήσια συχνότητα.

### Γ5 Στάδιο.

Οι έλεγχοι για “Μοναδιαία Ρίζα κάτω από την υπόθεση Διαρθρωτικής Μεταβολής” της χρονολογικής σειράς  $y_t$  αναφέρονται σε τρεις πολύ συνηθισμένες στην εμπειρική οικονομική ανάλυση περιπτώσεις, οι οποίες εξειδικεύονται από τα παρακάτω τρία υποδείγματα που πρότεινε ο Perron (1989):

Υπόδειγμα 1ο: Έλεγχος για MP κάτω από την Υπόθεση Παράλληλης Μετατόπισης της  $y_t$ .

Ο έλεγχος Perron (1989) γίνεται με βάση το υπόδειγμα (2.22α):

$$(2.22\alpha) \quad \Delta y_t = \mu + \beta_1 t + \beta_2 D_L + \beta_3 D_p + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

όπου:

$$D_L = \begin{cases} 1 & \text{για } t > \tau \\ 0 & \text{αλλού} \end{cases}$$

$\tau$ : η χρονική περίοδος της διαρθρωτικής μεταβολής

$t$ : χρόνος

$$D_p = \begin{cases} 1 & \text{για } t > \tau + 1 \\ 0 & \text{αλλού} \end{cases}$$

Από το (2.22α) (μορφής ADF) θα μπορούσαν να παραλειφθούν οι όροι της εξαρτημένης μεταβλητής με υστερήσεις, εάν από την προκύπτουσα παλινδρόμηση [μορφής DF, (2.13γ)] τα υπόλοιπα προσέγγιζαν διαδικασία λευκού θορύβου.

Ο στατιστικός έλεγχος γίνεται με τη συμβατική στατιστική t-Student των εκτιμητριών των  $(\rho-1)$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ , αλλά με αναθεωρημένες κριτικές τιμές και σε συγκεκριμένο επίπεδο εμπιστοσύνης που κατασκεύασε ο Perron (1989). Επομένως για τη στατιστική υπόθεση:

$H_0: (\rho-1)=0, \beta_1=0, \beta_2=0, \beta_3 \neq 0$  ( $\exists$  MP με παράλληλη μετατόπιση)

$H_1: (\rho-1) \neq 0, \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0$  (XΣY με παράλληλη μετατόπιση).

η συμβατική στατιστική των εκτιμητριών προς τα αντίστοιχα τυπικά τους σφάλματα ακολουθεί t-Student (κάτω από την ισχύ της  $H_0$ ), με βαθμούς ελευθερίας που εξαρτώνται από τη μορφή της παλινδρόμησης και το μέγεθος του δείγματος. Εάν δεν μπορεί να απορριφθεί η βασική υπόθεση, δεχόμαστε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας με στατιστικά σημαντική παράλληλη μετατόπιση της  $y_t$ .

Υπόδειγμα 2ο: Έλεγχος για MP κάτω από την Υπόθεση Μεταβολής στην Κλίση.

Ο έλεγχος αυτός γίνεται με βάση την εκτίμηση του υποδείγματος (2.22β)

$$(2.22\beta) \quad \Delta y_t = \mu + \beta_1 t + \beta_4 D_T + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

όπου:

$$D_T = \begin{cases} t-\tau & \text{για } t > \tau \\ 0 & \text{αλλιώς} \end{cases}$$

Εδώ οι στατιστικές υποθέσεις διατυπώνονται ως εξής:

$H_0: (\rho-1)=0, \beta_1=0, \beta_4=0$  ( $\exists$  MP με αλλαγή στην κλίση),

έναντι της

$H_1: (\rho-1) \neq 0, \beta_1 \neq 0, \beta_4 \neq 0$  (XΣY με αλλαγή στην κλίση).

Ο έλεγχος γίνεται όπως στο προηγούμενο υπόδειγμα.

Υπόδειγμα 3ο: Έλεγχος για MP κάτω από την Υπόθεση περί Μετατόπισης και Μεταβολής στην Κλίση της  $y_t$ .

Το υπόδειγμα που εκτιμάμε για αυτόν τον έλεγχο είναι το (2.22γ):

$$(2.22\gamma) \quad \Delta y_t = \mu + \beta_1 t + \beta_2 D_L + \beta_3 D_p + \beta_5 D_H + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

όπου:

$$D_H = \begin{cases} t & \text{για } t > \tau \\ 0 & \text{αλλιού} \end{cases}$$

$$\lambda = (\tau / T)$$

Εδώ η βασική υπόθεση είναι:

$H_0: (\rho-1)=0, \beta_1=0, \beta_5=0, \beta_3 \neq 0$  (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και μετατόπιση παράλληλη και στην κλίση), έναντι της εναλλακτικής

$H_1: (\rho-1) \neq 0, \beta_1 \neq 0, \beta_5 \neq 0, \beta_3 \neq 0$  (TSP και μετατόπιση παράλληλη και στην κλίση).

Από τα παραπάνω υποδείγματα είναι προφανές ότι οι έλεγχοι εξαρτώνται από την τιμή της παραμέτρου  $\lambda$ . Ο Perron (1989) στους Πίνακες που κατασκεύασε δίνει τις κριτικές τιμές για 1% ή 5% επίπεδο σημαντικότητας σε διάφορες τιμές του  $\lambda$  ( $0 < \lambda < 1$ ).

### 2.3.2 Ανάλυση με Υποδείγματα Διανύσματος Αυτοπαλινδρόμησης.

Η στατιστική μεθοδολογία που συνήθως χρησιμοποιείται στην εφαρμοσμένη οικονομετρία αναφορικά με την ανίχνευση αιτιωδών σχέσεων μεταξύ οικονομικών μεταβλητών<sup>36</sup>, είναι οι Έλεγχοι Αιτιότητας κατά Granger<sup>37</sup>.

Η διεξαγωγή των ελέγχων αυτών γίνεται συνήθως μέσω των "Υποδειγμάτων Διανύσματος Αυτοπαλινδρόμησης" (VAR) του Sims (1980)<sup>38</sup>. Τα VAR είναι συστήματα δυναμικών εξισώσεων που αντιμετωπίζουν όλες τις εμπλεκόμενες οικονομικές χρονοσειρές "συμμετρικά", δηλαδή μόνο ως ενδογενείς. Κατά συνέπεια στα VAR υποδείγματα εκ κατασκευής δε χρησιμοποιείται η οικονομική θεωρία. Στην ειδική περίπτωση που μελετάμε την αλληλεξάρτηση δύο μόνο μεταβλητών  $y_t$ ,  $x_t$  υποθέτοντας ότι κάθε μία εξαρτάται από την τρέχουσα και με μία υστέρηση τιμή της

<sup>36</sup>Πιο σωστά θα έπρεπε να λέγαμε "στις περιπτώσεις όπου η οικονομική θεωρία δεν υποδεικνύει ξεκάθαρα τη φορά της αιτιότητας".

<sup>37</sup>Granger, C.W.G. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, pp.424-438.

<sup>38</sup>Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol.48, pp.1-48

άλλης καθώς επίσης και από την ενδογενή με μία υστέρηση, τότε το διμεταβλητό υπόδειγμα διανύσματος αυτοπαλινδρόμησης πρώτης τάξης [VAR(1)], θα είναι:

$$(2.23\alpha) \quad y_t = \beta_{10} - \beta_{12}x_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$

$$(2.23\beta) \quad x_t = \beta_{20} - \beta_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{xt}$$

όπου:

$y_t, x_t$ : (στάσιμες) χρονοσειρές

$\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{xt}$ : όροι σφάλματος, λευκοί θόρυβοι με τυπική απόκλιση  $\sigma_y, \sigma_x$  αντίστοιχα και ασυσχέτιστοι μεταξύ τους,  $[\text{Cov}(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{xt})=0]$ .

Οι εξισώσεις της (2.21) εκφράζουν τη "*Διαρθρωτική Μορφή*" (structural form) του διμεταβλητού VAR(1), το οποίο πιο συνοπτικά μπορεί να γραφεί, χρησιμοποιώντας γραμμική άλγεβρα, ως εξής:

$$(2.24) \quad Bz_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}, z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \text{ και } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix}$$

Η μορφή (2.24) του υπόψη VAR(1) ονομάζεται "*Αρχική*" (primitive). Είναι αυτονόητο ότι ούτε το σύστημα (2.23) ούτε το ισοδύναμό του (2.24) μπορούν να εκτιμηθούν, αφού αυτές οι μορφές δε συνιστούν την "*Ανηγμένη ή Τυπική*" μορφή (standard form). Η τελευταία προκύπτει από το (2.24) με πολλαπλασιασμό από αριστερά με  $B^{-1}$ :

$$(2.25) \quad z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + e_t$$

όπου:

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0, A_1 = B^{-1}\Gamma_1 \text{ και } e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

Το (2.25) πιο αναλυτικά, γράφεται:

$$(2.26\alpha) \quad y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}x_{t-1} + e_{1t}$$

$$(2.26\beta) \quad x_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}x_{t-1} + e_{2t}$$

όπου:

$$e_{1t} = (\varepsilon_{yt} - \beta_{12}\varepsilon_{xt}) / (1 - \beta_{12}\beta_{21}) \text{ και } e_{2t} = (\varepsilon_{xt} - \beta_{21}\varepsilon_{yt}) / (1 - \beta_{12}\beta_{21})$$

Οι όροι σφάλματος του (2.26) είναι συναρτήσεις εκείνων της διαρθρωτικής μορφής του συστήματος. Επειδή οι τελευταίοι ακολουθούσαν διαδικασίες λευκού θορύβου (λ.θ.) σημαίνει ότι επίσης  $e_{1t}, e_{2t} \sim \lambda.θ.$  Παρ'όλα αυτά, η συνδιακύμανση των όρων σφάλματος του υποδείγματος (2.26) ανάμεσα στις εξισώσεις είναι γενικά διάφορη του μηδενός [ $\text{Cov}(e_{1t}, e_{2t}) \neq 0$ ]. Έτσι, γενικά, οι όροι σφάλματος μεταξύ των εξισώσεων, στην τυπική μορφή του συστήματος, θα συσχετίζονται. Το σύστημα (2.26) μπορεί να εκτιμηθεί με την απλή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS), η οποία δίνει συνεπείς και ασυμπτωτικά αποτελεσματικούς εκτιμητές, αφού οι ενδογενείς είναι συναρτήσεις μόνο προκαθορισμένων μεταβλητών και ασυσχέτιστων, με σταθερή διακύμανση, όρων σφάλματος.

Στην περίπτωση που οι προκαθορισμένες μεταβλητές δεν είναι ίδιες σε κάθε εξίσωση (π.χ. όταν τεθεί ο περιορισμός  $a_2=0$ ) τότε το προκύπτον σύστημα ονομάζεται "οιονεί VAR" (near VAR) και μπορεί να εκτιμηθεί (Theil, 1971<sup>39</sup>) με τη μέθοδο των "Φαινομενικά Ασυσχέτιστων Παλινδρομήσεων" (SUR). Πρέπει να σημειωθεί ότι πολλοί οικονομέτρεις [Sims (1980), Doan, Litterman and Sims (1984)<sup>40</sup>] συμβουλεύουν τους οικονομικούς ερευνητές να χρησιμοποιούν τις μεταβλητές τους σε αρχικές τιμές (levels), ακόμα κι αν αυτές περιέχουν μοναδιαία ρίζα [ $y_t \sim I(1)$ ] γιατί η ανάλυση-VAR δε στοχεύει να προσδιορίσει τις εκτιμήσεις των παραμέτρων αλλά τις αλληλεξαρτήσεις μεταξύ των μεταβλητών.

Η εκτίμηση των παραμέτρων της διαρθρωτικής μορφής (2.23) του VAR είναι αδύνατη, αφού περιλαμβάνει δέκα παραμέτρους ( $\beta_{10}, \beta_{20}, \beta_{12}, \beta_{21}, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{21}, \gamma_{22}$  και  $\sigma_y, \sigma_x$ ) ενώ από την εκτίμηση της τυπικής μορφής [π.χ. (2.25) ή (2.24)] παίρνουμε μόνο εννέα [ $a_{10}, a_{20}, a_{11}, a_{12}, a_{21}, a_{22}, \text{Var}(e_{1t}), \text{Var}(e_{2t})$  και  $\text{Cov}(e_{1t}, e_{2t})$ ]. Μ'άλλα λόγια, το (2.23) είναι υποταυτοποιημένο. Επομένως αρκεί να τεθεί ένας περιορισμός σ' αυτό (π.χ.  $\beta_{21} = 0$ ) για να είναι ακριβώς ταυτοποιημένο από το αντίστοιχο της

<sup>39</sup>Theil, H. (1971), "Principles of Econometrics", New York, Wiley .

Ο Theil συνιστά SUR έναντι OLS όταν υπάρχει αυτοσυσχέτιση υπολοίπων ανάμεσα στις εξισώσεις και οι προκαθορισμένες δεν είναι ίδιες σε κάθε εξίσωση.

<sup>40</sup> Doan, T., Litterman, R. and Sims, C.K. (1984), "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions", *Econometric Reviews*, vol.3, pp.1-100.

ανηγμένης μορφής. Σ' αυτή την περίπτωση η αντίστροφη της μήτρας  $B$  στο (2.23) θα είναι:

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Επομένως το αντίστοιχο (2.25) σύστημα γίνεται:

$$(2.27) \quad \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} - \beta_{12}\beta_{20} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} - \beta_{12}\gamma_{21} & \gamma_{12} - \beta_{12}\gamma_{22} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} - \beta_{12}\varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix}$$

Επομένως για το αντίστοιχο (2.26) του (2.27) θα έχουμε τις εξισώσεις που συνδέουν τις παραμέτρους της ανηγμένης με εκείνες της επιθυμητής διαρθρωτικής μορφής:

$$\alpha_{10} = \beta_{10} - \beta_{12}\beta_{20}$$

$$Var(e^1) = \sigma_y^2 + \beta_{12}^2 \sigma_x^2$$

$$\alpha_{11} = \gamma_{11} - \beta_{12}\gamma_{21}$$

$$Var(e_2) = \sigma_x^2$$

$$\alpha_{12} = \gamma_{12} - \beta_{12}\gamma_{22}$$

$$Cov(e_1, e_2) = -\beta_{12}\sigma_x^2$$

$$\alpha_{20} = \beta_{20}$$

$$\alpha_{21} = \gamma_{21}$$

$$\alpha_{22} = \gamma_{22}$$

Όπως φαίνεται από την (2.27) οι διαταρακτικοί όροι  $\varepsilon_y$  και  $\varepsilon_x$  επηρεάζουν (προκαλούν μεταβολές) την  $y_t$ , ενώ μόνο ο  $\varepsilon_{xt}$  επιδρά στην  $x_t$ , δηλαδή σε όρους της (2.26) ο διαταρακτικός όρος  $e_{2t}$  επηρεάζει μόνο τη  $x_t$ . Αυτή η διάσπαση των επιδράσεων των "καινοτομιών" (innovations, στην ορολογία των VAR είναι οι διαταρακτικοί όροι), που ονομάζεται "*Choleski Decomposition*", μας επιτρέπει να πάρουμε εκτιμήσεις του διαρθρωτικού VAR (2.23) από το τυπικό (2.25) ή (2.26).

Όπως κάθε AR(p) μπορεί να γραφεί ως MA(q) (ιδιότητα της αντιστρεψιμότητας) έτσι και στις διανυσματικές τους μορφές τα VAR έχουν και VMA εκφράσεις. Αυτά προκύπτουν από διαδοχικές υστερήσεις των VAR. Έτσι, το διμεταβλητό (2.25) μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$(2.25\alpha) \quad \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

Εάν  $\mu_y$  και  $\mu_x$  είναι οι μέσοι των  $y$  και  $x$  αντίστοιχα, υστερώντας το (2.25α) παίρνουμε:

$$(2.28) \quad \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_y \\ \mu_x \end{bmatrix} + \frac{1}{1 - \beta_{12}\beta_{21}} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y_t} \\ \varepsilon_{x_t} \end{bmatrix}$$

Εάν ορίσουμε  $\mu = [\mu_y, \mu_x]'$  και  $\Phi_i [2 \times 2]$  τα στοιχεία  $\varphi_{jk}[i]$ :

$$\Phi_i = \frac{A_1^i}{1 - \beta_{12}\beta_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

τότε το VMA της (2.28) γράφεται:

$$(2.29) \quad z_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i}$$

Οι συντελεστές  $\varphi_{jk}(i)$  ονομάζονται "*Πολλαπλασιαστές Αντίδρασης*" (impact multipliers) κι έχουν πολύ μεγάλη σημασία για τη μέτρηση της αντίδρασης των ενδογενών (εδώ  $y_t, x_t$ ) σε δεδομένες εξωγενείς διαταραχές, που μετρώνται από τους καινοτομικούς όρους  $\varepsilon_{y_t}, \varepsilon_{x_t}$ . Έτσι για παράδειγμα, ο συντελεστής  $\varphi_{12}(0)$  μετρά την ταυτόχρονη επίδραση της κατά μονάδα μεταβολής της  $\varepsilon_{x_t}$  πάνω στην  $y_t$ , ενώ οι συντελεστές  $\varphi_{12}(1)$  και  $\varphi_{21}(2)$  εξετάζουν τις επιδράσεις της  $\varepsilon_{x_{t-1}}$  στην  $y_t$  και της  $\varepsilon_{y_{t-2}}$  στην  $x_t$  αντίστοιχα.

Οι τέσσερις συντελεστές  $\varphi_{11}(i)$ ,  $\varphi_{12}(i)$ ,  $\varphi_{21}(i)$  και  $\varphi_{22}(i)$  ονομάζονται "*Συναρτήσεις Αντίδρασης*" (Impulse Response Functions) και έχουν μεγάλη χρησιμότητα στη διερεύνηση της αλληλεξάρτησης των μεταβλητών. Το γράφημα των  $\varphi_{jk}(i)$  πάνω στις  $i$  υστερήσεις είναι σημαντικό βοήθημα για την αξιολόγηση της συμπεριφοράς των  $y_t$

(για το παράδειγμά μας) σε δεδομένες εξωγενείς διαταραχές των όρων σφάλματος (καινοτομιών).

Αναφορικά με τον Έλεγχο Αιτιότητας κατά Granger σε ένα VAR(p) της μορφής (2.30α) και (2.30β):

$$(2.30\alpha) \quad y_t = a_{10} + a_{11}(1)y_{t-1} + a_{11}(2)y_{t-2} + \dots + a_{11}(p)y_{t-p} + a_{12}(1)x_{t-1} + a_{12}(2)x_{t-2} + \dots + a_{12}(p)x_{t-p} + \varepsilon_{y_t}$$

$$(2.30\beta) \quad x_t = a_{20} + a_{21}(1)y_{t-1} + a_{21}(2)y_{t-2} + \dots + a_{21}(p)y_{t-p} + a_{22}(1)x_{t-1} + a_{22}(2)x_{t-2} + \dots + a_{22}(p)x_{t-p} + \varepsilon_{x_t}$$

λέμε ότι η μεταβλητή  $y_t$  εξαρτάται κατά Granger από την  $x_t$  αν οι συντελεστές  $\alpha_{12}(i)$ <sup>41</sup> της (2.30α) είναι στατιστικά σημαντικοί [ή  $\alpha_{12} \neq 0$  στην (2.26α) για το διμεταβλητό VAR(1)].

Έτσι για τον έλεγχο του υπόψη περιορισμού:

$$H_0: \alpha_{12}(1) = \alpha_{12}(2) = \dots = \alpha_{12}(p) = 0$$

$H_1$ : τουλάχιστον ένας από τους συντελεστές της  $H_0$  διάφορος του μηδενός, χρησιμοποιείται η παραδοσιακή F-στατιστική με (p, T-k) βαθμούς ελευθερίας, όπου p=πλήθος υστερήσεων και T-k=μέγεθος δείγματος μείον εκτιμηθείσες παράμετροι στην υπόψη εξίσωση του VAR.

Ας σημειωθεί η διαφορά που υπάρχει στις έννοιες των ελέγχων "Αιτιότητας κατά Granger" και εκείνων των "Εξωγενών" (exogenous) μεταβλητών. Στη δεύτερη περίπτωση λέμε ότι η  $x_t$  δεν προκαλεί μεταβολές ή είναι εξωγενής της  $y_t$  εάν η τρέχουσα ( $x_t$ ) και οι παρελθούσες τιμές της  $x_t$  ( $x_{t-i}$ ,  $i=1, \dots$  στατιστικά ασήμαντοι οι εκτιμηθέντες συντελεστές τους) δεν επηρεάζουν την  $y_t$ .

Όσον αφορά στην επιλογή του πλήθους των υστερήσεων (p) των προκαθορισμένων μεταβλητών, σε κάθε εξίσωση του VAR(p) χρησιμοποιούμε τις στατιστικές είτε του λόγου των πιθανοφανειών (Likelihood Ratio ή LR), εφόσον έχουμε πλήρες και περιορισμένο υπόδειγμα, είτε τις πολυμεταβλητές γενικεύσεις των

<sup>41</sup>Όπου  $i$ : χρόνος δηλαδή  $\alpha_{12}(1)$  ο συντελεστής της  $x_{t-1}$  ενώ  $\alpha_{21}(2)$  ο συντελεστής της  $y_{t-2}$ .



πληροφοριακών κριτηρίων AKAIKE (AIC) και SWARTZ (SBC). Η στατιστική του λόγου των πιθανοφανειών που ακολουθεί  $\chi^2_c$  έχει τη μορφή:

$$(2.31) \quad LR = (T - c)(\log|\Sigma_r| - \log|\Sigma_u|)$$

όπου:

T: μέγεθος δείγματος.

c: εκτιμηθέντες παράμετροι σε κάθε εξίσωση του πλήρους υποδείγματος π.χ. εάν εξετάζουμε 12 υστερήσεις έναντι 8 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις), τότε  $c=12n+1$ , όπου n: πλήθος εξισώσεων.

$\Sigma$ : μήτρα διακυμάνσεων/συνδιακυμάνσεων των υπολοίπων του συστήματος.

r(u): περιορισμένο-restricted (πλήρες-unrestricted).

Με τα κριτήρια (AIC) και (SBC) επιλέγουμε το υπόδειγμα που δίνει στις στατιστικές αυτές τη μικρότερη τιμή. Οι στατιστικές αυτές είναι:

$$(2.32\alpha) \quad AIC = T \log|\Sigma| + 2N$$

$$(2.32\beta) \quad SBC = T \log|\Sigma| + N \log(T)$$

όπου:

T: μέγεθος δείγματος.

$\Sigma$ : μήτρα διακυμάνσεων/συνδιακυμάνσεων του συστήματος.

N: σύνολο εκτιμηθέντων παραμέτρων στο σύστημα  $N=n^2p+n$ , όπου n: πλήθος εξισώσεων του συστήματος και p: πλήθος υστερήσεων και σταθερά.

Τέλος, μέσα στις αδυναμίες των VAR πρέπει να αναφερθούν:

- α) Η ισχύς των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger είναι αμφισβητήσιμη αφού το αποτέλεσμα του ελέγχου μπορεί να οφείλεται στη λάθος εξειδίκευση του VAR, (π.χ. παράλειψη κάποιων ερμηνευτικών μεταβλητών) ή στην πολυσυγγραμμικότητα.
- β) Τα VAR υποδείγματα συνιστούν κυρίως στατιστικά εργαλεία ανάλυσης, "α-

- θεωρητικά", δηλαδή χωρίς να τα υποστηρίζει η οικονομική θεωρία. Έτσι η αξιοπιστία τους για αξιολόγηση οικονομικής πολιτικής είναι περιορισμένη.
- γ) Η επιλογή του κατάλληλου πλήθους υστερήσεων (lag lengths) δεν είναι εύκολη υπόθεση και είναι συνήθως ανεξάρτητη της επιθυμίας του ερευνητού για σωστή εξειδίκευση, αφού μεγαλύτερος αριθμός υστερήσεων καταναλώνει πολύτιμους βαθμούς ελευθερίας.

### 2.3.3 Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης και Εκτίμηση Υποδείγματος Διόρθωσης Σφάλματος: Μεθοδολογία Engle-Granger (1987).

Το συμπέρασμα της προκαταρκτικής ανάλυσης αναφορικά με τη στασιμότητα των χρονολογικών σειρών είναι καθοριστικής σημασίας για τον τρόπο με τον οποίο θα επεξεργαστούμε τις μεταβλητές μας, ανάλογα με τη φύση τους, έτσι ώστε να είναι αξιόπιστη η επαγωγική στατιστική μας συμπερασματολογία. Μετά την απόφαση για τη στασιμότητα των χρονολογικών σειρών ερευνούμε την ύπαρξη ή όχι συνολοκλήρωσης μεταξύ τους.

Η στατιστική έννοια της συνολοκλήρωσης που διατυπώθηκε πρόσφατα από σπουδαιούς στατιστικούς [κατ'αρχήν από τον Granger (1986) και Engle-Granger (1987)]<sup>42</sup> προσπαθεί να "μιμηθεί" την ύπαρξη μιας μακροχρόνιας ισορροπίας, προς την οποία συγκλίνει διαχρονικά το οικονομικό σύστημα των εξεταζόμενων μεταβλητών.

Ορίζουμε (Box-Jenkins, 1976) ως ολοκληρωμένη  $d$  βαθμού, τη μεταβλητή  $x_t$ , εάν η  $d$  διαφορά της είναι στάσιμη και έχει αντιστρέψιμη ARMA( $p, q$ ) έκφραση [δηλαδή η  $(d-1)$  διαφορά της δεν είναι στάσιμη]. Πιο συγκεκριμένα, γράφουμε:

$$(2.33) \quad x_t \sim I(d) \Leftrightarrow \Delta^d x_t = (1-L)^d x_t$$

Κατ'επέκταση, δύο χρονοσειρές  $x_t, y_t$  λέγονται συν-ολοκληρωμένες, βαθμού  $d, b$  με  $0 < b < d$ , εάν:

<sup>42</sup>Granger, C. (1986), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.48, pp.213-28.

$$(2.34) \quad \begin{array}{ll} \alpha) & x_t \sim I(d) \text{ και } y_t \sim I(d), \text{ και} \\ \beta) & \exists (\alpha, \beta) \neq 0 : \varepsilon_t = \alpha x_t + \beta y_t \sim I(d-b) \end{array}$$

όπου:

$(\alpha, \beta)$  το “διάνυσμα συνολοκλήρωσης”. Έτσι, υιοθετώντας το συμβολισμό  $(x_t, y_t) \sim CI(d, b)$ , λέμε ότι οι μεταβλητές  $x_t, y_t$  είναι συνολοκληρωμένες  $d, b$  βαθμού.

Όταν ο παραπάνω ορισμός (2.34) γενικευθεί για περισσότερες από δύο μεταβλητές, τότε μιλάμε για διάνυσμα συνολοκληρωμένων μεταβλητών.

Στην ειδική περίπτωση ( $d=1, b=1$ ) η συνολοκλήρωση των  $x_t, y_t$  μεταφράζει το γεγονός ότι ο γραμμικός τους συνδυασμός  $\varepsilon_t$  (που παίζει το ρόλο της βραχυχρόνιας απόκλισης από το μακροχρόνιο στόχο-ισορροπία των  $x_t, y_t$ ) δεν απομακρύνεται ποτέ από τον ορισμένο μέσο του, ακόμα κι αν δύο μεταβλητές  $x_t, y_t$  παρουσιάζουν βραχυχρόνιες διακυμάνσεις.

Σημειώνεται ότι για το διμεταβλητό υπόδειγμα, αποδεικνύεται ότι υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης, ενώ για διάνυσμα  $N$  χρονοσειρών, υπάρχουν  $(N-1)$  διανύσματα συνολοκλήρωσης.

Οι Engle-Granger (1987) έδειξαν μάλιστα ότι εάν δύο μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, τότε υπάρχει για αυτές ένα “Υπόδειγμα Διόρθωσης Σφάλματος” (Error Correction Model, ECM)<sup>43</sup> και, αντίστροφα, αν υπάρχει ένα Υπόδειγμα Διόρθωσης Σφάλματος (ΥΔΣ) για τις υπόψη μεταβλητές, τότε αυτές είναι συνολοκληρωμένες. Έτσι αν δύο ή περισσότερες μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, κάτι που μπορεί να ελεγχθεί στατιστικά, αυτό σημαίνει ότι σε μακροχρόνιο επίπεδο συνδιακυμαίνονται ή παρουσιάζουν μακροχρόνιες τάσεις με σταθερό ρυθμό ανάπτυξης. Πρόκειται για μια πληροφορία η οποία πρέπει να ληφθεί υπόψη κατά την οικονομετρική εξειδίκευση του θεωρητικού οικονομικού υποδείγματος. Ο τρόπος για να συμπεριληφθεί αυτή η σπουδαία στατιστική πληροφορία στο υπόδειγμα είναι μέσω του μηχανισμού διόρθωσης σφάλματος [Error Correction Model κατά Engle-Granger (1987)]. Έτσι εισάγουμε τον εκτιμημένο γραμμικό συνδυασμό στο υπόδειγμα που εξετάζει την αιτιώδη σχέση μεταξύ των

---

Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987), “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica* vol. 55, n. 2 pp. 251-276.

μεταβλητών, όπως μας υποδεικνύει η οικονομική θεωρία. Έτσι, αν  $(y_t, x_t) \sim I(1)$  και  $\varepsilon_t \sim I(0)$ , τότε το ΥΔΣ είναι:

$$(2.35\alpha) \quad \Delta y_t = a_0 + \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\kappa_1} a_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{\kappa_2} a_{2i} \Delta x_{t-i} + u_t$$

όπου:

$u_t$ : σφαιρικά σφάλματα [ $u_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ ]

Ας σημειωθεί ότι το ΥΔΣ δηλώνει ότι οι μεταβολές της  $y_t$  δεν εξαρτώνται μόνο από τις μεταβολές της  $x_t$  και την ιστορία τους [ $\Delta y_{t-i}$ ], αλλά και από το μέγεθος της ανισορροπίας μεταξύ των  $y$  και  $x$  την προηγούμενη χρονική περίοδο.

Γενικότερα, το ΥΔΣ για  $X_t \sim CI(d, b)$  γράφεται:

$$(2.35\beta) \quad A(L)(1-L)x_t = -\gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_t$$

όπου:

$A(L)$ : πολυώνυμο του τελεστή υστερήσης  $L$ , της μορφής  $(\alpha_0 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots)$

$\gamma \neq 0$

$\hat{\varepsilon}_t (= y_t - \hat{a} - \hat{\beta}x_t) \sim I(0)$ , οι εκτιμηθέντες συντελεστές  $\hat{a}, \hat{\beta}$  εκφράζουν το διάνυσμα  $\beta = (\hat{a}, \hat{\beta})$  συνολοκλήρωσης (cointegrating vector)

Σημειώνεται<sup>44</sup> ότι το ΥΔΣ στη γενική του μορφή (2.35β) είναι "Α-θεωρητικό" πολυμεταβλητό υπόδειγμα χωρίς διάκριση μεταξύ ενδογενών και εξωγενών μεταβλητών. Κατά συνέπεια μπορεί να χρησιμεύσει για συμπεράσματα Αιτιότητας κατά Granger. Το διάνυσμα  $\beta$  εκφράζει παραμέτρους προς εκτίμηση χωρίς υποχρεωτικά οικονομική θεωρητική ερμηνεία.

Σε αυτή την εργασία, για τον έλεγχο και την εκτίμηση των σχέσεων συνολοκλήρωσης ακολουθήσαμε τη μεθοδολογία δύο σταδίων των Engle-Granger (1987). Αυτή, για δύο, μεταβλητές  $y_t, x_t$  ολοκληρώνεται σε δύο στάδια:

<sup>43</sup> Alogoskoufis, G. and Smith, R. (1991), "On Error Correction Models: Specification, Interpretation, Estimation", *Journal of Economic Surveys* vol. 5, No 1.

<sup>44</sup> Alogoskoufis, G. and Smith, R. (1991), όπως παραπάνω.

### Στάδιο 1ο: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης.

Για το στατιστικό έλεγχο περί τη συνολοκλήρωση των δύο μεταβλητών  $y_t, x_t$  ακολουθούμε δύο βήματα:

#### Βήμα 1ο: Έλεγχοι Ολοκλήρωσης των $y_t, x_t$ .

Εδώ εξετάζουμε με τους γνωστούς, από το προκαταρκτικό στάδιο, ελέγχους μοναδιαίων ριζών (DF, ADF), αν οι δύο μεταβλητές είναι του ίδιου βαθμού ολοκληρωσιμότητας, π.χ.  $y_t, x_t \sim I(1)$ .

#### Βήμα 2ο: Εκτίμηση της Μακροχρόνιας Σχέσης Ισορροπίας των δύο μεταβλητών (CR).

Εκτιμούμε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων τη μακροχρόνια σχέση

$$(2.36) \quad y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$$

Στην (2.36) αγνοούμε το πρόβλημα της μη-στασιμότητας των  $y_t$  και  $x_t$ , δηλαδή η εκτίμηση της παλινδρόμησης γίνεται στις αρχικές τιμές των μεταβλητών. Εάν τα υπόλοιπα ( $\hat{\varepsilon}_t$ ) αυτής της παλινδρόμησης είναι στάσιμη σειρά, τότε οι  $y_t$  και  $x_t$  είναι  $CI(1,1)$ . Αυτός ο έλεγχος στασιμότητας των  $\hat{\varepsilon}_t$  μέσω του οποίου ελέγχουμε για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των  $y_t$  και  $x_t$  ισοδυναμεί με έλεγχο Dickey-Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα υπόλοιπα της μακροχρόνιας σχέσης (2.36). Έτσι χρησιμοποιούμε κάποια μορφή από τις εξισώσεις<sup>45</sup> (2.13), έστω

$$(2.37) \quad \Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t$$

όπου:

$v_t$ : σφαιρικά σφάλματα

Οι Engle and Granger (1987) προτείνουν για την περίπτωση δυο μεταβλητών επτά ελέγχους κάτω από τη βασική ( $H_0$ ) της μη-συνολοκλήρωσης των  $y_t, x_t$  [εναλλακτική υπόθεση  $H_1$ :  $(y_t, x_t) \sim CI(d, b)$ ]. Οι έλεγχοι DF και ADF των υπολοίπων της μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας [δηλαδή DF, ADF-tests στην (2.37)] συνιστούν τους δύο περισσότερο γνωστούς στατιστικούς ελέγχους, MP.

Επίσης ο έλεγχος μέσω της “Παλινδρόμησης Συνολοκλήρωσης των *Durbin-Watson*” (CRDW) συνίσταται στον υπολογισμό της τιμής της στατιστικής DW από την παλινδρόμηση ισορροπίας (2.36). Εάν τα υπόλοιπα  $\hat{\varepsilon}_i$  δεν είναι στάσιμα, η στατιστική DW δε θα είναι στην περιοχή απόρριψης της  $H_0: \rho=0$  ή μη-αυτοσυσχετιζόμενα υπόλοιπα, δηλαδή κοντά στο 2. Σε αυτήν την περίπτωση, ο έλεγχος CRDW αποδέχεται τη βασική ( $H_0$ ) της μη-συνολοκλήρωσης των  $(y_t, x_t)$ .

Στην (2.37) η διατύπωση των στατιστικών υποθέσεων για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης είναι:

$$H_0: \rho = 1 \text{ ή } \nexists CI$$

$$H_1: \rho \neq 1 \text{ ή } \exists CI$$

Έτσι κάτω από τη βασική υπόθεση, η εκτιμήτρια  $\hat{\rho}$  ελαχίστων τετραγώνων ακολουθεί t-Student, αλλά οι κριτικές τιμές προέρχονται από τον πίνακα των Dickey-Fuller (1979). Εάν απορρίψουμε τη βασική υπόθεση, τότε δεχόμαστε ότι  $(y_t, x_t) \sim CI(1,1)$ . Σ' αυτήν την περίπτωση τα υπόλοιπα  $\hat{\nu}_i$  πρέπει να είναι λευκός θόρυβος. Εάν αυτό δε συμβαίνει τότε χρησιμοποιούμε τους ελέγχους ADF (εξισώσεις 2.14) για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα υπόλοιπα.

### Στάδιο 2ο: Εκτίμηση και Διαγνωστικός Έλεγχος του ΥΔΣ.

Και σ' αυτό το στάδιο η Engle-Granger (1987) μεθοδολογία ακολουθεί δύο βήματα. Στο πρώτο βήμα (Βήμα 3ο) γίνεται η εκτίμηση του ΥΔΣ ενώ στο δεύτερο (Βήμα 4ο) ο διαγνωστικός του έλεγχος.

#### Βήμα 3ο: Εκτίμηση ΥΔΣ

Εφόσον  $(y_t, x_t) \sim CI(1,1)$ , τα υπόλοιπα  $\hat{\varepsilon}_i$  από την “παλινδρόμηση ισορροπίας” μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την εκτίμηση του ΥΔΣ. Το τελευταίο έχει την εξής μορφή:

---

<sup>45</sup>Ο Stock (1987) έδειξε ότι ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων της  $\hat{\rho}$  είναι “super-consistent” στο Stock, J. (1987), “Asymptotic properties of Least-Squares Estimators of Cointegrating Vectors”, *Econometrica*, vol.55, pp.1035-56.

$$(2.38) \quad \begin{aligned} \Delta y_t &= a_{10} + a_y \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\kappa_1} a_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{\kappa_2} a_{12}(i) \Delta x_{t-i} + u_{y_t} \\ \Delta x_t &= a_{20} + a_x \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\kappa_1} a_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{\kappa_2} a_{22}(i) \Delta x_{t-i} + u_{x_t} \end{aligned}$$

όπου:

$u_{y_t}, u_{x_t}$ : όροι σφαλμάτων που ακολουθούν διαδικασία λευκού θορύβου αλλά μπορεί να συσχετίζονται μεταξύ τους.

$a_{10}, a_{20}, a_y, a_x, a_{11}(i), a_{12}(i), a_{21}(i), a_{22}(i)$ : παράμετροι προς εκτίμηση.

Το ΥΔΣ στη μορφή<sup>46</sup> (2.38) συνιστά ένα οιονεί σύστημα διανυσματικής αυτοσυσχέτισης (near VAR ή VAR σε πρώτες διαφορές). Για την εκτίμηση του (2.38) μπορεί να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων αφού κάθε εξίσωση περιλαμβάνει το ίδιο σύνολο ερμηνευτικών μεταβλητών. Επειδή όλες οι μεταβλητές του (2.38) είναι στάσιμες, όλοι οι ενδεικνύμενοι στατιστικοί έλεγχοι για το VAR υπόδειγμα μπορούν να χρησιμοποιηθούν και εδώ (π.χ. για το μήκος των υστερήσεων  $\chi^2$ -test), ενώ για τον έλεγχο συνδυασμένων υποθέσεων όπως  $\alpha_{jk}(i)=0$  τα F-test. Επίσης εφόσον υπάρχει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης μπορούν να ελεγχθούν γραμμικοί περιορισμοί για τους συντελεστές  $a_y$  και  $a_x$ , οι οποίοι ασυμπτωτικά ακολουθούν t-Student όσο το  $t$  τείνει στο άπειρο.

#### Βήμα 4ο: Διαγνωστικός Έλεγχος του ΥΔΣ

Ο διαγνωστικός έλεγχος του εκτιμηθέντος ΥΔΣ θα προσδιορίσει αν αυτό είναι το κατάλληλο για την ερμηνεία των βραχυχρόνιων διακυμάνσεων των μεταβλητών γύρω από τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας τους. Οι έλεγχοι καλής προσαρμογής με έμφαση στην εξέταση των υπολοίπων  $\hat{u}_{y_t}, \hat{u}_{x_t}$  εάν ακολουθούν, τουλάχιστον προσεγγιστικά, διαδικασία λευκού θορύβου, είναι απαραίτητοι.

Ιδιαίτερη προσοχή δίνεται στις σημειακές εκτιμήσεις για τους συντελεστές "ταχύτητας προσαρμογής"  $a_y$  και  $a_x$  αφού παρέχουν σπουδαία πληροφόρηση αναφορικά με τη δυναμική διαδικασία προσαρμογής στη μακροχρόνια ισορροπία των  $y_t$  και  $x_t$ . Τουλάχιστον ένας από τους δύο συντελεστές  $a_y$  και  $a_x$  πρέπει να είναι

<sup>46</sup>Σημειώνεται ότι το αρχικό σύστημα περιελάμβανε στις θέσεις των όρων  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$  του (2.38) το γραμμικό συνδυασμό  $\gamma_t - \alpha \beta x_t$ . Οι Engle and Granger όμως έλυσαν το πρόβλημα των περιορισμών ανάμεσα στις εξισώσεις (cross equation restrictions), που θα προέκυπτε από την προσπάθεια για

στατιστικά σημαντικός αφού  $X_t \sim CI(d,b)$ . Αντίθετα αν και οι δύο συντελεστές δε διαφέρουν στατιστικά από το μηδέν, τότε δεν υπάρχει διαδικασία διόρθωσης σφάλματος και το σύστημα (2.38) δεν είναι παρά ένα VAR σε πρώτες διαφορές. Οι Engle-Granger (1987) έδειξαν ότι οι εκτιμήσεις των  $\alpha_y$  και  $\alpha_x$  κατ' απόλυτο τιμή δεν πρέπει να είναι πολύ υψηλές.

Επίσης, το (2.38) μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger. Έτσι αν για παράδειγμα  $\alpha_y=0$  και όλα τα  $\alpha_{12}(i)=0$  τότε μπορούμε να πούμε ότι οι μεταβολές της  $x$  δεν ερμηνεύουν εκείνες της  $y$ .

Τέλος, σημαντικά εργαλεία της ανάλυσης διανύσματος αυτοσυσχέτισης (VAR analysis) όπως οι “*συναρτήσεις αντίδρασης*” (impulse response functions) και η “*Διάσπαση της Διακύμανσης*” (Variance Decomposition) μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να εξάγουν σπουδαία πληροφόρηση από τους καινοτόμους όρους, για την ερμηνεία της αλληλεξάρτησης των μεταβλητών, κατά τη δυναμική διαδικασία προσαρμογής τους, στη μακροχρόνια ισορροπία.



## Συμπέρασμα

Στο Κεφάλαιο αυτό τοποθετήθηκε το πλαίσιο μέσα στο οποίο θα χρησιμοποιήσουμε στα επόμενα Κεφάλαια την *Εφαρμοσμένη Οικονομετρία των Χρονολογικών Σειρών* για την εμπειρική διερεύνηση του κεντρικού μας ερωτήματος, που αφορά τη σχέση Ελληνικού Εξωτερικού Εμπορίου-Συναλλαγματικής Πολιτικής της Τράπεζας της Ελλάδας.

Το κύριο συμπέρασμα είναι ότι η περίοδος δείγματος 1970-1995 πρέπει, για μια σειρά από πολιτικο-οικονομικούς λόγους, να χωρισθεί σε *δύο υποπεριόδους*, 1975-1986 και 1987-1995.

Ο σπουδαιότερος λόγος-κριτήριο για τη διάσπαση της περιόδου, στον οποίο αντανακλώνται όλοι οι υπόλοιποι, αναφέρεται στην *ασκηθείσα συναλλαγματική πολιτική από την Τράπεζα της Ελλάδος*. Η τελευταία χρησιμοποιώντας την πολιτική “υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας” είχε ως στόχο μέχρι το 1987 την υποστήριξη της ανταγωνιστικότητας της ελληνικής οικονομίας, ενώ από το 1988 μεταθέτει σταδιακά το στόχο της σε εκείνο της σταθερότητας των τιμών, αναγκασμένη (βλ. “Ασύμβατη Τριλογία του καθηγητού Mundell) να υιοθετήσει (όπως όλες οι ευρωπαϊκές Κεντρικές Τράπεζες) την πολιτική της Bundesbank, δηλαδή εκείνη του “αποπληθωρισμού-ανταγωνιστικότητας”.

Ο κυριότερος παράγοντας που πίεσε την ΤτΕ σε αυτές τις επιλογές της ήταν οι *επιπτώσεις της ένταξης της Ελλάδας στις ΕΚ* το 1981, με δεδομένο το μεταπολεμικό πρότυπο ανάπτυξης της χώρας (έντονος προστατευτισμός και αναπτυξιακά κίνητρα).

Η πρώτη σπουδαία επίπτωση της ένταξής μας στην ΕΟΚ ήταν η *έντονη χειροτέρευση του Εμπορικού Ισοζυγίου* (έντονη αύξηση εισαγωγών από τις χώρες μέλη με δυνασάναλογα μικρή αύξηση εξαγωγών προς αυτές καθώς και συγκεντροποίηση του εμπορίου μας στην Ευρώπη), η οποία, σε συνδυασμό με την παγκόσμια ύφεση της δεκαετίας του '80 και τη μείωση του ρυθμού αύξησης του διεθνούς εμπορίου, συνεπάγεται μείωση στις εισροές από το μεταναστευτικό και ναυτιλιακό συνάλλαγμα, που παραδοσιακά χρηματοδοτούσαν τα ελλείμματα του Εμπορικού Ισοζυγίου, με αποτέλεσμα να μην υπάρχει ουσιαστικό πρόβλημα ισοζυγίου πληρωμών μέχρι τα τέλη της δεκαετίας του '70. Δίπλα στη χειροτέρευση του Εμπορικού Ισοζυγίου πρέπει να προστεθεί ο *σταδιακός περιορισμός των μέσων*

πολιτικής που διέθετε η ΤτΕ (όπως και όλες οι ευρωπαϊκές Κεντρικές Τράπεζες, εκτός φυσικά της Buba), εξαιτίας όχι μόνο των δεσμεύσεών μας στα πλαίσια του ΕΝΣ (αν και η δραχμή, μέχρι το Μάρτιο 1998 και με την τότε υποτίμησή της κατά 14%, δε συμμετείχε στο ΜηΣΙ), αλλά κυρίως από τη σταδιακή *μείωση της αυτονομίας των νομισματικών πολιτικών* όλων των ευρωπαϊκών κρατών (εκτός της leader Γερμανίας), η οποία ήταν αποτέλεσμα της μετεξέλιξης της ΕΟΚ από απλή τελωνειακή ένωση με Κοινή Αγροτική Πολιτική ως το 1986 σε Κοινή Αγορά από την 1/1/93 και Νομισματική Ένωση από 1/1/1999.

Έτσι, πρώτα η συναλλαγματική πολιτική (από το 1979 και ιδιαίτερα μετά το 1987), ύστερα η νομισματική πολιτική (η απώλεια της ανεξαρτησίας των εθνικών νομισματικών πολιτικών ξεκινά ουσιαστικά από τον Ιανουάριο 1987), μαζί με την κατάργηση των συναλλαγματικών περιορισμών, που σημαίνει ελευθερία κίνησης κεφαλαίων (από τον Ιούλιο 1990 και για την Ελλάδα τέσσερα χρόνια αργότερα), ανάγκασαν ουσιαστικά τις ευρωπαϊκές Κεντρικές Τράπεζες να ακολουθούν την πολιτική που αποφασίζετο στη Bundesbank.

Είδαμε επίσης ότι η περίοδος μελέτης θα έπρεπε να ξεκινά το 1975, τόσο για διεθνείς όσο και ευρωπαϊκούς, αλλά επίσης και καθαρά εθνικούς λόγους. Στους διεθνείς αναφέρονται η πρώτη *πετρελαϊκή κρίση* το τέταρτο τρίμηνο του 1973, αλλά και η *κατάρρευση του Διεθνούς Νομισματικού Συστήματος δολαρίου-χρυσού* (Bretton-Woods) το Μάρτιο του 1973. Στους ευρωπαϊκούς λόγους πρέπει να ληφθεί υπόψη το “*Ευρωπαϊκό Νομισματικό Φίδι (ΕΝΦ) μέσα στο Τούνελ*”, ακόμα και μετά το Μάρτιο του 1973, οπότε το “*φίδι κινείται έξω από το τούνελ*”, μέχρι και το 1976, οπότε το ΕΝΦ μετετράπηκε σε ζώνη μάρκου (Γερμανία, Benelux, Δανία και Αυστρία, Νορβηγία, Σουηδία), η πρώτη προσπάθεια της ΕΟΚ των εννέα από τον Απρίλιο του 1972 για μια ζώνη νομισματικής σταθερότητας. Τέλος, στους εθνικούς λόγους, τόσο η *πολιτική αστάθεια* (η εξέγερση ενάντια στη Χούντα το 1973, η απόβαση των Τούρκων στην Κύπρο τον Ιούλιο του 1974, μέχρι την κυβέρνηση Καραμανλή το Νοέμβριο 1974), όσο και η *πρόσδεση της δραχμής στο δολάριο* που κράτησε από τον Αύγουστο 1971 έως το Μάρτιο του 1973 (έκτοτε έχουμε basket peg) συνηγορούν υπέρ της διάσπασης της περιόδου από το 1975.

Στη συνέχεια (στην παράγραφο 2.2), περιγράψαμε το προφίλ του ελληνικού εξωτερικού εμπορίου την εξεταζόμενη περίοδο. Είδαμε ότι όλες οι χρονολογικές σειρές (σύνολο εισαγωγών, εξαγωγών, βιομηχανικών προϊόντων, αγροτικών

προϊόντων, πρώτων υλών) ακολουθούν κανονικό νόμο. Τα ισοζύγια, σε γεωμετρική μορφή (λόγοι κάλυψης εισαγωγών) είναι ελλειμματικά κατά κατηγορία προϊόντων για τα βιομηχανικά (35,5%) και τις πρώτες ύλες (32%), ενώ εκείνο των αγροτικών βρίσκεται σε ισορροπία. Στο σύνολο, μόνο το 43% των συνολικών εισαγωγών της ελληνικής οικονομίας αγοράζουν οι εξαγωγές της.

Αναφορικά με τη σύνθεση εισαγωγών και εξαγωγών, είδαμε ότι τόσο στις εισαγωγές όσο και στις εξαγωγές κυριαρχούν τα βιομηχανικά προϊόντα, αλλά στις εισαγωγές ακολουθούν οι πρώτες ύλες και τέλος τα αγροτικά, ενώ αντίθετη ιεράρχηση ισχύει στις εξαγωγές.

Τα μερίδια των ανταγωνιστών μας στις κυριότερες ελληνικές εξαγωγικές αγορές (Γερμανία 47%, Ιταλία 25%, Γαλλία 16%, Β.Βρετανία 12%) παρουσιάσαμε στη συνέχεια. Κατόπιν, ταξινομήσαμε τους κυριότερους εμπορικούς μας εταίρους τόσο στην ελληνική αγορά εισαγωγών όσο και σε εκείνες των εξαγωγών μας. Και στις δύο περιπτώσεις, έξι είναι οι κυριότεροι εταίροι μας (Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Μ.Βρετανία, ΗΠΑ και Ιαπωνία).

Τέλος, μετρήσαμε τα διμερή μας ισοζύγια με αυτές τις χώρες, βλέποντας ότι το μεγαλύτερο έλλειμμα έχουμε με την Ιαπωνία και το μικρότερο με τις ΗΠΑ (υψηλή ζήτηση μάλλον λόγω της ελληνικής ομογένειας).

Το τελευταίο τμήμα του Κεφαλαίου αυτού δίνει την κύρια θεωρητική θεμελίωση των σύγχρονων βασικών οικονομετρικών τεχνικών που χρησιμοποιούμε στα επόμενα. Ιδιαίτερη έμφαση δόθηκε στο προκαταρκτικό στάδιο της όποιας οικονομετρικής ανάλυσης. Αναφερόμαστε εδώ στις στατιστικές ιδιότητες των εξεταζόμενων χρονοσειρών. Επειδή για τους σκοπούς της οικονομικής μας ανάλυσης (αξιολόγηση συναλλαγματικής πολιτικής) πρέπει να μελετήσουμε τις βραχυχρόνιες διακυμάνσεις των σειρών μας, κατά τη διαδικασία διαχωρισμού της τάσης από αυτές τις βραχυχρόνιες κυμάνσεις, καθοριστικής σημασίας από στατιστική άποψη είναι η φύση τους, εάν δηλαδή η ανέλιξη της σειράς είναι το Χρονικά Στάσιμο Υπόδειγμα (ΧΣΥ) ή το Στάσιμο μέσω Πρώτων Διαφορών Υπόδειγμα (ΣμπΔΥ).

Δεν αρκεστήκαμε στην Ανάλυση Ολοκλήρωσης που προϋποθέτει συνδυασμό στοχαστικής και προσδιοριστικής τάσης. Ξεκινήσαμε από τη διερεύνηση αποκλειστικά προσδιοριστικών όρων. Στη συνέχεια, διεξάγουμε αναλυτικά μια σειρά από ελέγχους Μοναδιαίων Ριζών, αφού όπως έχει αποδειχθεί οι υπόψη έλεγχοι έχουν μικρή δύναμη κριτηρίου όταν χρησιμοποιούνται λίγες ή πολλές ερμηνευτικές

μεταβλητές στις υπόψη παλινδρομήσεις. Στη συνέχεια, παρουσιάσαμε το θεωρητικό υπόβαθρο της Ανάλυσης με Υποδείγματα Διανύσματος Αυτοπαλινδρόμησης για τις ανάγκες αυτής της διατριβής, δηλαδή έλεγχοι Αιτιότητας κατά Granger και εκτιμήσεις συστημάτων VAR για τη μελέτη της αλληλεξάρτησης των μεταβλητών μας.

Τέλος, παρουσιάσαμε αναλυτικά (κατά στάδια και βήματα προσέγγισης) τη μεθοδολογία Engle-Granger (1987) για τους ελέγχους συνολοκλήρωσης και την εκτίμηση των αντίστοιχων υποδειγμάτων διόρθωσης σφάλματος (ΥΔΣ).

## Κεφάλαιο 3

**Θεωρητική και Εμπειρική Ανάλυση  
Προσδιορισμού Τιμών και Όγκου Εξωτερικού Εμπορίου  
(Decomposition Approach)**

## Εισαγωγή

Μετά τη βασική θεωρητική οικονομική ανάλυση του πρώτου Κεφαλαίου, στο Κεφάλαιο αυτό, το οποίο ταυτόχρονα αποτελεί και ιδιαίτερο μέρος αυτής της διατριβής, αναλύονται τόσο θεωρητικά όσο και εμπειρικά για την ελληνική περίπτωση οι *προσδιοριστικοί παράγοντες των συναρτήσεων τιμών του εξωτερικού εμπορίου*. Ακριβώς αυτή είναι η έννοια της Μερικής Ανάλυσης της προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου μέσω των μεταβολών της ισοτιμίας, να βελτιστοποιήσει δηλαδή την αποτελεσματικότητα της πολιτικής της υποτίμησης, αφού η υπόψη πολιτική στοχεύει στις τιμές καταρχήν και στη συνέχεια στον όγκο του εξωτερικού εμπορίου, έτσι ώστε να επηρεαστούν τελικά οι συναλλαγματικές δαπάνες και εισπράξεις. Η ταξινόμηση των θεωρητικών προσεγγίσεων για τις συναρτήσεις τιμών εξωτερικού εμπορίου δίνονται στο παρακάτω Σχήμα 3.1.

Οι συναρτήσεις όγκου εξωτερικού εμπορίου, οι οποίες επίσης εντάσσονται στα πλαίσια της Μερικής Ανάλυσης, δεν εμπίπτουν στους ερευνητικούς στόχους αυτής της διατριβής, εξαιτίας κυρίως του ότι άλλοι Έλληνες συγγραφείς έχουν ασχοληθεί αρκετά με το θέμα (π.χ. Σ.Σαραντίδης 1970 και 1976, Γ.Χαλικιάς, 1982 και 1988)<sup>1</sup>. Επιπλέον, στα πλαίσια της Μερικής Ανάλυσης θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν συστήματα ζήτησης και ειδικά τα Δυναμικά Γενικευμένα Γραμμικά Συστήματα Δαπάνης (DGLES) που έχει εισηγηθεί ο καθηγητής Θ.Γκαμαλέτσος (1970)<sup>2</sup>. Δεν τα εφαρμόσαμε όμως, αν και έχουμε πειραματισθεί πάνω σε αυτά<sup>3</sup>, λόγω του ότι η διατριβή αυτή αφορά συνολικά στατιστικά δεδομένα (aggregate data), κάτι που οδηγεί σε τελείως διαφορετική κατεύθυνση.

Το Κεφάλαιο ολοκληρώνεται με την εξειδίκευση τριών εξισώσεων για το δείκτη μέσης αξίας εξαγωγών και τριών για εκείνο των εισαγωγών, η θεωρητική οικονομική υποδομή των οποίων στηρίζεται στις εργασίες των Herd (1987), Kravis-

<sup>1</sup> Σαραντίδης, Σ. (1970), “*Συναρτήσεις Εισαγωγών*”, ΣΠΟΥΔΑΙ τόμος Κ’

Σαραντίδης, Σ. (1976), “*Συναρτήσεις Ζήτησεως Εισαγωγών Αγαθών κατά Κατηγορίας δια την Περίοδον 1960-1973*”, ΣΠΟΥΔΑΙ τόμος ΚΣΤ’.

Χαλικιάς, Ι. (1982), “*Στοχαστικές Εξειδικεύσεις Συναρτήσεων Ελληνικών Εξαγωγών*”, ΣΠΟΥΔΑΙ τόμος ΛΒ’.

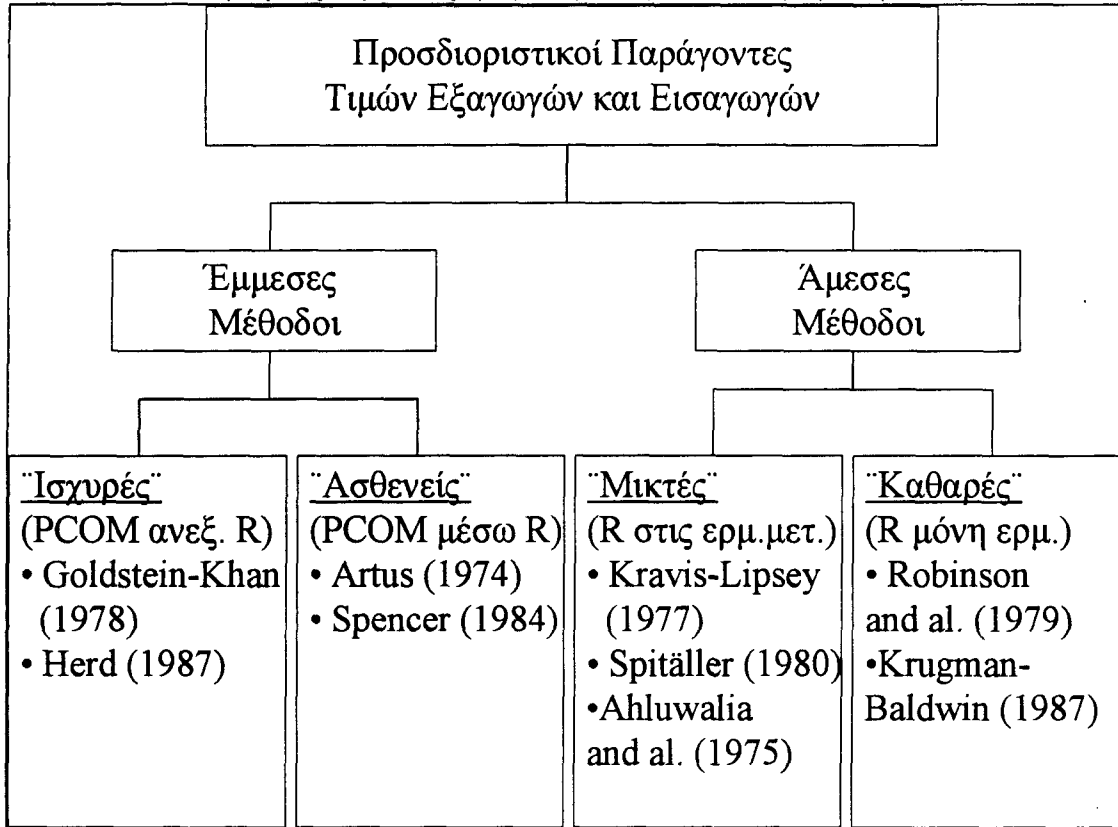
Χαλικιάς, Ι. (1986), “*The Determination of Greek Exports: A Disaggregated Model, 1961-1985*”, Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali Vol. 35 N.4-5, 473-486.

<sup>2</sup> Gamaletsos, Th. (1970), “*International Comparison of Consumer Expenditure Patterns: An Econometric Analysis*”, Doctoral Dissertation, University of Wisconsin.

<sup>3</sup> Terzakis, D., Stamatopoulos, Th., Tserkezos, D., (1993), *όπ.παρ.*

Lipsey (1977), Spencer (1984) και Spittaller (1980). Η οικονομετρική μας μεθοδολογία είναι και εδώ αυτή που αναφέραμε στην παράγραφο 2.3.

**Σχήμα 3.1**  
Συναρτήσεις Τιμών Εξαγωγών (XUV) και Εισαγωγών (MUV)



όπου:

PCOM: οι τιμές των ανταγωνιστών στις αγορές εξαγωγών ή εισαγωγών

R: συναλλαγματική ισοτιμία όψεως.

### 3.1 Οικονομική Θεωρία και Προσδιοριστικοί Παράγοντες Τιμών και Όγκου Εξαγωγών και Εισαγωγών.

Οι Έμμεσες Μέθοδοι προσδιορισμού των τιμών εξαγωγών και εισαγωγών διακρίνονται σε “ισχυρές” και “ασθενείς”. Στις πρώτες το ενδιαφέρον μας εστιάζεται στην ερμηνευτική μεταβλητή των *σχετικών τιμών* ( $P/P^*$ ). Η δυσκολία εδώ αναφέρεται στην κατασκευή του *Δείκτη Τιμών των Ανταγωνιστών*, για τον οποίο δε χρησιμοποιείται η συναλλαγματική ισοτιμία ούτε άμεσα ούτε έμμεσα. Προφανώς όμως αυτός ο λόγος των *σχετικών τιμών* ( $P/P^*$ ) αντανακλά την κεντρικής σημασίας ερμηνευτική μεταβλητή μας, δηλαδή τη συναλλαγματική ισοτιμία όψεως.

Σε αυτήν την κατηγορία παρουσιάζουμε σύντομα στην επόμενη παράγραφο 3.1.1 τις δύο, ίσως, σπουδαιότερες θεωρητικές συμβολές, τις εργασίες των Goldstein and Khan (1978) και του Herd (1987).

Οι “ασθενείς” έμμεσες μέθοδοι χρησιμοποιούν τη συναλλαγματική ισοτιμία για να εκφράσουν τη θεμελιώδη μεταβλητή αυτής της μεθοδολογίας, δηλαδή τις τιμές των ανταγωνιστών, σε εγχώριο νόμισμα. Στα πλαίσια αυτής της προσέγγισης εξετάζουμε σύντομα τις σημαντικές συμβολές των Artus (1974) και Spencer (1984).

Για κάθε μία εργασία παρουσιάζουμε τα κύρια θεωρητικά σημεία της καθώς και από τα αποτελέσματά της εκείνα που αφορούν τις τιμές των ανταγωνιστών.

#### 3.1.1 Έμμεσες Μέθοδοι Προσδιορισμού των Τιμών Εξωτερικού Εμπορίου.

##### 3.1.1α Έμμεσες “Ισχυρές” Μέθοδοι: οι συμβολές των Goldstein και Khan (1978) και του Herd (1987).

Οι Goldstein-Khan (1978)<sup>4</sup> χρησιμοποιούν δύο Συστήματα Ταυτόχρονα Προσδιορισμένων Εξισώσεων (ΣΤΠΕ) ζήτησης και προσφοράς, για την εκτίμηση ποσοτήτων και τιμών ισορροπίας των εξαγωγών.

Στο πρώτο υπόδειγμα, που ονομάζουν “Υπόδειγμα Ισορροπίας” (G-K<sub>Υ1</sub>), υποθέτουν ότι *δεν υπάρχει χρονική υστέρηση προσαρμογής* των ενδογενών μεταβλητών στα επίπεδα ισορροπίας τους, ύστερα από κάποια μεταβολή στις

<sup>4</sup>Goldstein, M. and Khan, M. S. (1978), “The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach”, *The Review of Economics and Statistics*, vol.60.



προκαθορισμένες μεταβλητές. Αντίθετα στο δεύτερο, που χαρακτηρίζουν “Υπόδειγμα Ανισορροπίας” (G-K<sub>YA</sub>), προβλέπεται τέτοια χρονική υστέρηση.

Η διαρθρωτική μορφή του συστήματος G-K<sub>YI</sub> είναι:

$$(3.1) \quad \ln X_t^d = a_0 + a_1 \ln(XUV / XUV\_c)_t + a_2 \ln Y_t^* + \varepsilon_t$$

$$(3.2) \quad \ln XUV_t = b_0 + b_1 \ln X_t^s + b_2 \ln YP_t + b_3 \ln P_t + \nu_t$$

όπου:

$X^d(X^s)$ : ζητούμενη (προσφερόμενη) ποσότητα εξαγωγών ή τελικά, αφού δεχόμαστε τόσο κατάσταση ισορροπίας όσο και το στοχαστικό όρο σφάλματος ως λευκό θόρυβο τότε  $X_t^d = X_t^s = X_t$ : ποσότητα εξαγωγών,

$XUV(XUV\_c)$ : δείκτες τιμών (μέσης αξίας) εξαγωγών της εθνικής οικονομίας (μέσος σταθμικός των ανταγωνιστριών χωρών).

$Y^*$ : μέσο σταθμικό πραγματικό εισόδημα των ανταγωνιστριών χωρών.

$YP$ : δείκτης της εγχώριας παραγωγικής ικανότητας.

$P$ : δείκτης τιμών της εθνικής οικονομίας.

$\varepsilon_t, \nu_t$ : όροι σφάλματος (λευκοί θόρυβοι).

Δεδομένης της μαθηματικής εξειδίκευσης των εξισώσεων (λογαριθμικά γραμμικές) του συστήματος G-K<sub>YI</sub>, οι συντελεστές εκφράζουν ελαστικότητες. Έτσι, όπου:

$a_1$ : Ελαστικότητα ζήτησης εξαγωγών ως προς την τιμή (εδώ σχετικές τιμές) με αναμενόμενο αρνητικό πρόσημο.

$a_2$ : Εισοδηματική ελαστικότητα ζήτησης εξαγωγών, με αναμενόμενο θετικό πρόσημο.

$b_1$ : Εκφράζει το “αποτέλεσμα τιμής των ανταγωνιστών” μέσω της  $X^s$ , με αναμενόμενο πρόσημο θετικό. Αποδεικνύεται<sup>5</sup> ότι  $(b_1)^{-1} = \beta_1$  ορίζει την ελαστικότητα προσφοράς εξαγωγών ως προς την τιμή ( $\beta_1$ ). Έτσι εάν  $b_1 \rightarrow 0 \Rightarrow (b_1)^{-1} \rightarrow \infty$ , δηλαδή όπως αναμένεται από την οικονομική θεωρία θετική τιμή της

<sup>5</sup> Goldstein, M. and Khan, M. S. (1978), όπου παραπάνω, σελ.276.

υπόψη ελαστικότητας.

$b_3$ : Αναμένεται θετικό πρόσημο.

Εξάλλου, η διαρθρωτική μορφή του συστήματος G- $K_{YA}$  είναι:

$$(3.3) \quad \ln X_t = c_0 + c_1 \ln(XUV / XUV_{-c})_t + c_2 \ln Y_t^* + c_3 \ln X_{t-1} + e_t$$

$$(3.4) \quad \ln XUV_t = d_0 + d_1 \ln X_t + d_2 \ln P_t + d_3 \ln YP_t + d_4 \ln XUV_{t-1} + u_t$$

όπου:

$e_t, u_t$ : Όροι σφάλματος (λευκοί θόρυβοι).

Τα αναμενόμενα από την οικονομική θεωρία πρόσημα είναι:

$(c_2, c_3, d_1, d_2, d_4) > 0$  ενώ  $(c_1, d_3) < 0$

Από την (2.4) και το συντελεστή  $d_1$  προκύπτει η ελαστικότητα προσφοράς ως προς την τιμή ( $\beta_1$ ), αφού  $d_1 = \lambda / (1 + \lambda \beta_1) \Rightarrow \beta_1 = (1/d_1) - (1/\lambda)$

όπου ( $\lambda > 0$ ): ο συντελεστής της ταχύτητας προσαρμογής των τιμών εξαγωγών ( $\Delta \log XUV_t$ ) στην υπερβάλλουσα προσφορά τους ( $\log X_t - \log X_t^s$ )<sup>6</sup>.

Στο G- $K_{YA}$  χρησιμοποιείται η ίδια ονοματολογία όπως και στο G- $K_{YI}$ , ενώ η ερμηνεία των συντελεστών είναι ανάλογη. Οι συγγραφείς περιέλαβαν στο δείγμα τους εκτός των ΗΠΑ και Ιαπωνίας, τις ευρωπαϊκές χώρες Βέλγιο, Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Ολλανδία και Μεγάλη Βρετανία. Χρησιμοποίησαν τριμηνιαίες παρατηρήσεις για την περίοδο 1955-70. Το G- $K_{YI}$  εκτιμήθηκε με γραμμική FIML (εκτός από εκείνο της Ιαπωνίας, όπου χρησιμοποιήθηκε TSLS), ενώ το G- $K_{YA}$  με μη-γραμμική FIML.

Σημειώνεται ότι πρέπει να δοθεί ιδιαίτερη προσοχή στην ερμηνεία των στατιστικών προς αξιολόγηση των εκτιμήσεων που παρατίθενται, αφού αυτές διαφέρουν από τις συνήθειες των παλινδρομήσεων μιας εξίσωσης με OLS εκτιμητές. Για παράδειγμα, αναφέρονται τα t-statistics που εδώ (ΣΤΠΕ) ακολουθούν ασυμπτωτικά κανονική κατανομή (γι' αυτό μιλάμε για "quasi-T" κατανομή). Επίσης, ο συντελεστής προσδιορισμού (εδώ) παίρνει τιμές από  $-\infty$  έως 1 ( $-\infty < R^2 < 1$ ) και επομένως χαμηλές τιμές  $R^2$ , δε σημαίνει μικρή προσαρμοστικότητα του εκτιμηθέντος

<sup>6</sup> Goldstein, M. and Khan, M.S. (1978), όπου παραπάνω, σελ. 278.

υποδείγματος στα πραγματικά δεδομένα. Το θέμα της ερμηνείας των συνήθως χρησιμοποιούμενων στατιστικών τονίζεται και για τα μέτρα αξιολόγησης της αυτοσυσχέτισης, όπως η D-W-statistic, οι ιδιότητες της οποίας την μετατρέπουν σε απρόσφορη συνάρτηση ελέγχου, αφού οι εκτιμητές μας εδώ είναι FIML.

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των Goldstein-Khan (1978) παρουσιάζονται στον Πίνακα Π.3.1.

Από την εκτίμηση του συντελεστή  $b_1$  της εξίσωσης (3.2) του G-K<sub>γ1</sub> προκύπτει η μακροχρόνια τιμή της ελαστικότητας προσφοράς εξαγωγών ως προς την τιμή τους ( $\hat{\beta}_1$ ), την οποία συμβολίζουμε με  $\varepsilon_p^s$ . Αντίστοιχα ισχύουν και για την εξίσωση (3.4) του G-K<sub>γA</sub> ( $d_1 \rightarrow \varepsilon_p^s$ ). Όλοι οι εκτιμηθέντες συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί σε  $\alpha = 5\%$  και έχουν το αναμενόμενο θετικό πρόσημο. Αυτό μεταφράζει το γεγονός ότι οι καμπύλες προσφοράς εξαγωγών των υπόψη ευρωπαϊκών χωρών, καθώς και των ΗΠΑ και Ιαπωνίας, έχουν την “ορθόδοξη” θετική κλίση.

Αντίθετα, το αναμενόμενο μέγεθος, π.χ. για τον  $b_1$ , έχει μόνο η Γερμανία ( $\varepsilon_p^s = 4,6$ ) από τις ευρωπαϊκές χώρες, ενώ Ολλανδία και Γαλλία έχουν  $b_1$  μεσαίου μεγέθους και οι υπόλοιπες υψηλό.

**Πίνακας Π.3.1**

Εκτιμήσεις (FIML) των συντελεστών  $b_1$  της μεταβλητής “Εξαγώμενη Ποσότητα”, στην Εξίσωση Τιμών Εξαγωγών (3.2) του G-K<sub>Υ1</sub> και  $d_1$  της ίδιας μεταβλητής, στην εξίσωση Τιμών Εξαγωγών (3.4) του G-K<sub>ΥΑ</sub> (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1955:1-1970:4)

|            | Εξίσωση (3.2)                                   |       |                       | Εξίσωση (3.4)  |        |                       |
|------------|---|-------|-----------------------|--|--------|-----------------------|
|            | $b_1 \left[ \varepsilon_p^s = b_1^{-1} \right]$ |       |                       | $d_1 \left[ \varepsilon_p^s = \frac{1}{d_1} - \frac{1}{\lambda} \right]$ |        |                       |
| Βέλγιο     | 0,815<br>(3,21)                                 | [1,2] | R <sup>2</sup> =0,881 | 0,162<br>(4,17)  | [1,6]  | R <sup>2</sup> =0,635 |
| Ολλανδία   | 0,400<br>(5,57)                                 | [2,5] | R <sup>2</sup> =0,854 | 0,269<br>(3,95)  | [2,3]  | R <sup>2</sup> =0,881 |
| Γαλλία     | 0,528<br>(3,45)                                 | [1,9] | R <sup>2</sup> =0,831 | 0,244<br>(3,35)  | [1,3]  | R <sup>2</sup> =0,937 |
| Γερμανία   | 0,219<br>(2,55)                                 | [4,6] | R <sup>2</sup> =0,813 | 0,041<br>(2,06)  | [1,2]  | R <sup>2</sup> =0,925 |
| Ιταλία     | 0,891<br>(2,55)                                 | [1,1] | R <sup>2</sup> =0,817 | 0,123<br>(1,96)  | [2,0]  | R <sup>2</sup> =0,571 |
| Μ.Βρετανία | 0,691<br>(7,68)                                 | [1,4] | R <sup>2</sup> =0,830 | 0,248<br>(5,28)  | [0,8]  | R <sup>2</sup> =0,979 |
| Η.Π.Α.     | 0,152<br>(3,19)                                 | [6,6] | R <sup>2</sup> =0,845 | 0,067<br>(2,67)  | [3,9]  | R <sup>2</sup> =0,886 |
| Ιαπωνία    | 0,346<br>(1,45)                                 | [2,9] | R <sup>2</sup> =0,840 | 0,072<br>(2,71)  | [-0,1] | R <sup>2</sup> =0,887 |

Οι αριθμοί στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές “quasi-T”-statistics, ενώ οι αριθμοί στις αγκύλες τις ελαστικότητες προσφοράς ως προς την τιμή ( $\varepsilon_p^s$ ).

*Πηγή:* Goldstein-Khan (1978)

Όσον αφορά τη συμβολή του Herd (1987)<sup>7</sup>, ο συγγραφέας εργαζόμενος για τον τομέα του παγκόσμιου εμπορίου του υποδείγματος INTERLINK του ΟΟΣΑ, κατασκεύασε εξισώσεις τιμών εξαγωγών και εισαγωγών, στις οποίες οι διμερείς προσδιοριστικοί τους παράγοντες διαμορφώνονται με συνέπεια και αλληλεξάρτηση. Παρόλα αυτά, εξειδικευμένη διμερής πληροφόρηση δε χρειάστηκε εκτός από τις (διμερείς) συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Τα προτεινόμενα υποδείγματα τιμών εξαγωγών και εισαγωγών έχουν δύο ιδιαίτερα χαρακτηριστικά. Επιτρέπουν, πρώτον, να εκτιμηθεί στατιστικά η ύπαρξη ή όχι “διακριτικής τιμολογιακής πολιτικής” του ίδιου εξαγωγέα, που δραστηριοποιείται σε διαφορετικές αγορές, και, δεύτερον, τη μη πλήρη αντανάκλαση (less than full

<sup>7</sup> Herd R. (1987), “Import and Export Price Equations for Manufactures”, *Working Papers No 43, OECD*.

pass-through) των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας στις τιμές των εισαγωγών.

Ο Herd για την εξειδίκευση των εξισώσεων ξεκινά από τη γενική αρχή ότι σε μια “διμερή” αγορά (εγχώριοι και ξένοι παραγωγοί), η οποία συνιστά τμήμα της παγκόσμιας, οι τιμές εξαρτώνται από το κόστος παραγωγής ( $C_i$ ) και τις τιμές των ανταγωνιστών ( $XUV_{c_j}$ ). Εφαρμόζοντας αυτήν την αρχή στις εξαρτημένες μεταβλητές για τις οποίες ενδιαφέρεται, ο συγγραφέας καταλήγει στις εξισώσεις τιμών εξαγωγών (3.5) και εισαγωγών (3.6) τις οποίες τελικά εκτιμά.

Ειδικότερα η εξίσωση των τιμών των εξαγωγών προκύπτει ξεκινώντας από τη βασική αρχή:

$$(H.1) \quad XUV_{ij} = \alpha_i C_i + (1-\alpha_i) XUV_{c_{ij}}$$

$$(H.2) \quad XUV_{c_{ij}} = e_j MUV_j + (1-e_j) PDOM_j$$

Με αντικατάσταση της (H.2) στην (H.1) έχουμε:

$$(H.3) \quad XUV_{ij} = \alpha_i C_i + (1-\alpha_i) [e_j MUV_j + (1-e_j) PDOM_j]$$

όπου:

$XUV_{ij}$ : οι τιμές εξαγωγών του (i) εξαγωγέα στην (j) αγορά.

$C_i$ : το κόστος παραγωγής του (i) εξαγωγέα.

$XUV_{c_{ij}}$ : οι τιμές των ανταγωνιστών του (i) εξαγωγέα στη (j) αγορά.

$MUV_j$ : γενικό επίπεδο τιμών εισαγωγών στη (j) αγορά.

$PDOM_j$ : εγχώριο επίπεδο τιμών της (j) αγοράς.

Στην (H.3) υπονοούνται δύο υποθέσεις:

- 1) Ο συντελεστής ( $\alpha_i$ ) του κόστους παραγωγής ορισμένου εξαγωγέα παραμένει σταθερός για όλες τις εξαγωγικές αγορές και, κατά συνέπεια, η αντανάκλαση (pass-through) του κόστους στις τιμές είναι ίδια σε όλες τις αγορές.
- 2) Ο μηχανισμός διαμόρφωσης των τιμών των ανταγωνιστών ( $XUV_{c_{ij}}$ ) είναι ανεξάρτητος του (i) εξαγωγέα. Οι τιμές των ανταγωνιστών προσδιορίζονται πλήρως στην αγορά εισαγωγής (j) όπου εξάγει ο (i) εξαγωγέας, από τον ανταγωνισμό εγχώριων και ξένων παραγωγών. Ο Herd, εξάλλου, σημειώνει ότι

στον συγκεκριμένο μηχανισμό διαμόρφωσης των τιμών των ανταγωνιστών ( $XUV_{cj}$ ) καλή αντιπροσωπευτική μεταβλητή τους (proxy variable) θεωρείται, το γενικό επίπεδο των τιμών των εισαγωγών ( $MUV_j$ ) της υπόψη αγοράς.

Έτσι από την (H.3) αθροίζοντας για όλες τις (j) εξαγωγικές αγορές καταλήγουμε στην προς εκτίμηση εξίσωση τιμών των εξαγωγών.

$$(3.5) \quad XUV_i = a_i C_i + (1 - a_i) \sum_j x_{ij} [e_j MUV_j + (1 - e_j) PDOM_j]$$

όπου:

$x_{ij}$ : Το μερίδιο της (j) αγοράς στις εξαγωγές της (i) χώρας-εξαγωγέα, [δηλαδή  $x_{ij} = (X_{ij}/TX_i)$ ].

Ανάλογη διαδικασία ακολουθείται και για την εξειδίκευση της εξίσωσης των τιμών εισαγωγών<sup>8</sup>. Ο συγγραφέας καταλήγει στην εξίσωση (3.6).

$$(3.6) \quad MUV_i = g_j Q_j + (1 - g_j) PDOM_j$$

όπου:

$MUV_j$ : τιμές εισαγωγών στην (j) αγορά.

$$g_j = \sum_j m_{ij} \alpha_i / \left[ 1 - e_j \sum_j m_{ij} (1 - \alpha_i) \right]$$

$m_{ij}$ : Η σπουδαιότητα της (i) χώρας-εξαγωγέας στην (j) εισαγωγική αγορά.

$Q_j = \sum_i m_{ij} \alpha_i C_i / \sum_i m_{ij} \alpha_i$ : Μεταβλητή που ενσωματώνει το κόστος του (i) εξαγωγέα.

Ως μέθοδος εκτίμησης χρησιμοποιείται η OLS με επαναληπτική διαδικασία ανάμεσα στις (3.5) και (3.6). Αυτή ξεκινά με αρχικές εκτιμήσεις για το διάνυσμα ( $e_j$ ), οι οποίες στη συνέχεια χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση του διανύσματος των συντελεστών ( $\alpha_i$ ). Με δεδομένες τις τιμές των ( $\alpha_i$ ) υπολογίζεται η μεταβλητή ( $Q_j$ ) και έτσι εκτιμάται η ( $g_j$ ). Η τελευταία χρησιμεύει στον υπολογισμό νέων τιμών του διανύσματος ( $e_j$ ), κ.ο.κ.

<sup>8</sup> Herd (1987), όπου παραπάνω, σελ. 13.

Οι μεταβλητές έχουν μετασχηματιστεί σε διαφορές λογαρίθμων και η περίοδος δείγματος εκτείνεται στη δεκαετία του '70 (1970:1-1980:1), με τριμηνιαίες παρατηρήσεις, από την αναλυτική βάση δεδομένων του ΟΟΣΑ (Διεύθυνση Οικονομικών και Στατιστικής, Τμήμα Ισοζυγίου Πληρωμών). Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του Herd (1987) για τις χώρες που ενδιαφερόμαστε, παρουσιάζονται συνοπτικά στον Πίνακα Π.3.2. Τονίζεται ότι και οι δύο εξισώσεις, τόσο αυτή των τιμών εξαγωγών όσο και αυτή των τιμών εισαγωγών, έχουν εκτιμηθεί με τον περιορισμό το άθροισμα των συντελεστών του κόστους και των τιμών των ανταγωνιστών να ισούται με τη μονάδα. Αναφορικά με την εξίσωση (3.5) παρατηρούμε ότι οι τιμές των ανταγωνιστών, ερμηνεύουν περίπου το 35% της μεταβλητικότητας των τιμών εξαγωγών. Βέβαια όσο μεγαλύτερη η εξεταζόμενη οικονομία τόσο μικρότερο το βάρος των τιμών των ανταγωνιστών στη διαμόρφωση των τιμών εξαγωγών της (price makers countries). Εντύπωση προκαλεί το εύρημα που αφορά χαμηλούς συντελεστές των τιμών των ανταγωνιστών σε μικρές χώρες, κάτι που σημαίνει ότι αυτές φαίνεται να λειτουργούν ως price makers. Αυτό πιθανώς συμβαίνει επειδή ακολουθούν πολιτική διαφοροποίησης εξαγωγών.

Όσον αφορά τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων της εξίσωσης (3.6) των τιμών των εισαγωγών παρατηρούμε ότι κατά μέσο όρο μόνο το 25% της μεταβλητικότητας τους ερμηνεύεται από τις εγχώριες τιμές (PDOM). Κατά συνέπεια αποδεικνύεται ότι οι τιμές εισαγωγών προσδιορίζονται κατά 75% από τις μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών και του κόστους της παραγωγής τους. Εξαιρέση αποτελούν η Ιταλία και η Ιαπωνία, για τις οποίες οι δύο τελευταίες μεταβλητές προσδιορίζουν σχεδόν 100% τις τιμές των εισαγωγών τους.

**Πίνακας Π.3.2**

Εκτιμήσεις (SURE) των συντελεστών (1-α<sub>i</sub>) της μεταβλητής “Τιμές Ανταγωνιστών” στην εξίσωση Τιμών Εξαγωγών (3.5) και (1-β<sub>j</sub>) της ίδιας μεταβλητής στην εξίσωση Τιμών Εισαγωγών (3.6) (τριμηνιαίες παρατηρήσεις, 1970:01-1980:01)

|            | Εξίσωση (3.5) |  | Εξίσωση (3.6) |  |
|------------|---------------|--|---------------|--|
|            | XUV c         |  | MUV d         |  |
| Αυστρία    | 0,21          | R <sup>2</sup> =0,48<br>SE=0,0198<br>DW=1,79 | 0,26          | R <sup>2</sup> =0,21<br>SE=0,0168<br>DW=2,06 |
| Βέλγιο     | 0,28          | R <sup>2</sup> =0,35<br>SE=0,0230<br>DW=1,56 | 0,35          | R <sup>2</sup> =0,54<br>SE=0,0226<br>DW=1,74 |
| Δανία      | 0,55          | R <sup>2</sup> =0,78<br>SE=0,0093<br>DW=1,62 | 0,34          | R <sup>2</sup> =0,76<br>SE=0,0111<br>DW=2,28 |
| Ιρλανδία   | 0,31          | R <sup>2</sup> =0,49<br>SE=0,0206<br>DW=1,58 | 0,25          | R <sup>2</sup> =0,93<br>SE=0,0118<br>DW=2,40 |
| Ολλανδία   | 0,31          | R <sup>2</sup> =0,28<br>SE=0,0136<br>DW=1,72 | 0,28          | R <sup>2</sup> =0,73<br>SE=0,0100<br>DW=2,29 |
| Σουηδία    | 0,24          | R <sup>2</sup> =0,73<br>SE=0,0185<br>DW=1,91 | 0,31          | R <sup>2</sup> =0,80<br>SE=1,67<br>DW=0,0123 |
| Φινλανδία  | 0,44          | R <sup>2</sup> =0,61<br>SE=0,0300<br>DW=2,25 | 0,05          | R <sup>2</sup> =0,63<br>SE=0,0192<br>DW=2,02 |
| Γαλλία     | 0,42          | R <sup>2</sup> =0,69<br>SE=0,0141<br>DW=2,06 | 0,13          | R <sup>2</sup> =0,73<br>SE=0,0221<br>DW=1,90 |
| Γερμανία   | 0,16          | R <sup>2</sup> =0,77<br>SE=0,0152<br>DW=1,79 | 0,37          | R <sup>2</sup> =0,53<br>SE=0,0201<br>DW=1,74 |
| Ιταλία     | 0,61          | R <sup>2</sup> =0,39<br>SE=0,0227<br>DW=2,16 | 0,01          | R <sup>2</sup> =0,33<br>SE=0,0369<br>DW=2,36 |
| Μ.Βρετανία | 0,26          | R <sup>2</sup> =0,93<br>SE=0,0133<br>DW=1,86 | 0,24          | R <sup>2</sup> =0,92<br>SE=0,0111<br>DW=1,91 |
| ΗΠΑ        | 0,13          | R <sup>2</sup> =0,61<br>SE=0,0234<br>DW=1,92 | 0,43          | R <sup>2</sup> =0,39<br>SE=0,0226<br>DW=1,49 |
| Ιαπωνία    | 0,56          | R <sup>2</sup> =0,76<br>SE=0,0228<br>DW=1,97 | 0,01          | R <sup>2</sup> =0,87<br>SE=0,0296<br>DW=2,38 |

Πηγή: Herd (1987)



### 3.1.1β Έμμεσες “Ασθενείς” Μέθοδοι: οι Συμβολές των Artus (1974) και Spencer (1984).

Επειδή η συναλλαγματική ισοτιμία δε χρησιμοποιείται άμεσα ως ανεξάρτητη μεταβλητή των τιμών εξαγωγών και εισαγωγών, η μεθοδολογία αυτής της παραγράφου (3.1.1) έχει χαρακτηριστεί ως “Έμμεση”. Επιπλέον, όταν η ισοτιμία δύο νομισμάτων δε λαμβάνεται καθόλου υπόψη στα σχετικά οικονομικά υποδείγματα, μιλάμε για “Ισχυρές” μεθόδους. Αντίθετα, όταν η τιμή του εθνικού νομίσματος χρησιμοποιείται στην κατασκευή του σταθμικού δείκτη τιμών των ανταγωνιστών, αναφερόμαστε στις “Ασθενείς” Έμμεσες Μεθόδους προσδιορισμού των τιμών του Εξωτερικού Εμπορίου. Σε αυτές, κεντρική θέση έχουν τα υποδείγματα που πρότειναν οι Artus (1974) και Spencer (1984).

Ο Artus (1974)<sup>9</sup> εξειδικεύει δύο εξισώσεις τιμών εξαγωγών για βιομηχανικά προϊόντα συνδυάζοντας την Παραδοσιακή Μικροοικονομική Θεωρία Μακροχρόνιων Τιμών Ισορροπίας, με τη “Νέα-Μικροοικονομική Ανάλυση Βραχυχρόνιων Αποφάσεων Άριστης Τιμολόγησης”. Η πρώτη εξίσωση προσδιορίζει τις τιμές των συμβολαίων εξαγωγών (Export Contract Prices) βραχυχρόνια, ενώ η δεύτερη το δείκτη μέσης αξίας (Unit Value Index) εξαγωγών, μέσω μιας δυναμικής διαδικασίας, με εξειδίκευση του χρόνου προσαρμογής. Έτσι και με τις δύο εξισώσεις δίνεται ιδιαίτερη έμφαση στα αποτελέσματα των συναλλαγματικών ισοτιμιών (Exchange Rate Effects), τόσο στο μέγεθος όσο και στο χρόνο επίδρασής τους, πάνω στις τιμές εξαγωγών.

Με την εξίσωση (3.7) προσδιορίζονται οι τιμές των συμβολαίων εξαγωγών βραχυχρόνια.

$$\begin{aligned}
 \ln(PX) = & C + \phi \nu \ln(W^e) - \phi(\nu/\sigma) \ln(Y/L)^e \\
 & + \phi r(t) + \phi(1 - \nu) \ln(PMa^e) + \phi \ln(1 + T) \\
 & + (1 - \phi) \ln(PX_{-1}) + \gamma \ln(PX^* \cdot R/PX_{-1}^* \cdot R_{-1}) \\
 & - \xi \ln(Y/Y_f^e) + \nu
 \end{aligned}
 \tag{3.7}$$

όπου:

<sup>9</sup> Artus, J.R. (1974), “The Behaviour of Export Prices for Manufactures”, *I.M.F. Staff Papers*, vol.21, no 3, November.

|             |  |
|-------------|--|
| PX:         | τιμές συμβολαίων εξαγωγών, σε εθνικό νόμισμα.                            |
| W:          | μέσο ωρομίσθιο.  |
| Y:          | συνολική Παραγωγή (για την εγχώρια και την αγορά εξαγωγών).              |
| L:          | αμοιβόμενη εργασία (εργατοώρες).   |
| $(Y/L)^e$ : | άριστη μακροχρόνια προβλεπόμενη αξία προϊόντος, ανά εργαζόμενο, ανά ώρα. |
| t:          | χρόνος.  |
| $PMa^e$ :   | μέσο προβλεπόμενο επίπεδο τιμών της αγοράς (market prices).              |
| T:          | δασμοί.  |
| $PX^*$ :    | σταθμικός δείκτης τιμών εξαγωγών των ανταγωνιστών.                       |
| R:          | μέση συναλλαγματική ισοτιμία όψεως.                                      |
| $Y_f^e$ :   | άριστο μακροχρόνια προβλεπόμενο επίπεδο παραγωγής.                       |

Η δεύτερη εξίσωση (3.8) του Artus (1974) προσδιορίζει το δείκτη τιμών εξαγωγών μακροχρόνια, προβλέποντας μια δυναμική διαδικασία προσαρμογής.

$$(3.8) \quad \ln(XUV) = a + b_1 \ln(Y/L)_{0-4} + b_2 \ln(W)_{0-4} + b_3 \ln(PMa)_{0-4} + b_4 \ln(XUV - c)_{0-4} + b_5 \ln(Y/Y_f^e)_{0-4}$$

όπου:

ο υποδείκτης 0-4 στις μεταβλητές εκφράζει τις περιόδους υστέρησης της υπόψη ερμηνευτικής μεταβλητής.

Τα αποτελέσματα της εργασίας του Artus (1974) που αναφέρονται στο δείκτη τιμών εξαγωγών των ανταγωνιστών ως προσδιοριστικό παράγοντα των εθνικών τιμών εξαγωγών παρουσιάζονται στους Πίνακες Π.3.3α και Π.3.3β.

Για την εκτίμηση με OLS της εξίσωσης (3.7), ο συγγραφέας χρησιμοποιεί εξαμηνιαίες παρατηρήσεις, ενώ για την (3.8) τριμηνιαίες. Η περίοδος του δείγματος είναι 1958-72 ενώ εξετάζονται τρεις ευρωπαϊκές χώρες η Γαλλία, η Γερμανία και η Μεγάλη Βρετανία εκτός από τις Η.Π.Α. και Ιαπωνία.

Αναφορικά με τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα Π.3.3α είναι αξιοσημείωτο το χαμηλό μέγεθος του εκτιμηθέντος συντελεστού  $\gamma$  για τη Μεγάλη

Βρετανία, έναντι των άλλων ευρωπαϊκών χωρών. Το φαινόμενο αυτό θα μπορούσε να ερμηνευθεί είτε από τη μικρή εξαγωγική προσπάθεια των Βρετανών είτε από την έντονη διαφοροποίηση των προϊόντων τους, τα οποία έτσι δεν αντιμετωπίζουν έντονο ανταγωνισμό στο επίπεδο της τιμής. Εξάλλου η προσαρμογή των δεικτών μέσης αξίας εξαγωγών στις μεταβολές των αντίστοιχων τιμών των ανταγωνιστών, η οποία φαίνεται στον Πίνακα Π.3.3β, είναι μακρόχρονη για τη Γαλλία και τη Γερμανία, ενώ σχετικά σύντομη για τη Μεγάλη Βρετανία. Για παράδειγμα, μια αύξηση των τιμών εξαγωγών των ανταγωνιστών κατά 1% οδηγεί σε αύξηση των τιμών εξαγωγών της Γαλλίας ή της Γερμανίας κατά 2-3% ακόμα και μετά από δύομιση περίπου χρόνια.

**Πίνακας Π.3.3α**

Εκτιμήσεις (OLS) του συντελεστή  $\gamma$  της μεταβλητής  
 “Τιμές Εξαγωγών των Ανταγωνιστών” στην εξίσωση Τιμών Εξαγωγών (3.7)  
 (εξαμηνιαίες παρατηρήσεις: 1958:1-1972:2)

|             | $\hat{\gamma}$   |                               |
|-------------|------------------|-------------------------------|
| Γαλλία      | 0,414<br>(6,000) | $\bar{R}^2=0,801$<br>DW=2,056 |
| Γερμανία    | 0,358<br>(2,930) | $\bar{R}^2=0,683$<br>DW=1,984 |
| Μ. Βρετανία | 0,110<br>(1,800) | $\bar{R}^2=0,825$<br>DW=1,593 |
| Η.Π.Α.      | 0,087<br>(0,920) | $\bar{R}^2=0,751$<br>DW=1,898 |
| Ιαπωνία     | 0,544<br>(5,700) | $\bar{R}^2=0,780$<br>DW=1,886 |

Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

*Πηγή:* Artus (1974)

**Πίνακας Π.3.3β**

Εκτιμήσεις (OLS) του συντελεστή  $b_4$  της μεταβλητής  
 “Τιμές Εξαγωγών των Ανταγωνιστών”, στην εξίσωση Τιμών Εξαγωγών (3.8).  
 Συνολικές Ελαστικότητες των Εγχώριων Τιμών Εξαγωγών  
 ως προς το Μέσο Σταθμικό των Τιμών Εξαγωγών των Ανταγωνιστών.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1958:1-1972:4)

|          | Γαλλία | Γερμανία | Μ.Βρετανία | ΗΠΑ  | Ιαπωνία |
|----------|--------|----------|------------|------|---------|
| 0        | 0,12   | 0,10     | 0,03       | 0,03 | 0,19    |
| 1-2      | 0,40   | 0,33     | 0,10       | 0,08 | 0,47    |
| 3-4      | 0,32   | 0,34     | 0,08       | 0,06 | 0,42    |
| 5-6      | 0,25   | 0,32     | 0,06       | 0,04 | 0,33    |
| 7-8      | 0,20   | 0,31     | 0,04       | 0,03 | 0,25    |
| 9-10     | 0,16   | 0,29     | 0,02       | 0,02 | 0,20    |
| $\infty$ | 0,00   | 0,00     | 0,00       | 0,00 | 0,00    |

Πηγή: Artus (1974)

Αναφορικά με την εργασία του Spencer (1984)<sup>10</sup>, ο συγγραφέας επεκτείνει το υπόδειγμα του παγκόσμιου εμπορίου των Deppler-Ripley (1978)<sup>11</sup>, που χρησιμοποιούσε η Διεύθυνση Ερευνών του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου για την εκτίμηση συναρτήσεων τιμών εξαγωγών και εισαγωγών βιομηχανικών χωρών.

Η παρακάτω εξίσωση (3.9) είναι αυτή που προτείνει ο Spencer (1984) για τις τιμές εξαγωγών.

$$(3.9) \quad \begin{aligned} \Delta \ln XUV_i &= a_1 \Delta \ln PRM_i + a_2 \Delta \ln NULC_i \\ &+ a_3 \Delta \ln (POIL \cdot RID_i) + a_4 \Delta \ln (XUV_{-i} \cdot RID_i) \\ &+ a_5 \ln (NULC_i / ULC_i) \end{aligned}$$

με τον περιορισμό  $a_1 + a_2 + a_3 + a_4 = 1$

όπου:

$XUV_i$ : δείκτης μέσης αξίας εξαγωγών βιομηχανικών προϊόντων, της χώρας  $i$ , σε εγχώριο νόμισμα, (1970=100).

$PRM$ : δείκτης εγχώριου κόστους πρώτων υλών στη χώρα  $i$ , στο νόμισμά της, (1970=100).

$NULC_i$ : δείκτης φυσικού μοναδιαίου κόστους εργασίας βιομηχανικών προϊόντων, στη χώρα  $i$ , στο νόμισμά της, (1970=100).

<sup>10</sup> Spencer, G.H. (1984), “The World Trade Model: Revised Estimates”, *I.M.F. Staff Papers*, vol.31, no 3, pp. 469-98.

<sup>11</sup> Deppler, M.C. and Ripley, D.M. (1978), “The World Trade Model: Merchandise Trades”, *I.M.F. Staff Papers*, vol.25, pp.147-206.

- POIL:** σταθμικός δείκτης μέσης αξίας εξαγωγών πετρελαίου των κυριότερων πετρελαιοπαραγωγών-εξαγωγέων, σε δολάρια ΗΠΑ (1970=100).
- RID<sub>i</sub>:** δείκτης της μέσης ισοτιμίας όψεως του νομίσματος της χώρας *i* έναντι του δολλαρίου ΗΠΑ (1970=100).
- XUV<sub>-c<sub>i</sub></sub>:** σταθμικός δείκτης μέσης αξίας εξαγωγών βιομηχανικών προϊόντων των ανταγωνιστών της χώρας *i*, σε δολάρια ΗΠΑ.
- ULC<sub>i</sub>:** μοναδιαίο κόστος εργασίας στη χώρα *i*, στο νόμισμά της (1970=100).

Η εξίσωση (3.9) εκφράζει τον ποσοστιαίο ρυθμό μεταβολής των τιμών των εξαγωγών της χώρας *i* σαν συνάρτηση των αντίστοιχων ρυθμών μεταβολής τριών κατηγοριών εγχώριου κόστους εισροών (πρώτες ύλες, εργασία και ενέργεια), το ρυθμό μεταβολής των τιμών εξαγωγών των ανταγωνιστών σε εγχώριο (*i*) νόμισμα και μια μεταβλητή που εκφράζει κυκλικές κινήσεις του μοναδιαίου κόστους εργασίας.

Ο περιορισμός  $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 = 1$  τίθεται για λόγους ομοιογένειας. Αθροιζόμενες, δηλαδή, οι υπόψη ελαστικότητες, αφού δίνουν τη μονάδα, εξασφαλίζουν ότι μια αύξηση των πηγών κόστους κατά ένα σταθερό ποσοστό θα αυξήσει εξίσου και το δείκτη τιμών εξαγωγών της χώρας *i*.

Στην εξίσωση (3.10) ο Spencer (1984) προσδιορίζει τις τιμές εισαγωγών της χώρας *i*, ευθέως ως συνάρτηση του μέσου γεωμετρικού των τιμών εξαγωγών των ανταγωνιστών της:

$$(3.10) \quad \Delta \ln MUV_i = b_1 \Delta \ln (XUV_{-c_i} \cdot RID_i)$$

με τον περιορισμό  $b_1 = 1$

όπου:

**MUV:** Δείκτης μέσης αξίας εισαγωγών της χώρας *i*.

**Πίνακας Π.3.4α**

Εκτιμήσεις (OLS) του συντελεστού  $a_4$  της μεταβλητής  
 “Τιμές Εξαγωγών των Ανταγωνιστών”, στην εξίσωση Τιμών Εξαγωγών (3.9)  
 (εξαμηνιαίες παρατηρήσεις 1962:1-1979:2)

|                         | $\hat{a}_4(t)$   | $\hat{a}'_4(t-1)$ | $\hat{a}''_4(\Sigma t)$ |                                |
|-------------------------|------------------|-------------------|-------------------------|--------------------------------|
| Αυστρία                 | 0,218<br>(1,02)  | 0,608<br>(3,8)    | 0,826                   | $\bar{R}^2 = 0,28$<br>DW=2,48  |
| Βέλγιο-<br>Λουξεμβούργο | 0,225<br>(1,01)  | 0,371<br>(2,2)    | 0,596                   | $\bar{R}^2 = 0,24$<br>DW=2,00  |
| Δανία                   | 0,413<br>(3,15)  | -                 | 0,413                   | $\bar{R}^2 = 0,34$<br>DW=2,24  |
| Ολλανδία                | 0,397<br>(3,76)  | -                 | 0,397                   | $\bar{R}^2 = 0,46$<br>DW= 1,46 |
| Σουηδία                 | 0,307<br>(3,50)  | 0,271<br>(3,41)   | 0,578                   | $\bar{R}^2 = 0,64$<br>DW= 1,90 |
| Γαλλία                  | 0,561<br>(10,24) | -                 | 0,561                   | $\bar{R}^2 = 0,64$<br>DW=1,89  |
| Δ.Γερμανία              | 0,212<br>(2,1)   | 0,394<br>(6,22)   | 0,606                   | $\bar{R}^2 = 0,65$<br>DW=1,72  |
| Ιταλία                  | 0,245<br>(2,23)  | 0,329<br>(2,91)   | 0,574                   | $\bar{R}^2 = 0,59$<br>DW= 2,15 |
| Μ.Βρετανία              | 0,439<br>(3,32)  | 0,346<br>(6,81)   | 0,785                   | $\bar{R}^2 = 0,81$<br>DW= 1,81 |
| Η.Π.Α.                  | 0,204<br>(2,02)  | -                 | 0,204                   | $\bar{R}^2 = 0,63$<br>DW= 1,86 |
| Ιαπωνία                 | 0,405<br>(3,83)  | -                 | 0,405                   | $\bar{R}^2 = 0,47$<br>DW= 1,87 |

Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

*Πηγή:* Spencer (1984)

**Πίνακας Π.3.4β**

Εκτιμήσεις (OLS) του συντελεστού  $b_1$  της μεταβλητής “Τιμές Εξαγωγών των Ανταγωνιστών”, στην εξίσωση Τιμών Εισαγωγών (3.10).  
(εξαμηνιαίες παρατηρήσεις 1964:1-1979:2)

|                         | $b_1(t)$         | $b_1'(t-1)$     | $b_1''(\Sigma t)$ |                                |
|-------------------------|------------------|-----------------|-------------------|--------------------------------|
| Αυστρία                 | 0,841<br>(6,62)  | 0,159<br>(1,25) | 1,000             | $\bar{R}^2 = 0,38$<br>DW=1,88  |
| Βέλγιο-<br>Λουξεμβούργο | 1,016<br>(8,86)  | -               | 1,016             | $\bar{R}^2 = 0,58$<br>DW=2,13  |
| Δανία                   | 1,000            | -               | 1,000             | $\bar{R}^2 = 0,25$<br>DW=1,58  |
| Ολλανδία                | 0,518<br>(3,72)  | 0,482<br>(3,46) | 1,000             | $\bar{R}^2 = 0,29$<br>DW= 1,96 |
| Σουηδία                 | 0,884<br>(11,77) | 0,116<br>(1,55) | 1,000             | $\bar{R}^2 = 0,42$<br>DW= 1,73 |
| Γαλλία                  | 1,000            | -               | 1,000             | $\bar{R}^2 = 0,10$<br>DW=2,18  |
| Δ.Γερμανία              | 0,862<br>(9,62)  | 0,138<br>(1,54) | 1,000             | $\bar{R}^2 = 0,32$<br>DW=1,61  |
| Ιταλία                  | 0,788<br>(12,02) | 0,212<br>(3,24) | 1,000             | $\bar{R}^2 = 0,48$<br>DW= 2,05 |
| Μ.Βρετανία              | 0,894<br>(11,51) | 0,106<br>(1,36) | 1,000             | $\bar{R}^2 = 0,11$<br>DW= 1,94 |
| Η.Π.Α.                  | 0,733<br>(7,86)  | 0,267<br>(2,87) | 1,000             | $\bar{R}^2 = 0,18$<br>DW= 2,08 |
| Ιαπωνία                 | 0,833<br>(9,12)  | 0,117<br>(1,21) | 0,950             | $\bar{R}^2 = 0,31$<br>DW= 1,83 |

Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

*Πηγή:* Spencer (1984)

### 3.1.2 Άμεσες Μέθοδοι Προσδιορισμού Τιμών Εξωτερικού Εμπορίου.

Στις “άμεσες” μεθόδους προσδιορισμού των τιμών του εξωτερικού εμπορίου, η συναλλαγματική ισοτιμία χρησιμοποιείται (explicitly) στο σύνολο των ερμηνευτικών μεταβλητών των σχετικών εξισώσεων. Όταν αυτή λαμβάνεται υπόψη σε συνδυασμό με άλλες ανεξάρτητες, μιλάμε για τη “μικτή” άμεση μεθοδολογία, ενώ όταν η ισοτιμία θεωρείται ως αποκλειστική ερμηνευτική μεταβλητή των τιμών εξαγωγών και εισαγωγών αναφερόμαστε στις “καθαρές” άμεσες μεθόδους.

### 3.1.2α “Μικτές” Άμεσες Μέθοδοι: Οι Συμβολές των Kravis and Lipsey (1977) και του Spittaller (1980).

Οι Kravis-Lipsey (1977)<sup>12</sup> διακρίνουν την εθνική από τη διεθνή αγορά αγαθών. Οι συγγραφείς υποστηρίζουν ότι οι τιμές ομοιογενών αγαθών διαφέρουν, τόσο στη διεθνή αγορά (ως αποτέλεσμα των διαφορών κόστους μεταξύ χωρών προέλευσης των εξαγόμενων αγαθών) όσο και μεταξύ εθνικής και διεθνούς αγοράς (ως αποτέλεσμα τουλάχιστον της διακριτικής τιμολογιακής πολιτικής των επιχειρήσεων). Η προτεινόμενη από τους Kravis-Lipsey (1977) διαρθρωτική μορφή της εξίσωσης που εκτιμούν είναι:

$$(3.13) \quad XUV_t = a + \beta_1 ULC_t + \beta_2 CPI\_c_t + \beta_3 CPI\_c_{t-1} + \beta_4 R_t + \beta_5 R_{t-1}$$

όπου:

XUV: δείκτης μέσης αξίας εξαγωγών της εγχώριας οικονομίας.

ULC: μοναδιαίο κόστος εργασίας της εγχώριας οικονομίας.

CPI\_c: μέσος σταθμικός δείκτης τιμών καταναλωτή των ανταγωνιστριών χωρών (δείκτης τιμών ξένων αγαθών).

R: τρέχουσα ισοτιμία (μονάδες εθνικού νομίσματος ανά μονάδα δολλαρίου).

Οι συγγραφείς χρησιμοποιώντας ετήσιες παρατηρήσεις για την περίοδο 1953-74 εκτίμησαν την εξίσωση (3.13) για τις γερμανικές εξαγωγές και βρήκαν  $\hat{\beta}_4 = -0,071$  και  $\hat{\beta}_5 = -0,012$ . Αν και οι τιμές των εκτιμηθέντων συντελεστών της τρέχουσας και με μία υστέρηση ισοτιμιών ( $R_t$ ,  $R_{t-1}$ ) είναι πολύ χαμηλές, εντούτοις παρουσιάζονται υψηλότερες από εκείνες των τιμών των ξένων αγαθών ( $\hat{\beta}_2$  και  $\hat{\beta}_3$ ).

Αναφορικά με την εργασία του Spittaller (1980)<sup>13</sup>, ο συγγραφέας αξιολογεί εμπειρικά τα αποτελέσματα της μεταβολής των Όρων Εμπορίου ( $P_X/P_M$ ), από την υποτίμηση του εθνικού νομίσματος, πάνω στο Εμπορικό Ισοζύγιο (BT). Για το

<sup>12</sup> Kravis I.B. and Lipsey R.E. (1977), “Export and Domestic Prices Under Inflation and Exchange Rate Movements”, *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No 176.

<sup>13</sup> Spittaller, E. (1980), “Short-Run Effects of Exchange Rate Changes on Terms of Trade and Trade Balance”, *I.M.F. Staff Papers*, vol.27, no2.



σκοπό αυτό προτείνει τελικά δύο εξισώσεις. Η πρώτη αφορά το δείκτη μέσης αξίας εξαγωγών (XUV), ενώ η δεύτερη αυτόν των εισαγωγών (MUV).

Στη γενική τους μορφή, οι εξισώσεις που εκτιμά ο συγγραφέας είναι:

$$(3.14) \quad \Delta \ln XUV = x \left[ \Delta \ln R^{eff}(L), \Delta \ln XUV\_c(L), \Delta \ln W(L), \Delta \ln MAP(L) \right]$$

$$(3.15) \quad \Delta \ln MUV = m \left[ \Delta \ln R^{eff}(L), \Delta \ln XUV\_c(L), \Delta \ln MAP(L) \right]$$

όπου:

XUV (MUV): δείκτης μέσης αξίας εξαγωγών (εισαγωγών).

$R^{eff}$ : σταθμισμένη ισοτιμία για τα νομίσματα των χωρών των ανταγωνιστών.

XUV\_c: σταθμικός δείκτης μέσης αξίας εξαγωγών των ανταγωνιστών, όπου εκτός από τη γεωγραφική κατανομή των εγχώριων εξαγωγών λαμβάνεται επιπλέον υπόψη και το μερίδιο του κάθε ανταγωνιστή στις ξένες αγορές.

W: ωρομίσθιο.

MAP: δείκτης τιμών πρώτων υλών και ενδιάμεσων αγαθών (δηλαδή εισροών εκτός της εργασίας).

$\Delta$ : τελεστής πρώτης διαφοράς.

(L): εκφράζει την κατανομή χρονικών υστερήσεων κάθε μεταβλητής (ως τρίτου βαθμού πολυώνυμο του χρόνου).

Ο Spitaller (1980) καταλήγει στις εξισώσεις (3.14) και (3.15) ακολουθώντας δύο στάδια ανάλυσης. Στο πρώτο στοχεύει στη μαθηματική εξειδίκευση της εξίσωσης των Τιμών Συμβολαίων Εξαγωγών (Export Contract Prices, PX). Στο δεύτερο, μέσω ενός μηχανισμού μετάβασης<sup>14</sup> από τις συμβατικές τιμές εξαγωγών (PX) στο δείκτη μέσης αξίας εξαγωγών (XUV), οδηγείται στην αναλυτική μαθηματική εξειδίκευση της εξίσωσης XUV, η γενική μορφή της οποίας δίνεται από την (3.14). Ο υπόψη

<sup>14</sup> Magee S.P. (1973), "Currency Contracts Pass-Through and Devaluation", *Brookings Papers on Economic Activity*.

Artus J.R. (1975), "The 1967 Devaluation of the pound sterling", *IMF Staff Papers*, vol.22, 595-640.

Hooper P. (1976), "Forecasting U.S. Exports and Imports Prices and Volumes in a changing world economy", *U.S. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, No 99*.

μηχανισμός μετάβασης εκφράζει τις μεταβολές του δείκτη μέσης αξίας εξαγωγών (XUV), ως συνάρτηση αφενός των τρεχουσών και παρελθόντων συμβατικών τιμών εξαγωγών (PX) κι αφετέρου της συναλλαγματικής ισοτιμίας (R). Ανάλογη διαδικασία ακολουθείται και για την αναλυτική μαθηματική εξειδίκευση της (3.15).

Αναλυτικότερα, από την αντικατάσταση των εξισώσεων ζήτησης  $\left[ QX^d = d(Y_c, (PX/PX_c)) \right]$  και προσφοράς  $\left\{ QX^s = s \left[ XCP, UC(L, MA) \right] \right\}$ <sup>15</sup> εξαγωγών, στη συνθήκη ισορροπίας της αγοράς  $QX^d = QX^s = QX$ , ο Spitaller καταλήγει στην εξίσωση των τιμών συμβολαίων εξαγωγών (PX). Η τελευταία έχει τη γενική μορφή:

$$PX = c(PX_c, R^{eff}, UTC, Y_c)$$

όπου:

UTC: δείκτης κόστους παραγωγής (σταθμικός μέσος του μοναδιαίου κόστους εργασίας και λοιπών εισροών).

$Y_c$ : εισόδημα των ανταγωνιστών.

Αξίζει να σημειωθεί ότι από την εξίσωση των συμβατικών τιμών εξαγωγών (PX) μπορεί να μελετηθεί η επίδραση των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας ( $\Delta R^{eff}$ ) μέσα από τα αποτελέσματα *Ανταγωνιστικότητας-Τιμής* και *Κόστους Παραγωγής*. Εδώ διακρίνονται τρεις περιπτώσεις.

Στην πρώτη, οι συμβατικές τιμές εξαγωγών θα προσαρμοστούν πλήρως στις μεταβολές της ανταγωνιστικότητας, η οποία προκλήθηκε από την υποτίμηση/ανατίμηση του εθνικού νομίσματος, εάν είτε η ελαστικότητα προσφοράς των εξαγωγών είναι μηδέν ( $\varepsilon_p^{S(X)} = 0$ ), είτε η ελαστικότητα ζήτησής τους είναι άπειρη ( $\varepsilon_p^{D(X)} = \infty$ ).

Στη δεύτερη περίπτωση, οι συμβατικές τιμές εξαγωγών θα προσαρμοστούν επίσης τέλεια, στις μεταβολές του κόστους παραγωγής, το οποίο είναι επίσης απόρροια της μεταβολής της ισοτιμίας, εάν είτε  $\varepsilon_p^{S(X)} = \infty$  είτε  $\varepsilon_p^{D(X)} = 0$ .

<sup>15</sup> όπου:

$QX^d(QX^s)$ : ζητούμενη (προσφερόμενη) ποσότητα εξαγωγών.  
 $Y_c$ : ξένο πραγματικό εισόδημα.  
 $PX(PX_c)$ : εγχώριες (ξένες) τιμές εξαγωγών στα συμβόλαια.

Στην τρίτη περίπτωση, η προσαρμογή των τιμών συμβολαίων εξαγωγών, ύστερα από μια διαταραχή της ισοτιμίας, θα είναι η συνισταμένη των μεταβολών της ανταγωνιστικότητας και του κόστους παραγωγής.

Τα αποτελέσματα των οικονομετρικών εκτιμήσεων των (3.14) και (3.15) του Spitäller (1980) που μας ενδιαφέρουν [ $\Delta R^{eff} \rightarrow \Delta \ln XUV$  και  $\Delta \ln MUV$ ] δίνονται στον Πίνακα Π.3.5. και το Διάγραμμα Π.3.1. Η μορφή τους είναι σωρευτικά αποτελέσματα (σε μηνιαίες ποσοστιαίες μεταβολές) για τις XUV και MUV, όπως προέκυψαν από την προσομοίωση των εκτιμημένων εξισώσεων (3.14) και (3.15), δοθείσης μιας διαταραχής στην ισοτιμία (υποτίμηση) κατά 10%.

### Πίνακας Π.3.5

Σωρευτικά Αποτελέσματα (%) Υποτίμησης 10%  
στις τιμές Εξαγωγών (XUV) και Εισαγωγών (MUV), σε Εθνικό Νόμισμα,  
από τις Εκτιμηθείσες Εξισώσεις (3.14) και (3.15), αντίστοιχα.  
(μηνιαίες παρατηρήσεις: 1973:01-1978:04)

|    | Βέλγιο                                    |   | Ολλανδία                                  |   | Σουηδία                                     |  |
|----|---|---|---|---|---|--|
|    | XUV                                       | MUV                                       | XUV                                       | MUV                                       | XUV   | MUV  |
| 0  | 11  | 40  | 30  | 23  | 5   | 21   |
| 1  | 25  | 65  | 31  | 39  | -1  | 44   |
| 2  | 39  | 80  | 58  | 50  | -1  | 65   |
| 3  | 51  | 88  | 68  | 57  | 0   | 83   |
| 4  | 60  | 93  |   | 61  | 4   | 102  |
| 5  | 66  | 97  |   | 64  | 15  |  |
| 6  | 68  | 102                                       |   | 66  | 23  |  |
| 7  |   |   |   | 69  | 33  |  |
| 8  |   |   |   | 74  | 42  |  |
| 9  |   |   |   | 83  | 48  |  |
| 10 |   |   |   | 97  |   |  |
| 11 |   |   |   | 116                                       |   |  |
|    | R <sup>2</sup> =0,37<br>SEE=2,9<br>DW=1,3 | R <sup>2</sup> =0,31<br>SEE=2,4<br>DW=1,7 | R <sup>2</sup> =0,50<br>SEE=2,0<br>DW=1,1 | R <sup>2</sup> =0,66<br>SEE=2,3<br>DW=1,2 | R <sup>2</sup> =0,83<br>SEE=0,70<br>DW=0,40 | R <sup>2</sup> =0,71<br>SEE=1,0<br>DW=0,40 |

Πίνακας Π.3.5 (συνέχεια)

|    | Γαλλία                                    |   | Γερμανία                                  |   | Ιταλία                                    |   |
|----|---|---|---|---|---|---|
|    | XUV                                       | MUV                                       | XUV                                       | MUV                                       | XUV                                       | MUV                                       |
| 0  | 18  | 37  | 4   | 46  | 39  | 55  |
| 1  | 29  | 59  | 7   | 68  | 62  | 89  |
| 2  | 36  | 71  | 9   | 73  | 74  | 109                                       |
| 3  | 41  | 77  | 11  |   | 80  |   |
| 4  | 45  | 79  | 13  |   | 82  |   |
| 5  | 48  | 81  | 15  |   | 84  |   |
| 6  | 53  | 83  | 17  |   | 87  |   |
| 7  | 59  | 87  | 19  |   | 92  |   |
| 8  |   | 92  | 21  |   | 98  |   |
| 9  |   | 98  | 23  |   | 105                                       |   |
| 10 |   | 103                                       | 25  |   |   |   |
| 11 |   |   | 26  |   |   |   |
|    | R <sup>2</sup> =0,37<br>SEE=2,8<br>DW=1,4 | R <sup>2</sup> =0,57<br>SEE=1,8<br>DW=1,9 | R <sup>2</sup> =0,32<br>SEE=2,8<br>DW=1,0 | R <sup>2</sup> =0,48<br>SEE=2,2<br>DW=1,5 | R <sup>2</sup> =0,56<br>SEE=2,2<br>DW=1,5 | R <sup>2</sup> =0,63<br>SEE=2,8<br>DW=2,5 |

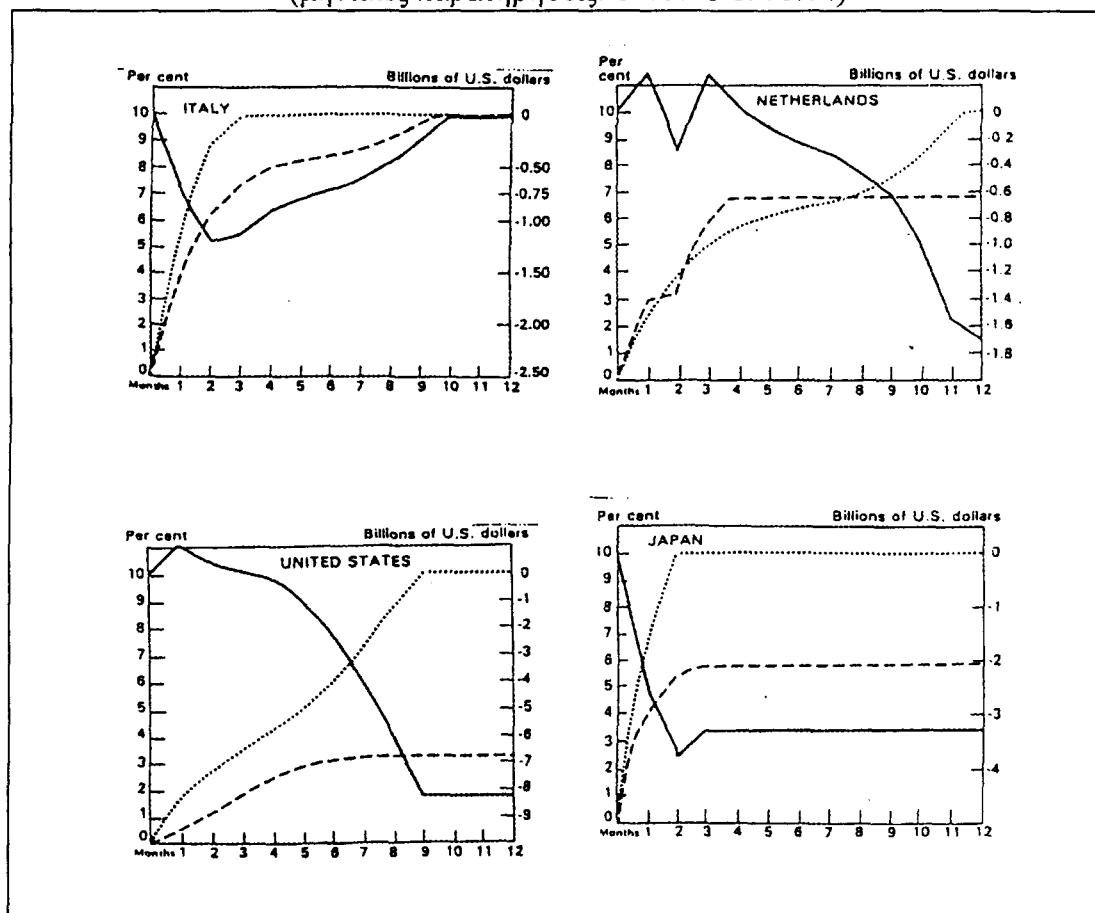
Πίνακας Π.3.5 (συνέχεια)

|    | Μεγάλη Βρετανία                           |   | Η.Π.Α.                                    |   | Ιαπωνία                                   |   |
|----|---|---|---|---|---|---|
|    | XUV                                       | MUV                                       | XUV                                       | MUV                                       | XUV                                       | MUV                                       |
| 0  | 6   | 48  | 5   | 17  | 37  | 61  |
| 1  | 11  | 74  | 12  | 27  | 53  | 115                                       |
| 2  | 15  | 86  | 19  | 34  | 59  |   |
| 3  | 20  | 90  | 25  | 41  |   |   |
| 4  | 25  | 90  | 29  | 49  |   |   |
| 5  | 30  | 90  | 31  | 59  |   |   |
| 6  | 35  | 93  | 32  | 71  |   |   |
| 7  | 40  | 98  |   | 86  |   |   |
| 8  | 45  | 106                                       |   | 102                                       |   |   |
| 9  | 50  |   |   |   |   |   |
| 10 | 54  |   |   |   |   |   |
| 11 | 56  |   |   |   |   |   |
|    | R <sup>2</sup> =0,49<br>SEE=2,5<br>DW=0,8 | R <sup>2</sup> =0,54<br>SEE=1,8<br>DW=1,0 | R <sup>2</sup> =0,61<br>SEE=2,2<br>DW=1,0 | R <sup>2</sup> =0,43<br>SEE=2,5<br>DW=1,6 | R <sup>2</sup> =0,35<br>SEE=2,0<br>DW=1,9 | R <sup>2</sup> =0,80<br>SEE=1,9<br>DW=1,9 |

Πηγή: Spittaller (1980).

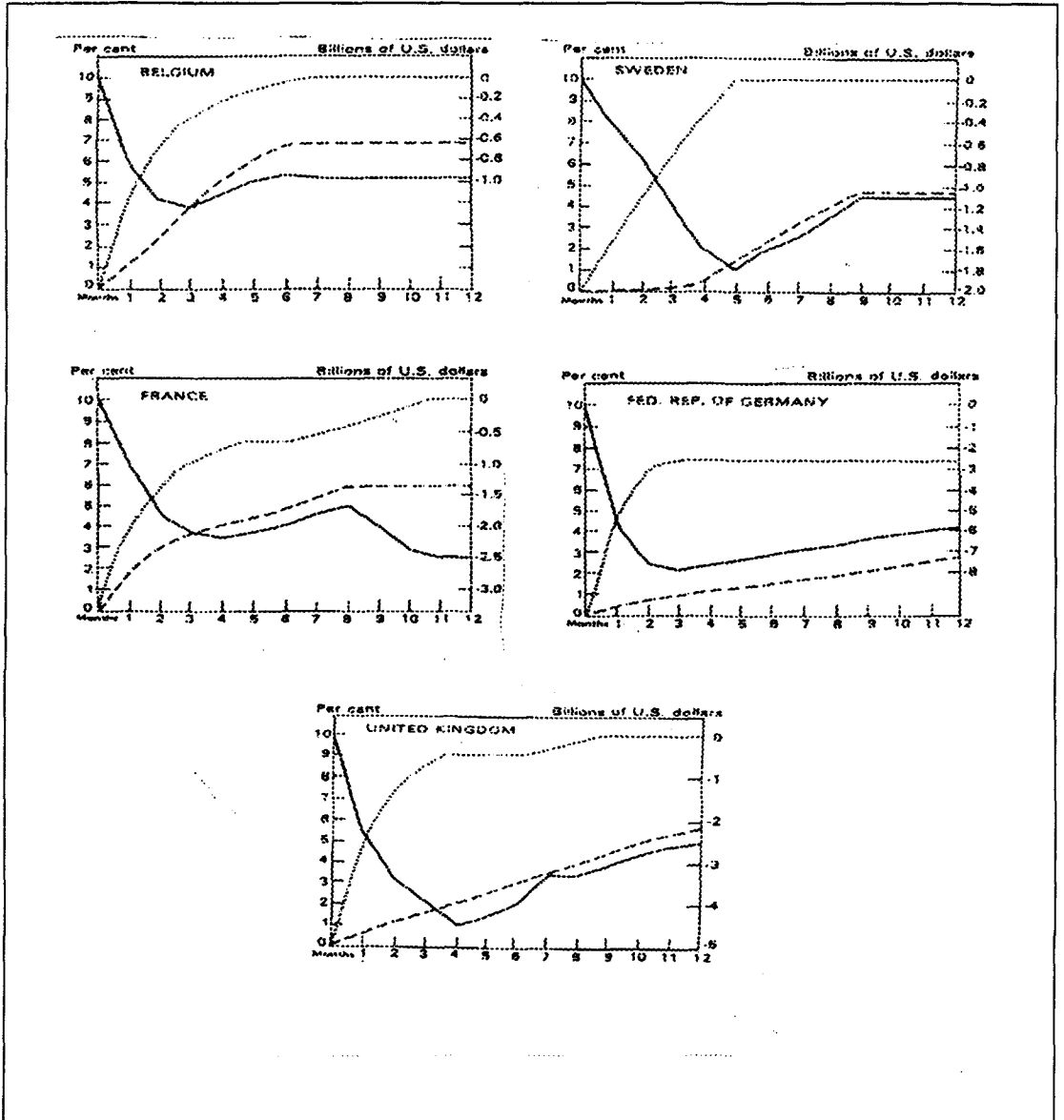
### Διάγραμμα Π.3.1.

Σωρευτικά Αποτελέσματα (%) Υποτίμησης 10%  
στις τιμές Εξαγωγών (XUV) και Εισαγωγών (MUV), σε Εθνικό Νόμισμα,  
από τις Εκτιμηθείσες Εξισώσεις (3.14) και (3.15), αντίστοιχα.  
(μηνιαίες παρατηρήσεις: 1973:01-1978:04)



Πηγή: Spittaler (1980).

Διάγραμμα Π.3.1. (συνέχεια)



Πηγή: Spittler (1980).

### 3.1.2β Καθαρές “Άμεσες” Μέθοδοι: οι συμβολές των Robinson et al. (1979) και Krugman and Baldwin (1987).

Οι Robinson, W., Webb, T.B., Townsend, M.A. (1979)<sup>16</sup> ήταν οι πρώτοι που εξειδίκευσαν συναρτήσεις τιμών εξαγωγών και εισαγωγών με αποκλειστική ερμηνευτική μεταβλητή την ισοτιμία στην παρούσα και παρελθούσες περιόδους. Μετασχημάτισαν τις μεταβλητές σε λογαριθμική μορφή και έτσι οι εκτιμηθέντες συντελεστές εκφράζουν την ευαισθησία (ελαστικότητες) των τιμών εξαγωγών ή εισαγωγών στις μεταβολές της ισοτιμίας. Επειδή όμως οι συγγραφείς θεωρούν ότι οι τιμές εξαγωγών και εισαγωγών προσαρμόζονται μόνο μετά από ορισμένο αριθμό υστερήσεων, στην αρχική διαταραχή της σταθμισμένης ονομαστικής ισοτιμίας ( $R^{eff}$ ), στοχεύοντας να εκτιμήσουν τις αντίστοιχες ελαστικότητες τιμών εξαγωγών ως προς την ισοτιμία προηγούμενων περιόδων, π.χ.  $\varepsilon_{R_{t-i}}^{XUV}$  προτείνουν τελικά μια εξίσωση της μορφής

$$(3.11) \quad \ln XUV = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \ln R_{t-i}^{eff}$$

Οι Robinson-Webb-Townsend (1979) εκτιμούν την εξίσωση (3.11) για 18 βιομηχανικές χώρες του ΟΟΣΑ χρησιμοποιώντας τριμηνιαίες παρατηρήσεις για την περίοδο 1963:1-1976:4. Μόνη εξαίρεση ήταν η περίπτωση της Ισπανίας όπου χρησιμοποίησαν ετήσια δεδομένα για την περίοδο 1953-1975.

Βασική θέση που διατυπώνουν οι συγγραφείς στο άρθρο τους είναι ότι οι τιμές εξαγωγών (εθνικοί δείκτες μέσης αξίας εξαγωγών, XUV) προσδιορίζονται από την παγκόσμια τιμή τους, στο βαθμό που οι τιμές των ισοτιμιών συνιστούν τη συναλλαγματική έκφραση των πιέσεων που δέχεται η εθνική παραγωγή στη διεθνή αγορά αγαθών.

<sup>16</sup> Robinson, W., Webb, T.B., Townsend, M.A. (1979), “The Influence of Exchange Rates Changes on Prices: A Study of 18 Industrial Countries”, *Economica*, no46, pp.27-50.

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των Robinson-Webb-Townsend (1979)<sup>17</sup> για τις χώρες που μας ενδιαφέρουν (κυρίως της Ευρώπης και δευτερογενώς ΗΠΑ και Ιαπωνίας) ταξινομημένες κατά μέγεθος, (μικρές, μεσαίες και μεγάλες οικονομίες) παρουσιάζονται στον Πίνακα Π.3.6. Από τον Πίνακα αυτό παρατηρούμε:

---

<sup>17</sup> Χρησιμοποιούνται τρίμηνες παρατηρήσεις την περίοδο 1963:1-1976:4, εκτείνονται σε 2 ΔΝΣ (Bretton-Woods και ΜΣΙ).



**Πίνακας Π.3.6**

Εκτιμήσεις των συντελεστών  $\alpha_i$  της μεταβλητής (με υστερήσεις)  
 “Σταθμισμένη Ονομαστική Ισοτιμία Όψεως”,  
 στην εξίσωση Τιμών Εξαγωγών (3.11).  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις: 1963:01-1976:04)

|                       | $\hat{\alpha}$ | $R_t^{eff}$       | $R_{t-1}^{eff}$   | $R_{t-2}^{eff}$    | $R_{t-3}^{eff}$   | $\sum R_t^{eff}$ |                        |
|-----------------------|----------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|------------------|------------------------|
| Αυστρία               | 9,674          | -0,545<br>(-1,65) | -0,115<br>(-0,23) | -0,428<br>(-1,21)  | -                 | -1,088           | $R^2=0,939$<br>DW=0,47 |
| Βέλγιο                | 10,977         | -0,624<br>(-2,30) | -0,042<br>(-0,10) | -0,714<br>(-2,40)  | -                 | -1,380           | $R^2=0,945$<br>DW=0,57 |
| Δανία                 | 7,066          | 0,108<br>(-0,45)  | -0,123<br>(-0,34) | -0,306<br>(-1,18)  | -                 | -0,537           | $R^2=0,700$<br>DW=0,66 |
| Ιρλανδία              | 9,880          | -1,111<br>(-2,59) | 0,098<br>(0,15)   | -0,145<br>(-0,318) | -                 | -1,158           | $R^2=0,947$<br>DW=0,27 |
| Ολλανδία              | 7,428          | -0,471            | -0,072            | -0,032             | -0,034            | -0,609           | $R^2=0,841$<br>DW=0,30 |
| Σουηδία               | 6,361          | -0,529<br>(-0,99) | 0,204<br>(0,25)   | -0,029<br>(-0,05)  | -                 | -0,354           | $R^2=0,524$<br>DW=0,28 |
| Φιλανδία              | 10,577         | -0,659<br>(-2,02) | 0,110<br>(0,24)   | -0,107<br>(-0,23)  | -0,616<br>(-1,85) | -1,272           | $R^2=0,895$<br>DW=0,19 |
| Γαλλία                | 7,860          | -0,430<br>(-3,80) | -0,030<br>(-0,10) | -0,230<br>(-2,00)  | -                 | -0,700           | $R^2=0,930$<br>DW=1,35 |
| Γερμανία              | 8,840          | -0,400<br>(-3,00) | -0,110<br>(-0,50) | -0,230<br>(-1,2)   | -0,17<br>(-1,2)   | -0,930           | $R^2=0,990$<br>DW=0,34 |
| Ισπανία <sup>18</sup> | 8,080          | -0,190<br>(-0,60) | -0,570<br>(-2,10) | -                  | -                 | -0,770           | $R^2=0,910$<br>DW=0,59 |
| Ιταλία                | 9,160          | -0,570<br>(-4,10) | -0,240<br>(-1,10) | -0,160<br>(-1,1)   | -                 | -0,990           | $R^2=0,980$<br>DW=0,54 |
| Μ.Βρετανία            | 8,190          | -0,460<br>(-2,5)  | -0,160<br>(-0,60) | -0,160<br>(-0,8)   | -                 | -0,790           | $R^2=0,970$<br>DW=0,22 |
| ΗΠΑ                   | 7,306          | -0,212<br>(-1,14) | -0,205<br>(-0,72) | -0,168<br>(-0,90)  | -                 | -0,585           | $R^2=0,874$<br>DW=0,31 |
| Ιαπωνία               | 7,635          | -1,114<br>(-3,94) | -0,126<br>(-0,28) | 0,586<br>(1,97)    | -                 | -0,654           | $R^2=0,834$<br>DW=0,35 |

Οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι οι τιμές των t-statistics

Πηγή: W. Robinson, T.R. Webb and M.A. Townsend (1979)

- Κατ'αρχήν σε πολλές παλινδρομήσεις τα σφάλματα παρουσιάζουν θετική αυτοσυσχέτιση, η οποία πιθανώς οφείλεται στην παράλειψη σημαντικών ερμηνευτικών μεταβλητών, αφού σε κάθε περίπτωση η εξειδίκευση υποδειγμάτων

τιμών εξαγωγών, και εισαγωγών, δε θεωρείται ικανοποιητική όταν ως μόνη ανεξάρτητη μεταβλητή λαμβάνεται μόνο η συναλλαγματική ισοτιμία.

- Το ύψος των ελαστικοτήτων τιμών εξαγωγών ως προς την ισοτιμία δείχνει να προσδιορίζεται αρνητικά από το μέγεθος της χώρας και θετικά από το βαθμό ανοίγματός της στο διεθνές εμπόριο. Έτσι για μεγάλες οικονομίες όπως οι ΗΠΑ και η Ιαπωνία φαίνεται ότι (περίπου) το 60% μιας διαταραχής της ισοτιμίας τους μετακυλιέται στις τιμές εξαγωγών τους. Για οικονομίες μεσαίου μεγέθους, όπως η Γαλλία, Ισπανία, Μεγάλη Βρετανία και Γερμανία το ποσοστό αυτό κυμαίνεται από 70-90%. Εξάιρεση αποτελεί η περίπτωση της Ιταλίας (ελαστικότητα τιμών εξαγωγών ως προς την ισοτιμία περίπου ίση με τη μονάδα), η οποία όμως εξάγοντας κυρίως διαρκή αγαθά που αντιμετωπίζουν έντονο και δεδομένο ανταγωνισμό, μπορούμε να πούμε ότι μάλλον είναι price-taker country. Οι μικρές οικονομίες εμφανίζουν διπλή εικόνα. Έτσι η ελαστικότητα (κατ' απόλυτη τιμή) των τιμών εξαγωγών ως προς τη σταθμισμένη ονομαστική ισοτιμία παρουσιάζεται για ορισμένες χώρες (Βέλγιο, Φιλανδία, Ιρλανδία, Αυστρία) υψηλότερη της μονάδας, ενώ για άλλες (Ολλανδία, Δανία και Νορβηγία) μικρότερη από αυτή.
- Η ταχύτητα προσαρμογής των τιμών εξαγωγών στις μεταβολές της σταθμισμένης ισοτιμίας είναι σχετικά μεγάλη. Για τις περισσότερες οικονομίες του δείγματος, μέσα στο πρώτο τρίμηνο οι τιμές του εξωτερικού εμπορίου απορροφούν το μεγαλύτερο ποσοστό της διαταραχής της τιμής του συναλλάγματος. Εξάιρεση αποτελούν το Βέλγιο, η Ισπανία, καθώς επίσης και η Γερμανία, στην οποία η μεταβολή του μάρκου επιδρά στις εξαγωγικές τιμές της ακόμα και μετά από ένα έτος.

Οι Krugman and Baldwin (1987)<sup>19</sup> στην προσπάθειά τους να εξηγήσουν τα επίμονα (ακόμα και μετά το πρώτο τρίμηνο του 1985 και την υποτίμηση του δολλαρίου) εξωτερικά εμπορικά ελλείμματα των ΗΠΑ, ακολουθούν την ίδια μεθοδολογία με αυτή των Robinson-Webb-Townsend (1979), αναφορικά με την εξειδίκευση εξισώσεων τιμών εξαγωγών και εισαγωγών. Εκτίμησαν τελικά δύο εξισώσεις της μορφής της (3.12), αποκλειστικά για την αμερικανική οικονομία.

<sup>19</sup> Krugman, P.R. and Baldwin, R. (1987), "The Persistence of the U.S. Trade Deficit", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.1.

$$(3.12) \quad \ln X(M)UV = \sum_{i=1}^n \ln r_{t-i+1}^{eff}$$

όπου:

$R^{eff}$ : σταθμισμένη ονομαστική ισοτιμία.

$r^{eff}$ : πραγματική σταθμισμένη ισοτιμία. Οι Krugman και Baldwin χρησιμοποιούν το δείκτη τιμών παραγωγού (WPI) ως αποπληθωριστή της  $R^{eff}$ . Το ίδιο κάνουν και στις τιμές εξαγωγών και εισαγωγών που θέτουν ως εξαρτημένες στις παλινδρομήσεις τους.

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεών τους δίνονται στον Πίνακα Π.3.7. Η αξιολόγηση του Πίνακα αυτού πρέπει να γίνει με ιδιαίτερη προσοχή και λαμβάνοντας υπόψη δύο σημαντικούς περιορισμούς, οι οποίοι αφορούν αφενός το μέγεθος της οικονομίας των ΗΠΑ και αφετέρου τον ιδιαίτερο ρόλο του δολλαρίου στις διεθνείς αγορές.

**Πίνακας Π.3.7**

Εκτιμήσεις των συντελεστών  $\alpha_i$  της μεταβλητής (με υστερήσεις)  
 “Σταθμισμένη Πραγματική Ισοτιμία Όψεως”,  
 στην εξίσωση Τιμών Εξαγωγών και Εισαγωγών (3.12).  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1976:02-1985:01)

|                    | $\varepsilon_{r,\sigma}^{XUV}$           | $\varepsilon_{r,\sigma}^{MUV}$           |
|--------------------|--|--|
| $\sum_t r_t^{eff}$ | -0,35<br>(-8,75)                         | -0,98<br>(-19,60)                        |
| $r_t^{eff}$        | -0,11<br>(-2,20)                         | -0,52<br>(-8,66)                         |
| $r_{t-1}^{eff}$    | -0,09<br>(-4,50)                         | -0,31<br>(-15,5)                         |
| $r_{t-2}^{eff}$    | -0,06<br>(-6,00)                         | -0,15<br>(-15,00)                        |
| $r_{t-3}^{eff}$    | -0,04<br>(-1,33)                         | -0,04<br>(-1,33)                         |
| $r_{t-4}^{eff}$    | -0,03<br>(-1,00)                         | 0,02<br>(0,66)                           |
| $r_{t-5}^{eff}$    | -0,01<br>(-0,50)                         | 0,03<br>(1,5)                            |
|                    | $\bar{R}^2=0,72$<br>SEE=0,014<br>DW=0,51 | $\bar{R}^2=0,95$<br>SEE=0,016<br>DW=0,52 |

Οι αριθμοί στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

*Πηγή:* Krugman, Baldwin (1987)

όπου:

$r_t^{eff}$  : πραγματική σταθμισμένη ισοτιμία του δολλαρίου.

$\varepsilon_{r,\sigma}^{XUV}$  : ελαστικότητα των τιμών εξαγωγών (XUV, δείκτης μέσης αξίας εξαγωγών) ως προς τις σχετικές τιμές (πραγματική ισοτιμία).

$\varepsilon_{r,\sigma}^{MUV}$  : ελαστικότητα των τιμών εισαγωγών (XUV, δείκτης μέσης αξίας εισαγωγών) ως προς τις σχετικές τιμές (πραγματική ισοτιμία).

Κατ' αρχήν τα αποτελέσματα των Krugman and Baldwin (1987) διαφέρουν από αυτά των Robinson, Webb, Townsend (1979), τόσο ως προς το μέγεθος των εκτιμηθέντων ελαστικοτήτων, που εδώ είναι πολύ μικρότερες (π.χ.  $\varepsilon_{r,\sigma}^{XUV} = -0,35$ ), όσο και ως προς το χρόνο υστέρησης της αντίδρασης των τιμών εξαγωγών και εισαγωγών, που εδώ εκτιμάται πολύ μακρύτερος. Μια πιθανή εξήγηση στη διαφορά των εκτιμήσεων που προέκυψαν από τις δύο αυτές εργασίες είναι οι *εξεταζόμενες περιόδοι δειγμάτων*. Οι Robinson et al. (1979) μελετούν την 1963:1-1976:4 ενώ οι

Krugman and Baldwin την 1976:2-1985:1 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις και στις δύο εργασίες). Μια άλλη εξήγηση μπορεί να είναι η *διαφορετική φύση* τόσο της εξαρτημένης μεταβλητής όσο και των ερμηνευτικών *μεταβλητών*. Οι μεν Robinson et al. (1979) χρησιμοποιούν ως εξαρτημένη το δείκτη μέσης αξίας εξαγωγών ή εισαγωγών (XUM, MUV) και ως ανεξάρτητη τη σταθμισμένη ισοτιμία, οι δε Krugman and Baldwin τις (αποπληθωρισμένες με το δείκτη τιμών παραγωγού των αμερικανικών βιομηχανικών προϊόντων) και το δείκτη της πραγματικής σταθμισμένης ισοτιμίας του δολλαρίου, αντίστοιχα.

Δεύτερον, παρά τα εμφανή κι εδώ προβλήματα θετικής αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων επισημαίνονται δύο σημαντικά στοιχεία:

- Η έντονη χρονική υστέρηση προσαρμογής των τιμών εξωτερικού εμπορίου στις μεταβολές της τιμής του δολλαρίου δεν εκφράζεται με συμμετρικό τρόπο στις τιμές εξαγωγών και εισαγωγών. Έτσι η πτώση του δολλαρίου αφήνει κατ'αρχήν αμετάβλητες τις τιμές εξαγωγών των αμερικανικών προϊόντων σε δολλάρια, προκαλώντας έτσι την άμεση πτώση των σχετικών τιμών (πραγματική υποτίμηση). Αντίθετα οι τιμές εισαγωγών σε δολλάρια, αντιδρούν στην πτώση του αμερικανικού νομίσματος αλλά μόνο βαθμιαία και με μεγάλη υστέρηση.
- Οι συγγραφείς επιχειρηματολογούν υπέρ της θέσης ότι η σημαντική υστέρηση της αντίδρασης των τιμών εξαγωγών και εισαγωγών στις μεταβολές του δολλαρίου (εκτός των ιδιαίτερων χαρακτηριστικών των ΗΠΑ ως μεγάλης χώρας και του διεθνούς ρόλου του δολλαρίου) ερμηνεύεται καλύτερα από τις εμπορικές συμφωνίες μεταξύ αγοραστών και πωλητών (θεωρία σιωπηρών συμβολαίων, Implicit Contracts). Με βάση τρεις κύριες αρχές, *ceteris paribus*, αυτοί τιμολογούν: α) στο νόμισμα του εξαγωγέα, β) στο νόμισμα της μεγαλύτερης χώρας των εμπορικών εταίρων και γ) χρησιμοποιούν ως ενδιάμεσο νόμισμα (*vehicle currency*) το δολλάριο, όταν και οι δύο χώρες είναι μικρές.

Έτσι δεδομένου ότι οι Αμερικανοί εισαγωγείς και εξαγωγείς τιμολογούν κυρίως σε δολλάρια, στη μεν *βραχυχρόνια περίοδο* εύλογα παρουσιάζονται σημαντικές υστερήσεις στην προσαρμογή των τιμών εξαγωγών και εισαγωγών στις διακυμάνσεις του δολλαρίου, στη δε *μακροχρόνια περίοδο* αφενός οι τιμές εισαγωγών προσαρμόζονται σχεδόν πλήρως στις τιμές του δολλαρίου, αφετέρου οι

τιμές εξαγωγών μειώνονται στο ένα δεύτερο με ένα τρίτο της αρχικής υποτίμησης του δολλαρίου.

### 3.2 Σύγχρονη Οικονομετρική Ανάλυση Ερμηνείας των Δεικτών Μέσης Αξίας Ελληνικών Εξαγωγών και Εισαγωγών.

#### 3.2.1 Τα Στατιστικά Δεδομένα.

Η βάση (1) όλων των αριθμοδεικτών είναι το έτος 1990.

Η αθροιστικότητα όλων των χρονολογικών σειρών είναι είτε τριμηνιαία είτε μηνιαία.

Η περίοδος του δείγματος γενικά είναι 1970-1997 αν και για τις στατιστικές του εξωτερικού μας εμπορίου δεν ξεπερνά το 1995.

**BT<sub>i</sub>** (i = USD, DEM, ITL, FRF, GBP, JPY).

Διμερή Εμπορικά Ισοζύγια της Ελλάδας κατά Νόμισμα Συναλλαγής.

Συνολική δραχμική αξία ζήτησης (για εισαγωγές αγαθών) και προσφοράς (για εξαγωγές αγαθών) συναλλάγματος, που χορηγήθηκε ή δραχμοποιήθηκε, αντίστοιχα, από τις τρεις μεγαλύτερες ελληνικές εμπορικές τράπεζες που δραστηριοποιούνται στην αγορά Αθηνών. Τα στοιχεία αυτά, αν και *αδημοσίευτα*, μας παραχωρήθηκαν ευγενώς από την Τράπεζα της Ελλάδος, *συνολικά* και για τις τρεις υπόψη τράπεζες και προφανώς *αποκλειστικά και μόνο* για τους σκοπούς της παρούσας *ερευνητικής* προσπάθειας.

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος.

Χρήση στις §: 4.2, 5.1 και 5.2.

**BY<sub>i</sub>** (i = USD, DEM, ITL, FRF, GBP, JPY).

Λόγοι των Διμερών Εμπορικών Ισοζυγίων της Ελλάδας κατά Νόμισμα Συναλλαγής, στο Ακαθάριστο Εθνικό Εισόδημα [π.χ. BYUSD=BTUSD/GNI].

Χρήση στις §: 4.2.

**CPI**

Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (σύνολο κατηγοριών) της Ελλάδας.

Πηγή: OECD-MEI.

Χρήση στις §: 3.2.3

## DY

Ρυθμός ανάπτυξης της Ελληνικής οικονομίας.

Η μεταβλητή αυτή υπολογίζεται από τη διαφορά των φυσικών λογαρίθμων του Ακαθάριστου Εθνικού Εισοδήματος (GNI) της Ελλάδας.

Πηγή: ΕΣΥΕ, Τριμηνιαίοι Εθνικοί Λογαριασμοί.

Χρήση στις §: 4.2.

## DY\_p

Ρυθμός ανάπτυξης των εμπορικών εταίρων της Ελλάδας.

Πρόκειται για το σταθμικό μέσο αριθμητικό των ρυθμών αύξησης των Ακαθάριστων Εθνικών Εισοδημάτων (GNI) των χωρών: Γερμανία, Μ.Βρετανία, Ιαπωνία, ΗΠΑ, καθώς επίσης και των Ακαθάριστων Εγχώριων Προϊόντων (GDP)<sup>20</sup> των: Γαλλία και Ιταλία.

Από τις αρχικές τιμές των 6 μεταβλητών υπολογίζουμε τους φυσικούς τους λογαρίθμους, η διαφορά των οποίων μας δίνει τους ρυθμούς ανάπτυξης της κάθε χώρας.

Οι υπόψη 6 εταίροι της ελληνικής οικονομίας συνιστούν, κατά μέσο όρο στην περίοδο 1970-95, το 55% του συνολικού της εμπορίου (|TX+TM|), με τυπική απόκλιση 4%.

{Γερμανία  $\bar{X}=0.357$ ,  $s=0.027$ ,  $CV=0.058$ , Ιταλία  $\bar{X}=0.209$ ,  $s=0.021$ ,  $CV=0.227$ , Γαλλία  $\bar{X}=0.132$ ,  $s=0.009$ ,  $CV=0.071$ , Ιαπωνία  $\bar{X}=0.105$ ,  $s=0.042$ ,  $CV=0.40$ , Μ.Βρετανία  $\bar{X}=0.10$ ,  $s=0.011$ ,  $CV=0.11$ , ΗΠΑ  $\bar{X}=0.096$ ,  $s=0.027$ ,  $CV=0.277$ }.

Από τη βάση ITCS του OECD πήραμε τις διμερείς εμπορικές σχέσεις της Ελλάδας με κάθε μία από τις χώρες αυτές, σε εκ. USD και ετήσιες παρατηρήσεις. Αυτά τα δεδομένα (για τους 6 παραπάνω εταίρους), συνιστώντας το σύνολο του δείγματος μας για το ελληνικό εμπόριο, χρησιμοποιήσαμε ως στάθμιση [ $W_i=(|X_i+M_i|)/(|TX+TM|)$ ] στις τριμηνιαίες παρατηρήσεις των εισοδημάτων.

<sup>20</sup> Η επιθυμητή εδώ μεταβλητή ήταν το GNI σε τιμές συντελεστών και τρέχουσες τιμές, αλλά ελλείψει στοιχείων αναγκαστήκαμε να χρησιμοποιήσουμε ως proxy το GDP για τις Γαλλία και Ιταλία.

Πηγές:

α) OECD-ITCS, σε χιλ. USD, για τον υπολογισμό του βάρους του ρυθμού ανάπτυξης των εταίρων μας.

β) IMF-IFS,

1.99a, για το GNI των Γερμανίας, Μ.Βρετανίας, Ιαπωνίας και ΗΠΑ, και

1.99b, για το GDP των Γαλλίας και Ιταλίας.

Χρήση στις §: 4.2.

$$\text{GRY} \equiv \text{DY} - \text{DY}_p$$

**GNI**

Ακαθάριστο εγχώριο εισόδημα (ΑΕΕ=ΑΕΠ-Αποσβέσεις (=ΚΕΠ)-Εμμεσοι Φόροι) της Ελλάδος.

Τριμηνιαίες παρατηρήσεις, σε δις. δρχ.

Πηγή: Υπουργείο Οικονομικών, Γενικό Λογιστήριο του Κράτους.

Χρήση στις §: 4.2.

**GY**

Λόγος των δημοσίων δαπανών ( $G=GC+GI$ ) στο εθνικό εισόδημα (GNI) της ελληνικής οικονομίας.

Πηγές:

α) IMF-IFS, l. 82. για τις δημόσιες δαπάνες και

β) ΕΣΥΕ-Τριμηνιαίοι Εθνικοί Λογαριασμοί, για το εισόδημα.

Χρήση στις §: 4.2.

**GY<sub>p</sub>**

Σταθμικός μέσος αριθμητικός των λόγων δημόσιες δαπάνες προς εισόδημα, των έξι εμπορικών εταίρων της Ελλάδας (Γερμανία, Ιταλία, Γαλλία, Μ.Βρετανία, Ιαπωνία και ΗΠΑ).

Η μεταβλητή αυτή χρησιμοποιείται ως proxy της δημοσιονομικής πολιτικής των ανταγωνιστών μας.



Εξαιτίας ελλείψεως δεδομένων για τις δημόσιες δαπάνες της Ιταλίας (1991:04-1994:04) και της Ιαπωνίας (1980:03-1995:04), “γεμίσαμε” αυτές τις χρονοσειρές από τις προβλέψεις που πήραμε από τα καλύτερα (κριτήριο: min RMSE) υποδείγματα εκθετικής εξομάλυνσης, που προσαρμόσαμε στις ιστορικές παρατηρήσεις τους. Τα τελικά υποδείγματα ήταν Holt-Winters 3 παραμέτρων με πολλαπλασιαστικά εποχικά πρότυπα.

Τόσο η έννοια του εισοδήματος όσο και η μεθοδολογία σταθμίσεως ορίζονται όπως στη μεταβλητή  $DY\_P$  (σταθμικός ρυθμός ανάπτυξης των εταίρων μας).

Πηγές:

- α) OECD-ITCS, σε χιλ. USD, για τον υπολογισμό του βάρους των δημοσίων δαπανών στα εθνικά εισοδήματα των εταίρων μας.
- β) IMF-IFS, 1.82 ή 1.82z, για τις δημόσιες δαπάνες.
- γ) Όπως στην  $DY\_P$ , για τα εισοδήματα.

Χρήση στις §: 4.2.

$$GEY \equiv GY - GY\_p$$

**INFL\_DIFFL**

Διαφορικός Πληθωρισμός μεταξύ Ελλάδος και των 6 Εμπορικών Εταίρων μας. Και για τις 7 χώρες χρησιμοποιείται ο αντίστοιχος ΔTK (CPI) ο ρυθμός μεταβολής του οποίου ορίζει τον πληθωρισμό. Η στάθμιση για τον πληθωρισμό των 6 έγινε όπως για τη μεταβλητή  $IReff(X)$ .

Πηγές:

- α) OECD-MEI, για τους CPI.
- β) OECD-ITCS: για τα διμερή εμπορικά ισοζύγια της Ελλάδος με τους 6 εταίρους της.

Χρήση στις §: 2.1 (Διάγραμμα 2.1).

**MSY**

Λόγος της προσφοράς χρήματος στο εθνικό εισόδημα (GNI) της Ελλάδας.

Ακολουθώντας τον Miles (1979), ως προσφορά χρήματος θεωρούμε το άθροισμα του κυκλοφορούντος χρήματος (currency outside deposit money banks) και των ελεύθερων διαθεσίμων του τραπεζικού συστήματος (free reserves).

Πηγές:

- α) IMF-IFS, l. 14a & 20 για την προσφορά χρήματος.
- β) ΕΣΥΕ-Τριμηνιαίοι Εθνικοί Λογαριασμοί, για το εισόδημα.

Χρήση στις §: 4.2.

### **MSY<sub>p</sub>**

Σταθμικός μέσος αριθμητικός των λόγων προσφοράς χρήματος προς εισόδημα, των 6 εμπορικών εταιρών της Ελλάδας (Γερμανία, Ιταλία, Γαλλία, Μ.Βρετανία, Ιαπωνία και ΗΠΑ).

Η μεταβλητή αυτή χρησιμοποιείται ως proxy της νομισματικής πολιτικής των ανταγωνιστών μας.

Τόσο η έννοια του εισοδήματος όσο και η μεθοδολογία σταθμίσεως, ορίζονται όπως στη μεταβλητή DY<sub>P</sub> (σταθμικός ρυθμός ανάπτυξης των εταιρών μας), ενώ η έννοια της προσφοράς χρήματος όπως στην Msy (λόγος Ms/GNI της Ελλάδος).

Πηγές:

- α) OECD-ITCS, σε χιλ. USD, για τον υπολογισμό του βάρους των δημοσίων δαπανών στα εθνικά εισοδήματα των εταιρών μας, και
- β) IMF-IFS, l. 14a & 20 για την προσφορά χρήματος και
- γ) όπως στην DY<sub>P</sub> για τα εισοδήματα.

Χρήση στις §: 4.2.

$$\text{MSD} \equiv \text{MSY} - \text{MSY}_p$$

### **MUV**

Δείκτης μέσης αξίας εισαγωγών της Ελλάδας.

Πηγή: IMF-IFS, 1.75.

Χρήση στις §: 3.2.3.

### **Συναλλαγματικές Ισοτιμίες**

**Reff(X) [Reff(M)]**

Σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής, με στάθμιση το βάρος των κυριώτερων εμπορικών εταίρων μας στις αγορές είτε εξαγωγών (Γερμανία, Ιταλία, Γαλλία, Μ.Βρετανία και ΗΠΑ), είτε εισαγωγών μας (Γερμανία, Ιταλία, Γαλλία, Ιαπωνία, Μ.Βρετανία και ΗΠΑ).

**Πηγές:**

- α) ΤτΕ-Μ.Σ.Δ. (διάφορα τεύχη), για τις ισοτιμίες fixing της δραχμής και
- β) OECD-ITCS, για το εξωτερικό εμπόριο της Ελλάδος.

Χρήση στις §: 3.2.2 και 3.2.3.

**USD**

Διμερής ονομαστική ισοτιμία fixing της δραχμής με το αμερικανικό δολλάριο  
Άμεσος τρόπος αναγγελίας στο τέλος κάθε περιόδου.

Πηγή: ΤτΕ-ΜΣΔ (διάφορα τεύχη).

Χρήση στις §: 4.2, 5.1 και 5.2.

**DEM**

Διμερής ονομαστική ισοτιμία fixing της δραχμής με το γερμανικό μάρκο.

Άμεσος τρόπος αναγγελίας στο τέλος κάθε περιόδου.

Πηγή: ΤτΕ-ΜΣΔ (διάφορα τεύχη).

Χρήση στις §: 4.2, 5.1 και 5.2.

**ITL**

Σταυροειδής ονομαστική ισοτιμία της δραχμής με την ιταλική λιρέττα, μέσω αμερικανικού δολλαρίου  $[(GRD/USD)/(ITL/USD)]$ .

Άμεσος τρόπος αναγγελίας στο τέλος κάθε περιόδου.

Πηγή: OECD-MEI.

Χρήση στις §: 4.2, 5.1 και 5.2.

**FRF**

Διμερής ονομαστική ισοτιμία fixing της δραχμής με το γαλλικό φράγκο.

Άμεσος τρόπος αναγγελίας στο τέλος κάθε περιόδου.

Πηγή: ΤτΕ-ΜΣΔ (διάφορα τεύχη).

Χρήση στις §: 4.2, 5.1 και 5.2.

### **GBP**

Διμερής ονομαστική ισοτιμία fixing της δραχμής με τη βρετανική λίρα.

Άμεσος τρόπος αναγγελίας στο τέλος κάθε περιόδου.

Πηγή: ΤτΕ-ΜΣΔ (διάφορα τεύχη).

Χρήση στις §: 4.2, 5.1 και 5.2.

### **JPY**

Σταυροειδής ονομαστική ισοτιμία της δραχμής με το γιαπωνέζικο γιεν, μέσω αμερικανικού δολλαρίου [(GRD/USD)/(JPY/USD)].

Άμεσος τρόπος αναγγελίας στο τέλος κάθε περιόδου.

Πηγή: OECD-MEI.

Χρήση στις §: 4.2, 5.1 και 5.2.

### **R\_F**

Εμβάσματα πλοιοκτητών

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος, Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο

Χρήση στην § 4.3.

### **R\_SR**

Εμβάσματα ναυτικών

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος, Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο

Χρήση στην § 4.3.

### **R\_Fr**

Εισφορές σε ασφαλιστικά ταμεία ναυτικών

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος, Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο

Χρήση στην § 4.3.

### **R\_PF**

Ναύλοι εμπορευμάτων

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος, Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο

Χρήση στην § 4.3.

### **R\_SeR**

Ανεφοδιασμός-επισκευές

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος, Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο

Χρήση στην § 4.3.

### **R\_ShR**

Εισητήρια επιβατών

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος, Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο

Χρήση στην § 4.3.

### **Tot\_R**

Ναυτιλιακές Εισροές

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος, Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο

Χρήση στην § 4.3.

### **Tot\_P**

Ναυτιλιακές Εκροές

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος, Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο

Χρήση στην § 4.3.

### **Bmar**

Ναυτιλιακό Ισοζύγιο ( σε δις USD)

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος, Μηνιαίο Στατιστικό Δελτίο

Χρήση στην § 4.3.

### **SHFLGR**

Αριθμός ελληνόκτητων πλοίων υπό ελληνική σημαία.

Πηγή: Greek Shipping Cooperation Committee. Ετήσιες εκθέσεις πεπραγμένων.

Χρήση στην § 4.3.

### **SHGR**

Αριθμός πλοίων της Ελληνόκτητης Ποντοπόρου Ναυτιλίας. Σημειώνεται η ανομοιογένεια των δεδομένων πριν και μετά το 1985. Μετά το έτος αυτό ο αριθμός των υπόψη πλοίων αναφέρεται μόνο στα υγρού και ξηρού φορτίου χωρητικότητας άνω των 1000 τόνων γκρος (GRT)

Πηγή: Ναυτικά Χρονικά, ετήσιες εκδόσεις

Χρήση στην § 4.3.

### **TMARRD**

Σύνολο Ναυτιλιακών Εισροών σε USD.

Πρόκειται για το σε USD ποσό των Μεταφορών που δημοσιεύει η Τράπεζα της Ελλάδος στο Μηνιαίο Στατιστικό της Δελτίο.

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος, Μ.Σ.Δ.

Χρήση στην § 4.3.

### **TNFLGR**

Χωρητικότητα υπό ελληνική σημαία ελληνόκτητων πλοίων άνω των 100 ΚΟΧ.

Πηγή: L.R.S. Statistical Tables 1992, αναδημοσιευμένο στο Ε.Θανοπούλου (1994), "Ελληνική και Διεθνής Ναυτιλία", εκδ. Παπαζήση.

Χρήση στην § 4.3.

### **TNGR**

Χωρητικότητα πλοίων (άνω των 1000 GRT) ελληνόκτητης ποντοπόρου Ναυτιλίας. Η ίδια ανομοιογένεια των δεδομένων όπως και στην SHGR μεταβλητή, ισχύει και εδώ.

Πηγή: Ναυτικά Χρονικά

Χρήση στην § 4.3.

### **ULC**

Δείκτης μοναδιαίου κόστους εργασίας<sup>21</sup> στην Ελληνική μεταποίηση.

---

<sup>21</sup> Ένας γενικά αποδεκτός ορισμός στη βιβλιογραφία για το μοναδιαίο κόστος εργασίας είναι:

Πηγή: OECD-MEI.

Χρήση στις §: 3.2.2.

### **ULC<sub>m</sub>**

Σταθμικός δείκτης μοναδιαίου κόστους εργασίας στη μεταποίηση των ανταγωνιστών μας, στην ελληνική αγορά εισαγωγών.

Στάθμιση με βάση το μέσο (1970-95) βάρος των 5 σπουδαιότερων (50,1% των συνολικών εισαγωγών μας) χωρών-προέλευσης των ελληνικών εισαγωγών: Γερμανία 37%, Ιταλία 22%, Ιαπωνία 16%, Γαλλία 14% και Μ.Βρετανία 11%.

Πηγές:

α) OECD-ITCS, σε χιλ. USD+, για τον υπολογισμό των συντελεστών σταθμίσεως των χωρών-προέλευσης των ελληνικών εισαγωγών.

β) OECD-MEI, για τους 5 δείκτες μοναδιαίου κόστους εργασίας στη μεταποίηση.

Χρήση στις §: 3.2.3.

### **ULCMDR [ $\equiv$ ULC<sub>m</sub> · IReff(M)]**

Σταθμικός δείκτης μοναδιαίου κόστους εργασίας στη μεταποίηση των ανταγωνιστών μας, στην ελληνική αγορά εισαγωγών, σε δραχμές. Όπως φαίνεται από τον ορισμό η μεταβλητή αυτή συνιστά το γινόμενο δύο άλλων οι οποίες ορίζονται στην παρούσα παράγραφο.

Χρήση στις §: 3.2.3.

### **W**

Βασικός μισθός του Α' Μηχανικού Ποντοπόρου Ναυτιλίας (άνω των 4500 DWT).

Πηγή: Φ.Ε.Κ. Συλλογικές Συμβάσεις Εργασίας Ελλήνων ναυτικών (βλ. Πίνακα 4.10).

Χρήση στην §: 4.3.

### **XUV**

$ULC = (ILM * IHML * IHWM) / IQM$ ,

όπου: ILM: δείκτης αριθμού απασχολουμένων στη μεταποίηση, IHML: δείκτης εβδομαδιαίων ωρών εργασίας στη μεταποίηση, IHWM: δείκτης ωριαίας αμοιβής στη μεταποίηση, IQM: δείκτης όγκου παραγωγής στη μεταποίηση.

Δείκτης μέσης αξίας ελληνικών εξαγωγών.

Πηγή: IMF-IFS, 1.74.

Χρήση στις §: 3.2.2.

### XUV\_c

Σταθμικός δείκτης, μέσης αξίας εξαγωγών, των δέκα κυριότερων ανταγωνιστών μας, στις ελληνικές αγορές εξαγωγών.

Η στάθμιση των ανταγωνιστών στις αγορές εξαγωγών της Ελλάδας έγινε με βάση την προτεινόμενη από τον Spittaller (1980) μεθοδολογία ακολουθώντας τα εξής κριτήρια:

α) τις τέσσερις σπουδαιότερες (56% των συνολικών ελληνικών εξαγωγών κατά μέσο όρο την περίοδο 1970 - '95, με τυπική απόκλιση 6%) αγορές-προορισμού των ελληνικών εξαγωγών (Γερμανία 47%, Ιταλία 25%, Γαλλία 16%, Μ.Βρετανία 12%) και

β) τα μερίδια των δέκα ανταγωνιστών μας [Γερμανία (GER), Ιταλία (IT), Γαλλία (FR), Μ.Βρετανία (UK), Ολλανδία (NE), Βέλγιο-Λουξεμβούργο (BL), Ισπανία (SP), ΗΠΑ (US), Ιαπωνία (JP), Τουρκία (TU)]<sup>22</sup> σε αυτές.

Αναλυτικότερα, με βάση το μέσο αριθμητικό της περιόδου 1970 - 1995, για τις διμερείς εξαγωγές, σε USD, καθενός από τους εννέα ανταγωνιστές μας, στις παραπάνω τέσσερις αγορές προορισμού των ελληνικών εξαγωγών, αυτά είναι (σε παρένθεση οι τυπικές αποκλίσεις):

Γερμανική Αγορά [μέσος  $TX_{comp9}/TM_{GER} = 57\%$  (2,5%)]:

Ολλανδία 21% (3%), Γαλλία 19% (1%), Ιταλία 16% (1%), Βέλγιο-Λουξεμβούργο 14% (1%), ΗΠΑ 10% (1%), Μ.Βρετανία 10% (2%), Ιαπωνία 7% (2%), Ισπανία 3% (1%), Τουρκία 1% (0.5%).

Γαλλική Αγορά [μέσος  $TX_{comp9}/TM_{FR} = 66\%$  (5,1%)]:

Γερμανία 32% (2%), Βέλγιο-Λουξεμβούργο 16% (2%), Ιταλία 15% (1%), Ολλανδία 10% (1%), Μ.Βρετανία 10% (2%), ΗΠΑ 8% (1%), Ισπανία 5% (1%), Ιαπωνία 3% (1%), Τουρκία 0.3% (0.8%).

Ιταλική Αγορά [μέσος  $TX_{comp9}/TM_{IT} = 54\%$  (3,7%)]:

<sup>22</sup> Οι χώρες αυτές προέκυψαν τόσο από τη μελέτη των στατιστικών στοιχείων του OECD-ITCS (χιλ. δολάρια ΗΠΑ) όσο και από έγκυρες μελέτες όπως π.χ. Χαλικιάς, Γ.Γ. (1987), "Η Ανταγωνιστικότητα των Ελληνικών Προϊόντων την Περίοδο 1980-85", Κ.Ε.Ε.Μ., Σ.Ε.Ε., Αθήνα.



Γερμανία 34% (1%), Γαλλία 25% (2%), ΗΠΑ 10% (3%), Ολλανδία 8% (0,6%), Μ.Βρετανία 8% (1,4%), Βέλγιο-Λουξεμβούργο 7% (0,5%), Ισπανία 4% (2%), Ιαπωνία 3% (1%), Τουρκία 1% (0.3%).

Βρετανική Αγορά [μέσος TXcomp9/TM\_UK = 49% (9,3%)]:

Γερμανία 24% (3%), ΗΠΑ 20% (4%), Γαλλία 15% (2%), Ολλανδία 11% (2%), Ιταλία 9% (1%), Βέλγιο-Λουξεμβούργο 8% (1,1%), Ιαπωνία 8% (1,2%), Ισπανία 3% (1%), Τουρκία 1% (0.2%).

Πηγές:

- α) OECD-ITCS, σε χιλ. USD, για τον υπολογισμό των συντελεστών σταθμίσεως του ανταγωνισμού.
- β) IMF-IFS, 1.74, για τους 10 δείκτες μέσης αξίας εξαγωγών.

Χρήση στις §: 3.2.2.

**XUVCDR** [ $\equiv$ XUV\_c · IReff(X)]

Σταθμικός δείκτης, μέσης αξίας εξαγωγών, των δέκα κυριώτερων ανταγωνιστών μας, στις ελληνικές αγορές εξαγωγών, σε δραχμές. Όπως φαίνεται από τον ορισμό η μεταβλητή αυτή συνιστά το γινόμενο δύο άλλων οι οποίες ορίζονται στην παρούσα παράγραφο.

Χρήση στις §: 3.2.2.

### 3.2.2 Υποδείγματα Ερμηνείας του Δείκτη Μέσης Αξίας Εξαγωγών της Ελληνικής Οικονομίας (1970-1995).

Με δεδομένες τις αδυναμίες της μερικής ανάλυσης ισορροπίας, στην παράγραφο αυτή εξειδικεύουμε 3 γραμμικά υποδείγματα μιας εξίσωσης για τη διερεύνηση των προσδιοριστικών παραγόντων του Δείκτη Μέσης Αξίας Εξαγωγών. Το θεωρητικό οικονομικό υπόβαθρο των προτεινόμενων εξισώσεων παρουσιάστηκε στο Α' τμήμα αυτού του Κεφαλαίου (παράγραφος 3.1). Πιο συγκεκριμένα, οι προς εκτίμηση εξισώσεις είναι:

$$3.13\alpha \quad XUV_t = a + \beta_1 ULC_t + \beta_2 XUV\_c_t + \varepsilon_t$$

$$3.13\beta \quad XUV_t = a + \beta_1 ULC_t + \beta_2 XUV\_c_t + \beta_3 I\text{Reff}(X)_t + \nu_t$$

$$3.13\gamma \quad XUV_t = a + \beta_1 ULC_t + \beta_2 XUV\text{CDR}_t + u_t$$

όπου,  $\varepsilon_t$ ,  $\nu_t$ ,  $u_t$ : όροι σφάλματος.

Στην εξίσωση (3.13α) θεωρούμε το δείκτη μέσης αξίας ελληνικών εξαγωγών (XUV) ως γραμμική συνάρτηση του μοναδιαίου κόστους της ελληνικής εργασίας (ULC) και ενός σταθμισμένου δείκτη μέσης αξίας εξαγωγών των ανταγωνιστών μας (XUV\_c). Ειδικά για το δείκτη XUV\_c (βλ. παράγραφο 3.2.1) υπενθυμίζεται ότι κατά τη στάθμιση των τιμών εξαγωγών των ανταγωνιστών μας ακολουθήσαμε την προτεινόμενη από τον Spittaller (1980) μεθοδολογία, λαμβάνοντας υπόψη τόσο τις χώρες προορισμού των εξαγωγών μας όσο και τα μερίδια των ανταγωνιστών μας σε αυτές (παράγραφος 3.2.1). Είναι προφανές ότι η οικονομική εξειδίκευση πηγάζει από την εργασία του Herd (1987) (Εμμεσες Ισχυρές Μέθοδοι), ο οποίος μάλιστα εκτίμησε την υπόψη εξίσωση κάτω από τον περιορισμό  $\beta_1 + \beta_2 = 1$ . Εμείς, στις βραχυχρόνιες παλινδρομήσεις μας (Πίνακες 3.7 και 3.8), εκτιμήσαμε την (3.13α) με και χωρίς τον υπόψη περιορισμό, ενώ στις μακροχρόνιες παλινδρομήσεις (Πίνακας 3.1) με τον περιορισμό.

Η οικονομική θεμελίωση της εξίσωσης (3.13β) αντλεί από τις Άμεσες Μικτές μεθόδους προσδιορισμού των τιμών εξαγωγών και συγκεκριμένα από την εργασία των Kravis-Lipsey (1977). Στην (3.13β) οι προσδιοριστικοί παράγοντες του XUV δεν είναι μόνο το ULC και XUV\_c, αλλά και ένας δείκτης σταθμισμένης ισοτιμίας της δραχμής με βάση τον ανταγωνισμό στις εξαγωγικές αγορές μας [IReff(X)]. Ο δείκτης αυτός [IReff(X)] σταθμίζει τις ισοτιμίες της δραχμής με βάση τις κύριες αγορές εξαγωγών μας (Γερμανία, Ιταλία, Γαλλία, Μ.Βρετανία και ΗΠΑ) και τα μερίδια των ανταγωνιστών μας σε αυτές (βλ. παράγραφο 3.2.1). Με άλλα λόγια, χρησιμοποιούμε την ίδια μεθοδολογία (Spitaller, 1980) όπως και στην περίπτωση του XUV\_c.

Τέλος, για την εξειδίκευση της (3.13γ) στηριχτήκαμε στην Έμμεση “Ασθενή” Μεθοδολογία Προσδιορισμού Τιμών Εξαγωγών (XUV) και ειδικά στην εργασία του Spencer (1984). Εδώ, η μεταβλητή εκφράζει τις τιμές των ανταγωνιστών σε δραχμές, με βάση τον ορισμό  $XUV_{CDR} \equiv XUV_c \cdot IReff(X)$ . Έτσι, η διαφορά της (3.13α) με την (3.13γ) είναι ότι XUV\_c είναι δείκτης που εκφράζει τις ποσοστιαίες μεταβολές του μέσου επιπέδου των τιμών εξαγωγών των ανταγωνιστών μας σε συνάλλαγμα, ενώ η XUVCDR σε δραχμές.

Στον Πίνακα 3.1 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων (OLS) των μακροχρόνιων παλινδρομήσεων, δηλαδή χωρίς να αφαιρέσουμε από τις σειρές την όποια (προσδιοριστική ή/και στοχαστική) τάση τους. Οι μεταβλητές χρησιμοποιούνται μετασχηματισμένες στους φυσικούς τους λογαρίθμους ( $L \equiv \ln$ ). Όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί (εκτός ελαχίστων εξαιρέσεων) και έχουν αναμενόμενα από την οικονομική θεωρία πρόσημα. Μια πρώτη παρατήρηση στον Πίνακα 3.1 είναι το γεγονός ότι και οι τρεις εξισώσεις αντιμετωπίζουν έντονα προβλήματα αυτοσυσχέτισης για την οποία εκτός από τη χρησιμοποίηση της Cochrane-Orcutt μεθοδολογίας εκτίμησης αναγκαστήκαμε να εισάγουμε την εξαρτημένη μέχρι δύο υστερήσεις στις ερμηνευτικές. Η αυτοσυσχέτιση μπορεί να αντανάκλα την απουσία και άλλων σημαντικών ερμηνευτικών μεταβλητών από τα υποδείγματα. Πάντως με βάση τις υψηλές τιμές των p-values δε μπορούμε να απορρίψουμε τη βασική υπόθεση της μη αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων μέχρι 25ης τάξης που μας δίνει η στατιστική Q των Ljung-Box.

**Πίνακας 3.1**  
**Μακροχρόνιες Παλινδρομήσεις**  
**στα Υποδείγματα του Δείκτη Μέσης Αξίας Εξαγωγών (3.13) της Ελλάδας.**  
**(τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)**

| Εξαρτημένη →<br>↓ Ερμηνευτικές | LXUV<br>(εξίσωση 3.13α)         | LXUV<br>(εξίσωση 3.13β)          | LXUV<br>(εξίσωση 3.13γ)        |
|--------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|--------------------------------|
| Σταθερά                        | στατ. ασήμ.                     | στατ. ασήμ.                      | στατ. ασήμ.                    |
| LULC                           | 0,25<br>(2,96)                  | 0,18<br>(1,69)[0,095]            | 0,20<br>(1,81)[0,074]          |
| LXUV_c                         | 0,30<br>(3,26)                  | 0,75<br>(4,43)                   |                                |
| LIReff(X)                      |                                 | 0,44<br>(3,32)                   |                                |
| LXUVCDR                        |                                 |                                  | 0,60<br>(4,20)                 |
| LXUV(-1)                       | 0,18<br>(1,68)                  | -0,05<br>(-0,50)                 | -0,11<br>(-1,12)               |
| LXUV(-2)                       | 0,40<br>(4,54)                  | 0,24<br>(2,60)                   | 0,20<br>(2,13)                 |
| $\hat{\rho}$                   | 0,43<br>(2,99)                  | 0,63<br>(4,98)                   | 0,75<br>(8,22)                 |
| $\bar{R}^2$                    | 0,9962                          | 0,9965                           | 0,9964                         |
| DW<br>Q(25-1)<br>[p-value]     | 1,97<br>29,85<br>[0,19]         | 1,99<br>30,75<br>[0,16]          | 2,05<br>29,09<br>[0,22]        |
|                                | F(1,92)=95,82<br>[p-value=0,00] | F(1,95)=0,1775<br>[p-value=0,67] | F(1,95)=2,54<br>[p-value=0,11] |
| RLR                            | ∄ MP                            | ∄ MP                             | ∄ MP                           |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Σημείωση: α) Οι αριθμοί σε παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, ενώ σε αγκύλες τις p-values. β)  $\hat{\rho}$ : εκτίμηση Cochrane-Orcutt του συντελεστού αυτοσυσχέτισης Α' τάξης των σφαλμάτων. γ) RLR: τα υπόλοιπα των μακροχρόνιων παλινδρομήσεων. δ) ∄ MP: δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα.

Η δεύτερη παρατήρησή μας στις εκτιμήσεις του Πίνακα 3.1 αναφέρεται στη στατιστική σημαντικότητα των περιορισμών  $\beta_1 + \beta_2 = 1$  (εξίσωση 3.13), ο οποίος απορρίπτεται στην εκτίμηση της (3.13α), ενώ γίνεται δεκτός στις υπόλοιπες δύο. Εντούτοις, το άθροισμα των εκτιμηθέντων συντελεστών των LULC και LXUV\_c (για την 3.13β) ή LXUVCDR (για την 3.13γ) δεν είναι η μονάδα και επιπλέον ο

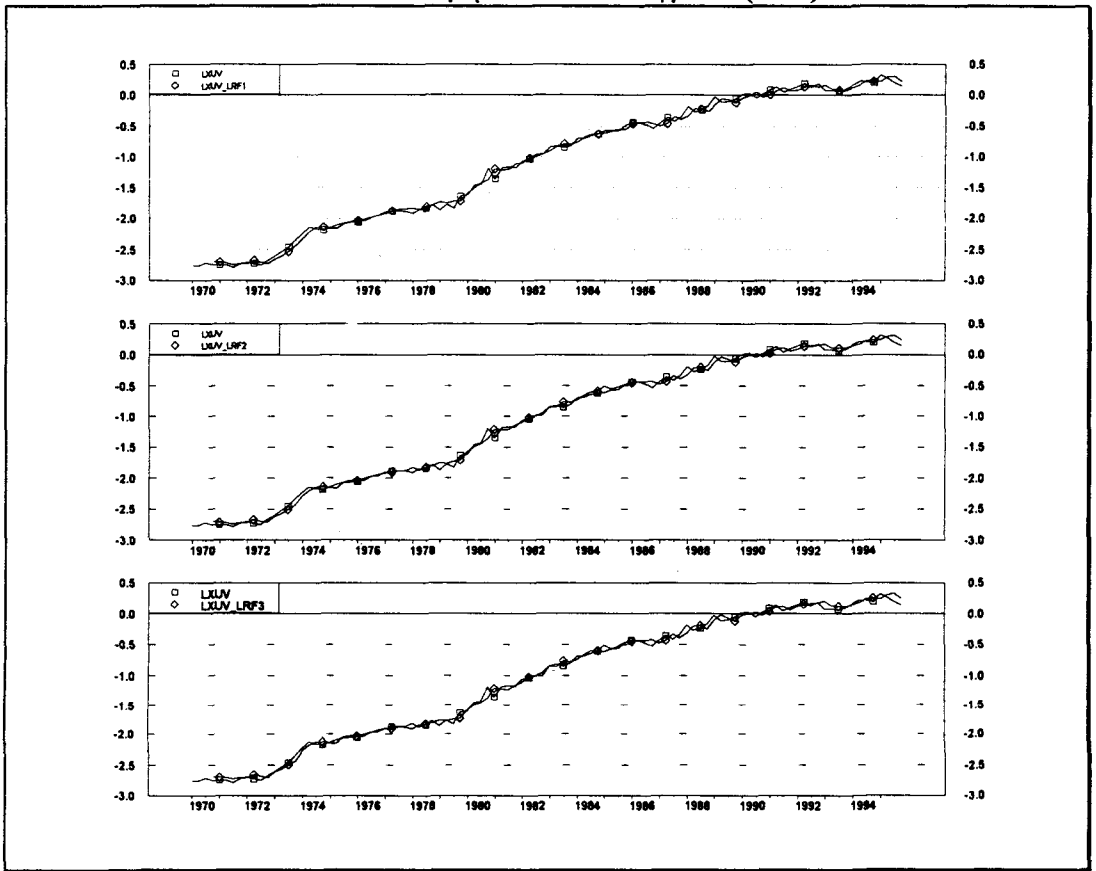
συντελεστής του μοναδιαίου κόστους εργασίας γίνεται αποδεκτός μόνο σε  $\alpha=9,6\%$  και  $7,5\%$  αντίστοιχα (δηλαδή, με τα συνήθη κριτήρια οι υπόψη συντελεστές είναι στατιστικά ασήμαντοι).

Η τρίτη παρατήρησή μας αφορά τη στατιστική σημαντικότητα των τιμών των ανταγωνιστών μας, είτε σε συνάλλαγμα (XUV\_c) είτε σε δραχμές (XUVCDR), η οποία σε κάθε περίπτωση αποδεικνύεται η σπουδαιότερη ερμηνευτική των ελληνικών τιμών εξαγωγών σε δραχμές. Επίσης, ο συντελεστής της σταθμισμένης ισοτιμίας της δραχμής μεταφράζει ότι μία υποτίμηση της δραχμής κατά  $10\%$  οδηγούσε την περίοδο 1970-1995 σε ταυτόχρονη αύξηση  $4,4\%$  το μέσο επίπεδο τιμών εξαγωγών σε δραχμές.

Η μη πλήρης αντανάκλαση της υποτίμησης της δραχμής στις δραχμικές τιμές εξαγωγών ενδεχομένως μεταφράζει το γεγονός της ορθόδοξης κλίσης της καμπύλης  $S^X$  σε συνδυασμό με κάποιας ελαστικότητας καμπύλη  $D^X$  σε συνάλλαγμα ( $0 < \varepsilon^X < \infty$ ). Επιπλέον, είναι πιθανό ο υπόψη συντελεστής να μεταφράζει το γεγονός της στρατηγικής-ανταγωνιστικότητας των εξαγωγέων μας (δηλαδή, μείωση των τιμών των εξαγωγών σε συνάλλαγμα και όχι αύξηση των περιθωρίων κερδών τους). Τα ευρήματα αυτά τα οποία είναι σε αντίθεση με τη θεωρία, μπορεί να οφείλονται στο γεγονός ότι οι σειρές παριλαμβάνουν τις μακροχρόνιες τάσεις τους.

Στο Διάγραμμα 3.1 απεικονίζεται η πολύ καλή προσαρμοστικότητα των εκτιμηθέντων υποδειγμάτων (LXUV\_LRF1,2,3) στις πραγματικές τιμές της εξαρτημένης (LXUV).

**Διάγραμμα 3. 1**  
 Δείκτης Μέσης Αξίας Ελληνικών Εξαγωγών (LXUV) και  
 Δυναμικές Προσομειώσεις Μακροχρόνιων Παλινδρομήσεων (LXUV\_LRF1-3)  
 από τα Εκτιμηθέντα Υποδείγματα (3.13).



Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Στον Πίνακα 3.2 και τις βασικές στατιστικές που δίνονται, το υπόδειγμα (3.13α) δείχνει να προβλέπει καλύτερα το μέσο της εξαρτημένης  $[E(LXUV/LULC, LXUV\_c, LI\text{Re}ff(X))]$ .

**Πίνακας 3.2**

Βασικές Στατιστικές της Εξαρτημένης (LXUV) και των Προσαρμοσμένων (LXUV\_LRF1-3) των Μακροχρόνιων Παλινδρομήσεων (3.13).

|                  | T   | Μέσος   | Τυπ. Σφάλμα | Ελάχ. Παρ. | Μέγ. Παρ. |
|------------------|-----|---------|-------------|------------|-----------|
| <b>LXUV</b>      | 104 | -1.1006 | 1.0265      | -2.7910    | 0.3141    |
| <b>LXUV_LRF1</b> | 101 | -1.0543 | 0.9959      | -2.7478    | 0.3014    |
| <b>LXUV_LRF2</b> | 102 | -1.0720 | 1.0032      | -2.7312    | 0.2783    |
| <b>LXUV_LRF3</b> | 102 | -1.0645 | 1.0103      | -2.7292    | 0.3251    |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

Στον Πίνακα 3.3 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των ελέγχων για προσδιοριστική τάση ή/και εποχικότητα. Εκτός από το XUV<sub>c</sub>, για τον οποίο εκτιμήθηκαν στατιστικά ασήμαντοι οι υπόψη προσδιοριστικοί όροι, οι άλλες μεταβλητές έχουν σημαντική γραμμική τάση (χωρίς αυτοσυσχέτιση). Σημειώνεται ότι στην ULC είναι στατιστικά σημαντική, εκτός της τάσης και η εποχικότητα.

**Πίνακας 3.3**  
 Έλεγχοι Προσδιοριστικών Όρων  
 (Τάσης ή/και Εποχικότητας, Εξισώσεις 2.4 ή 2.5 ή 2.6),  
 για τα Υποδείγματα Μέσης Αξίας Εξαγωγών (3.13) της Ελλάδας.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)

|                 |   |
|-----------------|---|
| <b>XUV</b>      | Στατ. Σημ. Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2=0,9959$ $Q(24-1)=20,89$ (p-val.=0,59) |
| <b>ULC</b>      | Στατ. Σημ. Όροι (Εξίσωση 2.6)<br>$\bar{R}^2=0,9985$ $Q(24-1)=29,08$ (p-val.=0,18) |
| <b>XUV_c</b>    | Στατιστικά Ασήμαντοι Όροι   |
| <b>IReff(X)</b> | Στατ. Σημ. Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2=0,9978$ $Q(24-1)=27,28$ (p-val.=0,24) |
| <b>XUVCDR</b>   | Στατ. Σημ. Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2=0,9979$ $Q(24-0)=32,65$ (p-val.=0,12) |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Σημείωση:

Όλες οι μεταβλητές ορίζονται στην παράγραφο 3.2.1 “Στατιστικά Δεδομένα”.

όπου:

I<sub>x</sub>: ο δείκτης της μεταβλητής x με βάση 1 το έτος 1990.

$$XUVCDR \equiv XUV\_c \cdot IR_{eff}(X)$$

Για τον Πίνακα 3.4 που παρουσιάζουμε, τα αποτελέσματα των ελέγχων για μοναδιαίες ρίζες στις μεταβλητές που χρησιμοποιούμε στα υποδείγματα 3.13 υπενθυμίζεται ότι η αναλυτική οικονομετρική θεμελίωση δίνεται στο Κεφάλαιο 2, παράγραφος 2.3. Εδώ όπου L εκφράζει το πλήθος των υστερήσεων της εξαρτημένης στις ερμηνευτικές για τις ADF εξειδικεύσεις. Η επιλογή του πλήθους L έγινε μέχρις ότου η χρησιμοποιούμενη στατιστική (είτε LM είτε LB είτε BIC είτε AIC) να πάρει τιμή τέτοια που να δικαιολογεί τη μη-ύπαρξη αυτοσυσχέτισης σε  $\alpha=5\%$ .

Το συμπέρασμα που παρουσιάζεται στη βάση του Πίνακα 3.4 είναι ότι οι σειρές αυτές προέρχονται από Στάσιμα μέσω Πρώτων Διαφορών Υποδείγματα, εκτός από την ULC. Όλες λοιπόν είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης εκτός από την ULC που μάλλον είναι TSP. Κατά συνέπεια, όλες οι μεταβλητές εκτός από την ULC θα χρησιμοποιηθούν στις πρώτες διαφορές τους (π.χ.  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ) στις βραχυχρόνιες παλινδρομήσεις. Αντίθετα, αφού η ULC προέρχεται από ΧΣΥ, τότε τα υπόλοιπα από



την παλινδρόμηση 2.6 (βλ. Πίνακα 3.3) εκφράζουν τη βραχυχρόνια διακύμανση και επομένως αυτά θα χρησιμοποιηθούν στις βραχυχρόνιες παλινδρομήσεις.

**Πίνακας 3.4**  
 Έλεγχοι Μοναδιαίων Ριζών  
 για τα Υποδείγματα Τιμών Εξαγωγών ( 3.13) της Ελλάδας.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)

|   | XUV      | ULC       | XUV_c    | IReff(X) | XUVCDR    |
|---|----------|-----------|----------|----------|-----------|
| <b>Bhargava (1986)</b>  |          |           |          |          |           |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ 2.9β</i>   | L=4 (LB) | L=4 (BIC) | L=1 (LB) | L=4 (LM) | L=10 (LM) |
| $\tau_r \{H_0: \rho=1 \Rightarrow \alpha_1=0\}$<br>(-3,45)                            | -2,25    | -2,72     | -1,66    | -1,87    | -1,48     |
| <b>Dolado et al. (1990)</b>   |          |           |          |          |           |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ. 2.13γ ή 2.14γ</i>                                       | L=4 (LB) | L=4 (BIC) | L=1 (LM) | L=4 (LM) | L=10 (LM) |
| $\tau_r \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45)   | -2,25    | -2,72     | -1,66    | -1,87    | -1,48     |
| $\varphi_2 \{H_0: \mu=\beta=0, \rho=1\}$<br>(4,88)                                    | 4,40     | 8,80      | 2,90     | 4,51     | 5,62      |
| $\tau_{\beta r} \{H_0: \beta=0/\rho=1\}$<br>(2,79)                                    | 2,46     | 3,56      | 0,94     | 2,51     | 2,41      |
| $\varphi_3 \{H_0: \beta=0, \rho=1, \mu \neq 0\}$<br>(6,49)                            | 3,14     | 10,78     | 1,49     | 3,96     | 4,59      |
| <i>Εξίσ. 2.13β ή 2.14β</i>  | L=4 (LB) | L=4 (BIC) | L=1 (LM) | L=4 (LM) | L=6 (LM)  |
| $\tau_\mu \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)   | 0,44     | 2,81      | -1,45    | 1,24     | 2,59      |
| $\tau_{\alpha\mu} \{H_0: \mu=0/\rho=1\}$<br>(2,54)                                    | 1,79     | 1,91      | 2,17     | 1,19     | 1,75      |
| $\varphi_1 \{H_0: \mu=(\rho-1)=0\}$<br>(4,71)   | 3,38     | 6,08      | 3,91     | 3,42     | 7,39      |
| <i>Εξίσ. 2.13α ή 2.14α</i>  | L=4 (LB) | L=4 (BIC) | L= (LM)  | L=4 (LB) | L=1 (LM)  |
| $\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-1,95)   | 1,86     | 2,88      | 1,74     | 2,32     | 5,62      |
| <b>Phillips-Perron (1988)</b>   |          |           |          |          |           |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσωση 2.17α</i><br>$t(\rho-1)^* \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89) | L=4 (LB) | L=4 (BIC) | L= (LM)  | L=4 (LB) | L=6 (LM)  |
| <i>Εξίσωση 2.17β</i><br>$t(\rho-1) \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45)                        | -7,62    | -1,00     | -7,42    | -2,53    | -1,98     |
| <b>Συμπεράσματα</b>   |          |           |          |          |           |
| Από Πίν. 3.3 & 3.4  | I(1)     | I(0)      | I(1)     | I(1)     | I(1)      |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

**Σημείωση:**

Οι αριθμοί στις παρενθέσεις της Α' στήλης εκφράζουν τις *κριτικές τιμές* των DF και ADF, σε  $\alpha=5\%$  και μέγεθος δείγματος  $N=100$ . Πιο αναλυτικά, αυτές είναι:

- Για τις στατιστικές  $\tau_\tau$ ,  $\tau_{\beta\tau}$ ,  $t(\rho-1)$  είναι:  
-4,04 ( $\alpha=1\%$ ), -3,45 ( $\alpha=5\%$ ), -3,15 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Fuller (1976).
- Για τις στατιστικές  $\tau_\mu$ ,  $\tau_{\alpha\mu}$ ,  $t(\rho-1)^*$  είναι:  
-3,51 ( $\alpha=1\%$ ), -2,89 ( $\alpha=5\%$ ), -2,58 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Fuller (1976).
- Για τη στατιστική  $\tau$  είναι:  
-2,60 ( $\alpha=1\%$ ), -1,95 ( $\alpha=5\%$ ), -1,61 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Fuller (1976).
- Για τη στατιστική  $\varphi_2$  είναι:  
6,50 ( $\alpha=1\%$ ), 4,88 ( $\alpha=5\%$ ), 4,16 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Dickey-Fuller (1981).
- Για τη στατιστική  $\varphi_3$  είναι:  
8,73 ( $\alpha=1\%$ ), 6,49 ( $\alpha=5\%$ ), 5,47 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Dickey-Fuller (1981).
- Για τη στατιστική  $\varphi_1$  είναι:  
6,70 ( $\alpha=1\%$ ), 4,71 ( $\alpha=5\%$ ), 3,86 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Dickey-Fuller (1981).

Όπου:

L: Αριθμός χρονικών υστερήσεων (lags) στους ελέγχους ADF. Η επιλογή έγινε με βάση τα θεωρητικά “ισοδύναμα” κριτήρια Lagrange Multiplier test (LM-test), ή Ljung-Box Q-statistic (LB-test), ή Akaike Information Criterion (AIC) ή Schwartz Bayesian Criterion (SBC).

Q(25-1): η Q-stat των Ljung-Box για τους συντελεστές αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων από  $\tau_2$ - $\tau_{25}$ , αφού χρησιμοποιείται κάποια μέθοδος διόρθωσης για την αυτοσυσχέτιση 1ης τάξης (Cochrane-Orcutt ή Hildreth-Lu). Έτσι σ’όλες τις παλινδρομήσεις η  $DW \approx 2$ , ενώ δεν αναφέρεται αφού είναι συνήθως ακατάλληλη. (Στα ADF-tests χρησιμοποιούμε τις εξαρτημένες με υστερήσεις).

Οι Πίνακες 3.5 και 3.6 παρουσιάζουν τους τρεις (CRDW, EG και AEG) ελέγχους συνολοκλήρωσης. Στον Πίνακα 3.5 δίνονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης (CR). Οι στατιστικές DW συγκρινόμενες με τις κριτικές τιμές των Sargan and Bhargava (1983)<sup>23</sup> συνηγορούν υπέρ της απόρριψης της  $H_0: \nexists CI$ .

**Πίνακας 3.5**  
 Παλινδρομήσεις Συνολοκλήρωσης (CR) και  
 Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης με το Κριτήριο DW (CRDW)  
 στα Υποδείγματα του Δείκτη Μέσης Αξίας Εξαγωγών (3.13) της Ελλάδας.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)

| Εξαρτημένη →<br>↓ Ερμηνευτικές | LXUV<br>(Εξίσωση 3.13α) | LXUV<br>(Εξίσωση 3.13β) | LXUV<br>(Εξίσωση 3.13γ) |
|--------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <b>Σταθερά</b>                 | -0,01<br>(-0,90)        | -0,02<br>(-1,58)        | -0,01<br>(-0,81)        |
| <b>LULC</b>                    | 0,67<br>(33,90)         | 0,30<br>(4,22)          | 0,27<br>(3,31)          |
| <b>LXUV_c</b>                  | 0,45<br>(6,89)          | 0,81<br>(9,07)          |                         |
| <b>LIReff(X)</b>               |                         | 0,45<br>(5,28)          |                         |
| <b>LXUVCDR</b>                 |                         |                         | 0,60<br>(6,41)          |
| $\bar{R}^2$                    | 0,9927                  | 0,9943                  | 0,9924                  |
| DW<br>(0,386)                  | 0,72                    | 0,72                    | 0,53                    |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Σημείωση:

α) Οι αριθμοί σε παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, εκτός από αυτήν της πρώτης στήλης κάτω από την DW ή οποία είναι η κριτική τιμή σε  $\alpha=5\%$  για το κριτήριο CRDW.

β) Για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης με το κριτήριο CRDW,

$H_0$ : Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών ( $\nexists CI$ ) ή  $d=0$

$H_1$ : Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών ( $\exists CI$ ) ή  $d \neq 0$

<sup>23</sup> Sargan, J.P. and A.S. Bhargava (1983), "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk," *Econometrica*, vol.51, pp. 153-174.

οι κριτικές τιμές της DW-στατιστικής για μέγεθος δείγματος  $T=100$  είναι 0,511 ( $\alpha=1\%$ ), 0,386 ( $\alpha=5\%$ ), και 0,322 ( $\alpha=10\%$ ).

Στον Πίνακα 3.6 ελέγχουμε για μοναδιαίες ρίζες στα υπόλοιπα των παλινδρομήσεων συνόλων (Πίνακας 3.5) με τους δύο ADF στατιστικές  $\tau_t$  και  $\tau_\mu$  και την DFR $\tau$ . Ξεκάθαρο αποτέλεσμα ότι δεν υπάρχει CI έχουμε μόνο στην περίπτωση  $\Delta Res1$  (δηλαδή, τα υπόλοιπα της CR της 3.13α), ενώ για τις άλλες δύο αποφασίζουμε να απορρίψουμε την  $H_0$  με κάποιες επιφυλάξεις, αφού τα αποτελέσματα όλων των ελέγχων είναι ίδια.

**Πίνακας 3.6**

Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης με τα Κριτήρια EG και AEG των Υποδειγμάτων του Δείκτη Μέσης Αξίας Εξαγωγών (3.13) της Ελλάδας (CR Πίνακα 3.5)  
(τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)

| Εξαρτημένη $\rightarrow$<br>$\downarrow$ Στατιστικές | $\Delta Res1$<br>(1) | $\Delta Res2$<br>(2) | $\Delta Res3$<br>(3) |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|
| $\tau_t$   | -2,55<br>(4,16)      | -4,46<br>(4,49)      | -2,52<br>(4,16)      |
| $\tau_\mu$   | -2,60<br>(3,77)      | -4,51<br>(4,11)      | -3,79<br>(3,77)      |
| $\tau$   | -2,61<br>(3,27)      | -4,54<br>(3,74)      | -3,81<br>(3,27)      |
| <b>Συμπεράσματα</b>                                  | $\nexists$ CI        | $\exists$ CI         | $\exists$ CI         |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

όπου:

EG(AEG): Engle-Granger (Augmented Engle-Granger) test έλεγχοι συνολοκλήρωσης

L: το πλήθος των υστερήσεων στις AEG παλινδρομήσεις, όπως προσδιορίζεται από τα κριτήρια LM, LB και BIC.

$Res1=LXUV_t - (a + b_1LULC_t + b_2LXUV_{-c_t})$ .

$Res2=LXUV_t - [a + b_1LULC_t + b_2LXUV_{-c_t} + b_3LIReff(X)_t]$ .

$Res3=LXUV_t - (a + b_1LULC_t + b_2LXUV_{CDR_t})$ .

Σημείωση:

Οι κριτικές τιμές για αυτούς τους ελέγχους Engle-Granger (EG) και Augmented Engle-Granger (AEG), δίνονται στον Πίνακα 3.α των Phillips and Ouliaris (1990),

αλλά για διευκόλυνση παρουσιάζονται σε παρένθεση κάτω από τις τιμές των στατιστικών.

Τέλος, οι εκτιμήσεις των βραχυχρόνιων παλινδρομήσεων για μεν την (3.13α) δίνονται στον Πίνακα 3.7, ενώ για τις συνολοκληρώσεις ο Πίνακας 3.8 παρουσιάζει τις εκτιμήσεις των ΥΔΣ.

Το σημαντικό αποτέλεσμα από τον Πίνακα 3.7 είναι ότι βραχυχρόνια ολόκληρο το βάρος της ερμηνείας του ΧΥV φέρουν μόνο οι τιμές των ανταγωνιστών, αφού στις εκτιμήσεις με ή χωρίς τον περιορισμό (στατιστική σημαντικότητα) το UKC είναι στατιστικά ασήμαντο.

Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουν και οι εκτιμήσεις (OLS) των ΥΔΣ για τις (3.13β) και (3.13γ). Μοναδική εξαίρεση στην (3.13γ) με τον περιορισμό  $\beta_1 + \beta_2 = 1$  (οριακά στατιστικά σημαντικός), όπου το κόστος της ελληνικής εργασίας συμβάλλει κατά 26% έναντι 74% των τιμών των ανταγωνιστών μας σε δραχμές στην ερμηνεία του ΧΥV.

**Πίνακας 3.7**  
 Εκτιμήσεις των Βραχυχρόνιων Διακυμάνσεων  
 του Δείκτη Μέσης Αξίας Εξαγωγών (XUV) της Ελλάδας στην 3.13α.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)

| Εξαρτημένη →<br>↓ Ερμηνευτικές         | $\Delta L X U V$<br>(1) | $\Delta L X U V$<br>(2) |
|--|-------------------------|-------------------------|
| <b>Σταθερά</b>                         | 0,02<br>(2,44)          | 0,02<br>(2,45)          |
| <b>STLULC</b>                          | -0,03<br>(-0,16)        | -0,04<br>(-0,23)        |
| <b><math>\Delta L X U V C</math></b>   | 1,08<br>(2,67)          | 1,03<br>(6,65)          |
| <b><math>\Delta L X U V(-1)</math></b> | -0,29<br>(-2,79)        | -0,28<br>(-2,97)        |
| <b><math>\Delta L X U V(-2)</math></b> | -0,06<br>(0,58)         | -0,06<br>(-0,58)        |
| <b><math>\Delta L X U V(-3)</math></b> | -0,11<br>(-1,02)        | -0,11<br>(-1,06)        |
| <b><math>\Delta L X U V(-4)</math></b> | 0,26<br>(2,52)          | 0,26<br>(2,63)          |
| $\bar{R}^2$                            | 0,1730                  | 0,1827                  |
| DW                                     | 1,95                    | 1,95                    |
| Q(24-0)<br>[p-value]                   | 15,58<br>[0,90]         | 15,60<br>[0,90]         |
| F(1,92)<br>[p-value]                   |                         | 0,015<br>[0,90]         |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

όπου:

$\Delta$ : ο τελεστής πρώτης διαφοράς. Lx: ο λογάριθμος της μεταβλητής x.

Σημείωση:

α) Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, ενώ μέσα στις αγκύλες τις p-values.

**Πίνακας 3.8**  
 Εκτιμήσεις Υποδειγμάτων Διόρθωσης Σφάλματος  
 των Εξισώσεων (3.13β και 3.13γ) του Δείκτη Μέσης Αξίας Εξαγωγών της Ελλάδας.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)

| Εξαρτ. →<br>↓ Ερμην.                 | Εξίσωση 3.13β        |                      | Εξίσωση 3.13γ        |                      |
|--------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                                      | $\Delta LXUV$<br>(1) | $\Delta LXUV$<br>(2) | $\Delta LXUV$<br>(3) | $\Delta LXUV$<br>(4) |
| <b>Res2(-1)</b>                      | -0,31<br>(-3,41)     | -0,31<br>(-3,40)     |                      |                      |
| <b>Res3(-1)</b>                      |                      |                      | -0,32<br>(-3,64)     | -0,36<br>(4,21)      |
| <b>STLULC</b>                        | 0,05<br>(0,29)       | 0,02<br>(0,14)       | 0,04<br>(0,23)       | 0,26<br>(2,11)       |
| <b><math>\Delta LXUV_c</math></b>    | 1,12<br>(2,92)       | 0,98<br>(6,60)       |                      |                      |
| <b><math>\Delta LIReff(X)</math></b> | 0,31<br>(1,83)       | 0,31<br>(1,85)       |                      |                      |
| <b>STLXUVCDR</b>                     |                      |                      | 0,50<br>(2,82)       | 0,74<br>(6,06)       |
| <b><math>\Delta LXUV(-1)</math></b>  | -0,09<br>(-0,87)     | -0,07<br>(-0,79)     | 0,05<br>(0,5)        | 0,05<br>(0,5)        |
| <b><math>\Delta LXUV(-2)</math></b>  | 0,06<br>(0,63)       | 0,07<br>(0,81)       | 0,22<br>(2,45)       | 0,22<br>(2,45)       |
| <b><math>\Delta LXUV(-3)</math></b>  | 0,02<br>(0,20)       | 0,03<br>(0,31)       | 0,21<br>(2,33)       | 0,23<br>(2,53)       |
| <b><math>\Delta LXUV(-4)</math></b>  | 0,30<br>(3,22)       | 0,31<br>(3,42)       | 0,45<br>(4,97)       | 0,44<br>(4,83)       |
| $\bar{R}^2$                          | 0,2587               | 0,2655               | 0,2073               | 0,1870               |
| DW                                   | 1,95                 | 1,96                 | 2,00                 | 1,95                 |
| Q(24-0)<br>[p-value]                 | 13,30<br>[0,96]      | 13,28<br>[0,95]      | 14,84<br>[0,93]      | 13,27<br>[0,96]      |
| F(1,91), F(1,92)<br>[p-value]        |                      | 0,1517<br>[0,70]     |                      | 3,38<br>[0,07]       |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

όπου:

$\Delta$ : ο τελεστής πρώτης διαφοράς. Lx: ο λογάριθμος της μεταβλητής x.

Σημείωση: α) Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, ενώ μέσα στις αγκύλες τις p-values. β) Στις στήλες (2) και (4) δίνονται οι εκτιμήσεις ET κάτω από τον περιορισμό το άθροισμα των συντελεστών κόστους (ULC) και τιμών των ανταγωνιστών (XUVC ή XUVCDR) να ισούται με τη μονάδα.

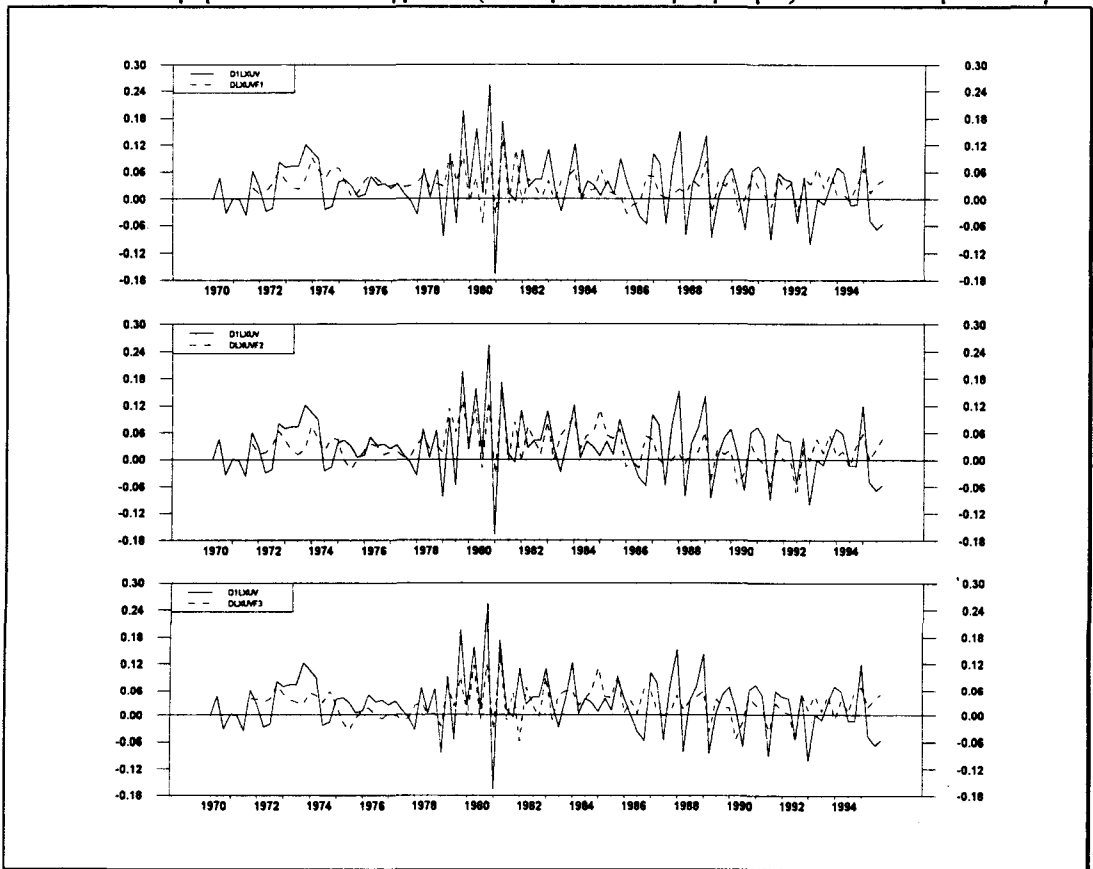


Αξίζει να σημειωθεί ότι πράγματι οι σειρές στην 3.13β και 3.13γ είναι συνολοκληρωμένες, αφού τα υπόλοιπα των CR με μία υστέρηση είναι και στις 4 περιπτώσεις στατιστικά σημαντικά, ενώ οι τιμές των εκτιμηθέντων συντελεστών τους δηλώνουν ότι σε μια εξωγενή διαταραχή το 1/3 περίπου της βραχυχρόνιας απόκλισης από τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας (συνολοκλήρωση) προσαρμόζεται αμέσως (ταυτόχρονα με τη διαταραχή). Με άλλα λόγια, η ταχύτητα της βραχυχρόνιας προσαρμογής στη μακροχρόνια ισορροπία είναι την ίδια περίοδο 1/3. Εάν οι τιμές των ανταγωνιστών σε συνάλλαγμα (XUV\_c) αυξηθεί κατά 1% στην ίδια κατεύθυνση και στο ίδιο ποσοστό θα μεταβληθούν και οι ελληνικές τιμές εξαγωγών σε δραχμές. Αντίθετα, μόνο στο 1/3 της διαταραχής της σταθμισμένης ισοτιμίας της δραχμής (οριακή στατιστική σημαντικότητα) αντιδρούν οι ελληνικές τιμές εξαγωγών σε δραχμές. Αξιοσημείωτο είναι πως όταν οι τιμές των ανταγωνιστών μας εκφράζονται σε δραχμές, οι εκτιμηθέντες συντελεστές μειώνονται στο 1/2 ή 3/4.

Τέλος, για το βαθμό της καλής προσαρμοστικότητας ή προβλεπτικότητας των εκτιμηθέντων υποδειγμάτων θεωρούμε ότι αν και είναι χαμηλός, αφενός είναι μέσα στα όρια αντίστοιχων εκτιμηθέντων της διεθνούς βιβλιογραφίας (βλ. παράγραφο 3.1) και, αφετέρου, δεν πρέπει να λησμονείται ότι οι υπόψη εκτιμήσεις των ΥΔΣ προσπαθούν να ερμηνεύσουν τις βραχυχρόνιες διακυμάνσεις της εξαρτημένης (μετά την απαλοιφή της τάσης της) κι επομένως γραμμικά υποδείγματα, όπως τα συγκεκριμένα είναι απόλυτα αναμενόμενο να δίνουν τέτοια αποτελέσματα. Δια του λόγου το αληθές, παρατίθεται το Διάγραμμα 3.2 και ο Πίνακας 3.9.

### Διάγραμμα 3. 2

Βραχυχρόνιες Διακυμάνσεις Δείκτη Μέσης Αξίας Ελληνικών Εξαγωγών και Δυναμικές Προσομιώσεις (XUVF1-3) από τα Εκτιμηθέντα Υποδείγματα (3.13 με τον περιορισμό) των Στάσιμων Σειρών.



Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Όλες οι μεταβλητές είναι μετασηματισμένες σε πρώτες λογαριθμικές διαφορές.

### Πίνακας 3.9

Βασικές Στατιστικές από τις Δυναμικές Βραχυχρόνιες Παλινδρομήσεις (3.13) των Στάσιμων Σειρών (Εξαρτ. D1LXUV, Προσαρμ. DLXUVF1-3).

|                | T   | Μέσος  | Τυπ. Σφάλμα | Ελάχ. Παρ. | Μέγ. Παρ. |
|----------------|-----|--------|-------------|------------|-----------|
| <b>D1LXUV</b>  | 103 | 0.0282 | 0.0662      | -0.1659    | 0.2532    |
| <b>DLXUVF1</b> | 99  | 0.0292 | 0.0314      | -0.0524    | 0.1317    |
| <b>DLXUVF2</b> | 99  | 0.0270 | 0.0380      | -0.0723    | 0.1520    |
| <b>DLXUVF3</b> | 99  | 0.0256 | 0.0420      | -0.0706    | 0.1471    |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

### 3.2.3 Υποδείγματα Ερμηνείας του Δείκτη Μέσης Αξίας Εισαγωγών της Ελληνικής Οικονομίας (1970-1995).

Όπως και στην περίπτωση των εξαγωγικών τιμών (XUV), έτσι και εδώ για το Δείκτη Μέσης Αξίας Εισαγωγών (MUV), η οικονομική θεμελίωση των υποδειγμάτων που προτείνουμε στηρίζεται στη θεωρία που παρουσιάσαμε στο Α' τμήμα του παρόντος Κεφαλαίου. Οι προτεινόμενες προς εκτίμηση τρεις γραμμές εξειδίκευσης είναι:

$$3.14\alpha \quad MUV_t = a + \beta_1 ULC\_m_t + \beta_2 CPI_t + \varepsilon_t$$

$$3.14\beta \quad MUV_t = a + \beta_1 ULC\_m_t + \beta_2 CPI_t + \beta_3 IReff(M)_t + v_t$$

$$3.14\gamma \quad MUV_t = a + \beta_1 ULCMDR_t + \beta_2 CPI_t + \omega_t$$

όπου  $\varepsilon_t$ ,  $v_t$ ,  $\omega_t$ : όροι σφάλματος.

Υπενθυμίζεται ότι αναλυτική παρουσίαση των μεταβλητών και των πηγών τους δίνεται στην παράγραφο 3.2.1.

Όπως εύκολα μπορεί να διαπιστώσει κανείς, οι εξισώσεις 3.14 από οικονομικής άποψης έχουν ως επίκεντρο την εργασία του Herd (1987). Έτσι, η 3.14α προσδιορίζει το δείκτη μέσης αξίας ελληνικών εισαγωγών (MUV) ως συνάρτηση του σταθμικού μοναδιαίου κόστους εργασίας των χωρών προέλευσής τους (ULC\_m) [αυτές κατά Μ.Ο. (1970-1995) είναι: Γερμανία 37%, Ιταλία (22%), Ιαπωνία (16%), Γαλλία (14%) και Μεγάλη Βρετανία (11%), βλ. παράγραφο 3.2.1.] και του επιπέδου των εγχωρίων τιμών. Για την τελευταία μεταβλητή χρησιμοποιήθηκε ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (CPI). Επομένως η οικονομική θεμελίωση της 3.14α ανάγεται στις Έμμεσες Ισχυρές Μεθόδους προσδιορισμού των τιμών εισαγωγών, μεθοδολογία κατά την οποία η ισοτιμία δε λαμβάνεται υπόψη ούτε άμεσα (explicit) ούτε έμμεσα, π.χ. στην κατασκευή του δείκτη κόστους των ανταγωνιστών.

Η εξίσωση 3.14β αποτελεί την επέκταση της 3.14α χρησιμοποιώντας τις επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές της σταθμισμένης ισοτιμίας της δραχμής [IReff(M)]. Η στάθμιση υπολογίστηκε από το βάρος των κυριότερων χωρών-

εισαγωγέων μας (Γερμανία, Ιταλία, Ιαπωνία, Γαλλία, Μ.Βρετανία, βλ.παράγραφο 3.2.1).Κατά συνέπεια, το οικονομικό υπόβαθρο της 3.14β εστιάζεται στις Άμεσες Μικτές Μεθόδους προσδιορισμού του ΜUV, όπως η εργασία του Spittaler (1980).

Τέλος, στην εξειδίκευση 3.14γ εμφανίζεται ο ΜUV (σε δραχμές) ως συνάρτηση του κόστους σε δραχμές των ανταγωνιστών χωρών εισαγωγών μας  $ULC_{MDR} \equiv ULC - m \cdot I \text{ Re } ff(M)$  και του δείκτη που εκφράζει το μέσο επίπεδο των εγχωρίων τιμών καταναλωτικών αγαθών (CPI). Η οικονομική θεμελίωση αυτής της εξίσωσης συνδυάζει την πρόταση Herd (1987) με εκείνες των Spittaler (1980) και Spencer (1984), ο οποίος εκφράζει τις τιμές των ανταγωνιστών (εδώ για μας κόστος εργασίας) σε εγχώριο νόμισμα.

Στον Πίνακα 3.10 παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων (OLS) των μακροχρόνιων παλινδρομήσεων (χωρίς την αφαίρεση από τις σειρές της τάσης της) των υποδειγμάτων 3.14. Στις εκτιμήσεις οι μεταβλητές μετασχηματίζονται στους φυσικούς τους λογαρίθμους ( $L \equiv \ln$ ).

Και στα τρία υποδείγματα, ο περιορισμός  $\beta_1 + \beta_2 = 1$  είναι στατιστικά ασήμαντος με  $p \rightarrow 0$ . Κι εδώ όπως και στα υποδείγματα (3.13) του δείκτη μέσης αξίας εξαγωγών, η έντονη παρουσία της αυτοσυσχέτισης (η οποία αντιμετωπίζεται με εκτίμηση Cochrane-Orcutt του  $\rho$  συντελεστή αυτοσυσχέτισης Α' τάξης) μάλλον υπονοεί την απουσία σημαντικών ερμηνευτικών μεταβλητών στα υποδείγματα.

Ο συντελεστής του μοναδιαίου κόστους εργασίας των χωρών προέλευσης των ελληνικών εισαγωγών είναι στατιστικά σημαντικός είτε εκφράζεται σε συνάλλαγμα είτε σε δραχμές, μία αύξησή του δε κατά 10% οδηγεί σε αύξηση του ΜUV κατά 2,6%-4,5%. Η μη πλήρης αντανάκλαση της αύξησης του κόστους στις τιμές εξαγωγών τους μεταφράζει το γεγονός ότι οι εξαγωγείς των χωρών προέλευσης των ελληνικών εισαγωγών εφαρμόζουν στρατηγική ανταγωνιστικότητας για τη διεκδίκηση μεγαλύτερου μεριδίου από την ελληνική αγορά.

Το εγχώριο επίπεδο τιμών είναι στατιστικά σημαντικό στην ερμηνεία του ΜUV. Εξίσου ασήμαντη είναι και η σταθμισμένη ισοτιμία της δραχμής. Το τελευταίο ίσως υπονοεί είτε ότι οι ξένοι εξαγωγείς που προμηθεύουν την ελληνική αγορά εισαγωγών χρησιμοποιούν τεχνικές αντιμετώπισης του συναλλαγματικού κινδύνου στην περίπτωση που υπογράφουν συμβόλαια σε δραχμές είτε ότι απαιτούν

να πληρωθούν στο νόμισμά τους ή γενικότερα σε συνάλλαγμα (δολάριο ως ενδιάμεσο).

Σημειώνεται ότι στην περίπτωση όπου η σταθμισμένη ισοτιμία της δραχμής χρησιμοποιείται στην κατασκευή της ULCMDR, η προκύπτουσα μεταβλητή είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως μπορούμε να ισχυρισθούμε ότι τουλάχιστον έμμεσα η συναλλαγματική πολιτική συμβάλλει στην ερμηνεία του Δείκτη Μέσης Αξίας Εισαγωγών, όπως και στην περίπτωση των εξαγωγών.

Η πολύ καλή προσαρμοστικότητα των εκτιμηθέντων υποδειγμάτων 3.14 απεικονίζεται στο Διάγραμμα 3.3, ενώ ο Πίνακας 3.11 δείχνει ότι το καλύτερο από τα εκτιμηθέντα υποδείγματα είναι το 3.14γ (κριτήριο το ελάχιστο τυπικό σφάλμα του μέσου).

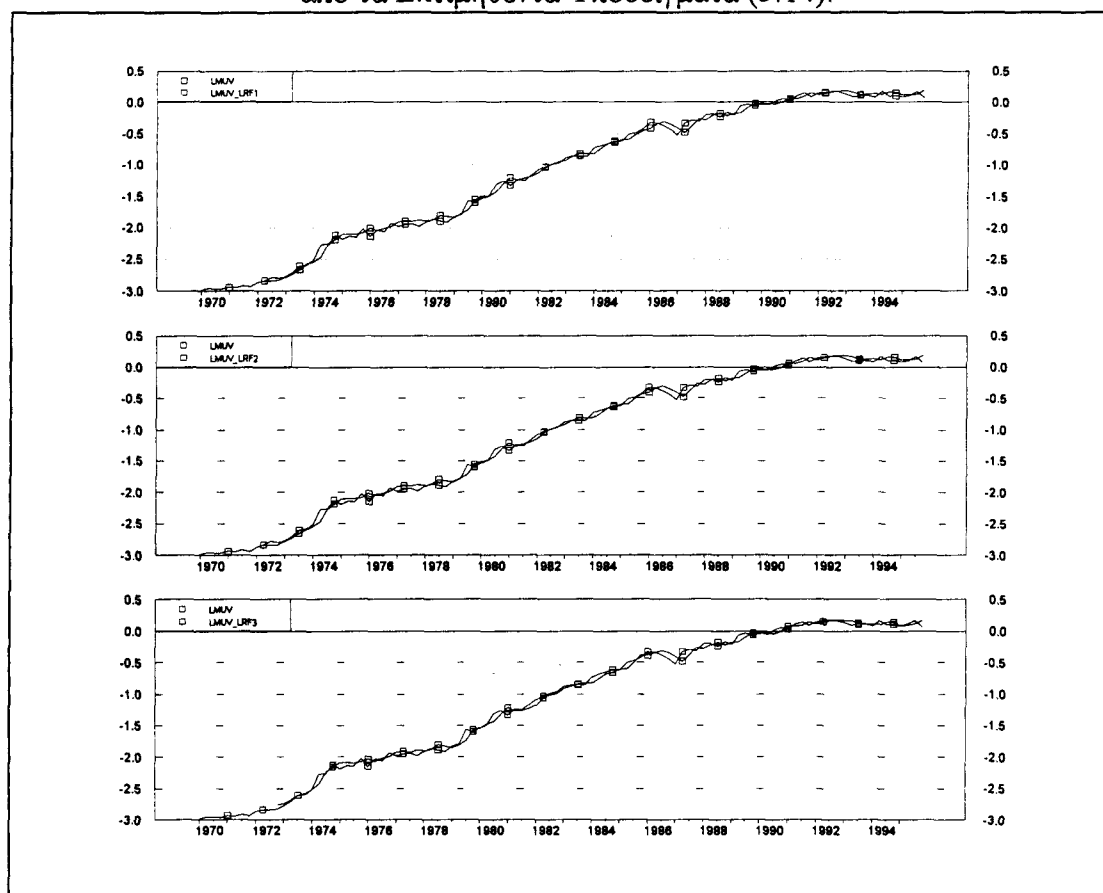
**Πίνακας 3.10**  
**Μακροχρόνιες Παλινδρομήσεις**  
 στα Υποδείγματα (3.14) του Δείκτη Μέσης Αξίας Εισαγωγών της Ελλάδας.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)

| Εξαρτημένη →<br>↓ Ερμηνευτικές | LMUV<br>(εξίσωση 3.14α)         | LMUV<br>(εξίσωση 3.14β)         | LMUV<br>(εξίσωση 3.14γ)        |
|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|
| <b>Σταθερά</b>                 | στ.ασήμ.                        | στ.ασήμ.                        | στ.ασήμ.                       |
| <b>LULC_M</b>                  | 0,26<br>(2,35)                  | 0,42<br>(2,05)                  |                                |
| <b>LCPI</b>                    | 0,02<br>(0,36)                  | -0,09<br>(-0,65)                | 0,04<br>(1,74)                 |
| <b>LIReff(M)</b>               |                                 | 0,12<br>(0,86)                  |                                |
| <b>LULCMDR</b>                 |                                 |                                 | 0,45<br>(2,54)                 |
| <b>LMUV(-1)</b>                | 0,40<br>(4,19)                  | 0,36<br>(3,75)                  | 1,23<br>(12,45)                |
| <b>LMUV(-2)</b>                | 0,45<br>(4,87)                  | 0,46<br>(5,02)                  | -0,29<br>(-3,03)               |
| $\hat{\rho}$                   | 0,29<br>(1,78)                  | 0,32<br>(2,05)                  | -0,54<br>(-4,34)               |
| $\bar{R}^2$                    | 0,9956                          | 0,9955                          | 0,9953                         |
| DW                             | 1,97                            | 1,97                            | 2,01                           |
| Q(25-1)                        | 24,71                           | 25,57                           | 26,91                          |
| [p-value]                      | [0,31]                          | [0,27]                          | [0,21]                         |
|                                | F(1,92)=41,69<br>[p-value=0,00] | F(1,95)=29,91<br>[p-value=0,00] | F(1,88)=7,07<br>[p-value=0,01] |
| <b>RLR</b>                     | $\nexists$ MP                   | $\nexists$ MP                   | $\nexists$ MP                  |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Σημείωση: α) Οι αριθμοί σε παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, ενώ σε αγκύλες τις p-values. β)  $\hat{\rho}$ : εκτίμηση Cochrane-Orcutt του συντελεστού αυτοσυσχέτισης Α' τάξης των σφαλμάτων. γ) RLR: τα υπόλοιπα των μακροχρόνιων παλινδρομήσεων. δ)  $\nexists$  MP: δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα.

**Διάγραμμα 3.3**  
 Δείκτης Μέσης Αξίας Ελληνικών Εισαγωγών (LMUV) και  
 Δυναμικές Προσομιώσεις Μακροχρόνιων Παλινδρομήσεων (LMUV\_LRF1-3)  
 από τα Εκτιμηθέντα Υποδείγματα (3.14).



Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

**Πίνακας 3.11**  
 Βασικές Στατιστικές της Εξαρτημένης (LMUV) και των Προσαρμοσμένων  
 (LMUV\_LRF1-3) των Μακροχρόνιων Παλινδρομήσεων (3.14).

|                  | T   | Μέσος   | Τυπ. Σφάλμα | Ελάχ. Παρ. | Μέγ. Παρ. |
|------------------|-----|---------|-------------|------------|-----------|
| <b>LMUV</b>      | 104 | -1.1385 | 1.0749      | -2.9862    | 0.1773    |
| <b>LMUV_LRF1</b> | 96  | -0.9882 | 0.9740      | -2.8748    | 0.1841    |
| <b>LMUV_LRF2</b> | 96  | -0.9866 | 0.9755      | -2.8711    | 0.1828    |
| <b>LMUV_LRF3</b> | 94  | -0.9514 | 0.9386      | -2.7589    | 0.1757    |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

Οι μεταβλητές MUV, ULC\_m και CPI έχουν στατιστικά σημαντική προσδιοριστική τάση και εποχικότητα, ενώ IReff(M) και μοναδιαίο κόστος ξένης εργασίας σε δραχμές μόνο τάση, όπως φαίνεται από τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του Πίνακα 3.12.

**Πίνακας 3.12**  
Έλεγχοι Προσδιοριστικών Όρων,  
(Τάσης ή/και Εποχικότητας, Εξισώσεις 2.4 ή 2.5 ή 2.6),  
για τα Υποδείγματα Μέσης Αξίας Εισαγωγών (3.14) της Ελλάδας.  
(τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)

|                 |   |
|-----------------|---|
| <b>MUV</b>      | Στατ. Σημ. Όροι (Εξίσωση 2.6)<br>$\bar{R}^2 = 0,9931$ Q(23-1)=16,95 [p-val.=0,77] |
| <b>ULC_m</b>    | Στατ. Σημ. Όροι (Εξίσωση 2.6)<br>$\bar{R}^2 = 0,9994$ Q(23-0)=20,62 [p-val.=0,60] |
| <b>CPI</b>      | Στατ. Σημ. Όροι (Εξίσωση 2.6)<br>$\bar{R}^2 = 0,9998$ Q(24-1)=24,27 [p-val.=0,39] |
| <b>IReff(M)</b> | Στατ. Σημ. Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2 = 0,9981$ Q(25-1)=27,73 [p-val.=0,27] |
| <b>ULCMDR</b>   | Στατ. Σημ. Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2 = 0,9986$ Q(22-1)=20,08 [p-val.=0,52] |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Σημείωση:

Όλες οι μεταβλητές ορίζονται στην παράγραφο 3.2.1 “Στατιστικά Δεδομένα”.

όπου:

Ix: ο δείκτης της μεταβλητής x με βάση 1 το έτος 1990.

$ULCMDR \equiv ULC\_m \cdot IReff(M)$

Στον Πίνακα 3.13 δίνονται τα αποτελέσματα των ελέγχων για μοναδιαίες ρίζες, όπως προτείνονται από τους Bhargava (1986), Dolado et al. (1990) και Phillips-Perron (1988) για τις μεταβλητές των υποδειγμάτων 3.14. Από αυτόν συμπεραίνουμε ότι το μοναδιαίο κόστος εργασίας στις χώρες προέλευσης των εισαγωγών μας και η σταθμισμένη ισοτιμία της δραχμής προέρχονται από το Χ.Σ.Υ. ενώ οι υπόλοιπες από το ΣμπΔ.



**Πίνακας 3.13**  
 Έλεγχοι Μοναδιαίων Ριζών,  
 για τα Υποδείγματα (3.14) Μέσης Αξίας Εισαγωγών της Ελλάδας.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)

|   | MUV              | ULC m             | CPI              | IReff(M)         | ULCMDR   |
|---|------------------|-------------------|------------------|------------------|----------|
| <b>Bhargava (1986)</b>  |                  |                   |                  |                  |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ. 2.9β</i>  | L=8 (LB)         | L=4 (LM)          | L=4 (LM)         | L=0 (LM)         | L=4 (LM) |
| $\tau_r \{H_0: \rho=1 \Rightarrow \alpha_1=0\}$<br>(-3,45)                            | -2,05            | -3,47             | -1,47            | -1,59            | -1,74    |
| <b>Dolado et al. (1990)</b>   |                  |                   |                  |                  |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ. 2.13γ ή 2.14γ</i>                                       | L=8 (LB)         | L=4 (LM)          | L=4 (LM)         | L=0 (LM)         | L=4 (LM) |
| $\tau_r \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45)   | -2,05            | -3,47             | -1,47            | -1,59            | -1,74    |
| $\varphi_2 \{H_0: \mu=\beta=0, \rho=1\}$<br>(4,88)                                    | 2,20             | 7,59              | 2,48             | 21,15            | 2,91     |
| $\tau_{\beta r} \{H_0: \beta=0/\rho=1\}$<br>(2,79)                                    | 1,92             | 3,35              | 2,10             | 2,92             | -1,74    |
| $\varphi_3 \{H_0: \beta=0, \rho=1, \mu \neq 0\}$<br>(6,49)                            | 2,14             | 6,97              | 2,54             | 9,51             | 2,74     |
| <i>Εξίσ. 2.13β ή 2.14β</i>  | L=8 (LB)         | L=6 (LM)          | L=4 (LM)         | L=0 (LM)         | L=4 (LM) |
| $\tau_\mu \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)   | -0,76            | -1,38             | -0,79            | 3,13             | 0,57     |
| $\tau_{\mu\rho} \{H_0: \mu=0/\rho=1\}$<br>(2,54)                                      | 1,67             | 3,30              | 1,44             | 1,35             | 1,50     |
| $\varphi_1 \{H_0: \mu=(\rho-1)=0\}$<br>(4,71)   | 1,41             | 7,90              | 1,45             | 25,58            | 1,71     |
| <i>Εξίσ. 2.13α ή 2.14α</i>  | L=8 (LB)         | L=1 (LM)          | L=5 (LM)         | L=0 (LM)         | L=4 (LM) |
| $\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-1,95)   | 0,20             | 5,13              | -0,30            | 6,99             | 1,07     |
| <b>Phillips-Perron (1988)</b>   |                  |                   |                  |                  |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσωση 2.17α</i><br>$t(\rho-1)^* \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89) | L=8 (LB)<br>0,04 | L=0 (LM)<br>-0,33 | L=4 (LM)<br>2,84 | L=0 (LM)<br>1,45 | L=4 (LM) |
| <i>Εξίσωση 2.17β</i><br>$t(\rho-1) \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45)                        | -6,98            | -7,99             | 1,14             | -2,03            | -1,48    |
| <b>Συμπεράσματα</b>   |                  |                   |                  |                  |          |
| Από Πίν. 3.12, 3.13   | I(1)             | TSP               | I(1)             | TSP              | I(1)     |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

**Σημείωση:**

α) Οι αριθμοί στις παρενθέσεις της Α' στήλης εκφράζουν τις *κριτικές τιμές* των DF και ADF, σε  $\alpha=5\%$  και μέγεθος δείγματος  $N=100$ . Πιο αναλυτικά, αυτές είναι:

- Για τις στατιστικές  $\tau_r$ ,  $\tau_{\beta r}$ ,  $t(\rho-1)$  είναι:  
-4,04 ( $\alpha=1\%$ ), -3,45 ( $\alpha=5\%$ ), -3,15 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Fuller (1976).
- Για τις στατιστικές  $\tau_\mu$ ,  $\tau_{\alpha\mu}$ ,  $t(\rho-1)^*$  είναι:  
-3,51 ( $\alpha=1\%$ ), -2,89 ( $\alpha=5\%$ ), -2,58 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Fuller (1976).
- Για τη στατιστική  $\tau$  είναι:  
-2,60 ( $\alpha=1\%$ ), -1,95 ( $\alpha=5\%$ ), -1,61 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Fuller (1976).
- Για τη στατιστική  $\phi_2$  είναι:  
6,50 ( $\alpha=1\%$ ), 4,88 ( $\alpha=5\%$ ), 4,16 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Dickey-Fuller (1981).
- Για τη στατιστική  $\phi_3$  είναι:  
8,73 ( $\alpha=1\%$ ), 6,49 ( $\alpha=5\%$ ), 5,47 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Dickey-Fuller (1981).
- Για τη στατιστική  $\phi_1$  είναι:  
6,70 ( $\alpha=1\%$ ), 4,71 ( $\alpha=5\%$ ), 3,86 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Dickey-Fuller (1981).

Όπου:

- L: Αριθμός χρονικών υστερήσεων (lags) στους ελέγχους ADF. Η επιλογή έγινε με βάση τα θεωρητικά “ισοδύναμα” κριτήρια Lagrange Multiplier test (LM-test), ή Ljung-Box Q-statistic (LB-test), ή Akaike Information Criterion (AIC) ή Schwartz Bayesian Criterion (SBC).
- Q(25-1): η Q-stat των Ljung-Box για τους συντελεστές αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων από  $r_2-r_{25}$ , αφού χρησιμοποιείται κάποια μέθοδος διόρθωσης για την αυτοσυσχέτιση 1ης τάξης (Cochrane-Orcutt ή Hildreth-Lu). Έτσι σ’όλες τις παλινδρομήσεις η  $DW \approx 2$ , ενώ δεν αναφέρεται αφού είναι συνήθως ακατάλληλη. (Στα ADF-tests χρησιμοποιούμε τις εξαρτημένες με υστερήσεις).

Στον Πίνακα 3.14 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης (CR), οι οποίες συνιστούν το Α΄ Βήμα για τον Έλεγχο Συνολοκλήρωσης των εμπλεκόμενων στα υποδείγματα 3.14 μεταβλητών κατά τη μεθοδολογία Engle-Granger (1987). Με βάση λοιπόν το κριτήριο ελέγχου CRDW, τα αποτελέσματα του οποίου παρουσιάζονται στην τελική γραμμή του υπόψη Πίνακα, μόνο στην εξίσωση 3.14β υπάρχει ένδειξη συνολοκλήρωσης των μεταβλητών της. Τα υπόλοιπα των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης κάθε μιας εξίσωσης (3.14) ελέγχθηκαν για ύπαρξη μοναδιαίων ριζών. Τα αποτελέσματα αυτών των ελέγχων με τις κριτικές τιμές από τον Πίνακα των Phillips-Ouliaris (1990)<sup>24</sup> σε παρένθεση δίνονται στον Πίνακα 3.15.

<sup>24</sup> Phillips, P.C.B. and S.Ouliaris (1990), “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration”, *Econometrica* vol. 58, pp.165-93.

**Πίνακας 3.14**  
**Παλινδρομήσεις Συνολοκλήρωσης (CR) και**  
**Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης με το Κριτήριο DW (CRDW)**  
**στα Υποδείγματα του Δείκτη Μέσης Αξίας Εισαγωγών (3.14) της Ελλάδας.**  
**(τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)**

| Εξαρτ. →<br>↓ Ερμην. | LMUV<br>(εξίσωση 3.14α) | LMUV<br>(εξίσωση 3.14β) | LMUV<br>(εξίσωση 3.14γ) |
|----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <b>Σταθερά</b>       | -0,12<br>(-6,72)        | -0,13<br>(-8,17)        | -0,07<br>(-2,94)        |
| <b>LULC_m</b>        | 1,29<br>(9,84)          | 2,33<br>(10,47)         |                         |
| <b>LCPI</b>          | 0,39<br>(8,42)          | -0,57<br>(-3,16)        | 0,17<br>(0,64)          |
| <b>LIReff(M)</b>     |                         | 0,95<br>(5,44)          |                         |
| <b>LULCMDR</b>       |                         |                         | 0,67<br>(2,45)          |
| $\bar{R}^2$          | 0,9845                  | 0,9881                  | 0,9702                  |
| DW<br>(0,386)        | 0,283                   | 0,508                   | 0,169                   |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Σημείωση: α) Οι αριθμοί σε παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, εκτός από αυτήν της πρώτης στήλης κάτω από την DW ή οποία είναι η κριτική τιμή σε  $\alpha=5\%$  για το κριτήριο CRDW.

β) Για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης με το κριτήριο CRDW,

$H_0$ : Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών ( $\forall CI$ ) ή  $d=0$

$H_1$ : Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών ( $\exists CI$ ) ή  $d \neq 0$

οι κριτικές τιμές της DW-στατιστικής για μέγεθος δείγματος  $T=100$  είναι 0,511 ( $\alpha=1\%$ ), 0,386 ( $\alpha=5\%$ ), και 0,322 ( $\alpha=10\%$ ).

**Πίνακας 3.15**

Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης με τα Κριτήρια EG και AEG  
των Υποδειγμάτων του Δείκτη Μέσης Αξίας Εισαγωγών (3.14) της Ελλάδας  
(CR Πίνακα 3.14)  
(τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)

| Εξαρτημένη →<br>↓ Στατιστικές | $\Delta Res4$<br>(1)        | $\Delta Res5$<br>(2)        | $\Delta Res6$<br>(3)        |
|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| $\tau_\tau$                   | L=0 (LM)<br>-2,04<br>(4,16) | L=1 (LM)<br>-2,17<br>(4,49) | L=1 (LM)<br>-1,57<br>(4,16) |
| $\tau_\mu$                    | L=0 (LM)<br>-2,04<br>(3,77) | L=1 (LM)<br>-2,18<br>(4,11) | L=1 (LM)<br>-1,53<br>(3,77) |
| $\tau$                        | L=0 (LM)<br>-2,06<br>(3,27) | L=1 (LM)<br>-2,20<br>(3,74) | L=1 (LM)<br>-1,54<br>(3,27) |
| <b>Συμπεράσματα</b>           | $\nexists$ CI               | $\nexists$ CI               | $\nexists$ CI               |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

όπου:

EG(AEG): Engle-Granger (Augmented Engle-Granger) test έλεγχου συνολοκλήρωσης

L: το πλήθος των υστερήσεων στις AEG παλινδρομήσεις, όπως προσδιορίζεται από τα κριτήρια LM, LB και BIC.

$Res4 = LMUV_t - (a + b_1 LULC_{-m_t} + b_2 LCPI_t)$ .

$Res5 = LMUV_t - [a + b_1 LULC_{-m_t} + b_2 LCPI_t + b_3 LIReff(M)_t]$ .

$Res6 = LMUV_t - (a + b_1 LULC_t + b_2 LULCMDR_t)$ .

Σημείωση:

Οι κριτικές τιμές για αυτούς τους ελέγχους Engle-Granger (EG) και Augmented Engle-Granger (AEG), δίνονται στον Πίνακα των Phillips and Ouliaris (1990) και για διευκόλυνση παρουσιάζονται σε παρένθεση κάτω από τις τιμές των στατιστικών.

Οι εκτιμήσεις των στατιστικών  $\tau_\tau$ ,  $\tau_\mu$ ,  $\tau$  δεν ξεπερνούν σε καμία περίπτωση τις κριτικές τιμές κι επομένως δε μπορεί να απορριφθεί η  $H_0$  περί ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα υπόλοιπα κι επομένως της μη-συνολοκλήρωσης των μεταβλητών.

Επομένως, έξω από το πλαίσιο της Ανάλυσης Συνολοκλήρωσης δε μπορούμε για την εκτίμηση των βραχυχρόνιων διακυμάνσεων του MUV να χρησιμοποιήσουμε

τα ΥΔΣ και γι αυτό προχωράμε με βάση την Κλασική Θεωρητική Οικονομετρία. Έχοντας αφαιρέσει την τάση από καθεμιά μεταβλητή, όπως μας υπέδειξαν τα αποτελέσματα των ελέγχων που παρουσιάστηκαν στους Πίνακες 3.12 και κυρίως 3.13, στις βραχυχρόνιες παλινδρομήσεις που δίνονται στον Πίνακα 3.16 χρησιμοποιούμε στάσιμες λογαριθμικά μετασχηματισμένες μεταβλητές.

**Πίνακας 3.16**

Εκτιμήσεις των Υποδειγμάτων του Δείκτη Μέσης Αξίας Εισαγωγών της Ελλάδας.  
(τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1970:01-1995:04)

| Εξαρτ. →<br>↓ Ερμην.                         | Εξίσωση 3.14α    |                  | Εξίσωση 3.14β    |                  | Εξίσωση 3.14γ    |                  |
|--|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
|  | ΔLMUV<br>(1)     | ΔLMUV<br>(2)     | ΔLMUV<br>(3)     | ΔLMUV<br>(4)     | ΔLMUV<br>(5)     | ΔLMUV<br>(6)     |
| <b>Σταθερά</b>                               |                  |                  | -0,03<br>(-1,32) | -0,01<br>(-0,70) |                  |                  |
| <b>STLULCM</b>                               | 0,73<br>(1,13)   | -0,09<br>(-0,55) | 0,54<br>(0,78)   | -0,37<br>(-0,87) |                  |                  |
| <b>ΔLCPI</b>                                 | 0,06<br>(0,25)   | -0,01<br>(-0,06) | 0,23<br>(0,84)   | 0,07<br>(0,28)   | -0,02<br>(-0,09) | -0,04<br>(-0,18) |
| <b>ΔLCPI(-1)</b>                             | 0,43<br>(2,12)   | 0,39<br>(1,96)   | 0,66<br>(2,47)   | 0,50<br>(1,98)   | 0,37<br>(1,75)   | 0,30<br>(1,51)   |
| <b>ΔLCPI(-2)</b>                             | 0,66<br>(2,69)   | 0,69<br>(2,78)   | 0,84<br>(2,94)   | 0,80<br>(2,77)   | 0,68<br>(2,77)   | 0,62<br>(2,62)   |
| <b>STLIReff(M)</b>                           |                  |                  | -0,02<br>(-0,12) | 0,07<br>(0,35)   |                  |                  |
| <b>ΔLULCMDR</b>                              |                  |                  |                  |                  | 0,14<br>(0,79)   | 0,12<br>(0,71)   |
| <b>ΔLMUV(-1)</b>                             | -0,34<br>(-3,49) | -0,31<br>(-3,38) | -0,34<br>(-3,38) | -0,30<br>(-3,06) | -0,33<br>(-3,37) | -0,29<br>(-3,30) |
| $\bar{R}^2$                                  | 0,1737           | 0,1670           | 0,1715           | 0,1539           | 0,1667           | 0,1675           |
| DW   | 1,90             | 1,91             | 1,94             | 1,94             | 1,91             | 1,98             |
| Q(24-0)                                      | 25,60            | 26,02            | 25,74            | 26,52            | 25,94            | 26,20            |
| [p-value]                                    | [0,32]           | [0,30]           | [0,31]           | [0,28]           | [0,30]           | [0,29]           |
| F(1,89),<br>F(1,87),<br>F(1,90)<br>[p-value] |                  | 1,74<br>[0,19]   |                  | 2,86<br>[0,09]   |                  | 0,90<br>[0,35]   |

όπου:

Δ: ο τελεστής πρώτης διαφοράς. Lx: ο λογάριθμος της μεταβλητής x.

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Σημείωση: α) Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, ενώ μέσα στις αγκύλες τις p-values. β) Στις στήλες (2), (4) και (6) δίνονται οι εκτιμήσεις ET κάτω από τον περιορισμό το άθροισμα των συντελεστών κόστους των εισαγόμενων (ULC<sub>m</sub> ή ULCMDR) και των εγχώριων τιμών καταναλωτή (CPI), να ισούται με τη μονάδα.

Και οι τρεις εξισώσεις (3.14) εκτιμώνται με και χωρίς τον περιορισμό ότι το άθροισμα του συντελεστή κόστους εργασίας των εισαγωγών και εγχωρίων τιμών καταναλωτή ισούται με τη μονάδα. Στην περίπτωση όμως των εκτιμήσεων με τον περιορισμό, τα πρόσημα μιας ή και των δύο ερμηνευτικών μεταβλητών (κόστος ξένης εργασίας και δείκτη τιμών καταναλωτή στην Ελλάδα) γίνονται αρνητικά και επομένως δε συμφωνούν με τις προβλέψεις της οικονομικής θεωρίας.

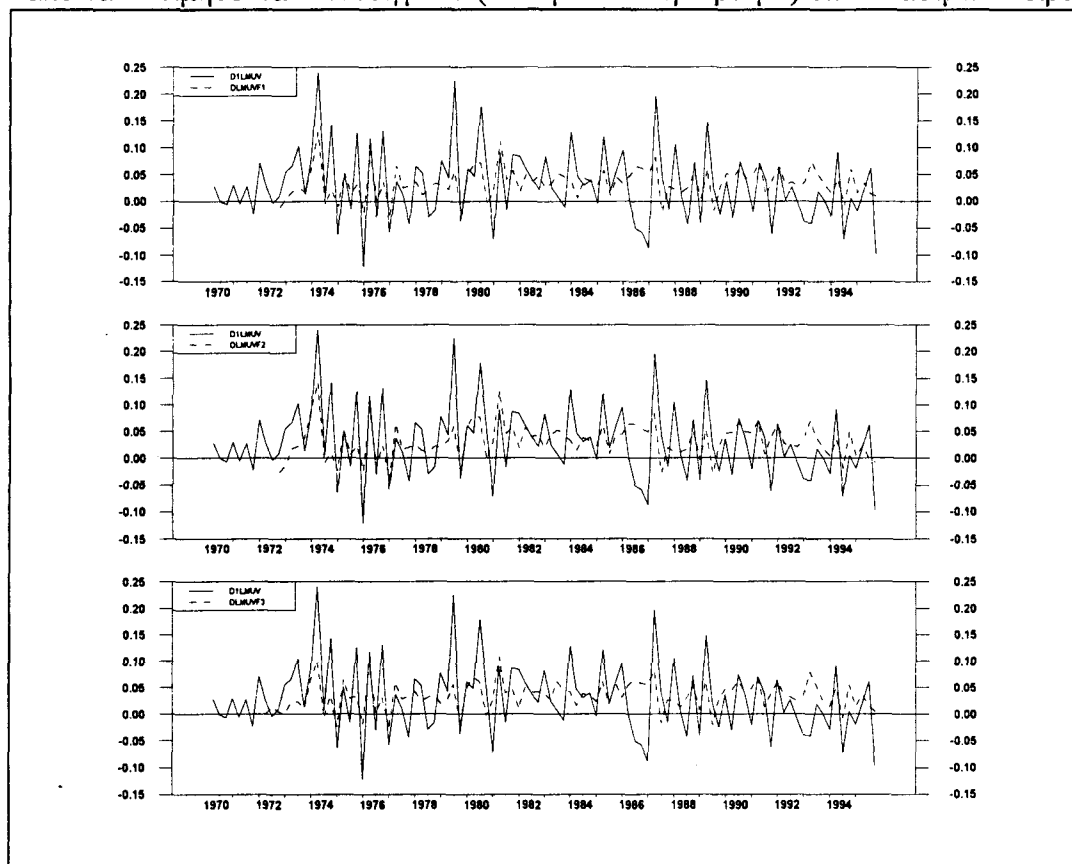
Το μοναδιαίο κόστος εργασίας των χωρών προέλευσης των εισαγωγών μας μετρούμενο είτε σε συνάλλαγμα (ULCM) είτε σε δραχμές (ULCMDR) είναι στατιστικά ασήμαντο, όπως και στην περίπτωση των συναρτήσεων (3.13) τιμών ελληνικών εξαγωγών.

Επίσης και η άλλη σημαντική (θεωρητική) μεταβλητή μας, ο δείκτης τιμών καταναλωτή εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός μόνο με υστέρηση τριών και έξι μηνών. Αυτή η υστέρηση ενδεχομένως να υπονοεί φαύλο κύκλο υποτίμησης-πληθωρισμού-υποτίμησης, δεδομένης και της στατιστικά ασήμαντης σταθμικής ισοτιμίας.

Τέλος, πάλι (όπως και στην περίπτωση των ΥΔΣ των ΧΥΥ) επισημαίνεται ότι η χαμηλή ερμηνευτική ικανότητα των υποδειγμάτων μας, εκτός από την έλλειψη σημαντικών ερμηνευτικών μεταβλητών (αφού η κύρια ULC<sub>m</sub> απόδοση είναι ασήμαντη) εξηγείται από το γεγονός ότι χρησιμοποιούμε γραμμικό υπόδειγμα (OLS) με στάσιμες μεταβλητές για να εξηγήσουμε τη βραχυχρόνια (στάσιμη) διακύμανση της εξαρτημένης (MUV), αφού στόχος μας είναι η αξιολόγηση της σταλλαγματικής πολιτικής, η οποία μόνο βραχυχρόνια αποτελέσματα μπορεί αν έχει. Τα παραπάνω απεικονίζονται εμφανώς χωρίς ανάγκη εξηγήσεων στο Διάγραμμα 3.4 και τον Πίνακα 3.17.

### Διάγραμμα 3. 4

Βραχυχρόνιες Διακυμάνσεις Δείκτη Μέσης Αξίας Ελληνικών Εισαγωγών και Δυναμικές Προσομειώσεις (MUVF1-3) από τα Εκτιμηθέντα Υποδείγματα (3.14 με τον περιορισμό) των Στάσιμων Σειρών.



Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Όλες οι μεταβλητές είναι μετασχηματισμένες σε πρώτες λογαριθμικές διαφορές.

### Πίνακας 3.17

Βασικές Στατιστικές από τις Δυναμικές Βραχυχρόνιες Παλινδρομήσεις (3.14) των Στάσιμων Σειρών (Εξαρτ. D1LMUV, Προσαρμ. D1LMUVF1-3).

|                 | T   | Μέσος  | Τυπ. Σφάλμα | Ελάχ. Παρ. | Μέγ. Παρ. |
|-----------------|-----|--------|-------------|------------|-----------|
| <b>D1LMUV</b>   | 103 | 0.0296 | 0.0662      | -0.1206    | 0.2396    |
| <b>D1LMUVF1</b> | 94  | 0.0337 | 0.0284      | -0.0266    | 0.1276    |
| <b>D1LMUVF2</b> | 94  | 0.0309 | 0.0326      | -0.0399    | 0.1418    |
| <b>D1LMUVF3</b> | 95  | 0.0341 | 0.0270      | -0.0285    | 0.1071    |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

### 3.3 Όγκος και Επιμερισμός Δαπάνης Εισαγωγών-Εξαγωγών. Η συμβολή του Καθηγητού Θ.Γκαμαλέτσου (1970), με το Υπόδειγμα DGLES ή GAMA.

Όπως ήδη έχει αναφερθεί στα πλαίσια της decomposition analysis στο εξωτερικό εμπόριο εξειδικεύονται συναρτήσεις τιμών και όγκου εξαγωγών και εισαγωγών για να διερευνηθεί εάν οι προσδιοριστικοί τους παράγοντες επαληθεύουν την οικονομική θεωρία (αποτελέσματα τιμών, όγκου, εισοδήματος, της πολιτικής υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας κ.ά.).

Στα πλαίσια αυτής της διατριβής επιλέξαμε για το τμήμα της decomposition analysis να ασχοληθούμε μόνο με συναρτήσεις τιμών εξωτερικού εμπορίου, επειδή από ότι γνωρίζουμε, η σχετική βιβλιογραφία (βλ.παράγραφος 3.1) δεν είχε μέχρι τώρα διερευνηθεί για την ελληνική περίπτωση (παράγραφος 3.2). Αντίθετα, συναρτήσεις ζήτησης εξαγωγών και εισαγωγών έχουν κατά καιρούς εξειδικευθεί από άλλους Έλληνες συγγραφείς<sup>25</sup>.

Επιπλέον, εξαιτίας της φύσης της ανάλυσης αυτής της διατριβής (aggregate data, επίδραση της συναλλαγματικής πολιτικής επί του εξωτερικού εμπορίου κλπ.) επίσης δεν εφαρμόζεται η συμβολή του καθηγητού Θ.Γκαμαλέτσου (1970)<sup>26</sup>, στα υποδείγματα επιμερισμού της δαπάνης.

Ο γράφων έχει χρησιμοποιήσει τα υποδείγματα (DGLES ή GAMA) του Καθηγητού Γκαμαλέτσου, σε ερευνητική εργασία που εκπονήθηκε σε συνεργασία με τους Αν.Καθηγητή Δ.Τερζάκη και Επ.Καθηγητή Δ.Τσερκέζο<sup>27</sup> του Πανεπιστημίου Κρήτης και η οποία παρουσιάστηκε στο Διεθνές Συνέδριο “Εφαρμοσμένα Στοχαστικά Υποδείγματα και Ανάλυση Δεδομένων” στο Πολυτεχνείο Κρήτης στα Χανιά το 1993. Τα αποτελέσματα αυτής της εργασίας, η οποία αφορούσε δαπάνες για αγορά μετοχικών τίτλων στο Χ.Α.Α., ήταν ιδιαίτερα ικανοποιητικά για την προβλεπτική ικανότητα των εκτιμηθέντων GAMA models.

<sup>25</sup> Βλέπε Εισαγωγή Κεφαλαίου 3.

<sup>26</sup> Gamaletsos, Th. (1970), “International Comparison of Consumer Expenditure Patterns: An Econometric Analysis”, *Doctoral Dissertation*, University of Wisconsin, 1970.

<sup>27</sup> Βλέπε Γενική Εισαγωγή της Διατριβής.



Παρουσιάζουμε παρακάτω, για λόγους επιστημονικής πληρότητας αυτής της διατριβής, τη θεωρητική οικονομετρική θεμελίωση του Δυναμικού Γενικευμένου Γραμμικού Συστήματος Εξισώσεων Δαπάνης (DGLES ή GAMMA)<sup>28</sup>.

Το υπόδειγμα GAMA προκύπτει ως η δυναμική εξειδίκευση του *Γενικού Γραμμικού Συστήματος Εξισώσεων Ζήτησης* (Generalized Linear Expenditure System ή GLES), το οποίο με τη σειρά του αποτελεί γενίκευση του *Γραμμικού Συστήματος Εξισώσεων Ζήτησης* (Linear Expenditure System ή LES) του Stone<sup>29</sup>.

Στο GLES ο καταναλωτής (ή εδώ επενδυτής) αφού έχει ήδη λύσει το πρόβλημα της κατανομής του εισοδήματός του, μεταξύ κατανάλωσης και αποταμίευσης, αντιμετωπίζει σε δεύτερο στάδιο, ένα επιπλέον πρόβλημα αριστοποίησης, εκείνο του επιμερισμού (allocation) της συνολικής του καταναλωτικής δαπάνης μεταξύ των  $i$  αγαθών (εδώ μετοχών), κάτω από τον περιορισμό του διαθέσιμου (προς κατανάλωση) εισοδήματός του ( $y$ ), με αντικειμενικό σκοπό να μεγιστοποιήσει τη χρησιμότητα που απολαμβάνει από την κατανάλωση.

Πιο συγκεκριμένα, το υπόδειγμα GLES προκύπτει ξεκινώντας από την παρακάτω συνάρτηση χρησιμότητας<sup>30</sup>:

<sup>28</sup> Gamaletsos, Th. (1971) "The Demand for Private Deposits in Greece." An Econometric Analysis, Athens.

Gamaletsos, Th. "Econometrics". (in Greek) Athens 1972.

Gamaletsos, Th. "Applied Econometrics" (in Greek). Athens 1974.

Gamaletsos, Th. "A Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns", *European Economic Review*, Spring 1970, pp 44.

Gamaletsos, Th. "Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns", *European Economic Review*, April 1973, pp. 20.

Gamaletsos, Th. "A Generalized Linear Expenditure System", *Applied Economics*, Vol. 6. pp. 59-71.

Gamaletsos, Th. "Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns: A Reply", *European Economic Review*, Vol .5, 1974.

Gamaletsos, Th. "Consumer Demand Systems: An Application of Indirect Addilog Expenditure System" *Σπουδαί, Τόμος ΚΖ'*, Τεύχος 1, Ιανουάριος 1977.

Gamaletsos, Th. "Forecasting Sectoral Final Demand by a Dynamic Generalized Linear Expenditure System", *ΚΕΠΕ*, 1978.

Gamaletsos, Th. "A Dynamic Generalized Linear Expenditure System of the Demand for Consumer Goods in Greece", *ΚΕΠΕ*, 1978.

<sup>29</sup> Stone, R., (1954), "Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand", *Economic Journal*, vol. 64, pp. 511-527.

<sup>30</sup> Η συνάρτηση (1) είναι ένας μονοτονικός μετασχηματισμός της σταθερών ελαστικότητας Cobb-Douglas. Επισημαίνεται βέβαια ότι τα Συστήματα Ζήτησης που παρουσιάζονται σ'αυτήν την παράγραφο, μπορούν να προκύψουν κι από άλλες συναρτήσεις χρησιμότητας (βλ. σχετικά Γκαμαλέτσου, Θ., (1990), "Εφαρμοσμένη Οικονομετρία, Α' Ανάλυση της Ζήτησης", εκδ. Σταμούλης, ή Σαπουνάς, Γ.Σ., (1985), "Εφαρμοσμένη Ανάλυση της Ζήτησης", ΑΤΕ.

$$(3.15) \quad u = \sum_{i=1}^n \delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^\rho$$

όπου  $\delta_i$ ,  $\gamma_i$  και  $\rho$  είναι παράμετροι, με τους περιορισμούς  $0 < \delta_i < 1$ ,  $0 < \rho < 1$ ,  $\sum_{i=1}^n \delta_i = 1$ , ενώ οι  $q_i$  είναι οι ζητούμενες ποσότητες της  $i$  κατηγορίας καταναλωτικών αγαθών ή για το χρηματοοικονομικό χώρο οι μετοχές. Η συνάρτηση (3.15) ορίζεται μόνο για  $(q_i - \gamma_i) > 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, n$ .

Δεδομένης της συνολικής δαπάνης του καταναλωτή για αγορά (καταναλωτικών) αγαθών, αυτός αρχικά αγοράζει μία “ελάχιστη ποσότητα συμμετοχής (minimum required quantities)” ( $\gamma_i$ ) από κάθε ένα αγαθό, και κατόπιν επιμερίζει (allocation model) ό,τι απέμεινε  $(q_i - \gamma_i)$  σ’όλες τις  $n$  κατηγορίες αγαθών. Η στάθμιση (weights) που χρησιμοποιεί για τον επιμερισμό αυτό είναι οι συντελεστές  $\rho$ .

Η οριακή χρησιμότητα κάθε  $i$  αγαθού δίνεται από την αντίστοιχη μερική παράγωγο της (1):

$$(3.16) \quad u_i = \frac{\partial u}{\partial q_i} = \rho \delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^{(\rho-1)} \quad (i=1, \dots, n)$$

Η συνάρτηση (3.16) είναι προφανώς θετική εάν  $0 < \delta_i < 1$ ,  $0 < \rho < 1$  και  $(q_i - \gamma_i) > 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots, n$ .

Η δεύτερη μερική παράγωγος της (1) ως προς  $q_i$  είναι:

$$(3.17) \quad u_{ij} = \frac{\partial^2 u}{\partial q_i \partial q_j} = \begin{cases} (\rho-1)\delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^{(\rho-2)} & \text{αν } i=j \\ 0 & \text{αν } i \neq j \end{cases} \quad (i, j = 1, \dots, n)$$

Το “Γενικό Γραμμικό Σύστημα Εξισώσεων Ζήτησης” (Generalized Linear Expenditure System ή *GLES*) προκύπτει, από τη μεγιστοποίηση της (3.15) υπό τον εισοδηματικό περιορισμό του καταναλωτή (ή εδώ επενδυτή):

$$(3.18) \quad y = \sum_{i=1}^n p_i q_i$$

όπου  $p_i$  η τιμή του  $i$  αγαθού (ή εδώ μετοχής).

Από τις συνθήκες πρώτης τάξης της μεγιστοποίησης της (3.15) συνάρτησης χρησιμότητας, έχουμε:

$$(3.19) \quad u_i = \lambda_i p_i$$

Αντικαθιστώντας την (3.16) στην τελευταία σχέση, αυτή γίνεται:

$$(3.20) \quad \rho \delta_i^{(1-\rho)} (q_i - \gamma_i)^{(\rho-1)} = \lambda_i p_i \quad (i = 1, \dots, n)$$

Λύνοντας ως προς  $q_i$  την (3.20) έχουμε:

$$(3.21) \quad q_i = \gamma_i + (\rho^{-1} \lambda_i p_i)^{(1/(\rho-1))} \delta_i \quad (i = 1, \dots, n)$$

Από την εξίσωση (3.21) μπορούμε να πάρουμε τον πολλαπλασιαστή  $\lambda$  του Lagrange αθροίζοντας για όλα τα  $i$ , πολλαπλασιάζοντας με  $p_i$  και λύνοντας ως προς  $\lambda$ :

$$(3.22) \quad y = \sum_{i=1}^n p_i q_i = \sum_{i=1}^n p_i \gamma_i + (\lambda \rho^{-1})^{(1/(\rho-1))} \sum_{i=1}^n \delta_i p_i^{(1/(\rho-1))}$$

$$(3.23) \quad \lambda = \rho \left[ \sum_{i=1}^n \delta_i p_i^{(\rho/(\rho-1))} \right]^{(1-\rho)} \left( y - \sum_{i=1}^n p_i \gamma_i \right)^{(\rho-1)}$$

Αντικαθιστώντας την (3.23) στην (3.21) παίρνουμε το “Σύστημα Εξισώσεων Ζήτησης” που αντιστοιχεί στο GLES υπόδειγμα:

$$(3.24) \quad q_i = \gamma_i + \delta_i p_i^{(\tau-1)} \left( \sum_{j=1}^n \delta_j p_j^\tau \right)^{-1} \left( y - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j \right) \quad (i, j = 1, \dots, n)$$

όπου  $\tau = \rho/(\rho-1)$ , το οποίο για  $0 < \rho < 1$  κυμαίνεται στο διάστημα

$$-\infty < \tau < 0.$$

Με δεδομένες τις τιμές ( $p_i$ ) των αγαθών, η δαπάνη του καταναλωτή για τις “ελάχιστες ποσότητες συμμετοχής του” ( $\gamma_i$ ) ονομάζεται “εισόδημα επιβίωσης” (subsistence income) και εκφράζεται στη (3.24) από τον όρο  $(\sum_{j=1}^n p_j \gamma_j)$ . “Υπερβάλλον εισόδημα”, ονομάζεται η διαφορά μεταξύ του διαθέσιμου προς κατανάλωση εισοδήματος ( $y$ ) και εκείνου της “επιβίωσης”. Το “υπερβάλλον εισόδημα” εκφράζεται στο σύστημα (3.24) από τον όρο  $(y - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j)$ .

Έτσι, το *Γενικό Γραμμικό Σύστημα Εξισώσεων Δαπάνης* (GLES) προκύπτει από τον πολλαπλασιασμό του “Συστήματος Εξισώσεων Ζήτησης” (3.24) με τις τιμές  $p_i$  των αγαθών (ή εδώ μετοχών):

$$(3.25) \quad e_i = p_i \gamma_i + \delta_i p_i^r \left( \sum_{j=1}^n \delta_j p_j^r \right)^{-1} (y - \sum_{j=1}^n p_j \gamma_j) \quad (i, j = 1, \dots, n)$$

Η μερική παράγωγος της (3.25) ως προς  $y$  είναι:

$$(3.26) \quad \beta_i = \partial e_i / \partial y = \delta_i p_i^r \left( \sum_{j=1}^n \delta_j p_j^r \right)^{-1} \quad (i, j = 1, \dots, n)$$

Από την εξίσωση (3.26) προκύπτει η πολύ σημαντική έννοια των ( $\beta_j$ ) “οριακών ποσοστών συμμετοχής” (marginal budget shares)<sup>31</sup>, τα οποία εκφράζουν πως μεταβάλλεται ο επιμερισμός της καταναλωτικής δαπάνης σε μια κατά μονάδα μεταβολή του διαθέσιμου, προς κατανάλωση, εισοδήματος.

Όπως και το υπόδειγμα του Stone (LES)<sup>32</sup>, το GLES είναι ένα υπόδειγμα επιμερισμού (allocation model) της δαπάνης του καταναλωτή, έχει όμως γενικότερη μορφή από το τελευταίο, αφού το (3.25) ταυτίζεται με το LES μόνο για  $\tau = 0$  ενώ, κανένας περιορισμός δεν υπάρχει για την τιμή της παραμέτρου  $\tau$  που μπορεί να κυμαίνεται από  $-\infty$  έως και  $+\infty$ .

<sup>31</sup> Σε αντιδιαστολή με τα “μέσα ποσοστά συμμετοχής” (average budget shares):  $w_i = e_i/y$ .

<sup>32</sup> Βλέπε σχετικά, Καθηγητού Θ.Γκαμαλέτσου (1990), “Εφαρμοσμένη Οικονομετρία, Α’ Ανάλυση της Ζήτησης”, εκδ. Σταμούλης, κεφάλαιο 2.

Η σημαντική διαφορά του GLES από το LES του Stone είναι ότι στο πρώτο τα “οριακά ποσοστά συμμετοχής” ( $\beta_i$ ) δεν είναι σταθερά αλλά εξαρτώνται από τις τιμές ενώ είναι ανεξάρτητα του εισοδήματος (βλ. εξίσωση 3.26). Σύμφωνα με το υπόδειγμα GLES οποιαδήποτε μεταβολή των τιμών διαχρονικά ή γενικότερα οποιαδήποτε μεταβολή των “προτιμήσεων του καταναλωτή” έχει σαν αποτέλεσμα την μεταβολή των “οριακών ποσοστών συμμετοχής” ( $\beta_i$ ).

Το μειονέκτημα του GLES είναι ότι τα “ελάχιστα ποσοστά συμμετοχής” ( $\gamma_i$ ) παραμένουν διαχρονικά σταθερά. Αυτό το μειονέκτημα διορθώθηκε από τον καθηγητή Θ.Γκαμαλέτσο, ο οποίος βελτίωσε το GLES προτείνοντας το υπόδειγμα DGLES ή GAMA, στο οποίο συνέδεσε τα  $\gamma_i$  με τις καταναλωτικές (ή για μας επενδυτικές) δαπάνες της προηγούμενης χρονικής περιόδου.

Συγκεκριμένα η “ελάχιστη απαιτούμενη δαπάνη” ( $\tilde{e}_i$ ) για την απόκτηση του αγαθού  $i$ , ορίζεται:

$$(3.27) \quad \tilde{e}_{it} = p_{it}\gamma_i = p_{it}\gamma_i^* + \alpha_i e_{it-1} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (t = 1, \dots, T)$$

όπου  $e_{it-1}$  η δαπάνη της προηγούμενης χρονικής περιόδου για το  $i$  αγαθό (ή για μας για την  $i$  μετοχή) και  $\gamma_i^*, \alpha_i$  είναι παράμετροι.

Η οικονομική ερμηνεία της εξίσωσης (3.27) είναι ότι αυτή εκφράζει την “υπόθεση της καταναλωτικής συνήθειας”, λαμβάνοντας επιπλέον υπόψη και το ρυθμό αύξησης των τιμών. Διαιρώντας την (3.27) με τις τρέχουσες τιμές  $p_{it}$  έχουμε:

$$(3.28) \quad \gamma_i = \gamma_i^* + \alpha_i \left( \frac{p_{it-1}}{p_{it}} \right) q_{it-1} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (t = 1, \dots, T)$$

Η σχέση (3.28) δείχνει πως ο ρυθμός αύξησης των τιμών μπορεί να επηρεάσει (κι αντίστροφα) τις καταναλωτικές συνήθειες.

Κατά τον καθηγητή Pollak<sup>33</sup> τα  $p_i \gamma_i^*$  μπορούν να ερμηνευθούν ως οι “φυσιολογικά αναγκαίες” δαπάνες για την αγορά του  $i$  αγαθού, ενώ οι  $\alpha_i e_{it-1}$  ως οι “ψυχολογικά

<sup>33</sup> Pollak, R.A., (1970), “Habit Formation and Dynamic Functions”, *Journal of Political Economy*, vol. 78, No 4, pp. 745-763.

αναγκαίες” δαπάνες. Ο καθηγητής Θ.Γκαμαλέτσος αναφέρει<sup>34</sup> ότι η μεταβλητή  $(\frac{p_{it-1}}{p_{it}})q_{it-1}$  είναι μια “state variable”, κατά την ερμηνεία που δίνει ο καθηγητής Philips<sup>35</sup>. Με τη γενίκευση των (3.27) και (3.28) στο GLES καταλήγουμε στο υπόδειγμα GAMA ή DGLES του καθηγητού Θ.Γκαμαλέτσου:

$$(3.29) \quad e_{it} = p_{it}\gamma_i^* + \beta_{it}(y_t - \sum_{j=1}^n p_{jt}\gamma_j^*) + \alpha_i e_{it-1} - \beta_{it} \sum_{j=1}^n \alpha_j e_{jt-1}$$

$$(i, j = 1, \dots, n) (t = 1, \dots, T)$$

Όπως φαίνεται από την (3.29) το DGLES ή GAMA υπόδειγμα επιτρέπει να διακρίνουμε τις βραχυχρόνιες από τις μακροχρόνιες επιδράσεις του εισοδήματος και των τιμών πάνω στις καταναλωτικές δαπάνες κάθε κατηγορίας αγαθών ξεχωριστά. Αναλυτικότερα οι μακροχρόνιες δαπάνες δίνονται από τη σχέση:

$$(3.30) \quad e_{it} = p_{it}\tilde{\gamma}_i^* + \tilde{\beta}_{it}(y_t - \sum_{j=1}^n p_{jt}\tilde{\gamma}_j^*) \quad (i, j=1, \dots, n)$$

όπου

$$(3.31) \quad \tilde{\gamma}_i^* = \gamma_i^* / (1 - \alpha_i)$$

και

$$(3.32) \quad \tilde{\beta}_{it} = \delta_i p_{it}^r (1 - \alpha_i)^{-1} / [\sum_{j=1}^n \delta_j p_{jt}^r (1 - \alpha_j)^{-1}] \quad (i, j = 1, \dots, n)$$

Η στοχαστική εξειδίκευση του υποδείγματος DGLES ή GAMA είναι:

$$(3.33) \quad e_{it} = p_{it}\gamma_i^* + \beta_{it}[y_t - \sum_{j=1}^n p_{jt}\gamma_j^* - \sum_{j=1}^n \alpha_j e_{jt-1}] + \alpha_i e_{it-1} + u_{it}$$

$$(i, j = 1, \dots, n)(t = 1, \dots, T)$$

όπου

<sup>34</sup> Θ.Γκαμαλέτσου (1990), “Εφαρμοσμένη Οικονομετρία, Α’ Ανάλυση της Ζήτησης”, εκδ. Σταμούλης, σελ. 98.

<sup>35</sup> Philips, L., (1974), “Applied Consumption Analysis”, North-Holland, p.175.

$$(3.34) \quad \beta_{ii} = \partial e_{it} / \partial y = \delta_i p_i^r \left( \sum_{j=1}^n \delta_j p_j^r \right)^{-1} \quad (i, j = 1, \dots, n)$$

και

$u_{it}$  οι τυχαίες αποκλίσεις με μέσο μηδέν και ανεξάρτητες στοχαστικά των  $y_t$ ,  $p_{it}$  και

$e_{it-1}$ .

## Συμπέρασμα

Στο Κεφάλαιο αυτό, στα πλαίσια της Decomposition Approach διερευνήσαμε θεωρητικά και εμπειρικά για την ελληνική περίπτωση, το πρόβλημα των προσδιοριστικών παραγόντων των τιμών και όγκου εξαγωγών-εισαγωγών. Ιδιαίτερη έμφαση δόθηκε στην εξειδίκευση συναρτήσεων τιμών εξωτερικού εμπορίου, επειδή από όσο γνωρίζουμε, η ελληνική αρθρογραφία είναι πολύ περιορισμένη στον τομέα αυτό. Αντίθετα, συναρτήσεις εισαγωγών και εξαγωγών έχουν κατά καιρούς παρουσιαστεί από Έλληνες συγγραφείς και με δεδομένα, αφενός το κεντρικό ερώτημα αυτής της διατριβής και, αφετέρου, τη φύση της ανάλυσής μας (aggregate data, κλπ) δεν προχωρήσαμε στη διερεύνηση εξισώσεων όγκου. Εντούτοις, για λόγους επιστημονικής πληρότητας της διατριβής κρίναμε αναγκαίο να παρουσιάσουμε τη θεωρητική οικονομετρική θεμελίωση του υποδείγματος Επιμερισμού Δαπάνης DGLES ή GAMA του καθηγητού Θ.Γκαμαλέτσου (1970).

Έτσι, το πρώτο τμήμα αυτού του Κεφαλαίου αφιερώθηκε στη σύντομη παρουσίαση των κυριότερων θεωρητικών συμβολών της σύγχρονης αρθρογραφίας στον προσδιορισμό των τιμών εισαγωγών και εξαγωγών. Επίσης, παρουσιάσαμε και τα σπουδαιότερα εμπειρικά τους αποτελέσματα σε στατιστικούς Πίνακες με πρόθεμα το γράμμα Π. Συνοπτική ταξινόμηση των εργασιών αυτών δίνεται στο Σχήμα 3.1 της Εισαγωγής όπου τις διακρίνουμε σε άμεσες και έμμεσες, ανάλογα αν χρησιμοποιούν στις ερμηνευτικές μεταβλητές τη συναλλαγματική ισοτιμία (άμεσες) ή όχι (έμμεσες).

Στο δεύτερο τμήμα αυτού του Κεφαλαίου χρησιμοποιώντας σύγχρονες οικονομετρικές τεχνικές (integration and co-integration analysis) εξειδικεύουμε τις δικές μας συναρτήσεις τιμών ελληνικών εισαγωγών και εξαγωγών στηριζόμενοι στην προηγούμενη οικονομική θεμελίωση (παράγραφος 3.1). Κατ' αρχήν στην παράγραφο 3.2.1 παρουσιάζουμε τα στατιστικά δεδομένα που χρησιμοποιούμε σε ολόκληρη τη διατριβή. Ονοματολογία, έννοια, μεθοδολογία κατασκευής, περίοδος δείγματος, αθροιστικότητα, πηγές και χρήση καθεμίας μεταβλητής παρουσιάζονται στην υπόψη παράγραφο. Στη συνέχεια, εξειδικεύουμε και παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων, μακροχρόνια και βραχυχρόνια, των συναρτήσεων του δείκτη μέσης αξίας ελληνικών εξαγωγών (XUV) (παράγραφος 3.2.2). Από τα υποδείγματα που εκτιμήσαμε επιλέξαμε και παρουσιάζουμε στους Πίνακες 3.1 έως 3.9 τα



αποτελέσματα τριών εξισώσεων του XUV, όπου ως ερμηνευτικές μεταβλητές του εμφανίζονται είτε το μοναδιαίο κόστος ελληνικής εργασίας (ULC) και ο σταθμικός δείκτης μέσης αξίας εξαγωγών των ανταγωνιστών (XUV\_c) μας (εξίσωση 3.13α), είτε το ULC, ο XUV\_c και ο δείκτης της σταθμισμένης, ως προς τις εξαγωγές, ισοτιμίας [IReff(X)] της δραχμής (εξίσωση 3.13β), είτε το ULC και το σταθμισμένο δείκτη τιμών εξαγωγών των ανταγωνιστών μας (XUVCDR) σε δραχμές (εξίσωση 3.13γ).

Είτε στις μακροχρόνιες παλινδρομήσεις, είτε στις βραχυχρόνιες (Πίνακας 3.7) και υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος (Πίνακας 3.8), ο ULC εκτός από δύο εξαιρέσεις (σε εννιά περιπτώσεις) είναι στατιστικά ασήμαντος και επομένως δεν πρέπει να περιλαμβάνεται στις ερμηνευτικές μεταβλητές του XUV. Αντίθετα, τόσο ο XUV\_c ή ο XUVCDR όσο και η σταθμισμένη ισοτιμία της δραχμής μακροχρόνια αλλά και βραχυχρόνια συμβάλλουν σημαντικά στην ερμηνεία του XUV.

Επιπλέον, μια σημαντική πληροφόρηση που πήραμε από τα υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος που εξειδικεύσαμε για τις εξισώσεις 3.13β και 3.13γ, των οποίων οι μεταβλητές αποδείχθηκαν συνολοκληρωμένες (CRDW, EG και AEG-tests), είναι ότι περίπου το 1/3 της προσαρμογής της βραχυχρόνιας απόκλισής τους από τη μακροχρόνια ισορροπία τους, συντελείται ταυτόχρονα με τη διαταραχή. Η ερμηνεία της αντίδρασης του XUV (30%-75% μακροχρόνια και 50%-112% βραχυχρόνια της αντίστοιχης μεταβολής της XUV\_c), σε μεταβολές του XUV\_c μπορεί να είναι κατ'αρχήν ότι η ελληνική οικονομία λόγω του μικρού της μεγέθους είναι price taker. Εναλλακτική, ή και συμπληρωματική ερμηνεία μπορεί να είναι ότι οι καμπύλες ζήτησης και προσφοράς εξαγωγών σε δραχμές έχουν ορθόδοξη κλίση και όχι αυτή που υποστηρίζει η θεωρία (βλ. Διάγραμμα 1.5). Το γεγονός πάντως της ταυτόχρονα στατιστικά σημαντικής IReff(X) με συντελεστή 0,31 βραχυχρόνια και 0,44 μακροχρόνια επιβεβαιώνει ότι οι Έλληνες εξαγωγείς είναι price takers αφού αυτό το τμήμα της υποτίμησης αντανακλούν στις τιμές εξαγωγών σε δραχμές. Το τελευταίο επιπλέον μεταφράζει ότι η ελαστικότητα των καμπυλών ζήτησης και προσφοράς στην αγορά εξαγωγών σε δραχμές πρέπει να είναι ορθόδοξη, όπως υποστηρίζουμε παραπάνω. Ενδεχομένως επίσης οι εξαγωγείς μας να ακολουθούσαν στρατηγική ανταγωνιστικότητας αφήνοντας τις τιμές τους σε συνάλλαγμα να πέφτουν, με την υποτίμηση της δραχμής, αφού ανέβαιναν σε δραχμές.

Αναφορικά με τις τρεις εξισώσεις (3.14) του δείκτη μέσης αξίας ελληνικών εισαγωγών (MUV) που προτείναμε και εκτιμήσαμε, η οικονομική τους θεμελίωση επίσης πηγάζει από την παρουσιασθείσα θεωρία στην παράγραφο 3.1. Σε αυτές (3.14) ο MUV εκφράζεται ως συνάρτηση είτε του σταθμισμένου δείκτη μοναδιαίου κόστους εργασίας των χωρών προέλευσής τους σε συνάλλαγμα (ULC<sub>m</sub>) και του ελληνικού δείκτη τιμών καταναλωτή (CPI) στην 3.14α, είτε του ULC<sub>m</sub>, του CPI και της σταθμισμένης, με βάση τις ελληνικές εισαγωγές, ισοτιμία της δραχμής [IReff(M)] στην 3.14β, είτε του ULC<sub>m</sub> σε δραχμές, δηλαδή ULCMDR και του CPI στην 3.14γ.

Η ίδια οικονομετρική μεθοδολογία εκτιμήσεων που παρουσιάστηκε στην παράγραφο 2.3 ακολουθήθηκε και εδώ. Είναι αξιοσημείωτο από τα αποτελέσματα των εκτιμήσεών μας ότι οι δείκτες ULC<sub>m</sub> και ULCMDR είναι στατιστικά σημαντικοί μόνο στις μακροχρόνιες παλινδρομήσεις (Πίνακας 3.10) και σε καμία περίπτωση στις βραχυχρόνιες (Πίνακας 3.16). Επίσης στατιστικά ασήμαντος για την ερμηνεία της μεταβλητικότητας του MUV είναι ο CPI στη μακροχρόνια περίοδο, ενώ στη βραχυχρόνια γίνεται σημαντικός μόνο με τρίμηνη και κυρίως εξάμηνη υστέρηση.

Η συναλλαγματική πολιτική της ΤτΕ όπως αυτή εκφράζεται εδώ, μέσα από την IReff(M) είναι ασήμαντη στατιστικά τόσο μακροχρόνια όσο και βραχυχρόνια. Επίσης, απορρίφθηκε σε όλες τις μακροπρόθεσμες παλινδρομήσεις ο περιορισμός  $\beta_1 + \beta_2 = 1$  (κόστος εργασίας σε συνάλλαγμα ή σε δραχμές και δείκτης ελληνικών τιμών καταναλωτή), ενώ στις βραχυχρόνιες όπου έγινε αποδεκτός, με δεδομένες δύο υστερήσεις του CPI, είχαμε αντίθετα από τα αναμενόμενα από την οικονομική θεωρία πρόσημα, στους συντελεστές των μεταβλητών ULC<sub>m</sub> ή και του CPI.

Γενικά από τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων για το δείκτη μέσης αξίας εισαγωγών (MUV), την εξεταζόμενη περίοδο 1970:1-1995:4, θεωρούμε ότι η ερμηνευτική ικανότητα των ανεξάρτητων μεταβλητών που επιλέξαμε δεν είναι ικανοποιητική γι αυτό πρέπει να αναζητηθούν άλλες μεταβλητές για την καλύτερη ερμηνεία του MUV σε όρους τόσο οικονομικής όσο και στατιστικής ανάλυσης.

**Κεφάλαιο 4**  
**“Ολική” Προσέγγιση**  
**στην Εξισορρόπηση του Εξωτερικού Τομέα της Οικονομίας**  
**(Global Approach)**

## Εισαγωγή

Το Κεφάλαιο αυτό, όπως και το επόμενο, εντάσσονται στα πλαίσια της ανάλυσης της Ολικής Προσέγγισης της προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου, στις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Κατά συνέπεια είναι κεντρικού ενδιαφέροντος για το θέμα της διατριβής, αφού για πρώτη φορά στα υποδείγματα που εξειδικεύουμε, έχουμε στην εξαρτημένη απευθείας το εμπορικό ισοζύγιο.

Στο παρόν Κεφάλαιο 4 κατ'αρχήν παρουσιάζονται συνοπτικά τρεις από τις κυριότερες θεωρητικές οικονομετρικές συμβολές της Ολικής Προσέγγισης, αυτές των Miles (1979), Spittaller (1980) και Rose and Yellen (1989). Μόνο η τελευταία από τις παραπάνω (ως η πλέον πρόσφατη) χρησιμοποιεί ανάλυση συνολοκλήρωσης.

Η δική μας εμπειρική διερεύνηση που ακολουθεί στηρίζεται στην εργασία του Miles (1979). Πιο συγκεκριμένα, η έρευνα μας διενεργείται σε δύο επίπεδα, ένα σε αυτό της πιστής εφαρμογής της υπόψη εργασίας, για τη διερεύνηση του φαινομένου της καμπύλης J, στα ελληνικά διμερή, κατά νόμισμα εμπορικά ισοζύγια και ένα άλλο στα πλαίσια της ανάλυσης συνολοκλήρωσης σε δύο στάδια (Engle-Granger, 1987).

#### 4.1 Οικονομετρικές Μέθοδοι κατά την “Ολική” Προσέγγιση: οι Συμβολές των Miles (1979), Spittaller (1980) και Rose and Yellen (1989).

Ο Miles (1979)<sup>1</sup> μελετά τις επιδράσεις της υποτίμησης του εθνικού νομίσματος τόσο στο Εμπορικό Ισοζύγιο (BT) όσο και στο Ισοζύγιο Πληρωμών (BP) στο σύνολό του. Αν και δεν ενδιαφέρεται να ελέγξει στατιστικά εάν τα οικονομικά δεδομένα που χρησιμοποιεί συμφωνούν με κάποια οικονομική θεωρία (ελαστικοτήτων, απορρόφησης, διεθνούς μονεταρισμού), οι προς εκτίμηση εξισώσεις που εξειδικεύει, στηρίζονται στο μοντέλο της απορρόφησης. Έτσι δίνεται έμφαση στους παράγοντες που επηρεάζουν την εθνική δαπάνη ως ποσοστό του εθνικού εισοδήματος.

Η κύρια, όμως, θεμελίωση των εξειδικεύσεών του (εμείς ενδιαφερόμαστε μόνο για την εξίσωση του BT) προέρχεται από την κριτική που άσκησε σε ανάλογες εργασίες άλλων ερευνητών<sup>2</sup>. Αυτή εστιάζεται κυρίως στα παρακάτω τρία σημεία:

- α) Οι υπόψη ερευνητές δεν προσδιορίζουν εάν η επίδραση της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο είναι *προσωρινή ή μόνιμη*.
- β) Δε συγκρίνουν τα επίπεδα του Εμπορικού Ισοζυγίου ορισμένες περιόδους *πριν* και *μετά* την υποτίμηση.
- γ) Δεν εξετάζουν την επίδραση στο Εμπορικό Ισοζύγιο άλλων σημαντικών προσδιοριστικών παραγόντων, όπως η *δημοσιονομική* και η *νομισματική* πολιτική.

Λαμβάνοντας λοιπόν υπόψη και τις τρεις αυτές επιφυλάξεις του, ο Miles (1979) προτείνει για τη διερεύνηση των αποτελεσμάτων της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο τις παρακάτω εξισώσεις (4.1α) και (4.1β):

$$(4.1\alpha) \quad \Delta\left(\frac{BT}{Y}\right)_i = a_0 + \bar{a}_1 \Delta(g_i - g_r) + \bar{a}_2 (M_i - M_r) + \bar{a}_3 \Delta(G_i - G_r)$$

<sup>1</sup>Miles M.A.(1979), “The Effects of Devaluation on the Trade Balance and Balance of Payments: Some New Results”, *Journal of Political Economy*, vol.87, no 3.

<sup>2</sup>Cooper R.N. (1971a), “An Assessment of Currency Devaluation in Developing Countries”, in *Government and Economic Development*, edited by G. Ranis, Yale University Press.

Cooper R.N. (1971b), “Currency Devaluation in Developing Countries”, *Essays in International Finance*, no 86, N.Jersey, Princeton University, International Finance Section.

Connolly M. and Taylor D. (1972), “Devaluation in Less Developed Countries”, prepared for a conference on devaluation sponsored by the Board of Governors, *Federal Reserve System*, Washington, December 14-15.

Laffer, A.B. (1976), “Exchange Rates, the Terms of Trade and the Trade Balance”, in *Effects of Exchange Rates Adjustments*, Washington: Treasury Department, OASIA Res.

Salant M. (1976), “Devaluations Improve the Balance of Payments Even If Not the Trade Balance”, in *Effects of Exchange Rates Adjustments*, Washington, Treasury Department, OASIA Res.

όπου:

- $\Delta$ : τελεστής πρώτης διαφοράς.  
 $BT_i$ : το επίπεδο του εμπορικού ισοζυγίου της χώρας  $i$ , μετρούμενο ως διαφορά μεταξύ εξαγωγών f.o.b. και εισαγωγών c.i.f., σε εγχώριο νόμισμα  
 $Y_i$ : το επίπεδο του εισοδήματος της χώρας  $i$ .  
 $g_{i(t)}$ : ο ρυθμός ανάπτυξης (αύξησης του εισοδήματος) στη χώρα  $i$  ( $t$ ).  
 $M_{i(t)}$ : ο λόγος της προσφοράς χρήματος (που ελέγχει η Κεντρική Τράπεζα) στο εισόδημα της  $i$  χώρας ( $t$ ). Αυτή η μεταβλητή αντιπροσωπεύει (προxy) τη νομισματική πολιτική.  
 $G_{i(t)}$ : ο λόγος των κρατικών δαπανών της χώρας  $i$  ( $t$ ) στο εισόδημά της (αντιπροσωπευτική μεταβλητή της δημοσιονομικής πολιτικής).

$$(4.1\beta) \quad \Delta\left(\frac{BT}{Y}\right)_i = a_0 + \bar{a}_1 \Delta(g_i - g_r) + \bar{a}_2 (M_i - M_r) + \bar{a}_3 \Delta(G_i - G_r) + \bar{a}_4 \Delta R_i^{eff}$$

όπου:

- $R_i^{eff}$ : η μέση σταθμισμένη ισοτιμία του νομίσματος της χώρας  $i$ .

Είναι προφανές ότι ο Miles (1979) κάνει ουσιαστικά δύο μελέτες. Στην πρώτη εξίσωση (4.1α) δεν περιλαμβάνει στις ερμηνευτικές μεταβλητές τη *σταθμισμένη ισοτιμία*, θεωρώντας ότι αυτή εκφράζεται από τον τυχαίο όρο σφάλματος, κάτι που συνιστά βέβαια, για ευνόητους λόγους μια αυστηρή υπόθεση. Έτσι η αποτελεσματικότητα της υποτίμησης αξιολογείται από την “ανάλυση των υπολοίπων” της παλινδρόμησης, τρεις περιόδους πριν και τρεις μετά από αυτήν. Ο συγγραφέας διακρίνει τις παρακάτω τρεις περιπτώσεις:

- α) Εάν τα υπόλοιπα, το έτος ή κοντά σ’ αυτό που πραγματοποιήθηκε η υποτίμηση παίρνουν υψηλές και θετικές τιμές ενώ αμέσως μετά μικρές και τυχαίες, τότε η υποτίμηση προκαλεί *μόνιμη βελτίωση στο Εμπορικό Ισοζύγιο*. Αυτό εύκολα ερμηνεύεται, αφού υψηλές και θετικές τιμές των υπολοίπων κατά την περίοδο της υποτίμησης δείχνουν ότι σημαντικά θετική μεταβλητικότητα του Εμπορικού Ισοζυγίου δεν ερμηνεύεται από το συστηματικό μέρος της εξίσωσης (δημοσιονομική, νομισματική πολιτική, ρυθμοί ανάπτυξης). Αντίθετα, όταν για

συνεχόμενες περιόδους μετά την υποτίμηση τα υπόλοιπα εμφανίζουν μικρές και τυχαίες τιμές υπονοείται ότι κύρια πηγή μεταβλητικότητας του Εμπορικού Ισοζυγίου είναι οι δύο κυβερνητικές πολιτικές και η αύξηση του εισοδήματος (ερμηνευτικές μεταβλητές).

β) Η προσωρινή βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου (που υποστηρίζει η ΝΠΣΠ, με την προσαρμογή των πραγματικών ρευστών διαθεσίμων στο επιθυμητό, από τα άτομα, επίπεδο) αντανακλάται εδώ από θετικά υπόλοιπα την ή περί την περίοδο της υποτίμησης, και αρνητικά στις επόμενες, έτσι ώστε το άθροισμα των θετικών υπολοίπων να είναι περίπου ίσο με αυτό των αρνητικών ( $\sum_{i=0}^3 e_{t-i} \approx \sum_{i=0}^3 e_{t+i}$ ). Σε αυτήν την περίπτωση το (λογιστικό) υπόλοιπο του Εμπορικού Ισοζυγίου μετά την υποτίμηση θα προσαρμοστεί τελικά στο αρχικό του επίπεδο, εκείνο δηλαδή που υπήρχε πριν από τη συναλλαγματική διαταραχή.

γ) Εάν μετά την υποτίμηση, η τελική βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου προκύψει ως αποτέλεσμα της πορείας του φαινομένου της καμπύλης J, τότε αυτή η υπόθεση μεταφράζεται εδώ (εξίσωση 4.1α) από μεγάλες αρνητικές τιμές των υπολοίπων στην αρχική περίοδο μετά την υποτίμηση κι αντίστοιχα μεγάλες θετικές τιμές τους στη συνέχεια. Το μοντέλο αυτό των υπολοίπων, με άθροισμα θετικών μεγαλύτερο εκείνου των αρνητικών ( $\sum e_i^+ > \sum e_i^-$ ), είναι συνεπές με την τελική βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου, σε σχέση με το αρχικό του επίπεδο πριν την υποτίμηση.

Στη δεύτερη εξίσωση (4.1β) ο Miles (1979) μελετά την επίδραση της υποτίμησης στο Εμπορικό Ισοζύγιο εκτιμώντας το συντελεστή της σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας. Προφανώς, με δεδομένη την καλή προσαρμοστικότητα της παλινδρόμησης στα δεδομένα και χωρίς οικονομετρικά προβλήματα, για στατιστικά σημαντικό συντελεστή  $\alpha_4$  το θετικό (αρνητικό) πρόσημο εκφράζει βελτίωση (χειροτέρευση) του Εμπορικού Ισοζυγίου.

Τα αποτελέσματα<sup>3</sup> των εκτιμήσεων του Miles (1979) παρουσιάζονται στους Πίνακες Π.4.1α και Π.4.1β για τις εξισώσεις 4.1α και 4.1β αντίστοιχα. Από το μοντέλο των καταλοίπων που παρατηρούμε στον πρώτο Πίνακα (Π.4.1α) δεν

<sup>3</sup> Σημειώνεται ότι ο συγγραφέας δε δίνει τις τιμές άλλων στατιστικών για την αξιολόγηση των οικονομετρικών του εκτιμήσεων, εκτός από τις t-statistics.

αποδεικνύεται ότι η υποτίμηση βελτίωσε, κατά μέσο όρο, τα Εμπορικά Ισοζύγια των εξεταζόμενων, ευρωπαϊκών χωρών.

**Πίνακας Π.4.1α**  
Υπόλοιπα Εμπορικού Ισοζυγίου  
ως προς το Τυπικό Σφάλμα της Παλινδρόμησης (SURE) 4.1α.  
(ετήσιες παρατηρήσεις 1956-1972)

|            | t-3    | t-2    | t-1    | t      | t+1    | t+2    | t+3    | SE     |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Δανία      | -0,993 | -0,022 | -0,667 | 0,109  | -0,630 | 0,297  | -0,725 | 0,0138 |
| Ιρλανδία   | -0,703 | 0,009  | 1,356  | 0,189  | -1,477 | -1,252 | 0,680  | 0,0222 |
| Φινλανδία  | -1,291 | 0,259  | 0,405  | 0,462  | 1,475  | -0,430 | -1,627 | 0,0158 |
| Γαλλία     | -1,032 | 0,476  | 0,651  | -0,921 | 0,889  | 0,587  | 0,841  | 0,0063 |
| Ισπανία    | 0,042  | -1,098 | -0,112 | 0,413  | 1,021  | -0,203 | 0,853  | 0,0143 |
| Μ.Βρετανία | -2,000 | 0,893  | 0,440  | -1,310 | -0,310 | 0,619  | -0,583 | 0,0084 |
| Σύνολο     | -5,977 | 0,517  | 2,073  | -1,058 | 0,968  | -0,382 | -0,561 |        |
| Μέσος όρος | -0,996 | 0,086  | 0,3455 | -0,176 | 0,161  | -0,064 | 0,094  |        |

Σημείωση: Το έτος της υποτίμησης (t) των εθνικών νομισμάτων είναι για όλες τις χώρες το 1967, εκτός από τη Γαλλία για την οποία ήταν το 1969.

Πηγή: Miles (1979)

**Πίνακας Π.4.1β**  
Εκτιμήσεις (SURE) του συντελεστή  $\alpha_4$  της μεταβλητής  
“Σταθμισμένη Συναλλαγματική Ισοτιμία”, στην εξίσωση (4.1β)  
(ετήσιες παρατηρήσεις 1956-72)

|            | $\alpha_4$      |
|------------|-----------------|
| Δανία      | 0,34<br>(0,16)  |
| Ιρλανδία   | 45,47<br>(1,53) |
| Φινλανδία  | 2,55<br>(2,04)  |
| Γαλλία     | 2,56<br>(6,13)  |
| Ισπανία    | -0,07<br>(0,74) |
| Μ.Βρετανία | -32,3<br>(3,46) |

Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-statistics.

Πηγή: Miles (1979)



Τα δύο προηγούμενα χρόνια της υποτίμησης (έτος  $t$ ) τα κατάλοιπα, κατά μέσο όρο, είναι ασθενή (εκτός από αυτά των Μ.Βρετανίας και Ιρλανδίας) αλλά θετικά (εκτός των Δανίας και Ισπανίας) κάτι που υπονοεί ότι οποιαδήποτε χειροτέρευση του Εμπορικού Ισοζυγίου οφείλεται στις κυβερνητικές πολιτικές και την ανάπτυξη. Επίσης κατά μέσο όρο, την περίοδο της υποτίμησης είναι ελαφρώς αρνητικά ενώ ένα έτος μετά θετικά, στο ίδιο περίπου ύψος. Κατά συνέπεια και με δεδομένο ότι τα δύο επόμενα έτη ( $t+2$ ,  $t+3$ ) είναι πρακτικά στο μηδέν, η υποτίμηση δε φαίνεται να βελτίωσε τα Εμπορικά Ισοζύγια των υπόψη χωρών.

Ας σημειωθεί ότι ο Miles (1979) βρίσκει αντίθετα αποτελέσματα για το συνολικό Ισοζύγιο Πληρωμών (BP), το οποίο εμείς δεν εξετάζουμε σε αυτήν την εργασία. Με άλλα λόγια, κατά μέσο όρο, η υποτίμηση βελτιώνει τα Ισοζύγια Πληρωμών των εξεταζόμενων από τον Miles (1979) χωρών εξαιτίας, ενδεχομένως, του φαύλου κύκλου υποτίμησης-πληθωρισμού-υποτίμησης που οδηγεί σε άνοδο των επιτοκίων και, κατά συνέπεια, προκαλεί εισροές κεφαλαίων και βελτίωση του ισοζυγίου κίνησης κεφαλαίων. Η τελευταία υπεραντισταθμίζει τη χειροτέρευση του εμπορικού ισοζυγίου (real balances effect).

Αναφορικά με τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων (SURE) της εξίσωσης (4.1β), ειδικά για το συντελεστή  $\alpha_4$  παρατηρούμε από τον Πίνακα Π.4.1β ότι ούτε αυτά επιβεβαιώνουν μια γενική βελτίωση των Εμπορικών Ισοζυγίων (BT), μετά την υποτίμηση. Αναλυτικότερα, από τις έξι ευρωπαϊκές χώρες του δείγματος, ο συντελεστής  $\alpha_4$  είναι στατιστικά σημαντικός στις τρεις (Γαλλία, Φινλανδία και Μ.Βρετανία) αλλά μόνο στις δύο πρώτες απ'αυτές έχει σωστό πρόσημο, σύμφωνα με την οικονομική θεωρία.

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του Miles (1979) τον οδηγούν σε δύο βασικά συμπεράσματα:

Πρώτον, η υποτίμηση δε βελτιώνει το Εμπορικό Ισοζύγιο (BT) αλλά, παρ'όλα αυτά, βελτιώνει το Ισοζύγιο Πληρωμών (BP).

Το δεύτερο αναφέρει ότι η διαδικασία προσαρμογής του εξωτερικού τομέα στην υποτίμηση είναι βασικά νομισματικό φαινόμενο. Έτσι, η υποτίμηση δεν προκαλεί μεταβολές πραγματικών μεταβλητών, όπως είναι το Εμπορικό Ισοζύγιο, ενώ επιβεβαιώνεται (έστω και έμμεσα) ότι το αποτέλεσμα των πραγματικών ρευστών διαθεσίμων επηρεάζει το Εμπορικό Ισοζύγιο. Με άλλα λόγια, αφού η υποτίμηση

βελτιώνει το Ισοζύγιο Πληρωμών (BP), αν και όχι το Εμπορικό Ισοζύγιο (BT), συνεπάγεται ότι το Ισοζύγιο Κίνησης Κεφαλαίων (BK) απαραίτητα βελτιώνεται.

Συνεπώς, η υποτίμηση προκαλεί μια απλή αναδιάρθρωση χαρτοφυλακίου αντί για μεταβολή του μεγέθους του (βλέπε του καθαρού εγχώριου πλούτου) αφού απλά οδηγεί σε υπερβάλλουσα αφενός ζήτηση χρήματος και αφετέρου προσφορά κρατικών τίτλων (ομολόγων). Τελικά ο λόγος χρήμα προς ομόλογα θα επανέλθει στο επιθυμητό επίπεδο πριν την υποτίμηση, μέσω του πλεονάσματος του Ισοζυγίου Κίνησης Κεφαλαίων.

Ο Spitäller (1980)<sup>4</sup>, όπως έχουμε ήδη αναφέρει σε προηγούμενο Κεφάλαιο, ενδιαφέρεται καταρχήν για τις βραχυχρόνιες επιδράσεις των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας πάνω στους όρους εμπορίου, και στη συνέχεια, για το αποτέλεσμα των τελευταίων στο Εμπορικό Ισοζύγιο. Κατά συνέπεια, η εργασία του συνιστά μια ιδιαίτερα σημαντική θεωρητική συμβολή, αφού ερευνά το θέμα της εξισορρόπησης του Εμπορικού Ισοζυγίου τόσο μέσα από την μερική όσο και από την ολική προσέγγιση.

Όσον αφορά την ολική προσέγγιση (global) που μας ενδιαφέρει εδώ, ο Spitäller (1980) εξειδικεύει το Εμπορικό Ισοζύγιο ως εξής:

$$(4.2) \quad BT_t = X \left[ 1 - \frac{R^{eff(X)}}{100} + XV_t \right] - M \left[ 1 - \frac{R^{eff(M)}}{100} + MV_t \right]$$

όπου:

BT: εμπορικό ισοζύγιο, σε δολάρια ΗΠΑ.

X(M): αξία εξαγωγών (εισαγωγών) σε δολάρια ΗΠΑ της περιόδου βάσης.

$R^{eff(X)}$  ( $R^{eff(M)}$ ): σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία, με στάθμιση βάσει των εξαγωγών (εισαγωγών) της οικονομίας.

XV (MV): αθροιστική ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη μέσης αξίας εξαγωγών (εισαγωγών) ως αντίδραση στη μεταβολή της ισοτιμίας.

Η εξειδίκευση του Εμπορικού Ισοζυγίου στη μορφή της (4.2) περιλαμβάνει μόνο το αποτέλεσμα των Όρων Εμπορίου (στο Εμπορικό Ισοζύγιο) ύστερα από τη μεταβολή της ισοτιμίας, αφού εδώ το ερευνητικό μας ενδιαφέρον επικεντρώνεται στη

βραχυχρόνια περίοδο (6-12 μήνες από την υποτίμηση). Ο Spittaller (1980) σημειώνει ότι ο ερευνητής που ενδιαφέρεται να λάβει υπόψη του ταυτόχρονα με το αποτέλεσμα των όρων εμπορίου και εκείνο του όγκου πρέπει δίπλα στις μεταβλητές  $XV_t$  και  $MV_t$  μέσα στις αγκύλες της (4.2) να προσθέσει τις  $XQ_t$  και  $MQ_t$  αντίστοιχα<sup>5</sup>.

Τελικά, η εξειδίκευση της (4.2) εκφράζει το στόχο του Spittaller, ο οποίος ενδιαφέρεται να μετρήσει *το πρώτο τμήμα της καμπύλης J*, της αρχικής χειροτέρευσης και κατόπιν βελτίωσης, αλλά όχι πάνω από το πριν την υποτίμηση επίπεδο, του Εμπορικού Ισοζυγίου. Μ' άλλα λόγια, ο συγγραφέας ενδιαφέρεται να εκτιμήσει τις περιόδους των "*συμβολαίων εισαγωγών και εξαγωγών*" και "*της αντανάκλασης*" (currency-contracts and pass-through periods), κατά την ορολογία του Magee (1973).

Τα βραχυχρόνια αποτελέσματα από την εκτίμηση της (4.2) από τον Spittaller (1980) παρουσιάζονται<sup>6</sup> στο Διάγραμμα (4.1).

Η αντίδραση των Εμπορικών Ισοζυγίων των μικρών ευρωπαϊκών χωρών Βελγίου και Σουηδίας στη μεταβολή της ισοτιμίας ακολουθεί περίπου το ίδιο πρότυπο με τις Γαλλία, Μεγάλη Βρετανία και Γερμανία. Παρατηρείται καταρχήν μια χειροτέρευση και αργότερα κάποια βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου χωρίς όμως αυτή να προσεγγίζει το αρχικό (πριν την υποτίμηση) επίπεδό του. Το τελευταίο συμβαίνει μόνο για την Ιταλία. Αντίθετα η περίπτωση της Ολλανδίας αντανάκλα την πλήρη αναποτελεσματικότητα της υποτίμησης στη βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου, αφού (αυτό) ύστερα από ένα τρίμηνο διακύμανσης με τάση να βελτιωθεί, ακολουθεί πορεία έντονης και απότομης χειροτέρευσης.

Συμπερασματικά, από την εργασία του Spittaller (1980) φαίνεται ότι τα εμπειρικά ευρήματα δε συνηγορούν υπέρ της βραχυχρόνιας αποτελεσματικότητας της συναλλαγματικής πολιτικής στη βελτίωση του Εμπορικού Ισοζυγίου για τις εξεταζόμενες ευρωπαϊκές χώρες (με εξαίρεση την ιταλική περίπτωση). Με άλλα λόγια, από την εργασία του Spittaller (1980) υπάρχουν σαφείς ενδείξεις για την επαλήθευση του φαινομένου της καμπύλης-J.

<sup>4</sup> Spittaller, E. (1980), "Short-Run Effects of Exchange Rate Changes on Terms of Trade and Trade Balance", *I.M.F. Staff Papers*, no 27, pp.320-348.

<sup>5</sup> Αυτές εκφράζουν την αθροιστική ποσοστιαία μεταβολή του όγκου εξαγωγών και εισαγωγών αντίστοιχα, ως αντίδραση στη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

<sup>6</sup> Spittaller (1980), pp. 334-335.

Οι Rose and Yellen (1989)<sup>7</sup> ερευνούν αν οι εξελίξεις στα διμερή Εμπορικά Ισοζύγια των ΗΠΑ έναντι των υπόλοιπων χωρών της ομάδας των επτά (G7: Καναδάς, Μ.Βρετανία, Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία και Ιαπωνία) επαληθεύουν το φαινόμενο της καμπύλης-J. Η μεθοδολογία των υπόψη συγγραφέων διαφέρει σημαντικά από εκείνες άλλων ερευνητών<sup>8</sup>, στις οποίες γίνεται σαφής διάκριση μεταξύ των αποτελεσμάτων της υποτίμησης, αφενός στους όρους εμπορίου και αφετέρου στον όγκο εξαγωγών και εισαγωγών. Αποτέλεσμα αυτής της διάκρισης είναι να οδηγούνται [π.χ. οι Warner, D. and Kreinin, M.E. (1983), Spitaller, E. (1980), Wilson, J.F. and Takacs, W.E. (1980), Artus J.R. (1975)] στις προς εκτίμηση εξισώσεις, από τη λύση ενός υποσυνόλου διαρθρωτικών εξισώσεων οι οποίες αφορούν τις αγορές εισαγόμενων και εξαγόμενων αγαθών. Αντίθετα, οι Rose and Yellen (1989) εκτιμούν απευθείας το Εμπορικό Ισοζύγιο (BT) χωρίς να διακρίνουν μεταξύ των αποτελεσμάτων όρων εμπορίου και όγκου.

Η γενική μορφή της εξίσωσης Εμπορικού Ισοζυγίου που εκτιμούν είναι:

$$(4.3) \quad BT = b(r, Y, Y\_c)$$

όπου:

BT: πραγματικό Εμπορικό Ισοζύγιο (Καθαρές εξαγωγές, σε εγχώριο νόμισμα, προς το εγχώριο επίπεδο τιμών).

r: πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία ( $r \equiv RP^*/P$ ).

Y(Y\_c): επίπεδο πραγματικού εθνικού εισοδήματος, μετρούμενο σε εγχώριο (ξένο) νόμισμα.

Η εξίσωση (4.3) εκτιμάται σε ημιλογαριθμική μορφή, με όλες τις μεταβλητές μετασχηματισμένες στην πρώτη διαφορά των λογαρίθμων τους, εκτός αυτής του

<sup>7</sup> Rose, A.K. and Yellen, J.K. (1980), "Is There a J-Curve?", *Journal of Monetary Economics*, vol.24, pp.53-68.

<sup>8</sup>Helkie, W.L. and Hooper P. (1987), "The U.S. External Deficit in the 1980s", *International Finance Discussion Paper*, no 34 (Board of Governors, Federal Reserve System, Washington DC).

Krugman, P.R. and Baldwin, R.E. (1987), "The Persistence of the U.S. Trade Deficit", *Brookings Papers on Economic Activity*, no 1, pp.1-43.

Spitaller, E. (1980), "Short-Run Effects of Exchange Rate Changes on Terms of Trade and Trade Balance", *I.M.F. Staff Papers*, no 27, pp.320-348.

Warner, D. and Kreinin, M.E. (1983), "Determinants of International Trade Flows", *Review of Economics and Statistics*, no 65, pp.96-104.

Wilson, J.F. and Takacs, W.E. (1980), "Expectations and the Adjustment of Trade Flows under Floating Exchange-Rates: Leads, lags and the J-Curve", *International Finance Discussion Paper*, no 160 (Board of Governors, Federal Reserve System, Washington, DC).

Εμπορικού Ισοζυγίου, η οποία χρησιμοποιείται απλά στην πρώτη διαφορά της. Έτσι, η εμπειρική εξίσωση που τελικά εκτιμάται είναι της μορφής:

$$(4.3\alpha) \quad \Delta(BT)_t = a + \sum_{i=0}^4 [\beta(i)\Delta Y_{t-i} + \tau(i)\Delta Y_{t-i}^*] + \sum_{i=0}^p \delta(i)\Delta r_{t-i} + u_t$$

όπου:

BT: πραγματικό BT ή καθαρές εξαγωγές σε σταθερές τιμές, χρησιμοποιώντας ως δείκτη τιμών τον αποπληθωριστή του ΑΕΠ ( $BT = (X - M)/(GNP_{def.})$ ).

Y(Y\_c): το αμερικάνικο (ξένο) ΑΕΠ, σε σταθερές τιμές χρησιμοποιείται ως αντιπροσωπευτική (proxie) μεταβλητή της ζήτησης.

$$r = \log(R P^* P^{-1})$$

R: διμερής ονομαστική ισοτιμία.

P\*(P): αποπληθωριστής του ξένου (αμερικάνικου) ΑΕΠ.

Στη συνέχεια οι Rose and Yellen (1989) ελέγχουν για μοναδιαίες ρίζες (unit roots) και συνολοκλήρωση (cointegration) των μεταβλητών της (4.3α).

Το τελικό συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουν είναι ότι με βάση τις σύγχρονες οικονομετρικές τεχνικές της συνολοκλήρωσης, τα εμπειρικά δεδομένα δεν επαληθεύουν την ύπαρξη του φαινομένου της καμπύλης-J για τα διμερή Εμπορικά Ισοζύγια των ΗΠΑ έναντι των άλλων χωρών της G7.

#### 4.2 Εξισορρόπηση του Ελληνικού Εμπορικού Ισοζυγίου κατά την “Ολική”

##### Προσέγγιση: Νέα Ευρήματα από την Εφαρμογή Σύγχρονων Οικονομετρικών Τεχνικών.

Στο Β' τμήμα αυτού του Κεφαλαίου παρουσιάζουμε τη δική μας εμπειρική διερεύνηση πάνω στη σημαντική θεωρητική συμβολή του Miles (1979). Σε ένα πρώτο στάδιο (παράγραφος 4.2.1) περιοριζόμαστε μόνο σε απλή εφαρμογή της εργασίας του Miles (1979) στην ελληνική περίπτωση. Στη συνέχεια χρησιμοποιούμε τις σύγχρονες οικονομετρικές τεχνικές των αναλύσεων Ολοκλήρωσης ή Συνολοκλήρωσης στη διερεύνηση των θεωρητικών συμπερασμάτων του Miles (1979) για την ελληνική οικονομία.

#### 4.2.1 Τα Υποδείγματα Miles (1979) για την Ελληνική Οικονομία.

Στην παράγραφο αυτή εφαρμόζουμε τη μεθοδολογία του Miles (1979) για τη διερεύνηση της σχέσης που απασχολεί αυτή τη διατριβή, δηλαδή ελληνικό εξωτερικό εμπόριο-συναλλαγματική πολιτική της ΤτΕ.

Πιο συγκεκριμένα, το ελληνικό εξωτερικό εμπόριο εδώ<sup>9</sup> εκφράζεται από τα διμερή κατά νόμισμα εμπορικά ισοζύγια των 6 κυριότερων εταίρων μας (Γερμανία, Ιταλία, Γαλλία, Μ.Βρετανία, ΗΠΑ και Ιαπωνία). Όπως έχουμε ήδη εξηγήσει στην παράγραφο 3.2.1 για τα στατιστικά δεδομένα αυτής της διατριβής, τα αδημοσίευτα κατά νόμισμα εμπορικά ισοζύγια συλλέξαμε από την ΤτΕ με ειδική έρευνα πεδίου κατόπιν συνενόησης του επόπτη της διατριβής Καθηγητή Λ.Θαλασσινού και του Διευθυντή Τομέα Στατιστικών Ισοζυγίου Πληρωμών της ΤτΕ. Τα στοιχεία αυτά αφορούν τις επίσημες αναφορές προς την ΤτΕ αθροιστικά των τριών μεγαλύτερων ελληνικών εμπορικών τραπεζών, της αγοράς συναλλάγματος της Αθήνας για τη μηνιαία δραχμική ζήτηση (χορήγηση συναλλάγματος για εισαγωγές μόνο αγαθών) και προσφορά (δραχμοποίηση συναλλάγματος από ελληνικές εξαγωγές αγαθών) την περίοδο 1983:01-1995:12.

Προχωρήσαμε σε αυτή την έρευνα και χρησιμοποιήσαμε τα συγκεκριμένα διμερή εμπορικά, κατά νόμισμα/συνάλλαγμα, ισοζύγια, χωρίς, από ότι γνωρίζουμε, κάτι τέτοιο να έχει ξαναγίνει στην Ελλάδα, γιατί θέλαμε οι εκτιμήσεις μας να είναι περισσότερο αξιόπιστες.

Είναι ευρέως γνωστό ότι τα συμβόλαια εισαγωγών και εξαγωγών δεν υπογράφονται πάντα σε κάποιο από τα εθνικά νομίσματα των εμπορικών εταίρων. Το συνηθέστερα χρησιμοποιούμενο ενδιάμεσο νόμισμα (vehicle-currency) είναι το αμερικανικό δολάριο (USD). Έτσι, δεδομένου ότι δε μπορούσαμε να έχουμε πρόσβαση στα συμβόλαια αντιπροσωπευτικού (έστω και μικρού) δείγματος εξαγωγών και εισαγωγών, γι αυτό προτιμήσαμε την καλύτερη δυνατή λύση (second best) των κατά νόμισμα ισοζυγίων. Είναι αλήθεια βέβαια ότι όχι μόνο ταλαιπωρηθήκαμε ιδιαίτερα για να εισάγουμε στον Η/Υ τα στατιστικά δεδομένα που

<sup>9</sup> Σε ολόκληρο το 4ο και 5ο Κεφάλαιο.

ήταν σε κλασέρ, αλλά η κύρια προσπάθειά μας ήταν να πείσουμε τα στελέχη της ΤτΕ ότι τα (μέχρι χθές απόρρητα) στοιχεία αυτά αποκλειστικά και μόνο ως άθροισμα των τριών τραπεζών, θα χρησιμοποιηθούν επίσης αποκλειστικά για τους ερευνητικούς σκοπούς της διατριβής αυτής.

Τα εμπορικά ισοζύγια (π.χ. BTUSD=διμερές εμπορικό ισοζύγιο για δολάρια ΗΠΑ, BTDEM=διμερές εμπορικό ισοζύγιο για γερμανικά μάρκα, BTJPY= διμερές εμπορικό ισοζύγιο για ιαπωνικά γιεν κλπ.) τα διαιρέσαμε με το Ακαθάριστο Εθνικό Εισόδημα της Ελλάδας για να πάρουμε τους λόγους που προτείνει στην εργασία του ο Miles (1979). Έτσι οδηγηθήκαμε σε μεταβλητές π.χ. BYUSD=λόγος του διμερούς εμπορικού ισοζυγίου για αμερ.δολάρια στο ελληνικό εθνικό εισόδημα ή BYITL=λόγος του διμερούς εμπορικού ισοζυγίου για ιταλικές λιρέτες στο ελληνικό εθνικό εισόδημα κ.ο.κ.

Τις παραπάνω μεταβλητές σύμφωνα με τη θέση του Miles (1979) χρησιμοποιούμε ως εξαρτημένες στις εξειδικεύσεις 4.1α και 4.1β. Οι ερμηνευτικές μεταβλητές για τα υπόψη υποδείγματα εξηγούνται αναλυτικά στην παράγραφο 3.2.1.

Για μια πρώτη αντίληψη των μεγεθών που εκφράζουν οι μεταβλητές που χρησιμοποιούμε στην εκτίμηση της 4.1α δίνονται οι τιμές των βασικών στατιστικών τους συναρτήσεων στον Πίνακα 4.1. Αξίζει να επισημανθεί από τον Πίνακα αυτόν ότι το μέσο έλλειμμα για το σύνολο των 6 διμερών εμπορικών ισοζυγίων ως ποσοστό του εθνικού μας εισοδήματος σε τριμηνιαία βάση είναι περίπου 4%. Το ποσοστό αυτό δεν διαφέρει (στατιστικά) σημαντικά από τα στοιχεία της ΕΣΥΕ για το συνολικό έλλειμμα του εμπορικού ισοζυγίου μας σε ετήσια βάση, ως ποσοστό του ΑΕΠ που είναι περίπου 15%.

**Πίνακας 4.1**  
**Βασικές Στατιστικές**  
των Μεταβλητών των Υποδειγμάτων Miles (1979) για την Ελλάδα.  
(τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:04)

|              | Μέσος<br>Αριθμητικός | Τυπικό<br>Σφάλμα | CV      | Ελάχιστη<br>Παρατήρηση | Μέγιστη<br>Παρατήρηση |
|--------------|----------------------|------------------|---------|------------------------|-----------------------|
| <b>BTUSD</b> | -35,6750             | 34,0489          | -0,9544 | -128,0941              | 7,8318                |
| <b>BTDEM</b> | -28,2970             | 14,2184          | -0,5024 | -57,0430               | -7,9249               |
| <b>BTITL</b> | -19,6676             | 26,1503          | -1,3296 | -164,5886              | 0,5921                |
| <b>BTFRF</b> | -11,4977             | 7,9576           | -0,6921 | -29,6951               | 0,0458                |
| <b>BTGBP</b> | -4,8081              | 4,2267           | -0,8790 | -16,2478               | 0,5313                |
| <b>BTJPY</b> | -5,8463              | 4,2735           | -0,7309 | -18,6043               | 9,4693                |
| <b>BTT</b>   | -105,7918            | 77,3908          | -0,7315 | -289,3051              | -15,5780              |
| <b>BYUSD</b> | -0,0136              | 0,0099           | -0,7279 | -0,0413                | 0,0061                |
| <b>BYDEM</b> | -0,0134              | 0,0036           | -0,2686 | -0,0223                | -0,0065               |
| <b>BYITL</b> | -0,0060              | 0,0035           | -0,5833 | -0,0118                | 0,0005                |
| <b>BYFRF</b> | -0,0048              | 0,0016           | -0,3333 | -0,0074                | 0,0001                |
| <b>BYGBP</b> | -0,0022              | 0,0024           | -1,0909 | -0,0166                | 0,0003                |
| <b>BYJPY</b> | -0,0031              | 0,0015           | -0,4838 | -0,0060                | 0,0020                |
| <b>BYT</b>   | -0,0443              | 0,0157           | -0,3544 | -0,0984                | -0,0209               |
| <b>DY</b>    | 0,0383               | 0,0294           | 0,7676  | -0,0306                | 0,1176                |
| <b>DY_p</b>  | 0,0156               | 0,0065           | 0,4166  | -0,0018                | 0,0278                |
| <b>GY</b>    | 0,4797               | 0,2205           | 0,4596  | 0,2463                 | 1,5336                |
| <b>GY_p</b>  | 0,0684               | 0,0063           | 0,0921  | 0,0604                 | 0,0869                |
| <b>MSY</b>   | 1,0238               | 0,0960           | 0,0937  | 0,8579                 | 1,3976                |
| <b>MSY_p</b> | 0,1304               | 0,0102           | 0,0782  | 0,1025                 | 0,1471                |

Σημείωση:

Τα Ισοζύγια κατά Νόμισμα (BT<sub>i</sub>) είναι σε δις δρχ. Οι υπόλοιπες μεταβλητές είναι λόγοι ή ποσοστά.

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

Στον Πίνακα 4.2 δίνονται οι εκτιμήσεις (OLS) ή Cochrane-Orcutt της εξίσωσης Miles (1979) 4.1α για τα έξι διμερή κατά νόμισμα εμπορικά ισοζύγια ως



ποσοστό του εισοδήματός μας. Όλες οι μεταβλητές είναι εκφρασμένες στις πρώτες διαφορές τους (που εκφράζει το πρόθεμα  $\Delta$ ), επομένως οι εκτιμήσεις αναφέρονται στη βραχυχρόνια περίοδο (στάσιμες χρονοσειρές).

Τα αποτελέσματα δεν είναι καθόλου ικανοποιητικά, όχι επειδή οι διορθωμένοι συντελεστές προσδιορισμού έχουν χαμηλές τιμές κάτι που δικαιολογείται από τη φύση των σειρών (στάσιμες), αλλά εξαιτίας του γεγονότος ότι στις περισσότερες περιπτώσεις (εκτός μίας) οι ερμηνευτικές μεταβλητές είναι στατιστικά ασήμαντες στα συνήθη επίπεδα σημαντικότητας.

Το ότι οι υπόψη μεταβλητές δε συμβάλλουν στην ερμηνεία των διμερών εμπορικών ισοζυγίων ως ποσοστό του εθνικού εισοδήματος επαληθεύεται και από τα σημαντικά προβλήματα αυτοσυσχέτισης που αντιμετωπίσαμε με Cochrane-Orcutt εκτιμήσεις ή/και την εξαρτημένη με υστερήσεις (έως και 5ης τάξης) στις ερμηνευτικές. Έτσι, οι διαφορετικοί ρυθμοί στην ανάπτυξη, στην προσφορά χρήματος και στις δημόσιες δαπάνες της Ελλάδας με τους υπόψη 6 εμπορικούς εταίρους μας δε συμβάλλουν στην ερμηνεία των διμερών μας, κατά νόμισμα, ισοζυγίων. Τα αποτελέσματα αυτά συμφωνούν και με άλλες ερευνητικές εργασίες (I.Sadier, 1994)<sup>10</sup> για χώρες μέλη της ΕΕ.

#### Πίνακας 4.2

Εκτιμήσεις των Βραχυχρόνιων Διακύμανσεων  
του Υποδείγματος (4.1α) Miles (1979) για την Ελλάδα.  
(τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:04)

| Εξαρτημ. →<br>↓ Ερμηνευτ.      | $\Delta$ BYUSD    | $\Delta$ BYDEM     | $\Delta$ BYITL     | $\Delta$ BYFRF    | $\Delta$ BYGBP     | $\Delta$ BYJPY    |
|--------------------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| <b>Σταθερά</b>                 | -0,0004<br>(-0,3) | -0,0001<br>(0,027) | -0,0002<br>(-1,06) |                   |                    |                   |
| <b><math>\Delta</math>GRY</b>  | 0,03<br>(1,11)    | -0,01<br>(-1,18)   | 0,013<br>(1,48)    | -0,003<br>(-0,78) | 0,006<br>(0,85)    | -0,009<br>(-1,48) |
| <b><math>\Delta</math>MSD</b>  | -0,01<br>(-0,43)  | 0,004<br>(0,43)    | 0,001<br>(0,29)    | -0,006<br>(-1,99) | -0,007<br>(-1,23)  | 0,001<br>(0,33)   |
| <b><math>\Delta</math>GEY</b>  | 0,007<br>(1,70)   | 0,002<br>(1,46)    | 0,003<br>(2,55)    | 0,001<br>(1,47)   | -0,0005<br>(-0,39) | 0,001<br>(1,94)   |
| <b>L<sub>y</sub></b>           | L=1               | L=5                | L=                 | L=4               | L=4                | L=4               |
| <b><math>\hat{\rho}</math></b> |                   |                    | -0,51<br>(-2,22)   |                   | 0,27<br>(0,84)     | 0,80<br>(-5,88)   |
| <b><math>\bar{R}^2</math></b>  | 0,1338            | 0,1801             | 0,3077             | 0,3070            | 0,3253             | 0,2686            |

<sup>10</sup> Sadier, I (1994), These pour le Doctorat de l' Universite de Bordeaux I.

|           |        |        |        |        |        |        |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| DW        | 2,23   | 2,11   | 2,12   | 2,16   | 1,92   | 2,09   |
| Q(12-0)   | 16,46  | 10,36  | 6,45   | 3,75   | 4,64   | 7,10   |
| [p-value] | [0,17] | [0,50] | [0,84] | [0,97] | [0,91] | [0,72] |

όπου:

$\Delta$ : ο τελεστής πρώτης διαφοράς.  $L_y$ : υστερήσεις (lags) της εξαρτημένης  $y$ .

Σημείωση: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, ενώ μέσα στις αγκύλες τις p-values.

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Κατά συνέπεια, τα υπόλοιπα των εκτιμήσεων του Πίνακα 4.2, τα οποία μελετά ο Miles (1979) για την επίδραση μιας *de jure* υποτίμησης στο εμπορικό ισοζύγιο και τα οποία παρουσιάζουμε στον Πίνακα 4.3, ενώ απεικονίζουμε και στο Διάγραμμα 4.1, δεν πρέπει να είναι σημαντικά στην ερμηνεία του προβλήματός μας. Αυτό μπορεί να ερμηνευθεί ως εξής: αφού ούτε ο ρυθμός ανάπτυξης ούτε η δημοσιονομική και νομισματική πολιτική ερμήνευσαν την εξαρτημένη της εξίσωσης 4.1α, σημαίνει ότι τα υπόλοιπα δεν περιλαμβάνουν (κυρίως) μόνο τη συναλλαγματική ισοτιμία, όπως ισχυρίζεται ο Miles (1979) αλλά και άλλες μεταβλητές, οι οποίες επιπλέον μάλιστα ενδεχομένως να συσχετίζονται με τις ερμηνευτικές της 4.1α.

Παρόλα αυτά για την πληρότητα της εφαρμογής της εργασίας του Miles (1979) στην ελληνική περίπτωση δίνονται ο Πίνακας 4.3 και το Διάγραμμα 4.1. Από το τελευταίο, ευκολότερα, με βάση τις υποθέσεις του Miles (1979) και χωρίς να λάβουμε υπόψη μας τα καθοριστικά συμπεράσματα από τις εκτιμήσεις του Πίνακα 4.2, μπορούμε να δούμε τα εξής, για την υποτίμηση της δραχμής τον Οκτώβριο του 1985:

- ◆ Για το ισοζύγιο σε USD παρατηρείται καταρχήν (μέχρι το 1987:01) το φαινόμενο της *καμπύλης J* που εδώ έχει μορφή *W*. Στη συνέχεια από το 1987:02 όπου το ισοζύγιο πέφτει στο επίπεδο που είχε πριν την υποτίμηση παρατηρείται μια σχετική σταθερότητα μέχρι και το 1995, κάτι που υπονοεί *μόνιμη* βελτίωσή του.
- ◆ Για το εμπορικό ισοζύγιο σε DEM, η πρώτη περίοδος μέχρι το 1988:04 παρουσιάζει ψηλές και θετικές τιμές, συμβατή πορεία με εκείνη της *μόνιμης* βελτίωσης που προβλέπει ο Miles (1979). Εντούτοις, η δεύτερη από το 1989:01

και μετά δε δείχνει μικρές και τυχαίες. Έτσι, συμπεραίνουμε μάλλον και εδώ για το φαινόμενο της καμπύλης W.

- ◆ Για το εμπορικό ισοζύγιο σε ITL, η τάση της πορείας των υπολοίπων επιβεβαιώνει μάλλον μόνιμη βελτίωση μετά την υποτίμηση με εξαίρεση την περίοδο 1989:01-1990:03.
- ◆ Για το εμπορικό ισοζύγιο σε FRF, βλέπουμε μάλλον προσωρινή βελτίωση, ενώ αντίθετα για το αντίστοιχο σε GBP μόνιμη βελτίωση.
- ◆ Τέλος, για το εμπορικό ισοζύγιο σε JPY μάλλον το φαινόμενο της καμπύλης J προκρίνεται.

Πίνακας 4.3

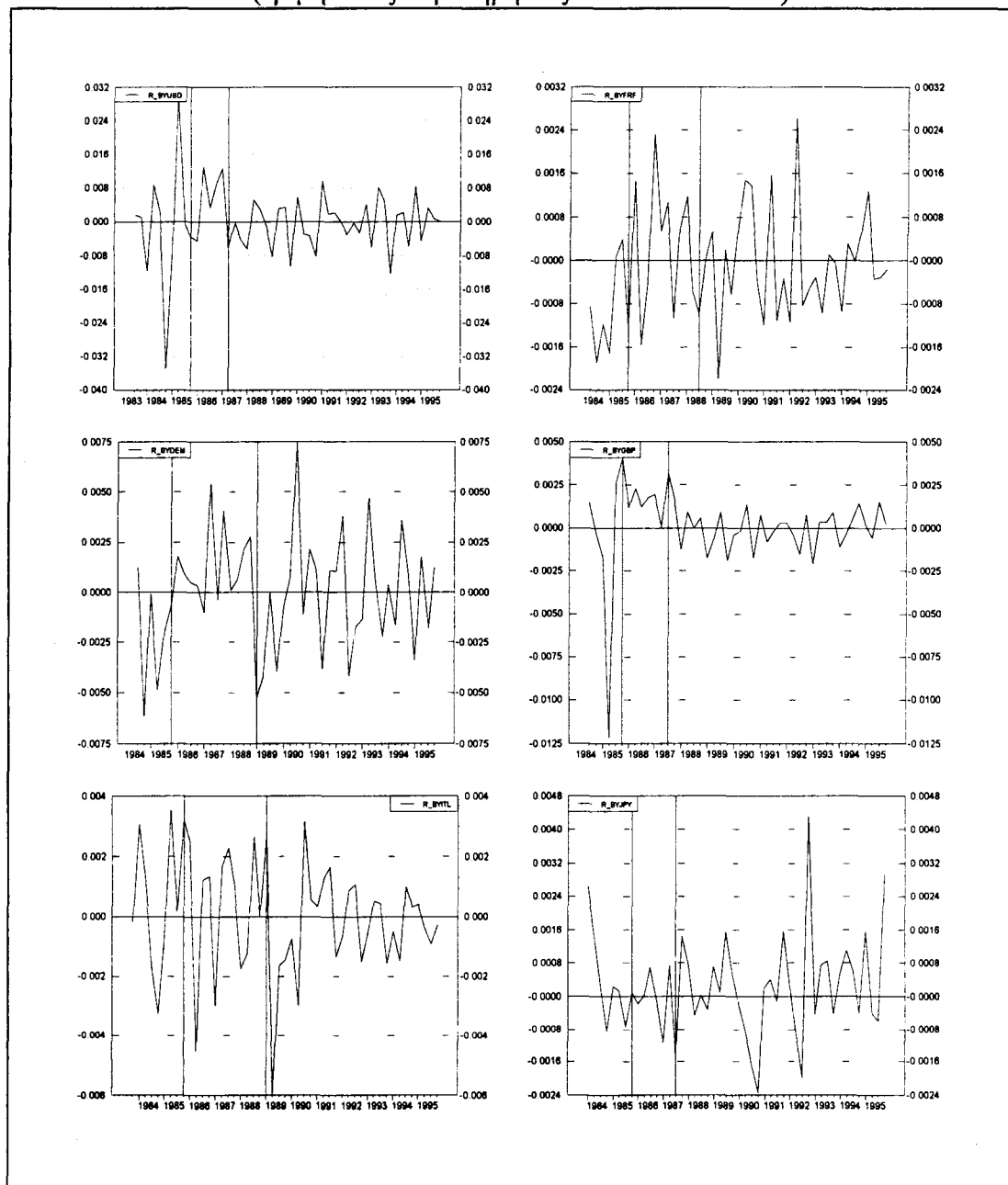
Υπόλοιπα της Παλινδρόμησης (4.1α) Miles (1979) για την Ελλάδα (Πίνακας 4.2):

$$\Delta Y_x = \alpha + \beta_1 \Delta GRY + \beta_2 \Delta MSD + \beta_3 \Delta GEY + \sum \gamma_i \Delta Y_{x-t_i}$$

|                 | $\Delta Y_{USD}$ | $\Delta Y_{DEM}$ | $\Delta Y_{ITL}$ | $\Delta Y_{FRF}$ | $\Delta Y_{GBP}$ | $\Delta Y_{JPY}$ |
|-----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| <b>1983:03</b>  | 0.0016           | 0.0038           | 0.0006           | 0.0016           | -0.0005          |                  |
| <b>:04</b>      | 0.0016           | -0.0010          | -0.0002          | 0.0016           | -0.0008          |                  |
| <b>1984 :01</b> | -0.0126          | 0.0025           | 0.0031           | -0.0126          | 0.0003           | 0.0027           |
| <b>:02</b>      | 0.0084           | -0.0021          | 0.0014           | 0.0084           | -0.0004          | 0.0014           |
| <b>:03</b>      | 0.0029           | 0.0013           | -0.0017          | 0.0029           | 0.0015           | 0.0002           |
| <b>:04</b>      | -0.0328          | -0.0061          | -0.0032          | -0.0328          | -0.0003          | -0.0008          |
| <b>1985 :01</b> | -0.0115          | -0.0001          | -0.0009          | -0.0115          | -0.0017          | 0.0002           |
| <b>:02</b>      | 0.0297           | -0.0048          | 0.0035           | 0.0297           | -0.0122          | 0.0001           |
| <b>:03</b>      | 0.0011           | -0.0020          | 0.0002           | 0.0011           | 0.0027           | -0.0007          |
| <b>:04</b>      | -0.0042          | -0.0006          | 0.0032           | -0.0042          | 0.0041           | 0.0001           |
| <b>1986 :01</b> | -0.0042          | 0.0018           | 0.0025           | -0.0042          | 0.0012           | -0.0002          |
| <b>:02</b>      | 0.0125           | 0.0009           | -0.0045          | 0.0125           | 0.0023           | 0.0000           |
| <b>:03</b>      | 0.0045           | 0.0005           | 0.0012           | 0.0045           | 0.0012           | 0.0007           |
| <b>:04</b>      | 0.0088           | 0.0003           | 0.0013           | 0.0088           | 0.0018           | -0.0001          |
| <b>1987 :01</b> | 0.0133           | -0.0010          | -0.0029          | 0.0133           | 0.0019           | -0.0011          |
| <b>:02</b>      | -0.0043          | 0.0054           | 0.0017           | -0.0043          | 0.0001           | 0.0007           |
| <b>:03</b>      | -0.0001          | -0.0004          | 0.0023           | -0.0001          | 0.0032           | -0.0014          |
| <b>:04</b>      | -0.0045          | 0.0041           | 0.0010           | -0.0045          | 0.0015           | 0.0015           |
| <b>1988 :01</b> | -0.0080          | 0.0001           | -0.0017          | -0.0080          | -0.0012          | 0.0007           |
| <b>:02</b>      | 0.0048           | 0.0006           | -0.0012          | 0.0048           | 0.0009           | -0.0005          |
| <b>:03</b>      | 0.0038           | 0.0021           | 0.0026           | 0.0038           | 0.0000           | 0.0000           |
| <b>:04</b>      | -0.0004          | 0.0028           | 0.0000           | -0.0004          | 0.0006           | -0.0003          |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

**Διάγραμμα 4.1**  
 Υπόλοιπα των Εκτιμήσεων του Υποδείγματος 4.1α  
 Miles (1979) για την Ελλάδα (Πίνακας 4.2).  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:04)



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

Συνοψίζοντας, θα λέγαμε ότι αν και η μελέτη του Διαγράμματος 4.1 πρέπει να γίνει με ιδιαίτερη προσοχή αφού η ερμηνευτική ικανότητα του υποδείγματος (Πίνακας 4.2) ήταν ιδιαίτερα μικρή, η αντίδραση των ελληνικών εμπορικών ισοζυγίων κατά νόμισμα στην υποτίμηση της δραχμής του Οκτωβρίου 1985 δεν είναι ομοιόμορφη για όλα, αλλά μπορούμε να ισχυριστούμε ότι συνολικά βελτίωσε τα

υπόψη ισοζύγια. Κατά συνέπεια, η συγκεκριμένη συναλλαγματική πολιτική (υποτίμηση-ανταγωνιστικότητα) υπήρξε αποτελεσματική.

#### **4.2.2 Η Προσέγγιση της Συνολοκλήρωσης στα Υποδείγματα Miles (1979) για την Ελλάδα.**

Στην παράγραφο αυτή εφαρμόζουμε την Ανάλυση Ολοκλήρωσης και Συνολοκλήρωσης (βλ. παράγραφο 2.3) για την εξίσωση 4.1β (Miles, 1979) για την Ελληνική Οικονομία.

Στον Πίνακα 4.4 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων (OLS, Cochrane-Orcutt) των μακροχρόνιων παλινδρομήσεων του υποδείματος 4.1β. Όπως και στην περίπτωση του Πίνακα 4.3 για την εξίσωση 4.1α, έτσι και εδώ τα σημαντικά προβλήματα αυτοσυσχέτισης που αντιμετωπίζουμε (με Cochrane-Orcutt και την εξαρτημένη με υστέρηση στις ερμηνευτικές) μεταφράζουν ενδεχόμενα το γεγονός ότι σημαντικές ερμηνευτικές μεταβλητές απουσιάζουν από την εξειδίκευση 4.1β.

Έτσι, ο διαφορικός ρυθμός ανάπτυξης ( $GRY \equiv DY - DY_p$ ) σε κανένα από τα έξι διμεταβλητά κατά νόμισμα εμπορικά ισοζύγια δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Η διαφορική νομισματική πολιτική ( $MSD \equiv MSY - MSY_p$ ) με το προβλεπόμενο από την οικονομική θεωρία πρόσημο είναι στατιστικά σημαντική μόνο στα εμπορικά ισοζύγια για γαλλικά φράγκα (BYFRF) και βρετανικές λίρες (BYGBP). Η διαφορική δημοσιονομική πολιτική ( $GEY \equiv GY - GY_p$ ) είναι επίσης στατιστικά ασήμαντη για όλα τα ισοζύγια.

Επίσης, οι διμερείς ισοτιμίες όψεως που αντανακλούν τη συναλλαγματική πολιτική της ΤτΕ (δεδομένου του καθεστώτος συναλλάγματος που υιοθετήθηκε: managed float) είναι στατιστικά σημαντικές (έστω και με πολύ μικρές τιμές συντελεστών) στις περιπτώσεις του DEM, ITL και JPY, αλλά μόνο στα δύο από αυτά έχουν το αναμενόμενο από την οικονομική θεωρία πρόσημο (DEM, JPY). Τέλος, η προσαρμοστικότητα των 6 αυτών υποδειγμάτων (Πίνακας 4.4) κρίνεται ικανοποιητική για τη φύση των δεδομένων που χρησιμοποιούνται (σχεδόν στάσιμες χρονολογικές σειρές).

Πίνακας 4.4

Εκτιμήσεις Μακροχρόνιων Παλινδρομήσεων του Υποδείγματος 4.1β Miles (1979)  
για την Ελληνική Οικονομία.

(τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:04)

| Εξαρτ. →<br>↓ Ερμηνευτ. | BYUSD                      | BYDEM                      | BYITL                      | BYFRF                       | BYGBP                     | BYJPY                      |
|-------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|-----------------------------|---------------------------|----------------------------|
| Σταθερά                 | στ.ασήμ.                   | -0,014<br>(-2,47)          | στ.ασήμ.                   | στ.ασήμ.                    | στ.ασήμ.                  | -0,007<br>(-3,68)          |
| GRY                     | 0,05<br>(1,65)             | -0,02<br>(-1,29)           | 0,013<br>(1,21)            | -0,002<br>(-0,26)           | 0,008<br>(0,67)           | -0,002<br>(-0,43)          |
| MSD                     | -0,015<br>(-1,18)          | 0,0004<br>(0,09)           | 0,0002<br>(0,13)           | -0,003<br>(-3,57)           | -0,004<br>(-2,57)         | 0,003<br>(1,70)            |
| GEY                     | 0,008<br>(1,70)            | 0,0022<br>(1,03)           | 0,002<br>(1,28)            | 0,0008<br>(0,99)            | 0,0005<br>(0,27)          | 0,001<br>(1,37)            |
| USD                     | -0,00008<br>(-1,11)        |                            |                            |                             |                           |                            |
| DEM                     |                            | 0,00003<br>(2,087)         |                            |                             |                           |                            |
| ITL                     |                            |                            | -0,0003<br>(-2,23)         |                             |                           |                            |
| FRF                     |                            |                            |                            | -0,00002<br>(-1,15)         |                           |                            |
| GBP                     |                            |                            |                            |                             | 5.98E-06<br>(1,24)        |                            |
| JPY                     |                            |                            |                            |                             |                           | 9.05E-06<br>(2,74)         |
| Ly                      | L=2                        | L=5                        | L=2                        | L=1                         | L=1                       | L=1                        |
| $\hat{\rho}$            | 0,72<br>(5,58)             |                            |                            |                             |                           |                            |
| $\bar{R}^2$             | 0,3415                     | 0,4438                     | 0,6458                     | 0,3844                      | 0,0679                    | 0,4727                     |
| DW                      | 2,03                       | 1,96                       | 2,10                       | 2,18                        | 2,08                      | 2,08                       |
| [p-value]               | Q(12-1)=<br>5,34<br>[0,91] | Q(11-0)=<br>5,76<br>[0,89] | Q(12-0)=<br>5,05<br>[0,96] | Q(12-0)=<br>13,62<br>[0,33] | Q(12-0)=<br>8,5<br>[0,74] | Q(12-0)=<br>9,32<br>[0,67] |

όπου:

$\Delta$ : ο τελεστής πρώτης διαφοράς. Ly: υστερήσεις (lags) της εξαρτημένης y.

Σημείωση: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, ενώ μέσα στις αγκύλες τις p-values.

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Στα πλαίσια της προκαταρκτικής ανάλυσης ολοκλήρωσης, ο Πίνακας 4.5 δίνει τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων για τους προσδιοριστικούς όρους της τάσης ή/και της εποχικότητας.

**Πίνακας 4.5**  
 Έλεγχοι Προσδιοριστικών Όρων  
 (Τάσης ή/και Εποχικότητας, Εξισώσεις 2.4 ή 2.5 ή 2.6),  
 των Μεταβλητών των Υποδειγμάτων Miles (1979) για την Ελλάδα.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:04)

|              |  |
|--------------|--|
| <b>BYUSD</b> | Στατιστικά Ασήμαντοι Όροι  |
| <b>BYDEM</b> | Στατ. Σημ. Εποχικότητα (Εξίσωση 2.5)<br>$\bar{R}^2=0,061$ $Q(13-0)=16,22$ [p-val.=0,24]      |
| <b>BYITL</b> | Στατ. Σημ. Τάση και Εποχικότητα (Εξ. 2.6)<br>$\bar{R}^2=0,4017$ $Q(13-0)=8,52$ [p-val.=0,81] |
| <b>BYFRF</b> | Στατιστικά Ασήμαντοι Όροι  |
| <b>BYGBP</b> | Στατ. Σημ. Εποχικότητα (Εξίσωση 2.5)<br>$\bar{R}^2=0,037$ $Q(13-0)=8,08$ [p-val.=0,838]      |
| <b>BYJPY</b> | Στατιστικά Ασήμαντοι Όροι  |
| <b>GRY</b>   | Στατ. Σημ. Εποχικότητα (Εξίσωση 2.5)<br>$\bar{R}^2=0,4005$ $Q(12-1)=5,75$ [p-val.=0,89]      |
| <b>MSD</b>   | Στατ. Σημ. Εποχικότητα (Εξίσωση 2.5)<br>$\bar{R}^2=0,6214$ $Q(12-1)=5,08$ [p-val.=0,93]      |
| <b>GEY</b>   | Στατ. Σημ. Τάση και Εποχικότητα (Εξ. 2.6)<br>$\bar{R}^2=0,5675$ $Q(12-0)=8,78$ [p-val.=0,64] |
| <b>USD</b>   | Στατ. Σημ. Γραμμική Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2=0,9588$ $Q(11-0)=6,35$ [p-val.=0,79]    |
| <b>DEM</b>   | Στατ. Σημ. Γραμμική Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2=0,9968$ $Q(12-1)=6,28$ [p-val.=0,85]    |
| <b>ITL</b>   | Στατιστικά Ασήμαντοι Όροι  |
| <b>FRF</b>   | Στατ. Σημ. Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2=0,9954$ $Q(12-0)=10,69$ [p-val.=0,56]            |
| <b>GBP</b>   | Στατ. Σημ. Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2=0,9865$ $Q(12-0)=5,07$ [p-val.=0,96]             |
| <b>JPY</b>   | Στατ. Σημ. Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2=0,9736$ $Q(12-0)=10,11$ [p-val.=0,61]            |

Σημείωση:

Όλες οι μεταβλητές ορίζονται στην παράγραφο 3.2.1 “Στατιστικά Δεδομένα”.

όπου:  $XUVCDR \equiv XUV\_c \cdot IReff(X)$ ,

Ix: ο δείκτης της μεταβλητής x με βάση 1 το έτος 1990.

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.



Αξίζει να σημειωθεί ότι 4 χρονοσειρές δείχνουν να προέρχονται από τυχαίους περιπάτους (BYUSD, BYFRF, BYJPY και ITL). Επομένως, η συμπεριφορά του είναι καθαρά τυχαία. Το αποτέλεσμα αυτό επιβεβαιώνεται με τους εξειδικευμένους ελέγχους μοναδιαίων ριζών, τα αποτελέσματα των οποίων δίνουμε στον Πίνακα 4.6. Όλες οι χρονοσειρές είναι στάσιμες (XSY, βλ. τα αντίστοιχα υποδείγματα του Πίνακα 4.5), εκτός από τη διαφορική προσφορά χρήματος (MSD) και τη διμερή ισοτιμία της δραχμής με την ιταλική λιρέττα που είναι ολοκληρωμένης 1ης τάξης [I(1)].

**Πίνακας 4.6**  
 Έλεγχοι Μοναδιαίων Ριζών  
 στις Μεταβλητές των Υποδειγμάτων 4.1α και β (Miles 1979) για την Ελλάδα.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:04)

|  | <b>BYUSD</b> | <b>BYDEM</b> | <b>BYITL</b> | <b>BYFRF</b> | <b>BYGBP</b> |
|--|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| <b>Bhargava (1986)</b>   |              |              |              |              |              |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ 2.9β</i>                          | L=0 (BIC)    | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     |
| $\tau_\tau \{H_0: \rho=1 \Rightarrow \alpha_1=0\}$<br>(-3,45)  | -5,86        | -6,80        | -6,32        | -6,62        | -7,48        |
| <b>Dolado et al. (1990)</b>                                    |              |              |              |              |              |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ. 2.13γ ή 2.14γ</i>                | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     |
| $\tau_\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45)                         | -5,86        | -6,81        | -6,32        | -6,62        | -7,48        |
| $\varphi_2 \{H_0: \mu=\beta=0, \rho=1\}$<br>(4,88)             | 11,47        | 15,45        | 13,33        | 14,70        | 18,68        |
| $\tau_{\beta\tau} \{H_0: \beta=0/\rho=1\}$<br>(2,79)           | -1,31        | 1,04         | -3,77        | 1,75         | 0,57         |
| $\varphi_3 \{H_0: \beta=0, \rho=1, \mu \neq 0\}$<br>(6,49)     | 17,19        | 23,15        | 19,98        | 22,03        | 28,01        |
| <b>Εξίσ. 2.13β ή 2.14β</b>                                     |              |              |              |              |              |
| $\tau_\mu \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)                          | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (BIC)    | L=0 (LM)     |
| $\tau_{\alpha\mu} \{H_0: \mu=0/\rho=1\}$<br>(2,54)             | -5,67        | -6,7         | -4,50        | -6,27        | 7,52         |
| $\varphi_1 \{H_0: \mu=(\rho-1)=0\}$<br>(4,71)                  | -4,42        | -6,2         | -3,55        | -5,81        | -4,05        |
| <b>Εξίσ. 2.13α ή 2.14α</b>                                     |              |              |              |              |              |
| $\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-1,95)                              | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     |
|  | -3,03        | -2,00        | -2,49        | -1,85        | -5,54        |
| <b>Phillips-Perron (1988)</b>                                  |              |              |              |              |              |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσωση 2.17α</i>                      | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     | L=0 (LM)     |
| $t(\rho-1)^* \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)                       | -40,6        | -49,00       | -29,80       | -44,09       | -54,61       |
| <i>Εξίσωση 2.17β</i><br>$t(\rho-1) \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45) | -42,6        | -50,14       | -46,38       | -48,29       | -54,97       |
| <b>Συμπεράσματα</b>  |              |              |              |              |              |
| Από Πίν. 4.5 & 4.6   | I(0)         | I(0)         | I(0)         | I(0)         | I(0)         |

Πίνακας 4.6 (συνέχεια)

|  | BYJPY    | GRY      | MSD      | GEY      | USD      |
|--|----------|----------|----------|----------|----------|
| <b>Bhargava (1986)</b>   |          |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ. 2.9β</i>                         | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=2 (LB) | L=0 (LM) |
| $\tau_r \{H_0: \rho=1 \Rightarrow \alpha_1=0\}$<br>(-3,45)     | -4,93    | -13,35   | -1,30    | -9,39    | -2,39    |
| <b>Dolado et al. (1990)</b>                                    |          |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ. 2.13γ ή 2.14γ</i>                | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=2 (LB) | L=0 (LM) |
| $\tau_r \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45)                            | -4,93    | -13,35   | -1,30    | -9,39    | -2,39    |
| $\varphi_2 \{H_0: \mu=\beta=0, \rho=1\}$<br>(4,88)             | 8,38     | 59,5     | 1,38     | 29,62    | 4,06     |
| $\tau_{\beta r} \{H_0: \beta=0/\rho=1\}$<br>(2,79)             | 2,06     | -1,03    | 1,41     | 6,16     | 2,18     |
| $\varphi_3 \{H_0: \beta=0, \rho=1, \mu \neq 0\}$<br>(6,49)     | 12,28    | 89,23    | 1,33     | 44,14    | 2,93     |
| <b>Εξίσ. 2.13β ή 2.14β</b>                                     |          |          |          |          |          |
| $\tau_\mu \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)                          | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=3 (LB) | L=0 (LM) |
| $\tau_{\alpha\mu} \{H_0: \mu=0/\rho=1\}$<br>(2,54)             | -4,37    | -13,31   | -0,81    | -1,89    | -1,01    |
| $\varphi_1 \{H_0: \mu=(\rho-1)=0\}$<br>(4,71)                  | -3,46    | 8,34     | 0,92     | 1,99     | 1,62     |
|  | 9,81     | 88,62    | 1,06     | 2,04     | 3,45     |
| <b>Εξίσ. 2.13α ή 2.14α</b>                                     |          |          |          |          |          |
| $\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-1,95)                              | L=0 (LM) | L=3 (LM) | L=0 (LM) | L=3 (LB) | L=0 (LM) |
|  | -2,51    | -1,13    | 1,13     | 0,34     | 2,03     |
| <b>Phillips-Perron (1988)</b>                                  |          |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσωση 2.17α</i>                      | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=3 (LB) | L=0 (LM) |
| $t(\rho-1)^* \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)                       | -34,18   | -79,05   | -4,39    | -46,62   | -1,42    |
| <i>Εξίσωση 2.17β</i><br>$t(\rho-1) \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45) | -39,37   | -79,37   | -7,61    | -44,32   | -10,74   |
| <b>Συμπεράσματα</b>  |          |          |          |          |          |
| Από Πίν. 4.5 & 4.6   | I(0)     | I(0)     | I(1)     | TSP      | I(0)     |

Πίνακας 4.6 (συνέχεια)

|   | DEM      | ITL      | FRF      | GBP      | JPY      |
|---|----------|----------|----------|----------|----------|
| <b>Bhargava (1986)</b>  |          |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ. 2.9β</i>  | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 (LM) |
| $\tau_r \{H_0: \rho=1 \Rightarrow \alpha_1=0\}$<br>(-3,45)                            | -2,49    | -0,88    | -2,49    | -2,04    | -2,09    |
| <b>Dolado et al. (1990)</b>   |          |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ. 2.13γ ή 2.14γ</i>                                       | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 ()   | L=0 (LM) |
| $\tau_r \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45)   | -2,49    | -0,88    | -2,49    | -2,39    | -2,09    |
| $\varphi_2 \{H_0: \mu=\beta=0, \rho=1\}$<br>(4,88)                                    | 23,85    | 3,46     | 17,84    | 6,64     | 3,74     |
| $\tau_{\beta r} \{H_0: \beta=0/\rho=1\}$<br>(2,79)                                    | 2,62     | 0,43     | 2,64     | 1,85     | 2,11     |
| $\varphi_3 \{H_0: \beta=0, \rho=1, \mu \neq 0\}$<br>(6,49)                            | 3,99     | 1,18     | 3,97     | 2,65     | 2,26     |
| <b>Εξίσ. 2.13β ή 2.14β</b>  |          |          |          |          |          |
| $\tau_\mu \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)   | 0,99     | -1,49    | 0,94     | -1,35    | -0,26    |
| $\tau_{\alpha\mu} \{H_0: \mu=0/\rho=1\}$<br>(2,54)                                    | 2,05     | 2,22     | 1,47     | 2,35     | 1,39     |
| $\varphi_1 \{H_0: \mu=(\rho-1)=0\}$<br>(4,71)   | 28,9     | 5,2      | 20,76    | 7,86     | 3,16     |
| <b>Εξίσ. 2.13α ή 2.14α</b>  |          |          |          |          |          |
| $\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-1,95)   | 7,09     | 2,25     | 6,20     | 3,06     | 2,08     |
| <b>Phillips-Perron (1988)</b>   |          |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσωση 2.17α</i><br>$t(\rho-1)^* \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89) | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 (LM) | L=0 (LM) |
| <i>Εξίσωση 2.17β</i><br>$t(\rho-1) \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45)                        | 9,05     | -2,65    | 9,39     | -10,61   | -8,12    |
| <b>Συμπεράσματα</b>   |          |          |          |          |          |
| Από Πίν. 4.5 & 4.6  | TSP      | I(1)     | TSP      | TSP      | TSP      |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Σημείωση:

Οι αριθμοί στις παρενθέσεις της Α' στήλης εκφράζουν τις κριτικές τιμές των DF και ADF, σε  $\alpha=5\%$  και μέγεθος δείγματος  $N=100$ . Πιο αναλυτικά, αυτές είναι:

- Για τις στατιστικές  $\tau_r$ ,  $\tau_{\rho r}$ ,  $t(\rho-1)$  είναι:  
-4,04 ( $\alpha=1\%$ ), -3,45 ( $\alpha=5\%$ ), -3,15 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Fuller (1976).
- Για τις στατιστικές  $\tau_\mu$ ,  $\tau_{\alpha\mu}$ ,  $t(\rho-1)^*$  είναι:  
-3,51 ( $\alpha=1\%$ ), -2,89 ( $\alpha=5\%$ ), -2,58 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Fuller (1976).
- Για τη στατιστική  $\tau$  είναι:  
-2,60 ( $\alpha=1\%$ ), -1,95 ( $\alpha=5\%$ ), -1,61 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Fuller (1976).
- Για τη στατιστική  $\phi_2$  είναι:  
6,50 ( $\alpha=1\%$ ), 4,88 ( $\alpha=5\%$ ), 4,16 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Dickey-Fuller (1981).
- Για τη στατιστική  $\phi_3$  είναι:  
8,73 ( $\alpha=1\%$ ), 6,49 ( $\alpha=5\%$ ), 5,47 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Dickey-Fuller (1981).
- Για τη στατιστική  $\phi_1$  είναι:  
6,70 ( $\alpha=1\%$ ), 4,71 ( $\alpha=5\%$ ), 3,86 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Dickey-Fuller (1981).

Όπου:

L: Αριθμός χρονικών υστερήσεων (lags) στους ελέγχους ADF. Η επιλογή έγινε με βάση τα θεωρητικά “ισοδύναμα” κριτήρια Lagrange Multiplier test (LM-test), ή Ljung-Box Q-statistic (LB-test), ή Akaike Information Criterion (AIC) ή Schwartz Bayesian Criterion (SBC).

Q(25-1): η Q-stat των Ljung-Box για τους συντελεστές αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων από  $\Gamma_2-\Gamma_{25}$ , αφού χρησιμοποιείται κάποια μέθοδος διόρθωσης για την αυτοσυσχέτιση 1ης τάξης (Cochrane-Orcutt ή Hildreth-Lu). Έτσι σ’όλες τις παλινδρομήσεις η  $DW \approx 2$ , ενώ δεν αναφέρεται αφού είναι συνήθως ακατάλληλη. (Στα ADF-tests χρησιμοποιούμε τις εξαρτημένες με υστερήσεις).

Στον Πίνακα 4.7 δίνονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης της εξίσωσης 4.1β. Επίσης, με βάση την τιμή της στατιστικής DW διεξάγεται ο έλεγχος συνολοκλήρωσης με το κριτήριο CRDW. Και στις 6 περιπτώσεις με βάση το υπόψη κριτήριο απορρίπτεται η βασική υπόθεση της μη-συνολοκλήρωσης των μεταβλητών των 6 υποδειγμάτων.

**Πίνακας 4.7**  
 Παλινδρομήσεις Συνολοκλήρωσης (CR) και  
 Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης με το Κριτήριο DW (CRDW)  
 του Υποδείγματος 4.1β (Miles 1979) για την Ελλάδα.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:04)

| Εξαρτημένη →<br>↓ Ερμηνευτικές | BYUSD              | BYDEM              | BYITL                | BYFRF                | BYGBP              | BYJPY              |
|--------------------------------|--------------------|--------------------|----------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| <b>Σταθερά</b>                 | 0,01<br>(1,16)     | -0,01<br>(-3,36)   | 0,006<br>(1,79)      | 0,002<br>(1,12)      | -0,0009<br>(-0,29) | -0,009<br>(-5,7)   |
| <b>GRY</b>                     | 0,02<br>(0,53)     | -0,002<br>(-1,27)  | 0,013<br>(1,03)      | -0,0037<br>(-0,52)   | 0,003<br>(0,20)    | -0,002<br>(-0,38)  |
| <b>MSD</b>                     | -0,016<br>(-1,12)  | -0,002<br>(-0,32)  | -0,004<br>(-1,13)    | -0,0065<br>(-2,97)   | -0,004<br>(-1,02)  | 0,004<br>(2,22)    |
| <b>GEY</b>                     | 0,008<br>(1,29)    | 0,002<br>(0,86)    | 0,001<br>(0,60)      | 9,36E-04<br>(0,92)   | 0,0003<br>(0,17)   | 0,001<br>(1,23)    |
| <b>USD</b>                     | -0,0001<br>(-3,34) |                    |                      |                      |                    |                    |
| <b>DEM</b>                     |                    | 3,02E-05<br>(2,19) |                      |                      |                    |                    |
| <b>ITL</b>                     |                    |                    | -7,56E-04<br>(-6,90) |                      |                    |                    |
| <b>FRF</b>                     |                    |                    |                      | -4,43E-05<br>(-2,20) |                    |                    |
| <b>GBP</b>                     |                    |                    |                      |                      | 7,2E-06<br>(1,49)  |                    |
| <b>JPY</b>                     |                    |                    |                      |                      |                    | 1,16E-05<br>(4,12) |
| $\bar{R}^2$                    | 0,2176             | 0,1035             | 0,5269               | 0,2672               | 0,0219             | 0,4853             |
| DW<br>(0,386)                  | 1,13               | 0,99               | 1,19                 | 1,04                 | 1,40               | 1,66               |
|                                | ∃CI                | ∃CI                | ∃CI                  | ∃CI                  | ∃CI                | ∃CI                |

*Σημείωση:* α) Οι αριθμοί σε παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, εκτός από αυτήν της πρώτης στήλης κάτω από την DW ή οποία είναι η κριτική τιμή σε  $\alpha=5\%$  για το κριτήριο CRDW. β) Για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης με το κριτήριο CRDW,  $H_0$ : Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών ( $\nexists$  CI) ή  $d=0$

$H_1$ : Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών ( $\exists$  CI) ή  $d \neq 0$

οι κριτικές τιμές της DW-στατιστικής για μέγεθος δείγματος  $T=100$  είναι 0,511 ( $\alpha=1\%$ ), 0,386 ( $\alpha=5\%$ ), και 0,322 ( $\alpha=10\%$ ).

*Πηγή:* Sargan and Bhargava (1983)<sup>11</sup>.

<sup>11</sup> Sargan, J.P. and A.S. Bhargava (1983), όπου παραπάνω.

Ο Έλεγχος συνολοκλήρωσης όμως (εξαιτίας της μικρής δύναμης του κριτηρίου CRDW) συνεχίζεται και στον Πίνακα 4.8, όπου εφαρμόζονται τα DF και ADF-tests (EG και AEG-κριτήρια συνολοκλήρωσης) στα υπόλοιπα των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης του Πίνακα 4.7.

**Πίνακας 4.8**

Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης με τα Κριτήρια EG και AEG  
(τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:04)

| Εξαρτημ. →<br>↓ Στατιστ. | $\Delta Res1$<br>(1) | $\Delta Res2$<br>(2) | $\Delta Res3$<br>(3) | $\Delta Res4$<br>(4) | $\Delta Res5$<br>(5) | $\Delta Res6$<br>(6) |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| $\tau_\tau$<br>(4,74)    | L=0 (LM)<br>-4,41    | L=0 (LM)<br>-4,02    | L=0 (LM)<br>-4,64    | L=0 (LM)<br>-2,96    | L=0 (LM)<br>-4,99    | L=0 (LM)<br>-5,85    |
| $\tau_\mu$<br>(4,45)     | L=0 (LM)<br>-4,41    | L=0 (LM)<br>-4,06    | L=0 (LM)<br>-4,56    | L=0 (LM)<br>-4,41    | L=0 (LM)<br>-2,12    | L=0 (LM)<br>-5,88    |
| $\tau$<br>(4,13)         | L=0 (LM)<br>-4,46    | L=0 (LM)<br>-4,10    | L=0 (LM)<br>-4,61    | L=0 (LM)<br>-4,46    | L=0 (LM)<br>-1,98    | L=0 (LM)<br>-5,95    |
| <b>Συμπεράσματα</b>      | ∃ CI                 | ∄ CI                 | ∃ CI                 | ∃ CI                 | ∄ CI                 | ∃ CI                 |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

όπου:

EG(AEG): Engle-Granger (Augmented Engle-Granger) test έλεγχου συνολοκλήρωσης

L: το πλήθος των υστερήσεων στις AEG παλινδρομήσεις, όπως προσδιορίζεται από τα κριτήρια LM, LB και BIC.

$Res1 = BYUSD_t - (a + b_1 GRY_t + b_2 MSD_t + b_3 GEY_t + b_4 USD_t)$ .

$Res2 = BYDEM_t - (a + b_1 GRY_t + b_2 MSD_t + b_3 GEY_t + b_4 DEM_t)$ .

$Res3 = BYITL_t - (a + b_1 GRY_t + b_2 MSD_t + b_3 GEY_t + b_4 ITL_t)$ .

$Res4 = BYFRF_t - (a + b_1 GRY_t + b_2 MSD_t + b_3 GEY_t + b_4 FRF_t)$ .

$Res5 = BYGBP_t - (a + b_1 GRY_t + b_2 MSD_t + b_3 GEY_t + b_4 GBP_t)$ .

$Res6 = BYJPY_t - (a + b_1 GRY_t + b_2 MSD_t + b_3 GEY_t + b_4 JPY_t)$ .

Σημείωση:

Οι κριτικές τιμές για αυτούς τους ελέγχους Engle-Granger (EG) και Augmented Engle-Granger (AEG), δίνονται στον Πίνακα των Phillips and Ouliaris (1990), αλλά για διευκόλυνση παρουσιάζονται σε παρένθεση κάτω από τις τιμές των στατιστικών.

Οι περιπτώσεις BYDEM και BYGBP είναι ξεκάθαρες, δε μπορούμε να απορρίψουμε την  $H_0$  της μη-συνολοκλήρωσης, ενώ αντίθετα στα BYITL και BYJPY υπάρχει συνολοκλήρωση. Επίσης, στα BYUSD και BYFRF υπάρχει ένδειξη συνολοκλήρωσης, οπότε χρησιμοποιούνται αυτές (τα υπόλοιπα των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης) οι μεταβλητές στις εκτιμήσεις των αντίστοιχων ΥΔΣ, οι εκτιμήσεις των οποίων παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.9.

Στον τελευταίο αυτό Πίνακα 4.9 δίνονται οι βραχυχρόνιες εκτιμήσεις του υποδείγματος 4.1β του Miles (1979) είτε σε μορφή κλασικού γραμμικού υποδείγματος είτε σε ΥΔΣ (BYITL και BYJPY), ανάλογα αν δεν υπάρχει ή αντίθετα υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών.

Γενικά, τα αποτελέσματα των βραχυχρόνιων εκτιμήσεων του Πίνακα 4.9 κρίνονται ελαφρώς χειρότερα των μακροχρόνιων παλινδρομήσεων του Πίνακα 4.4. Πιο συγκεκριμένα, ο διαφορικός ρυθμός ανάπτυξης ακόμα και στις περιπτώσεις που έχει το σωστό πρόσημο (-) είναι στατιστικά ασήμαντος. Με άλλα λόγια, το εισόδημα δεν ερμηνεύει το εμπορικό ισοζύγιο. Η διαφορική νομισματική πολιτική είναι στατιστικά σημαντική και με το αναμενόμενο από την οικονομική θεωρία πρόσημο μόνο στην περίπτωση του διμερούς εμπορικού ισοζυγίου για το FRF. Αντίθετα, σε καμία περίπτωση η διαφορική δημοσιονομική πολιτική δεν ερμηνεύει τα αντίστοιχα εμπορικά ισοζύγια. Επίσης, η συναλλαγματική πολιτική της ΤτΕ, όπως αυτή εκφράζεται από τις διμερείς ισοτιμίες της δραχμής με τα υπόψη 6 νομίσματα δείχνει αναποτελεσματική, αφού στη μόνη περίπτωση που η ισοτιμία είναι στατιστικά σημαντική, δηλαδή στο DEM, έστω και με μικρό μέγεθος συντελεστή, αυτός έχει λάθος πρόσημο. Το τελευταίο βέβαια μπορούμε να δεχθούμε στα πλαίσια του φαινομένου της καμπύλης του J, όπου η υποτίμηση προκαλεί κατ'αρχήν επιδείνωση στο εμπορικό ισοζύγιο και αργότερα (περίπου 3 χρόνια) βελτίωση. Δεδομένου μάλιστα ότι τα αποτελέσματα του Πίνακα 4.9 αφορούν τη βραχυχρόνια περίοδο, το αρνητικό πρόσημο του DEM γίνεται αποδεκτό κατά την οικονομική θεωρία.

Τέλος, η συνολική προσαρμοστικότητα των υποδειγμάτων είναι η αναμενόμενη σε αυτές τις περιπτώσεις (εκτός της ITL που θεωρείται υψηλή και της



GBP που είναι χαμηλή) των βραχυχρόνιων (χωρίς τάση στις χρονοσειρές) παλινδρομήσεων.

Έτσι, η γενικά καλή προσαρμοστικότητα δεδομένου ότι χρησιμοποιούνται γραμμικές τυχαίες εκτιμήσεις μη-γραμμικών χρονοσειρών απεικονίζεται επίσης και στο Διάγραμμα 4.2.

**Πίνακας 4.9**  
 Εκτιμήσεις των Βραχυχρόνιων Διακυμάνσεων,  
 των Διμερών, κατά Νόμισμα, Εμπορικών Ισοζυγίων της Ελληνικής Οικονομίας.  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:04)

| Εξαρτ. →<br>↓ Ερμηνευτ. | BYUSD                      | BYDEM                       | BYITL                     | BYFRF                     | BYGBP                     | BYJPY                      |
|-------------------------|----------------------------|-----------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|
| <b>Σταθερά</b>          | -0,007<br>(-1,83)          | -0,0067<br>(-3,19)          | -0,001<br>(-1,30)         | -0,002<br>(-2,93)         | -0,001<br>(-1,96)         | -0,0005<br>(-0,74)         |
| <b>Res1(-1)</b>         | -0,36<br>(-1,17)           |                             |                           |                           |                           |                            |
| <b>Res2(-1)</b>         |                            |                             |                           |                           |                           |                            |
| <b>Res3(-1)</b>         |                            |                             | -0,45<br>(-2,27)          |                           |                           |                            |
| <b>Res4(-1)</b>         |                            |                             |                           |                           |                           |                            |
| <b>Res5(-1)</b>         |                            |                             |                           |                           |                           |                            |
| <b>Res6(-1)</b>         |                            |                             |                           |                           |                           | -0,76<br>(-3,65)           |
| <b>GRY</b>              | 0,085<br>(1,88)            | -0,02<br>(-1,34)            | 0,01<br>(1,1)             | -0,005<br>(-0,83)         | 0,007<br>(0,43)           | -0,003<br>(-0,6)           |
| <b>ΔMSD</b>             | -0,005<br>(-0,26)          | 0,002<br>(0,25)             | -0,001<br>(-0,25)         | -0,006<br>(-2,01)         | -0,002<br>(-0,31)         | 0,002<br>(0,81)            |
| <b>GEY</b>              | 0,005<br>(0,74)            | 0,002<br>(0,94)             | 0,002<br>(1,49)           | 0,0008<br>(1,03)          | 0,001<br>(0,83)           | 0,001<br>(1,70)            |
| <b>ΔUSD</b>             | -4,88E-05<br>(-0,34)       |                             |                           |                           |                           |                            |
| <b>STDEM</b>            |                            | -3,97E-04<br>(-2,03)        |                           |                           |                           |                            |
| <b>ΔITL</b>             |                            |                             | 0,0007<br>(0,98)          |                           |                           |                            |
| <b>STFRF</b>            |                            |                             |                           | 3,16E-05<br>(0,13)        |                           |                            |
| <b>STGBP</b>            |                            |                             |                           |                           | 4,43E-05<br>(1,13)        |                            |
| <b>STJPY</b>            |                            |                             |                           |                           |                           | 2,76E-05<br>(1,85)         |
| <b>Ly (LB)</b>          | L=1                        | L=1                         | L=2                       | L=4                       | L=1                       | L=1                        |
| $\hat{\rho}$            |                            |                             |                           |                           | -0,4<br>(-2,22)           |                            |
| $\bar{R}^2$             | 0,2683                     | 0,3541                      | 0,6464                    | 0,2149                    | 0,065                     | 0,52                       |
| <b>DW</b>               | 1,92                       | 1,91                        | 2,11                      | 1,95                      | 1,96                      | 1,88                       |
| <b>[p-value]</b>        | Q(12-0)=<br>9,35<br>[0,67] | Q(12-0)=<br>12,88<br>[0,38] | Q(12-0)=<br>7,5<br>[0,82] | Q(12-0)=<br>7,5<br>[0,82] | Q(12-1)=<br>6,7<br>[0,82] | Q(12-0)=<br>7,30<br>[0,84] |

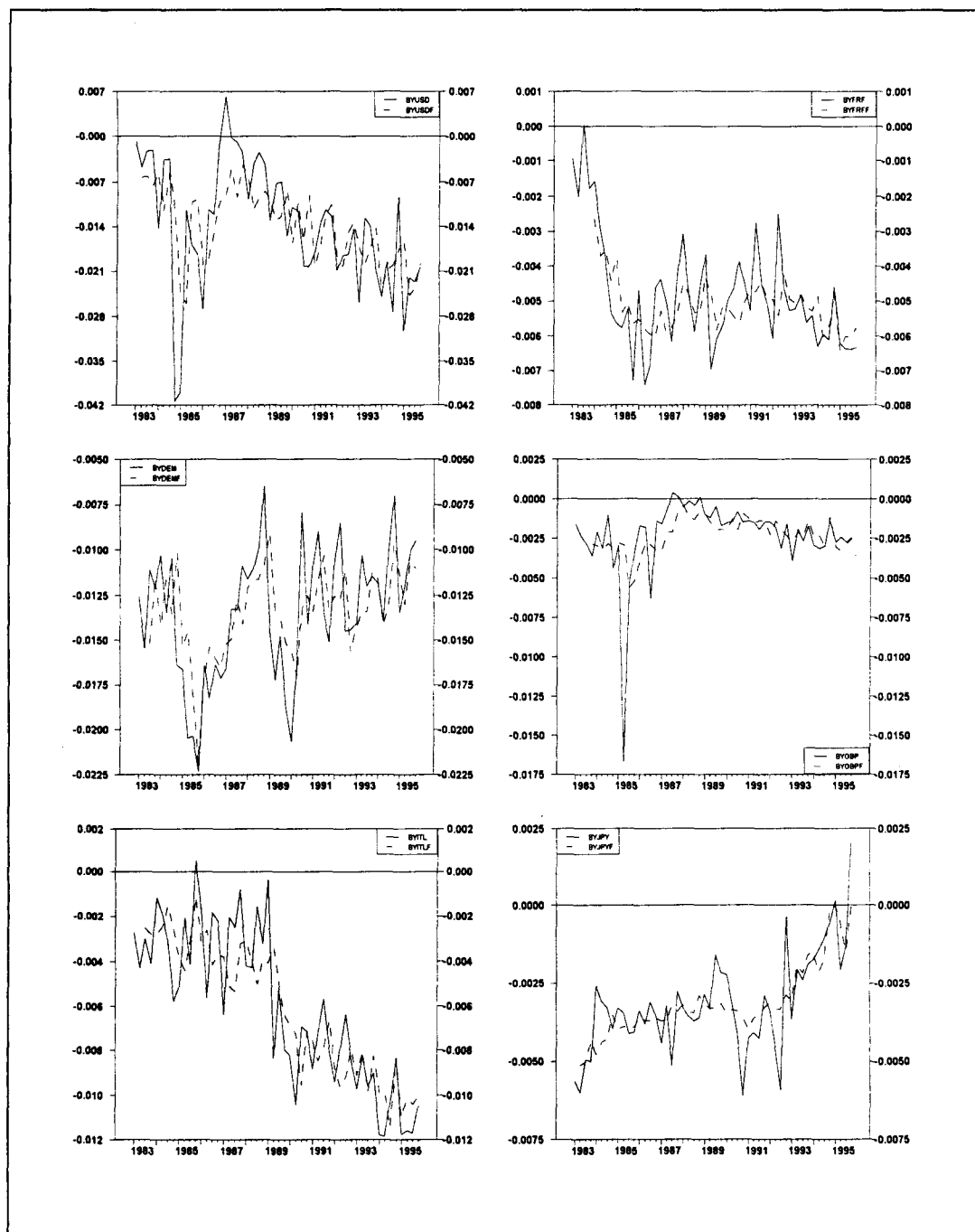
Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

όπου:

Δ: ο τελεστής πρώτης διαφοράς. Ly: υστερήσεις (lags) της εξαρτημένης y.

Σημείωση: Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, ενώ μέσα στις αγκύλες τις p-values.

**Διάγραμμα 4.2**  
 Διμερή, κατά Νόμισμα, Εμπορικά Ισοζύγια ως % του ΑΕΠ (BYx)  
 της Ελληνικής Οικονομίας και Προβλεπόμενα (BYxF)  
 βάσει των Υποδειγμάτων του Πίνακα 4.9  
 (τριμηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:04)



Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

#### 4.3 Εξωτερική Αξία της Δραχμής και Ναυτιλιακές Ροές Συναλλάγματος:

**Διερεύνηση των Επιδράσεων της Συναλλαγματικής Πολιτικής της ΤτΕ, στο Κόστος του Πληρώματος των Πλοίων (άνω των 4500 DWT), και στην Επιλογή Σημαίας (flag effect) της Ελληνόκτητης Ποντοπόρου Ναυτιλίας (1975-1996).**

Στην παράγραφο αυτή διερευνώνται ορισμένες επιπτώσεις της συναλλαγματικής πολιτικής υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας της ΤτΕ σε δύο σημαντικές μεταβλητές της ποντοπόρου ελληνικής ναυτιλίας (άνω των 4500 DWT).

Επισημαίνεται ότι το Ναυτιλιακό Ισοζύγιο ως τμήμα του Ισοζυγίου Υπηρεσιών δεν ανήκει στο Εμπορικό Ισοζύγιο, την εξισορρόπηση του οποίου *αποκλειστικά* εξετάζουμε στα πλαίσια αυτής της διατριβής. Έτσι η ανάλυση αυτής της παραγράφου περιορίζεται στην εξέταση μόνο των παρακάτω δύο προβλημάτων της ποντοπόρου ελληνικής Ναυτιλίας. Πρώτον, την επίδραση της συναλλαγματικής πολιτικής στο κόστος προσωπικού-πληρωμάτων των πλοίων. Δεύτερον, την επιλογή της ελληνικής σημαίας από τους Έλληνες πλοιοκτήτες κατά πόσο αυξάνει τις συναλλαγματικές εισροές του ναυτιλιακού (ή μεταφορών κατά την ΤτΕ) ισοζυγίου μας.

Αναφορικά με το πρώτο πρόβλημα, είναι γενικά γνωστό ότι τα έσοδα των ναυτιλιακών επιχειρήσεων είναι σε συνάλλαγμα (κυρίως USD), ενώ αντίθετα από το 1977 οι μισθοί των Ελλήνων ναυτικών δίνονται σε δραχμές. Έτσι, εφόσον οι αυξήσεις των ονομαστικών μισθών των ναυτικών είναι μικρότερες από τη διολίσθηση της δραχμής έναντι του δολαρίου, το υπόψη κόστος μισθοδοσίας σε δολάρια για τους Έλληνες πλοιοκτήτες θα μειώνεται.

Στον παρακάτω Πίνακα 4.10 δίνονται οι αριθμοί των Φ.Ε.Κ. από όπου κάθε ενδιαφερόμενος μπορεί να βρεί τις συλλογικές συμβάσεις εργασίας (ΣΣΕ) για όλες τις ειδικότητες των Ελλήνων ναυτικών. Από αυτά τα Φ.Ε.Κ. επιλέξαμε να μελετήσουμε τη μισθολογική εξέλιξη του Α' Μηχανικού.

**Πίνακας 4.10**

Φύλλα Εφημερίδων της Κυβερνήσεως (Φ.Ε.Κ.)  
στα οποία ανακοινώνονται οι Συλλογικές Συμβάσεις Εργασίας  
των Ελλήνων Ναυτικών της Ποντοπόρου (άνω των 4.500 DWT) Ναυτιλίας.

| Έτος | Φ.Ε.Κ.                         | Έτος | Φ.Ε.Κ.        |
|------|--------------------------------|------|---------------|
| 1974 | 150B'/11-2-74                  | 1987 | 221B'/30-4-87 |
| 1975 | 362B'/1-4-75                   | 1988 | 374B'/9-6-88  |
| 1976 | 1022B'/18-9-75                 | 1989 | 658B'/31-8-89 |
| 1977 | 384B'/20-4-77                  | 1990 | 44B'/25-1-90  |
| 1978 | 1014B'/21-11-78                | 1991 | 268B'/26-4-91 |
| 1979 | 15B'/13-1-79                   | 1992 | 392B'/16-6-92 |
| 1980 | 206B'/29-2-80, 1301B'/24-12-80 | 1993 | 309B'/4-5-93  |
| 1981 | 30B'/22-1-81                   | 1994 | 321B'/26-4-94 |
| 1982 | 68B'/18-2-82                   | 1995 | 625B'/18-7-95 |
| 1983 | 535B'/13-9-83                  | 1996 | 525B'/3-7-96  |
| 1984 | 369B'/12-6-84, 775B'/1-11-84   | 1997 | 841B'/23-9-97 |
| 1985 | 346B'/31-5-85                  | 1998 | 758B'/24-7-98 |
| 1986 | 827B'/2-12-86                  |      |               |

Πηγή: Υπουργείο Εμπορικής Ναυτιλίας.

Στον Πίνακα 4.11 παρουσιάζουμε τα απαραίτητα στατιστικά δεδομένα ενώ στον 4.12 τις τιμές των βασικών στατιστικών συναρτήσεων που αφορούν τις μεταβλητές του 4.11.

Πίνακας 4.11

Ονομαστικός (W), Πραγματικός (W/P), Βασικός Μισθός<sup>12</sup> του Α' Μηχανικού καθώς και Ισοτιμία (USD) και Ρυθμός Μεταβολής (GRTH\_USD) της Δραχμής με το Δολλάριο ΗΠΑ.

|      | W       | GRTH_W | CPI  | W/P     | USD    | GRTH_USD |
|------|---------|--------|------|---------|--------|----------|
| 1975 | 18,949  |        | 0.08 | 228,993 | 32.28  |          |
| 1976 | 18,960  | 0.00   | 0.09 | 202,781 | 36.89  | 0.14     |
| 1977 | 24,835  | 0.31   | 0.11 | 236,524 | 37.21  | 0.01     |
| 1978 | 24,835  | 0.00   | 0.12 | 209,578 | 37.11  | 0.00     |
| 1979 | 36,400  | 0.47   | 0.14 | 258,615 | 37.42  | 0.01     |
| 1980 | 37,900  | 0.04   | 0.18 | 215,954 | 43.07  | 0.15     |
| 1981 | 63,114  | 0.67   | 0.22 | 288,850 | 55.43  | 0.29     |
| 1982 | 75,101  | 0.19   | 0.26 | 283,937 | 66.78  | 0.20     |
| 1983 | 96,475  | 0.28   | 0.32 | 303,381 | 87.89  | 0.32     |
| 1984 | 113,840 | 0.18   | 0.38 | 302,364 | 112.68 | 0.28     |
| 1985 | 133,195 | 0.17   | 0.45 | 296,483 | 138.2  | 0.23     |
| 1986 | 153,174 | 0.15   | 0.55 | 277,113 | 139.95 | 0.01     |
| 1987 | 155,545 | 0.02   | 0.64 | 241,811 | 135.43 | -0.03    |
| 1988 | 174,210 | 0.12   | 0.73 | 238,562 | 141.86 | 0.05     |
| 1989 | 200,340 | 0.15   | 0.83 | 241,301 | 161.67 | 0.14     |
| 1990 | 230,390 | 0.15   | 1.00 | 230,390 | 158.52 | -0.02    |
| 1991 | 264,950 | 0.15   | 1.19 | 221,808 | 182.27 | 0.15     |
| 1992 | 302,045 | 0.14   | 1.38 | 218,241 | 190.71 | 0.05     |
| 1993 | 344,330 | 0.14   | 1.58 | 217,449 | 229.25 | 0.20     |
| 1994 | 392,535 | 0.14   | 1.76 | 223,571 | 242.6  | 0.06     |
| 1995 | 435,715 | 0.11   | 1.91 | 227,795 | 231.66 | -0.05    |
| 1996 | 474,930 | 0.09   | 2.07 | 229,518 | 240.71 | 0.04     |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος για τις GRTH\_W, W/P και GRTH\_USD. Για τους ορισμούς των μεταβλητών βλέπε παράγραφο 3.2.1.

Πίνακας 4.12

Βασικές Στατιστικές Μεταβλητών που Αφορούν το Βασικό Μισθό του Α' Μηχανικού της Ποντοπόρου Ελληνικής Ναυτιλίας.

|            | Μέσος Αριθμητικός | Τυπικό Σφάλμα | CV      | Ελάχιστη Παρατήρηση | Μέγιστη Παρατήρηση |
|------------|-------------------|---------------|---------|---------------------|--------------------|
| W          | 171,444           | 142,829       | 0.83    | 18,949              | 474,930            |
| CPI        | 0.72723           | 0.64857       | 0.89    | 0.08275             | 2.06925            |
| (W/P)      | 245,228           | 31,996        | 0.13    | 202,781             | 303,381            |
| USD        | 124.52682         | 74.40179      | 0.60    | 32.28000            | 242.6              |
| GRTH_W     | 0.15340           | 0.12096       | 0.79    | 0.00000             | 0.50999            |
| GRTH_CPI   | 0.15329           | 0.04169       | 0.27    | 0.07864             | 0.22065            |
| GRTH_(W/P) | 0.00011           | 0.11134       | 1012.18 | -0.18027            | 0.29084            |
| GRTH_USD   | 0.09567           | 0.10144       | 1.06    | -0.04614            | 0.27468            |

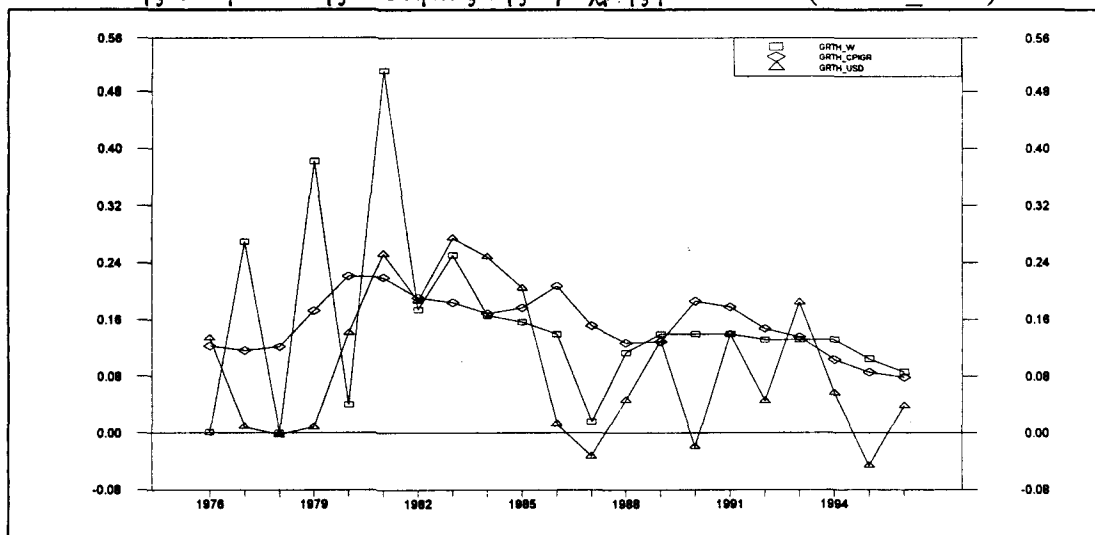
Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος. Για τους ορισμούς των μεταβλητών βλέπε παράγραφο 3.2.1.

<sup>12</sup> Επισημαίνεται ότι το μισθό των ετών 1975 και 1976 μετατρέψαμε σε δραχμές, από στερλίνες που εδίδετο, με βάση τη μέση ετήσια fixing ισοτιμία της δραχμής.

Από τον Πίνακα 4.12 παρατηρείται ότι ο πραγματικός βασικός μισθός (W/P) του Α' Μηχανικού σε ελληνικά πλοία άνω των 4500 DWT παρέμεινε ουσιαστικά σταθερός καθόλη τη διάρκεια της περιόδου 1975-1996, αφού ο μέσος ρυθμός αύξησής του [GRTH\_(W/P)] ήταν μηδενικός. Με άλλα λόγια, αφού η μέση ετήσια ονομαστική αύξηση του βασικού μισθού [GRTH\_W] ήταν 15,3%, όση περίπου και η αύξηση του ελληνικού πληθωρισμού [GRTH\_CPI=15,3%], η αγοραστική δύναμη σε τιμές του 1990 του μισθού του Α' Μηχανικού στην Ελλάδα δε μεταβλήθηκε καθόλου κατά την εξεταζόμενη περίοδο 1975-1996. Για του λόγου το αληθές, βλέπε επίσης και στον Πίνακα 4.11 την εξέλιξη του πραγματικού μισθού (W/P).

Εξάλλου, όπως επίσης φαίνεται από τον Πίνακα 4.12 αλλά και το σχετικό Διάγραμμα 4.3 η μέση ετήσια αύξηση του βασικού ονομαστικού μισθού του Α' Μηχανικού, που βάρυνε σε πραγματικούς όρους την ελληνική πλοιοκτησία, δεν ξεπέρασε το 5,7%. Αυτό προκύπτει από τη διαφορά ονομαστικών μισθολογικών αυξήσεων σε δραχμές (μέσος GRTH\_W=15,3%) και ρυθμού διολίσθησης της δραχμής (μέσος GRTH\_USD=9,6%), αφού τα έσοδα της ελληνικής ποντοπόρου Ναυτιλίας είναι κυρίως σε δολάρια.

**Διάγραμμα 4.3**  
Μέσος Ετήσιος Ρυθμός Μεταβολής  
Ονομαστικού Βασικού Μισθού (GRTH\_W) του Α' Μηχανικού,  
Ελληνικού ΔTK (GRTH\_CPI) και  
της Ονομαστικής Ισοτιμίας της Δραχμής με το USD (GRTH\_USD).



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

Επιπλέον, εφόσον ο μέσος ετήσιος ρυθμός αύξησης των εσόδων των ναυτιλιακών εταιριών σε δολάρια ξεπερνούσε το 5,7%, κάτι που θεωρείται εύλογο για μια τόσο σημαντική επιχειρηματική δραστηριότητα<sup>13</sup>, το σε δολάρια κόστος της μισθοδοσίας του Α΄ Μηχανικού πρέπει να ήταν αρνητικό.

Κατά συνέπεια, τη μέση ετήσια ονομαστική δραχμική αύξηση του βασικού μισθού του υπόψη ναυτικού (15,3%=GRTH\_W) πλήρωναν αφενός κατά 9,6% το Ελληνικό Δημόσιο, μέσω της συναλλαγματικής πολιτικής της υποτίμησης της δραχμής, που αύξανε ανάλογα την αγοραστική δύναμη σε δραχμές των πλοιοκτητών και αφετέρου κατά 5,7% μόνο οι Έλληνες εφοπλιστές.

Από τα παραπάνω γίνεται σαφές ότι εάν ο μισθός των Ελλήνων ναυτικών συνέχιζε και μετά το 1977 να είναι σε συνάλλαγμα (και αντί για GBP συμφωνούσαν στο USD) θα έπρεπε να έπαιρναν μέση ετήσια αύξηση σε δολάρια 5,7%, έτσι ώστε πλέον την υποτίμηση της δραχμής (9,6%), να κάλυπταν τη διάβρωση του εισοδήματός τους από τον ελληνικό πληθωρισμό. Με αυτόν τον τρόπο θα παρέμενε τουλάχιστον σταθερή η δραχμική αγοραστική τους δύναμη στην Ελλάδα.

Αναφορικά με το δεύτερο πρόβλημα που εξετάζουμε σε αυτή την παράγραφο, δηλαδή εάν η ελληνική σημαία προκαλεί αύξηση της εισροής ναυτιλιακού συναλλάγματος στη χώρα μας, επισημαίνονται:

(A) Το μικρό μέγεθος του διαθέσιμου δείγματός μας (T=22).

(B) Σε ορισμένες περιπτώσεις δε μπορέσαμε να αποφύγουμε την ανομοιογένεια των στοιχείων (SHGR, TNGR), μέσα στην ίδια χρονολογική σειρά.

Κατά συνέπεια, με βάση τους προαναφερθέντες περιορισμούς, τα στατιστικά μας συμπεράσματα πρέπει να εξεταστούν με ιδιαίτερη προσοχή αφού είναι πιθανό οι εκτιμήσεις μας να είναι μεροληπτικές. Στους Πίνακες 4.13 και 4.14 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των ελέγχων για προσδιοριστικούς όρους (εδώ μόνο τάση, αφού έχουμε ετήσια δεδομένα) και μοναδιαίες ρίζες, αντίστοιχα.

<sup>13</sup> Μόνο από τα στοιχεία της ΤτΕ, οι εισροές του ναυτιλιακού συναλλάγματος την υπόψη περίοδο αυξάνονταν με μέσο ετήσιο ρυθμό 5,2%.



**Πίνακας 4.13**  
Έλεγχος Προσδιοριστικών Όρων  
των Μεταβλητών που αφορούν τις Ναυτιλιακές Εισροές Συναλλάγματος

|               |                          |
|---------------|--------------------------|
| <b>TMARRD</b> | Στατιστικά Ασήμαντη Τάση |
| <b>SHGR</b>   | Στατιστικά Ασήμαντη Τάση |
| <b>SHFLGR</b> | Στατιστικά Ασήμαντη Τάση |
| <b>TNGR</b>   | Στατιστικά Ασήμαντη Τάση |
| <b>TNFLGR</b> | Στατιστικά Ασήμαντη Τάση |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

**Πίνακας 4.14**  
Έλεγχος Μοναδιαίων Ριζών (DF και ADF)  
των μεταβλητών που αφορούν τις Ναυτιλιακές Εισροές Συναλλάγματος

|               | $\tau_r$ | $\phi_3$ | Συμπέρασμα |
|---------------|----------|----------|------------|
| <b>TMARRD</b> | -1,43    | 1,0379   | I(1)       |
| <b>SHGR</b>   | -1,7451  | 1,547    | I(1)       |
| <b>SHFLGR</b> | -1,7613  | 1,5754   | I(1)       |
| <b>TNGR</b>   | -1,00    | 0,7416   | I(1)       |
| <b>TNFLGR</b> | -1,8443  | 2,1644   | I(1)       |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

**Σημείωση:** Οι κριτικές τιμές των Dickey-Fuller και Augmented Dickey-Fuller είναι σε  $\alpha=5\%$  για μεν την  $\tau_r$ -στατιστική -3,6 για δε την  $\phi_3$  7,24.

Το συμπέρασμα για όλες τις εξεταζόμενες χρονοσειρές είναι ότι αυτές προέρχονται από κάποιο υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου και είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης [I(1)].

Λόγω του μικρού μεγέθους και της ετήσιας αθροιστικότητας των δεδομένων δεν προχωρήσαμε σε ελέγχους συνολοκλήρωσης.

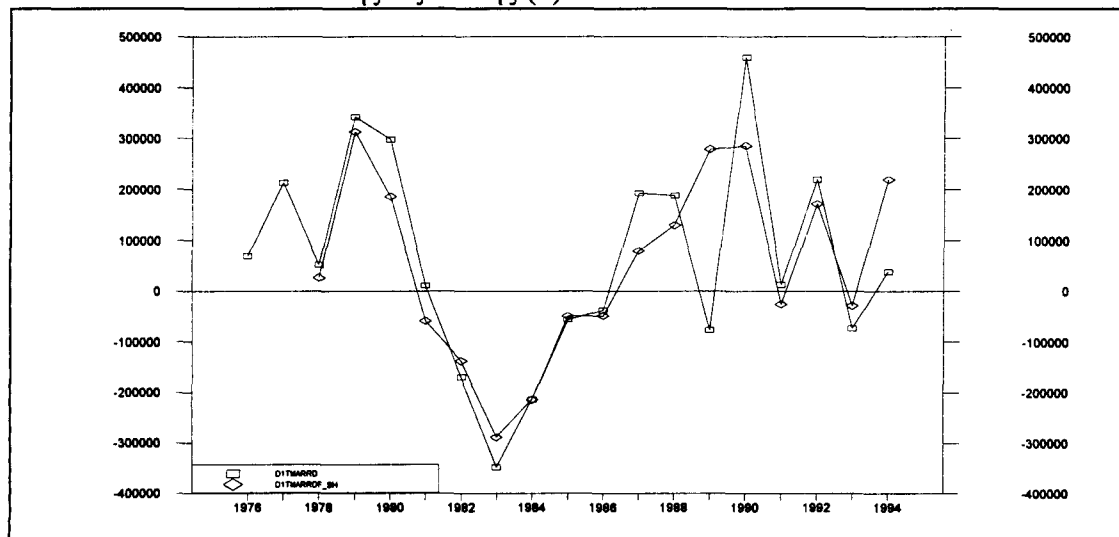
Τα αποτελέσματα των βραχυχρόνιων (όλες οι μεταβλητές χρησιμοποιούνται στις πρώτες διαφορές τους) παλινδρομήσεων δίνονται στον Πίνακα 4.15, ενώ στα αντίστοιχα Διαγράμματα 4.4 έως 4.8 παρουσιάζουμε την προσαρμοστικότητα των υπόψη υποδειγμάτων.

**Πίνακας 4.15**  
 Βραχυχρόνιες Εκτιμήσεις Ναυτιλιακών Εισορών Συναλλάγματος (TMARRD)  
 (Ετήσιες παρατηρήσεις: 1975-1996)

|                    | <b>ΔTMARRD</b><br><b>(1)</b> | <b>ΔTMARRD</b><br><b>(2)</b> | <b>ΔTMARRD</b><br><b>(3)</b> | <b>ΔTMARRD</b><br><b>(4)</b> |
|--------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| <b>Σταθερά</b>     | 94.983<br>(2,32)             | 101.288<br>(2,7)             | 138.921<br>(3,16)            | 165.386<br>(2,89)            |
| <b>ΔSHGR</b>       | -223,56<br>(-2,09)           |                              |                              |                              |
| <b>ΔHSFLGR</b>     |                              | -2.599<br>(-2,4)             |                              |                              |
| <b>ΔTNGR</b>       |                              |                              | -0,02<br>(-1,83)             |                              |
| <b>ΔTNFLGR</b>     |                              |                              | -0,0006<br>(-0,03)           |                              |
| <b>D8187</b>       | -277.637<br>(-3,8)           | -343.780<br>(-4,57)          | 277.718<br>(-3,6)            | -308.349<br>(-3,05)          |
| <b>DUM85</b>       |                              | -1.159.960<br>(-1,87)        |                              |                              |
| <b>ΔTMARRD(-1)</b> | 0,46<br>(2,32)               | 0,48<br>(2,66)               | 0,39<br>(1,95)               | -0,07<br>(-0,29)             |
| $\hat{\rho}$       | -0,65<br>(-2,87)             | -0,64<br>(-3,07)             | -0,59<br>(-2,39)             |                              |
| $\bar{R}^2$        | 0,45                         | 0,55                         | 0,43                         | 0,35                         |
| <b>DW</b>          | 1,96                         | 2,38                         | 1,97                         | 2,14                         |
|                    | Q(4-1)=0,56<br>p-v=0,90      | Q(4-1)=2,12<br>p-v=0,55      | Q(4-1)=2,55<br>p-v=0,47      | Q(4-0)=4,84<br>p-v=0,30      |

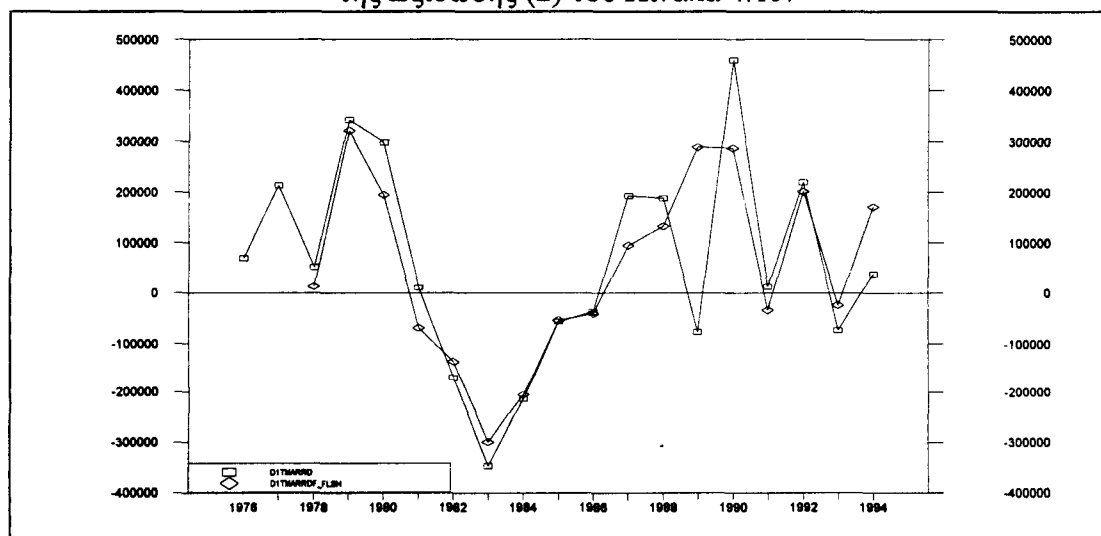
Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

**Διάγραμμα 4.4**  
 Πραγματικές (TMARRD) και Προσαρμοσμένες (TMARRDF\_SH) Τιμές  
 της Εξίσωσης (1) του Πίνακα 4.15.



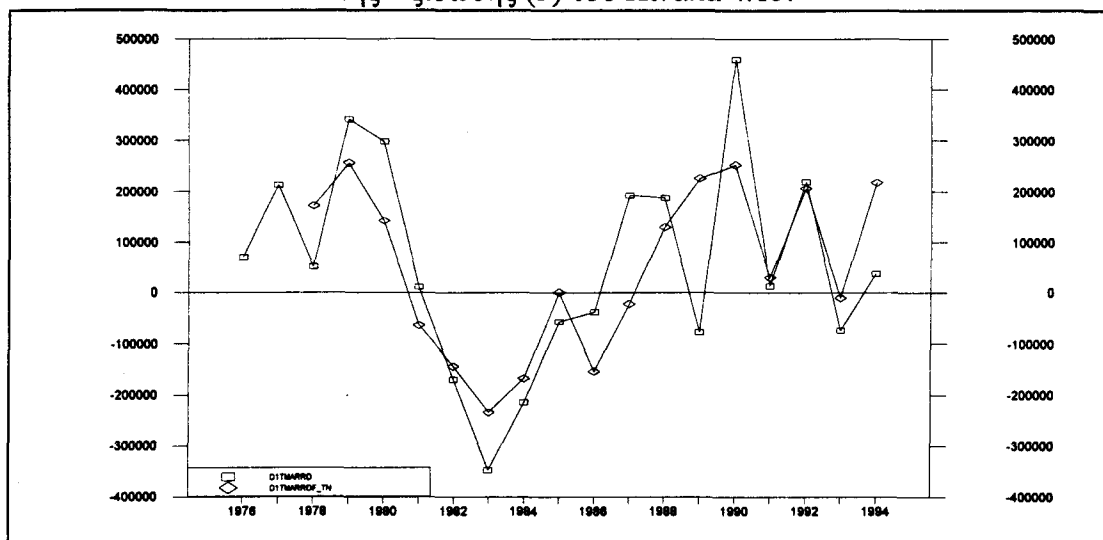
Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

**Διάγραμμα 4.5**  
 Πραγματικές (TMARRD) και Προσαρμοσμένες (TMARRDF\_FLSH) Τιμές  
 της Εξίσωσης (2) του Πίνακα 4.15.



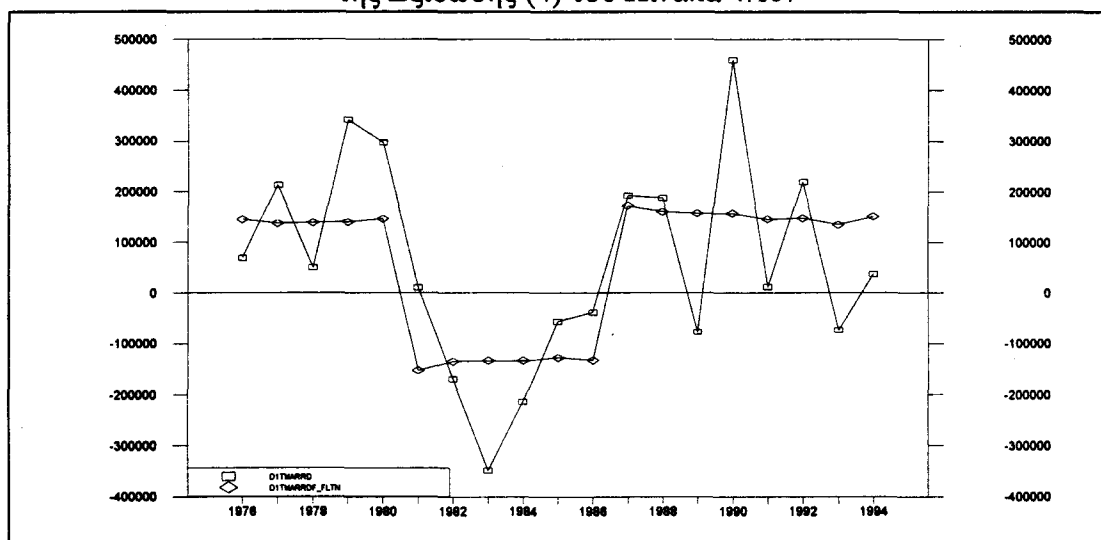
Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

**Διάγραμμα 4.6**  
 Πραγματικές (TMARRD) και Προσαρμοσμένες (TMARRDF\_TN) Τιμές  
 της Εξίσωσης (3) του Πίνακα 4.15.



Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

**Διάγραμμα 4.7**  
 Πραγματικές (TMARRD) και Προσαρμοσμένες (TMARRDF\_FLTN) Τιμές  
 της Εξίσωσης (4) του Πίνακα 4.15.



Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Από τον Πίνακα 4.15 είναι αξιοσημείωτο το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή του αριθμού ή του τονάζ της ελληνόκτητης (SHGR ή TNGR, αντίστοιχα) ή υπό ελληνική σημαία Ναυτιλίας (SHFLGR ή TNFLGR, αντίστοιχα). Το αποτέλεσμα αυτό υπονοεί ότι αυξανόμενου του αριθμού των πλοίων ή του

τοννάζ, ανεξάρτητα αν πρόκειται για ελληνόκτητη ή υπό ελληνική σημαία Ναυτιλία, μειώνεται η αντίστοιχη εισροή του συναλλάγματος.

Το συμπέρασμα αυτό, το οποίο δεν είναι μόνο αντίθετο με την Οικονομική Θεωρία<sup>14</sup>, αλλά και την κοινή λογική, θα πρέπει να εκτιμηθεί με επιφύλαξη και κάτω από τους προαναφερθέντες περιορισμούς. Η αρνητική αυτή συσχέτιση ερμηνεύεται από οικονομικής άποψης από τους εξής παράγοντες:

α) Από τη βαθιά κρίση του διεθνούς εμπορίου και, κατ'επέκταση, της Ναυτιλίας τη δεκαετία του '80, η οποία οδήγησε στη μείωση του ενεργού στόλου και, επομένως, και των συναλλαγματικών εισροών.

β) Το παραπάνω επιχείρημα ισχυροποιείται ακόμα περισσότερο και από το φαινόμενο της φυγής από την ελληνική σημαία (flagging out), το οποίο ξεκίνησε το 1979, κορυφώθηκε το 1984 και διήρκεσε μέχρι το 1987. Οι αρνητικές συνέπειες στην εισροή ναυτιλιακού συναλλάγματος στην Ελλάδα είναι προφανείς.

γ) Οι δύο de jure υποτιμήσεις της δραχμής, το Μάρτιο του 1983 και τον Οκτώβριο του 1985, επιπλέον της πολιτικής διολίσθησης-ανταγωνιστικότητας της δραχμής, προφανώς αύξησαν την αγοραστική δύναμη (σε δραχμές) των δολαρίων που κατείχαν οι εφοπλιστές από τα έσοδά τους στην ελληνική αγορά. Κατά συνέπεια, εισήγαγαν μικρότερες ποσότητες πολύτιμου ξένου συναλλάγματος στην ελληνική οικονομία.

Σε κάθε περίπτωση όμως θεωρούμε απαραίτητη την περαιτέρω έρευνα επί του θέματος<sup>15</sup>.

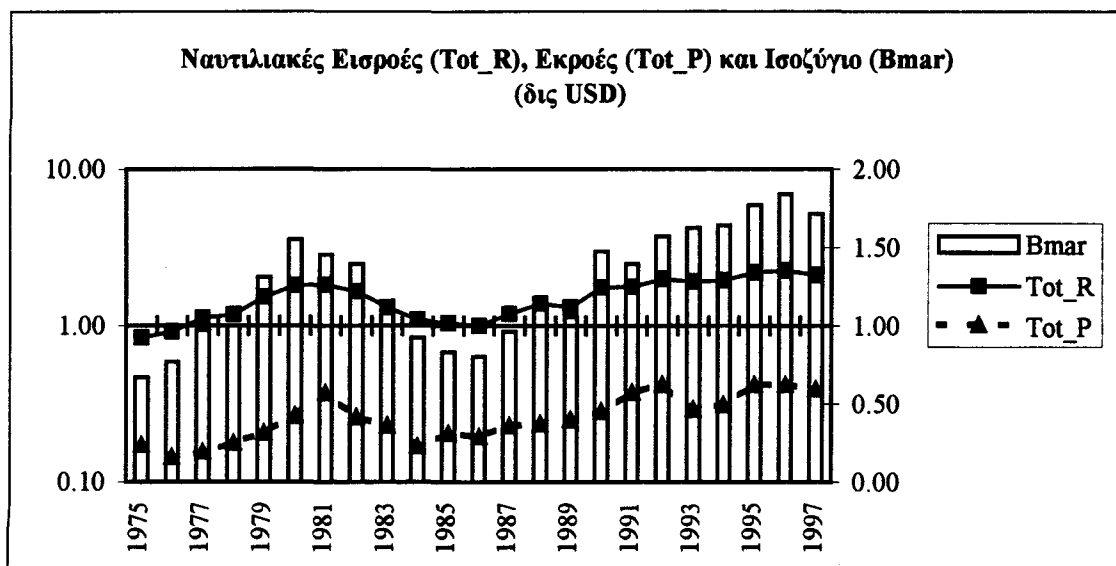
Ένα άλλο αξιοσημείωτο συμπέρασμα από τον Πίνακα 4.15 είναι ότι οι ψευδομεταβλητές D8187 και DUM85 αποδείχθηκαν σε όλες τις περιπτώσεις στατιστικά σημαντικές. Η μεν D8187 (1 την περίοδο 1981-1987 και 0 αλλού) εκφράζει τόσο τη μείωση του όγκου του διεθνούς εμπορίου την υπόψη περίοδο όσο και την απομάκρυνση των πλοιοκτητών από την ελληνική σημαία λόγω της ανασφάλειας που αισθάνθηκαν από την άνοδο του ΠΑΣΟΚ στην εξουσία. Η DUM85 (1 το 1985 και 0 αλλού) χρησιμοποιήθηκε για να συμβάλει στη βελτίωση της ομοιογένειας των σειρών SHGR και TNGR.

<sup>14</sup> Γεωργαντόπουλος Ελ.-Βλάχος Γ., (1997) "Ναυτιλιακή Οικονομική", Τζέι & Τζέι Ελλάς, Πειραιάς. Θεοδωρόπουλος, Σ. (1998) "Ναυτιλιακή Πολιτική της Ευρωπαϊκής Ένωσης", Σταμούλης, Αθήνα.

<sup>15</sup> Goulielmos, A., (1997) "The factors determining the Foreign Exchange Inflow from Shipping Companies in Greece: during the deep and prolonged crisis, 1981-1987" on *Essays in Honour and in Memory of late Professor Emeritus of Maritime Economics, Dr. B.N.Metaxas*, University of Piraeus.

Τέλος, είναι ευρέως γνωστό ότι το πλεόνασμα του Ναυτιλιακού Ισοζυγίου της χώρας (βλ. Διάγραμμα 4.9) είναι κατά παράδοση μία από τις σπουδαιότερες πηγές χρηματοδότησης του εμπορικού μας ελλείμματος.

Διάγραμμα 4.9



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος, από στοιχεία της ΤτΕ. Βλέπε παράγραφο 3.2.1 για ορισμούς των μεταβλητών..

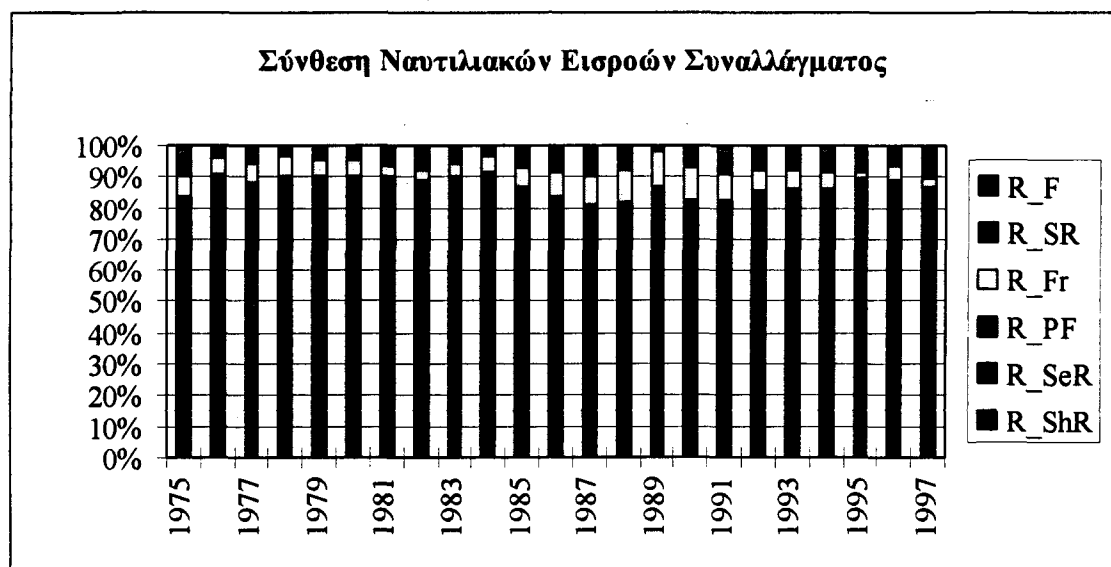
Αυτό όμως που δεν είναι τόσο γνωστό, αν και επισημαίνεται συχνά από τους ναυτιλιακούς ερευνητές (Ε.Γεωργαντόπουλος (1977), Α.Γουλιέλμος (1977), ΚΕΠΕ (1982) κ.ά.)<sup>16</sup> είναι η λάθος σύνθεση των συναλλαγματικών πόρων από την ποντοπόρο Ναυτιλία που απεικονίζεται στα Μηνιαία Στατιστικά Δελτία της ΤτΕ (βλ. Διάγραμμα 4.10).

<sup>16</sup> Ε.Γεωργαντόπουλος (1977) "Μια περαιτέρω εκτίμησης της συμβολής της εμπορικής Ναυτιλίας στην οικονομική ανάπτυξη της χώρας", Πειραιάς.

Α.Μ.Γουλιέλμος (1977) "Είναι αναγκαίο να ιδρυθεί τράπεζα εφοπλιστών;", περιοδικό *Ελλάς και Διεθνείς Μεταφορές*.

ΚΕΠΕ (1982) "Πενταετές Πρόγραμμα Εμπορικής Ναυτιλίας, 1983-1987", Αθήνα.

Διάγραμμα 4.10



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος, από στοιχεία της ΤτΕ.

όπου:

R\_F: Εμβάσματα πλοιοκτητών

R\_SR: Εμβάσματα ναυτικών

R\_Fr: Εισφορές σε ασφαλιστικά ταμεία ναυτικών

R\_PF: Ναύλοι εμπορευμάτων

R\_SeR: Ανεφοδιασμός-επισκευές

R\_ShR: Εισητήρια επιβατών

Αντίθετα με αυτά που φαίνονται στο Διάγραμμα 4.10 ο Καθηγητής Α.Γουλιέλμος έχει εκτιμήσει<sup>17</sup> τη συμβολή στην εισροή ναυτιλιακού συναλλάγματος, από τους ναυτικούς στο 48%, από τους εφοπλιστές στο 26%, από τους ανεφοδιασμούς και επισκευές των πλοίων στο 18% και από το NAT και φορολογία στο 8%.

Είναι προφανές ότι χωρίς αξιόπιστη στατιστική πληροφόρηση δεν είναι δυνατή η άσκηση ορθολογικής ναυτιλιακής πολιτικής. Κατά συνέπεια, σοβαρές προτάσεις αναμόρφωσης της καταγραφής των πρωτογενών στατιστικών του ναυτιλιακού συναλλάγματος (π.χ. Α.Γουλιέλμος, 1996) πρέπει να ληφθούν σοβαρά υπόψη για την επίλυση του χρόνιου αυτού προβλήματος.

<sup>17</sup> Α.Μ.Γουλιέλμου (1996) "Η σημασία της στατιστικής πληροφόρησης για την άσκηση ναυτιλιακής πολιτικής", 12ος τόμος, τεύχος Ι της *Επιστημονικής Επετηρίδας του Πανεπιστημίου Μακεδονίας αφιερωμένου στη μνήμη Ι. Λιάκη*.

## Συμπέρασμα

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάσαμε τη θεωρητική θεμελίωση και την εμπειρική μας διερεύνηση για την Ελληνική Οικονομία, στα πλαίσια της Ολικής Προσέγγισης της προσαρμογής του Ισοζυγίου Πληρωμών.

Μετά τη σύντομη θεωρητική παρουσίαση των εργασιών των Miles (1979), Spittaller (1980) και Rose and Yellen (1989), που δώσαμε στο πρώτο τμήμα του κεφαλαίου, επικεντρώσαμε την οικονομετρική μας ανάλυση, καταρχήν στην εφαρμογή των υποδειγμάτων του Miles (1979) στην ελληνική περίπτωση και στη συνέχεια εφαρμόσαμε στα ίδια υποδείγματα τις αναλύσεις Ολοκλήρωσης και Συνολοκλήρωσης.

Επισημαίνεται ένα καινοτομικό στοιχείο αυτής της διατριβής, αναφορικά με τα διμερή εμπορικά ισοζύγια, τα οποία χρησιμοποιούμε στο παρόν και στο επόμενο κεφάλαιο. Αυτά αναφέρονται σε *αδημοσίευτα* στατιστικά στοιχεία, τα οποία συλλέξαμε με έρευνα πεδίου στην Τράπεζα της Ελλάδος (Τομέας Στατιστικής Ισοζυγίου Πληρωμών), όπου ευγενώς μας παραχωρήθηκαν για εισαγωγή στους Η/Υ, οι επίσημες αναφορές των τριών μεγαλύτερων Ελληνικών εμπορικών τραπεζών, (ως σύνολο), που συμμετέχουν στην αγορά συναλλάγματος Αθηνών.

Από τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των υποδειγμάτων του Miles (1979), είτε ως απλή εφαρμογή στην Ελληνική περίπτωση (παράγραφος 4.2.1), είτε χρησιμοποιώντας τις αναλύσεις ολοκλήρωσης και συνολοκλήρωσης σε δύο στάδια (Engle-Granger 1987), *δεν φαίνεται να επαληθεύεται* η συγκεκριμένη θεωρία της Ολικής Προσέγγισης.

Πιο συγκεκριμένα, η διερεύνηση του *φαινομένου της καμπύλης J*, η οποία έγινε χρησιμοποιώντας τα υπόλοιπα των εκτιμήσεων του υποδείγματος 4.1α (Πίνακας 4.2), και δίνεται στον Πίνακα 4.3 και Διάγραμμα 4.1, δείχνει να επιβεβαιώνεται αυτό το φαινόμενο στα διμερή Ελληνικά εμπορικά ισοζύγια για USD και DEM στη μορφή του γράμματος W, ενώ για το JPY στο γράμμα J. Επιπλέον, βάσει της θεωρίας του Miles (1979), βλέπουμε (Πίνακας 4.3 και Διάγραμμα 4.1) *μόνιμη βελτίωση* των εμπορικών ισοζυγίων για ITL και GBP, μετά την υποτίμηση του Οκτωβρίου 1985, ενώ *προσωρινή* για το FRF.

Συνολικά θα λέγαμε ότι η αντίδραση των διμερών, κατά νόμισμα, εμπορικών ισοζυγίων, στην υποτίμηση της δραχμής του 1985, δεν είναι ομοιόμορφη. Τονίζεται



πάντως, ότι τα αποτελέσματα αυτά πρέπει να ερμηνευθούν με μεγάλη προσοχή εξαιτίας της “φτωχής” προσαρμοστικότητας των υποδειγμάτων (Πίνακας 4.2) από τα οποία προέκυψαν, τα υπόψη υπόλοιπα.

Εξάλλου, και στο δεύτερο μέρος της εμπειρικής διερεύνησης της θεωρίας του Miles (1979) για την Ελληνική Οικονομία, όπου εφαρμόσαμε τις τεχνικές συνολοκλήρωσης των Engle-Granger (1987), τα αποτελέσματα δεν ήταν καλύτερα. Έτσι, ούτε σε μακροχρόνιο επίπεδο (Πίνακας 4.4), ούτε σε βραχυχρόνιο (με ή χωρίς εξειδικεύσεις Υποδειγμάτων Διόρθωσης Σφάλματος, Πίνακας 4.9) το σύνολο των ερμηνευτικών μεταβλητών, σε όλες τις περιπτώσεις των έξι ισοζυγίων, έδωσαν σημαντικά αποτελέσματα.

Πιο συγκεκριμένα, ο *διαφορικός ρυθμός ανάπτυξης*, σε καμμία από τις δώδεκα (έξι μακροχρόνιες και έξι βραχυχρόνιες) περιπτώσεις, δεν υπήρξε στατιστικά σημαντική ερμηνευτική μεταβλητή, των διμερών εμπορικών ισοζυγίων ως ποσοστών του εθνικού μας εισοδήματος. Αναφορικά με τη διαφορική προσφορά χρήματος, την ερμηνευτική δηλαδή μεταβλητή η οποία εξέφραζε τη *νομισματική πολιτική*, βρέθηκε σημαντική και με το αναμενόμενο από την οικονομική θεωρία πρόσημο, στη μακροχρόνια περίοδο (Πίνακας 4.4) για τα ισοζύγια σε FRF και GBP, ενώ στη βραχυχρόνια (Πίνακας 4.9) μόνο στο ισοζύγιο για FRF. Η *δημοσιονομική πολιτική* σε καμμία περίπτωση, ούτε μακροχρόνια ούτε βραχυχρόνια, εμφανίστηκε στατιστικά σημαντική στην ερμηνεία των υπόψη εμπορικών ισοζυγίων. Αντίθετα, η *συναλλαγματική πολιτική*, όπως εκφράστηκε εδώ από τις διμερείς ισοτιμίες fixing της δραχμής που χρησιμοποιήσαμε, ήταν στατιστικά σημαντική σε τρεις περιπτώσεις (DEM, JPY και ITL ισοζύγια), στη μακροχρόνια περίοδο αλλά μόνο στα δύο πρώτα είχε το αναμενόμενο από την οικονομική θεωρία θετικό πρόσημο. Δεδομένου όμως, ότι οποιαδήποτε οικονομική πολιτική έχει αποτελεσματικότητα μόνο βραχυχρόνια, εκτιμούμε ότι ούτε η συναλλαγματική πολιτική δεν υπήρξε αποτελεσματική, τουλάχιστον στα πλαίσια αυτών των υποδειγμάτων<sup>18</sup>.

Τέλος, στο τρίτο τμήμα του Κεφαλαίου αυτού εξετάσαμε την επίδραση της διολίσθησης της δραχμής την περίοδο 1975-1996 πάνω στο κόστος μισθοδοσίας των πληρωμάτων και στην επιλογή της ελληνικής σημαίας από την πλοιοκτησία στην

<sup>18</sup> Εδώ υπονοείται ότι ενδεχομένως να λειτούργησε αυτό που οι Granger-Newbold (1974) ονόμασαν Spurious Regression.

ποντοπόρο (άνω των 4500 DWT) Ναυτιλία μας. Το συμπέρασμα από τη μελέτη των ΣΣΕ για το κόστος μισθοδοσίας του Α΄ Μηχανικού (που βρήκαμε από τα σχετικά ΦΕΚ, βλ. Πίνακα 4.10) είναι ότι τελικά η πολιτική της υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας συνέβαλε στη δραστική μείωσή του, αφού τα έσοδα των υπόψη ναυτιλιακών εταιριών είναι σε USD. Έτσι, η κατά 15,3% μέση ετήσια ονομαστική αύξηση του δραχμικού χρηματικού μισθού του Α΄ Μηχανικού καλύπτεται κατά 9,6% από την αντίστοιχη διολίσθηση της δραχμής έναντι του USD και μόνο κατά το υπόλοιπο 5,7% από τους εφοπλιστές. Σε κάθε περίπτωση πάντως η πραγματική αγοραστική δύναμη του Α΄ Μηχανικού κατά την εξεταζόμενη περίοδο παρέμεινε ουσιαστικά σταθερή ( $GRTH-W/P=0$ ).

Αναφορικά με την επίδραση της συναλλαγματικής πολιτικής της ΤτΕ στην επιλογή της ελληνικής σημαίας από τους πλοιοκτήτες της ελληνόκτητης ποντοπόρου Ναυτιλίας μας, οι εκτιμήσεις μας (αρνητική συσχέτιση ναυτιλιακών εισροών συναλλάγματος με αριθμό ή τοννάζ πλοίων υπό ελληνική σημαία ή ακόμη και ελληνόκτητα) πρέπει να ερμηνευθούν με ιδιαίτερη προσοχή, αφού τόσο ο μικρός αριθμός των βαθμών ελευθερίας όσο και, σε ορισμένες περιπτώσεις, η ανομοιογένεια των παρατηρήσεων μέσα στις ίδιες χρονολογικές σειρές ( $SH\_GR$  ή/και  $TN\_GR$ ), τις καθιστούν πιθανόν μεροληπτικές. Κατά συνέπεια, η περαιτέρω έρευνα επί του θέματος κρίνεται επιβεβλημένη.

## Κεφάλαιο 5

**Λόγοι Κάλυψης Εισαγωγών  
και Ελληνική Συναλλαγματική Πολιτική  
κατά την μετά την Bretton-Woods  
και πριν την EURO Χρονική Περίοδο**

## Εισαγωγή

Στα πλαίσια της Ολικής Προσέγγισης της προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου, σε μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας, επικεντρώνουμε στο Κεφάλαιο αυτό το ενδιαφέρον μας στην *αλληλεξάρτηση* των κεντρικών μεταβλητών αυτής της διατριβής. Κατά συνέπεια, το οικονομετρικό εργαλείο ανάλυσης είναι τα Συστήματα Διανύσματος Αυτοπαλινδρόμησης [VAR(p)].

Επομένως, στην περίπτωση μας των διμεταβλητών αναφερόμαστε σε διανύσματα αυτοπαλινδρόμησης  $p$ -τάξης [VAR(p)] τα οποία σημειώνουμε 2-VAR(p). Αυτά χρησιμοποιούνται τόσο στη βραχυχρόνια ανάλυση όπου το ενδιαφέρον μας επικεντρώνεται στους *Ελέγχους Αιτιότητας κατά Granger* όσο και στη μακροχρόνια, όπου προφανώς εστιάζουμε την προσοχή μας στην *Ανάλυση Συνολοκλήρωσης*.

Εισαγωγικά των δύο προηγούμενων τμημάτων αυτού του Κεφαλαίου πραγματοποιείται η *περιγραφική στατιστική ανάλυση* των 12 μεταβλητών (ισοζύγια-ισοτιμίες) παρουσιάζοντας τις βασικές στατιστικές τους, τα αντίστοιχα χρονοδιαγράμματα και τέλος την πλήρη μήτρα των συσχετίσεών τους.

Η καθοριστική ανάλυση των δύο τελευταίων τμημάτων [2-VAR(p) είτε βραχυχρόνια είτε μακροχρόνια] διενεργείται σε δύο υποπεριόδους του δείγματος (1983:01-1987:12 και 1988:01-1995:12). Η διάσπαση αυτή επιβεβαιώνεται από τους αντίστοιχους *Ελέγχους Διαρθρωτικής Μεταβολής των Παραμέτρων* (Chow-tests).

## 5.1 Βραχυχρόνια Ανάλυση της Αιτιώδους Σχέσης “Ισοτιμίες της Δραχμής - Λόγοι Κάλυψης, Διμερών κατά Νόμισμα, Εισαγωγών”.

### 5.1.1 Περιγραφική Στατιστική Ανάλυση.

Επειδή η περιγραφική ανάλυση πάντα προηγείται οποιασδήποτε άλλης, ξεκινάμε σε αυτό το Κεφάλαιο τη μελέτη των δύο βασικών μεταβλητών μας, διμερών κατά νόμισμα λόγων κάλυψης εισαγωγών (TBR<sub>i</sub>, με  $i=USD, DEM, ITL, FRF, GBP, JPY$ ) και των αντίστοιχων ισοτιμιών της δραχμής (L<sub>i</sub>) με την παρουσίαση των βασικών στατιστικών τους (Πίνακας 5.1), τη διαγραμματική τους απεικόνιση σε σύνθετα ημιλογαριθμικά χρονοδιαγράμματα (Διαγράμματα 5.1) και τη μήτρα συσχετίσεων (Πίνακας 5.2) των υπόψη μεταβλητών ανά δύο.

Στον Πίνακα 5.1 είναι αξιοσημείωτη η διαφορά στην ένταση της μεταβλητικότητας των *ισοζυγίων* για USD και GBP έναντι των αντίστοιχων *ισοτιμιών* της δραχμής. Έτσι ο μέσος του ισοζυγίου για USD έχει τη μεγαλύτερη μεταβλητικότητα με  $CV=-94,6\%$  ενώ η αντίστοιχη ισοτιμία της δραχμής με το δολάριο (USD) τη μικρότερη με  $CV=5,7\%$ . Ανάλογη αρνητική συσχέτιση παρατηρείται και στην περίπτωση της GBP σχέσης. Η μεγάλη μεταβλητικότητα της τιμής του πράσινου χαρτονομίσματος στις διεθνείς αγορές, θα μπορούσε να ερμηνεύσει την ανάλογη κίνηση του ελληνικού ισοζυγίου για δολάρια (TBRUSD) το οποίο είναι σε δραχμές. Η συναλλαγματική πολιτική της ΤτΕ δε με δεδομένη την ευαισθησία του κοινού στις μεταβολές του USD ερμηνεύει κατά τη γνώμη μας τη σχετική σταθερότητα στο μέσο του αμερικάνικου νομίσματος έναντι της δραχμής.

**Πίνακας 5.1**  
**Βασικές Στατιστικές των Διμερών Ελληνικών**  
**Λόγων Κάλυψης Εισαγωγών<sup>1</sup> και Ισοτιμιών Fixing της Δραχμής,**  
**(μηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:12)**

|               | Μέσος<br>Αριθμητικός | Τυπικό<br>Σφάλμα | CV      | Ελάχιστη<br>Παρατήρηση | Μέγιστη<br>Παρατήρηση |
|---------------|----------------------|------------------|---------|------------------------|-----------------------|
| <b>TBRUSD</b> | -0,4342              | 0,4109           | -0,9464 | -2,7008                | 0,2562                |
| <b>TBRDEM</b> | -0,6486              | 0,2000           | -0,3084 | -1,9033                | 0,3098                |
| <b>TBRITL</b> | -0,7489              | 0,5885           | -0,7859 | -2,6890                | 0,7174                |
| <b>TBRFRF</b> | -0,8622              | 0,4508           | -0,5229 | -1,9957                | 0,5169                |
| <b>TBRGBP</b> | -0,5460              | 0,4676           | -0,8564 | -3,1833                | 0,1548                |
| <b>TBRJPY</b> | -3,4855              | 2,3638           | -0,6782 | -10,8327               | 1,8883                |
| <b>LUSD</b>   | 5,0691               | 0,2895           | 0,0571  | 4,3830                 | 5,5244                |
| <b>LDEM</b>   | 4,4253               | 0,4869           | 0,1100  | 3,4882                 | 5,1352                |
| <b>LITL</b>   | 2,3913               | 0,3306           | 0,1383  | 1,6859                 | 2,8129                |
| <b>LFRF</b>   | 3,2338               | 0,4419           | 0,1366  | 2,3878                 | 3,8703                |
| <b>LGBP</b>   | 5,5238               | 0,3327           | 0,0602  | 4,8315                 | 5,9367                |
| <b>LJPY</b>   | 4,6827               | 0,5735           | 0,1225  | 3,5489                 | 5,5940                |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

Σημείωση:

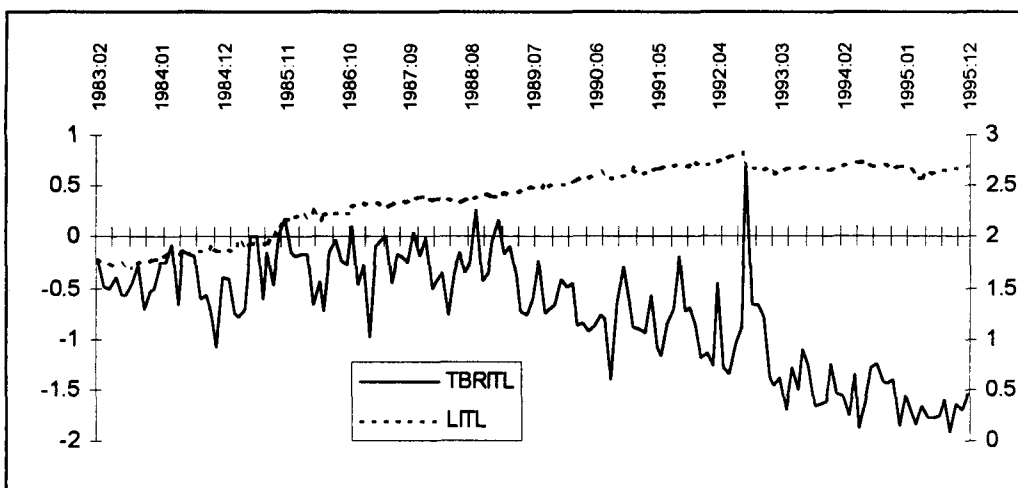
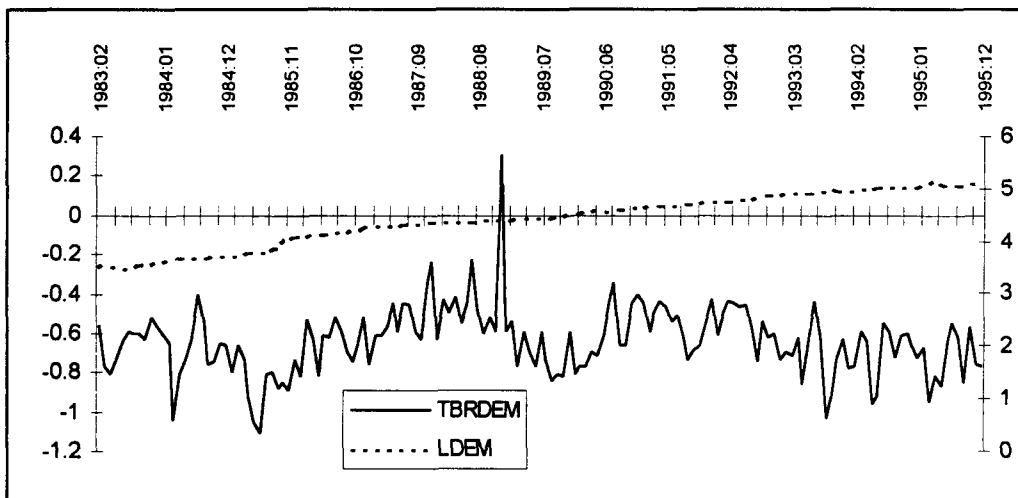
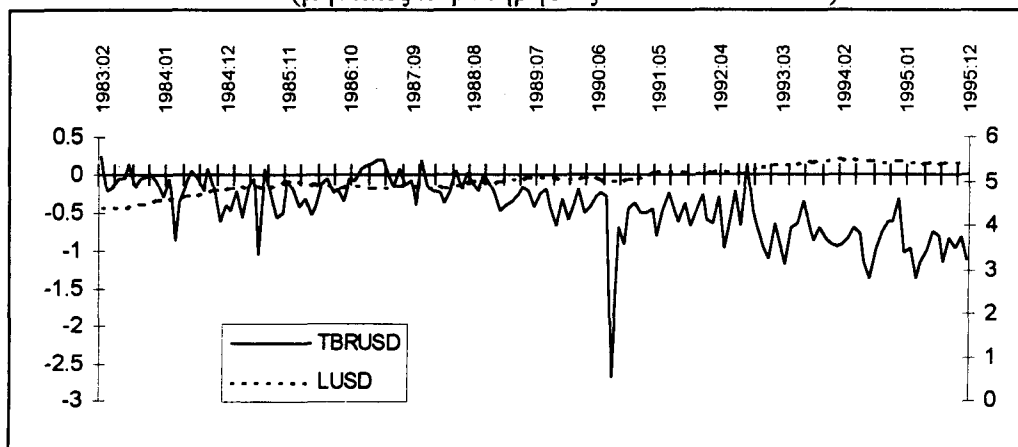
$$TBR_i \equiv LX_i - LM_i,$$

όπου  $i$  : συναλλαγές εξαγωγών (X) ή εισαγωγών (M) κατά νόμισμα (USD, DEM, ITL, FRF, GBP, JPY),  $Lx$  : ο φυσικός λογάριθμος της μεταβλητής  $x$ ,

Είναι χρήσιμο τα αποτελέσματα που δίνονται στον Πίνακα 5.1 να μελετηθούν παράλληλα με τα Διαγράμματα 5.1, αλλά πάντα κάτω από τον περιορισμό της μειωμένης αξιοπιστίας των συμπερασμάτων για λόγους επαγωγικής στατιστικής. Στα Διαγράμματα 5.1 απεικονίζονται ταυτόχρονα οι δύο κεντρικές μεταβλητές αυτής της διατριβής ( $TBR_i$ ,  $L_i$ ).

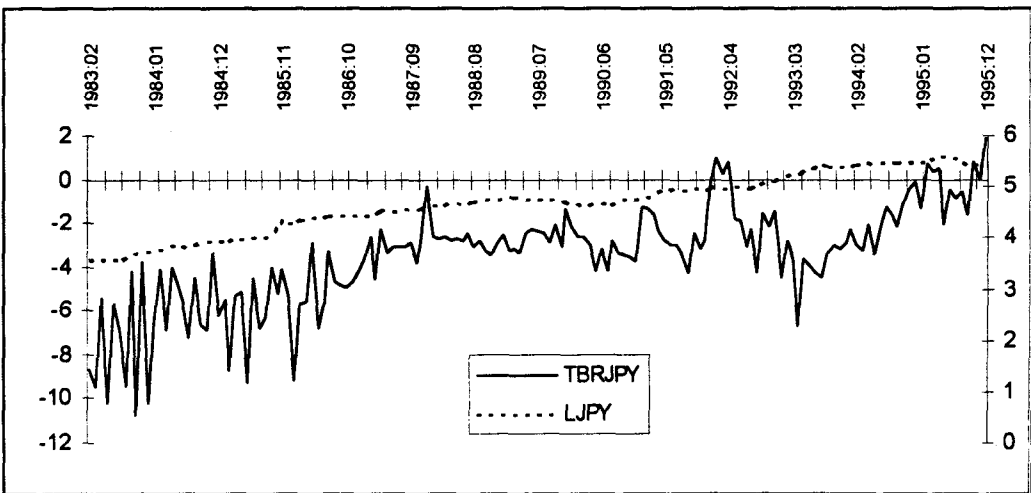
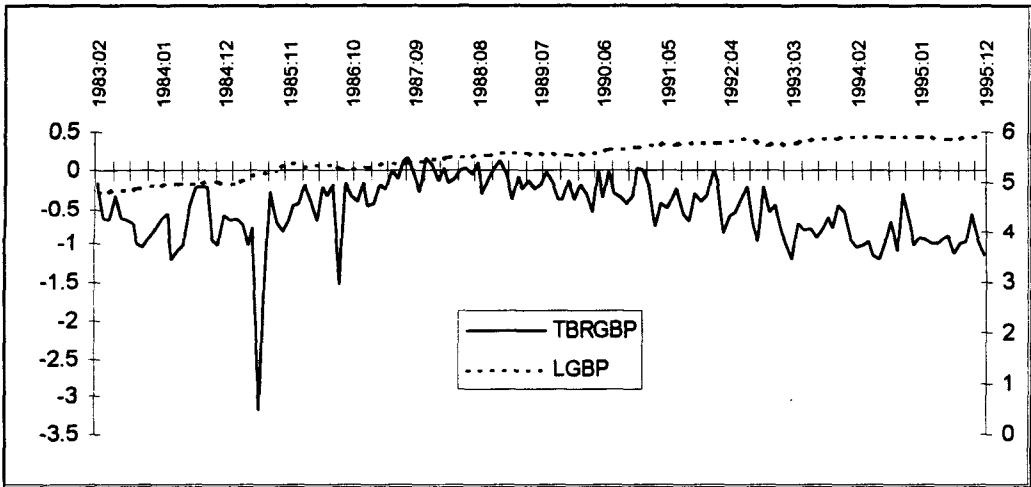
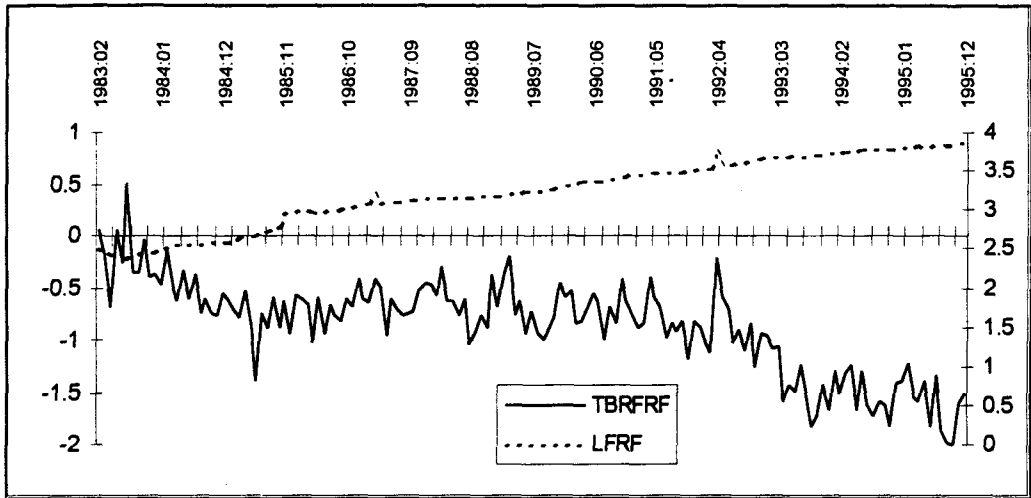
<sup>1</sup> Για τα Εμπορικά κατά Νόμισμα Ισοζύγια.

**Διαγράμματα 5.1**  
 Λόγοι Κάλυψης, Ελληνικών Διμερών κατά Νόμισμα, Εισαγωγών (TBR<sub>i</sub>)  
 και αντίστοιχες Ισοτιμίες της Δραχμής (L<sub>i</sub>)<sup>2</sup>.  
 (μηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:12)



<sup>2</sup> Όπου  $i = \text{USD, DEM, ITL, FRF, GBP, JPY}$  τα έξι (6) νομίσματα στα οποία γίνεται ο κυριώτερος όγκος του ελληνικού εξωτερικού εμπορίου (1970-1995).

Διαγράμματα 5.1 (συνέχεια)



Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.



Το κύριο συμπέρασμα από την εξέταση των Διαγραμμάτων 5.1 είναι ότι γραφικά επιβεβαιώνεται ο διαχωρισμός της περιόδου του δείγματος (εδώ, μηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:12) με γέφυρα το 1987, σε δύο υποπεριόδους 1983:01-1987:12 και 1988:01-1995:12. Το κύριο κριτήριο όπως αναλύσαμε και θεωρητικά στο δεύτερο Κεφάλαιο γι αυτό το διαχωρισμό (ο οποίος επαληθεύεται και από τους παρακάτω ελέγχους Chow) είναι η ασκηθείσα συναλλαγματική πολιτική της ΤτΕ.

Για την περίοδο 1983:01-1987:12, κατά την οποία στόχος της συναλλαγματικής πολιτικής ήταν η υποστήριξη της ανταγωνιστικότητας της ελληνικής οικονομίας (ειδικά των εξαγωγών σε συνάλλαγμα) και γι αυτό ακολουθούσε την πολιτική της διολίσθησης, οι δύο χρονοσειρές (TBRi, Li) παρουσιάζουν περίπου την ίδια τάση. Επομένως, τουλάχιστον σε επίπεδο περιγραφικής στατιστικής επιβεβαιώνεται ότι η διολίσθηση της δραχμής βελτιώνει τα εμπορικά μας ισοζύγια.

Έκδηλη είναι η αντιστροφή αυτής της θετικής σχέσης από το 1988 περίπου, οπότε ενώ η πολιτική της διολίσθησης (όπως αντανakλάται από τη διαγραφόμενη πορεία των ισοτιμιών) συνεχίζεται με τον ίδιο ρυθμό για το DEM και μειωμένο ρυθμό για το FRF, ενώ παράλληλη μετατόπιση περί τα μέσα του 1992 για την ITL και τη GBP, τα αντίστοιχα ισοζύγια χειροτερεύουν αισθητά. Οι πιο εμφανείς περιπτώσεις είναι εκείνες των ITL και FRF.

Αντίθετα, ιδιαίτερη περίπτωση στην παραπάνω γενική διαπίστωση αποτελεί το ισοζύγιο για JPY για το οποίο παρά τις σημαντικές εποχικές διακυμάνσεις του φαίνεται ότι η πολιτική της διολίσθησης είχε αποτελεσματικότητα σε όλο το μήκος της περιόδου (1983-1995), αφού όχι μόνο βελτιώνεται αλλά το 1995 έγινε και πλεονασματικό.

Επίσης έκδηλη για όλα σχεδόν τα ισοζύγια είναι η απότομη και γενικά προσωρινή βελτίωσή τους μετά το πρώτο τρίμηνο του 1992. Οι λόγοι ερμηνείας αυτού του φαινομένου μπορούν να αναζητηθούν στην πλήρη απελευθέρωση των ευρωπαϊκών αγορών που συντελείται εκείνη την περίοδο, αλλά κυρίως στις νομισματικές κρίσεις του 1992 και 1993 στην Ευρώπη.

Ανάλογα εμφανής είναι και η υποτίμηση του Οκτωβρίου 1985, ενώ εκείνη του Ιανουαρίου 1983 δεν είναι δυνατόν να απεικονισθεί στα Διαγράμματα 5.1 αφού το πρωτογενές δείγμα (από επιτόπια δειγματοληψία) που πήραμε από τις πηγές της ΤτΕ άρχισε τον προαναφερθέντα μήνα.

Συνεχίζοντας την περιγραφική ανάλυση των μεταβλητών μας δίνουμε στον Πίνακα 5.2 τη μήτρα συσχετίσεων για τις τρεις περιόδους (πλήρη 1983-1985, πρώτη υποπερίοδο 1983:01-1987:12 και δεύτερη υποπερίοδο 1988:01-1995:12), κατ'αρχήν των ισοζυγίων με τις ισοτιμίες (Πίνακας 5.2α), έπειτα των ισοζυγίων μεταξύ τους (Πίνακας 5.2β) και, τέλος, των ισοτιμιών μεταξύ τους (Πίνακας 5.2γ). Από τον Πίνακα 5.2α, κατ'αρχήν επιβεβαιώνεται το κεντρικό συμπέρασμα και των Διαγραμμάτων 5.1 που αφορά τη μεταστροφή της συναλλαγματικής πολιτικής περίπου από το 1988 και μετά. Τη μεγαλύτερη θετική συσχέτιση και επομένως αποτελεσματικότητα της συναλλαγματικής πολιτικής, πάντα στα πλαίσια της περιγραφικής ανάλυσης, βλέπουμε στο ισοζύγιο για JPY, έντονη θετική συσχέτιση (61%). Επίσης, μέτρια θετική συσχέτιση και επομένως οπωσδήποτε αποτελεσματική πολιτική της διολίσθησης της δραχμής αποδεικνύεται και για τα ευρωπαϊκά μας ισοζύγια για DEM, ITL και GBP με μόνη εξαίρεση το FRF.

Εξάλλου, οι ουσιαστικά ασυσχέτιστες TBRUSD-LUSD εκφράζουν το γεγονός ότι η ΤτΕ αντιμετωπίζει το αμερικανικό νόμισμα ως ενδιάμεσο και αποθεματικό και ενδεχομένως δεν ενδιαφέρεται να το κάνει μέσο πολιτικής για τη βελτίωση του συγκεκριμένου διμερούς εμπορικού ισοζυγίου.

Αντίθετα, οι από μέτριες μέχρι ισχυρές *αρνητικές* συσχετίσεις της περιόδου 1988-1995 αντανakλούν την αναποτελεσματικότητα της συναλλαγματικής πολιτικής στη βελτίωση των υπόψη εμπορικών ισοζυγίων. Η ερμηνεία για το φαινόμενο αυτό πρέπει να στηρίζεται στην αλλαγή του στόχου της ΤτΕ προς την κατεύθυνση της σταθερότητας των τιμών. Αξίζει να σημειωθεί η συνεχιζόμενη και σε αυτή την περίοδο θετική συσχέτιση (TBRJPY-LJPY), κάτι που είδαμε και στο αντίστοιχο Διάγραμμα 5.1 και το οποίο, εκτός των πραγματικών παραγόντων (βλέπε π.χ. μεταστροφή της ζήτησης για εισαγόμενα από γιαπωνέζικα σε ευρωπαϊκά) μπορεί ενδεχομένως να ερμηνευθεί από την αντίστροφη σχέση USD/JPY.

Η σύνθεση της παραπάνω εικόνας για τις δύο υποπεριόδους απεικονίζεται στο πρώτο τμήμα του Πίνακα 5.2α για ολόκληρη την περίοδο 1983-1995.

Το αξιοσημείωτο στη μήτρα συσχετίσεων των ισοζυγίων *μεταξύ τους* που παρουσιάζεται στον Πίνακα 5.2β είναι η αρνητική συσχέτιση του ισοζυγίου για JPY σχεδόν με όλα τα άλλα, κάτι που προφανώς μεταφράζει ότι οι Έλληνες καταναλωτές αντιμετωπίζουν ανταγωνιστικά τα γιαπωνέζικα με τα ευρωπαϊκά και αμερικάνικα προϊόντα.

Τέλος, στη μήτρα συσχετίσεων των ισοτιμιών της δραχμής που απεικονίζεται στον Πίνακα 5.2γ, είναι πρόδηλο το γεγονός των πολύ υψηλών συντελεστών. Το σπουδαιότερο όμως συμπέρασμα από αυτό τον Πίνακα είναι ότι αντανακλά τη στροφή της συναλλαγματικής πολιτικής από το 1988 με χαλάρωση του ρυθμού διολίσθησης της δραχμής. Έτσι, οι συσχετίσεις των ισοτιμιών της δραχμής για τα ευρωπαϊκά νομίσματα τη δεύτερη υποπερίοδο, αν και συνεχίζει έντονη, είναι μειωμένη. Ένας επιπλέον λόγος ερμηνείας αυτού του γεγονότος μπορεί να είναι η δεύτερη περίοδος του ΕΝΣ (Ιανουάριος 1987-Ιούλιος 1990) που χαρακτηρίζεται από τη σταθερότητα των νομισμάτων που συμμετέχουν στο ΜηΣΙ.

**Πίνακας 5.2α**  
**Μήτρα Συσχετίσεων**  
**Λόγων Κάλυψης Εισαγωγών (TBRi) - Ισοτιμιών της Δραχμής (Li)**  
**(μηνιαίες παρατηρήσεις)<sup>3</sup>**

|                 | <b>TBRUSD</b> | <b>TBRDEM</b> | <b>TBRITL</b> | <b>TBRFRF</b> | <b>TBRGBP</b> | <b>TBRJPY</b> |
|-----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 1983:01-1995:12 |               |               |               |               |               |               |
| <b>LUSD</b>     | <b>-0,59</b>  | 0,02          | -0,63         | -0,78         | -0,11         | 0,66          |
| <b>LDEM</b>     | -0,56         | <b>0,13</b>   | -0,59         | -0,70         | 0,02          | 0,75          |
| <b>LITL</b>     | -0,48         | 0,20          | <b>-0,48</b>  | -0,58         | 0,14          | 0,74          |
| <b>LFRF</b>     | -0,57         | 0,12          | -0,61         | <b>-0,71</b>  | 0,00          | 0,74          |
| <b>LGBP</b>     | -0,54         | 0,16          | -0,55         | -0,67         | <b>0,05</b>   | 0,74          |
| <b>LJPY</b>     | -0,56         | 0,11          | -0,61         | -0,75         | -0,01         | <b>0,73</b>   |
| 1983:01-1987:12 |               |               |               |               |               |               |
| <b>LUSD</b>     | <b>-0,04</b>  | 0,16          | 0,37          | -0,55         | 0,27          | 0,45          |
| <b>LDEM</b>     | 0,19          | <b>0,34</b>   | 0,38          | -0,36         | 0,47          | 0,62          |
| <b>LITL</b>     | 0,18          | 0,33          | <b>0,37</b>   | -0,36         | 0,47          | 0,62          |
| <b>LFRF</b>     | 0,17          | 0,31          | 0,36          | <b>-0,37</b>  | 0,46          | 0,60          |
| <b>LGBP</b>     | 0,12          | 0,30          | 0,43          | -0,42         | <b>0,42</b>   | 0,59          |
| <b>LJPY</b>     | 0,15          | 0,34          | 0,39          | -0,40         | 0,45          | <b>0,61</b>   |
| 1988:01-1995:12 |               |               |               |               |               |               |
| <b>LUSD</b>     | <b>-0,56</b>  | -0,42         | -0,81         | -0,82         | -0,83         | 0,26          |
| <b>LDEM</b>     | -0,61         | <b>-0,37</b>  | -0,82         | -0,82         | -0,83         | 0,36          |
| <b>LITL</b>     | -0,45         | -0,21         | <b>-0,62</b>  | -0,49         | -0,61         | 0,19          |
| <b>LFRF</b>     | -0,60         | -0,35         | -0,81         | <b>-0,79</b>  | -0,83         | 0,37          |
| <b>LGBP</b>     | -0,56         | -0,27         | -0,77         | -0,74         | <b>-0,78</b>  | 0,32          |
| <b>LJPY</b>     | -0,56         | -0,38         | -0,80         | -0,86         | -0,82         | <b>0,33</b>   |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

<sup>3</sup> Η επιλογή των υποπεριόδων του δείγματος τεκμηριώνεται από τους ελέγχους διαρθρωτικής μεταβολής των παραμέτρων (Chow-tests), τα αποτελέσματα των οποίων παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.3.

**Πίνακας 5.2β**  
**Μήτρα Συσχετίσεων Λόγων Κάλυψης Εισαγωγών (TBRi)**  
**(μηνιαίες παρατηρήσεις)**

|               | <b>TBRUSD</b> | <b>TBRDEM</b>   | <b>TBRITL</b> | <b>TBRFRF</b> | <b>TBRGBP</b> | <b>TBRJPY</b> |
|---------------|---------------|-----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| <b>TBRUSD</b> | 1             | 1983:01-1995:12 |               |               |               |               |
| <b>TBRDEM</b> | 0.29          | 1               |               |               |               |               |
| <b>TBRITL</b> | 0.67          | 0.28            | 1             |               |               |               |
| <b>TBRFRF</b> | 0.60          | 0.29            | 0.69          | 1             |               |               |
| <b>TBRGBP</b> | 0.43          | 0.62            | 0.42          | 0.38          | 1             |               |
| <b>TBRJPY</b> | -0.37         | 0.19            | -0.40         | -0.48         | 0.08          | 1             |
| <b>TBRUSD</b> | 1             | 1983:01-1987:12 |               |               |               |               |
| <b>TBRDEM</b> | 0.64          | 1               |               |               |               |               |
| <b>TBRITL</b> | 0.31          | 0.52            | 1             |               |               |               |
| <b>TBRFRF</b> | 0.53          | 0.42            | 0.16          | 1             |               |               |
| <b>TBRGBP</b> | 0.62          | 0.73            | 0.42          | 0.32          | 1             |               |
| <b>TBRJPY</b> | 0.02          | 0.22            | 0.12          | -0.35         | 0.18          | 1             |
| <b>TBRUSD</b> | 1             | 1988:01-1995:12 |               |               |               |               |
| <b>TBRDEM</b> | 0.34          | 1               |               |               |               |               |
| <b>TBRITL</b> | 0.64          | 0.39            | 1             |               |               |               |
| <b>TBRFRF</b> | 0.47          | 0.46            | 0.73          | 1             |               |               |
| <b>TBRGBP</b> | 0.57          | 0.47            | 0.69          | 0.67          | 1             |               |
| <b>TBRJPY</b> | -0.17         | -0.02           | -0.32         | -0.24         | -0.22         | 1             |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

**Πίνακας 5.2γ**  
**Μήτρα Συσχετίσεων Ισοτιμιών της Δραχμής (Li)**  
**(μηνιαίες παρατηρήσεις)**

|             | <b>LUSD</b> | <b>LDEM</b>     | <b>LITL</b> | <b>LFRF</b> | <b>LGBP</b> | <b>LJPY</b> |
|-------------|-------------|-----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| <b>LUSD</b> | 1           | 1983:01-1995:12 |             |             |             |             |
| <b>LDEM</b> | 0.94        | 1               |             |             |             |             |
| <b>LITL</b> | 0.89        | 0.97            | 1           |             |             |             |
| <b>LFRF</b> | 0.95        | 1.00            | 0.96        | 1           |             |             |
| <b>LGBP</b> | 0.94        | 0.99            | 0.98        | 0.99        | 1           |             |
| <b>LJPY</b> | 0.96        | 0.99            | 0.93        | 0.98        | 0.97        | 1           |
| <b>LUSD</b> | 1           | 1983:01-1987:12 |             |             |             |             |
| <b>LDEM</b> | 0.79        | 1               |             |             |             |             |
| <b>LITL</b> | 0.79        | 1.00            | 1           |             |             |             |
| <b>LFRF</b> | 0.79        | 1.00            | 0.99        | 1           |             |             |
| <b>LGBP</b> | 0.86        | 0.97            | 0.96        | 0.97        | 1           |             |
| <b>LJPY</b> | 0.85        | 0.99            | 0.99        | 0.99        | 0.97        | 1           |
| <b>LUSD</b> | 1           | 1988:01-1995:12 |             |             |             |             |
| <b>LDEM</b> | 0.95        | 1               |             |             |             |             |
| <b>LITL</b> | 0.75        | 0.79            | 1           |             |             |             |
| <b>LFRF</b> | 0.94        | 0.99            | 0.81        | 1           |             |             |
| <b>LGBP</b> | 0.92        | 0.95            | 0.87        | 0.96        | 1           |             |
| <b>LJPY</b> | 0.95        | 0.95            | 0.62        | 0.93        | 0.90        | 1           |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

### 5.1.2 Έλεγχοι Διαρθρωτικής Μεταβολής στο Σύνολο των Παραμέτρων.

Με τους ελέγχους διαρθρωτικών μεταβολών στο σύνολο των παραμέτρων, επιδιώκουμε να επιβεβαιώσουμε στατιστικά για τις δύο κεντρικές μεταβλητές μας τα θεωρητικά (παράγραφος 2.1) και περιγραφικά στατιστικά (παράγραφος 5.1.1) συμπεράσματα αναφορικά με τη διάσπαση της εξεταζόμενης περιόδου 1983-1995 στις δύο υποπεριόδους 1983:01-1987:12 και 1988:01-1995:12.

Τα αποτελέσματα των υπόψη Chow-tests δίνονται στον Πίνακα 5.3, από τον οποίο προκύπτει ότι σε όλες τις περιπτώσεις επιβεβαιώνεται και επαγωγικά στατιστικά η διάσπαση της περιόδου το 1988.

Ο υπόψη έλεγχος σταθερότητας των παραμέτρων γίνεται με την F-κατανομή. Η διατύπωση των στατιστικών υποθέσεων είναι:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2$$

όπου:

$\beta_1 = (\alpha_1, \beta_1)'$  το διάνυσμα των συντελεστών για την πρώτη υποπερίοδο, ενώ  
 $\beta_2 = (\alpha_2, \beta_2)'$  το αντίστοιχο διάνυσμα της δεύτερης υποπεριόδου.

Η στατιστική ελέγχου είναι:

$$F^* = \{[(RSSPOOL - RSSUNR) / 2] / [RSSUNR / NDFUNR]\}$$

όπου:

**RSSPOOL:** το άθροισμα των τετραγώνων των υπολοίπων από την παλινδρόμηση  
 $(TBR_i = \alpha + \beta Li + \varepsilon)$  στην πλήρη περίοδο (1983-1995)

**RSSUNR:** το άθροισμα των τετραγώνων των υπολοίπων του πλήρους  
υποδείγματος το οποίο είναι ίσο με το άθροισμα των τετραγώνων των  
υπολοίπων από τις δύο παλινδρομήσεις  $(TBR_i = \alpha_1 + \beta_1 Li + \varepsilon_1$  και  
 $TBR_i = \alpha_2 + \beta_2 Li + \varepsilon_2)$  στις αντίστοιχες υποπεριόδους

**NDFUNR:** το άθροισμα των βαθμών ελευθερίας των παλινδρομήσεων στις δύο  
υποπεριόδους

Κατά τα γνωστά το κριτήριο ελέγχου ορίζει ότι αν (π.χ. σε  $\alpha=5\%$ ) η  $F^* > F(2, NDFUNR).5\%$  τότε απορρίπτεται η  $H_0$  και γίνεται δεκτή η εναλλακτική. Έτσι δεχόμαστε ότι οι προς εκτίμηση παράμετροι (εδώ  $\alpha, \beta$ ) είναι διαφορετικές (όχι σταθερές) στις δύο υποπεριόδους του δείγματος. Επομένως υπάρχει διαρθρωτική μεταβολή των παραμέτρων και κατά συνέπεια και διάσπαση της περιόδου του δείγματος.

**Πίνακας 5.3**  
 Έλεγχοι Διαρθρωτικής Μεταβολής (1988) των Παραμέτρων (Chow-tests)  
 της Παλινδρόμησης  $TBR_i = \alpha + \beta Li + \varepsilon$   
 (μηνιαίες παρατηρήσεις δείγματος 1983:01-1995:12)

|  |                             |
|--|-----------------------------|
| $TBRUSD_t = \alpha + \beta LUSD_t + \varepsilon_t$ |                             |
| $F(2,152) = 8,2320$                                | $p\text{-value} = 0,000403$ |
| $TBRDEM_t = \alpha + \beta LDEM_t + \varepsilon_t$ |                             |
| $F(2,152) = 11,9979$                               | $p\text{-value} = 0,000014$ |
| $TBRITL_t = \alpha + \beta LITL_t + \varepsilon_t$ |                             |
| $F(2,152) = 37,6425$                               | $p\text{-value} = 0,0000$   |
| $TBRFRF_t = \alpha + \beta LFRF_t + \varepsilon_t$ |                             |
| $F(2,152) = 22,9815$                               | $p\text{-value} = 0,0000$   |
| $TBRGBP_t = \alpha + \beta LGBP_t + \varepsilon_t$ |                             |
| $F(2,152) = 40,9795$                               | $p\text{-value} = 0,0000$   |
| $TBRJPY_t = \alpha + \beta LJPY_t + \varepsilon_t$ |                             |
| $F(2,152) = 6,4938$                                | $p\text{-value} = 0,001967$ |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.



### 5.1.3 Έλεγχοι Αιτιότητας κατά Granger.

Το θεωρητικό υπόβαθρο για τους ελέγχους αιτιότητας κατά Granger έχουμε ήδη παρουσιάσει στο Κεφάλαιο 2 (παράγραφος 2.3). Εκεί είδαμε ότι στα πλαίσια ενός VAR(p) της μορφής (2.30), που για λόγους διευκόλυνσης δίνεται παρακάτω, λέμε ότι η  $y_t$  εξαρτάται κατά Granger από τη  $x_t$ , αν οι συντελεστές  $a_{12}(i)$  είναι στατιστικά σημαντικοί.

$$y_t = a_{10} + a_{11}(1)y_{t-1} + a_{11}(2)y_{t-2} + \dots + a_{11}(p)y_{t-p} + a_{12}(1)x_{t-1} \\ + a_{12}(2)x_{t-2} + \dots + a_{12}(p)x_{t-p} + \varepsilon_{y_t}$$

$$x_t = a_{20} + a_{21}(1)y_{t-1} + a_{21}(2)y_{t-2} + \dots + a_{21}(p)y_{t-p} + a_{22}(1)x_{t-1} \\ + a_{22}(2)x_{t-2} + \dots + a_{22}(p)x_{t-p} + \varepsilon_{x_t}$$

Επιπλέον, λέμε ότι υπάρχει *μονόδρομη* αιτιότητα κατά Granger από τη  $x_t$  προς την  $y_t$  όταν είναι αφενός στατιστικά σημαντικοί οι συντελεστές  $a_{12}(i)$  [δηλαδή  $a_{12}(i) \neq 0$ ] κι αφετέρου στατιστικά ασήμαντοι οι  $a_{21}(i)$  [δηλαδή  $a_{21}(i) = 0$ ]. Τότε σημειώνουμε  $x_t \rightarrow y_t$ . Αντίθετα, αν  $a_{12}(i) \neq 0$  αλλά επίσης και  $a_{21}(i) \neq 0$ , τότε λέμε ότι υπάρχει “αμφίδρομη κατά Granger αιτιότητα” από το  $x_t$  προς το  $y_t$  και αντίστροφα από το  $y_t$  προς το  $x_t$  και σημειώνουμε  $x_t \leftrightarrow y_t$ . Στις περιπτώσεις όπου για παράδειγμα η  $y_t$  ερμηνεύεται από τις ιστορικές παρατηρήσεις της λέμε ότι η  $y_t$  εξαρτάται κατά Granger από τον εαυτό της και σημειώνουμε  $y_t \rightarrow y_t$  ή ότι υπάρχει “Απλή Granger Αιτιότητα”.

Στον Πίνακα 5.4α παρακάτω παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των διμεταβλητών VAR(p) για την πρώτη υποπερίοδο 1983:01-1995:12.

Η επιλογή τόσο του πλήθους των υστερήσεων των ενδογενών όσο και των εξωγενών, οι οποίες πρέπει να περιληφθούν (block exogeneity test) στα διμεταβλητά VAR(p) του Πίνακα 5.4, έγιναν με το κριτήριο του λόγου πιθανοφανειών (Likelihood Ratio test ή LR-test) που ακολουθεί  $\chi^2$  με  $\nu$  βαθμούς ελευθερίας (β.ε.) ίσους με τους περιορισμούς του. Η διατύπωση των υποθέσεων στην περίπτωση της επιλογής του άριστου συστήματος πλήθους υστερήσεων εάν π.χ. έχουμε ως πλήρες το

διμεταβλητό VAR(p) δεύτερης τάξης ή 2-VAR(2) έναντι του περιορισμένου 2-VAR(1) θα είναι:

$$H_0: L = 1$$

$$H_1: L \neq 1$$

όπου  $L$  = πλήθος υστερήσεων που ελέγχουμε για το περιορισμένο υπόδειγμα.

Το κριτήριο ελέγχου σε αυτήν την περίπτωση είναι ότι απορρίπτεται η  $H_0$  αν ο  $LR(4) > X_4^2$ , όπου ο αριθμός 4 εκφράζει τους β.ε. οι οποίοι είναι ίσοι με το πλήθος των περιορισμών στο σύστημα, ή αν  $p\text{-value} < \alpha$ . Έτσι, εδώ είναι 4 αφού από δεύτερης τάξης διμεταβλητό VAR μειώνονται οι προς εκτίμηση παράμετροι, σε πρώτης τάξης [2-VAR(1)] κατά 4 (μία υστέρηση για κάθε μία από τις δύο μεταβλητές επί δύο εξισώσεις στο σύστημα).

Ειδικά για την εισαγωγή εξωγενών για τον έλεγχο αν ανήκουν στο υπόδειγμα χρησιμοποιήσαμε την πληροφόρηση που μας έδιναν τόσο η περιγραφική στατιστική της παραγράφου 5.1.1, όσο και οι έλεγχοι προσδιοριστικών όρων του Πίνακα 5.5.

Έτσι,

*Μονόδρομη κατά Granger Αιτιότητα, την πρώτη υποπερίοδο 1983:01-1987:12 από τις διμερείς ισοτιμίες της δραχμής προς τα αντίστοιχα εμπορικά ισοζύγια ( $L_i \rightarrow TBR_i$ ) κάτι που μεταφράζει την αποτελεσματικότητα της συναλλαγματικής πολιτικής της διολίσθησης στη βελτίωση των ισοζυγίων, είχαμε στις περιπτώσεις του δολαρίου ΗΠΑ (USD), του γερμανικού μάρκου (DEM) και του γαλλικού φράγκου (FRF). Εντύπωση προκαλεί ότι δε βρήκαμε καμία αιτιότητα κατά Granger στην περίπτωση της ITL, ενώ για το JPY μόνο αυτή του ισοζυγίου στον εαυτό του ( $TBRJPY \rightarrow TBRJPY$ ), κάτι που έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα της περιγραφικής ανάλυσης της παραγράφου 5.1.1.*

Αναφορικά με τον Πίνακα 5.4.β της δεύτερης υποπεριόδου 1988:01-1995:12, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η συναλλαγματική πολιτική ήταν εξίσου αποτελεσματική όπως και την προηγούμενη πενταετία (1983-1987).

Πιο συγκεκριμένα, *Μονόδρομη Granger Αιτιότητα* από τις ισοτιμίες στα ισοζύγια βρήκαμε στις περιπτώσεις του δολαρίου ΗΠΑ (USD), του γερμανικού μάρκου (DEM), της ιταλικής λιρέτας (ITL), όπως και της αγγλικής λίρας (GBP). Η διαφορά δηλαδή με την προηγούμενη υποπερίοδο είναι ότι τη θέση του FRF πήρε τώρα η ITL.

Τα αποτελέσματα αυτά για μεν τα ευρωπαϊκά νομίσματα είναι αναμενόμενα. Επιπλέον μάλιστα, περιμέναμε όλα ανεξαιρέτως και ειδικά στην περίοδο 1983-1987 να ερμηνεύσουν μονόδρομα τα αντίστοιχα ισοζύγια. Επίσης ειδικά για το ιαπωνικό γιεν (JPY) περιμέναμε οπωσδήποτε μονόδρομη κατά Granger αιτιότητα και στις δύο περιόδους (βλ. σχετικό Διάγραμμα 5.1).

Τα ευρύματα αυτά μπορούν να υποστηρίξουν και εκείνα του Πίνακα 5.5, από όπου βλέπουμε ότι 4 στις 6 διμερείς σε λογαριθμική μορφή ισοτιμίες της δραχμής δεν έχουν στατιστικά σημαντικούς προσδιοριστικούς όρους, και επομένως τα συμπεράσματα της περιγραφικής στατιστικής ανάλυσης της παραγράφου 5.1.1 για τις υπόψη μεταβλητές (δηλαδή εκτός USD και DEM) είναι παραπλανητικά.

Η χειρότερη ερμηνεία που μπορεί να δοθεί για τα παραπάνω αποτελέσματα από στατιστικής άποψης είναι ότι αυτά οφείλονται σε λάθος εξειδίκευση των 2-VAR(p). Ειδικά για την επιλογή των εξωγενών<sup>4</sup> μεταβλητών οι εκτιμήσεις, ενδεχομένως να βελτιώνονταν κι επομένως να οδηγούμασταν σε άλλες τιμές για τις στατιστικές ελέγχου ( $F^*$ ), αν αντί για VAR(p) είχαμε εκτιμήσει (με SURE-method)<sup>5</sup> near-VAR(p), επιλέγοντας εξωγενείς που θα ήταν στη μία εξίσωση του συστήματος αλλά όχι στην άλλη.

Επισημαίνεται ότι τόσο στον Πίνακα 5.4 όσο και στους παρακάτω 5.9 όπου δίνουμε εκτιμήσεις VAR(p), οι χρησιμοποιούμενες μεταβλητές είναι στις αρχικές τιμές τους (levels). Σε αυτό το σημείο ακολουθούμε τις υποδείξεις του Sims (1980)<sup>6</sup>, ο οποίος ισχυρίζεται ότι επειδή τα VAR(p) χρησιμοποιούνται κυρίως για την εξέταση της αλληλεξάρτησης των ενδογενών μεταβλητών τους, πρέπει να μην αφαιρείται η τάση από αυτές.

<sup>4</sup> Το επιχείρημα αυτό μπορεί να ενισχύνεται από τη μελέτη των εκτιμήσεων που παρουσιάζονται στους Πίνακες 5.9.

<sup>5</sup> Σ' αυτήν την περίπτωση θα χρησιμοποιείτο βεβαίως η Choleski decomposition.

<sup>6</sup> Sims, Ch. (1980) "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* v.48, pp. 1-49.

### Πίνακας 5.4α

#### Έλεγχοι Αιτιότητας κατά Granger

(μηνιαίες παρατηρήσεις, 1η Υποπερίοδος 1983:01-1987:12)

| Υπόδειγμα                                  | Ενδογενείς     | Εξογενείς   | Ενδ. TBRUSD<br>LUSD                        | Εξδ. TBRUSD<br>LUSD                                 | F-Tests  | Αποτελέσματα  |
|--|----------------|---|--|---|--|---|
| 2-VAR(1)<br>[LR(4)=3,61<br>p-v.=0,46]      | TBRUSD<br>LUSD | Σταθερά<br>Γραμμική Τάση<br>LJPY(0-2)                             | Ενδ. TBRUSD<br>LUSD<br>TBRUSD<br>Ενδ. LUSD | F*=0,1954<br>F*=5,7241<br>F*=0,2740<br>F*=340,52    | p-v.=0,8231<br>p-v.=0,0058<br>p-v.=0,7615<br>p-v.=0,0000 | Μονόδρομη Granger Αιτιότητα<br>LUSD → TBRUSD<br>και απλή Granger Αιτιότητα<br>LUSD → LUSD             |
| 2-VAR(2)<br>[LR(4)=26,23<br>p-v.=0,000028] | TBRDEM<br>LDEM | Σταθερά, Τάση Εποχ.<br>Ψευδομ.<br>LJPY (0-1)                      | Ενδ. TBRDEM<br>LDEM<br>TBRDEM<br>Ενδ. LDEM | F*=12,1350<br>F*=6,7264<br>F*=1,2152<br>F*=170,1673 | p-v.=0,0000<br>p-v.=0,0031<br>p-v.=0,3076<br>p-v.=0,0000 | Μονόδρομη Granger Αιτιότητα<br>LDEM → TBRDEM<br>και απλή αιτιότητα<br>TBRDEM → TBRDEM και LDEM → LDEM |
| 2-VAR(1)<br>[LR(4)=6,45<br>p-v.=0,1682]    | TBRJTL<br>LJTL | Σταθερά Γραμμική<br>Τάση<br>LDEM (0-2)                            | Ενδ. TBRJTL<br>LJTL<br>TBRJTL<br>Ενδ. LJTL | F*=0,5410<br>F*=0,6594<br>F*=0,0001<br>F*=3,3854    | p-v.=0,4654<br>p-v.=0,4205<br>p-v.=0,9940<br>p-v.=0,0716 | ∅ Αιτιότητα κατά Granger  |
| 2-VAR(1)<br>[LR(4)=6,30<br>p-v.=0,1775]    | TBRFRF<br>LFRF | Σταθερά Γραμμική<br>Τάση<br>LDEM (0-2)<br>{LUSD(0-2),<br>LJPY(1)} | Ενδ. TBRFRF<br>LFRF<br>TBRFRF<br>Ενδ. FRF  | F*=0,0625<br>F*=7,4282<br>F*=3,2613<br>F*=12,3670   | p-v.=0,8036<br>p-v.=0,0088<br>p-v.=0,0768<br>p-v.=0,0009 | Μονόδρομη Granger Αιτιότητα<br>LFRF → TBRFRF<br>και απλή Granger Αιτιότητα<br>LFRF → LFRF             |
| 2-VAR(4)<br>[LR(4)=3,04<br>p-v.=0,55]      | TBRGBP<br>LGBP | Σταθερά Τάση<br>LDEM (0-2)<br>LUSD (2-3)<br>LJPY (0-3)            | Ενδ. TBRGBP<br>LGBP<br>TBRGBP<br>Ενδ. LGBP | F*=1,3917<br>F*=3,7396<br>F*=2,8837<br>F*=36,3091   | p-v.=0,2558<br>p-v.=0,0118<br>p-v.=0,0356<br>p-v.=0,0000 | Απλές Granger Αιτιότητες<br>Αμφίδρομη Granger Αιτιότητα<br>LGBP ↔ LGBP                                |
| 2-VAR(2)<br>[LR(4)=11,93<br>p-v.=0,0178]   | TBRJPY<br>LJPY | Σταθερά Τάση<br>LDEM (0-3)<br>LUSD (0-3)                          | Ενδ. TBRJPY<br>LJPY<br>TBRJPY<br>Ενδ. LJPY | F*=6,2013<br>F*=0,7069<br>F*=0,0497<br>F*=41,5335   | p-v.=0,0043<br>p-v.=0,4987<br>p-v.=0,9587<br>p-v.=0,0000 | Απλές Granger Αιτιότητες<br>TBRJPY → TBRJPY<br>LJPY → LJPY  |

**Πίνακας 5.4β**  
 Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger  
 (μηνιαίες παρατηρήσεις, 2η Υποπερίοδος 1988:01-1995:12)

| Υπόδειγμα                                   | Ενδογενείς     | Εξωγενείς   | F-Tests  | Αποτελέσματα  |
|---|----------------|---|--|---|
| 2-VAR(2)<br>[LR(4)=9,6099<br>p-v.=0,0475]   | TBRUSD<br>LUSD | Σταθερά Τάση<br>LJPY(0-2) LITL(1-2)<br>LDEM(4) LDEM(6)<br>LDEM(9) | Evδ. TBRUSD<br>LUSD<br>TBRUSD<br>Evδ. LUSD<br><br>F*=0,3803<br>F*=3,3653<br>F*=0,4153<br>F*=118,35     | Μονόδρομη Granger Αιτιότητα<br>LUSD → TBRUSD<br>και απλή Granger Αιτιότητα<br>LUSD → LUSD                   |
| 2-VAR(1)<br>[LR(4)=9,4948<br>p-v.=0,0408]   | TBRDEM<br>LDEM | Σταθερά, Τάση Εποχ.<br>Ψευδομ.<br>LUSD(-1)<br>LJPY(0-1)           | Evδ. TBRDEM<br>LDEM<br>TBRDEM<br>Evδ. LDEM<br><br>F*=8,5828<br>F*=6,44,69<br>F*=0,0126<br>F*=2443,6374 | Μονόδρομη Granger-Αιτιότητα<br>LDEM → TBRDEM<br>Απλές Granger Αιτιότητες<br>TBRDEM → TBRDEM<br>LDEM → LDEM  |
| 2-VAR(1)<br>[LR(4)=10,554,1<br>p-v.=0,0000] | TBRITL<br>LITL | Τάση  | Evδ. TBRITL<br>LITL<br>TBRITL<br>Evδ. LITL<br><br>F*=8,9492<br>F*=15,3424<br>F*=0,1482<br>F*=26.430,17 | Μονόδρομη Granger Αιτιότητα<br>LITL → TBRITL<br>Απλές Granger Αιτιότητες<br>TBRITL → TBRITL και LITL → LITL |
| 2-VAR(3)<br>[LR(4)=15,34<br>p-v.=0,0040]    | TBRFRF<br>LFRF | Σταθερά Τάση<br>LDEM(0-2)<br>LJPY                                 | Evδ. TBRFRF<br>LFRF<br>TBRFRF<br>Evδ. FRF<br><br>F*=2,7868<br>F*=0,5571<br>F*=0,4032<br>F*=1,5079      | Απλή Granger Αιτιότητα<br><br>TBRFRF → TBRFRF   |
| 2-VAR(3)<br>[LR(4)=3,04<br>p-v.=0,55]       | TBRGBP<br>LGBP | Τάση<br>LDEM(-1)<br>LUSD  | F*=1,5378<br>F*=2,8076<br>F*=1,1078<br>F*=201,1773   | Μονόδρομη Granger Αιτιότητα<br>LGBP → TBRGBP<br>Απλή Granger Αιτιότητα<br>LGBP → LGBP                       |
| 2-VAR(2)<br>[LR(4)=10,18<br>p-v.=0,0374]    | TBRJPY<br>LJPY | Σταθερά Τάση<br>LDEM<br>LITL                                      | F*=21,4303<br>F*=1,7710<br>F*=0,5333<br>F*=520,88  | Απλές Granger Αιτιότητες<br>TBRJPY → TBRJPY<br>LJPY → LJPY  |

## **5.2 Μακροχρόνια Ανάλυση Διμερών Ισοτιμιών της Δραχμής και των Αντίστοιχων Εμπορικών Ισοζυγίων. Ανάλυση Συνολοκλήρωσης κατά Engle-Granger.**

Μετά τη βραχυχρόνια ανάλυση της προηγούμενης παραγράφου με τους Ελέγχους Αιτιότητας κατά Granger, ερχόμαστε τώρα να διερευνήσουμε τη μακροχρόνια σχέση των δύο κεντρικών μεταβλητών (διμερείς κατά νόμισμα, λόγοι κάλυψης εισαγωγών-αντίστοιχες ισοτιμίες της δραχμής) μέσω της ανάλυσης συνολοκλήρωσης σε δύο στάδια των Engle-Granger (1987).

Στους Πίνακες 5.5 και 5.6 περιλαμβάνονται οι εκτιμήσεις των προσδιοριστικών όρων και οι έλεγχοι μοναδιαίων ριζών αντίστοιχα, που συνιστούν πάντα σε αυτή τη διατριβή την προκαταρκτική μας ανάλυση. Από τον Πίνακα 5.5 επισημαίνεται ότι 4 στις 6 διμερείς ισοτιμίες (σε λογαριθμική μορφή) της δραχμής (εκτός USD, DEM) δεν έχουν στατιστικά σημαντικούς προσδιοριστικούς όρους.

**Πίνακας 5.5**  
 Έλεγχοι Προσδιοριστικών Όρων  
 (Τάσης ή/και Εποχικότητας, Εξισώσεις 2.4 ή 2.5 ή 2.6),  
 των Διμερών Ελληνικών  
 Λόγων Κάλυψης Εισαγωγών και Ισοτιμιών Fixing της Δραχμής,  
 (μηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:12)

|               |   |
|---------------|---|
| <b>TBRUSD</b> | Στατ. Σημ. Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2 = 0,4365$ $Q(36-1) = 34,92$ [p-value=0,47]  |
| <b>TBRDEM</b> | Στατ. Σημ. Εποχ. (Εξίσωση 2.5)<br>$\bar{R}^2 = 0,4037$ $Q(36-1) = 26,77$ [p-value=0,84] |
| <b>TBRITL</b> | Στατ. Σημ. Όροι (Εξίσωση 2.6)<br>$\bar{R}^2 = 0,6869$ $Q(36-1) = 43,59$ [p-value=0,15]  |
| <b>TBRFRF</b> | Στατ. Σημ. Όροι (Εξίσωση 2.6)<br>$\bar{R}^2 = 0,7338$ $Q(36-1) = 38,51$ [p-value=0,31]  |
| <b>TBRGBP</b> | Στατ. Σημ. Εποχ. (Εξίσωση 2.5)<br>$\bar{R}^2 = 0,3805$ $Q(36-0) = 46,43$ [p-value=0,11] |
| <b>TBRJPY</b> | Στατ. Σημ. Όροι (Εξίσωση 2.6)<br>$\bar{R}^2 = 0,6116$ $Q(36-0) = 42,76$ [p-value=0,20]  |
| <b>LUSD</b>   | Στατ. Σημ. Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2 = 0,9926$ $Q(36-0) = 41,08$ [p-value=0,26]  |
| <b>LDEM</b>   | Στατ. Σημ. Τάση (Εξίσωση 2.4)<br>$\bar{R}^2 = 0,9990$ $Q(36-1) = 35,79$ [p-value=0,43]  |
| <b>LITL</b>   | Στατιστικά Ασήμαντοι Όροι   |
| <b>LFRF</b>   | Στατιστικά Ασήμαντοι Όροι   |
| <b>LGBP</b>   | Στατιστικά Ασήμαντοι Όροι   |
| <b>LJPY</b>   | Στατιστικά Ασήμαντοι Όροι   |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Σημείωση:

Όλες οι μεταβλητές ορίζονται στην παράγραφο 3.2.1 “Στατιστικά Δεδομένα”.

Τα συμπεράσματα του Πίνακα 5.6 είναι ότι για τα ισοζύγια μόνο αυτά για DEM και JPY είναι I(1) ενώ τα υπόλοιπα I(0), δηλαδή στάσιμες σειρές. Αντίθετα από

τις διμερείς ισοτιμίες της δραχμής  $I(1)$  είναι μεν το DEM (αλλά όχι το JPY), η ITL και η GBP.



### Πίνακας 5.6

Έλεγχοι Μοναδιαίων Ριζών των Διμερών Ελληνικών  
Λόγων Κάλυψης Εισαγωγών και Ισοτιμιών Fixing της Δραχμής.  
(μηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1995:12)

|  | TBRUSD   | TBRDEM    | TBRITL   | TBRFRF   |
|--|----------|-----------|----------|----------|
| <b>Bhargava (1986)</b>   |          |           |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ 2.9β</i>                          | L=0 (LM) | L=11 (LM) | L=1 (LB) | L=1 (LM) |
| $\tau_r \{H_0: \rho=1 \Rightarrow \alpha_1=0\}$<br>(-3,45)     | -10,53   | -2,16     | -5,19    | -4,45    |
| <b>Dolado et al. (1990)</b>                                    |          |           |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ, 2.13γ ή 2.14γ</i>                | L=0 (LM) | L=11 (LM) | L=1 (LB) | L=1 (LM) |
| $\tau_r \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45)                            | -10,53   | -2,16     | -5,19    | -4,45    |
| $\varphi_2 \{H_0: \mu=\beta=0, \rho=1\}$<br>(4,88)             | 37,10    | 1,63      | 9,12     | -6,74    |
| $\tau_{\beta r} \{H_0: \beta=0/\rho=1\}$<br>(2,79)             | -6,92    | -0,25     | -4,32    | -3,71    |
| $\varphi_3 \{H_0: \beta=0, \rho=1, \mu \neq 0\}$<br>(6,49)     | 55,64    | 2,44      | 13,65    | 9,95     |
| <b>Εξίσ, 2.13β ή 2.14β</b>                                     |          |           |          |          |
| $\tau_\mu \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)                          | L=2 (LM) | L=5 (LM)  | L=3 (LM) | L=4 (LM) |
| $\tau_{\alpha\mu} \{H_0: \mu=0/\rho=1\}$<br>(2,54)             | -3,20    | -3,00     | -1,69    | -1,06    |
| $\varphi_1 \{H_0: \mu=(\rho-1)=0\}$<br>(4,71)                  | -2,75    | -2,96     | -1,66    | -1,48    |
| $\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-1,95)                              | 5,19     | 4,51      | 1,55     | 1,32     |
| <b>Εξίσ, 2.13α ή 2.14α</b>                                     |          |           |          |          |
| $\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-1,95)                              | L=4 (LM) | L=5 (LM)  | L=3 (LM) | L=4 (LM) |
|  | -0,86    | -0,49     | -0,58    | 0,67     |
| <b>Phillips-Perron (1989)</b>                                  |          |           |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσωση 2.17α</i>                      | L=0 (LM) | L=5 (LM)  | L=1 (LM) | L=1 (LM) |
| $t(\rho-1)^* \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)                       | -74,66   | -132,03   | -39,16   | -27,54   |
| <i>Εξίσωση 2.17β</i><br>$t(\rho-1) \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45) | -124,27  | -131,67   | -89,02   | -86,51   |
| <b>Συμπεράσματα</b>  |          |           |          |          |
| Από Πίν. 5.2 & 5.3   | I(0)     | I(1)      | I(0)     | I(0)     |

Πίνακας 5.6 (συνέχεια)

|  | TBRGBP   | TBRJPY   | LUSD     | LDEM     |
|--|----------|----------|----------|----------|
| <b>Bhargava (1986)</b>   |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ 2.9β</i>                          | L=1 (LB) | L=2 (LB) | L=1 (LB) | L=1 (LM) |
| $\tau_\tau \{H_0: \rho=1 \Rightarrow \alpha_1=0\}$<br>(-3,45)  | -4,79    | -2,57    | -2,78    | -1,36    |
| <b>Dolado et al. (1990)</b>                                    |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσ, 2.13γ ή 2.14γ</i>                | L=1 (LB) | L=2 (LB) | L=1 (LB) | L=1 (LM) |
| $\tau_\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45)                         | -4,79    | -2,57    | -2,78    | -1,36    |
| $\varphi_2 \{H_0: \mu=\beta=0, \rho=1\}$<br>(4,88)             | 7,74     | 2,53     | 4,92     | 7,21     |
| $\tau_{\beta\tau} \{H_0: \beta=0/\rho=1\}$<br>(2,79)           | -0,98    | 2,36     | 2,34     | 1,10     |
| $\varphi_3 \{H_0: \beta=0, \rho=1, \mu \neq 0\}$<br>(6,49)     | 11,60    | 3,58     | 4,37     | 1,67     |
| <b>Εξίσ, 2.13β ή 2.14β</b>                                     |          |          |          |          |
| $\tau_\mu \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)                          | L=1 (LB) | L=5 (LB) | L=1 (LB) | L=1 (LM) |
| $\tau_{\alpha\mu} \{H_0: \mu=0/\rho=1\}$<br>(2,54)             | -4,72    | -1,59    | -1,78    | -1,45    |
| $\varphi_1 \{H_0: \mu=(\rho-1)=0\}$<br>(4,71)                  | -3,87    | -1,11    | 1,92     | 1,97     |
| $\varphi_1 \{H_0: \mu=(\rho-1)=0\}$<br>(4,71)                  | 11,12    | 1,67     | 4,51     | 10,19    |
| <b>Εξίσ. 2.13α ή 2.14α</b>                                     |          |          |          |          |
| $\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-1,95)                              | L=0 (LB) | L=5 (LB) | L=1 (LB) | L=1 (LM) |
| $\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-1,95)                              | -5,00    | -1,45    | 2,29     | 4,02     |
| <b>Phillips-Perron (1989)</b>                                  |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσωση 2.17α</i>                      | L=1 (LB) | L=5 (LB) | L=1 (LB) | L=1      |
| $t(\rho-1)^* \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)                       | -82,19   | -32,23   | -2,64    | -0,91    |
| <i>Εξίσωση 2.17β</i><br>$t(\rho-1) \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45) | -83,25   | -92,91   | -9,19    | -2,70    |
| <b>Συμπεράσματα</b>  |          |          |          |          |
| Από Πίν. 5.2 & 5.3   | I(0)     | I(1)     | I(0)     | I(1)     |

Πίνακας 5.6 (συνέχεια)

|  | LITL     | LFRF     | LGBP     | LJPY     |
|--|----------|----------|----------|----------|
| <b>Bhargava (1986)</b>   |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσω 2.9β</i>                         | L=1 (LB) | L=0 (LB) | L=6 (LM) | L=1 (LM) |
| $\tau_\tau \{H_0: \rho=1 \Rightarrow \alpha_1=0\}$<br>(-3,45)  | -0,76    | -2,40    | -2,29    | -1,87    |
| <b>Dolado et al. (1990)</b>                                    |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσω. 2.13γ ή 2.14γ</i>               | L=1 (LB) | L=0 (LB) | L=6 (LM) | L=1 (LM) |
| $\tau_\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45)                         | -0,76    | -2,40    | -2,29    | -1,87    |
| $\varphi_2 \{H_0: \mu=\beta=0, \rho=1\}$<br>(4,88)             | 3,88     | 6,12     | 4,54     | 5,91     |
| $\tau_{\beta\tau} \{H_0: \beta=0/\rho=1\}$<br>(2,79)           | 0,07     | 2,27     | 1,81     | 1,54     |
| $\varphi_3 \{H_0: \beta=0, \rho=1, \mu \neq 0\}$<br>(6,49)     | 1,71     | 3,04     | 4,15     | 2,57     |
| <b>Εξίσω. 2.13β ή 2.14β</b>                                    |          |          |          |          |
| $\tau_\mu \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)                          | L=1 (LB) | L=0 (LB) | L=9 (LM) | L=1 (LB) |
| $\tau_{\alpha\mu} \{H_0: \mu=0/\rho=1\}$<br>(2,54)             | -1,85    | -0,96    | -2,20    | -1,66    |
| $\varphi_1 \{H_0: \mu=(\rho-1)=0\}$<br>(4,71)                  | 2,23     | 1,41     | 2,38     | 2,12     |
| $\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-1,95)                              | 5,86     | 6,43     | 6,07     | 7,62     |
| <b>Εξίσω. 2.13α ή 2.14α</b>                                    |          |          |          |          |
| $\tau \{H_0: \rho=1\}$<br>(-1,95)                              | L=1 (LB) | L=0 (LB) | L=2 (LM) | L=1 (LB) |
|  | 2,56     | 3,29     | 3,30     | 3,25     |
| <b>Phillips-Perron (1989)</b>                                  |          |          |          |          |
| <b>Έλεγχοι MP</b><br><i>Εξίσωση 2.17α</i>                      | L=1 (LB) | L=0 (LB) | L=9 (LM) | L=1 (LB) |
| $t(\rho-1)^* \{H_0: \rho=1\}$<br>(-2,89)                       | -1,99    | 0,88     | -1,88    | -1,31    |
| <i>Εξίσωση 2.17β</i><br>$t(\rho-1) \{H_0: \rho=1\}$<br>(-3,45) | -2,88    | -12,25   | -5,66    | -4,67    |
| <b>Συμπεράσματα</b>  |          |          |          |          |
| Από Πίν. 5.2 & 5.3   | I(1)     | I(0)     | I(1)     | I(0)     |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Σημείωση:

Οι αριθμοί στις παρενθέσεις της Α' στήλης εκφράζουν τις *κριτικές τιμές* των DF και ADF, σε  $\alpha=5\%$  και μέγεθος δείγματος  $N=100$ , Πιο αναλυτικά, αυτές είναι:

- Για τις στατιστικές  $\tau_\tau$ ,  $\tau_{\beta\tau}$ ,  $t(\rho-1)$  είναι:  
-4,04 ( $\alpha=1\%$ ), -3,45 ( $\alpha=5\%$ ), -3,15 ( $\alpha=10\%$ ), Πηγή: Fuller (1976),
- Για τις στατιστικές  $\tau_\mu$ ,  $\tau_{\alpha\mu}$ ,  $t(\rho-1)^*$  είναι:  
-3,51 ( $\alpha=1\%$ ), -2,89 ( $\alpha=5\%$ ), -2,58 ( $\alpha=10\%$ ), Πηγή: Fuller (1976),
- Για τη στατιστική  $\tau$  είναι:  
-2,60 ( $\alpha=1\%$ ), -1,95 ( $\alpha=5\%$ ), -1,61 ( $\alpha=10\%$ ), Πηγή: Fuller (1976),
- Για τη στατιστική  $\phi_2$  είναι:  
6,50 ( $\alpha=1\%$ ), 4,88 ( $\alpha=5\%$ ), 4,16 ( $\alpha=10\%$ ), Πηγή: Dickey-Fuller (1981),
- Για τη στατιστική  $\phi_3$  είναι:  
8,73 ( $\alpha=1\%$ ), 6,49 ( $\alpha=5\%$ ), 5,47 ( $\alpha=10\%$ ), Πηγή: Dickey-Fuller (1981),
- Για τη στατιστική  $\phi_1$  είναι:  
6,70 ( $\alpha=1\%$ ), 4,71 ( $\alpha=5\%$ ), 3,86 ( $\alpha=10\%$ ), Πηγή: Dickey-Fuller (1981),

Όπου:

L: Αριθμός χρονικών υστερήσεων (lags) στους ελέγχους ADF, Η επιλογή έγινε με βάση τα θεωρητικά “ισοδύναμα” κριτήρια Lagrange Multiplier test (LM-test), ή Ljung-Box Q-statistic (LB-test), ή Akaike Information Criterion (AIC) ή Schwartz Bayesian Criterion (SBC),

Q(25-1): η Q-stat των Ljung-Box για τους συντελεστές αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων από  $r_2-r_{25}$ , αφού χρησιμοποιείται κάποια μέθοδος διόρθωσης για την αυτοσυσχέτιση 1ης τάξης (Cochrane-Orcutt ή Hildreth-Lu), Έτσι σ'όλες τις παλινδρομήσεις η  $DW \approx 2$ , ενώ δεν αναφέρεται αφού είναι συνήθως ακατάλληλη, (Στα ADF-tests χρησιμοποιούμε τις εξαρτημένες με υστερήσεις),

Οι Πίνακες 5.7α και 5.7β δίνουν τις Παλινδρομήσεις Συνολοκλήρωσης για τις δύο υποπεριόδους 1983-1987 και 1988-1995 αντίστοιχα. Με βάση το κριτήριο CRDW σε όλες τις περιπτώσεις υπάρχει συνολοκλήρωση των μεταβλητών. Τα ευρήματα αυτά επιβεβαιώνονται και από τους ελέγχους EG και AEG, τα αποτελέσματα των οποίων παρουσιάζονται στους Πίνακες 5.8α και 5.8β για καθεμιά από τις δύο υποπεριόδους.

Έτσι, τα υπόλοιπα με μία υστέρηση, των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης (Πίνακες 5.7α και 5.7β) χρησιμοποιούνται ως εξωγενείς μεταβλητές στα 2-VAR(p) που ήδη εξειδικεύσαμε στους Πίνακες 5.4α και 5.4β.

**Πίνακας 5.7α**  
 Παλινδρομήσεις Συνολοκλήρωσης (CR) και  
 Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης με το Κριτήριο DW (CRDW)  
 του Υποδείγματος  $TBR_i = \alpha + \beta Li + \varepsilon$  για την Ελλάδα.  
 (μηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1987:12)

| Εξαρτημένη →<br>↓ Ερμηνευτικές | TBRUSD           | TBRDEM           | TBRITL           | TBRFRF           | TBRGBP           | TBRJPY            |
|--------------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|
| <b>Σταθερά</b>                 | 0,12<br>(0,13)   | -1,69<br>(-4,65) | -1,68<br>(-3,91) | 0,61<br>(1,54)   | -6,76<br>(-3,82) | -21,16<br>(-7,91) |
| <b>LUSD</b>                    | -0,06<br>(-0,32) |                  |                  |                  |                  |                   |
| <b>LDEM</b>                    |                  | 0,25<br>(2,75)   |                  |                  |                  |                   |
| <b>LITL</b>                    |                  |                  | 0,64<br>(3,05)   |                  |                  |                   |
| <b>LFRF</b>                    |                  |                  |                  | -0,43<br>(-3,03) |                  |                   |
| <b>LGBP</b>                    |                  |                  |                  |                  | 1,19<br>(3,48)   |                   |
| <b>LJPY</b>                    |                  |                  |                  |                  |                  | 3,84<br>(5,90)    |
| $\bar{R}^2$                    | 0,0154           | 0,1007           | 0,1232           | 0,1219           | 0,1584           | 0,3646            |
| DW<br>(0,386)                  | 1,67             | 1,08             | 1,46             | 1,60             | 1,43             | 2,56              |
|                                | ∄ CI             | ∄ CI             | ∄ CI             | ∄ CI             | ∄ CI             | ∄ CI              |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Σημείωση:

α) Οι αριθμοί σε παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, εκτός από αυτήν της πρώτης στήλης κάτω από την DW ή οποία είναι η κριτική τιμή σε  $\alpha=5\%$  για το κριτήριο CRDW.

β) Για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης με το κριτήριο CRDW,

$H_0$ : Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών ( $\nexists CI$ ) ή  $d=0$

$H_1$ : Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών ( $\exists CI$ ) ή  $d \neq 0$

οι κριτικές τιμές της DW-στατιστικής για μέγεθος δείγματος  $T=100$  είναι 0,511 ( $\alpha=1\%$ ), 0,386 ( $\alpha=5\%$ ), και 0,322 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Sargan and Bhargava (1983).

Όπου  $i=USD, DEM, ITL, FRF, GBP, JPY$ .

## Πίνακας 5.7β

Παλινδρομήσεις Συνολοκλήρωσης (CR) και  
 Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης με το Κριτήριο DW (CRDW)  
 του Υποδείγματος  $TBR_i = \alpha + \beta L_i + \varepsilon$  για την Ελλάδα.  
 (μηνιαίες παρατηρήσεις 1988:01-1995:12)

| Εξαρτημένη →<br>↓ Ερμηνευτικές | TBRUSD           | TBRDEM          | TBRITL           | TBRFRF            | TBRGBP            | TBRJPY           |
|--------------------------------|------------------|-----------------|------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| <b>Σταθερά</b>                 | 5,46<br>(5,89)   | 0,66<br>(2,00)  | 6,56<br>(6,58)   | 4,13<br>(9,52)    | 11,33<br>(11,37)  | -9,76<br>(-4,49) |
| <b>LUSD</b>                    | -1,15<br>(-2,05) |                 |                  |                   |                   |                  |
| <b>LDEM</b>                    |                  | 0,27<br>(-3,87) |                  |                   |                   |                  |
| <b>LITL</b>                    |                  |                 | -2,88<br>(-7,57) |                   |                   |                  |
| <b>LFRF</b>                    |                  |                 |                  | -1,47<br>(-12,31) |                   |                  |
| <b>LGBP</b>                    |                  |                 |                  |                   | -2,06<br>(-11,89) |                  |
| <b>LJPY</b>                    |                  |                 |                  |                   |                   | 1,47<br>(3,42)   |
| $\bar{R}^2$                    | 0,3034           | 0,1288          | 0,3723           | 0,6130            | 0,5965            | 0,1010           |
| DW<br>(0,386)                  | 1,67             | 1,08            | 1,46             | 1,60              | 1,43              | 2,56             |
|                                | ∃CI              | ∃CI             | ∃CI              | ∃CI               | ∃CI               | ∃CI              |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

## Σημείωση:

α) Οι αριθμοί σε παρενθέσεις εκφράζουν τις τιμές των t-στατιστικών, εκτός από αυτήν της πρώτης στήλης κάτω από την DW ή οποία είναι η κριτική τιμή σε  $\alpha=5\%$  για το κριτήριο CRDW.

β) Για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης με το κριτήριο CRDW,

$H_0$ : Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών ( $\nexists CI$ ) ή  $d=0$

$H_1$ : Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών ( $\exists CI$ ) ή  $d \neq 0$

οι κριτικές τιμές της DW-στατιστικής για μέγεθος δείγματος  $T=100$  είναι 0,511 ( $\alpha=1\%$ ), 0,386 ( $\alpha=5\%$ ), και 0,322 ( $\alpha=10\%$ ). Πηγή: Sargan and Bhargava (1983).

Όπου  $i=USD, DEM, ITL, FRF, GBP, JPY$ .

**Πίνακας 5.8α**  
 Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης με τα Κριτήρια EG και AEG  
 (μηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1987:12)

| Εξαρτημ. →<br>↓ Στατιστ. | $\Delta Res1\alpha$<br>(1) | $\Delta Res2\alpha$<br>(2) | $\Delta Res3\alpha$<br>(3) | $\Delta Res4\alpha$<br>(4) | $\Delta Res5\alpha$<br>(5) | $\Delta Res6\alpha$<br>(6) |
|--------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| $\tau_r$<br>(4,74)       | L=0 (LM)<br>-7,99          | L=0 (LM)<br>-8,31          | L=0 (LM)<br>-11,07         | L=0 (LM)<br>-7,48          | L=0 (LM)<br>-6,83          | L=0 (LM)<br>-10,41         |
| $\tau_\mu$<br>(4,45)     | L=0 (LM)<br>-8,01          | L=0 (LM)<br>-8,23          | L=0 (LM)<br>-10,97         | L=0 (LM)<br>-7,42          | L=0 (LM)<br>-6,92          | L=0 (LM)<br>-10,49         |
| $\tau$<br>(4,13)         | L=0 (LM)<br>-8,07          | L=0 (LM)<br>-8,26          | L=0 (LM)<br>-10,95         | L=0 (LM)<br>-7,48          | L=0 (LM)<br>-6,96          | L=0 (LM)<br>-10,57         |
| <b>Συμπεράσματα</b>      | ∃CI                        | ∃CI                        | ∃CI                        | ∃CI                        | ∃CI                        | ∃CI                        |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

**Πίνακας 5.8β**  
 Έλεγχοι Συνολοκλήρωσης με τα Κριτήρια EG και AEG  
 (μηνιαίες παρατηρήσεις 1988:01-1995:12)

| Εξαρτημ. →<br>↓ Στατιστ. | $\Delta Res1\beta$<br>(1) | $\Delta Res2\beta$<br>(2) | $\Delta Res3\beta$<br>(3) | $\Delta Res4\beta$<br>(4) | $\Delta Res5\beta$<br>(5) | $\Delta Res6\beta$<br>(6) |
|--------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| $\tau_r$<br>(4,74)       | L=0 (LM)<br>-7,90         | L=0 (LM)<br>-1,82         | L=0 (LM)<br>-4,95         | L=0 (LM)<br>-6,14         | L=0 (LM)<br>-6,72         | L=0 (LM)<br>-4,19         |
| $\tau_\mu$<br>(4,45)     | L=0 (LM)<br>-7,87         | L=0 (LM)<br>-4,63         | L=0 (LM)<br>-4,24         | L=0 (LM)<br>-6,15         | L=0 (LM)<br>-6,59         | L=0 (LM)<br>-4,17         |
| $\tau$<br>(4,13)         | L=0 (LM)<br>-7,92         | L=0 (LM)<br>-4,65         | L=0 (LM)<br>-4,26         | L=0 (LM)<br>-6,18         | L=0 (LM)<br>-6,63         | L=0 (LM)<br>-4,20         |
| <b>Συμπεράσματα</b>      | ∃CI                       | ∃CI                       | ∃CI                       | ∃CI                       | ∃CI                       | ∃CI                       |

Πηγή: Υπολογισμοί του γράφοντος.

όπου:

EG (AEG): Engle-Granger (Augmented Engle-Granger) test έλεγχοι συνολοκλήρωσης. L: το πλήθος των υστερήσεων στις AEG παλινδρομήσεις, όπως προσδιορίζεται από τα κριτήρια LM ή LB ή BIC.



$$\text{Res1}\alpha(\beta)=\text{TBRUSD}_t-(a+b_1\text{LUSD}_t). \text{Res2}\alpha(\beta)=\text{TBRDEM}_t-(a+b_1\text{LDEM}_t).$$

$$\text{Res3}\alpha(\beta)=\text{TBRITL}_t-(a+b_1\text{LITL}_t). \text{Res4}\alpha(\beta)=\text{TBRFRF}_t-(a+b_1\text{LFRF}_t).$$

$$\text{Res4}\alpha(\beta)=\text{TBRGBP}_t-(a+b_1\text{LGBP}_t). \text{Res4}\alpha(\beta)=\text{TBRJPY}_t-(a+b_1\text{LJPY}_t).$$

$\alpha(\beta)$ : υποπερίοδοι '83-'87 ('88-'95).

#### Σημείωση:

Οι κριτικές τιμές για αυτούς τους ελέγχους Engle-Granger (EG) και Augmented Engle-Granger (AEG), δίνονται στον Πίνακα 3.α των Phillips and Ouliaris (1990), αλλά για διευκόλυνση παρουσιάζονται σε παρένθεση κάτω από τις τιμές των στατιστικών.

Με τη μεθοδολογία Engle-Granger (1987) εκτιμούμε πάλι τα υποδείγματα που χρησιμοποιήσαμε για τους Ελέγχους Αιτιότητας-Granger, συμπεριλαμβάνοντας και τα υπόψη υπόλοιπα, καταλήγοντας στους Πίνακες 5.9α και 5.9β. Τα υπόλοιπα από την παλινδρόμηση ισοροπίας (CR) για την πρώτη υποπερίοδο 1983-1987 συμβολίζουμε με  $Ri\{1\}$  (όπου  $i = \text{USD, DEM, ITL, FRF, GBP, JPY}$  και  $\{1\} =$  μία υστέρηση) και με  $R2i\{1\}$ , αντίστοιχα για τη δεύτερη υποπερίοδο 1988-1995.

Έτσι ο Πίνακας 5.9α περιλαμβάνει τις εκτιμήσεις των 6 διμεταβλητών VAR(p), τα οποία στην ουσία αποτελούν συστήματα διόρθωσης σφάλματος κατά Granger. Κάθε Πίνακας είναι χωρισμένος κάθετα σε δύο μεγάλες στήλες στην κορυφή καθεμίας από τις οποίες απεικονίζεται η εξαρτημένη της υπόψη εξίσωσης. Μετά το μέγεθος του δείγματος, τους βαθμούς ελευθερίας και την περίοδο εκτίμησης, δίδεται ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού της εξίσωσης και η εκτίμηση της στατιστικής DW. Από κάτω δίδονται κατ'αρχήν οι ενδογενείς με υστέρηση(εις), στη συνέχεια οι εξωγενείς και στο τέλος τα υπόλοιπα [ $Ri\{1\}$  ή  $R2i\{1\}$ ] με υστέρηση από τις CR. Στη βάση κάθε Πίνακα δίνονται οι τιμές των στατιστικών ελέγχου  $F^*$  και δίπλα οι p-values για την αξιολόγησή τους. Το κριτήριο, ως γνωστόν, είναι: εάν  $p.v. < \alpha$ , τότε απορρίπτεται η  $H_0$ , δηλαδή οι συντελεστές της συγκεκριμένης μεταβλητής είναι στατιστικά σημαντικοί στην ερμηνεία της εξαρτημένης.

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των ΥΔΣ στη μορφή των 2-VAR(p) για την πρώτη υποπερίοδο (1983-1987) μπορούν να συνοψισθούν ως εξής:

A) Σχέσεις συνολοκλήρωσης εμφανίζονται σε όλα τα συστήματα, εκτός από αυτό που αφορά το DEM (ισοζύγιο και ισοτιμία δραχμής/DEM). Εντούτοις, μόνο στο σύστημα για το FRF υπάρχει συνολοκλήρωση και στις δύο εξισώσεις του συστήματος [2-VAR(1)]. Σε αυτήν την περίπτωση και οι δύο εξαρτημένες (TBRFRF και LFRF) μετά από κάποια βραχυχρόνια διαταραχή προσαρμόζονται στο επίπεδο της μακροχρόνιας ισορροπίας τους. Στις άλλες περιπτώσεις αυτό ισχύει για τη συγκεκριμένη εξαρτημένη, στην εξίσωση της οποίας (ως εξωγενής) τα υπόλοιπα της CR είναι στατιστικά σημαντικά. Οι εξαρτημένες αυτές είναι: TBRUSD, TBRFRF, TBRJPY, LITL, LFRF, LGBP.

Bi) Καμμία *Μονόδρομη Αιτιότητα κατά Granger* από τις διμερείς ισοτιμίες της δραχμής προς τα αντίστοιχα ισοζύγια δεν παρατηρείται. Αυτό μπορεί ουσιαστικά να μεταφράζει το γεγονός ότι σε μακροχρόνιο επίπεδο η συναλλαγματική πολιτική της διολίσθησης της δραχμής δεν είχε αποτελεσματικότητα στη βελτίωση των εμπορικών κατά νόμισμα ισοζυγίων. Αντίθετα, μονόδρομη αιτιότητα αντίστροφης μορφής διαπιστώνουμε για ITL (TBRITL → LITL).

Bii) *Αμφίδρομες αιτιότητες κατά Granger* έχουμε στην περίπτωση του DEM (έστω και οριακά) του FRF και της GBP. *Επομένως, για τα τρία αυτά ευρωπαϊκά νομίσματα μπορούμε να πούμε ότι η συναλλαγματική πολιτική της ΤτΕ είχε ανατροφοδοτικά αποτελέσματα στα αντίστοιχα διμερή ισοζύγια.* Όλες οι ισοτιμίες (εκτός του FRF) εξαρτώνται (Απλές Αιτιότητες κατά Granger) από τις ιστορικές παρατηρήσεις τους. Το ίδιο ισχύει και για τα ισοζύγια εκτός από εκείνα των ITL και GBP, ενώ για του DEM μόνο σε  $\alpha=10\%$  υπάρχει αιτιότητα κατά Granger.

Γ) Αναφορικά με την προσαρμοστικότητα των υποδειγμάτων δε θεωρείται ιδιαίτερα άσχημη (αναφερόμενοι στις εξισώσεις όπου εξαρτημένη είναι το ισοζύγιο) για τέτοιου είδους, στάσιμες, χρονοσειρές. Όπου εξαρτημένη είναι η ισοτιμία, η προσαρμοστικότητα είναι πολύ υψηλή.

Τα αποτελέσματα αυτά πρέπει να εκτιμηθούν παράλληλα με εκείνα της βραχυχρόνιας αιτιότητας κατά Granger του Πίνακα 5.4α, όπου είδαμε μονόδρομη αιτιότητα από τις ισοτιμίες προς τα ισοζύγια στις περιπτώσεις USD, DEM, FRF. Αυτό το συμπέρασμα αν είχαμε και εδώ (Πίνακας 5.9α) για τα USD, DEM, FRF, θα μπορούσαμε να μιλήσουμε και για μακροχρόνια αποτελεσματικότητα της

συναλλαγματικής πολιτικής της ΤτΕ στις συγκεκριμένες περιπτώσεις. Τώρα αυτό μπορεί να ειπωθεί μόνο για το FRF.

**Πίνακας 5.9α**

Εκτιμήσεις των Διμεταβλητών VAR Υποδειγμάτων Συνολοκλήρωσης  
(μηνιαίες παρατηρήσεις 1983:01-1987:12)

| Εξαρτημένη TBRUSD             |         |         |         | Εξαρτημένη LUSD              |          |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|------------------------------|----------|---------|---------|
| T=58 β.ε.=51(1983:01-1987:12) |         |         |         |                              |          |         |         |
| $\bar{R}^2=0,1721$ DW=2,002   |         |         |         | $\bar{R}^2=0,9846$ DW=1,7349 |          |         |         |
|                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |                              | Συντελ.  | t-stud. | p-value |
| TBRUSD{1}                     | 44,89   | 2,45    | 0,02    | TBRUSD{1}                    | 1,47     | 0,84    | 0,40    |
| LUSD{1}                       | 1,58    | 1,58    | 0,12    | LUSD{1}                      | 1,09     | 11,50   | 0,00    |
| TREND1                        | 0,01    | 1,27    | 0,21    | TREND1                       | 0,00     | 0,33    | 0,74    |
| LJPY                          | -1,19   | -1,07   | 0,29    | LJPY                         | 0,38     | 3,56    | 0,00    |
| LJPY{1}                       | 2,34    | 1,37    | 0,18    | LJPY{1}                      | -0,46    | -2,83   | 0,01    |
| LJPY{2}                       | -1,15   | -1,00   | 0,32    | LJPY{2}                      | 0,04     | 0,34    | 0,73    |
| RUSD{1}                       | -44,96  | -2,45   | 0,02    | RUSD{1}                      | -1,46    | -0,84   | 0,41    |
| F-Tests, Εξαρτημένη TBRUSD    |         |         |         | F-Tests, Εξαρτημένη LUSD     |          |         |         |
|                               | F-στατ. | p-value |         |                              | F-στατ.  | p-value |         |
| TBRUSD                        | 6,0080  | 0,0177  |         | TBRUSD                       | 0,7124   | 0,4026  |         |
| LUSD                          | 2,4954  | 0,1204  |         | LUSD                         | 132.2010 | 0,0000  |         |

| Εξαρτημένη TBRDEM             |         |         |         | Εξαρτημένη LDEM              |          |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|------------------------------|----------|---------|---------|
| T=58 β.ε.=50(1983:01-1987:12) |         |         |         |                              |          |         |         |
| $\bar{R}^2=0,4141$ DW=1,907   |         |         |         | $\bar{R}^2=0,9979$ DW=1,8731 |          |         |         |
|                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |                              | Συντελ.  | t-stud. | p-value |
| TBRDEM{1}                     | 1,28    | 2,10    | 0,04    | TBRDEM{1}                    | -0,10    | -1,58   | 0,12    |
| TBRDEM{2}                     | 0,06    | 0,66    | 0,51    | TBRDEM{2}                    | -0,02    | -1,85   | 0,07    |
| LDEM{1}                       | -1,06   | -1,09   | 0,28    | LDEM{1}                      | 1,15     | 10,94   | 0,00    |
| LDEM{2}                       | 1,61    | 1,90    | 0,06    | LDEM{2}                      | -0,25    | -2,75   | 0,01    |
| TREND1                        | 0,00    | -0,33   | 0,74    | TREND1                       | 0,00     | 1,61    | 0,11    |
| LJPY                          | -0,04   | -0,06   | 0,95    | LJPY                         | 0,49     | 7,58    | 0,00    |
| LJPY{1}                       | -0,40   | -0,61   | 0,54    | LJPY{1}                      | -0,42    | -5,99   | 0,00    |
| RDEM{1}                       | -0,81   | -1,29   | 0,20    | RDEM{1}                      | 0,11     | 1,61    | 0,11    |
| F-Tests, Εξαρτημένη TBRDEM    |         |         |         | F-Tests, Εξαρτημένη LDEM     |          |         |         |
|                               | F-στατ. | p-value |         |                              | F-στατ.  | p-value |         |
| TBRDEM                        | 2,476   | 0,094   |         | TBRDEM                       | 3,0834   | 0,0546  |         |
| LDEM                          | 3,046   | 0,056   |         | LDEM                         | 217,4754 | 0,0000  |         |

| Εξαρτημένη TBRITL             |         |         |         | Εξαρτημένη LITL              |         |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|------------------------------|---------|---------|---------|
| T=58 β.ε.=51(1983:01-1987:12) |         |         |         |                              |         |         |         |
| $\bar{R}^2=0,1337$ DW=2,0002  |         |         |         | $\bar{R}^2=0,9979$ DW=1,8731 |         |         |         |
|                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |                              | Συντελ. | t-stud. | p-value |
| TBRITL{1}                     | 2,81    | 1,49    | 0,14    | TBRITL{1}                    | 0,92    | 6,29    | 0,00    |
| LITL{1}                       | -3,15   | -1,13   | 0,26    | LITL{1}                      | -0,84   | -3,89   | 0,00    |
| TREND1                        | -0,01   | -0,73   | 0,47    | TREND1                       | 0,00    | -1,55   | 0,13    |
| LDEM                          | 3,54    | 1,87    | 0,07    | LDEM                         | 1,00    | 6,78    | 0,00    |
| LDEM{1}                       | -1,60   | -0,49   | 0,62    | LDEM{1}                      | 0,12    | 0,46    | 0,65    |
| LDEM{2}                       | -0,06   | -0,03   | 0,97    | LDEM{2}                      | -0,06   | -0,41   | 0,68    |
| RITL{1}                       | -2,71   | -1,42   | 0,16    | RITL{1}                      | -0,92   | -6,24   | 0,00    |
| F-Tests, Εξαρτημένη TBRITL    |         |         |         | F-Tests, Εξαρτημένη LITL     |         |         |         |
|                               | F-στατ. | p-value |         |                              | F-στατ. | p-value |         |
| TBRITL                        | 2,2216  | 0,1422  |         | TBRITL                       | 39,5269 | 0,0000  |         |
| LITL                          | 1,2878  | 0,2617  |         | LITL                         | 15,1381 | 0,0003  |         |

| Εξαρτημένη TBRFRF             |         |         |         | Εξαρτημένη LFRF              |         |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|------------------------------|---------|---------|---------|
| T=58 β.ε.=51(1983:01-1987:12) |         |         |         |                              |         |         |         |
| $\bar{R}^2=0,3469$ DW=2,2400  |         |         |         | $\bar{R}^2=0,9958$ DW=2,2640 |         |         |         |
|                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |                              | Συντελ. | t-stud. | p-value |
| TBRFRF{1}                     | -14,31  | -3,30   | 0,00    | TBRFRF{1}                    | -0,86   | -2,70   | 0,01    |
| LFRF{1}                       | -10,28  | -3,37   | 0,00    | LFRF{1}                      | 0,02    | 0,09    | 0,93    |
| TREND1                        | -0,04   | -3,26   | 0,00    | TREND1                       | 0,00    | -0,78   | 0,44    |
| LDEM                          | 0,16    | 0,10    | 0,92    | LDEM                         | 0,63    | 5,09    | 0,00    |
| LDEM{1}                       | 2,53    | 0,89    | 0,38    | LDEM{1}                      | 0,36    | 1,71    | 0,09    |
| LDEM{2}                       | 2,59    | 1,55    | 0,13    | LDEM{2}                      | -0,42   | -3,42   | 0,00    |
| RFRF{1}                       | 14,34   | 3,35    | 0,00    | RFRF{1}                      | 0,84    | 2,67    | 0,01    |
| F-Tests, Εξαρτημένη TBRFRF    |         |         |         | F-Tests, Εξαρτημένη LFRF     |         |         |         |
|                               | F-στατ. | p-value |         |                              | F-στατ. | p-value |         |
| TBRFRF                        | 10,9048 | 0,0018  |         | TBRFRF                       | 7,2649  | 0,0095  |         |
| LFRF                          | 11,3253 | 0,0015  |         | LFRF                         | 0,0078  | 0,9299  |         |

| Εξαρτημένη TBRGBP             |         |         |         | Εξαρτημένη LGBP              |         |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|------------------------------|---------|---------|---------|
| T=56 β.ε.=37(1983:01-1987:12) |         |         |         |                              |         |         |         |
| $\bar{R}^2=0,4596$ DW=2,4419  |         |         |         | $\bar{R}^2=0,9938$ DW=2,1728 |         |         |         |
|                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |                              | Συντελ. | t-stud. | p-value |
| TBRGBP{1}                     | 1,06    | 1,04    | 0,30    | TBRGBP{1}                    | -0,11   | -2,82   | 0,01    |
| TBRGBP{2}                     | -0,23   | -1,64   | 0,11    | TBRGBP{2}                    | 0,01    | 2,51    | 0,02    |
| TBRGBP{3}                     | -0,16   | -1,05   | 0,30    | TBRGBP{3}                    | -0,01   | -0,97   | 0,34    |
| TBRGBP{4}                     | -0,09   | -0,58   | 0,56    | TBRGBP{4}                    | -0,01   | -1,20   | 0,24    |
| LGBP{1}                       | 0,32    | 0,09    | 0,93    | LGBP{1}                      | 1,15    | 8,44    | 0,00    |
| LGBP{2}                       | -9,74   | -1,75   | 0,09    | LGBP{2}                      | -0,26   | -1,19   | 0,24    |
| LGBP{3}                       | 6,94    | 1,36    | 0,18    | LGBP{3}                      | -0,11   | -0,54   | 0,59    |
| LGBP{4}                       | 4,16    | 1,40    | 0,17    | LGBP{4}                      | 0,17    | 1,48    | 0,15    |
| TREND1                        | 0,03    | 1,06    | 0,30    | TREND1                       | 0,00    | 2,95    | 0,01    |
| LDEM                          | -6,31   | -1,39   | 0,17    | LDEM                         | 0,49    | 2,75    | 0,01    |
| LDEM{1}                       | 4,66    | 0,71    | 0,48    | LDEM{1}                      | -0,53   | -2,10   | 0,04    |
| LDEM{2}                       | 5,01    | 1,08    | 0,29    | LDEM{2}                      | 0,28    | 1,57    | 0,12    |
| LUSD{2}                       | 7,84    | 2,44    | 0,02    | LUSD{2}                      | -0,12   | -0,96   | 0,34    |
| LUSD{3}                       | -9,09   | -2,90   | 0,01    | LUSD{3}                      | 0,20    | 1,63    | 0,11    |
| LJPY                          | 1,74    | 0,55    | 0,59    | LJPY                         | 0,03    | 0,26    | 0,80    |
| LJPY{1}                       | -5,60   | -1,35   | 0,18    | LJPY{1}                      | -0,03   | -0,16   | 0,87    |
| LJPY{2}                       | 5,12    | 1,30    | 0,20    | LJPY{2}                      | -0,10   | -0,65   | 0,52    |
| LJPY{3}                       | -5,38   | -1,87   | 0,07    | LJPY{3}                      | -0,21   | -1,88   | 0,07    |
| RGBP{1}                       | -0,98   | -0,95   | 0,35    | RGBP{1}                      | 0,10    | 2,54    | 0,02    |
| F-Tests, Εξαρτημένη TBRGBP    |         |         |         | F-Tests, Εξαρτημένη LGBP     |         |         |         |
|                               | F-στατ. | p-value |         |                              | F-στατ. | p-value |         |
| TBRGBP                        | 1,7934  | 0,1509  |         | TBRGBP                       | 4,2416  | 0,0063  |         |
| LGBP                          | 3,7550  | 0,0116  |         | LGBP                         | 58,6718 | 0,0000  |         |

| Εξαρτημένη TBRJPY             |         |         |         | Εξαρτημένη LJPY               |         |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|-------------------------------|---------|---------|---------|
| T=57 β.ε.=43(1983:01-1987:12) |         |         |         |                               |         |         |         |
| $\bar{R}^2=0,5106$ DW=1,836   |         |         |         | $\bar{R}^2=0,99718$ DW=1,9091 |         |         |         |
|                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |
| TBRJPY{1}                     | -3.17   | -2.50   | 0.02    | TBRJPY{1}                     | 0.03    | 1.85    | 0.07    |
| TBRJPY{2}                     | -0.02   | -0.15   | 0.88    | TBRJPY{2}                     | 0.00    | 0.25    | 0.80    |
| LJPY{1}                       | 23.45   | 1.63    | 0.11    | LJPY{1}                       | 0.90    | 5.23    | 0.00    |
| LJPY{2}                       | -6.62   | -0.57   | 0.57    | LJPY{2}                       | -0.29   | -2.06   | 0.05    |
| TREND1                        | 0.30    | 3.05    | 0.00    | TREND1                        | 0.00    | -0.91   | 0.37    |
| LDEM                          | -8.46   | -0.73   | 0.47    | LDEM                          | 0.94    | 6.79    | 0.00    |
| LDEM{1}                       | 19.06   | 0.85    | 0.40    | LDEM{1}                       | -0.95   | -3.52   | 0.00    |
| LDEM{2}                       | -18.47  | -0.82   | 0.42    | LDEM{2}                       | 0.24    | 0.91    | 0.37    |
| LDEM{3}                       | -4.84   | -0.39   | 0.70    | LDEM{3}                       | 0.10    | 0.69    | 0.49    |
| LUSD                          | -6.24   | -0.61   | 0.55    | LUSD                          | 0.38    | 3.13    | 0.00    |
| LUSD{1}                       | 8.16    | 0.54    | 0.59    | LUSD{1}                       | -0.40   | -2.19   | 0.03    |
| LUSD{2}                       | -24.97  | -1.72   | 0.09    | LUSD{2}                       | 0.01    | 0.09    | 0.93    |
| LUSD{3}                       | 12.28   | 1.25    | 0.22    | LUSD{3}                       | 0.10    | 0.84    | 0.41    |
| RJPY{1}                       | 2.70    | 2.21    | 0.03    | RJPY{1}                       | -0.03   | -1.88   | 0.07    |
|                               |         |         |         |                               |         |         |         |
|                               | F-στατ. | p-value |         |                               | F-στατ. | p-value |         |
| TBRJPY                        | 3.1749  | 0.0518  |         | TBRJPY                        | 1.7092  | 0.19309 |         |
| LJPY                          | 1.6566  | 0.2027  |         | LJPY                          | 16.1486 | 5.9E-06 |         |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των ΥΔΣ με τη μορφή των 2-VAR(p) για τη δεύτερη υποπερίοδο μελέτης 1988:01-1995:12 για την οποία είδαμε θεωρητικά στην παράγραφο 2.1 και περιγράψαμε στατιστικά στην παράγραφο 5.1.1 ότι η συναλλαγματική πολιτική (αποπληθωρισμού-ανταγωνιστικότητας) στράφηκε προς την υποστήριξη της δραχμής, δίνονται στον Πίνακα 5.9.β. Ό,τι αναφέραμε παρπάνω για τη συμβολή αφενός των εξειδικεύσεων των 2-VAR(p) του Πίνακα 5.4.α και αφετέρου για τα υπόλοιπα των CR του Πίνακα 5.7.α στις μακροχρόνιες εκτιμήσεις των ΥΔΣ που παρουσιάσαμε στον Πίνακα 5.9.α, ισχύουν κατ'αναλογία (Πίνακες 5.4.β και 5.7.β) και για τον Πίνακα 5.9.β.

Α) Αξιοσημείωτη διαφορά από την προηγούμενη περίοδο είναι ότι τώρα σε κανένα από τα 6 συστήματα η ενδογενής του ισοζυγίου ως εξαρτημένη δεν είναι συνολοκληρωμένη με την αντίστοιχη ισοτιμία. Αυτό σημαίνει ότι την περίοδο 1988-1995, όταν κάποια εξωγενής διαταραχή προκαλούσε μεταβολές στα διμερή εμπορικά

ισοζύγια, εκείνα δεν προσαρμόζονταν έστω και με υστέρηση προς τη μακροχρόνια ισορροπία τους. Με άλλα λόγια, εδώ έχουμε σοβαρές ενδείξεις για επαλήθευση της θεωρίας της “Υστέρησης” (Baldwin, 1988), όπου η μεταβολή της ισοτιμίας συνεπάγεται μόνιμη αντίδραση στους όρους εμπορίου και κατ’έπекταση στο εμπορικό ισοζύγιο.

### Πίνακας 5.9β

Εκτιμήσεις των Διμεταβλητών VAR Υποδειγμάτων Συνολοκλήρωσης  
(μηνιαίες παρατηρήσεις 1988:01-1995:12)

| Εξαρτημένη TBRUSD              |         |         |         | Εξαρτημένη LUSD              |         |         |         |
|--------------------------------|---------|---------|---------|------------------------------|---------|---------|---------|
| T=95 β.ε.=81 (1988:01-1995:12) |         |         |         |                              |         |         |         |
| $\bar{R}^2=0,3813$ DW=1,99946  |         |         |         | $\bar{R}^2=0,9871$ DW=2,0350 |         |         |         |
|                                | Συντελ. | t-stud. | p-value |                              | Συντελ. | t-stud. | p-value |
| TBRUSD{1}                      | 2,44    | 1,45    | 0,15    | TBRUSD{1}                    | 0,20    | 1,70    | 0,09    |
| TBRUSD{2}                      | 0,07    | 0,62    | 0,54    | TBRUSD{2}                    | 0,00    | 0,40    | 0,69    |
| LUSD{1}                        | 2,55    | 1,12    | 0,27    | LUSD{1}                      | 1,35    | 863     | 0,00    |
| LUSD{2}                        | -2,04   | -1,31   | 0,19    | LUSD{2}                      | -0,33   | -3,07   | 0,00    |
| TREND1                         | 0,01    | 0,60    | 0,55    | TREND1                       | 0,00    | 1,09    | 0,28    |
| LJPY                           | -0,24   | -0,15   | 0,88    | LJPY                         | 0,28    | 266     | 0,01    |
| LJPY{1}                        | 2,13    | 0,94    | 0,35    | LJPY{1}                      | -0,25   | -1,61   | 0,11    |
| LJPY{2}                        | 0,63    | 0,40    | 0,69    | LJPY{2}                      | 0,12    | 1,08    | 0,28    |
| LITL{1}                        | 2,98    | 2,15    | 0,03    | LITL{1}                      | -0,19   | -2,00   | 0,05    |
| LITL{2}                        | -0,71   | -0,50   | 0,62    | LITL{2}                      | 0,28    | 2,89    | 0,00    |
| LDEM{4}                        | -3,17   | -1,36   | 0,18    | LDEM{4}                      | 0,27    | 1,68    | 0,10    |
| LDEM{6}                        | 2,84    | 1,03    | 0,30    | LDEM{6}                      | -0,21   | -1,13   | 0,26    |
| LDEM{9}                        | -4,30   | -1,47   | 0,15    | LDEM{9}                      | -0,30   | -1,51   | 0,14    |
| R2USD{1}                       | -2,37   | -1,42   | 0,16    | R2USD{1}                     | -0,19   | -1,66   | 0,10    |
|                                |         |         |         |                              |         |         |         |
| F-Tests, Εξαρτημένη TBRUSD     |         |         |         | F-Tests, Εξαρτημένη LUSD     |         |         |         |
|                                | F-στατ. | p-value |         |                              | F-στατ. | p-value |         |
| TBRUSD                         | 1.1883  | 0.30999 |         | TBRUSD                       | 1.4901  | 0.2315  |         |
| LUSD                           | 0.9241  | 0.40102 |         | LUSD                         | 42.7168 | 0.0000  |         |

| Εξαρτημένη TBRDEM             |         |         |         | Εξαρτημένη LDEM              |          |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|------------------------------|----------|---------|---------|
| T=95 β.ε.=77(1988:01-1995:12) |         |         |         |                              |          |         |         |
| $\bar{R}^2=0,4082$ DW=2,0938  |         |         |         | $\bar{R}^2=0,9983$ DW=1,6744 |          |         |         |
|                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |                              | Συντελ.  | t-stud. | p-value |
| TBRDEM{1}                     | 0,33    | 0,08    | 0,94    | TBRDEM{1}                    | 0,65     | 2,09    | 0,04    |
| LDEM{1}                       | 0,72    | 1,31    | 0,19    | LDEM{1}                      | 1,05     | 26,35   | 0,00    |
| TREND1                        | 0,00    | -0,69   | 0,49    | TREND1                       | 0,00     | 2,46    | 0,02    |
| DUM1                          | -0,23   | -3,13   | 0,00    | DUM1                         | 0,00     | -0,35   | 0,73    |
| DUM2                          | -0,19   | -2,64   | 0,01    | DUM2                         | 0,00     | -0,84   | 0,41    |
| DUM3                          | -0,21   | -2,97   | 0,00    | DUM3                         | 0,00     | 0,23    | 0,82    |
| DUM4                          | -0,11   | -1,62   | 0,11    | DUM4                         | 0,00     | 0,32    | 0,75    |
| DUM5                          | -0,25   | -3,56   | 0,00    | DUM5                         | -0,01    | -1,84   | 0,07    |
| DUM6                          | -0,15   | -2,08   | 0,04    | DUM6                         | -0,01    | -1,15   | 0,25    |
| DUM7                          | 0,02    | 0,23    | 0,82    | DUM7                         | -0,01    | -1,08   | 0,28    |
| DUM8                          | -0,14   | -1,94   | 0,06    | DUM8                         | 0,00     | -0,86   | 0,40    |
| DUM9                          | -0,31   | -4,43   | 0,00    | DUM9                         | 0,00     | -0,37   | 0,71    |
| DUM10                         | -0,15   | -2,02   | 0,05    | DUM10                        | 0,00     | 0,32    | 0,75    |
| DUM11                         | -0,18   | -2,55   | 0,01    | DUM11                        | 0,00     | -0,55   | 0,58    |
| LUSD{1}                       | -0,69   | -2,46   | 0,02    | LUSD{1}                      | 0,03     | 1,49    | 0,14    |
| LJPY                          | 0,46    | 0,71    | 0,48    | LJPY                         | 0,09     | 1,82    | 0,07    |
| LJPY{1}                       | -0,38   | -0,59   | 0,55    | LJPY{1}                      | -0,11    | -2,38   | 0,02    |
| R2DEM{1}                      | -0,03   | -0,01   | 0,99    | R2DEM{1}                     | -0,66    | -2,10   | 0,04    |
| F-Tests, Εξαρτημένη TBRDEM    |         |         |         | F-Tests, Εξαρτημένη LDEM     |          |         |         |
|                               | F-στατ. | p-value |         |                              | F-στατ.  | p-value |         |
| TBRDEM                        | 0,0058  | 0,9394  |         | TBRDEM                       | 4,3818   | 0,0396  |         |
| LDEM                          | 1,7104  | 0,1948  |         | LDEM                         | 694,5065 | 0,0000  |         |

| Εξαρτημένη TBRITL             |         |         |         | Εξαρτημένη LITL              |         |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|------------------------------|---------|---------|---------|
| T=95 β.ε.=91(1988:01-1995:12) |         |         |         | $\bar{R}^2=0,9482$ DW=2,1733 |         |         |         |
| $\bar{R}^2=0,7084$ DW=2,0094  |         |         |         |                              |         |         |         |
|                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |                              | Συντελ. | t-stud. | p-value |
| TBRITL{1}                     | 0.16    | 0.92    | 0.36    | TBRITL{1}                    | 0.03    | 1.90    | 0.06    |
| LITL{1}                       | 0.28    | 4.03    | 0.00    | LITL{1}                      | 1.00    | 165.46  | 0.00    |
| TREND1                        | -0.01   | -5.56   | 0.00    | TREND1                       | 0.00    | 0.90    | 0.37    |
| R2ITL{1}                      | 0.14    | 0.97    | 0.33    | R2ITL{1}                     | -0.03   | -1.97   | 0.05    |
| F-Tests, Εξαρτημένη TBRITL    |         |         |         | F-Tests, Εξαρτημένη LITL     |         |         |         |
|                               | F-στατ. | p-value |         |                              | F-στατ. | p-value |         |
| TBRITL                        | 2,2216  | 0,1422  |         | TBRITL                       | 39,5269 | 0,0000  |         |
| LITL                          | 1,2878  | 0,2617  |         | LITL                         | 15,1381 | 0,0003  |         |



| Εξαρτημένη TBRFRF             |         |         |         | Εξαρτημένη LFRF              |         |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|------------------------------|---------|---------|---------|
| T=95 β.ε.=83(1988:01-1995:12) |         |         |         |                              |         |         |         |
| $\bar{R}^2=0,7491$ DW=2,0115  |         |         |         | $\bar{R}^2=0,9874$ DW=2,0409 |         |         |         |
|                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |                              | Συντελ. | t-stud. | p-value |
| TBRFRF{1}                     | 0,72    | 0,66    | 0,51    | TBRFRF{1}                    | -0,19   | -1,43   | 0,16    |
| TBRFRF{2}                     | 0,23    | 1,92    | 0,06    | TBRFRF{2}                    | -0,01   | -0,44   | 0,66    |
| TBRFRF{3}                     | -0,14   | -1,22   | 0,23    | TBRFRF{3}                    | 0,01    | 0,39    | 0,70    |
| LFRF{1}                       | 1,96    | 0,97    | 0,33    | LFRF{1}                      | -0,12   | -0,51   | 0,61    |
| LFRF{2}                       | -0,02   | -0,02   | 0,98    | LFRF{2}                      | 0,14    | 1,18    | 0,24    |
| LFRF{3}                       | -0,56   | -0,59   | 0,56    | LFRF{3}                      | 0,10    | 0,86    | 0,39    |
| TREND1                        | 0,00    | -0,46   | 0,65    | TREND1                       | 0,00    | -0,10   | 0,92    |
| LDEM                          | -1,27   | -0,53   | 0,60    | LDEM                         | 0,72    | 2,49    | 0,01    |
| LDEM{1}                       | 4,12    | 1,21    | 0,23    | LDEM{1}                      | -0,35   | -0,86   | 0,39    |
| LDEM{2}                       | -3,05   | -1,23   | 0,22    | LDEM{2}                      | 0,34    | 1,15    | 0,25    |
| LJPY                          | -0,71   | -2,51   | 0,01    | LJPY                         | -0,08   | -2,39   | 0,02    |
| R2FRF{1}                      | -0,53   | -0,48   | 0,63    | R2FRF{1}                     | 0,17    | 1,33    | 0,19    |
| F-Tests, Εξαρτημένη TBRFRF    |         |         |         | F-Tests, Εξαρτημένη LFRF     |         |         |         |
|                               | F-στατ. | p-value |         |                              | F-στατ. | p-value |         |
| TBRFRF                        | 1,5991  | 0,1958  |         | TBRFRF                       | 0,7875  | 0,5043  |         |
| LFRF                          | 0,4455  | 0,7211  |         | LFRF                         | 0,9184  | 0,4357  |         |

| Εξαρτημένη TBRGBP             |         |         |         | Εξαρτημένη LGBP              |         |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|------------------------------|---------|---------|---------|
| T=95 β.ε.=85(1988:01-1995:12) |         |         |         |                              |         |         |         |
| $\bar{R}^2=0,7191$ DW=2,0608  |         |         |         | $\bar{R}^2=0,9893$ DW=1,8957 |         |         |         |
|                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |                              | Συντελ. | t-stud. | p-value |
| TBRGBP{1}                     | 0.39    | 1.04    | 0.30    | TBRGBP{1}                    | 0.00    | -0.12   | 0.90    |
| TBRGBP{2}                     | -0.13   | -1.24   | 0.22    | TBRGBP{2}                    | 0.01    | 0.78    | 0.44    |
| TBRGBP{3}                     | -0.15   | -1.43   | 0.16    | TBRGBP{3}                    | -0.01   | -0.96   | 0.34    |
| LGBP{1}                       | 2.90    | 1.82    | 0.07    | LGBP{1}                      | 1.25    | 10.82   | 0.00    |
| LGBP{2}                       | -3.96   | -1.79   | 0.08    | LGBP{2}                      | -0.55   | -3.47   | 0.00    |
| LGBP{3}                       | 2.66    | 1.85    | 0.07    | LGBP{3}                      | 0.21    | 2.00    | 0.05    |
| TREND1                        | 0.00    | -0.58   | 0.56    | TREND1                       | 0.00    | -1.32   | 0.19    |
| LDEM{1}                       | -0.80   | -0.81   | 0.42    | LDEM{1}                      | 0.12    | 1.70    | 0.09    |
| LUSD                          | -1.01   | -2.85   | 0.01    | LUSD                         | 0.02    | 0.60    | 0.55    |
| R2GBP{1}                      | -0.27   | -0.73   | 0.46    | R2GBP{1}                     | 0.01    | 0.41    | 0.68    |
| F-Tests, Εξαρτημένη TBRGBP    |         |         |         | F-Tests, Εξαρτημένη LGBP     |         |         |         |
|                               | F-στατ. | p-value |         |                              | F-στατ. | p-value |         |
| TBRGBP                        | 1.6318  | 0.1880  |         | TBRGBP                       | 0.4433  | 0.7226  |         |
| LGBP                          | 2.7811  | 0.0459  |         | LGBP                         | 104.448 | 0.0000  |         |

| Εξαρτημένη TBRJPY             |         |         |         | Εξαρτημένη LJPY              |         |         |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|------------------------------|---------|---------|---------|
| T=95 β.ε.=87(1988:01-1995:12) |         |         |         |                              |         |         |         |
| $\bar{R}^2=0,5278$ DW=1,9647  |         |         |         | $\bar{R}^2=0,9951$ DW=1,9277 |         |         |         |
|                               | Συντελ. | t-stud. | p-value |                              | Συντελ. | t-stud. | p-value |
| TBRJPY{1}                     | -3,40   | -1,50   | 0,14    | TBRJPY{1}                    | 0,13    | 2,46    | 0,02    |
| TBRJPY{2}                     | 0,27    | 2,72    | 0,01    | TBRJPY{2}                    | 0,00    | -0,66   | 0,51    |
| LJPY{1}                       | -1,14   | -0,18   | 0,86    | LJPY{1}                      | 0,93    | 6,27    | 0,00    |
| LJPY{2}                       | 4,98    | 1,11    | 0,27    | LJPY{2}                      | -0,20   | -1,94   | 0,06    |
| TREND1                        | 0,10    | 1,88    | 0,06    | TREND1                       | 0,00    | -2,39   | 0,02    |
| LDEM                          | -6,73   | -1,22   | 0,23    | LDEM                         | 0,47    | 3,75    | 0,00    |
| LITL                          | -2,93   | -1,62   | 0,11    | LITL                         | -0,10   | -2,34   | 0,02    |
| R2JPY{1}                      | 3,76    | 1,68    | 0,10    | R2JPY{1}                     | -0,13   | -2,51   | 0,01    |
|                               |         |         |         |                              |         |         |         |
|                               | F-στατ. | p-value |         |                              | F-στατ. | p-value |         |
| TBRJPY                        | 5,03    | 0,01    |         | TBRJPY                       | 3,35    | 0,04    |         |
| LJPY                          | 2,3875  | 0,09786 |         | LJPY                         | 55,5847 | 0       |         |

Πηγή: Εκτιμήσεις του γράφοντος.

Αντίθετα με τα ισοζύγια, οι διμερείς ισοτιμίες της δραχμής με το USD (έστω και για  $\alpha=10\%$ ), το DEM, την ITL και το JPY προσαρμόζονταν στη μακροχρόνια ισορροπία της μετά από κάποια εξωγενή διαταραχή (δηλαδή υπάρχει CI).

Β) Αναφορικά με μακροχρόνιες μονόδρομες αιτιότητες κατά Granger, διαπιστώνεται μόνο μία “ορθόδοξη” ( $GBP \rightarrow TBRGBP$ ). Η σχέση αυτή είχε επίσης επιβεβαιωθεί και στη βραχυχρόνια περίοδο (βλ. Πίνακας 5.4.β), ενώ όχι στην υποπερίοδο 1983-1987. Αντίθετα, αντίστροφες (μονόδρομες Granger αιτιότητες) από τα ισοζύγια προς τις ισοτιμίες βρήκαμε για τα DEM και ITL. Αυτό σημαίνει ότι για τους κύριους εμπορικούς εταίρους μας (Γερμανία, Ιταλία) η ΤτΕ ανάλογα με την εξέλιξη των διμερών μας ισοζυγίων σε DEM και ITL προσάρμοζε (1988-1995) εκ των υστέρων τις αντίστοιχες ισοτιμίες της δραχμής.

Επίσης μόνο μία *αμφίδρομη* μακροχρόνια κατά Granger αιτιότητα διαπιστώσαμε για το JPY ( $TBRJPY \leftrightarrow JPY$ ). Αντίθετα, *απλές* αιτιότητες κατά Granger εμφανίζονται για όλες τις ισοτιμίες (δηλ. ερμηνεύονται από την ιστορία τους) εκτός της FRF.

Ειδικά για τη σχέση  $TBRFRF-LFRF$  σημειώνεται ότι σε αυτή την περίοδο (αντίθετα με την περίοδο 1983-1987) ούτε συνολοκλήρωση ούτε οποιασδήποτε μορφής αιτιότητα κατά Granger παρατηρείται.

Γ) Τέλος, επισημαίνεται η καλύτερη προσαρμοστικότητα (υψηλότερος  $\bar{R}^2$ ) των υποδειγμάτων την περίοδο αυτή (1988-1995) έναντι της 1983-1987.

Έτσι καταλήξαμε στην τελική απάντηση στο θέμα της διατριβής ότι η συναλλαγματική πολιτική της διολίσθησης της δραχμής είχε μόνο βραχυχρόνια και όχι μακροχρόνια αποτελεσματικότητα στη βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου. Αυτή η πρόταση συνιστά τη θέση της διατριβής. Επιπλέον, θέση του γράφοντος είναι ότι δεν είναι δυνατόν να εξάγουμε οποιοδήποτε συμπέρασμα αναφορικά με την απώλεια<sup>1</sup> της συναλλαγματικής πολιτικής της ΤτΕ (η οποία οπωσδήποτε θεωρείται πολύ σπουδαία στην εξισορρόπηση όχι μόνο του εξωτερικού αλλά και του εσωτερικού τομέα της οικονομίας, ενόψει της ένταξής μας στην ΟΝΕ και την αντικατάσταση της δραχμής από το ΕΥΡΩ) τουλάχιστον για τους παρακάτω λόγους:

α) Οι γνωστές αδυναμίες της *ανάλυσης μερικής ισορροπίας* επιτρέπουν την εξαγωγή αμερόληπτων συμπερασμάτων υπό όρους, ειδικά όταν πρόκειται για αξιολόγηση της αποτελεσματικότητας οικονομικών πολιτικών, όπως η διερευνηθείσα συναλλαγματική πολιτική.

β) Δε μπορούμε να *επαγάγουμε* τα όποια οικονομικά μας συμπεράσματα σε μια μελλοντική περίοδο (ΕΥΡΩ εποχή) η οποία θα διαφέρει προφανώς ριζικά από την ιστορική περίοδο του δείγματός μας (1970-1995).

γ) Είναι γενικά αποδεκτό ότι η οποιαδήποτε *οικονομετρική* συμπερασματολογία είναι εξαρτημένη από την αντίστοιχη *μεθοδολογία*, η οποία στην παρούσα διατριβή αν και είναι σύγχρονη και επιστημονικά τεκμηριωμένη, επομένως αποδεκτή, δεν είναι ωστόσο η *μόνη*.

δ) Η *συναλλαγματική πολιτική*, ως τμήμα της γενικής οικονομικής, *έπεται των πολιτικών αποφάσεων*. Έτσι, είναι δυνατόν ο οικονομολόγος-ερευνητής να βρίσκει ασυνέπειες μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών, οι οποίες όμως να δικαιολογούνται από τους πολιτικούς-συναδέλφους του.

<sup>1</sup> Και μάλιστα έξω από το θεωρητικό πλαίσιο ανάλυσης των ασύμμετρων διαταραχών.

### 5.3 Ισοζύγιο Πληρωμών και Αποτελεσματικότητα της Συναλλαγματικής Πολιτικής της ΤτΕ: Οι Συμβολές των Brissimis and Leventakis (1989) και Παναγιωτόπουλος (1986).

Οι Brissimis-Leventakis (1989)<sup>2</sup> στα πλαίσια ανάλυσης μερικής ισορροπίας μελετούν το θέμα της αποτελεσματικότητας της συναλλαγματικής πολιτικής της υποτίμησης στη βελτίωση του ΒΤ (που ακολουθεί η ΤτΕ) μέσω ενός υποδείγματος σύνθεσης ελαστικότητας και ΝΠΠ για την περίοδο 1975-1984, με τριμηνιαίες παρατηρήσεις.

Το κεντρικό συμπέρασμα των συγγραφέων είναι αυτό που αναμένει η ΝΠΠ σχετικά με τις επιδράσεις της υποτίμησης στο ΒΤ. Πιο συγκεκριμένα, τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του υποδείγματος που χρησιμοποιούν τους οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η υποτίμηση της δραχμής, την περίοδο 1975-1984 προκαλεί ελικοειδείς επιδράσεις στο ελληνικό ΒΤ, μέσω της ανισορροπίας που δημιουργεί στην αγορά χρήματος της δραχμής. Η ανισορροπία αυτή προκαλεί αντίστοιχες μεταβολές στο προϊόν (Y), το εγχώριο επίπεδο τιμών (CPI) και τις εξαγωγές (X), μέσω των οποίων εκδηλώνεται η επίδραση της ανισορροπίας της αγοράς χρήματος (που προκαλεί η αύξηση R) στο ΒΤ. Στη διαδικασία αυτή, οι Brissimis and Leventakis (1989) διαπιστώνουν την εμφάνιση φαύλου κύκλου υποτίμησης-πληθωρισμού-υποτίμησης.

Οι συγγραφείς επίσης διαπιστώνουν ότι το εύρος των παραπάνω άμεσων αποτελεσμάτων της υποτίμησης της δραχμής στο ΒΤ εξαρτάται: α) από το βαθμό της αντανάκλασής της στις XUV, MUV, β) από τις ελαστικότητες τιμών ζήτησης για εξαγωγές και εισαγωγές ( $\epsilon^X$ ,  $\epsilon^M$ ) και γ) από το πρότυπο χρονικής υστέρησης αυτών των αντιδράσεων.

Οι Brissimis and Leventakis (1989) μέτρησαν το ύψος της αντανάκλασης της υποτίμησης, αφενός στις XUV σε περίπου 40% (στο οποίο συμφωνούμε, βλ. Κεφάλαιο 3, 31% βραχυχρόνια και 44% μακροχρόνια) και αφετέρου στις MUV  $\cong$  100%.

Τέλος, οι συγγραφείς μέσω προσομείωσης του υποδείγματός τους μελετούν τη βραχυχρόνια δυναμική επίδραση της αύξησης της R στο ΒΤ και καταλήγουν στην

επιβεβαίωση του φαινομένου της καμπύλης J για την ελληνική οικονομία (επίσης επιβεβαιώνοντας τα αποτελέσματά μας στο Κεφάλαιο 4, Miles 4.1α). Οι Brissimis and Leventakis (1989) καταλήγουν ότι η υποτίμηση της δραχμής δε φαίνεται να έχει μακροχρόνια αποτελέσματα παρά μόνο ασθενή βραχυχρόνια αρνητική επίδραση στο ΒΤ (δηλαδή, η πορεία του ΒΤ, κατά το σχήμα του Magee (1979), δε συνεχίζει στην περίοδο της αντίδρασης των ποσοτήτων όπου το ΒΤ ξεπερνά το αρχικό του επίπεδο πριν την υποτίμηση), αφού η μακροχρόνια βελτίωση του ΒΤ (σύμφωνα με την οικονομική θεωρία) δε μπορεί να προέλθει παρά μόνο μέσα από τη βελτίωση των πραγματικών μεγεθών της οικονομίας.

Άλλη ενδιαφέρουσα εργασία έχει παρουσιασθεί από τον Παναγιωτόπουλο, Δ. (1986)<sup>3</sup>. Ο συγγραφέας στα πλαίσια ενός υποδείγματος 5 εξισώσεων την περίοδο 1973-1983 μελετά την αποτελεσματικότητα της συναλλαγματικής πολιτικής στο εμπορικό ισοζύγιο βιομηχανικών προϊόντων της χώρας. Η οικονομική θεμελίωση του υποδείγματός του στηρίζεται στη ΝΙΠΠ και το κεντρικό του συμπέρασμα είναι ότι η ασκηθείσα από την ΤτΕ συναλλαγματική πολιτική της διολίσθησης δεν είχε καθόλου αποτελεσματικότητα στη βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου βιομηχανικών προϊόντων στην εξεταζόμενη περίοδο.

Για την εργασία του Παναγιωτόπουλου (1986) δε θεωρούμε σκόπιμο να αναφέρουμε περισσότερα, θα μπορούσε πάντως να αμφισβητηθεί σοβαρά το συμπέρασμά του, όχι τόσο για στατιστικούς λόγους (μικρό μέγεθος δείγματος, σε συγκεκριμένο τμήμα του οικονομικού κύκλου) αλλά κυρίως για οικονομικούς. Πιστεύουμε όπως αναφέραμε και στο πρώτο Κεφάλαιο ότι η ΝΙΠΠ δεν είναι κατάλληλο πλαίσιο για την εξειδίκευση διαρθρωτικών οικονομικών εξισώσεων εξωτερικού εμπορίου, εξαιτίας των περιοριστικών της υποθέσεων της (πλήρης ανταγωνιστικότητα σε όλες τις αγορές, ελεύθερο διεθνές εμπόριο, πλήρης ελευθερία κίνησης διεθνών κεφαλαίων, συνέχεια σε ισχύ η ΙΑΔ, κ.ά.).

Για τους ίδιους λόγους οπωσδήποτε όμως σε μικρότερο βαθμό μπορούν να αμφισβητηθούν και τα αποτελέσματα των Brissimis-Leventakis (1989), στο βαθμό

<sup>2</sup> Brissimis, S.N., Leventakis, J.A. (1989): "The Effectiveness of Devaluation: A General Equilibrium Assessment with Reference to Greece", *Journal of Policy Modelling*, vol. 11, no 2.

<sup>3</sup> Παναγιωτόπουλος, Δ. (1986) "Η Αποτελεσματικότητα της Συναλλαγματικής Πολιτικής. Η Ελληνική Εμπειρία, 1973-1983", Αθήνα

της χρησιμοποίησης της ΝΠΣΠ ως βασικής θεωρητικής συνιστώσας του υποδείματός τους.

## Συμπέρασμα

Στο Κεφάλαιο αυτό επικεντρώθηκε το ενδιαφέρον μας στη σχέση *αλληλεξάρτησης* των δύο κεντρικών μεταβλητών αυτής της διατριβής, δηλαδή του εμπορικού ισοζυγίου και της συναλλαγματικής πολιτικής της ΤτΕ. Το μεν εμπορικό ισοζύγιο εκφράζεται από τους διμερείς, κατά νόμισμα, λόγους κάλυψης εισαγωγών, η δε συναλλαγματική πολιτική από τις αντίστοιχες διμερείς ισοτιμίες fixing της δραχμής. Τα συναλλάγματα στα οποία εργαστήκαμε αφορούν το σπουδαιότερο όγκο των ελληνικών εξωτερικών εμπορικών συναλλαγμών, την εξεταζόμενη περίοδο 1970-1995 και είναι τα: USD, DEM, ITL, FRF, GBP και JPY.

Επειδή στόχος αυτού του Κεφαλαίου ήταν η διερεύνηση της αλληλεξάρτησης των κεντρικών μας μεταβλητών, το κύριο οικονομετρικό εργαλείο που χρησιμοποιήσαμε ήταν τα Υποδείγματα Διανύσματος Αυτοπαλινδρόμησης [2-VAR(p)].

Στο πρώτο τμήμα *περιγράψαμε στατιστικά* τις 12 μεταβλητές μας με βάση τις τιμές των βασικών στατιστικών συναρτήσεων τάσης και διασποράς (Πίνακας 5.1), τα αντίστοιχα σύνθετα ημιλογαριθμικά Διαγράμματα (5.1) και τις μήτρες συσχετίσεων (Πίνακες 5.2). Με δεδομένο το κύριο μειονέκτημα αυτής της εισαγωγικής ανάλυσης, το οποίο αναφέρεται στο γεγονός ότι δεν είναι δυνατή η επαγωγή των συμπερασμάτων στον πληθυσμό, φαίνεται να υπάρχουν σαφείς ενδείξεις του θεωρητικού συμπεράσματος (παράγραφος 2.1) που αφορά τη *στροφή της συναλλαγματικής πολιτικής από το 1988 περίπου*. Η τελευταία από “πολιτική διολίσθησης - ανταγωνιστικότητας” μετατράπηκε σε “πολιτική αποπληθωρισμού - ανταγωνιστικότητας”, προσαρμοζόμενη όπως όλες οι ευρωπαϊκές χώρες-μέλη του ΜηΣΙ του ΕΝΣ, στην πολιτική της Bundesbank.

Στη συνέχεια, επιβεβαιώσαμε στατιστικά, με τους κατάλληλους *ελέγχους διαφθρωτικής μεταβολής στο σύνολο των παραμέτρων* (Chow-tests), ότι η συνολική περίοδος πρέπει να χωρισθεί σε δύο υποπεριόδους 1983:01-1987:12 και 1988:01-1995:12.

Κατόπιν, η ανάλυση του κεντρικού θέματος της διατριβής επικεντρώθηκε στη βραχυχρόνια περίοδο. Έτσι, χρησιμοποιήσαμε τα 2-VAR(p) που εξειδικεύσαμε για να εξετάσουμε εάν υπάρχει μονόδρομη αιτιώδης σχέση από τις ισοτιμίες προς τα εμπορικά ισοζύγια. Η στατιστική επιβεβαίωση αυτής της θεμελιώδους σχέσης, από

θεωρητική οικονομική άποψη, θα επαλήθευε ότι η συναλλαγματική πολιτική πράγματι είχε προσωρινή αποτελεσματικότητα. Την πρόταση αυτή επιβεβαιώνουν οι εκτιμήσεις που δίνουμε στους Πίνακες 5.4. Έτσι αφού αποδείχθηκε η παραπάνω μονόδρομη αιτιότητα κατά Granger αυτό σημαίνει ότι *βραχυχρόνια η συναλλαγματική πολιτική της διολίσθησης της δραχμής είχε αποτελεσματικότητα για τα ισοζύγια USD, DEM, FRF την πρώτη περίοδο 1983:01-1987:12 και για τα ισοζύγια USD, DEM, ITL και GBP τη δεύτερη περίοδο 1988:01-1995:12.*

Στη συνέχεια, θελήσαμε να απαντήσουμε στο παραπάνω κεντρικό ερώτημα της διατριβής και για τη μακροχρόνια περίοδο. Η οικονομετρική μεθοδολογία στην προσπάθειά μας αυτή ήταν η ανάλυση συνολοκλήρωσης σε δύο στάδια (Engle-Granger, 1987) με τη βοήθεια των 2-VAR(p), τα οποία είχαμε ήδη εξειδικεύσει, αφού πάντα ενδιαφερόμαστε κυρίως για την αλληλεξάρτηση των δύο μεταβλητών μας.

Μετά την ανάλυση ολοκλήρωσης, με αποκλειστικό στόχο να γνωρίζουμε τη φύση των μεταβλητών μας, αφού σύμφωνα με τη θεωρητική οικονομετρία (π.χ. Sims, 1980) δεν πρέπει στην ανάλυση VAR να χρησιμοποιούνται στάσιμες χρονοσειρές, προχωρήσαμε στην ανάλυση συνολοκλήρωσης. Όλοι οι έλεγχοι συνολοκλήρωσης (CRDW, EG, AEG) έδειξαν (Πίνακες 5.7 και 5.8) ότι στις 6 περιπτώσεις οι υπόψη μεταβλητές ήταν συνολοκληρωμένες, και στις δύο υποπεριόδους μελέτης. Έτσι τα υπόλοιπα των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης (Πίνακες 5.7) εισήχθησαν ως εξωγενείς στα 2-VAR(p) που είχαμε ήδη εξειδικεύσει (Πίνακες 5.4) και τις εκτιμήσεις αυτές παρουσιάσαμε στους Πίνακες 5.9. Ανεξάρτητα από το σοβαρό περιορισμό του *μη-μοναδικού διανύσματος συνολοκλήρωσης* στα ΥΔΣ που προτείνονται από τη μεθοδολογία Engle-Granger (1987)<sup>4</sup>, τα κύρια συμπεράσματα από τις εκτιμήσεις αυτές είναι τα εξής:

Πρώτον, από τα 12 εκτιμηθέντα συστήματα *μόνο στην περίπτωση του FRF* και σε αυτό μόνο την περίοδο 1983-1987, επαληθεύεται η *συνολοκλήρωση των μεταβλητών και στις δύο εξισώσεις του 2-VAR(p)*. Αυτό σημαίνει ότι τόσο το διμερές εμπορικό ισοζύγιο για FRF όσο και η αντίστοιχη ισοτιμία της δραχμής, ακολουθούν παράλληλη πορεία βραχυχρόνιας προσαρμογής προς τη μακροχρόνια ισορροπία τους, κάθε φορά που αυτή διαταράσσεται από κάποια εξωγενή αιτία.

<sup>4</sup> Αντίθετα, η Johansen (1988) μεθοδολογία συνολοκλήρωσης, η οποία δε χρησιμοποιείται σε αυτή τη διατριβή, δίνει μοναδικό διάνυσμα συνολοκλήρωσης.



Δεύτερον, *συνολοκλήρωση στη μία από τις δύο εξισώσεις των εκτιμηθέντων συστημάτων* βρήκαμε στις περιπτώσεις όπου οι ενδογενείς ήταν: TBRUSD, TBRJPY και LITL, LFRF, LGBP, για την περίοδο 1983-1987, ενώ για τη δεύτερη υποπερίοδο οι: LDEM, LITL και LJPY. Η ερμηνεία των ευρημάτων αυτών είναι ότι μόνο οι συγκεκριμένες μεταβλητές ανεξάρτητα τις αντίστοιχες τους ισοτιμίες ή ισοζύγια (π.χ. για το TBRUSD ανεξάρτητα της LUSD) προσαρμόζονται στο μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας τους. Επισημαίνεται ότι ούτε ένα από τα έξι διμερή ισοζύγια δεν έχει στατιστικά σημαντικά υπόλοιπα (της CR) στο ΥΔΣ του την περίοδο 1988-1995.

Τρίτον, από τους δώδεκα ελέγχους για *μονόδρομη κατά Granger αιτιότητα από τις ισοτιμίες προς τα εμπορικά ισοζύγια* κάτι που θα επιβεβαίωνε ότι πράγματι υπήρξε *μακροχρόνια αποτελεσματική* η συναλλαγματική πολιτική για τη βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου, μόνο στην περίπτωση της GBP είχαμε θετικό αποτέλεσμα. Είναι δε, αξιοσημείωτο ότι αυτό σηνέβη την περίοδο 1988-1995 που θεωρητικά (βλέπε Κεφάλαιο 2), σταδιακά εγκαταλείπεται η υπόψη πολιτική. Ας σημειωθεί ότι δε βρήκαμε καμία μακροχρόνια αιτιώδη σχέση στην πρώτη περίοδο, παρά το γεγονός ότι θεωρητικά έπρεπε να διαπιστώσουμε. Το εύρημα αυτό, σε συνδυασμό με εκείνα των Πινάκων 5.4 για τη βραχυχρόνια αιτιότητα, οδηγεί με *επιφύλαξη στο συμπέρασμα* ότι η συναλλαγματική πολιτική είχε μόνο προσωρινή και όχι μόνιμη επίδραση (*αποτελεσματικότητα*) στη βελτίωση των εμπορικών μας ισοζυγίων. Πρόκειται για την κεντρική *Θέση της διατριβής*, δεδομένων των περιορισμών που αναφέραμε στην γενική εισαγωγή.

Τέταρτον, *αμφίδρομες μακροχρόνιες Granger αιτιότητες* διαπιστώσαμε στις περιπτώσεις των DEM (έστω και οριακά), FRF, GBP την περίοδο 1983-1987, ενώ μόνο σε εκείνη του JPY τη δεύτερη υποπερίοδο. Το εύρημα αυτό για τις συγκεκριμένες περιπτώσεις επιβεβαιώνει την άποψη εκείνων που ισχυρίζονται ότι η υπόψη συναλλαγματική πολιτική, *ceteris paribus*, δημιουργούσε *φαύλους κύκλους υποτίμησης-πληθωρισμού-χειροτέρευσης του εμπορικού ισοζυγίου-υποτίμησης*. Θεωρούμε ότι και τα δικά μας ευρήματα, πιθανόν να μπορούν να ενταχθούν σε αυτόν τον κύκλο.

Πέμπτον, το εύρημα ότι σε όλες σχεδόν τις περιπτώσεις (εκτός του FRF την περίοδο 1988-1995), οι *ισοτιμίες* ως εξαρτημένες στα 2-VAR(p) ερμηνεύονται από την ιστορία τους σε συνδυασμό με τα αποτελέσματα των Πινάκων 5.5 και 5.6, οδηγεί στο συμπέρασμα ότι *η τάση τους είναι κατά βάση στοχαστική*.

## Ανακεφαλαίωση Διατριβής και Γενικό Συμπέρασμα

Η κεντρική ιδέα που μας απασχόλησε σε αυτή τη διατριβή συνοψίζεται στην πρόταση: *“Πόσο αποτελεσματική υπήρξε η συναλλαγματική πολιτική, την περίοδο 1970-1995, ειδικά στη βελτίωση του εμπορικού μας ισοζυγίου, έτσι ώστε να εξαχθούν χρήσιμα συμπεράσματα οικονομικής πολιτικής, ενόψει της ένταξης της Ελλάδας στην ΟΝΕ και την υιοθέτηση του Ενιαίου Ευρωπαϊκού Νομίσματος (Ευρώ)”*; Το ερώτημα αυτό, όπως εξηγήσαμε και στη Γενική Εισαγωγή είναι κατά βάση πολιτικο-οικονομικό αλλά λόγω του γεγονότος ότι η πολιτική εκφεύγει της πολύχρονης ασχολίας μας με την οικονομική επιστήμη, δε θεωρούμε πως θα ήταν σκόπιμο να ασχοληθούμε και με το θέμα αυτό, από καθαρά πολιτική άποψη. Εδώ ακριβώς η προσέγγισή μας θα είναι από την πλευρά του οικονομολόγου με την απουσία πολιτικής ανάλυσης.

Έτσι εξετάσαμε το θέμα μόνο από την οπτική του οικονομολόγου, λαμβάνοντας όμως σοβαρά υπόψη μας τους κυριότερους προσδιοριστικούς *πολιτικο-οικονομικούς παράγοντες* της ανισορροπίας του εξωτερικού μας εμπορίου, το οποίο προσπαθούσε να εξισορροπήσει η ασκηθείσα συναλλαγματική πολιτική της διολίσθησης της δραχμής από την ΤτΕ. Οι παράγοντες αυτοί, όπως εξηγήσαμε στην παράγραφο 2.1, είναι τόσο *εξωγενείς* της ελληνικής οικονομίας όσο και *ενδογενείς* της. Στους ενδογενείς προσδιοριστικούς παράγοντες του μόνιμα ελλειμματικού εμπορικού μας ισοζυγίου, σημαντική θέση είχε, κατά μία άποψη, η *ασκηθείσα συναλλαγματική πολιτική*. Η αποτελεσματικότητα της τελευταίας αναφορικά με τη βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου διερευνήθηκε σε αυτή τη διατριβή.

Όπως φαίνεται από τις Εκθέσεις του Διοικητή της ΤτΕ για την εξεταζόμενη περίοδο, στόχος αυτής της πολιτικής μέχρι περίπου το 1987 ήταν η *υποστήριξη της ανταγωνιστικότητας-τιμής* της ελληνικής οικονομίας, ενώ στη συνέχεια η *σταθερότητα του εσωτερικού επιπέδου των τιμών*. Η πολιτική της “διολίσθησης-ανταγωνιστικότητας” ασκήθηκε στην πρώτη υποπερίοδο, ενώ εκείνη του “αποπληθωρισμού-ανταγωνιστικότητας” την επόμενη, για την επίτευξη των παραπάνω στόχων.

Η υπόψη υιοθετηθείσα συναλλαγματική πολιτική εκτός των εσωτερικών παραγόντων δεν ήταν ανεξάρτητη με τις εξελίξεις στο Ευρωπαϊκό Νομισματικό Σύστημα (η δραχμή συμμετέχει στην ECU, όχι όμως και στο ΜηΣΙ) και την πορεία

της ΕΕ προς την ΟΝΕ. Εδώ πρέπει να επισημανθούν τα εξής: ολόκληρη η ιστορική πορεία του ΕΝΣ από τον Ιανουάριο 1979 έως το Σεπτέμβριο 1992 διαρκίνεται σε τρεις περιόδους (Μάρτιος 1979-Ιανουάριος 1987, Ιανουάριος 1987-Ιούλιος 1990 και Ιούλιος 1990-Σεπτέμβριος 1992), με κριτήριο την *“ασύμβατη τριλογία του καθηγητού Mundell”*. Κατά την πρώτη περίοδο 1979-1987 στις χώρες μέλη του ΕΝΣ δεν υπάρχει ελεύθερη κίνηση διεθνών κεφαλαίων (εκτός Γερμανίας, Δανίας, Μ.Βρετανίας) και με δεδομένη τη σχετική (11 επανευθυγραμμίσεις κεντρικών ισοτιμιών, που σημαίνει έμμεση πολιτική υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας) σταθερότητα των ισοτιμιών μέσω του ΜηΣΙ, οι ευρωπαϊκές χώρες διατηρούν την *αυτονομία της νομισματικής τους πολιτικής*. Σε αυτή την περίοδο, με δεδομένες τις εσωτερικές εξελίξεις στην Ελλάδα (βλέπε κυρίως στασιμοπληθωρισμό), η πολιτική της διολίσθησης για τη βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου φαίνεται να ευνοείται από τις παραπάνω ευρωπαϊκές εξελίξεις. Τη δεύτερη περίοδο του ΕΝΣ όμως, οι ευρωπαϊκές χώρες διατηρούν ουσιαστικά *σταθερές τις ισοτιμίες τους* (μία μόνο επανευθυγράμμιση) και με δεδομένη τη σταδιακή κατάργηση των συναλλαγματικών περιορισμών στην κίνηση κεφαλαίων (που ολοκληρώνεται τον Ιούλιο του 1990) αναγκάζονται να θυσιάσουν την ανεξαρτησία της νομισματικής πολιτικής τους<sup>5</sup>, την οποία ουσιαστικά καθορίζει η ηγέτιδα Γερμανική Κεντρική Τράπεζα, Bundesbank. Η ελληνική οικονομία πήρε περίοδο χάριτος για την απελευθέρωση της κίνησης κεφαλαίων, η οποία σταδιακά ξεκινά το 1991, ενώ και οι τελευταίοι συναλλαγματικοί περιορισμοί καταργούνται τον Ιούλιο του 1994. Επομένως, η ΤτΕ παίρνοντας το μήνυμα από τις άλλες ευρωπαϊκές, μετατοπίζει και αυτή σταδιακά το στόχο της, αυτή τη δεύτερη περίοδο στη σταθερότητα των τιμών, υιοθετώντας την πολιτική αποπληθωρισμού-ανταγωνιστικότητας, η οποία μετά το 1990 έγινε γνωστή με το όνομα *“πολιτική της σκληρής δραχμής”*<sup>6</sup>. Το παραπάνω πλαίσιο πολιτικοοικονομικών

<sup>5</sup> Μια ευρωπαϊκή χώρα ακολουθώντας επεκτατική νομισματική πολιτική με σκοπό τη μείωση του κόστους του χρήματος για να αυξήσει τις επενδύσεις και, επομένως, και το εισόδημα, με δεδομένη την ελεύθερη κίνηση των κεφαλαίων και τη συμμετοχή της στο Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών προκαλούσε γρήγορα πτώση των επιτοκίων της και, κατά συνέπεια, αθρόες εκροές κεφαλαίων που αναζητούσαν υψηλότερες αποδόσεις (σε ευρωπαϊκό επίπεδο, βλ. μάρκο, αφού η Bundesbank με τη σφιχτή νομισματική της πολιτική διατηρούσε πάντα υψηλά επιτόκια). Η υπερβάλλουσα ζήτηση συναλλάγματος και η πίεση που δεχόταν η ισοτιμία της υπόψη ευρωπαϊκής χώρας, αργά ή γρήγορα θα την οδηγούσε σε αναστροφή της επεκτατικής σε περιοριστική νομισματική πολιτική. Το παραπάνω σενάριο ερμηνεύει στα πλαίσια της ασύμβατης τριλογίας του Mundell την απώλεια της αυτονομίας των νομισματικών πολιτικών των ευρωπαϊκών κρατών.

<sup>6</sup> Την περίοδο αυτή πολλοί αναλυτές (π.χ. Χαρδούβελης, Γ. και Μαλλιαρόπουλος, Δ., 1998) ισχυρίζονται ότι η δραχμή δεν ήταν σημαντικά υπερτιμημένη.

γεγονότων ερμηνεύει θεωρητικά σε ικανοποιητικό βαθμό την ακολουθηθείσα συναλλαγματική πολιτική της ΤτΕ.

Επιπλέον, όμως, για να διερευνήσουμε την αποτελεσματικότητά της, στα πλαίσια αυτής της διατριβής ξεκινήσαμε με το θεωρητικό οικονομικό υπόβαθρο που παρουσιάσαμε στο Πρώτο Κεφάλαιο, ενώ σημαντικό τμήμα του Δεύτερου Κεφαλαίου παρουσιάζει αναλυτικά τις παραπάνω πολιτικοοικονομικές εξελίξεις.

Τα συμπεράσματα, λοιπόν του Πρώτου κεφαλαίου αναφέρονται στα κύρια αποτελέσματα στα οποία έχει καταλήξει η οικονομική θεωρία της προσαρμογής του εμπορικού ισοζυγίου μέσω της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Έτσι, η *θεωρία των ελαστικοτήτων* τονίζει τον αυτόματο μηχανισμό προσαρμογής και την πλήρη αντανάκλαση της υποτίμησης στις τιμές εξαγωγών σε συνάλλαγμα και εισαγωγών σε δραχμές εφόσον ικανοποιείται η συνθήκη των κρίσιμων ελαστικοτήτων (Marshall, Lerner, Robinson). Ειδικά για μικρές ανοιχτές οικονομίες όμως, όπως είναι η ελληνική, η υπόψη συνθήκη μετατρέπεται σε αυτή που δίνεται στη σχέση 1.19α και το αντίστοιχο Διάγραμμα 1.5. Στη συνέχεια στην *θεωρία της απορρόφησης ή δαπάνης* είδαμε ότι εάν κυρίαρχη επίδραση της υποτίμησης είναι η άμεση (χειροτέρευση των όρων εμπορίου) η μεταστροφή της ζήτησης και προσφοράς, αυξάνοντας το επίπεδο των εσωτερικών τιμών, μειώνει την απορρόφηση, που με δεδομένο εισόδημα βελτιώνει το εμπορικό ισοζύγιο. Αντίθετα, εάν κυρίαρχη επίδραση είναι η έμμεση τότε η υποτίμηση ενεργοποιώντας το αποτέλεσμα των αδρανών παραγωγικών συντελεστών προκαλεί μεταστροφή και μεταβολή της εγχώριας ζήτησης και προσφοράς, με αποτέλεσμα την παράλληλη αύξηση εισοδήματος και απορρόφησης. Η βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου επέρχεται μόνο εφόσον η οριακή ροπή για απορρόφηση είναι μικρότερη της μονάδας. Στην αντίθετη περίπτωση έχουμε χειροτέρευση του ισοζυγίου. Εξάλλου, πληρέστερα υποδείγματα όχι απλά στο πλαίσιο της μερικής ισορροπίας, αλλά περισσότερο μακροοικονομικά είναι αυτά (*Σύνθεσης Ελαστικοτήτων-Απορρόφησης*) που παρουσίασαν οι Alexander (1959) και ιδίως ο Tsiang (1961). Στη συνέχεια εξετάσαμε τη *NIII*, την οποία όμως δε χρησιμοποιούμε στη μετέπειτα εμπειρική μας διερεύνηση εξαιτίας των πολύ περιοριστικών της υποθέσεων, οι οποίες δε συμβιβάζονται με την ελληνική περίπτωση. Όλες οι παραπάνω θεωρητικές προσεγγίσεις υποθέτουν αυτόματη και πλήρη προσαρμογή των τιμών εξωτερικού εμπορίου στις μεταβολές της ισοτιμίας.

Εντούτοις, ο Magee (1973) απέδειξε ότι είναι δυνατόν η υποτίμηση να βελτιώσει τελικά το εμπορικό ισοζύγιο, αλλά με σημαντική χρονική υστέρηση (3-4 χρόνια για τις ABX, Bourguinat, 1997). Τέλος, αναφερθήκαμε στο φαινόμενο της “Υστέρησης” (Baldwin, 1988), όπου η πρόσκαιρη μεταβολή της ισοτιμίας μπορεί να είναι αιτία μόνιμης αντίδρασης των όρων εμπορίου και, κατά συνέπεια, και του εμπορικού ισοζυγίου. Στο φαινόμενο των “Σιωπηρών Συμβολαίων” (Krugman-Baldwin, 1987) αντίθετα με εκείνο της υστέρησης, οι διαταραχές της ισοτιμίας προκαλούν προσωρινή αντίδραση του εμπορικού ισοζυγίου.

Στο Δεύτερο Κεφάλαιο πέρα από την ανάλυση των πολιτικοοικονομικών εξελίξεων σε διεθνές, ευρωπαϊκό και εθνικό επίπεδο που επηρέασαν το εμπορικό ισοζύγιο περιγράψαμε το πρότυπο του ελληνικού εξωτερικού εμπορίου (παράγραφος 2.2), ενώ παρουσιάσαμε αναλυτικά και την *οικονομετρική μας μεθοδολογία* (παράγραφος 2.3), σε τρόπο ώστε να καθορίσουμε το πλαίσιο αναφοράς της τελευταίας.

Στο Τρίτο Κεφάλαιο, το οποίο συνιστά το Δεύτερο Μέρος της διατριβής, αναφερθήκαμε στη *Μερική Προσέγγιση* της προσαρμογής του ισοζυγίου. Στο πρώτο τμήμα του αναλύσαμε οικονομικά τις κυριότερες προσεγγίσεις κατά τη μερική ανάλυση, κατά την οποία πρέπει να διερευνηθούν οι προσδιοριστικοί παράγοντες τιμών και όγκου εξαγωγών και εισαγωγών, έτσι ώστε να βελτιστοποιηθεί η αποτελεσματικότητα της συναλλαγματικής πολιτικής που στοχεύει στις υπόψη μεταβλητές. Τις θεωρίες αυτές που διακρίναμε σε έμμεσες και άμεσες παρουσιάσαμε αναλυτικά, ενώ η ταξινόμησή τους δίνεται στο Σχήμα 3.1. Στη συνέχεια στο δεύτερο τμήμα του ίδιου Κεφαλαίου εξειδικεύσαμε και εκτιμήσαμε τρεις εξισώσεις τιμών εξαγωγών (XUV), στη βάση της ανάλυσης των Herd (1987), Kravis-Lipsev (1977) και Spencer (1984) και τρεις τιμών εισαγωγών (MUV) (Herd 1987, Spencer 1984 και Spittaller 1980). Ειδικά για τις συναρτήσεις XUV (εξισώσεις 3.13) είδαμε ότι είτε σε μακροχρόνιο είτε σε βραχυχρόνιο επίπεδο το μοναδιαίο κόστος ελληνικής εργασίας (ULC) αποδείχθηκε στατιστικά ασήμαντο, ενώ αντίθετα ο σταθμικός δείκτης τιμών των ανταγωνιστών μας είτε σε συνάλλαγμα (XUV\_c) είτε σε δραχμές (XUVCDR) αλλά και η σταθμισμένη ισοτιμία της δραχμής με βάση τις εξαγωγές (IReff(X)) ερμήνευσαν σημαντικά τη μεταβλητικότητα της XUV. Στα τρία υποδείγματα MUV (εξισώσεις 3.14) χρησιμοποιήσαμε ως ερμηνευτικές μεταβλητές το σταθμικό δείκτη του κόστους εργασίας των ανταγωνιστών μας σε συνάλλαγμα (ULC\_m) και σε

δραχμές (ULCMDR), τον ελληνικό δείκτη τιμών καταναλωτή (CPI) και τη σταθμισμένη ισοτιμία της δραχμής [IReff(M)]. Από τα αποτελέσματα των εκτιμήσεών μας βρήκαμε ότι ο ULC<sub>m</sub> ή ULCMDR είναι στατιστικά σημαντικοί μόνο μακροχρόνια (Πίνακας 3.10) και όχι βραχυχρόνια (Πίνακας 3.16). Επίσης στατιστικά ασήμαντος μακροχρόνια ήταν ο CPI, ενώ βραχυχρόνια επιδρούσε στον MUV με υστέρηση 3-6 μηνών. Είναι αξιοσημείωτο ότι ο MUV δεν εξαρτάται καθόλου από τη σταθμισμένη ισοτιμία της δραχμής.

Στο Τρίτο Μέρος της διατριβής τη θέση της εξαρτημένης στα υποδείγματα που εξειδικεύουμε παίρνει η κεντρική μεταβλητή του εμπορικού μας ισοζυγίου, είτε ως ποσοστό στο Ακαθάριστο Εθνικό Εισόδημα (Κεφάλαιο 4, τριμηνιαίες παρατηρήσεις), είτε ως λόγος κάλυψης εισαγωγών (Κεφάλαιο 5, μηνιαίες παρατηρήσεις). Και στις δύο περιπτώσεις όμως, τα 6 διμερή εμπορικά μας ισοζύγια (Γερμανία, Ιταλία, Γαλλία, Μ.Βρετανία, ΗΠΑ και Ιαπωνία, βλέπε παράγραφος 2.2) είναι κατά νόμισμα<sup>7</sup> και όχι κατά χώρα συναλλαγής.

Στο Κεφάλαιο 4, λοιπόν, αφού παρουσιάσαμε τις τρεις κυριότερες οικονομετρικές συμβολές των θεωρητικών της Ολικής Προσέγγισης (Miles 1979, Spittaler 1980 and Rose and Yellen 1989) εφαρμόσαμε την εργασία του Miles στην ελληνική περίπτωση, τόσο πιστά όσο και μέσα στο πλαίσιο της ανάλυσης συνολοκλήρωσης. Ειδικά τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων της εξίσωσης 4.1α του Miles για την ελληνική περίπτωση, αν και δεν είναι καθόλου ικανοποιητικά, δίνουν τη δυνατότητα να διερευνηθεί το φαινόμενο της Καμπύλης J και των τριών περιόδων Magee (1973). Πράγματι μπορούμε να διακρίνουμε μόνιμες βελτιώσεις στα εμπορικά ισοζύγια σε ITL και GBP, προσωρινές για το FRF, ενώ τα φαινόμενα της Καμπύλης J επαληθεύονται πιστά για το JPY, ενώ σε μορφή W για τα USD και DEM.

Τα παραπάνω συμπεράσματα πρέπει να ερμηνευθούν με μεγάλη προσοχή εξαιτίας των αποτελεσμάτων των εκτιμήσεων της εξίσωσης 4.1α, που δίνονται στον Πίνακα 4.2.

Αλλά και για τη δεύτερη εξίσωση του Miles (1979), την οποία εκτιμήσαμε στα πλαίσια της συνολοκλήρωσης σε δύο στάδια, τα αποτελέσματά μας (Πίνακες 4.4 - 4.9) δεν ήταν ικανοποιητικά. Έτσι, ούτε μακροχρόνια (Πίνακας 4.4) ούτε

<sup>7</sup> Επαναλαμβάνουμε ότι πρόκειται για πρωτογενή στοιχεία που συλλέξαμε με δειγματοληψία (μηνιαίες παρατηρήσεις, 1983-1995), από την ΤτΕ και τις επίσημες αναφορές των τριών σπουδαιότερων ελληνικών εμπορικών τραπεζών που δραστηριοποιούνται στην αγορά Αθηνών.

βραχυχρόνια το σύνολο των ερμηνευτικών μεταβλητών, στις οποίες τώρα περιλάβαμε και τις διμερείς ισοτιμίες, δεν υπήρξε στατιστικά σημαντικό.

Στο τελευταίο τμήμα του Κεφαλαίου 4 μελετήσαμε δύο επιδράσεις της πολιτικής υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας της ΤτΕ στην Ποντοπόρο Ελληνική Ναυτιλία. Στην πρώτη είδαμε ότι το σε δολάρια κόστος μισθοδοσίας πληρωμάτων της ελληνικής πλοιοκτησίας, μειώθηκε σημαντικά την περίοδο 1975-96, εξαιτίας της διολίσθησης της δραχμής έναντι του USD (μέσος ετήσιος ρυθμός 9,6%) και των ισοποσοσטיαίων με τον ελληνικό πληθωρισμό, ονομαστικών αυξήσεων των δραχμικών μισθών των ελλήνων ναυτικών<sup>8</sup>. Στην δεύτερη περίπτωση, οι δύο *de jure* υποτιμήσεις της δραχμής (1983 και 1985), σε συνδυασμό με τη συνεχή διολίσθηση της και την έντονη ύφεση στο διεθνές εμπόριο, στις αρχές της δεκαετίας του 80, καθώς επίσης και το φαινόμενο της φυγής από την Ελληνική σημαία στην Ελληνόκτητη Ποντοπόρο Ναυτιλία μας (1979-87 με *max* το 1984) μπορούν να ερμηνεύσουν την αρνητική συσχέτιση μεταξύ ναυτιλιακών εισροών συναλλάγματος και Ελληνόκτητου ή υπό Ελληνική σημαία στόλου μας.

Τέλος, στο Κεφάλαιο 5 μελετήσαμε<sup>9</sup> την *αλληλεξάρτηση* των κεντρικών μας μεταβλητών “εμπορικό ισοζύγιο-ισοτιμίες της δραχμής” τόσο βραχυχρόνια για να ελέγξουμε *αιτιώδεις κατά Granger σχέσεις*, όσο και μακροχρόνια για να διαπιστώσουμε την *τυχόν κοινή τους πορεία προς το επίπεδο της μακροχρόνιας ισορροπίας τους*, που προβλέπει η ανάλυση συνολοκλήρωσης. Και στις δύο περιπτώσεις, η ανάλυση έγινε με VAR(p) υποδείγματα.

Σε εισαγωγικό επίπεδο, μελετήσαμε τις μεταβλητές μας με εργαλεία περιγραφικής στατιστικής (βασικές στατιστικές, σύνθετα ημιλογαριθμικά χρονοδιαγράμματα, μήτρες συσχετίσεων) τα αποτελέσματα των οποίων δίνονται στους Πίνακες 5.1, Διαγράμματα 5.1 και Πίνακες 5.2.

Στη συνέχεια ελέγξαμε τη *σταθερότητα των εκτιμηθέντων παραμέτρων* την περίοδο 1983-1995 και απορρίπτοντας τη βασική υπόθεση  $H_0$  δεχθήκαμε τις δύο υποπεριόδους 1983:01-1987:12 και 1988:01-1995:12, όπως άλλωστε είχαμε επισημάνει και από τη θεωρητική ανάλυση της παραγράφου 2.1.

<sup>8</sup> Μελετήσαμε την περίπτωση του Α' Μηχανικού της Ποντοπόρου Ναυτιλίας μας.

<sup>9</sup> Επειδή τα συμπεράσματα του Κεφαλαίου αυτού είναι και πολύπλοκα αλλά και μη ομοιόμορφα, η αναλυτική τους παρουσίαση δίνεται μόνο στο Συμπέρασμα του υπόψη Κεφαλαίου.

Έτσι, για τις δύο αυτές υποπεριόδους εξετάσαμε τις αιτιώδεις κατά Granger σχέσεις. Τα αποτελέσματα αυτών των ελέγχων δίνονται στους Πίνακες 5.4α (1983-1987) και 5.4β (1988-1995). Επειδή τόσο στην πρώτη όσο και στη δεύτερη υποπερίοδο διαπιστώσαμε ότι υπήρχαν πολλές μονόδρομες κατά Granger αιτιώδεις σχέσεις από τις ισοτιμίες της δραχμής προς τα αντίστοιχα διμερή εμπορικά ισοζύγια (για USD, DEM, FRF και GBP την 1983-1987 και USD, DEM, ITL και GBP την 1988-1995) συμπεραίνουμε ότι η συναλλαγματική πολιτική της διολίσθησης της δραχμής που ακολούθησε η ΤτΕ σε όλη την εξεταζόμενη περίοδο 1983-1995 είχε βραχυχρόνια αποτελεσματικότητα.

Αντίθετα τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των υποδειγμάτων διόρθωσης σφάλματος (Πίνακες 5.9) στα πλαίσια των διμεταβλητών VAR(p) που αφενός είχαμε εξειδικεύσει στους Πίνακες 5.4 και αφετέρου εισαγάγαμε σε αυτά τα υπόλοιπα των εκτιμήσεων των παλινδρομήσεων συνολοκλήρωσης (Πίνακες 5.7), δεν επαληθεύουν γενικά ούτε τη μακροχρόνια σχέση συνολοκλήρωσης των κεντρικών μας μεταβλητών ούτε μονόδρομες αιτιώδεις Granger σχέσεις από τις ισοτιμίες στα ισοζύγια. Με άλλα λόγια, τα ευρήματά μας από το Κεφάλαιο 5 συνηγορούν υπέρ της άποψης (ΝΙΠΠ) ότι η συναλλαγματική πολιτική της διολίσθησης της δραχμής δεν είχε μακροχρόνια αποτελεσματικότητα. Έτσι καταλήξαμε στην τελική απάντηση στο θέμα της διατριβής ότι η συναλλαγματική πολιτική της διολίσθησης της δραχμής είχε μόνο προσωρινή και όχι μόνιμη αποτελεσματικότητα στη βελτίωση του εμπορικού ισοζυγίου.



## BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Aftalion, F. (1950), *"Monnaie, Prix et Change"*, Paris, Sirey.
- Aftalion, F. et Losq, E. (1985), *«Les taux de change»*, PUF.
- Aftalion, F. et Poncet, P. (1984), *«Les taux d'interet»*, PUF.
- Aglietta, M. (1997), *"Macro-Economie Internationale"*, Montchrestien, ECO.
- Aglietta M. et C. Baulant (1994) "Contraintes exterieurs et Competitivite" *Revue de l'OFCE*, no 48.
- Alexander, S.S. (1952), "Effects of a Devaluation on a Trade Balance", *I.M.F. Staff Papers*, April.
- Alexander, S.S. (1959), "Effects of a Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches", *American Economic Review*, March.
- Allen, P. and Kenen, P. (1976), *"Portfolio Adjustment in Open Economics : a Comparison of Alternative Specifications"*, *Weltwirtschaftliches Archives* vol. 112, 1, pp.34-71.
- Allen, H. and Taylor, M.P. (1989), "Charts and Fundamentals in the Foreign Exchange Market", *Bank of England, Discussion Paper No40*.
- Alogoskoufis, G. and Smith, R. (1991), "On Error Correction Models: Specification, Interpretation, Estimation", *Journal of Economic Surveys* vol. 5, No 1.
- Andrews, M. (1984), *«Recent trends in the U.S. foreign market»*, F.R.B. of N.Y.
- Artus, J.R. (1974), "The Behaviour of Export Prices for Manufactures", *I.M.F. Staff Papers*, vol.21, no 3, November.
- Artus J.R. (1975), "The 1967 Devaluation of the pound sterling", *IMF Staff Papers*, vol.22, 595-640.
- Baillie, R. and McMahon, (1989), *"The Foreign Exchange Market: Theory and Econometric Evidence"*, Cambridge University Press.
- Balassa, B.(1964), "The PPP Doctrine: a Reappraisal", *Journal of Political Economy*, Dec.
- Balassa, B. (1976), *"Types of Economic Integration"*, in F. Machlup "Economic Integration", Macmillan, London.
- Baldwin, R. (1988) "Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect", *The American Economic Review*, vol.78, no.4.
- Bayoumi, T. and Eichengreen, B. (1992), "Shocking Aspects of European Monetary Unification", *N.B.E.R., Working Paper* No 3649.
- Bhagwati, J. and Johnson, H.G. (1960), "Notes on Some Controversies in the Theory of International Trade", *The Economic Journal*, vol.70.
- Bhagwati, J. and Johnson, H.G. (1961), "Notes on Some Controversies in the Theory of International Trade: Rejoinder", *The Economic Journal*, vol.71.
- Bhargava, A. (1986), "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", *Review of Economic Studies*, vol.53, pp.137-160.
- Bickerdike, C.F. (1920), "The Instability of Foreign Exchange", *Economic Journal*, 30, pp.118-122.
- Blanchard, O.J. and Summers, L.H. (1987), "Hysteresis in Unemployment", *European Economic Review*, vol.31, pp. 288-295.
- Blanchard, O. et Watson, O. (1984), "Bulles, anticipations rationnelles et marches financiers", *I.N.S.E.E.*, no 54.

- Bourguinat, H. (1973)**, "Des Moyens de l'Integration Monetaire Europeenne", *L'Actualite Economique*, Montreal, Oct-Dec.
- Bourguinat, H. (1987)**, «*Les vertiges de la Finance Internationale*», Economica.
- Bourguinat, H. (1992)**, "*Finances Internatioale*", PUF.
- Bourguinat, H. (1997)**, "*Finance Internationale*", Themis Economie, PUF.
- Box G and Jenkins, G. (1976)**, "*Time Series Analysis: Forecasting and Control*", San Francisco: Holden Day.
- Boyer, R. (1977)**, "Devaluation and Portfolio Balance", *American Economic Review*, vol.67, 2, pp.69-89.
- Branson, W.H. (1975)**, "*Portfolio Equilibrium and Monetary Policy with Foreign and Non-Traded Assets*", in Claasen E.M., P. Salin eds. *Recent Issues in International Monetary Economics*, North Holland, Amsterdam.
- Branson, W.H. (1975)**, "*Stocks and Flows in International Monetary Analysis*", in : A. Ando and al. Eds., *International Aspects of Stabilisation Policies*, F.R.B. of Boston, pp.27-50.
- Branson, W.H. (1976)**, "The Dual Roles of the Government Budget and the Balance of Payments in the Movement from the Short-Run to the Long-Run Equilibrium", *Quarterly Journal of Economics*, August.
- Branson, W.H. (1977)**, "Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rates Determination", *Sozialwissenschaftliche Annalen*, no 1, pp.69-89.
- Branson, W.H. (1983)**, "Economic Structure and Policy for External Balance", *I.M.F. Staff Papers*, 30, no1.
- Branson, W.H. and Hallthunen, H. and Masson, P. (1977)**, "Exchange Rates in the Short Run", *European Economic Review*, December.
- Branson, W.H. and Henderson, D.W. (1985)**, "*The Specification and Influence of Asset Markets*", in R. Jones and P. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, 2 vol., Elsevier Science Publishers, North Holland.
- Brender, A., Gaye P. and Kessler, V. (1986)**, "*L'apres-dollar*", C.E.P.I.I., Economica.
- Brissimis, S.N., Leventakis, J.A. (1989)**, "The Effectiveness of Devaluation: A General Equilibrium Assessment with Reference to Greece", *Journal of Policy Modelling*, vol.11, no 2.
- Bye, M. et de Bernis, G.D. (1987)**, «*Relations Economiques Internationales*», Dalloz.
- Campbell, J. and Perron, P. (1991)**, "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots", *Technical Working Paper 100*, NBER, Working Paper Series.
- Cartapanis, A. (1984)**, «*Instabilite des taux de change et desequilibre internationaux, le cas francais*», Calmann-Levy.
- Cartapanis, A. (1987)**, «*Innovations cambiaires internationales et nouvelle configuration du marche des changes*», Congres Internationale des Economistes de langue francaise, Universite de Fribourg, Suisse 1-3 Juin.
- Cartapanis, A. (1996)**, "*Turbulances et Speculations dans l'Economie Mondiale*", Economica.
- Cassel, G. (1916)**, "The Present Situation of the Foreign Exchanges", *Economic Journal*.
- Cassel, G. (1922)**, "*Money and Foreign Exchange after 1914*", Macmillan.

- Caves, R., Frankel, J. and Jones, R. (1992)**, "Διεθνές Εμπόριο και Πληρωμές", εκδ. Παπαζήση, Α' και Β' Τόμοι.
- Cazals, M. (1991)** "Repercussions des Modifications de Change et Ajustement du Solde Commercial", These pour le Doctorat des Sciences Economiques, Universite Bordeaux I.
- Chacholiades, M. (1990)**, "International Economics", McGraw-Hill.
- Christal, A. (1984)**, «A guide to foreign exchange markets», *F.R.B. of St Louis Review*.
- Claassen, E.M. (1976)**, "The Role of Economic Size in the Determination and Transmission of World Inflation", in **Frisch, H. (ed.)**, «Inflation in small Countries», Springer, Berlin.
- Claassen, E.M. (1978)**, «Weltinflation», F.Vahley, Munich.
- Commelin, (1997)**, "Le Systeme Monetaire Europeen", c.f. La documentation Francaise, No 282.
- Connolly M. and Taylor D. (1972)**, "Devaluation in Less Developed Countries", prepared for a conference on devaluation sponsored by the Board of Governors, *Federal Reserve System*, Washington, December 14-15.
- Cooper, R. (1977)**, "Worldwide versus Regional Integration. The Optimum Size of the Integrated Area", in F. Machlup (ed.) *Economic Integration, Worldwide, Regional, Sectoral*, London.
- Cooper R.N. (1971a)**, "An Assessment of Currency Devaluation in Developing Countries", in *Government and Economic Development*, edited by G. Ranis, Yale University Press.
- Cooper R.N. (1971b)**, "Currency Devaluation in Developing Countries", *Essays in International Finance*, no 86, N.Jersey, Princeton University, International Finance Section.
- Coppeland, L. (1989)**, "Exchange Rates and International Finance", Addison Wesley.
- Cordier, J. (1984)**, «Les marches a terme», PUF.
- Coulbois, P. (1979)**, «Le Change», Cujas.
- Cuthbertson, K. (1996)**, "Quantitative Financial Economic", Wiley.
- Davidson R. And MacKinnon J.G. (1993)**, "Estimation and Inference in Econometrics", Oxford.
- Denizet, J. (1985)**, «Le Dollar», Fayard.
- Deppler, M. and Ripley, D. (1978)**, «The World Trade Model Merchandise Trade», *I.M.F. Staff Papers*, vol.25, May.
- Deppler, M.C. and Ripley, D.M. (1978)**, "The World Trade Model: Merchandise Trades", *I.M.F. Staff Papers*, vol.25, pp.147-206.
- Dickey, D. and Fuller, W.A. (1979)**, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol.74, pp.427-31.
- Dickey, D. and Fuller, W.A. (1981)**, "Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, pp.1057-72.
- Dickey, D. and Pantula, S. (1987)**, "Determining the Order of the Differencing in Autoregressive Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 15, pp.455-461.
- Dickey, D. and Said, S. (1984)**, "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, vol. 71, pp.599-608.

- Dixit, A.K. (1989)** "Hysteresis, Import Penetration and Exchange Rate Pass-Through", *The Quarterly Journal of Economics*, vol.104.
- Doan, T., Litterman, R. and Sims, C.K. (1984)**, "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions", *Econometric Reviews*, vol.3, pp.1-100.
- Dolado, J., Jenkinson, T. and Sosvilla-Rivero, S. (1990)**, "Cointegration and Unit Roots", *Journal of Economic Surveys*, vol. 4, pp.249-273.
- Dornbusch, R. (1973)**, "Currency Depreciation, Hoarding and Relative Prices", *Journal of Monetary Economics*.
- Dornbusch, R. (1975)**, "Alternative Price Stabilisation and the Effects of Exchange ".
- Dornbusch, R. (1975)**, "A Portfolio Balance Model of the Open Economy", *Journal of Monetary Economics*, no1, pp.3-20.
- Dornbusch, R. (1976)**, "Expectations and Exchange Rate Dynamic", *Journal of Political Economy*, vol.84, No6
- Dornbusch, R. and Fisher, S. (1980)**, "Exchange Rates and the Current Account", *American Economic Review*, 70, December.
- Dornbusch, R. (1982)**, "Equilibrium and Disequilibrium Exchange Rates", *Zeitschrift für Wirtschafts und Sozial Wissenschaft*, no 102.
- Dornbusch R. & Krugman P. (1976)** "Flexible Exchange Rates in the Short Run", *Brookings papers on Economic Activity*, Vol.3, pp. 537-575.
- Eichengreen, B. and Wyplosz, C. (1993)**, "The Unstable EMS", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp.51-143
- Eichengreen, B. and Wyplosz, C.(1994)**, "Pourquoi la SME a explose?", *Revue Economique*, Mai.
- Enders, W. (1995)**, "*Applied Econometric Time Series*", Wiley.
- Enders, W. (1995)**, "*Applied Econometric Time Series*", Wiley.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987)**, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* vol. 55, n. 2 pp. 251-276.
- Ethier, W. (1995)** "*Modern International Economics*", Norton.
- Fama, E.F. (1970)**, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, vol.25.
- Fleming, J.M. (1962)**, «Domestic Financial Policies Under Fixed and Under Floating Exchange Rates», *IMF Staff Papers*, vol.9.
- Frankel, J.(1992)**, "*Monetary Regime Choices for a Semi-Open Economy*", unpublished paper, University of California, Berkley.
- Frenkel, J. and Levich, R. (1975)**, "Covered Arbitrages: Unexploited Profits?", *Journal of Political Economy*, April.
- Frenkel, J. and Johnson, H. (eds.) (1976)**, "*The Monetary Approach to the Balance of Payments*", London, Allen & Unwin.
- Frenkel, J. (1981)**, "*Flexible Exchange Rates Prices and the Role of "News": Lesson of the 1970's*".
- Gamaletsos, Th. (1970)**, "*International Comparison of Consumer Expenditure Patterns: An Econometric Analysis*", Doctoral Dissertation, University of Wisconsin.
- Gamaletsos, Th. (1970)** "A Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns", *European Economic Review*, Spring, pp 44.

- Gamaletsos, Th. (1971)** "The Demand for Private Deposits in Greece. An Econometric Analysis", KEPE, Athens.
- Gamaletsos, Th. (1972)** "Econometrics" (in Greek) Athens.
- Gamaletsos, Th. (1974)** "Applied Econometrics" (in Greek) Athens.
- Gamaletsos, Th. (1973)** "Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns", *European Economic Review*, April, pp. 20.
- Gamaletsos, Th.** "A Generalized Linear Expenditure System", *Applied Economics*, Vol. 6. pp. 59-71.
- Gamaletsos, Th. (1974)** "Further Analysis of Cross-Country Comparison of Consumer Expenditure Patterns: A Reply", *European Economic Review*, Vol. 5.
- Gamaletsos, Th. (1977)** "Consumer Demand Systems: An Application of Indirect Addilog Expenditure System", *Σπουδαί, Τόμος ΚΖ'*, Τεύχος 1, Ιανουάριος.
- Gamaletsos, Th. (1978)** "Forecasting Sectoral Final Demand by a Dynamic Generalized Linear Expenditure System", *KEPE*.
- Gamaletsos, Th. (1978)** "A Dynamic Generalized Linear Expenditure System of the Demand for Consumer Goods in Greece", *KEPE*.
- Gandolfo, G. (1995)**, «*International Economics II*», Springer-Verlag, Berlin Heidelberg.
- Georgakopoulos, T (1990)** "The Impact of Accession on food prices inflation and food consumption in Greece", *European Review of Agricultural Economics*.
- Georgakopoulos, T. (1994)** "Trade and Welfare Effects of Common Market Membership: Greece", *Economia Internazionale*.
- Gerlach S. (1989)** "Intertemporal Speculation, Devaluation and the J-curve", *Journal of International Economics*, vol.27, pp.335-345.
- Germidis, D. et Michalet, C.A. (1984)**, «*Banques Internationales et places financieres, dans les pays en development*», O.E.D.C.
- Geweke, J. and Feige, E. (1979)**, "Some Joint Tests of the Efficiency of Markets for Forward Exchange", *The Review of Economics and Statistics*, vol.61.
- Giannitsis, T. (1994)** "Trade effects, the balance of payments and implications for the productive system" in P.Kazakos and P.Ioakimidis, *Greece and the EC Membership Evaluated*, London, Pinder Publishers.
- Giavazzi, F. and Pagano, M. (1988)**, "The Advantage of Typing One's Hand : EMS Discipline and Central Bank Credibility", *European Economic Review* No32.
- Giavazzi, F. and Giovannini, A. (1989)**, "Limitting Exchange Rate Flexibility: The E.M.S.", Cambridge, Mass : MIT,
- Giavazzi, F. and Spaventa, L. (1990)**, "The New EMS" *Disc. Paper No369*, CEPR, London.
- Goldstein, M. and Khan, M. S. (1978)**, "The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach", *The Review of Economics and Statistics*, vol.60.
- Goulielmos, A.M. (1997)**, "The Factors Determining the Foreign Exchange Inflow from Shipping Companies in Greece During the Deep and Prolonged Crisis, 1981-1987", *Essays in Honour and in Memory of the Late Professor Emeritus of Maritime Economics Dr. B.N.Metaxas*, Univeristy of Piraeus, Department of Maritime Studies.
- Granger, C.W.G. (1969)**, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, pp.424-438.
- Granger, C. (1986)**, "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.48, pp.213-28.

- Granger, C. and P. Newbold (1974)**, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2 pp.111-120
- Greene, W.H. (1993)**, "Econometric Analysis", 2<sup>nd</sup> edition, Prentice Hall.
- Haberler, G. (1949)**, "The Market for Foreign Exchange and the Stability of the Balance of Payments: A Theoretical Analysis", *Kyklos* 3.
- Hahn, F.H.**, "Money and Inflation", Oxford, B. Blackwell..
- Hallwood, P. and MacDonald, R. (1984)**, "International Money, Theory and Institutions", B.Blackwell.
- Harberger, A. (1950)**, «Currency Depreciation, Income and Balance of Trade», *Journal of Political Economy*, February.
- Helkie, W.L. and Hooper P. (1987)**, "The U.S. External Deficit in the 1980s", *International Finance Discussion Paper*, no 34 (Board of Governors, Federal Reserve System, Washington DC).
- Hellier, J. (1994)**, "MacroEconomie Internationale", PUF.
- Henin, P.Y. (1993)**, "La persistence du Chomage", *Economica*.
- Herd R. (1987)**, "Import and Export Price Equations for Manufactures", *Working Papers No 43, OECD*.
- Hodrick, R. and Prescott, E. (1980)**, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Discussion Paper 451, Carnegie-Mellon*.
- Hooper P. (1976)**, "Forecasting U.S. Exports and Imports Prices and Volumes in a changing world economy", *U.S. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, No 99*.
- Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C., Yoo, B. (1990)**, "Seasonal Integration and Co-integration", *Journal of Econometrics*, vol. 44, pp.215-238.
- Ingram, J. (1969)**, "Comment: The Optimum Currency Problem", in Mundell R. and Swoboda A., *Monetary Problems of International Economy*, Chicago University Press.
- Johnson, H.G. (1958)**, "Towards a General Theory of the Balance of Payments", *International Trade and Economic Growth*, Chapter 6, London.
- Johnson, H.G. (1972)**, "Monetary Approach to Balance of Payments Theory", in Johnson H.G. ed. "Further Essays in Monetary Theory", London, Allen and Unwin.
- Johnson, H.G. (1976)**, «The Monetary Approach to the Balance of Payments Theory», in Brookings (1987), *Workshop on the U.S. Current Account Imbalance, Brookings Discussion Papers*, no58, March.
- Jones, R. and Kenen, P.,** "Handbook of International Economics", vol.2, North Holland.
- Kauri, P.J.K. (1976)**, "The Exchange Rate and the Balance of Payments in the Short Run and in the Long Run : A Monetary Approach", *Scandinavian Journal of Economics*, 78, May.
- Kenen, P. (1969)**, "The Theory of Optimum Currency Areas:An Electric View " in Mundell R. and Swoboda A., *Monetary Problems of International Economy*, Chicago University Press.
- Keynes, J.M. (1923)**, "The Tract of Monetary Reform", Macmillan.
- Kindleberger, C.P. (1968)**, "International Public Goods without International Government", *American Economic Review*, vol.76.
- Kindleberger, C.P. (1973)** "Διεθνείς Οικονομικές Σχέσεις", Παπαζήσης.

- Kravis I.B. and Lipsey R.E. (1977)**, "Export and Domestic Prices Under Inflation and Exchange Rate Movements", *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No 176.
- Kreinin M.E. (1977)**, "The Effect of Exchange Rate Changes on the Prices and Volume of Foreign Trade", *IMF Staff Papers*, Vol.24, No.2, pp.297-329.
- Krugman, P.R. (1989)** "Exchange Rates Instability", The M.I.T. Press
- Krugman, P.(1991)**, "Increasing Returns and Economy Geography", *Journal of Political Economy*, vol.99, No 31.
- Krugman, P.R. and Baldwin, R.E. (1987)** "The Persistence of the U.S. Trade Deficit", *Brookings Papers on Economic Activity*, no.1, pp.1-55.
- Krugman, P. and Obsfeld, M. (1996)**, "International Economics: Theory and Policy", Addison Wesley.
- Krugman, P.R. and Baldwin, R. (1987)**, "The Persistence of the U.S. Trade Deficit", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.1.
- Krugman, P.R. and Baldwin, R.E. (1987)**, "The Persistence of the U.S. Trade Deficit", *Brookings Papers on Economic Activity*, no 1, pp.1-43.
- Lacoue-Labarthe, D. (1985)**, «Analyse Monetaire», Dunod.
- Lafay, G. (1997)**, "Les Faiblesses de Maastricht", cashiers francais, La documentation Francaise, No 282.
- Laffer, A.B. (1976)**, "Exchange Rates, the Terms of Trade and the Trade Balance", in Effects of Exchange Rates Adjustments, Washington: Treasury Department, OASIA Res.
- Laursen, S. and Metzler, L. (1950)**, «Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment», *Review of Economics and Statistics*, pp.289-29.
- Lerner, A.P. (1944)**, "The Economics of Control", Macmillan, N.Y.
- Levich, R. (1978)**, "Further Results on the Efficiency of Markets of Foreign Exchange", in Managed Exchange Rates Flexibility: the Recent Experience, FRB of Boston.
- Lindert, P.H. and Pugel, Th. A. (1996)**, "International Economics", Irwin.
- MacDonald, R. (1988)**, «Floating Exchange Rates-Theory and Evidence», Unwin Hyman, London.
- Machlup, F. (1943)**, "International Trade and the National Income Multiplier", Philadelphia, Blakiston, U.S.A.
- Machlup F. (1956)**, "The Terms of Trade Effects of Devaluation upon Real Income and Balance of Trade", *Kyklos*, vol.9.
- Maddala, G.S. (1992)**, "Introduction to Econometrics", Maxwell-Macmillan.
- Maddala, G.S. and In-Moo Kim (1998)**, "Unit Roots, Cointegration, Structural Change", Cambridge.
- Magee, S. (1973)**, "Currency Contracts, Pass-Through and Devaluation", *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1.
- Marshall, A. (1923)**, "Money, Credit and Commerce", Macmillan, N.Y.
- Masson, P. (1987)**, "Strategies for Modelling Exchange Rates and Capital Flows, in Multi-Country Macroeconomic Models", Brookings Institution, 60.
- McCallum, B.T.(1993)**, "Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Some Critical Issues", *Economic Quarterly*, FRB of Richmond, vol.79, pp.13-43.
- McKinnon, R.I. (1963)**, "Optimum Currency Areas", *A.E.R.*, vol.53.
- McKinnon, R.I. (1979)**, "Money in International Exchange : The Convertibility Currency System", Oxford University Press.

- Meade, J.E. (1951)**, *"The Theory of International Economic Policy, Vol.1, The Balance of Payment"*, Oxford University Press, London.
- Meade, J.E. (1951)**, *"The Balance of Payments, Mathematical Supplement"*, London.
- Metzler, L.A. (1942)**, "Underemployment Equilibrium in International Trade", *Econometrica* 10.
- Metzler, L. A. (1949)**, "The Theory of International Trade", A Survey of Contemporary Economics, H.S.ELLIS, (ed), Philadelphia, pp.210-284.
- Miles M.A.(1979)**, "The Effects of Devaluation on the Trade Balance and Balance of Payments: Some New Results", *Journal of Political Economy*, vol.87, no 3.
- Mills, T. (1990)**, *"Time Series Techniques for Economists"*, New York, Cambridge University Press.
- Mucchielli, J.-L. (1997)** *"Economie Internationale"*, 2<sup>nd</sup> Edition, Dalloz.
- Mundell, R. (1961)**, "A Theory of Optimum Currency Areas", *American Economic Review*, vol.51.
- Mundell, R.A. (1962)**, *"The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy for Internal and External Stability"*, IMF Staff Papers, vol.9.
- Mundell, R.A. (1963)**, «Capital Mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates», *Canadian Journal of Economics*.
- Mundell, R.A. (1971)**, *"International Economics"*, London, Macmillan.
- Mussa, M.L. (1976)**, "The Exchange Rates, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating", *Scandinavian Journal of Economics*, vol.78.
- Niehans, J. (1984)**, "International Monetary Economics", Johns Hopkins.
- O.E.C.D., (1989)**, *"Economics in Transition: Structural Adjustment in O.E.C.D. Countries"*, Paris.
- O.E.C.D., (1993)**, Economic Surveys: Greece.
- Perron. P. (1989)**, "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, vol. 57, pp.1361-1401.
- Phillips, P. and Perron, P. (1988)**, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, pp.335-346.
- Phillips, P.C.B. and S.Ouliaris (1990)**, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica* vol. 58, pp.165-93.
- Phlips, L., (1974)**, "Applied Consumption Analysis", *North-Holland*, p.175.
- Pindyck, R.P. and Rubinfeld D.L. (1981)**, *"Econometric Models and Economic Forecasts"*, 2<sup>nd</sup> ed. McGraw Hill.
- Pollak, R.A., (1970)**, "Habit Formation and Dynamic Functions", *Journal of Political Economy*, vol. 78, No 4, pp. 745-763.
- Rapport du C.E.P.I.I. (1998)**, *"Competitivite des Nations"*, Economica.
- Riehl, H. and Rondriguez, R.M. (1977)**, *"Foreign Exchange Markets"*, McGraw-Hill, N.Y.
- Rivera-Batiz, F. and Rivera-Batiz, L. (1985)**, *"International Finance and Open Economy Macroeconomics"*, Macmillan Publishing Company, N.Y.
- Robinson, J. (1947)**, *"Essays in the Theory of Employment, Part III, The Foreign Exchanges"*, MacMillan, A<sup>n</sup> έκδ. 1936, London.
- Robinson, J. (1952)**, *"A Graphical Analysis of the Foreign Trade"*.



- Robinson, W., Webb, T.B., Townsend, M.A. (1979)**, "The Influence of Exchange Rates Changes on Prices: A Study of 18 Industrial Countries", *Economica*, no46, pp.27-50.
- Rose, A.K. and Yellen, J.K. (1980)**, "Is There a J-Curve?", *Journal of Monetary Economics*, vol.24, pp.53-68.
- Sadier, I (1994)**, These pour le Doctorat de l' Universite de Bordeaux I.
- Salant M. (1976)**, "Devaluations Improve the Balance of Payments Even If Not the Trade Balance", in *Effects of Exchange Rates Adjustments*, Washington, Treasury Department, OASIA Res.
- Samuelson, P. (1941)**, "The Stability of Equilibrium: Comparative Statics and Dynamics", *Econometrica*, vol.9, pp.97-120.
- Sargan, J.P. and A.S. Bhargava (1983)**, "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk," *Econometrica*, vol.51, pp. 153-174.
- Schmidt, P. and Phillips, P.C.B. (1992)**, "LM-Test for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.54, pp.257-287.
- Scitovsky, J. (1967)**, "The Theory of Balance of Payments", *Journal of Political Economy*, vol.95.
- Sims, Ch. (1980)** "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* v.48, pp. 1-49.
- Sohmen E. (1961)**, "Notes on Some Controversies in the Theory of International Trade: A Comment", *The Economic Journal*, vol.71.
- Spencer, G.H. (1984)**, "The World Trade Model: Revised Estimates", *I.M.F. Staff Papers*, vol.31, no 3, pp. 469-98.
- Spitaller, E. (1980)**, "Short-Run Effects of Exchange Rate Changes on Terms of Trade and Trade Balance", *I.M.F. Staff Papers*, vol.27, no2.
- Spitaller, E. (1980)**, "Short-Run Effects of Exchange Rate Changes on Terms of Trade and Trade Balance", *I.M.F. Staff Papers*, no 27, pp.320-348.
- Spitaller, E. (1980)**, "Short-Run Effects of Exchange Rate Changes on Terms of Trade and Trade Balance", *I.M.F. Staff Papers*, no 27, pp.320-348.
- Stern, R. (1973)**, "Balance of Payment Theory and Economic Policy", Macmillan, London.
- Stern, R. (1973)**, "The Balance of Payments", Aldline, Chicago.
- Stock, J. (1987)**, "Asymptotic properties of Least-Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, vol.55, pp.1035-56.
- Stone, R., (1954)**, "Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand", *Economic Journal*, vol. 64, pp. 511-527.
- Swoboda, A. (1972)**, «Equilibrium, Quasi- Equilibrium and Macroeconomic Policy Under Fixed Exchange Rates», *The Quarterly Journal of Economics*.
- Swoboda, A.K. (1977)**, «Monetary Approaches to Worldwide Inflation», in Krause & Saqant, (ed.), «Worldwide Inflation», The Brooking Institution Washington, pp.9-67.
- Terzakis, D, Stamatopoulos, Th., Tserkezos, D. (1993)**, "Forecasting Stock-Market Expenditures Using the DGLES", *Proceedings of the 6<sup>th</sup> International Symposium "Applied Stochastic Models and Data Analysis"*, vol. II, pp. 949-66 editors J.Janssen and C.H.Skiadas, Chania, Crete, May 3-6.
- Theil, H. (1971)**, "Principles of Econometrics", New York, Wiley .

- Tinbergen, J. (1952)**, «*On the Theory of Economic Policy*», North Holland, Amsterdam.
- Tobin, J. (1961)**, "Money, Capital and Other Stores of Value", *American Economic Review*, pp.26-37.
- Tobin, J. (1969)**, "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 15-30.
- Tobin, J. (1982)**, "Money and Finance in the Macroeconomic Process", *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 171-204.
- Tsiang, S.S. (1961)**, "*The Role of Money in Trade Balance Stability: Synthesis of the Elasticity and Absorption Approaches*", Readings in International Economics, (eds) R.Caves and H.Johnson, Homewood, Illinois (1968).
- Warner, D. and Kreinin, M.E. (1983)**, "Determinants of International Trade Flows", *Review of Economics and Statistics*, no 65, pp.96-104.
- Whitman, M. (1975)**, «Global Monetarism and the Monetary Approach to the Balance of Payments», *Brookings Papers on Economic Activity*, No3.
- Wilson, J.F. and Takacs, W.E. (1980)**, "Expectations and the Adjustment of Trade Flows under Floating Exchange-Rates: Leads, lags and the J-Curve", *International Finance Discussion Paper*, no 160 (Board of Governors, Federal Reserve System, Washington, DC).

- Αλεξιάκης, Π. (1989)**, "Η Πορεία προς την Ευρωπαϊκή Νομισματική Ένωση και το ΕΝΣ", *EET, Επίκαιρα Θέματα* 11, σελ.70, καθώς επίσης
- Αλεξιάκης, Π. (1994)**, "*Ευρωπαϊκή Οικονομική και Νομισματική Ένωση*", EET, εκδ. Α.Σάκκουλα, σελ.82.
- Αλογοσκούφης Γ. και Λαζαρέτου (1997)**, "*Η Δραχμή-Νομισματικά Καθεστώτα και Δημοσιονομικές Διαταραχές στη Νεώτερη Ελλάδα*", ΙΜΟΠ.
- Βασάλου, Μ. (1988)**, «*Αγορές Συναλλάγματος, Πολυεθνικές Επιχειρήσεις και Διαχείριση Συναλλαγματικών Κινδύνων*», Πανεπιστήμιο Αθηνών.
- Γερμίδης, Δ. (1982)**, «*Διεθνής Τραπεζική*», Παπαζήσης.
- Γεωργακόπουλος, Θ. (1995)** "*Μακροοικονομικές Ανισορροπίες της Οικονομίας, 2004-Η Ελληνική Οικονομία στο Κατώφλι του 21ου Αιώνα*", Ιονική Τράπεζα
- Γεωργακόπουλος, Θ. και Βλάχος, Γ.Π. (1997)** "*Ναυτιλιακή Οικονομική*", Εκδόσεις Τζέι & Τζέι Ελλάς, Πειραιάς.
- Γιαννίτσης Τ. (1988)** "*Ένταξη στην Ευρωπαϊκή Κοινότητα και Επιπτώσεις στη Βιομηχανία και στο Εξωτερικό Εμπόριο*", Ίδρυμα Μεσογειακών Μελετών, Αθήνα 1988.
- Γκαμαλέτσος, Θ.Γ. (1990)**, "*Θεωρητική Οικονομετρία*", Τόμοι Α' και Β', Σταμούλης.
- Γκαμαλέτσος, Θ.Γ. (1988)**, "*Θέματα Οικονομετρίας*", Σταμούλης.
- Γουλιέλμος, Α.Μ. (1996)**, "Η Σημασία της Στατιστικής Πληροφόρησης για την Άσκηση Ναυτιλιακής Πολιτικής", *12ος Τόμος, Τεύχος Ι, Επιστημονικής Επετηρίδας του Πανεπιστημίου Μακεδονίας, Οικονομικών και Κοινωνικών Επιστημών Αφιερωμένο στη Μνήμη Ιωάννου Λιάκη*, Θεσσαλονίκη.
- Δαλαμάγκας, Β. (1994)**, "Το Πρόβλημα της Συναλλαγματικής Ισοτιμίας της Δραχμής", *Δελτίο Οικονομικό και Στατιστικό, Εθνική Τράπεζα της Ελλάδος*, Τεύχος 3, Δεκέμβριος, σελ. 3-11.

- Θαλασσινός, Ε.Ι. (1991)**, *“Ανάλυση Χρονολογικών Σειρών: Μεθοδολογία Box-Jenkins”*, Σταμούλης, Πειραιάς.
- Θαλασσινός, Ε.Ι. (1992)**, *“Οικονομετρία: Ανάλυση Απλής Παλινδρόμησης”*, Σταμούλης, Πειραιάς.
- Θαλασσινός, Ε.Ι. (1994)**, *“Μαθήματα Οικονομετρίας: Θεωρία, Ασκήσεις”*, Σταμούλης, Πειραιάς.
- Θαλασσινός, Ε.Ι., Σταματόπουλος, Θ.Β., Χαρίσης, Χ.Φ. (1996)**, *“Επιχειρησιακή Στατιστική: Θεωρία, Ασκήσεις, Εφαρμογές”*, Σταμούλης, Αθήνα.
- Θαλασσινός, Ε.Ι., Σταματόπουλος, Θ.Β. (1998)**, *“Διεθνή Οικονομικά”*, Σταμούλης, Αθήνα.
- Θεοδωρόπουλος, Σ. (1998)** *“Ευρωπαϊκή Οικονομική Ολοκλήρωση: Θεωρία και Πολιτική”*, Σταμούλης.
- Θεοδωρόπουλος, Σ. (1998)** *“Ναυτιλιακή Πολιτική της Ευρωπαϊκής Ένωσης”*, Σταμούλης, Αθήνα.
- Θωμαδάκης, Σ. και Ξανθάκης, Μ. (1990)**, *«Αγορές Χρήματος και Κεφαλαίου»*, Ε.Ε.Τ.
- Καρφάκης, Κ. (1995)**, *“Συναλλαγματικές Ισοτιμίες και Διεθνή Μακροοικονομικά”*, εκδ.Σάκκουλα, Θεσσαλονίκη.
- Κασκαρέλλης, Ι.Α. (1996)**, *“Ένδεκα Μαθήματα Οικονομετρίας”*, Gutenberg, Αθήνα.
- Κ.Ε.Ε.Μ.,** Διάφορα Τεύχη από το *«Μηνιαίο Δελτίο της Σταθμισμένης Ισοτιμίας των Ξένων Νομισμάτων ως προς τη Δραχμή»*.
- Κ.Ε.Ε.Μ. (1989)**, *Οι Βασικές Ανταγωνίστριες Χώρες της Ελλάδος στις Εξαγωγές”*, Αθήνα.
- Γκαμαλέτσος, Θ., (1990)**, *“Εφαρμοσμένη Οικονομετρία, Α’ Ανάλυση της Ζήτησης”*, εκδ. Σταμούλης.
- Λεβεντάκης, Ι. (1995)**, *“Μακροοικονομική Ανοικτής Οικονομίας”*, Σταμούλης.
- Λεβεντάκης, Ι. (1984)**, *“Διαμόρφωση της Συναλλαγματικής Ισοτιμίας της Δραχμής: Οικονομική Διερεύνηση”*, Τράπεζα της Ελλάδος, *“Η Ελληνική Οικονομία” Τόμος ΙΙΙ*.
- Λιάργκοβας, Π. (1994)**, *“Συναλλαγματικός Κίνδυνος και Εμπόριο : Μια Ανάλυση του Ελληνικού Εξωτερικού Εμπορίου”* Gutenberg, Ελλ. Οικ. 14.
- Μαρούλης Δ.Κ. (1992)** *“Προβλήματα και Προοπτικές των Ελληνικών Εξαγωγών: Προϋποθέσεις Ανάπτυξης τους στην Ενοποιημένη Ευρωπαϊκή Αγορά”*, Μελέτη υπ’ αρ.39, ΚΕΠΕ, Αθήνα.
- Μόσχος, Δ. και Στουρνάρας, Γ. (1993)**, *“Εγχώριες Τιμές, Διεθνείς Τιμές και η Ανταγωνιστικότητα της Ελληνικής Οικονομίας”*, στο Μακροοικονομική Διαχείριση και Αναπτυξιακή Εμπλοκή: Προβλήματα Στρατηγικών Επιλογών στην Ελλάδα. Επιμ. Τ.Γιαννίτσης Gutenberg, Αθήνα σελ. 121-133.
- Ξενάκης, Α. (1998)**, *“Ανάλυση Χρονολογικών Σειρών και Προβλέψεις: Ανάλυση στο Πεδίο του Χρόνου”*, Πανεπιστήμιο Αθηνών, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών.
- Παναγιωτόπουλος, Δ. (1986)**, *“Η Αποτελεσματικότητα της Συναλλαγματικής Πολιτικής. Η Ελληνική Εμπειρία, 1973-1983”*, Αθήνα
- Πανάγος, Β. (1987)**, *“Ευρωπαϊκή Οικονομική”*, Παρατηρητής, Θεσσαλονίκη.
- Πουρναράκης, Ε. (1981)**, *«Διεθνείς Οικονομικές Σχέσεις, Θεωρία και Πολιτική»*, Παπαζήσης .
- Πουρναράκης, Ε. (1991)**, *«Διεθνή Οικονομικά, Μια Εισαγωγική Προσέγγιση»*, Σμπίλιας «Το Οικονομικό».

- Σαπουνάς, Γ.Σ., (1985), "Εφαρμοσμένη Ανάλυση της Ζήτησης", ΑΤΕ.
- Σαραντίδης, Σ. (1970), "Συναρτήσεις Εισαγωγών", ΣΠΟΥΔΑΙ τόμος Κ'
- Σαραντίδης, Σ. (1976), "Συναρτήσεις Ζητήσεως Εισαγωγών Αγαθών κατά Κατηγορίας δια την Περίοδον 1960-1973", ΣΠΟΥΔΑΙ τόμος ΚΣΤ'.
- Στουρνάρας, Γ. (1990), "Μακροοικονομική Ανισορροπία, Κόστος Προσαρμογής, Χαμηλή Παραγωγικότητα: Οι Τρεις Περιορισμοί στην Πορεία της Ελλάδος προς την ΟΝΕ", *Επιθεώρηση των Ευρωπαϊκών Κοινοτήτων*, Τεύχος 8-9.
- Συριόπουλος, Κ. (1996), "Ανάλυση Χρηματοοικονομικών Χρονοσειρών", Εκδ. Τυπωθήτω- Γιώργος Δαρδανός, Αθήνα.
- Χαλικιάς, Ι. (1982), "Στοχαστικές Εξειδικεύσεις Συναρτήσεων Ελληνικών Εξαγωγών", ΣΠΟΥΔΑΙ τόμος ΛΒ'.
- Χαλικιάς, Ι. (1986), "The Determination of Greek Exports: A Disaggregated Model, 1961-1985", *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali* Vol. 35 N.4-5, 473-486.
- Χαλικιάς, Γ.Γ. (1987), "Η Ανταγωνιστικότητα των Ελληνικών Προϊόντων την Περίοδο 1980-85", Κ.Ε.Ε.Μ., Σ.Ε.Ε., Αθήνα.
- Χαρδούβελης, Γ.Α. και Σαχινίδης, Φ.Δ. (1998), "Ένα Νόμισμα για την Ευρώπη: ΕΥΡΩ", ΕΤΕ.
- Χαρδούβελης, Γ. και Μαλλιάρopoulos, Δ. (1998), "Είναι σήμερα η Δραχμή Υπερτιμημένη ; Η Συναλλαγματική Ισοτιμία της Δραχμής σε Σχέση με το Επίπεδο Ισορροπίας της", *ΕΠΙΛΟΓΗ, ΤΑΣΕΙΣ Ετήσια Οικονομική Επισκόπηση*.

