

**Πανεπιστήμιο Μακεδονίας  
Οικονομικών και Κοινωνικών Επιστημών  
Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής**

***ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΩΝ ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΜΕΓΕΘΩΝ  
ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΚΑΙ ΕΠΙΤΟΚΙΑ ΣΤΟΝ ΟΛΛΑΝΔΙΚΟ  
ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟ ΔΕΙΚΤΗ***

**Νικόλαος Κολοβέτσιος**

**Διπλωματική Εργασία  
(υποβλήθηκε στο Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής του  
Πανεπιστημίου Μακεδονίας)**

**Θεσσαλονίκη 2008**

**Πανεπιστήμιο Μακεδονίας**  
**Οικονομικών και Κοινωνικών Επιστημών**  
**Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής**

**ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΩΝ ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΜΕΓΕΘΩΝ**  
**ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΚΑΙ ΕΠΙΤΟΚΙΑ ΣΤΟΝ ΟΛΛΑΝΔΙΚΟ**  
**ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟ ΔΕΙΚΤΗ**

**Νικόλαος Κολοβέτσιος**

**Διπλωματική Εργασία**  
**(υποβλήθηκε στο Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής του**  
**Πανεπιστημίου Μακεδονίας)**

Επιβλέπουσα Συμβουλευτική Επιτροπή

Επιβλέπων: Νικόλαος Δριτσάκης  
Καθηγητής  
Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής

Μέλη: Αθανάσιος Βαζακίδης  
Καθηγητής  
Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής

## Αφιέρωση

Η παρούσα διπλωματική εκπόνηση αφιερώνεται αρχικά στην οικογένεια μου, που με στήριξε όλα αυτά τα χρόνια των σπουδών - οικονομικά και ψυχολογικά - και βεβαίως όλους τους καθηγητές που βοήθησαν να φτάσω σε ένα επίπεδο γνώσεων που δικαιολογεί την απόκτηση ενός σημαντικότερου μεταπτυχιακού τίτλου. Ένα μεγαλύτερο όμως «ευχαριστώ» ας μου επιτραπεί να αποδώσω στον καθηγητή του τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής Νικόλαο Δριτσάκη του Πανεπιστημίου Μακεδονίας και στους καθηγητές του τμήματος Χρηματοοικονομικών Εφαρμογών του Τεχνολογικού Εκπαιδευτικού Ιδρύματος Δυτικής Μακεδονίας, Αναστάσιο Καραθάνο και Νικόλαο Σαριαννίδη.

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 Εισαγωγή στο θέμα της διπλωματικής

1.1	Αιτιολόγηση του ερευνητικού θέματος.....	10
1.2	Σκοπός της διπλωματικής.....	10
1.3	Στόχοι της διπλωματικής.....	11
1.4	Διάρθρωση της διπλωματικής.....	11

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 Βιβλιογραφική ανασκόπηση

2.1	Εισαγωγή.....	12
2.2	Διάφορες θεωρητικές σχολές.....	12
2.3	Αντιπαραθέσεις των σχολών.....	14
2.4	Συμπεράσματα.....	16

Βιβλιογραφία

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 Δεδομένα και εξειδίκευση του υποδείγματος

3.1	Εισαγωγή.....	18
3.2	Ανάλυση του υποδείγματος.....	18
3.3	Συμπεράσματα.....	23

Βιβλιογραφία

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 Περιγραφή και παρουσίαση των μεταβλητών που συμμετέχουν στην έρευνα**

4.1	Εισαγωγή.....	25
4.2	Παρουσίαση των μεταβλητών της έρευνας.....	26
4.3	Συμπεράσματα.....	32
	Βιβλιογραφία	

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 Στασιμότητα των μεταβλητών**

5.1	Εισαγωγή.....	34
5.2	Έλεγχος της μοναδιαίας ρίζας.....	36
5.3	Συμπεράσματα.....	53
	Βιβλιογραφία	

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6 Συνολοκλήρωση (Μακροχρόνιες σχέσεις των μεταβλητών)**

6.1	Εισαγωγή.....	57
6.2	Υποδείγματα συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο Engel – Granger	59
6.3	Εμπειρικά αποτελέσματα συνολοκλήρωσης.....	61
6.4	Συμπεράσματα.....	61
	Βιβλιογραφία	

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7 Υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (βραχυχρόνιες σχέσεις των μεταβλητών)**

7.1	Εισαγωγή.....	63
7.2	Εξισώσεις διόρθωσης σφάλματος.....	65

7.3	Εμπειρικά αποτελέσματα υποδειγμάτων διόρθωσης σφάλματος	66
7.4	Συμπεράσματα.....	67
	Βιβλιογραφία	

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 8    Συνολοκλήρωση και υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR υποδείγματα)**

8.1	Εισαγωγή.....	68
8.2	Η μεθοδολογία του Johansen.....	70
8.3	Έλεγχος του βαθμού συνολοκλήρωσης.....	72
8.4	Εμπειρικά αποτελέσματα συνολοκλήρωσης.....	74
8.5	Συμπεράσματα.....	74
	Βιβλιογραφία	

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 9    Σχέσεις αιτιότητας**

9.1	Εισαγωγή.....	76
9.2	Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger.....	77
9.3	Σχέσεις αιτιότητας μεταξύ της μεταβλητής INT και INV.....	80
9.4	Συμπεράσματα.....	82
	Βιβλιογραφία	

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 10    Συμπεράσματα**

10.1	Ανακεφαλαίωση.....	83
10.2	Επιμέρους συμπεράσματα.....	83
10.3	Γενικά συμπεράσματα.....	84
10.4	Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.....	84
	Βιβλιογραφία	

## **ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ**

- Πίνακας 1, σελ. 86 Δεδομένα
- Πίνακας 2, σελ. 86 Κορελλόγραμμα
- Πίνακας 3, σελ. 87 AEX (DF)
- Πίνακας 4, σελ. 88 INT
- Πίνακας 5, σελ. 89 INT(DF)
- Πίνακας 6, σελ. 89 INV
- Πίνακας 7, σελ. 90 INV(DF)
- Πίνακας 8, σελ. 91 Ελαχίστων Τετραγώνων (AEX)
- Πίνακας 9, σελ. 91 Ελαχίστων Τετραγώνων (DAEX)
- Πίνακας 10, σελ. 92 Κριτήρια VAR
- Πίνακας 11, σελ. 92 Λαθών και t-statistics
- Πίνακας 12, σελ. 93 Πιθανοτήτων
- Πίνακας 13, σελ. 95 Κανονικότητα
- Πίνακας 14, σελ. 61 Εμπειρικά Αποτελέσματα Συνολοκλήρωσης
- Πίνακας 15, σελ. 66 Εμπειρικά Αποτελ. Υποδειγμ. Διόρθωσης Σφάλματος

## **ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΩΝ**

- Διάγραμμα 1, σελ. 11 Η ισορροπία στις αγορές προϊόντος και χρήματος
- Διάγραμμα 2, σελ. 11 Η ισορροπία στις αγορές προϊόντος και χρήματος
- Διάγραμμα 3, σελ. 13 Η ισορροπία στις αγορές προϊόντος και χρήματος
- Διάγραμμα 4, σελ. 27 Σχέση επιτοκίου-επένδυσης
- Διάγραμμα 5, σελ. 28 Επένδυση, επιτόκιο και εισόδημα
- Διάγραμμα 6, σελ. 30 Η καμπύλη ζήτησης επενδυτικών κεφαλαίων
- Διάγραμμα 7, σελ. 31 Η ισορροπία στις αγορές προϊόντος και χρήματος
- Διάγραμμα 8, σελ. 53 Η ταυτόχρονη πορεία των 3 μεταβλητών
- Διάγραμμα 9, σελ. 95 Προσαρμοσμένη απεικόνιση των μεταβλ. INT & INV

## ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Η αλήθεια είναι ότι ασχολήθηκα σε πολλές εργασίες μου, καθ' όλη τη διάρκεια της φοίτησης μου με το Χρηματιστήριο, αλλά και τους παράγοντες που το επηρεάζουν. Ερωτήματα συνέχισα να έχω γιατί χάθηκαν τόσο μεγάλα ποσά και μάλιστα σε τόσο σύντομο χρονικό διάστημα, όμως τα ερωτήματά μου γινόντουσαν όλο και πιο εξεζητημένα μιας και η ασχολία μου με το Χρηματιστήριο γινόταν όλο και πιο εξειδικευμένη μέσω των διαφόρων εργασιών όπως άλλωστε προανέφερα.

Ο πρόλογος, ίσως θεωρείται από πολλούς αναγκαίος εκ των πραγμάτων λόγω της ευχαριστήριας μορφής που λαμβάνει από τον συγγραφέα! Αν λοιπόν για έναν συγγραφέα ενός βιβλίου είναι απαραίτητος, τότε για έναν μεταπτυχιακό φοιτητή που έχει προχωρήσει στην εκπόνηση μιας διπλωματικής εργασίας είναι κάτι παραπάνω από αναγκαίος. Θεωρώ λοιπόν ότι πρέπει να ευχαριστήσω πρώτα απ' όλα, όλους τους καθηγητές του τμήματος που συνέβαλλαν στην όσο το δυνατόν και εκ των σχετικά δύσκολων συνθηκών λειτουργίας του μεταπτυχιακού, στην αρτιότερη εκπαίδευση μου. Δεν πρέπει να παραβλέψουμε άλλωστε, ότι η φοίτηση μου έλαβε χώρα σε ένα σχετικά νέο μεταπτυχιακό του οποίου είχα τη χαρά να ανήκω στους τρίτους εισαχθέντες κι εν τέλει αποφοιτήσαντες!

Θα ήθελα επίσης να ευχαριστήσω ιδιαίτερα τον εποπτεύοντα καθηγητή μου –κ. Δριτσάκη Νικόλαο- για την όντως πολύτιμη βοήθεια που μου προσέφερε κατά τη διάρκεια εκπόνησης της διπλωματικής, αλλά και για την εμπιστοσύνη που μου έδειξε ώστε να φέρω σε πέρας μια «αποστολή» που ουσιαστικά μου ανέθεσε.



## ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η διπλωματική εργασία λοιπόν είναι το επιστέγασμα μιας μελέτης, αλλά και ενασχόλησης 5 ετών με τις λειτουργίες και τις ιδιομορφίες ενός οργανισμού που ονομάζεται Χρηματιστήριο. Καθ' όλη τη διάρκεια αυτών των ετών, οι πηγές που χρησιμοποιήθηκαν ήταν από βιβλία και σημειώσεις καθηγητών μέχρι και προσωπική επικοινωνία με τον υπεύθυνο δημοσίων σχέσεων του Ολλανδικού χρηματιστηριακού δείκτη στην προκειμένη περίπτωση. Ως εργαλεία λοιπόν αυτής της έρευνας θα μπορούσαν να χαρακτηριστούν τα σχετικά με την ανάλυση κάποιων εκ των παραγόντων που επηρεάζουν ένα Χρηματιστηριακό Δείκτη, τα βιβλία που αναφέρονται επί του θέματος, οι σημειώσεις καθηγητών, το ίντερνετ και η διάθεση μου για πλήρη και σωστή κατανόηση της φράσης «Κερδοφόρο Επένδυση».

Η εργασία αυτή προσπαθεί να αναλύσει τη σχέση ανάμεσα στον Ολλανδικό Χρηματιστηριακό δείκτη, τα επιτόκια και τις επενδύσεις για μια ενδεικτική χρονική περίοδο 20 ετών μεταξύ 1983 και 2002, χρησιμοποιώντας το οικονομετρικό πακέτο E-views. Θα φανεί διεξοδικότερα σε τι έκταση επηρεάζεται ο χρηματιστηριακός δείκτης που είναι και η εξαρτημένη μεταβλητή του υποδείγματος πόσο επηρεάζεται από τις άλλες 2 οι θεωρούνται και ανεξάρτητες μεταβλητές ως προς το υπόδειγμά μας. Επίσης, σαφής στόχος είναι να εξαχθούν κάποια ασφαλή συμπεράσματα από τα προηγηθέντα έτη, αλλά και να προβλεφθεί όσο αυτό είναι εφικτό, η περαιτέρω πορεία αυτών ακριβώς των δεικτών που επηρεάζονται από κάποιους παράγοντες ταυτόχρονα. Οι εκτιμήσεις που προκύπτουν παρουσιάζουν μια σημαντική σχέση ανάμεσα στις 3 αυτές μεταβλητές και αυτό προκύπτει ύστερα από διαγνωστικούς ελέγχους που γίνονται. Για την ανάλυση της αιτιακής σχέσης μεταξύ των παραπάνω μεταβλητών χρησιμοποιήθηκε το πολυμεταβλητό υπόδειγμα :  $AEX = f \{ INT, INV \}$  όπου

AEX – Ολλανδικός Χρηματιστηριακός δείκτης

INT – Επιτόκια

INV – Επενδύσεις

**Λέξεις Κλειδιά:** μακροοικονομικά μεγέθη, Ολλανδικός χρηματιστηριακός δείκτης, επιτόκια, επενδύσεις, συνολοκλήρωση, var υπόδειγμα

### **ABSTRACT**

The present détente is the result of an advisement for the last 5 years, related with operations of Stock Market. All this period, used sources were books, professors' papers, internet and personal contact with the charger of public relations from Netherland Stock Market. My willing of course for absolute comprehension of the words "profitable investment".

The détente "trying" to analyze the relation between Netherland Stock Market Index, Rates and Investments for a period of 20 years (between 1983-2002), by using the econometric packet E-views. Will be clear better how much is affected the dependent variable (AEX) from the other 2 independent variables to our model. It is clear the plan for getting off some safe results for the last 20 years and to have some safe predictions for the future. The arised estimations, reveal an important relation between the 3 variables and it is clear by the diagnostic tests. For the analyzed causation relation between the 3 variables, used on many fronts model:

$$AEX = f \{ INT, INV \},$$

AEX – Netherland Stock Market Index

INT – Rates

INV – Investments

Key Words: macroeconomic bulk, Netherland Stock Market Index, Rates, Investments, aggregation, var model

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1**

### **ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΟ ΘΕΜΑ ΤΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ**

#### **1.1 ΑΙΤΙΟΛΟΓΗΣΗ ΤΟΥ ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΟΥ ΘΕΜΑΤΟΣ**

Η διπλωματική με θέμα «Επίδραση των μακροοικονομικών μεγεθών – Επενδύσεις και Επιτόκια – στον Ολλανδικό χρηματιστηριακό δείκτη», ουσιαστικά άρχισε να εκπονείται εν αγνοία μου από το τρίτο κιόλας εξάμηνο της φοίτησης μου στο τμήμα Χρηματοοικονομικών εφαρμογών! Ήταν Φθινόπωρο του 2001 όταν βρέθηκα «απέναντι» στην πρόκληση της πρώτης οργανωμένης και ολοκληρωμένης εργασίας που έπρεπε να φέρω σε πέρας, υπό την καθοδήγηση του τότε καθηγητή μου, Σαρριαννίδη Νικολάου. Τίτλος αυτής: «*Σύγκριση κι Ανάλυση 2 εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Εταιρειών*».

Η αφορμή λοιπόν είχε δοθεί! Έπρεπε να αδράξω την ευκαιρία και να ασχοληθώ με μια εταιρεία της οποίας η μετοχή είχε «αφαιρέσει» από το οικογενειακό πουγκί ένα διόλου ευκαταφρόνητο ποσό! Είχε έρθει συνεπώς η ώρα να ασχοληθώ με το Χρηματιστήριο, που είχε κάνει τη ζωή της οικογένειάς μου «ποδήλατο» για αρκετούς μήνες! Έπρεπε συνεπώς να προσεγγίσω το λόγο για τον οποίο η οικογένεια μου, αλλά και ολόκληρη σχεδόν η Ελλάδα από την πεποίθηση για γρήγορο πλουτισμό, αναγκάστηκε να αλλάξει γνώμη για την έννοια της λέξης «*Επένδυση*»!

#### **1.2 ΣΚΟΠΟΣ ΤΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ**

Σκοπός της ενασχόλησης με αυτού του είδους την εργασία είναι να παρουσιαστεί ένα μοντέλο μέσω κάποιων εξισώσεων, στατιστικών στοιχείων, αλλά και διαφόρων άλλων παραμέτρων το οποίο θα δείχνει την ευαισθησία κάποιων δεικτών στις εκάστοτε νομισματικές και δημοσιονομικές αλλαγές από αποφάσεις οικονομικών κυβερνητικών επιτελείων.

### **1.3 ΣΤΟΧΟΙ ΤΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ**

Συγκεκριμένα γίνεται αναφορά στα οικονομικά στοιχεία μιας χώρας (Ολλανδίας) και κατά πόσο η αλλαγή αυτών ακριβώς των οικονομικών στοιχείων μπορεί να επηρεάσει κατ' επέκταση τον Ολλανδικό Χρηματιστηριακό δείκτη της συγκεκριμένης χώρας. Η οικονομική θεωρία μας έχει δείξει ότι όταν ανεβαίνουν τα επιτόκια, οι επενδύσεις μειώνονται και κατευθύνονται κατά κύριο λόγο σε πιο ασφαλείς μορφές επενδύσεων όπως οι τραπεζικές καταθέσεις. Στην αντίθετη περίπτωση όταν τα επιτόκια ακολουθούν ανάποδη πορεία τότε αρκετές επενδύσεις γίνονται σε χρηματιστηριακά προϊόντα όπως οι μετοχές. Συνεπώς εκ πρώτης όψεως θεωρείται δεδομένη η παραπάνω εξαρτημένη σχέση μεταξύ των μεταβλητών.

### **1.4 ΔΙΑΡΘΡΩΣΗ ΤΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ**

Όσων αφορά τη δομή της εργασίας, ξεκινάει ουσιαστικά από τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας, συνεχίζει με τη συνολοκλήρωση, έπειτα συνεχίζει με την παρουσίαση των αποτελεσμάτων από τη βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος που αναφέρονται κι ακολουθούν τα συμπεράσματα. Τέλος, παρατίθεται και το παράρτημα στο οποίο υπάρχουν όλοι οι πίνακες και τα σχεδιαγράμματα.

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2**

### **ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ**

#### **2.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ**

Στο συγκεκριμένο θέμα που ασχολούμαστε στη διπλωματική εργασία δεν είναι δυνατό να βρούμε διάφορες θεωρητικές σχολές και μάλιστα αντίθετες και με διαφορές μεταξύ τους. Είναι άλλωστε πλέον κοινά αποδεκτό ότι η αλληλεπίδραση μεταξύ των μεταβλητών που διερευνάμε έχουν και κοινά αποδεκτή συμπεριφορά στο εκάστοτε οικονομικό περιβάλλον. Οπότε αυτό που μας απομένει να διερευνήσουμε είναι η συμπεριφορά των μεταβλητών στην άσκηση δημοσιονομικής και νομισματικής πολιτικής και κάποιες ακραίες περιπτώσεις αντίδρασης της ελεύθερης αγοράς.

Με συγκεκριμένου είδους εργασίες και συγγραφές έχουν ασχοληθεί εδώ και πολλά χρόνια πολλοί οικονομολόγοι και όχι μόνο.

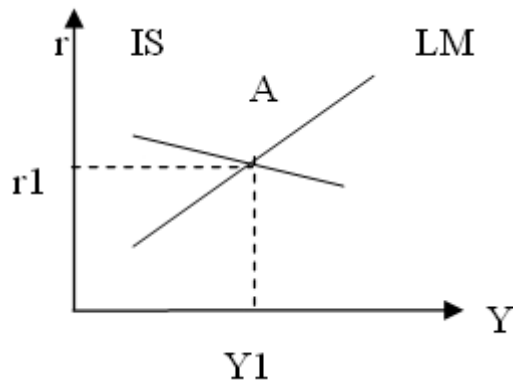
#### **2.2 ΘΕΩΡΗΤΙΚΕΣ ΣΧΟΛΕΣ**

##### **Η ΑΣΚΗΣΗ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΗΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ & Η ΚΛΙΣΗ ΤΗΣ ΚΑΜΠΥΛΗΣ IS**

Ένας από τους παράγοντες που καθορίζουν την αποτελεσματικότητα της άσκησης δημοσιονομικής πολιτικής είναι η ελαστικότητα ζήτησης επενδύσεων ως προς το επιτόκιο. Όσο πιο ελαστική είναι η ζήτηση επενδύσεων ως προς το επιτόκιο, τόσο περισσότερο αποτελεσματική είναι η άσκηση νομισματικής πολιτικής. Αυτό συμβαίνει, γιατί, όταν αυξάνεται η προσφορά πραγματικών χρηματικών διαθεσίμων, μειώνεται το επιτόκιο και αυξάνονται οι επενδύσεις. Το ύψος της αύξησης των επενδύσεων από μια μικρή μείωση του επιτοκίου (ελαστικότητα ζήτησης επενδύσεων ως προς το

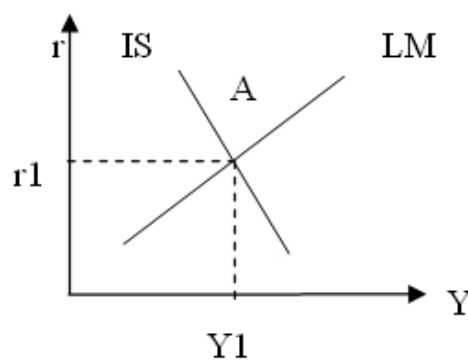
επιτόκιο) θα καθορίσει και την αποτελεσματικότητα της άσκησης νομισματικής πολιτικής.

Όσο περισσότερο ελαστική είναι η ζήτηση επενδύσεων ως προς το επιτόκιο, τόσο περισσότερο αποτελεσματική είναι η άσκηση νομισματικής πολιτικής, καθώς αρκεί μια **μικρή μείωση του επιτοκίου** για να οδηγήσει σε μεγάλη αύξηση των επενδύσεων και στη συνέχεια του εισοδήματος.



Σχήμα 1: Η ισορροπία στις αγορές προϊόντος και χρήματος

Αντιθέτως, όσο πιο ανελαστική είναι η ζήτηση επενδύσεων ως προς το επιτόκιο, τόσο λιγότερο αποτελεσματική θα είναι η άσκηση νομισματικής πολιτικής, διότι μια **μείωση του επιτοκίου** θα οδηγήσει σε μικρή αύξηση των επενδύσεων και του εισοδήματος.



Σχήμα 2: Η ισορροπία στις αγορές προϊόντος και χρήματος

### **2.3 ΑΚΡΑΙΕΣ ΠΕΡΙΠΤΩΣΕΙΣ ΘΕΩΡΗΤΙΚΩΝ ΣΧΟΛΩΝ**

#### **Η ΑΣΚΗΣΗ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΗΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ & Η ΠΑΓΙΔΑ ΡΕΥΣΤΟΤΗΤΑΣ**

Η "παγίδα ρευστότητας" είναι μια κατάσταση που μπορεί να παρατηρηθεί σε πολύ χαμηλά επίπεδα επιτοκίου, όταν η ελαστικότητα ζήτησης χρήματος ως προς το επιτόκιο είναι άπειρη. Εκεί, δηλαδή, όπου όλοι αναμένουν αύξηση των επιτοκίων στο μέλλον και συνεπώς δεν επενδύουν σε τοκοφόρα περιουσιακά στοιχεία στο παρόν. Αυτό σημαίνει ότι όλη η ποσότητα χρήματος διακρατείται ως περιουσιακό στοιχείο και για τη διενέργεια συναλλαγών.

Αν αυξηθεί η προσφορά χρήματος, η επιπλέον αυτή ποσότητα προστίθεται στην ήδη μεγάλη ποσότητα ρευστών. Παρά την αύξηση της προσφοράς χρήματος, το επιτόκιο δεν μειώνεται με αποτέλεσμα να μην αυξάνονται οι επενδύσεις.

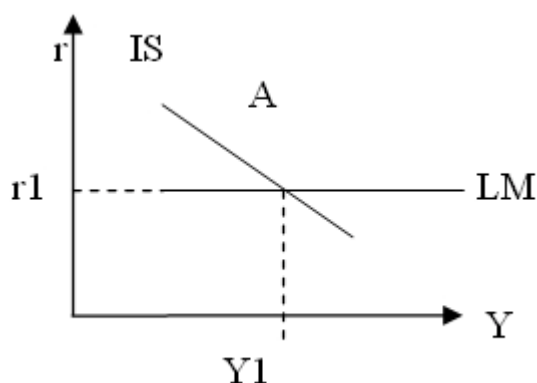
Στην περίπτωση λοιπόν της παγίδας ρευστότητας, μια αύξηση της προσφοράς χρήματος θα μετατοπίσει προς τα δεξιά το ανερχόμενο τμήμα της καμπύλης LM. Αντιθέτως, η δημοσιονομική πολιτική είναι πλήρως αποτελεσματική στο οριζόντιο τμήμα της LM.

#### **Η ΑΣΚΗΣΗ ΕΠΕΚΤΑΤΙΚΗΣ ΔΗΜΟΣΙΟΝΟΜΙΚΗΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ: ΜΙΑ ΑΚΡΑΙΑ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ**

Σε πολύ χαμηλά επίπεδα επιτοκίου η ελαστικότητα ζήτησης χρήματος ως προς το επιτόκιο είναι **πλήρως ελαστική**. Αν το κράτος ασκήσει επεκτατική δημοσιονομική (αύξηση των δημοσίων δαπανών ή μείωση της φορολογίας), θα μετατοπιστεί η IS **προς τα έξω και δεξιά**, αυξάνοντας το εισόδημα (από  $Y_1$  σε  $Y_2$ ).

Όπως, όμως, φαίνεται στο Σχήμα το επιτόκιο παραμένει αμετάβλητο. Σε χαμηλά επίπεδα επιτοκίου η ζήτηση χρήματος ως περιουσιακό στοιχείο είναι μεγάλη (λόγω του χαμηλού επιτοκίου) και τα άτομα διακρατούν μεγάλη ποσότητα ρευστών. Η αύξηση του εισοδήματος θα αυξήσει τη ζήτηση

χρήματος για τη διενέργεια συναλλαγών, χωρίς αυτό να σημαίνει και αύξηση του επιτοκίου, διότι η αυξημένη αυτή ζήτηση θα καλυφθεί από την μεγάλη ποσότητα ρευστών που έχουν στη διάθεσή τους τα άτομα. Η διατήρηση του επιτοκίου σε χαμηλά επίπεδα (και η μη αύξησή του λόγω της επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής) δεν θα εκτοπίσει τις ιδιωτικές επενδύσεις και συνεπώς η αύξηση των δαπανών (ή η μείωση της φορολογίας) θα οδηγήσει σε μια "καθαρή" αύξηση του προϊόντος, καθιστώντας τη δημοσιονομική πολιτική πλήρως αποτελεσματική.



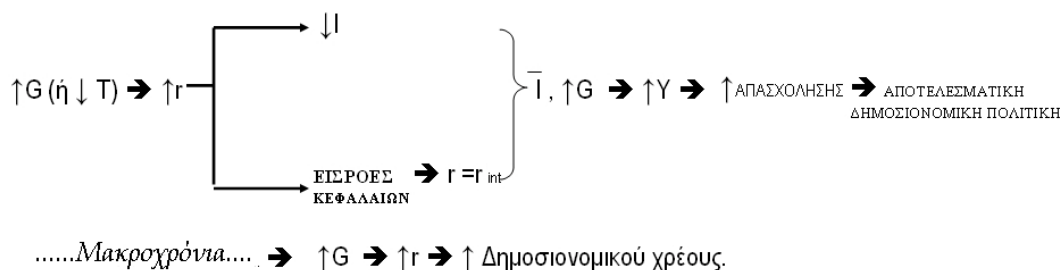
Σχήμα 3: Η ισορροπία στις αγορές προϊόντος και χρήματος

### ΔΗΜΟΣΙΟΝΟΜΙΚΗ ΠΟΛΙΤΙΚΗ ΣΕ ΚΑΘΕΣΤΩΣ ΣΤΑΘΕΡΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ

Όταν μια κυβέρνηση ασκεί επεκτατική δημοσιονομική πολιτική, αυξάνει το επιτόκιο, εκτοπίζοντας τις ιδιωτικές επενδύσεις. Η αύξηση, όμως, του επιτοκίου θα οδηγήσει σε εισροές κεφαλαίων στην οικονομία, ασκώντας πιέσεις στο εγχώριο επιτόκιο μέχρι να εξισορροπηθεί με το διεθνές. Έτσι οι επενδύσεις επανέρχονται στο αρχικό επίπεδο περιορίζοντας τον εκτοπισμό του ιδιωτικού τομέα. Συνεπώς η αύξηση των δημοσίων δαπανών οδηγεί σε αύξηση του εισοδήματος και της απασχόλησης, καθιστώντας πλήρως αποτελεσματική την άσκηση επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής.



Αν η κυβέρνηση συνεχίσει μακροχρόνια την άσκηση επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής, θα αυξηθεί το δημοσιονομικό χρέος και το επιτόκιο.



### ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΗ ΠΟΛΙΤΙΚΗ ΣΕ ΚΑΘΕΣΤΩΣ ΣΤΑΘΕΡΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ

Η αύξηση της προσφοράς χρήματος σε ένα καθεστώς σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών θα οδηγήσει σε αύξηση της πραγματικής προσφοράς χρήματος ασκώντας πιέσεις στο επιτόκιο. Έτσι, τα εγχώρια κεφάλαια θα αναζητήσουν πιο κερδοφόρες τοποθετήσεις στο εξωτερικό, με αποτέλεσμα την εκροή κεφαλαίων μέχρι το σημείο που το εγχώριο επιτόκιο θα εξισορροπηθεί με το διεθνές. Συνεπώς, η άσκηση νομισματικής πολιτικής είναι αναποτελεσματική καθώς μέσω της αύξησης της προσφοράς χρήματος δεν επιτυγχάνεται η μείωση του επιτοκίου και η ενθάρρυνση των επενδύσεων.

### 2.4 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Σε μια ανοιχτή οικονομία με κυμαινόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες, η αύξηση των δημοσίων δαπανών ή η μείωση της φορολογίας, συνεπάγονται την αύξηση του επιτοκίου και τη μείωση των επενδύσεων. Παράλληλα, η αύξηση του επιτοκίου οδηγεί σε εισροές κεφαλαίων στο εσωτερικό αυξάνοντας τις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες. Η ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος θα μειώσει τις εξαγωγές μειώνοντας, έτσι, τη ζήτηση των εγχωρίων προϊόντων, το εισόδημα και την απασχόληση. Συνεπώς, η

άσκηση επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής σε καθεστώς κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι αναποτελεσματική.

Η συνεχής αύξηση των δημοσίων δαπανών μπορεί να οδηγήσει μακροχρόνια σε αύξηση των επιτοκίων και του δημόσιου χρέους.

Όμως, η αύξηση της προσφοράς χρήματος σε μια οικονομία της οποίας η συναλλαγματική ισοτιμία διαμορφώνεται ελεύθερα, αυξάνει την πραγματική προσφορά χρήματος και μειώνει το επιτόκιο. Σημειώνονται εκροές κεφαλαίων, καθώς το διεθνές επιτόκιο καθιστά περισσότερο κερδοφόρες τις τοποθετήσεις του κεφαλαίου στο εξωτερικό. Η μείωση της ζήτησης του εγχώριου νομίσματος θα οδηγήσει σε μείωση της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας τονώνοντας τις εξαγωγές, τη συνολική ζήτηση, το εισόδημα και την απασχόληση.

### Βιβλιογραφία

- Χρήστου, Κ.Γ. (2002). Εισαγωγή στην Οικονομετρία. Αθήνα, Gutenberg
- <http://www.eeep.pspa.uoa.gr>

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

## ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΕΞΕΙΔΙΚΕΥΣΗ ΤΟΥ

### ΥΠΟΜΝΗΜΑΤΟΣ

#### **3.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ**

Το μέγεθος του δείγματος είναι για 20 χρόνια σε ετήσια μορφή. Θα πρέπει επίσης να αναφερθεί ότι λόγω αυτού ακριβώς του μικρού μεγέθους του δείγματος, οι εκτιμήσεις γίνονται με δυσκολία διότι είναι κοντά στον μοναδιαίο πίνακα. Για την ανάλυση της αιτιακής σχέσης μεταξύ των παραπάνω μεταβλητών χρησιμοποιήθηκε το πολυμεταβλητό υπόδειγμα :  $AEX = f \{ INT, INV \}$  όπου

AEX – Ολλανδικός Χρηματιστηριακός δείκτης

INT – Επιτόκια

INV – Επενδύσεις

#### **3.2 ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ**

Σε πολλές πραγματικές καταστάσεις θα υπάρχουν περισσότερες από μια ανεξάρτητες μεταβλητές που θα επηρεάζουν την εξαρτημένη μεταβλητή η οποία μας ενδιαφέρει. Σε αυτές τις περιπτώσεις χρειάζεται να καταφύγουμε σε μια τεχνική που ονομάζεται πολλαπλή παλινδρόμηση (multiple regression). Δεν εξετάσαμε συνεπώς μια κατάσταση στην οποία η μόνη μεταβλητή που επηρέαζε την τιμή του Ολλανδικού Χρηματιστηριακού Δείκτη ήταν οι επενδύσεις. Αυτή η κατάσταση άλλωστε φαίνεται να είναι εκτός πραγματικότητας. Σύμφωνα με την οικονομική θεωρία, η ζήτηση μπορεί να επηρεάζεται από πολλές διαφορετικές μεταβλητές. Το  $\varepsilon$  είναι και πάλι μια τυχαία μεταβλητή που ονομάζεται όρος σφάλματος (error terms) και που αντιπροσωπεύει την επίδραση όλων των δυνατών παραμέτρων εκτός της

τιμής των επενδύσεων και των επιτοκίων και οι οποίες ενδέχεται να επηρεάζουν την τιμή του Ολλανδικού Χρηματιστηριακού δείκτη.

Έτσι, αν  $Y_1 \dots Y_n$  οι παρατηρήσεις της  $Y$  στα επίπεδα αντίστοιχα,  $X_1 \dots X_n$  της  $X$ , τότε ισχύει:

$$Y_i = b_0 + b_1 X_i + b_2 X_i + \dots + b_5 X_i + \varepsilon_i \quad i=1 \dots n$$

Όπου  $\varepsilon_i$  ο όρος σφάλματος.

$$Y_i = b_0 + b_1 X_i + b_2 X_i + \dots + b_5 X_i + \varepsilon_i$$

### ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΩΝ ΠΑΡΑΜΕΤΡΩΝ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ

#### I. Για την ερμηνευτική μεταβλητή

Οι τιμές  $X_i$ ,  $i=1 \dots n$  είναι σταθερές, όχι όλες ίσες μεταξύ τους που επιλέγονται από τον ερμηνευτή και μετριοούνται χωρίς σφάλμα. Αυτό σημαίνει ότι η  $X$  μπορεί να προκαλεί μεταβολές στην  $Y$  αλλά όχι το αντίστροφο. Καθώς η  $Y$  είναι τυχαία μεταβλητή, αν προκαλούσε μεταβολές στην  $X$  θα ήταν κι αυτή τυχαία. Η συνθήκη αυτή είναι πολύ περιοριστική ιδιαίτερα για τις οικονομικές μεταβλητές οι οποίες είναι σχεδόν πάντα τυχαίες. Αποδεικνύεται όμως ότι η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων ορίζει άριστους εκτιμητές και όταν ισχύει η λιγότερο περιοριστική συνθήκη:

Οι  $X_i$  είναι παρατηρήσεις της τυχαίας μεταβλητής  $X$  η οποία είναι ασυσχέτιστη με κάθε διαταρακτικό όρο  $\varepsilon_i$ ,  $i=1, \dots, n$ . Στην περίπτωση αυτή όλες οι εκτιμήσεις και οι αναγωγές γίνονται υπό συνθήκη των παρατηρήσεων  $X_i$ .

#### II. Για τον όρο σφάλματος

Ισχύει:

- $E(\varepsilon_i) = 0 \Leftrightarrow E(Y_i) = b_0 + b_1 X_i$ ,  $i=1, \dots, n$
- $\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 \Leftrightarrow \text{var}(Y_i) = \sigma^2$ ,  $i=1, \dots, n$
- $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \Leftrightarrow \text{cov}(Y_i, Y_j) = 0$ ,  $i$  διαφορετικό του  $j$
- $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \Leftrightarrow Y_i \sim N(b_0 + b_1 X_i, \sigma^2)$ ,  $i=1, \dots, n$
- $Y_i = b_0 + b_1 X_i + \varepsilon_i \quad i=1 \dots n$

Οι παραπάνω συνθήκες ορίζουν ένα μοντέλο δειγματοληψίας στο οποίο οι παρατηρήσεις  $Y_i$  είναι ανεξάρτητες, έχουν την ίδια κατανομή, ίδια διακύμανση και μέση τιμή που βρίσκεται επάνω σε μια ευθεία με σταθερό όρο  $b_0$  και κλίση  $b_1$ . Η ευθεία αυτή ονομάζεται θεωρητική ή ευθεία παλινδρόμησης πληθυσμού.

Σε ένα πρακτικό πρόβλημα εκτίμησης απλού μοντέλου παλινδρόμησης θεωρούμε καταρχήν ότι ισχύουν όλες οι υποθέσεις που ορίζουν το απλό γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης εκτός αν έχουμε ισχυρές ενδείξεις για το αντίθετο. Τέτοιες ενδείξεις μπορούν να προκύψουν από το διάγραμμα διασποράς των δεδομένων.

### ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΤΩΝ SST, SSR, SSE ΚΑΙ ΤΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΥ

Συντελεστής προσδιορισμού ονομάζεται η ποσοστιαία μείωση του σφάλματος (percent reduction error). Ο Συντελεστής προσδιορισμού ( $R^2$ ) μετρά το βαθμό αξιοπιστίας της γραμμικής παλινδρόμησης. Η μέγιστη τιμή που μπορεί να πάρει είναι η μονάδα (1). Όσο μικρότερο το  $R^2$  τόσο μικρότερη και η αξιοπιστία της γραμμικής παλινδρόμησης. Για να είναι ικανοποιητικό το  $R^2$  θα πρέπει να είναι κοντά στο 1 ή τουλάχιστον μεγαλύτερο του 0,5! Από τον ορισμό προκύπτει ότι ισχύει  $0 < R^2 < 1$ . Όσο ο όρος SSR είναι μεγαλύτερος από τον SSE, ή ισοδύναμα όσο πιο κοντά στη μονάδα είναι ο συντελεστής  $R^2$ , τόσο μεγαλύτερη συγκριτικά είναι η ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου παλινδρόμησης. Ειδικότερα αν  $R^2=1$  η ευθεία περνάει από όλα τα σημεία  $(x_i, y_i)$  του διαγράμματος διασποράς. Επίσης ο δείκτης προσαρμογής ή προσδιορισμού δείχνει το ποσοστό της εξαρτημένης μεταβλητής που ερμηνεύεται από τις μεταβολές της ανεξάρτητης μεταβλητής.

Στην περίπτωση μας ο συντελεστής προσδιορισμού είναι:

$$R^2=0,8963$$

Αυτό σημαίνει ότι το **89,63%** της συνολικής μεταβλητικότητας της εξαρτημένης μεταβλητής  $Y$  (Ολλανδικός Χρηματιστηριακός Δείκτης) οφείλεται στη σχέση που υπάρχει ανάμεσα στις μεταβλητές  $X$ ,  $Y_1$  και  $Y_2$  και το υπόλοιπο **10,37%** της διακύμανσης της μεταβλητής οφείλεται σε άλλες άγνωστες αιτίες.

Άρα ο συντελεστής προσδιορισμού μας είναι σχετικά ικανοποιητικός.

$$SST = \sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \text{Ολικό Άθροισμα Τετραγώνων (Total Sum of Squares)}$$

^ \_

$SSR = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \text{Άθροισμα Τετραγώνων Παλινδρόμησης (Regression Sum of Squares)}$

$SSE = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \text{Άθροισμα Τετραγώνων των Σφαλμάτων (Error Sum of Squares)}$

Οπότε  $SST = SSR + SSE$

### ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΤΩΝ t-test ΚΑΙ F ΓΙΑ ΤΟΥΣ ΕΚΤΙΜΗΤΕΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ

Με την F ελέγχουμε τη σημαντικότητα όλων των μεταβλητών, ενώ με τη t ελέγχουμε ξεχωριστά κάθε σημαντικότητα της κάθε μεταβλητής.

$H_0: b_1 = 0$

$H_\epsilon: b_1 \neq 0$

ΚΑΙ

$H_0: b_0 = 0$

$H_\epsilon: b_0 \neq 0$

### Το κριτήριο αποφάσεως

Απορρίπτουμε την  $H_0$  στο επίπεδο σημαντικότητας 0,05 εάν

$t < -t_{0,025, n-2} = -t_{0,025, 18}$  (διαίρω με 2 γιατί είναι συμμετρικά, αλλά και γιατί αυτός είναι ο αριθμός των παραμέτρων) ή

$t > t_{0,025, n-2} = t_{0,025, 18}$  βαθμούς ελευθερίας

### Κριτήριο F

Για να προσδιορίσουμε τη σημαντικότητα της τιμής του  $R^2$  (δηλαδή αν είναι σημαντικά διάφορη του μηδενός, υπολογίζουμε την τιμή του δείκτη F για ένα επίπεδο σημαντικότητας που επιθυμούμε (π.χ. 95%). Εάν έχουμε αριθμό

δεδομένων (ή χαλαρή συσχέτιση) η τιμή του  $R^2$  μπορεί να είναι πλασματικά μεγάλη.

Βέβαια στην περίπτωση της απλής παλινδρόμησης το F test μας παρέχει τα ίδια αποτελέσματα με το t test δηλαδή αν το t test μας υποδείξει ότι το  $b_1 \neq 0$  και άρα η σχέση είναι στατιστικά σημαντική το ίδιο θα μας υποδείξει και το F test. Αν όμως έχουμε περισσότερες από μια ανεξάρτητες μεταβλητές τότε μόνο το F test μπορεί να υποδείξει ότι η σχέση της εξαρτημένης μεταβλητής με της ανεξάρτητης είναι ολικά στατιστικά σημαντική. Αν το F είναι μεγαλύτερο από το «κρίσιμο  $F_\alpha$ » -για ένα προκαθορισμένο επίπεδο εμπιστοσύνης- των σχετικών πινάκων της κατανομής F τότε σημαίνει ότι υπάρχει συσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής X (ή του συνόλου των ανεξάρτητων μεταβλητών σε μια πολλαπλή παλινδρόμηση) και της εξαρτημένης Y.

### ΕΞΕΤΑΣΗ ΓΙΑ ΥΠΑΡΞΗ ΑΚΡΑΙΩΝ ΣΗΜΕΙΑ

Ένα σημείο των δεδομένων το οποίο είναι ασυνήθιστο σε σχέση με τα υπόλοιπα ονομάζεται ακραίο (outlier). Η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων η οποία «τιμωρεί» περισσότερο ένα μεγάλο σφάλμα από 2 ισοδύναμα μικρά, είναι πολύ ευαίσθητη στα ακραία σημεία. Έτσι, είναι δυνατό οι εκτιμήσεις στις οποίες καταλήγει και τα συνακόλουθα συμπεράσματα να διαμορφώνονται από μερικά ακραία σημεία και άρα να είναι λανθασμένα. Πριν εφαρμόσουμε λοιπόν τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων είναι απαραίτητο να ελέγξουμε αν στα δεδομένα υπάρχουν ακραία σημεία και αν ναι να ερευνήσουμε που οφείλονται και αναλόγως να τα αντιμετωπίσουμε.

Σε αυτή την περίπτωση λοιπόν θα πρέπει να εφαρμόσουμε ένα νέο μοντέλο πολλαπλής παλινδρόμησης, όμως επειδή δεν μπορούμε να εντοπίσουμε καμία αιτία για την εμφάνιση των απομονωμένων τιμών, θα πρέπει να τις αφήσουμε στην παλινδρόμηση και να τις εντοπίσουμε ως τυχαίο σφάλμα.

### ΕΥΡΕΣΗ ΥΠΑΡΞΗΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΣΕ ΕΠΙΠΕΔΟ ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑΣ 0,05 (DURBIN-WATSON)

Υπάρχουν διάφορες διαδικασίες για τη μέτρηση του μεγέθους της αυτοσυσχέτισης και ελέγχων για την παρουσία της. Το περισσότερο αποδεκτό κριτήριο ελέγχου δίνεται από το τεστ Durbin-Watson. Οι εκτιμήτριες ελαχίστων τετραγώνων είναι λιγότερο αξιόπιστες σε αυτήν την περίπτωση και τα προγράμματα παλινδρόμησης για υπολογιστές υπολογίζουν κανονικά την τιμή ενός στατιστικού στοιχείου που ονομάζεται στατιστικό στοιχείο Durbin-Watson. Το τεστ αυτό εμπεριέχει τον προσδιορισμό του αν ή όχι η συσχέτιση ανάμεσα στα κατάλοιπα είναι ή δεν είναι μηδενική. Για το τεστ Durbin-Watson η μηδενική και εναλλακτική υπόθεση είναι:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

-Αν  $DW > D_U$ , ή  $DW < 4 - D_U$  αποδεχόμαστε την  $H_0$  και άρα δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

-Αν  $DW < D_L$ , ή  $DW > 4 - D_L$  αποδεχόμαστε την  $H_1$  και άρα υπάρχει αυτοσυσχέτιση

-Αν  $D_U \leq DW \leq D_L$ , ή  $4 - D_U \leq DW < 4 - D_L$  το τεστ δεν καταλήγει σε συμπέρασμα

### **3.3 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ**

Στην ανάλυση συσχέτισης μας ενδιαφέρει να δούμε αν δυο τυχαίες μεταβλητές  $X$  και  $Y$  συνδέονται με μια σχέση και πόσο στενή είναι αυτή η σχέση. Η ανάλυση συσχέτισης εφαρμόζεται είτε αυτοτελώς, είτε ως ένα προκαταρκτικό στάδιο πριν από την ανάλυση παλινδρόμησης. Έτσι, όταν έχουμε πολλές υποψήφιες ερμηνευτικές μεταβλητές η ανάλυση συσχέτισης μπορεί καταρχήν να δείξει ποιες από αυτές συνδέονται περισσότερο με την εξαρτημένη μεταβλητή και θα πρέπει να περιληφθούν στο μοντέλο. Οι συντελεστές συσχέτισης συνδέονται στενά με τους συντελεστές παλινδρόμησης όμως το αναλυτικό πλαίσιο συνεπώς και το πεδίο εφαρμογών



των 2 μεθόδων είναι διαφορετικό. Στην ανάλυση συσχέτισης οι 2 μεταβλητές X και Y είναι τυχαίες και αντιμετωπίζονται συμμετρικά.

Η συνδιακύμανση εκφράζεται σε μονάδες X-Y. διαιρώντας την με το γινόμενο  $S_x S_y$  προκύπτει ένα μέτρο γραμμικής συμμεταβολής που είναι απαλλαγμένο από μονάδες μέτρησης και ονομάζεται συντελεστής συσχέτισης του Pearson ή του γινομένου των ροπών. Ο συντελεστής αυτός συμβολίζεται με  $r_{xy}$ . Ο συντελεστής  $r_{xy}$  είναι καθαρός αριθμός επιτρέποντας έτσι τις συγκρίσεις, ενώ παράλληλα έχει ενδιαφέρουσες στατιστικές ιδιότητες.

### Βιβλιογραφία

- Σημειώσεις Δριτσάκη Νικολάου (2006-2007), Καθηγητή Πανεπιστημίου Μακεδονίας, Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής, Μεταπτυχιακού Επιχειρηματικής Πληροφορικής
- Σημειώσεις Σαριαννίδη Νικολάου (2001-2004), Καθηγητή ΤΕΙ Δυτικής Μακεδονίας, Τμήματος Χρηματοοικονομικών εφαρμογών

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

# ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΚΑΙ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ ΠΟΥ ΣΥΜΜΕΤΕΧΟΥΝ ΣΤΗΝ ΕΡΕΥΝΑ

### **4.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ**

*Επένδυση (Investment): Επένδυση είναι η αγορά από τις οικονομικές μονάδες νέων κεφαλαιουχικών αγαθών*

*Επιτόκιο (Rate): Επιτόκιο είναι η αμοιβή του κεφαλαίου*

Η εμπειρική σχέση που παρατηρούμε μεταξύ επενδύσεων και επιτοκίων εξαρτάται από τις εξωγενείς μεταβολές που έχουν συντελεστεί. Οι Ξένες Άμεσες Επενδύσεις (ΞΑΕ) (Foreign Direct Investments - FDI) έχουν μετατραπεί σε έναν ισχυρό παράγοντα ολοκλήρωσης της παγκόσμιας οικονομίας, με ρυθμούς ανάπτυξης οι οποίοι τα τελευταία έτη υπερβαίνουν εκείνους του εμπορίου. Η αύξηση των ξένων επενδύσεων έχει οδηγήσει σε μία θεωρητική αναζήτηση των παραγόντων οι οποίοι επηρεάζουν την ανάληψη επιχειρηματικών σχεδίων σε ξένη χώρα. Αυτοί μπορεί να είναι:

i) Μακροοικονομικοί προσδιοριστικοί παράγοντες, όπως το μέγεθος της αγοράς, ο ρυθμός ανάπτυξης της χώρας υποδοχής, οι τιμές των παραγωγικών συντελεστών, τα επιτόκια, η επιχειρηματική κερδοφορία και τέλος τα μέτρα προστασίας των εγχώριων παραγωγικών μονάδων (Dunning 1993, Katrakilidis κ.α. 1997, Apergis κ.α. 2002).

ii) Μικροοικονομικοί προσδιοριστικοί παράγοντες, οι οποίοι προκύπτουν από τη θεωρία της βιομηχανικής οργάνωσης και έχουν να κάνουν με χαρακτηριστικά της επιχείρησης, όπως η διαφοροποίηση του προϊόντος, η φάση του κύκλου ζωής του, καθώς και το μέγεθος της επιχείρησης (Dunning 1998).

iii) Θεσμικοί και άλλοι παράγοντες, όπως το επίπεδο του ανθρώπινου κεφαλαίου, κίνητρα και ρυθμίσεις σχετικές με τις ΞΑΕ κ.ά., οι οποίοι επιδρούν κυρίως έμμεσα στην απόφαση για ανάληψη επιχειρηματικής δράσης σε μία ξένη χώρα.

## **4.2 ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ**

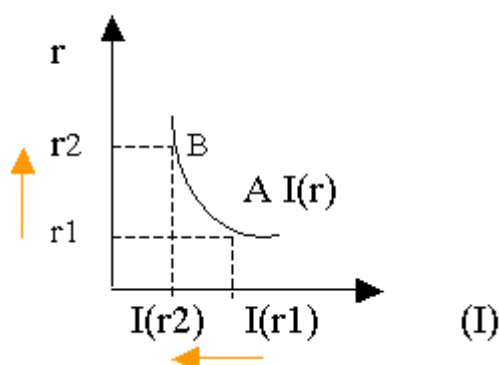
### **ΣΧΕΣΗ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ ΚΑΙ ΕΠΙΤΟΚΙΟΥ**

- Σχέσεις ισορροπίας
- Μπορεί να μετακινείται η συνάρτηση ζήτησης επενδύσεων (ζήτηση δανειακών κεφαλαίων)
- Μπορεί να μετακινείται η συνάρτηση αποταμίευσης (προσφορά δανειακών κεφαλαίων)

Η αρνητική σχέση επιτοκίου επενδύσεων ισχύει ούτως ή άλλως, ακόμα και αν μια επιχείρηση διαθέτει τα απαιτούμενα κεφάλαια για την πραγματοποίηση της επένδυσης. Όταν μια επιχείρηση θέλει να πραγματοποιήσει μια επένδυση και δεν διαθέτει το απαιτούμενο κεφάλαιο, θα προσφύγει στο δανεισμό. Το κόστος του κεφαλαίου (επιτόκιο) θα πρέπει να συμπεριληφθεί στον υπολογισμό του κόστους της επένδυσης. Όσο υψηλότερο το επιτόκιο, τόσο μεγαλύτερη θα πρέπει να είναι η απόδοση μιας επένδυσης προκειμένου να αναληφθεί και τόσο λιγότερα επενδυτικά προγράμματα θα εκτιμούνται ως κερδοφόρα.

Ακόμα, όμως, και αν μια επιχείρηση διαθέτει το απαιτούμενο ύψος κεφαλαίου, μία από τις εναλλακτικές τοποθετήσεις του, είναι και τα τοκοφόρα περιουσιακά στοιχεία. Προκειμένου να πραγματοποιηθεί μια επένδυση (σε πάγιο εξοπλισμό) θα πρέπει η αναμενόμενη απόδοσή της να είναι μεγαλύτερη από το επιτόκιο. Σε αυτή την περίπτωση, το επιτόκιο είναι το κόστος ευκαιρίας του κεφαλαίου. Κατά την κενσισιανή προσέγγιση, η κλασική διχοτόμος αίρεται μέσω των σχέσεων επιτοκίου επενδύσεων και ζήτησης επενδύσεων. Η επένδυση ( $I$ ) είναι αρνητική συνάρτηση του επιτοκίου ( $r$ ), δηλαδή, όταν αυξάνεται το επιτόκιο, μειώνεται η επένδυση. Το επιτόκιο

καθορίζεται από τις νομισματικές αρχές (Κεντρική Τράπεζα) μέσω της νομισματικής πολιτικής.



σχήμα 4: Σχέση επιτοκίου-επένδυσης

Οι επενδύσεις εξαρτώνται από το **πραγματικό επιτόκιο**:  $I = I(r)$

$$I = I(r)$$

$$S = I(r)$$

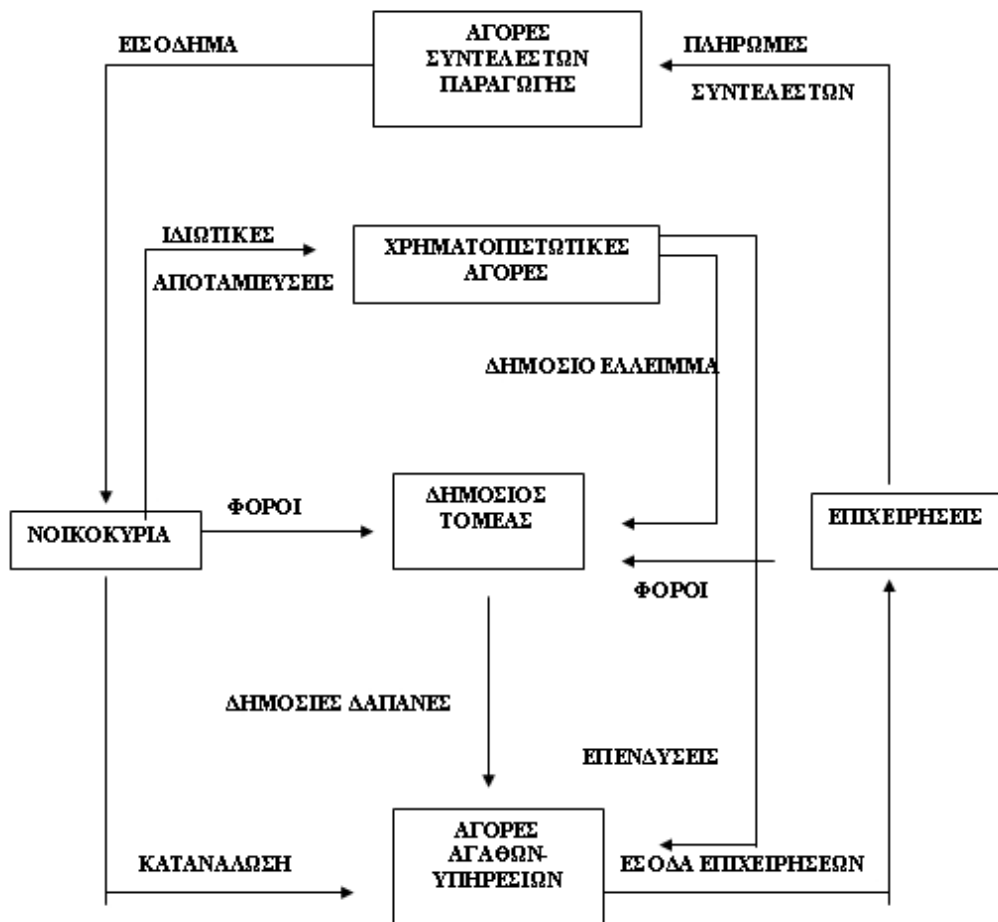
Προσφορά επενδυτικών κεφαλαίων : S Δανείων

Ζήτηση επενδυτικών κεφαλαίων: D Δανείων

r: τιμή επενδυτικών κεφαλαίων εξισορροπεί προσφορά και ζήτηση επενδυτικών κεφαλαίων

#### ΑΡΣΗ ΤΗΣ ΚΛΑΣΙΚΗΣ ΔΙΧΟΤΟΜΟΥ

Έχοντας εισάγει την επένδυση ενδογενώς πλέον στο υπόδειγμα, η συνάρτηση προγραμματισμένης δαπάνης είναι  $E=C+I(r)+G$ . Αν μειωθεί το επιτόκιο, θα αυξηθεί η δαπάνη για επενδύσεις και συνεπώς το προϊόν (εισόδημα) ισορροπίας της οικονομίας.



Σχήμα 5: Επένδυση, επιτόκιο και εισόδημα

### ΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΠΟΥ ΕΠΗΡΕΑΖΟΥΝ ΤΙΣ ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ

Οι δαπάνες για επενδύσεις διακρίνονται στις εξής κατηγορίες: στις επενδύσεις παγίου κεφαλαίου, στις επενδύσεις για κατοικίες και τα αποθέματα. Εστιάζοντας στις επενδύσεις παγίου κεφαλαίου (που αφορούν στη δαπάνη για μηχανήματα, διαρκή εξοπλισμό και άλλα πάγια στοιχεία), οι βασικότεροι παράγοντες που τις επηρεάζουν είναι:

1. Το Οριακό Προϊόν του επενδυμένου κεφαλαίου
2. Το Οριακό Κόστος του επενδυμένου κεφαλαίου (το κόστος του κεφαλαίου είναι το επιτόκιο είτε ως κόστος δανεισμού είτε ως κόστος ευκαιρίας των εναλλακτικών επενδυτικών τοποθετήσεών του)
3. Η αναμενόμενη απόδοση (κέρδη)

4. Η φορολογική πολιτική
5. Η πολιτική κινήτρων για επενδύσεις
6. Το (πραγματικό) κόστος των λοιπών παραγωγικών συντελεστών (π.χ. εργασία όπου συνεκτιμάται και το θεσμικό πλαίσιο που διέπει την αγορά εργασίας)
7. Το μακροοικονομικό περιβάλλον και η ανταγωνιστικότητα της οικονομίας
8. Το θεσμικό πλαίσιο που διέπει τη λειτουργία νέων επιχειρήσεων.
9. Το πολιτικό περιβάλλον
10. Η δημόσια διοίκηση

### Η ΕΛΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑ ΤΩΝ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ ΩΣ ΠΡΟΣ ΤΟ ΕΠΙΤΟΚΙΟ

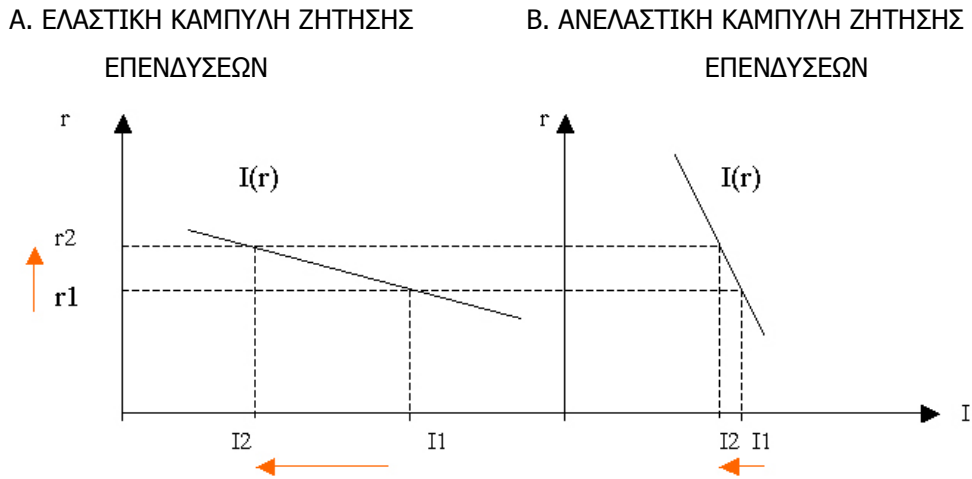
Αν αυξηθεί λοιπόν το επιτόκιο θα πρέπει να μειωθούν οι επενδύσεις όπως και το εισόδημα για να βρεθεί η αγορά προϊόντος σε ισορροπία ( $Y-C-G=I(r)$ ). Ένα ερώτημα που τίθεται στο σημείο αυτό, είναι πόσο ευαίσθητη είναι η μεταβολή των επενδύσεων σε μια μεταβολή του επιτοκίου;

Για να απαντήσει κανείς στο παραπάνω ερώτημα, θα πρέπει να εξετάσει την ελαστικότητα ζήτησης των επενδύσεων ως προς το επιτόκιο (η οποία είναι ιδιαίτερα χρήσιμη για την αξιολόγηση της αποτελεσματικότητας της μακροοικονομικής πολιτικής):

Όταν,

1.  $E_{I,r} < 1$ , τότε η ζήτηση επενδύσεων ως προς το επιτόκιο είναι ανελαστική. Αυτό σημαίνει ότι το επιτόκιο πρέπει να αυξηθεί (μειωθεί) πολύ για να μειωθούν (αυξηθούν) οι επενδύσεις.

2.  $E_{I,r} > 1$ , τότε η ζήτηση επενδύσεων ως προς το επιτόκιο είναι ελαστική. Αυτό σημαίνει ότι αρκεί μια μικρή αύξηση (μείωση) του επιτοκίου για να μειωθούν (αυξηθούν) πολύ οι επενδύσεις.



Σχήμα 6: Η καμπύλη ζήτησης επενδυτικών κεφαλαίων

Συνέπεια της αύξησης του επιτοκίου, είναι η μείωση των ιδιωτικών επενδύσεων (εκτοπισμός του ιδιωτικού τομέα). Έτσι, μέρος της αύξησης του εισοδήματος που προέρχεται από τις μεγαλύτερες δημόσιες δαπάνες, εξουδετερώνεται από την μείωση των επενδύσεων λόγω της αύξησης του επιτοκίου. Όσο πιο ελαστική είναι η ζήτηση επενδύσεων ως προς το επιτόκιο, τόσο περισσότερο αναποτελεσματική είναι η άσκηση δημοσιονομικής πολιτικής, καθώς μια οριακή αύξηση του επιτοκίου θα οδηγήσει σε μεγάλη μείωση των επενδύσεων.

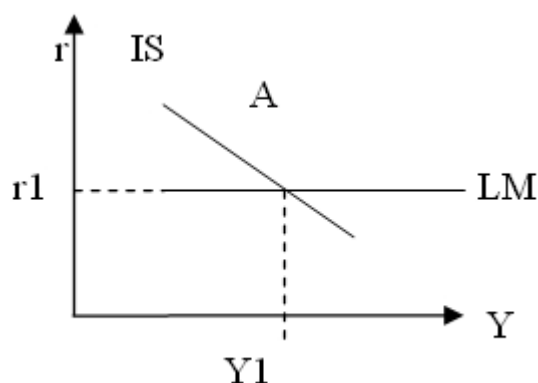
Το αντίθετο θα συμβεί, όταν το κράτος ασκήσει **περιοριστική δημοσιονομική πολιτική**. Αν το κράτος μειώσει τις δημόσιες δαπάνες του (ή αυξήσει την φορολογία), θα μειώσει το εισόδημα, όπως και τα επιτόκια. Η μείωση του εισοδήματος δεν θα είναι αναλογική της μείωσης των δαπανών (ή της αύξησης της φορολογίας), διότι η μείωση του επιτοκίου θα αυξήσει τις επενδύσεις (η οποίες αυξάνουν το εισόδημα).

Σε πολύ χαμηλά επίπεδα επιτοκίου η ελαστικότητα ζήτησης χρήματος ως προς το επιτόκιο είναι **πλήρως ελαστική**. Αν το κράτος ασκήσει επεκτατική δημοσιονομική (αύξηση των δημοσίων δαπανών ή μείωση της φορολογίας), θα μετατοπιστεί η IS **προς τα έξω και δεξιά**, αυξάνοντας το εισόδημα (από  $Y_1$  σε  $Y_2$ ).

Όμως το επιτόκιο παραμένει αμετάβλητο. Σε χαμηλά επίπεδα επιτοκίου η

ζήτηση χρήματος ως περιουσιακό στοιχείο είναι μεγάλη (λόγω του χαμηλού επιτοκίου) και τα άτομα διακρατούν μεγάλη ποσότητα ρευστών. Η αύξηση του εισοδήματος θα αυξήσει τη ζήτηση χρήματος για τη διενέργεια συναλλαγών, χωρίς αυτό να σημαίνει και αύξηση του επιτοκίου, διότι η αυξημένη αυτή ζήτηση θα καλυφθεί από την μεγάλη ποσότητα ρευστών που έχουν στη διάθεσή του τα άτομα.

Η διατήρηση του επιτοκίου σε χαμηλά επίπεδα (και η μη αύξησή του λόγω της επεκτατικής δημοσιονομικής πολιτικής) δεν θα εκτοπίσει τις ιδιωτικές επενδύσεις και συνεπώς η αύξηση των δαπανών (ή η μείωση της φορολογίας) θα οδηγήσει σε μια "καθαρή" αύξηση του προϊόντος, καθιστώντας τη δημοσιονομική πολιτική πλήρως αποτελεσματική.



Σχήμα 7: Η ισορροπία στις αγορές προϊόντος και χρήματος

Σε μια άλλη ακραία περίπτωση όπου η LM είναι κάθετη στον άξονα του εισοδήματος, η ζήτηση χρήματος είναι **πλήρως ανελαστική ως προς το επιτόκιο**. Δηλαδή, η ζήτηση χρήματος είναι συνάρτηση μόνο του εισοδήματος (ζήτηση για συναλλακτικούς σκοπούς) και τα άτομα δεν ζητούν χρήμα ως περιουσιακό στοιχείο (**κλασική υπόθεση για το χρήμα**). Αν αυξηθούν οι δημόσιες δαπάνες, **η IS θα μετατοπιστεί προς τα έξω και δεξιά** αυξάνοντας το επιτόκιο. Η αύξηση αυτή όμως του επιτοκίου, δεν θα τονώσει την προσφορά επενδυτικών κεφαλαίων (καθώς στην περίπτωση αυτή η ζήτηση χρήματος ως προς το επιτόκιο είναι πλήρως ανελαστική), με αποτέλεσμα τον πλήρη εκτοπισμό των ιδιωτικών επενδύσεων.



Συνεπώς, όταν η ζήτηση χρήματος ως προς το επιτόκιο είναι πλήρως ανελαστική και η LM κάθετη στον άξονα του εισοδήματος, η άσκηση επεκτατικής πολιτικής θα αυξήσει μόνο το επιτόκιο (ονομαστικό μέγεθος) και δεν θα επηρεάσει το επίπεδο του εισοδήματος (πραγματικό μέγεθος), καθιστώντας αναποτελεσματική την άσκηση της δημοσιονομικής πολιτικής (κλασική διχοτόμος).

### **4.3 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ**

Όταν αυξάνεται το εισόδημα, αυξάνεται η αποταμίευση (Y-C-G), δηλαδή η προσφορά κεφαλαίων. Όταν αυξάνεται η προσφορά ενός αγαθού (δανειακά κεφάλαια), μειώνεται η τιμή του (επιτόκιο). Με άλλα λόγια, για να ισχύει η ταυτότητα (2), όταν αυξάνεται το αριστερό της σκέλος (αποταμίευση), λόγω της αύξησης του εισοδήματος, θα πρέπει να αυξηθεί και το δεξιό (επένδυση), μέσω της μείωσης του επιτοκίου.

$$\underline{Y-C-G=I(r)}$$

Από τα παραπάνω, μπορούν να συναχθούν δυο χρήσιμα συμπεράσματα που προκύπτουν από την Κεϋνσιανή προσέγγιση:

- Τα ονομαστικά μεγέθη της οικονομίας (πχ προσφορά χρήματος, ονομαστικό επιτόκιο) μπορούν να επηρεάσουν τα πραγματικά της μεγέθη (πχ προϊόν, εισόδημα). Άρα κατά την κεϋνσιανή προσέγγιση δεν ισχύει η κλασική διχοτόμος.
- Υπάρχει μια αρνητική σχέση επιτοκίου (r) και εισοδήματος-παραγωγής (Y). Δηλαδή, όσο μειώνεται το επιτόκιο αυξάνεται το εισόδημα. Η σχέση μεταξύ των δύο αυτών καμπύλων παρίσταται γραφικά από την καμπύλη IS, η οποία δείχνει τους συνδυασμούς εισοδήματος(προϊόντος) και επιτοκίου για τους οποίους η αγορά προϊόντος βρίσκεται σε ισορροπία.

### \*Πρόβλημα ταυτοποίησης

Διαχρονικά παρατηρούμε μείωση των επιτοκίων και αύξηση των επενδύσεων  
ή μείωση των επιτοκίων και παράλληλη μείωση των επενδύσεων

Μακροχρόνια, οι ξένες επενδύσεις υποκαθιστούν τις εγχώριες, όταν το κόστος του κεφαλαίου αυξάνει.

### Βιβλιογραφία

- Κάτος, Α.Β. (2004). Οικονομετρία: Θεωρία και Εφαρμογές, Θεσσαλονίκη, Ζυγός

- Ανδρικόπουλος, Α. (2000). Οικονομετρία. Θεωρία και Εμπειρικές Εφαρμογές.

Αθήνα, Εκδόσεις Μπένου

- <http://www.icap.gr/>

- <http://www.elke.gr/>

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

### ΜΟΝΑΔΙΑΙΑ ΡΙΖΑ

#### 5.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Για να εφαρμόσουμε την ανάλυση της παλινδρόμησης στις χρονικές σειρές θα πρέπει τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται να προέρχονται από στάσιμες διαδικασίες. Οι περισσότερες οικονομικές σειρές είναι μη στάσιμες.

Άρα πριν εφαρμόσουμε την παλινδρόμηση σ' αυτές τις χρονικές σειρές θα πρέπει να κάνουμε τους ελέγχους για τη στασιμότητα των χρονικών αυτών σειρών.

Μια χρονική σειρά λέγεται στάσιμη όταν η τιμή της ταλαντεύεται γύρω από το μέσο, δηλαδή οι τιμές που αυτή παίρνει στα διάφορα χρονικά διαστήματα έχουν τον ίδιο μέσο, την ίδια διακύμανση και η τιμή της συνδιακύμανσής της μεταξύ δύο χρονικών περιόδων εξαρτάται μόνον από την υστέρηση μεταξύ των δύο χρονικών περιόδων, δηλαδή από την απόσταση ανάμεσα στα δύο αυτά χρονικά σημεία και όχι από την πραγματική χρονική περίοδο που υπολογίζεται η συνδιακύμανση

Μια χρονική σειρά  $Y_t$  είναι στάσιμη όταν:

Μέσος:  $E(Y_t) = \mu$

Διακύμανση:  $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$

Συνδιακύμανση:  $Cov(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$

Αν μία τουλάχιστον από τις παραπάνω σχέσεις δεν ισχύει, τότε η χρονική σειρά  $Y_t$  χαρακτηρίζεται μη στάσιμη. Δηλαδή σε μία μη στάσιμη χρονική σειρά τόσο ο μέσος, όσο και η διακύμανση είναι συνάρτηση του χρόνου. Στην πράξη είναι πολύ δύσκολο να βρούμε στάσιμες χρονικές σειρές ιδιαίτερα δε στην οικονομική επιστήμη.

Μια χρονική σειρά δεν είναι στάσιμη όταν παρουσιάζει τάση (ανοδική ή καθοδική), όταν μεταβάλλεται η μεταβλητικότητα της σε συνάρτηση με τον χρόνο ή όταν παρουσιάζει εποχικότητα

## Έλεγχοι της στασιμότητας

Τους ελέγχους της στασιμότητας μπορούμε να τους χωρίσουμε σε δύο κατηγορίες. Στην πρώτη κατηγορία αναφέρονται οι έλεγχοι των γραφικών παραστάσεων, καθώς και των συναρτήσεων αυτοσυσχέτισης, ενώ στη δεύτερη κατηγορία αναφέρονται όλοι οι έλεγχοι των μοναδιαίων ριζών.

Για να διαπιστώσουμε αν μια χρονική σειρά παρουσιάζει στασιμότητα κάνουμε τη γραφική παράσταση των μεταβλητών της.

Η γραφική παράσταση είναι συνήθως το πρώτο βήμα για την ανάλυση οποιασδήποτε χρονικής σειράς.

Αν διαπιστώσουμε την εμφάνιση κάποιας από τις συνιστώσες που αναφέρονται πιο πάνω, δηλαδή τάση, εποχική μεταβολή, κυκλική διακύμανση ή ακανόνιστη μεταβολή, τότε λέμε ότι η χρονική σειρά δεν παρουσιάζει στασιμότητα.

Η υπόθεση της μη στασιμότητας μπορεί να διαπιστωθεί επίσης και από τις γραφικές παραστάσεις των συναρτήσεων της αυτοσυσχέτισης (ACF) των μεταβλητών της χρονικής σειράς (correlogram), ως και της μερικής συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (PACF) και του αντίστοιχου κορελογράμματος (correlogram).

Στη γραφική αυτή παράσταση ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης αρχίζει από πολύ υψηλές τιμές και φθίνει αργά, πράγμα που υποδηλώνει ότι η αντίστοιχη μεταβλητή δεν είναι στάσιμη.

## ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΤΩΝ ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΩΝ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ

Ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης του δείγματος δίνεται από τη σχέση όπου η συνδιακύμανση του δείγματος (χρονικής σειράς) που εξετάζουμε είναι η διακύμανση του δείγματος όπως είναι γνωστό ο εκτιμημένος συντελεστής αυτοσυσχέτισης και παίρνει τιμές από -1 έως +1.

Οι έλεγχοι που κάνουμε στην περίπτωση αυτή είναι:

Ho: Δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των διαταρακτικών όρων (λευκών θορύβων) ή δεν υπάρχει σειριακή συσχέτιση ή  $\rho_k = 0$  ή η χρονική σειρά είναι στάσιμη

Ha: Δεν ισχύει η Ho

Στις παραπάνω υποθέσεις ο συντελεστής  $\rho_k$  αναφέρεται στο συντελεστή αυτοσυσχέτισης του πληθυσμού.

### Box – Pierce

Η στατιστική αυτή των Box and Pierce (1970) χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της υπόθεσης ότι όλοι οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης είναι μηδέν, όπου:

Q = Η στατιστική των Box-Pierce

m = Βαθμοί ελευθερίας

n = Αριθμός παρατηρήσεων

$\rho_k$  = Τιμή της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης

Η στατιστική Q ακολουθεί την  $\chi^2$  – κατανομή, με m βαθμούς ελευθερίας και  $\alpha$  επίπεδο σημαντικότητας. Αν  $Q > \chi^2(\alpha, m)$  τότε η χρονική σειρά δεν είναι στάσιμη. Επειδή η στατιστική αυτή των Box and Pierce δεν είναι αξιόπιστη για μικρά δείγματα οι Ljung – Box πρότειναν μια παραλλαγή της παραπάνω στατιστικής.

## **5.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ**

Είδαμε προηγουμένως πως ο έλεγχος της στασιμότητας μιας χρονικής σειράς μπορεί να γίνει με τη συνάρτηση αυτοσυσχέτισης.

Ένας άλλος τρόπος που χρησιμοποιείται ευρύτατα στην ανάλυση των χρονικών σειρών είναι οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (unit root tests).

Με τον όρο μοναδιαία ρίζα στις μακροοικονομικές σειρές εννοούμε ότι κάποια ρίζα του πολυωνύμου

$$f(x) = 1 - \rho_1 x - \rho_2 x^2 - \rho_3 x^3 - \dots - \rho_n x^n = 0$$

ισούται με τη μονάδα, βρίσκεται δηλαδή πάνω στο μοναδιαίο κύκλο.

Στην περίπτωση αυτή κάθε εξωγενής μεταβολή πάνω σε μια ενδογενή μακροοικονομική μεταβλητή μπορεί να έχει μόνιμη επίδραση σ' αυτή.

Αυτό το αποτέλεσμα μπορούμε να το λάβουμε από ένα αυτοπαλινδρονούμενο υπόδειγμα πρώτης τάξης (first order autoregressive model) AR(1) με

συντελεστή αυτοσυσχέτισης κοντά στη μονάδα και το λευκό θόρυβο  $u_t$  να παίζει το ρόλο της τυχαίας μεταβλητής.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

όπου  $u_t$  η διαδικασία λευκού θορύβου (white noise) με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση.

Σ' αυτό το αυτοπαλινδρομούμενο υπόδειγμα έχει αποδειχθεί ότι ο εκτιμητής είναι μεροληπτικός και υποεκτιμά την παράμετρο  $\rho$ .

Στην περίπτωση όμως για  $\rho = 1$  ο εκτιμητής είναι συνεπής.

Στην περίπτωση που ο συντελεστής αυτοπαλινδρόμησης ισούται με μονάδα ( $\rho=1$ ) έχει δηλαδή μοναδιαία ρίζα (unit root) το υπόδειγμα είναι μια διαδικασία μη στατική. Τότε η παραπάνω συνάρτηση (1) γράφεται:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

Η συνάρτηση αυτή λέγεται τυχαίος περίπατος (random walk) και η χρονική σειρά χαρακτηρίζεται ως μη στάσιμη.

Στην περίπτωση που ο συντελεστής αυτοπαλινδρόμησης είναι μικρότερος της μονάδας το υπόδειγμα είναι μια διαδικασία στάσιμη.

Άρα έχουμε τις δύο παρακάτω υποθέσεις:

H<sub>0</sub>:  $\rho=1$  η διαδικασία  $Y_t$  είναι μη στάσιμη (υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

H<sub>1</sub>:  $|\rho|<1$  η διαδικασία  $Y_t$  είναι στάσιμη (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Στην περίπτωση που ισχύει η H<sub>0</sub> δηλαδή έχουμε μοναδιαία ρίζα τότε έχουμε τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου, δηλαδή έχουμε μία μη στάσιμη διαδικασία.

Οι πιο συνήθεις έλεγχοι για την εξέταση της μοναδιαίας ρίζας είναι ο έλεγχος των Dickey – Fuller και ο έλεγχος των Phillips – Perron.

Οι έλεγχοι αυτοί που καλούνται έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (unit root tests) αντιστοιχούν στην υπόθεση H<sub>0</sub>: $\rho=1$  για την εξίσωση αυτοπαλινδρόμησης.

Εύλογο είναι να σκεφτεί κανείς ότι εκτιμώντας την εξίσωση  $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$  με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων να κάνουμε τον έλεγχο της H<sub>0</sub>:  $\rho=1$  με την κατανομή t-student.

Ο εκτιμητής  $\rho$  όμως μπορεί να είναι μεροληπτικός οπότε η κατανομή t-Student (λόγω συμμετρίας) να μην είναι η κατάλληλη για τον έλεγχο της

μεταβλητής αυτής που χρησιμοποιούμε πολύ δε περισσότερο όταν η διαδικασία είναι και μη στατική.

Οι Dickey- Fuller μέσω των πειραμάτων Monte – Carlo βρήκαν μια κατάλληλη ασύμμετρη κατανομή που χρησιμοποίησαν για τον έλεγχο της υπόθεσης  $H_0: \rho=1$ .

Την κατανομή αυτή μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε για να ξεχωρίσουμε ένα AR(1) υπόδειγμα από μια ολοκληρωμένη σειρά, δηλαδή την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας I(1).

Ο έλεγχος των DF γίνεται με την κατανομή t-student αλλά η σύγκριση για την αποδοχή ή όχι της  $H_0$  γίνεται από τις κριτικές τιμές του MacKinnon. Οι γνωστοί έλεγχοι των Dickey – Fuller (DF) για μοναδιαία ρίζα γίνονται από τις παρακάτω εξισώσεις.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

Αν αφαιρέσω το  $Y_{t-1}$  από τα δύο μέλη της προηγούμενης συνάρτησης θα έχω:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \quad \text{ή}$$

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho-1) Y_{t-1} + u_t \quad \text{ή}$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad \text{όπου } \delta = \rho - 1$$

Δηλαδή αν οι εξισώσεις αυτές έχουν μοναδιαία ρίζα

$$H_0: \rho=1 \quad \text{ή} \quad \delta=0$$

παίρνω τις πρώτες διαφορές και ελέγχω αν οι διαφορές αυτές βοήθησαν στην απομάκρυνση της ρίζας αυτής.

Όπου:

$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  είναι η πρώτη διαφορά και  $u_t$  είναι μια ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία.

Άρα οι δύο παρακάτω υποθέσεις της παραγράφου 1.6 μπορούν να γραφούν και ως εξής:

- $H_0: \delta=0$  η διαδικασία  $Y_t$  είναι μη στάσιμη  
(υπάρχει μοναδιαία ρίζα)
- $H_a: \delta < 0$  η διαδικασία  $Y_t$  είναι στάσιμη  
(δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα)

Επομένως θα μπορούσαμε εδώ να πούμε ότι το πρόβλημα της μοναδιαίας ρίζας μπορεί να εκφραστεί

είτε με  $\rho=1$

είτε με  $\delta=0$

Βέβαια οι έλεγχοι των εκτιμημένων συντελεστών δεν μπορούν να ελεγχθούν με τη συνηθισμένη κατανομή της κατανομής t-Student, αλλά με μία μη τυπική και μη συμμετρική κατανομή που προτάθηκε από τον MacKinnon (1991).

### ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ Dickey – Fuller (DF)

Ο έλεγχος Dickey – Fuller (DF) εξετάζει

- 1) Την συνθήκη κατά την οποία μια διαδικασία έχει μοναδιαία ρίζα
- 2) Κατά πόσο οι πρώτες διαφορές βοηθούν στην απομάκρυνση της ρίζας αυτής.

Έστω το υπόδειγμα

$$\Delta X_t = \delta_2 X_{t-1} + e_t \quad \text{όπου:}$$

$e_t$  είναι μια ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία

Οι υποθέσεις που έχουμε για το υπόδειγμα είναι:

H<sub>0</sub>:  $\delta_2 = 0$  (η χρονική σειρά  $X_t$  είναι τυχαίος περίπατος δηλαδή περιέχει μια μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη-στάσιμη).

H<sub>a</sub>:  $\delta_2 < 0$  (δεν ισχύει η H<sub>0</sub>).

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t-student του συντελεστή  $\delta_2$  είναι μικρότερο ( $t_{\delta_2} < \tau_1$ ) από την κριτική τιμή  $\tau_1$  των πινάκων Dickey – Fuller (1979). Η σύγκριση της τιμής t-student του συντελεστή  $\delta_2$  γίνεται με την τιμή  $\tau_1$  του MacKinnon που έχουμε από τους πίνακες των Dickey – Fuller και όχι με τη γνωστή κατανομή t-student.

Σε πολλές περιπτώσεις είναι πιθανόν η χρονική σειρά που εξετάζουμε να έχει και κάποιο σταθερό όρο, δηλαδή να συμπεριφέρεται σαν ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου με περιπλάνηση (drift).

Στην περίπτωση αυτή το υπόδειγμα είναι:

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_2 X_{t-1} + e_t$$

Οι υποθέσεις που έχουμε για το υπόδειγμα είναι:



$H_0: \delta_2 = 0$  (η σειρά  $X_t$  είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση, δηλαδή περιέχει μια μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη – στάσιμη).

$H_a: \delta_2 < 0$  (δεν ισχύει η  $H_0$ ).

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t-student του συντελεστή  $\delta_2$  είναι μικρότερο ( $t_{\delta_2} < t_2$ ) από την κρίσιμη τιμή  $t_2$  του MacKinnon των πινάκων Dickey – Fuller.

Επίσης υπάρχουν περιπτώσεις που στη χρονική σειρά που εξετάζουμε να υπάρχει εκτός του σταθερού όρου και η χρονική τάση.

Τότε λέμε ότι η σειρά  $X_t$  είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση γύρω από μια στοχαστική τάση.

Στην περίπτωση αυτή το υπόδειγμα είναι:

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 X_{t-1} + e_t$$

Οι υποθέσεις που έχουμε για το υπόδειγμα είναι:

$H_0: \delta_2 = 0$  (η σειρά  $X_t$  είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση γύρω από μια στοχαστική τάση, δηλαδή περιέχει μια μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη – στάσιμη).

$H_a: \delta_2 < 0$  (δεν ισχύει η  $H_0$ ).

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t-student του συντελεστή  $\delta_2$  είναι μικρότερο ( $t_{\delta_2} < t_3$ ) από την κρίσιμη τιμή  $t_3$  του MacKinnon των πινάκων Dickey-Fuller.

Στους τρεις ελέγχους που εξετάζουμε, έχουμε την υπόθεση ότι η μεταβλητή  $e_t$  είναι μια ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία.

### Επαυξημένος έλεγχος Dickey – Fuller (ADF)

Στον έλεγχο των Dickey – Fuller (DF) και στα τρία υποδείγματα που χρησιμοποιήσαμε προηγουμένως κάνουμε την υπόθεση ότι ο διαταρακτικός όρος  $e_t$  είναι μια ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία. Αν ο όρος  $e_t$  δεν είναι ανεξάρτητος όπως αναφέραμε πιο πάνω, λόγω πιθανών συσχετίσεων στη χρονική σειρά, τότε χρησιμοποιούμε τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey – Fuller (Augmented Dickey – Fuller test) ο οποίος είναι ένας τροποποιημένος έλεγχος των DF. Με άλλα λόγια ο προηγούμενος έλεγχος των Dickey – Fuller (DF) ήταν ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα πρώτης τάξης AR(1).

Στην περίπτωση που μία χρονική σειρά ακολουθεί ένα αυτοπαλινδρόμο υπόδειγμα τάξης μεγαλύτερης από την πρώτη, τότε η χρήση των υποδειγμάτων των Dickey – Fuller (DF) δηλαδή των υποδειγμάτων AR(1) για τον έλεγχο ύπαρξης της μοναδιαίας ρίζας θα έχει ως συνέπεια την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Στην περίπτωση αυτή θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε ένα AR(p) υπόδειγμα όπου η τάξη  $p$  να είναι αρκετά μεγάλη ώστε τα κατάλοιπα να μην αυτοσυσχετίζονται. Για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας στα υποδείγματα αυτά δηλαδή στα υποδείγματα AR(p) χρησιμοποιούμε τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey – Fuller (ADF) ο οποίος διαφέρει από αυτό των DF στο ότι στο δεξί μέλος περιλαμβάνει επιπλέον τις υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής οι οποίες διορθώνουν την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Η τροποποίηση αυτή περιλαμβάνει την εισαγωγή χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής και για τα τρία υποδείγματα που χρησιμοποιήσαμε στον έλεγχο των Dickey – Fuller (DF). Οι υποθέσεις αυτές ελέγχονται και πάλι με το στατιστικό  $t$  χρησιμοποιώντας και πάλι τις κριτικές τιμές του MacKinnon από τον πίνακα των Dickey – Fuller. Ο έλεγχος επομένως είναι ίδιος με τον απλό έλεγχο των Dickey – Fuller (DF) και διαφέρει μόνο η εξίσωση της παλινδρόμησης η οποία έχει επαυξηθεί με τις υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής.

Οι Dickey – Fuller έχουν δείξει ότι η ασυμπτωτική κατανομή του στατιστικού  $t$  για τον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας είναι ανεξάρτητος από τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής. Αυτό που επηρεάζει τις τιμές της κατανομής  $t$  είναι η παρουσία ή όχι των προσδιοριστικών όρων όπως είναι η σταθερά και η τάση.

Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων θα πρέπει να είναι τέτοιος ώστε να μην έχουμε αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα. Για τον προσδιορισμό του κατάλληλου αριθμού των χρονικών υστερήσεων μπορεί να χρησιμοποιηθεί ο έλεγχος των Breusch – Godfrey ή αλλιώς το στατιστικό κριτήριο του Lagrange Multiplier (LM). Επίσης πολλοί ερευνητές χρησιμοποιούν και κάποιο κριτήριο για την διαδικασία της επιλογής του υποδείγματος όπως τα κριτήρια των Akaike (AIC) και Schwartz (SCH), ή υποθέτουν ένα καθορισμένο αριθμό χρονικών υστερήσεων.

Επομένως πριν προχωρήσουμε στους επαυξημένους ελέγχους των Dickey – Fuller (ADF) πρέπει να κάνουμε τον έλεγχο της υπόθεσης του

λευκού θορύβου δηλαδή την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων. Ο μέγιστος αριθμός των χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής που μπορούμε να εισάγουμε στα υποδείγματα του επαυξημένου ελέγχου των Dickey – Fuller δεν μπορεί να είναι μεγαλύτερος από την ποσότητα (βλέπε Dickey and Said 1984), όπου η ο αριθμός των παρατηρήσεων του δείγματος.

Έλεγχος της υπόθεσης του λευκού θορύβου (επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων)

Στις περισσότερες οικονομικές χρονικές σειρές υπάρχει υψηλή συσχέτιση μεταξύ της τρέχουσας μεταβλητής και των τιμών που παίρνει αυτή σε προηγούμενες περιόδους. Στην περίπτωση αυτή η εκτίμηση του υποδείγματος με χρονικές υστερήσεις μπορεί να έχει σαν αποτέλεσμα την εμφάνιση του προβλήματος της πολυσυγγραμμικότητας (ύπαρξη γραμμικών σχέσεων μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών) με συνέπεια να υπάρξουν προβλήματα στη σταθερότητα, την αποτελεσματικότητα και την αξιοπιστία των εκτιμητών.

Για την επιλογή των χρονικών αυτών υστερήσεων (σε περίπτωση που δε δίνονται από την οικονομική θεωρία) χρησιμοποιούμε τα παρακάτω κριτήρια. Το συντελεστή πολλαπλού προσδιορισμού τον διορθωμένο ως προς τους βαθμούς ελευθερίας. Τα κριτήρια των Akaike (1973) (AIC) και του Schwartz (1978) (SBC), καθώς και το κριτήριο της μεγιστοποίησης της λογαριθμικής πιθανοφάνειας, όπως και το κριτήριο των Hannan and Quinn (1979) (HQC), ενώ για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα χρησιμοποιούμε τον έλεγχο των Breusch – Godfrey ή αλλιώς το test του πολλαπλασιαστή του Lagrange (LM) που ταυτόχρονα επανελέγχει και την επιλογή των χρονικών υστερήσεων.

Τα κριτήρια αυτά (που δεν αποτελούν συγκεκριμένη κατανομή) καθορίζουν την αύξηση της ερμηνευτικής ικανότητας του υποδείγματος από την μία επιπλέον χρονική υστέρηση με το χάσιμο του αντίστοιχου βαθμού ελευθερίας. Επομένως επιλέγουμε εκείνη την εξειδίκευση του υποδείγματος που μας υποδεικνύουν τα κριτήρια αυτά.

### Συντελεστής διορθωμένου πολλαπλού προσδιορισμού

Σύμφωνα με το διορθωμένο συντελεστή πολλαπλού προσδιορισμού ως κατάλληλο αριθμό χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούμε αυτόν που μας δίνει τη μεγαλύτερη τιμή στο συντελεστή αυτό.

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k} (1 - R^2)$$

όπου:

$n$  = Το μέγεθος του δείγματος.

$k$  = Ο αριθμός των συντελεστών της παλινδρόμησης (ο αριθμός των παραμέτρων που εκτιμήθηκαν).

$R^2$  = Ο συντελεστής προσδιορισμού.

### ΚΡΙΤΗΡΙΟ ΤΟΥ Akaike

Σύμφωνα με το κριτήριο του Akaike (1973) (AIC) ως αριθμό των χρονικών υστερήσεων  $p$  επιλέγουμε εκείνον που ελαχιστοποιεί την παρακάτω συνάρτηση

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2}{n}k \quad \text{όπου:}$$

$k$  = Ο αριθμός των συντελεστών της παλινδρόμησης (ο αριθμός των παραμέτρων που εκτιμήθηκαν)

$n$  = Το μέγεθος του δείγματος.

$\hat{\sigma}^2$  = Είναι η διακύμανση των καταλοίπων η οποία ισούται με το τετράγωνο των καταλοίπων διαιρούμενο με τους βαθμούς ελευθερίας  $n - k$ .

Άρα η παραπάνω συνάρτηση μπορεί να γραφεί και ως εξής:

$$AIC = \ln\left(\frac{RSS}{n-k}\right) + \frac{2}{n}k \quad \text{όπου:}$$

RSS = Το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων.

### ΚΡΙΤΗΡΙΟ ΤΟΥ Schwartz

Σύμφωνα με το κριτήριο του Schwartz (1978) (SBC) ως αριθμό των χρονικών υστερήσεων  $p$  επιλέγουμε εκείνον που ελαχιστοποιεί την παρακάτω συνάρτηση

$$SBC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{k}{n} \ln n \quad \text{όπου:}$$

$k$  = ο αριθμός των συντελεστών της παλινδρόμησης (ο αριθμός των παραμέτρων που εκτιμήθηκαν).

$n$  = Το μέγεθος του δείγματος.

= Είναι η διακύμανση των καταλοίπων η οποία ισούται με το τετράγωνο των καταλοίπων διαιρούμενο με τους βαθμούς ελευθερίας  $n-k$ .

Άρα η παραπάνω συνάρτηση μπορεί να γραφεί και ως εξής:

$$SBC = \ln\left(\frac{RSS}{n-k}\right) + \frac{k}{n} \ln n \quad \text{όπου:}$$

RSS = Το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων

### ΚΡΙΤΗΡΙΟ ΤΩΝ Hannan and Quinn

Σύμφωνα με το κριτήριο των Hannan and Quinn (1979) (HQC) ως αριθμό των χρονικών υστερήσεων  $p$  επιλέγουμε εκείνον που ελαχιστοποιεί την παρακάτω συνάρτηση:

$$HQC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{n} (\ln(\ln n)) \quad \text{όπου:}$$

$k$  = ο αριθμός των συντελεστών της παλινδρόμησης (ο αριθμός των παραμέτρων που εκτιμήθηκαν).

$n$  = Το μέγεθος του δείγματος.

= Είναι η διακύμανση των καταλοίπων η οποία ισούται με το τετράγωνο των καταλοίπων διαιρούμενο με τους βαθμούς ελευθερίας  $n-k$ .

Άρα η παραπάνω συνάρτηση μπορεί να γραφεί και ως εξής:

$$HQC = \ln\left(\frac{RSS}{n-k}\right) + \left(\frac{2 \ln \ln n}{n}\right) k$$

όπου:

RSS= Το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων.

Βέβαια για την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων καλό θα ήταν να συμφωνούν όλα τα κριτήρια που παραθέτουμε παραπάνω. Αυτό όμως είναι αδύνατο, για το λόγο αυτό παίρνουμε εκείνο τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων που συμφωνούν τα περισσότερα κριτήρια. Τα κριτήρια που συνήθως χρησιμοποιούνται είναι αυτά του Akaike και Schwartz με το κριτήριο του Akaike να χρησιμοποιείται περισσότερο στις χρονικές σειρές.

Επομένως πρώτα θα πρέπει να βρούμε τον κατάλληλο αριθμό των χρονικών υστερήσεων. Είναι φανερό ότι η αύξηση των χρονικών υστερήσεων των διαφορών στην συνάρτηση των Dickey – Fuller προκαλεί μείωση στους βαθμούς ελευθερίας, αφού εκτιμούμε περισσότερες παραμέτρους. Επομένως το κέρδος που αποκομίζουμε με την εξάλειψη της αυτοσυσχέτισης το πληρώνουμε με την μείωση στους βαθμούς ελευθερίας. Για τον κατάλληλο αριθμό των χρονικών υστερήσεων των διαφορών που χρησιμοποιείται στη συνάρτηση των Dickey – Fuller για να εξαιρεθεί πιθανή αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων χρησιμοποιούμε την πρακτική του Thomas (1997). Η πρακτική αυτή λέει ότι αν σε μία αυτοπαλίνδρομη διαδικασία  $p$  τάξης υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα μέσω του ελέγχου των Breusch – Godfrey τότε προσθέτουμε όρους των διαφορών της εξαρτημένης μεταβλητής στην εξίσωση των Dickey – Fuller μέχρι να εξαλείψουμε την αυτοσυσχέτιση. Πρέπει να υπενθυμίσουμε ότι για να βρούμε τον κατάλληλο αυτό αριθμό των χρονικών υστερήσεων των διαφορών στην συνάρτηση του επαυξημένου ελέγχου των Dickey – Fuller χρησιμοποιούμε τα κριτήρια των Akaike (1973) ή του Schwartz (1978). Για δε τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων χρησιμοποιούμε τον έλεγχο των Breusch – Godfrey των πολλαπλασιαστών του Lagrange (LM).

Επομένως ως πρώτο βήμα για την εκτίμηση των συναρτήσεων δημιουργούμε μία χρονική υστέρηση της εξαρτημένης μεταβλητής. Αν τα κατάλοιπα στην εκτίμηση αυτή παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση πρώτης ή δεύτερης τάξης (μέσω του ελέγχου του πολλαπλασιαστή Lagrange), τότε προσθέτω μία ακόμη χρονική υστέρηση της εξαρτημένης μεταβλητής.

Αν και στη δεύτερη χρονική υστέρηση της εξαρτημένης μεταβλητής τα κατάλοιπα παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση πρώτης ή δεύτερης τάξης, προχωρώ σε τρεις χρονικές υστερήσεις κ.ο.κ. μέχρι να εξαλείψω την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.

Αν στη δεύτερη χρονική υστέρηση της εξαρτημένης μεταβλητής τα κατάλοιπα δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτισης πρώτης ή δεύτερης τάξης, σημειώνω τις τιμές των κριτηρίων του Akaike (AIC) ή Schwartz (SBC) και προχωρώ στην τρίτη χρονική υστέρηση. Αν και στην τρίτη χρονική υστέρηση δεν παρουσιάζουν τα κατάλοιπα αυτοσυσχέτιση πρώτης ή δεύτερης τάξης και οι τιμές των κριτηρίων Akaike (AIC) ή Schwartz (SBC) είναι μεγαλύτερες από τις τιμές των ίδιων κριτηρίων στις δύο χρονικές υστερήσεις δέχομαι την μορφή της συνάρτησης με τις δύο χρονικές υστερήσεις ως καταλληλότερη και σταματώ τη διαδικασία. Σε αντίθετη περίπτωση προχωρώ παραπέρα για τον ίδιο έλεγχο με τρεις χρονικές υστερήσεις κ.ο.κ.

#### ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΤΙΚΟΙ ΟΡΟΙ ΚΑΙ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑ ΡΙΖΑ (από κοινού υποθέσεις)

Είδαμε στους παραπάνω ελέγχους (DF και ADF) που κάναμε προηγουμένως ότι εξετάζουμε στη μηδενική υπόθεση μόνο το συντελεστή  $\delta_2$ . Δεν αναφερόμαστε καθόλου για τις άλλες δύο προσδιοριστικές παραμέτρους των συναρτήσεων δηλαδή την παράμετρο  $\delta_0$  (περιπλάνηση, στοχαστική τάση) καθώς και την παράμετρο  $\delta_1$  (προσδιοριστική γραμμική χρονική τάση).

Ο έλεγχος για τη μοναδιαία ρίζα εξαρτάται από τη μορφή της εξίσωσης των Dickey – Fuller, δηλαδή αν στην εξίσωση υπάρχει σταθερός όρος (περιπλάνηση) ή και ο χρόνος (χρονική τάση). Το ερώτημα επομένως που τίθεται είναι πότε η εξίσωση παλινδρόμησης θα πρέπει να περιλαμβάνει περιπλάνηση (σταθερό όρο) και χρονική τάση, όταν η μορφή της στοχαστικής διαδικασίας είναι άγνωστη.

Οι Dickey – Fuller (1981) για τη διερεύνηση των παραμέτρων  $\delta_0$ ,  $\delta_1$ , και  $\delta_2$  πρότειναν τρεις επιπλέον κατανομές, τις οποίες ονόμασαν  $\Phi_1$ ,  $\Phi_2$  και  $\Phi_3$  ανάλογα με το είδος των υποθέσεων που κάνουμε για τους κοινούς συντελεστές. Το στατιστικό F που χρησιμοποιείται για τη διερεύνηση

συγχρόνως και των τριών παραμέτρων είναι από τη μεθοδολογία του Wald όπου:

$SSR_r$  = Το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων από την παλινδρόμηση με τους περιορισμούς.

$SSR_0$  = Το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων, από την πλήρη παλινδρόμηση (χωρίς τους περιορισμούς).

$n$  = Αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιήθηκε στις παλινδρομήσεις.

$k$  = Ο αριθμός των συντελεστών της αρχικής παλινδρόμησης.

$r$  = Ο αριθμός των περιορισμών.

### ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΤΙΚΟΙ ΟΡΟΙ ΚΑΙ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑ ΡΙΖΑ (υπό συνθήκη υποθέσεις)

Για τον έλεγχο της παραμέτρου της σταθεράς  $\delta_0$ , και της παραμέτρου της τάσεως  $\delta_1$  με δεδομένο ότι το  $\delta_2$  είναι μηδέν (μη στάσιμη χρονική σειρά) οι Dickey and Fuller (1981) πρότειναν τρεις συμμετρικές κρίσιμες τιμές τις  $T_{2\delta_0}$ ,  $T_{3\delta_0}$  και  $T_{3\delta_1}$  οι οποίες σημειώνονται σε προκαθορισμένο πίνακα.

Οι υπό συνθήκη υποθέσεις για τη διερεύνηση των συντελεστών  $\delta_0$ ,  $\delta_1$ , κινούνται με δεδομένο ότι  $\delta_2=0$ .

### Ο ΓΕΝΙΚΟΣ (ΠΛΗΡΗΣ) ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ Dickey – Fuller

Είδαμε προηγουμένως ότι οι τιμές της στατιστικής  $T_{2\delta_0}$ ,  $T_{3\delta_0}$  και  $T_{3\delta_1}$  που χρησιμοποιήθηκαν στην παραπάνω παράγραφο εξαρτώνται από τη μορφή της εξίσωσης των Dickey – Fuller αν δηλαδή στην παλινδρόμηση περιλαμβάνονται ο σταθερός όρος ( $\delta_0$ ) ή και η χρονική τάση ( $\delta_1$ ). Στον πίνακα 3 παρατηρούμε ότι οι τιμές της στατιστικής  $T_{2\delta_0}$ , αυξάνουν όταν προστίθεται η χρονική τάση, πράγμα που σημαίνει ότι τα αποτελέσματα του ελέγχου για τη μοναδιαία ρίζα εξαρτώνται από την εξειδίκευση του υποδείγματος (μορφή της εξίσωσης των Dickey – Fuller). Αν η εξειδίκευση δεν είναι σωστή, με άλλα λόγια δεν εκφράζει τη στοχαστική διαδικασία από όπου ήρθαν τα δεδομένα τότε θα έχουμε λάθος αποτελέσματα. Οι Doldado et al (1990) και ο Enders



(1995) παρουσίασαν μία διαδικασία για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας όταν η διαδικασία από όπου ήρθαν τα δεδομένα δεν είναι γνωστή. Η διαδικασία αυτή περιλαμβάνει τα παρακάτω βήματα:

- Βήμα 1: Εκτιμούμε την εξίσωση των Dickey – Fuller στη γενική της μορφή, όπου:  $i=1,2,\dots,p$  ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων.

Ελέγχουμε τις υποθέσεις  $H_0: \delta_2=0$  και  $H_a: \delta_2 < 0$  αφού πρώτα κάνουμε τον έλεγχο για την εξειδίκευση του υποδείγματος (κατάλληλο αριθμό των χρονικών υστερήσεων των διαφορών της εξαρτημένης μεταβλητής με τα στατιστικά του Akaike (AIC) και Schwartz (SCH), καθώς και τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων με το στατιστικό LM του Lagrange. Αν η  $H_0$  υπόθεση απορριφθεί συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η διαδικασία του ελέγχου τερματίζεται. Αν η  $H_0$  υπόθεση γίνει αποδεκτή τότε προχωρούμε στο επόμενο βήμα. Ο έλεγχος αυτός γίνεται από τους ADF ελέγχους και συγκεκριμένα από την τιμή  $T_{3\delta_1}$  του πίνακα 3, συγκρίνοντας την με την τιμή του συντελεστή  $\delta_2$  της  $t$  κατανομής.

- Βήμα 2: Στη συνέχεια ελέγχουμε αν υπάρχει χρονική τάση, δεδομένου ότι ο συντελεστής  $\delta_2=0$ . Δηλαδή ελέγχουμε την υπό συνθήκη μηδενική υπόθεση  $\delta_1=0$  δοθέντος ότι  $\delta_2=0$  (η χρονική σειρά έχει μοναδιαία ρίζα, είναι μη στάσιμη). Οι υποθέσεις που ελέγχουμε είναι:

$H_0: \delta_1 = 0$ , (δεδομένου ότι  $\delta_2=0$ ) και

$H_a: \delta_1 \neq 0$ .

Ο έλεγχος της υπόθεσης αυτής γίνεται με τη στατιστική  $T$ , που στην περίπτωση αυτή οι κρίσιμες τιμές  $T_{3\delta_1}$  παίρνονται από τον πίνακα 3. Ο έλεγχος της υπόθεσης  $H_0$  πρέπει να επιβεβαιωθεί ελέγχοντας και την υπόθεση  $H_0: \delta_1=\delta_2=0$  με τη στατιστική  $\Phi_3$  προκαθορισμένου πίνακα. Η τιμή της κατανομής  $F$  υπολογίζεται από την ποσότητα που περιέχει το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων της παλινδρόμησης με τους περιορισμούς ( $\delta_1=0, \delta_2=0$ ) και χωρίς τους περιορισμούς, ως επίσης και τους βαθμούς ελευθερίας με  $v_1=2$  (περιορισμούς) και  $v_2=n-(k+1)$ .

Αν η  $H_0$  υπόθεση  $\delta_1=0$  απορριφθεί, τότε κάνουμε ξανά έλεγχο της υπόθεσης  $H_0$  για  $\delta_2=0$  χρησιμοποιώντας την τυποποιημένη κανονική κατανομή. Αν η υπόθεση  $H_0$  για  $\delta_2=0$  απορριφθεί, η διαδικασία του ελέγχου

τερματίζεται και λέμε ότι δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Αν η υπόθεση  $H_0: \delta_2=0$  γίνει αποδεκτή τότε λέμε ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα.

Τελικά αν η υπόθεση  $H_0$  για  $\delta_1=0$ , δεδομένου ότι  $\delta_2=0$  γίνει αποδεκτή προχωρούμε στο επόμενο βήμα.

- Βήμα 3: Εκτιμούμε την εξίσωση των Dickey – Fuller χωρίς τη χρονική τάση ως ερμηνευτική μεταβλητή, όπου:  $i=1,2,\dots,p$  ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων.

Στη συνέχεια κάνουμε τον έλεγχο της υπόθεσης  $H_0:\delta_2=0$ . Ο έλεγχος της υπόθεσης αυτής γίνεται με τη στατιστική  $T$ , μόνο που στην περίπτωση αυτή οι κρίσιμες τιμές παίρνονται από τον πίνακα  $T_{2\delta_0}$ . Αν η  $H_0$  υπόθεση απορριφθεί τότε η διαδικασία τερματίζεται και συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Αν η υπόθεση  $H_0$  γίνει αποδεκτή, προχωρούμε στο επόμενο βήμα.

- Βήμα 4: Εδώ ελέγχεται η υπόθεση  $H_0:\delta_0=0$  δεδομένου ότι  $\delta_2=0$ . Ο έλεγχος γίνεται με τη στατιστική  $T$ , μόνο που οι κρίσιμες τιμές παίρνονται από τον πίνακα  $T_{2\delta_0}$ . Ο έλεγχος της υπόθεσης αυτής πρέπει να επιβεβαιώνεται και από την υπόθεση  $H_0:\delta_0=\delta_2=0$ . Στην περίπτωση αυτή χρησιμοποιούμε την κατανομή  $F$ , ενώ τις κρίσιμες τιμές της παίρνουμε από τον πίνακα 2 του παραρτήματος Α και  $\Phi_1$ . Αν η υπόθεση  $H_0$  απορριφθεί ( $\delta_0 \neq 0$ ), εξετάζουμε πάλι την υπόθεση  $H_0: \delta_2=0$ , χρησιμοποιώντας την τυπική κανονική κατανομή. Αν η υπόθεση αυτή γίνει αποδεκτή, τότε λέμε ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Αν γίνει δεκτή η αρχική μου υπόθεση ότι δηλαδή  $\delta_0=0$  δεδομένου ότι  $\delta_2=0$  προχωρούμε στο επόμενο βήμα.
- Βήμα 5: Εκτιμούμε την εξίσωση των Dickey – Fuller χωρίς σταθερό όρο και χωρίς τη χρονική τάση ως ερμηνευτική μεταβλητή δηλαδή:

$$\Delta X_t = \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t$$

όπου:  $i=1,2,\dots,p$  ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων

Στη συνέχεια ελέγχουμε την υπόθεση  $H_0: \delta_2=0$ . Αν η  $H_0$  υπόθεση γίνει δεκτή, τότε λέμε ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Στην περίπτωση που απορρίπτεται η  $H_0$  υπόθεση ( $\delta_2 > 0$ ) λέμε ότι δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα.

Η παραπάνω διαδικασία είναι πολύ χρήσιμη για την εξακρίβωση των προσδιοριστικών όρων σταθερού όρου ( $\delta_0$ ), και χρονικής τάσης ( $\delta_1$ ), και

εξετάζει αν πρέπει να υπάρχουν στην εξίσωση των Dickey – Fuller για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας. Εδώ πρέπει να σημειώσουμε και το εξής. Επειδή οι περισσότερες μακροοικονομικές χρονικές σειρές τείνουν ανοδικά, οι έλεγχοι των μοναδιαίων ριζών δείχνουν ότι οι χρονικές αυτές σειρές είναι μη στάσιμες. Μία συνηθισμένη διαδικασία που κάνουμε για να μετατρέψουμε τις ανοδικές τάσεις της χρονικής σειράς σε σταθερές είναι να δημιουργήσουμε την ποσοστιαία μεταβολή των χρονικών αυτών σειρών.

Επίσης πολλές φορές τα δεδομένα είναι εκφρασμένα σε λογαρίθμους για να μπορέσουν να συμπεριλάβουν την πολλαπλασιαστική επίδραση των χρονικών σειρών.

### ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ Phillips – Perron

Είδαμε στον έλεγχο των Dickey – Fuller ότι για το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων προτείνουν την επαύξηση της εξίσωσης με επιπλέον όρους των διαφορών της εξαρτημένης μεταβλητής. Οι Phillips – Perron (1988) πρότειναν έναν άλλο τρόπο για την αντιμετώπιση του προβλήματος της αυτοσυσχέτισης με τη διόρθωση του στατιστικού  $t$  του συντελεστή  $\delta_2$  της μεταβλητής  $X_{t-1}$  της εξίσωσης:

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 X_{t-1} + e_t.$$

Με άλλα λόγια η μεθοδολογία των Phillips – Perron αντιμετωπίζει μία πιθανή μη τυχαιότητα των καταλοίπων τροποποιώντας την  $t$  κατανομή με τη βοήθεια μη παραμετρικών μεθόδων. Η τροποποίηση αυτή στην κατανομή  $t$  λαμβάνει υπόψη της τόσο την αυτοσυσχέτιση μιας άγνωστης τάξης στα κατάλοιπα, όσο και στην ετεροσκεδαστικότητα.

Το στατιστικό των Phillips – Perron ακολουθεί την ίδια ασυμπτωματική κατανομή με το στατιστικό των Dickey – Fuller, άρα για τον έλεγχο των Phillips – Perron ισχύουν οι ίδιες κρίσιμες τιμές με αυτές που ισχύουν στους ελέγχους των Dickey – Fuller. Εδώ πρέπει να αναφέρουμε ότι ενώ για τον έλεγχο των Dickey – Fuller βρίσκουμε τον κατάλληλο αριθμό των όρων για τις διαφορές της εξαρτημένης μεταβλητής στον έλεγχο των Phillips – Perron

πρέπει να οριστεί η υστέρηση  $p$  της διόρθωσης των Newey – West (1994) που αναφέρεται στον αριθμό των περιόδων της αυτοσυσχέτισης.

Ο έλεγχος των Dickey – Fuller (DF) υποθέτει ότι οι διαταρακτικοί όροι δεν αυτοσυσχετίζονται και έχουν σταθερή διακύμανση. Οι Phillips – Perron (PP) πρότειναν έναν έλεγχο ο οποίος βασίζεται στις εξισώσεις των Dickey – Fuller, καθώς επίσης και σε μία μη παραμετρική μέθοδο, ενώ λαμβάνει υπόψη τις αυτοσυσχετίσεις υψηλών τάξεων. Όπως στους ελέγχους των DF έτσι και στους ελέγχους των PP, η εκτιμημένη εξίσωση μπορεί να περικλείει μόνο σταθερά ή σταθερά και χρονική τάση ανάλογα με την περίπτωση που εξετάζουμε.

#### ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS)

Στον έλεγχο του επαυξημένου Dickey – Fuller η μηδενική υπόθεση είναι ότι μία χρονική σειρά περιέχει μοναδιαία ρίζα, η υπόθεση αυτή είναι αποδεκτή εκτός αν υπάρχει μια δυναμική απόδειξη εναντίον της. Όμως, η προσέγγιση αυτή ίσως έχει χαμηλότερη ισχύ έναντι των σχεδόν στάσιμων διαδικασιών μοναδιαίας ρίζας. Σε αντίθεση οι Kwiatkowski et al (1992) παρουσίασαν έναν έλεγχο σύμφωνα με τον οποίο η μηδενική υπόθεση αναφέρει ότι μια χρονική σειρά είναι στάσιμη. Το KPSS test υλοποιεί τον έλεγχο του επαυξημένου Dickey – Fuller λαμβάνοντας υπόψη ότι η ισχύς και των δύο ελέγχων μπορεί να καθοριστεί από τη σύγκριση της σημαντικότητας των στατιστικών κριτηρίων και των δύο ελέγχων. Μια στάσιμη χρονική σειρά έχει στατιστικά σημαντικά κριτήρια του ελέγχου ADF και μη στατιστικά σημαντικά κριτήρια του ελέγχου KPSS. Ο έλεγχος των KPSS βασίζεται στο στατιστικό του πολλαπλασιαστή του Lagrange LM που υπολόγισαν οι KPSS από τα κατάλοιπα  $e_t$  της παλινδρόμησης της μεταβλητής  $X_t$ .

Σύμφωνα με τους Kwiatkowski et al (1992), ο έλεγχος του στατιστικού κριτηρίου KPSS υποθέτει ότι μια χρονική σειρά μπορεί να αποτελείται από μια προσδιοριστική χρονική τάση, τον τυχαίο περίπατο, και το σφάλμα στασιμότητας δηλαδή ισχύει:

$$X_t = \delta_1 t + r_t + \varepsilon_t$$

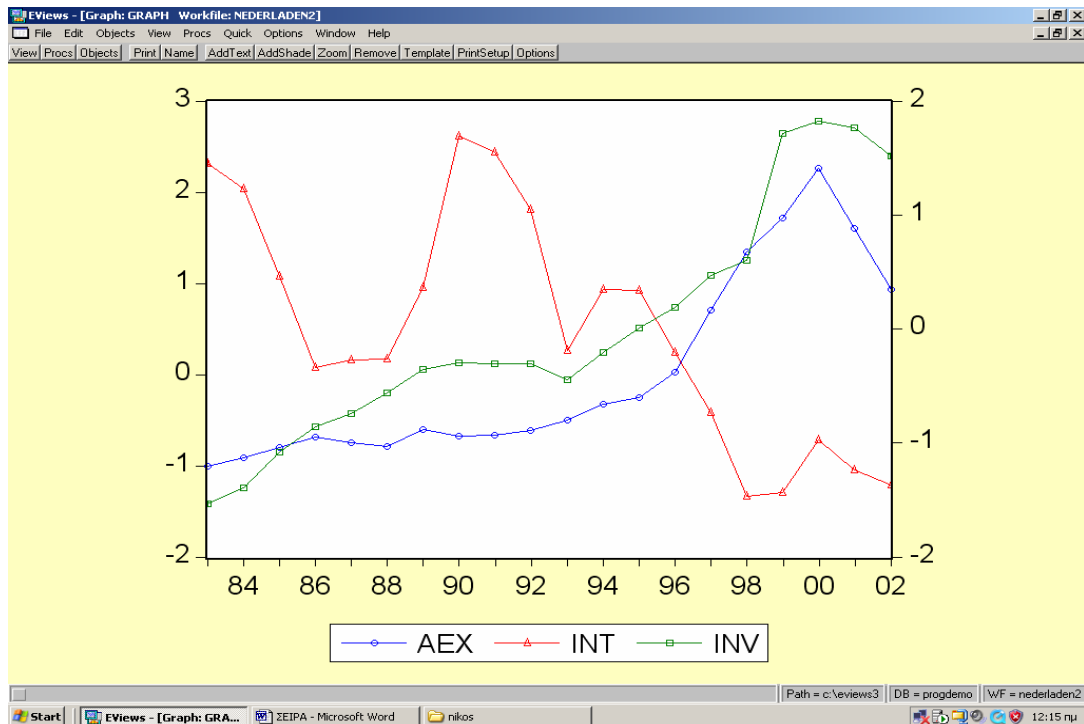
όπου  $r_t$  είναι ο τυχαίος περίπατος  $r_t = r_{t-1} + u_t \dots$ . Το  $u_t$  είναι iid  $(0, \sigma^2_{it})$ .

Η υπόθεση στασιμότητας συνεπάγεται ότι  $\sigma^2_{it} = 0$ .

Σύμφωνα με την μηδενική υπόθεση,  $X_t$  είναι στάσιμη γύρω από μια σταθερά ( $\delta_0 = 0$ ) ή με χρονική τάση ( $\delta_1 \neq 0$ ). Στην πράξη όταν τρέχουμε μια παλινδρόμηση  $X_t$  με μια σταθερά (στην περίπτωση της στασιμότητας στα επίπεδα ή μια παλινδρόμηση  $X_t$  με σταθερά και χρονική τάση (στην περίπτωση της στασιμότητας τάσης). Χρησιμοποιώντας τα κατάλοιπα  $e_i$  από την παλινδρόμηση κάποιος μπορεί να υπολογίσει το LM statistic.

Η κατανομή του LM είναι μη κανονική: ο έλεγχος είναι an upper tail test και περιορισμένες τιμές δίνονται από τον Kwiatkowski et al (1992), διαμέσω της προσομοίωσης του Monte Carlo. Για να επιτρέψουμε τις αδύνατες υποθέσεις σχετικά με τη συμπεριφορά του  $\varepsilon_t$ , κάποιος μπορεί να βασιστεί, ακολουθώντας τον Phillips (1987) και τους Phillips και Perron (1988) όσο αναφορά τον εκτιμητή της μακροχρόνιας διακύμανσης του  $\varepsilon_t$  Newey και West (1987) που μελετάται εδώ. Προφανώς, η τιμή του ελέγχου θα εξαρτηθεί από την επιλογή της παραμέτρου  $l$ , δηλαδή το μήκος της χρονικής υστέρησης. Χρησιμοποιούμε τη συνάρτηση αυτοσυσχέτισης του δείγματος  $\Delta e_t$  για να καθορίσουμε την ελάχιστη τιμή στο μήκος αυτό της χρονικής υστέρησης  $l$ . Το μήκος αυτό της χρονικής υστέρησης είναι το εύρος της ζώνης και υπολογίζεται από τη μέθοδο των Newey – West και την κεντρική τιμή του Bartlett. Τέλος, το στατιστικό LM συγκρίνεται με τις κρίσιμες τιμές των KPSS για να δούμε αν η χρονική σειρά που εξετάζουμε είναι στάσιμη.

### 5.3 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ



Σχήμα 8: Η ταυτόχρονη πορεία των 3 μεταβλητών

Ο έλεγχος για την συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών, απαιτεί προηγουμένως τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.

Καταρχάς μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει περίπτωση κίβδηλης παλινδρόμησης διότι το  $R^2$  είναι μικρότερο από το DW σε όλες τις μεταβλητές που εξετάζουμε, οπότε οι χρονοσειρές δεν είναι στάσιμες.

Χρησιμοποιώντας τον έλεγχο του επαυξημένου Dickey-Fuller από την αντίστοιχη εξίσωση παίρνουμε τα κάτωθι αποτελέσματα.

#### AEX

(Πίνακες 2 – 3)

#### ΧΩΡΙΣ ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ:

Δεν υπάρχει στασιμότητα στα επίπεδα για αριθμό χρονικών υστερήσεων  $\rho=1$ , όπου και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και έχουμε επιπλέον το μικρότερο

Akaike. Στις 1<sup>ες</sup> διαφορές καλύτερος αριθμός υστερήσεων είναι για  $\rho=0$ , όπου και υπάρχει απουσία αυτοσυσχέτισης και με μικρότερο Akaike.

#### ΜΕ ΣΤΑΘΕΡΑ:

Δεν υπάρχει στασιμότητα στα επίπεδα για αριθμό χρονικών υστερήσεων  $\rho=1$ . Στη συγκεκριμένη χρονική υστέρηση έχουμε το μικρότερο Akaike και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Στις 1<sup>ες</sup> διαφορές ο καταλληλότερος αριθμός χρονικών υστερήσεων είναι για  $\rho=0$ . Κι εδώ δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση και παράλληλα έχουμε το μικρότερο Akaike.

#### ΜΕ ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ:

Στα επίπεδα παρατηρείται στασιμότητα για  $\rho=2$ . Δεν υπάρχει στασιμότητα στις 1<sup>ες</sup> διαφορές, όμως καλύτερη μορφή εξίσωσης είναι για αριθμό χρονικών υστερήσεων  $\rho=0$  αφού δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση και παράλληλα υπάρχει και το μικρότερο Akaike.

Κοιτώντας συνολικά τον πίνακα DF για τη μεταβλητή AEX και κάνοντας τις κάθετες και οριζόντιες συγκρίσεις καταλήγω ότι στις 1<sup>ες</sup> διαφορές ο καλύτερος αριθμός χρονικών υστερήσεων είναι στη σταθερά και τάση για  $\rho=2$  όπου έχω το μικρότερο Akaike και είναι στάσιμη. Κάνουμε επίσης έλεγχο που παίρνουν τα Akaike και Schwarz τις μικρότερες τιμές ώστε να βεβαιωθούμε για τη στασιμότητα. Επειδή όμως το δείγμα που εξετάζεται είναι 20 τότε θα προτιμήσουμε την τιμή του Akaike για να δούμε τη στασιμότητα σε όλες τις χρονικές σειρές. Βλέποντας τον πίνακα DF/ADF παρατηρούμε ότι δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα με σταθερά και τάση και για χρονική υστέρηση ίση με 2 αφού εκεί έχουμε το μικρότερο Akaike, αλλά και γιατί το t-statistic είναι μεγαλύτερο του  $-1,95$  που ισχύει για δείγματα έως 25.

Δεν υποτιμούμε τον έλεγχο Phillips-Perron αφού μας επιβεβαιώνει τη στασιμότητα στις 1<sup>ες</sup> διαφορές, κάτι που επιδιώκουμε άλλωστε.

#### **INT**

(Πίνακες 4 – 5)

#### ΧΩΡΙΣ ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ:

Δεν υπάρχει στασιμότητα στα επίπεδα για αριθμό χρονικών υστερήσεων  $\rho=0$ , όπου και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και έχουμε επιπλέον το μικρότερο

Akaike. Στις 1<sup>εσ</sup> διαφορές καλύτερος αριθμός υστερήσεων είναι για  $\rho=0$ , όπου μικρότερο Akaike στασιμότητα και απουσία αυτοσυσχέτισης.

#### ΜΕ ΣΤΑΘΕΡΑ:

Δεν υπάρχει στασιμότητα στα επίπεδα για αριθμό χρονικών υστερήσεων  $\rho=0$ . Στη συγκεκριμένη χρονική υστέρηση έχουμε το μικρότερο Akaike. Στις 1<sup>εσ</sup> διαφορές ο καταλληλότερος αριθμός χρονικών υστερήσεων είναι για  $\rho=0$ . Κι εδώ δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση, παράλληλα έχουμε το μικρότερο Akaike και υπάρχει στασιμότητα.

#### ΜΕ ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ:

Στα επίπεδα όπως και στις 1<sup>εσ</sup> διαφορές δεν παρατηρείται στασιμότητα για καμία χρονική υστέρηση. Όσον αφορά το συντελεστή αυτοσυσχέτισης βλέπουμε ότι έχουμε στασιμότητα αφού από το γράφημα παρατηρούμε ότι όλα τα PAC είναι εντός ορίων.

Κοιτώντας συνολικά τον πίνακα DF για τη μεταβλητή INT και κάνοντας τις κάθετες και οριζόντιες συγκρίσεις καταλήγω ότι στα επίπεδα ο καλύτερος αριθμός χρονικών υστερήσεων είναι με σταθερά για  $\rho=0$  όπου έχω το μικρότερο Akaike και είναι στάσιμη.

Ο έλεγχος Phillips-Perron μας επιβεβαιώνει τα αποτελέσματα.

### **INV**

(Πίνακες 6 – 7)

Από το κορελλόγραμμα δεν φαίνεται αυτοσυσχέτιση.

#### ΧΩΡΙΣ ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ:

Δεν υπάρχει στασιμότητα στα επίπεδα για αριθμό χρονικών υστερήσεων  $\rho=0$ , όπου και έχουμε επιπλέον το μικρότερο Akaike. Στις 1<sup>εσ</sup> διαφορές καλύτερος αριθμός χρονικών υστερήσεων είναι για  $\rho=0$ , όπου υπάρχει μικρότερο Akaike και στασιμότητα.

#### ΜΕ ΣΤΑΘΕΡΑ:

Δεν υπάρχει στασιμότητα στα επίπεδα. Στις 1<sup>εσ</sup> διαφορές ο καταλληλότερος αριθμός χρονικών υστερήσεων είναι για  $\rho=0$  έχοντας το μικρότερο Akaike όπου και υπάρχει στασιμότητα.

#### ΜΕ ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ:



Στα επίπεδα δεν παρατηρείται στασιμότητα με καλύτερο  $\rho=0$  όπου και το μικρότερο Akaike. Στις 1<sup>ες</sup> διαφορές επίσης δεν υπάρχει στασιμότητα και καταλληλότερο  $\rho=0$  όπου και το μικρότερο Akaike.

Κοιτώντας συνολικά τον πίνακα DF για τη μεταβλητή INV και κάνοντας τις κάθετες και οριζόντιες συγκρίσεις καταλήγω ότι στα επίπεδα ο καλύτερος αριθμός χρονικών υστερήσεων είναι χωρίς σταθερά και τάση για  $\rho=0$  όπου έχω το μικρότερο Akaike και είναι στάσιμη.

Ο έλεγχος Phillips-Perron μας επιβεβαιώνει τα αποτελέσματα.

### Βιβλιογραφία

- Σημειώσεις Δριτσάκη Νικολάου (2006-2007), Καθηγητή Πανεπιστημίου Μακεδονίας, Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής, Μεταπτυχιακού Επιχειρηματικής Πληροφορικής
- Dritsakis, E.N, Grose Ch, and L. Kalyvas (2006). Performance aspects of Greek bond mutual funds. International Review of Financial Analysis.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

### ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ (ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΕΣ ΣΧΕΣΕΙΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ)

#### 6.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Είδαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο ότι, όταν τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται σε ένα υπόδειγμα, δεν προέρχονται από στάσιμες χρονικές σειρές έχουμε το πρόβλημα της κίβδηλης παλινδρόμησης. Το πρόβλημα της κίβδηλης παλινδρόμησης μπορεί επίσης να συμβεί όταν δύο χρονικές σειρές σε μια παλινδρόμηση έχουν σε μεγάλο βαθμό υψηλή συσχέτιση, ενώ δεν έχουν καμιά πραγματική σχέση μεταξύ τους. Η υψηλή συσχέτιση οφείλεται στην ύπαρξη χρονικών τάσεων και στις δύο χρονικές σειρές (Granger and Newbold 1974). Στις περιπτώσεις αυτές έχει προταθεί να χρησιμοποιούνται οι πρώτες διαφορές και όχι τα επίπεδα των χρονικών σειρών. Τις περισσότερες φορές, αυτό που ενδιαφέρει τους ερευνητές είναι οι μακροχρόνιες σχέσεις ανάμεσα στα επίπεδα των χρονικών σειρών, και όχι στις διαφορές τους, όπου οι χρονικές σειρές αναφέρονται σε βραχυχρόνιες καταστάσεις για το φαινόμενο που ερευνούν.

Ιδιαίτερο επίσης ενδιαφέρον παρουσιάζει ο προσδιορισμός της τάξης ολοκλήρωσης ενός γραμμικού συνδυασμού δύο ή περισσότερων χρονικών σειρών, όπως είδαμε και στην προηγούμενη ανάλυση της στασιμότητας. Πάνω στην ιδέα αυτή της ολοκλήρωσης βασίζεται η έννοια των συνολοκληρωμένων διαδικασιών. Επομένως αν οι χρονικές σειρές (μεταβλητές) είναι μη στάσιμες στα επίπεδά τους, μπορούν να ολοκληρωθούν με βαθμό ολοκλήρωσης 1 όταν οι πρώτες διαφορές τους είναι στάσιμες. Οι μεταβλητές αυτές μπορούν επίσης να συνολοκληρωθούν αν υπάρχει ένας ή περισσότεροι γραμμικοί συνδυασμοί μεταξύ των μεταβλητών που να είναι στάσιμοι. Αν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται, τότε υπάρχει μια σταθερή μακροπρόθεσμη γραμμική σχέση μεταξύ τους.

Ένα σύνολο μη στάσιμων χρονικών σειρών λέμε ότι είναι συνολοκληρωμένο (cointegrated) αν υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός

των χρονικών αυτών σειρών ο οποίος είναι στάσιμος, πράγμα που σημαίνει ότι ο συνδυασμός αυτός δεν παρουσιάζει μία στοχαστική τάση.

Ο γραμμικός αυτός συνδυασμός των χρονικών σειρών ονομάζεται εξίσωση συνολοκλήρωσης. Η εξίσωση αυτή παριστά την μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που υπάρχει μεταξύ των χρονικών αυτών σειρών. Η οικονομική θεωρία ασχολείται με την εξέταση της αλληλεπίδρασης και των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ αυτών των οικονομικών μεταβλητών, καθώς και με την εξέταση της διαχρονικής συγκριτικής εξέλιξής τους. Οι οικονομικές μεταβλητές μπορεί να έχουν μια ανεξάρτητη πορεία μεταξύ τους σε βραχυχρόνιο επίπεδο (να είναι μη –στάσιμες) μπορεί όμως να υπάρχουν και κοινές μακροχρόνιες πορείες (αν είναι συνολοκληρωμένες) που αυτές πρέπει να τις λαμβάνουμε υπόψη μας μέσω της εξειδίκευσης της διόρθωσης σφάλματος.

Δύο ή περισσότερες χρονικές σειρές είναι δυνατόν να είναι συνολοκληρωμένες όταν είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης. Η εξίσωση της συνολοκλήρωσης είναι:

$$Y_t = aX_t + u_t$$

Ο γραμμικός συνδυασμός των δύο αυτών μεταβλητών είναι στάσιμος είναι δηλαδή  $I(0)$ .

$$u_t = Y_t - aX_t$$

Στην περίπτωση αυτή οι παλινδρομήσεις μεταξύ των μεταβλητών αυτών εκφράζονται σε πραγματικές τιμές και όχι σε διαφορές για να έχουν νόημα και δεν είναι πλασματικές αν και οι αρχικές τους μεταβλητές είναι μη στάσιμες.

Γενικά αν δύο ή περισσότερες μη στάσιμες μεταβλητές είναι του ίδιου βαθμού ολοκληρωμένες έστω  $d$  τότε λέμε ότι αυτές συνολοκληρώνονται αν υπάρχει γραμμικός τους συνδυασμός ή διάνυσμα γραμμικών τους συνδυασμών, που να είναι βαθμού ολοκλήρωσης  $b$  μικρότερου βαθμού ολοκλήρωσης  $d$  ( $b < d$ ) των μεταβλητών αυτών. Δηλαδή αν  $Y_t \sim I(1)$ , και  $X_t \sim I(1)$  τότε λέμε ότι αυτές είναι συνολοκληρωμένες όταν ο γραμμικός τους συνδυασμός  $u_t$  είναι στάσιμος  $I(0)$ . Στην περίπτωση που υπάρχει ένας τέτοιος γραμμικός συνδυασμός μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει και μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών αυτών, αν και οι βραχυχρόνιες διακυμάνσεις τους μπορεί να μη συσχετίζονται μεταξύ τους. Δηλαδή σε μακροχρόνιο επίπεδο, αυτές οι μεταβλητές συνδιακυμαίνονται, παρουσιάζουν μακροχρόνιες τάσεις.

## **6.2 ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ ΜΕ ΤΗ ΜΕΘΟΔΟ ΤΩΝ Engle – Granger**

Η μέθοδος των Engle – Granger (1987) η οποία ονομάζεται και μέθοδος συνολοκλήρωσης βάσει των καταλοίπων στηρίζεται στον έλεγχο της στασιμότητας των κατάλοιπων. Για τον έλεγχο αυτό οι Engle – Granger πρότειναν τα παρακάτω βήματα:

- Βήμα 1: Βρίσκουμε την τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών.

Αν η τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών είναι ίδια τότε συνεχίζουμε τη διαδικασία της συνολοκλήρωσης.

Αν η τάξη ολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών δεν είναι ίδια τότε λέμε ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών που εξετάζουμε.

Αν οι δύο μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης εκτιμούμε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων την εξίσωση (εξίσωση συνολοκλήρωσης) για τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$$

Από την εξίσωση αποθηκεύουμε τα κατάλοιπα

- Βήμα 2: Εφαρμόζουμε τη μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών για τη στασιμότητα των καταλοίπων (σφάλματα ισορροπίας).

Η εξίσωση δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο διότι τα κατάλοιπα που προκύπτουν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι γύρω από το μηδέν. Για τον έλεγχο της στασιμότητας των καταλοίπων οι Engle – Granger παρουσίασαν έναν πίνακα με κρίσιμες τιμές για τον έλεγχο αυτό διαφορετικό από αυτό με τα στατιστικά των ελέγχων των Dickey – Fuller. Σε προκαθορισμένο πίνακα παρουσιάζονται οι τιμές αυτές.

Οι υποθέσεις που ελέγχουμε για την εξίσωση είναι οι παρακάτω:

- $H_0: \delta_2 = 0$  (όταν δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα δηλαδή δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών)
- $H_a: \delta_2 < 0$  (όταν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών)
- Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν  $t_{\delta_2} < \tau$  (κρίσιμη τιμή προκαθορισμένου πίνακα).

Η μέθοδος των Engle – Granger (1987) μπορεί να επεκταθεί και σε περισσότερες από δύο μεταβλητές. Για τον έλεγχο αυτό οι Engle – Granger πρότειναν τα παρακάτω βήματα:

- Βήμα 1: Βρίσκουμε την τάξη ολοκλήρωσης όλων των μεταβλητών χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών.

Αν η τάξη ολοκλήρωσης όλων των μεταβλητών είναι ίδια τότε συνεχίζουμε τη διαδικασία της συνολοκλήρωσης.

Αν η τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών δεν είναι ίδια για όλες τις μεταβλητές τότε λέμε ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών που εξετάζουμε ή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ εκείνων των μεταβλητών μόνο που έχουν την ίδια τάξη ολοκλήρωσης οπότε συνεχίζουμε τη διαδικασία με τις μεταβλητές αυτές.

Αν οι όλες μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης εκτιμούμε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων την εξίσωση (εξίσωση συνολοκλήρωσης) για τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t$$

Από την εξίσωση παραπάνω αποθηκεύουμε τα κατάλοιπα

- Βήμα 2: Εφαρμόζουμε τη μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών για τη στασιμότητα των καταλοίπων (σφάλματα ισορροπίας).

Η εξίσωση δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο διότι τα κατάλοιπα που προκύπτουν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι γύρω από το μηδέν. Για τον έλεγχο της στασιμότητας των καταλοίπων οι Engle – Granger παρουσίασαν έναν πίνακα με κρίσιμες τιμές για τον έλεγχο αυτό διαφορετικό από αυτό με τα στατιστικά των ελέγχων των Dickey – Fuller. Στον πίνακα 4 του παραρτήματος Α παρουσιάζονται οι τιμές αυτές.

Οι υποθέσεις που ελέγχουμε για την εξίσωση είναι οι παρακάτω:

- $H_0: \delta_2 = 0$  (όταν δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα δηλαδή δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών)
- $H_a: \delta_2 < 0$  (όταν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών)

- Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν  $t_{\delta 2} < \tau$  (κρίσιμη τιμή προκαθορισμένου πίνακα).

### 6.3 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

ΜΟΡΦΕΣ ΕΞΙΣΩΣΗΣ	ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ	ΕΠΙΠΕΔΑ		
		ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ		
		P=0	P=1	P=2
ΧΩΡΙΣ ΣΤΑΘΕΡΑ Ή ΤΑΣΗ	DF/ADF	-2,56	-2,73	-2,49
	LM [Prob]	0,13 [0,72]	0,30 [0,58]	4,75 [0,04]
	AIC	10,82	10,91	11,05
	SCH	10,87	11,01	11,19

Πίνακας 14 -Εμπειρικά Αποτελέσματα Συνολοκλήρωσης

Τα 3 πρώτα στοιχεία της πρώτης γραμμής για όλες τις χρονικές υστερήσεις είναι μεγαλύτερα του  $-4,92$  και του  $-4,10$

Τα κατάλοιπα για 2<sup>η</sup> χρονική υστέρηση στα επίπεδα και χωρίς σταθερά και τάση δεν είναι στάσιμα και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ χρηματιστηριακού δείκτη, επιτοκίων και επενδύσεων λόγω του ότι όλα τα Dickey-Fuller είναι μεγαλύτερα από την κρίσιμη τιμή για δείγμα 20.

### 6.4 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Αφού διαπιστωθεί πως οι εξεταζόμενες μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης, τότε εκτελείται ο έλεγχος για τη συνολοκλήρωση. Η υπόθεση που ελέγχεται είναι η μηδενική της μη συνολοκλήρωσης έναντι της εναλλακτικής που είναι η ύπαρξη συνολοκλήρωσης.

- $H_0$ : Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών
- $H_a$ : Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών

Για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών υπάρχουν δύο βασικές κατηγορίες μεθόδων (βλέπε Harris 1995,

Maddala and Kim 1998). Η πρώτη αναφέρεται στις μεθόδους της μίας εξίσωσης και βασίζεται στην εκτίμηση των ελαχίστων τετραγώνων και η δεύτερη σε σύστημα εξισώσεων η οποία βασίζεται στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας.

Στην πρώτη κατηγορία έχουμε τους ελέγχους συνολοκλήρωσης με δύο μεταβλητές και τους ελέγχους με περισσότερες από δύο μεταβλητές. Στη δεύτερη κατηγορία έχουμε τους ελέγχους που στηρίζονται στη μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων, όπου μπορούμε να προσδιορίσουμε το μέγιστο αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης που μπορούν να έχουν οι μεταβλητές του υποδείγματος που εξετάζουμε, πράγμα που δεν μπορούμε να κάνουμε με την πρώτη κατηγορία της μίας εξίσωσης. Η πιο διαδεδομένη μέθοδος από την κατηγορία αυτή είναι η μέθοδος του Johansen (1988).

### Βιβλιογραφία

- Σημειώσεις Δριτσάκη Νικολάου (2006-2007), Καθηγητή Πανεπιστημίου Μακεδονίας, Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής, Μεταπτυχιακού Επιχειρηματικής Πληροφορικής
- Dritsakis, E.N. (2003). Hungarian Macroeconomic Variables-reflections on causal relationship. Acta Oeconomia.

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7

### ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ

#### (ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΕΣ ΣΧΕΣΕΙΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ)

##### 7.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η μέθοδος της συνολοκλήρωσης είναι ένας τρόπος με τον οποίο μπορούμε να εκτιμήσουμε τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που υπάρχει μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών. Οι Engel and Granger (1987) έχουν δείξει ότι αν δύο μεταβλητές  $Y$  και  $X$  είναι συνολοκληρωμένες, τότε υπάρχει μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών αυτών. Βραχυχρόνια όμως οι μεταβλητές αυτές μπορεί να βρίσκονται σε ανισορροπία. Η βραχυχρόνια αυτή σχέση ανισορροπίας μεταξύ των δύο αυτών μεταβλητών μπορεί να διατυπωθεί με ένα υπόδειγμα που ονομάζεται υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM). Το σφάλμα ισορροπίας (ανισορροπίας) μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να συνενώσει τη βραχυχρόνια με τη μακροχρόνια περίοδο. Η μέθοδος που χρησιμοποιείται για τη συνένωση αυτή λέγεται μηχανισμός διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Mechanism ECM). Άρα η συνάρτηση που προκύπτει για να συνδέσει τη βραχυχρόνια και τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$\Delta Y_t = \text{lagged}(\Delta Y_t, \Delta X_t \dots) + \lambda u_{t-1} + e_t$$

όπου το  $u_{t-1}$  είναι το σφάλμα ισορροπίας και αναφέρεται στην προσαρμογή ως προς τη μακροχρόνια ισορροπία.

$-1 < \lambda < 0$  είναι ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής.

$e_t$  είναι λευκός θόρυβος.

$\Delta Y_t$  και  $\Delta X_t$  είναι οι πρώτες διαφορές των μεταβλητών  $Y_t$  και  $X_t$  οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, ενώ το σφάλμα ισορροπίας  $u_t$  είναι



ολοκληρωμένο μηδενικής τάξης. Άρα μπορούμε να εκτιμήσουμε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων την παραπάνω συνάρτηση.

Αν οι μεταβλητές  $Y$  και  $X$  είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης  $I(1)$ , τότε οι πρώτες διαφορές τους  $\Delta Y$  και  $\Delta X$  είναι μηδενικής τάξης  $I(0)$ , οπότε το αριστερό μέλος της συνάρτησης είναι μηδενικής τάξης  $I(0)$ . Για να έχει νόημα η παραπάνω συνάρτηση θα πρέπει και το δεξί μέλος να είναι μηδενικής τάξης  $I(0)$  πράγμα που σημαίνει ότι το σφάλμα ισορροπίας  $u_{t-1}$  θα πρέπει να είναι μηδενικής τάξης  $I(0)$ , δηλαδή οι μεταβλητές της συνάρτησης να συνολοκληρώνονται.

Στις οικονομικές σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών εμπλέκονται περισσότερες από δύο μεταβλητές. Άρα μπορεί να υπάρχουν και περισσότερα από ένα συνολοκληρωμένα διανύσματα μεταξύ των μεταβλητών. Επομένως αν υπάρχουν  $k$  μεταβλητές οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης  $I(1)$ , τότε ο μέγιστος αριθμός των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων που μπορεί να υπάρξει είναι  $k-1$  διανύσματα. Η προσέγγιση του Johansen που θα δούμε παρακάτω κάνει δυνατή την ανεύρεση του μέγιστου αριθμού αυτών των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων.

Για να εκτιμηθεί ένα δυναμικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) θα πρέπει να συμπεριλάβουμε και το διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Η εξειδίκευση του υποδείματος διόρθωσης λαθών αναγκάζει τη μακροπρόθεσμη συμπεριφορά των ενδογενών μεταβλητών να συγκλίνει προς τη σχέση συνολοκλήρωσης, ενώ παράλληλα διευθετεί τη βραχυχρόνια δυναμική. Η δυναμική εξειδίκευση του υποδείματος προτείνει τη διαγραφή των μη στατιστικά σημαντικών μεταβλητών μέχρι να επιτευχθεί μία παλινδρόμηση με όλους τους συντελεστές στατιστικά σημαντικούς (Dritsakis 2004).

Ένα υποσύνολο των μεταβλητών ελέγχεται για να εξακριβωθεί αν είναι στατιστικά σημαντικές, έτσι ώστε να διαπιστωθεί αν μπορούν να διαγραφούν από το υπόδειγμα. Τέτοιοι σχετικοί στατιστικοί έλεγχοι περιλαμβάνουν το στατιστικό  $F$  και το στατιστικό δείκτη της λογαριθμισμένης πιθανότητας (log-likelihood). Κάθε μία από τις στατιστικά μη σημαντικές μεταβλητές διαγράφεται από το γενικό δυναμικό υπόδειγμα, ενώ παράλληλα διατηρείται ο όρος της διόρθωσης του σφάλματος ο οποίος πρέπει να είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο π.χ. 5%. Οι στατιστικοί έλεγχοι δεν απορρίπτουν τη

μηδενική υπόθεση που λέει ότι οι επιλεγμένοι συντελεστές είναι μηδέν σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Διαγράφοντας τους μη στατιστικά σημαντικούς συντελεστές της παλινδρόμησης λαμβάνουμε τις μεταβλητές εκείνες που είναι στατιστικά σημαντικές όπως και ο συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος να είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός. Ο εκτιμημένος συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος μετρά την ταχύτητα προσαρμογής που απαιτείται για την αποκατάσταση της ισορροπίας στο δυναμικό υπόδειγμα. Η χρησιμοποίηση όλων των διαγνωστικών ελέγχων, είναι απαραίτητοι για την καταλληλότητα των υποδειγμάτων διόρθωσης λαθών.

## **7.2 ΕΞΙΣΩΣΕΙΣ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ**

Η εκτίμηση ενός υποδείγματος διόρθωσης λαθών μπορεί να γίνει σε δύο στάδια σύμφωνα με τους Engle and Granger (1987), αφού βέβαια προηγουμένως έχει γίνει ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης.

Οι Engle – Granger επομένως προτείνουν μια διαδικασία που περιλαμβάνει δύο στάδια:

Στο πρώτο στάδιο εκτιμάται η συνάρτηση συνολοκλήρωσης  $Y_t = a_0 + a_1 X_t + u_t$  με OLS και υπολογίζουμε τα κατάλοιπα.

στο δεύτερο στάδιο τα αληθινά λάθη ανισορροπίας αντικαθίστανται με τα εκτιμημένα κατάλοιπα, οπότε γίνεται η εκτίμηση της εξίσωσης

$$\Delta Y_t = \text{lagged} (\Delta Y_t, \Delta X_t \dots\dots\dots) + \lambda u_{t-1} + e_t$$

με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Το υπόδειγμα αυτό είναι δυναμικό σε αντίθεση με την παλινδρόμηση της συνολοκλήρωσης που έχουμε στατικό υπόδειγμα. Για τον λόγο αυτό οι Engle and Granger πρότειναν το δεύτερο στάδιο εκτίμησης του υποδείγματος. Επειδή η υστέρηση του σφάλματος ισορροπίας  $u_{t-1}$  δεν είναι γνωστή το υπόδειγμα δεν μπορεί να εκτιμηθεί άμεσα. Για το λόγο αυτό προτείνεται η αντικατάσταση του  $u_t$  από την εκτίμηση του πρώτου σταδίου χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων του στατικού υποδείγματος της συνολοκληρωμένης εξίσωσης.

Για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων στις μεταβλητές με τις πρώτες διαφορές που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα χρησιμοποιούνται τα κριτήρια των Akaike (AIC) and Schwarz (SC), καθώς και όλοι οι στατιστικοί και διαγνωστικοί έλεγχοι για την καταλληλότητα του παραπάνω υποδείγματος.

Εδώ θα πρέπει να αναφέρουμε το πρόβλημα της κανονικοποίησης που υπάρχει μεταξύ των μεταβλητών, το οποίο μαζί με το πρόβλημα της μη μοναδικότητας των σχέσεων συνολοκλήρωσης αποτελούν τα βασικά μειονεκτήματα της μεθοδολογίας των Engle and Granger όταν εξετάζουμε δύο μεταβλητές.

### **7.3 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΩΝ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ**

(Πίνακας 8)

Βλέπουμε ότι το  $R^2 < DW \rightarrow 0.89 < 0.96 \rightarrow$  οι χρονοσειρές δεν είναι στάσιμες  
Κοιτώντας το  $R^2$  παρατηρούμε ότι το σύνολο των στοιχείων απεικονίζεται κατά 89,63%.

ΜΟΡΦΕΣ ΕΞΙΣΩΣΗΣ	ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ	ΕΠΙΠΕΔΑ		
		ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ		
		P=0	P=1	P=2
ΧΩΡΙΣ ΣΤΑΘΕΡΑ Ή ΤΑΣΗ	DF/ADF	-2,56	-2,73	-2,49
	LM [Prob]	0,13 [0,72]	0,30 [0,58]	4,75 [0,04]
	AIC	10,82	10,91	11,05
	SCH	10,87	11,01	11,19

Πίνακας 15 –Εμπειρικά Αποτελέσματα Υποδειγμάτων Διόρθωσης Σφάλματος

Τα 3 πρώτα στοιχεία της πρώτης γραμμής για όλες τις χρονικές υστερήσεις είναι μεγαλύτερα του  $-4,92$  και του  $-4,10$

Τα κατάλοιπα για 2<sup>η</sup> χρονική υστέρηση στα επίπεδα και χωρίς σταθερά και τάση δεν είναι στάσιμα και δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Παρατηρούμε ότι δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ χρηματιστηριακού δείκτη, επιτοκίων και επενδύσεων λόγω του ότι όλα τα Dickey-Fuller είναι μεγαλύτερα από την κρίσιμη τιμή για δείγμα 20.

#### **7.4 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ**

Προσπαθώντας να βγάλω αυτή τη μεταβλητή που μου μειώνει το prob (prob>0,05), παρατηρώ ότι με κανένα συνδυασμό το u δεν γίνεται στατιστικά σημαντικό. Άρα δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Έτσι, μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει και συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών. Πάντως κοιτώντας το R<sup>2</sup> παρατηρούμε ότι το σύνολο των στοιχείων απεικονίζεται κατά 93,9%. (Πίνακας 9)

#### **Βιβλιογραφία**

- Kasibhatla, K. & Sawhney, B. (1996). Foreign Direct Investment and Economic Growth in the U.S.: Evidence from Co-integration and Granger Causality Tests. *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*.
- Σημειώσεις Δριτσάκη Νικολάου (2006-2007), Καθηγητή Πανεπιστημίου Μακεδονίας, Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής, Μεταπτυχιακού Επιχειρηματικής Πληροφορικής

**ΚΕΦΑΛΑΙΟ 8**  
**ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΚΑΙ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ**  
**ΔΙΑΝΥΣΜΑΤΙΚΩΝ ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΕΩΝ**  
**(VAR ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ)**

**8.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ**

Το υπόδειγμα VAR είναι ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς και καθεμιά απ' αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Ο αριθμός των προηγούμενων τιμών, δηλαδή ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων προσδιορίζεται από το ίδιο το σύστημα.

Αν έχουμε δύο υστερήσεις για κάθε ενδογενή μεταβλητή τότε το σύστημα σε διανυσματική μορφή γράφεται:

$$Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + u_t$$

όπου:

- $Y_t$  είναι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών.
- $\delta$  είναι το διάνυσμα των σταθερών όρων.
- $A_1, A_2$  είναι οι μήτρες των συντελεστών των ενδογενών μεταβλητών με χρονικές υστερήσεις.

$u_t$  είναι το διάνυσμα των καταλοίπων.

Η παραπάνω εξίσωση αποτελεί ένα αυτοπαλίνδρομο διμεταβλητό διανυσματικό υπόδειγμα. (Vector Autoregression, VAR).

Για να εκτιμήσουμε ένα αυτοπαλίνδρομο διανυσματικό υπόδειγμα θα πρέπει να ικανοποιούνται ορισμένες βασικές υποθέσεις τόσο για τις ενδογενείς μεταβλητές όσο και για τα κατάλοιπα. Έτσι υποθέτουμε ότι το διάνυσμα των καταλοίπων ενός VAR συστήματος έχει μέσο μηδέν και το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης χωριστά έχει σταθερή διακύμανση που οι τιμές του

δεν αυτοσυσχετίζονται, αλλά το κατάλοιπο αυτό μπορεί να συσχετίζεται με το κατάλοιπο άλλης εξίσωσης Δημέλη (2001).

Επίσης θα πρέπει να υποθέσουμε ότι το VAR σύστημα είναι στάσιμο. Αυτό σημαίνει ότι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών έχει σταθερό μέσο, σταθερή διακύμανση και οι μήτρες των συνδιακυμάνσεων μεταξύ των  $Y_t$  και  $Y_{t+k}$  να εξαρτώνται μόνο από την απόσταση  $k$  μεταξύ των τιμών και όχι από το χρόνο  $t$ .

Στην πράξη οι υποθέσεις περί στασιμότητας υποδηλώνουν ότι οι μεταβλητές του VAR συστήματος δεν θα πρέπει να έχουν τάση, ούτε εποχικότητα, ούτε διακυμάνσεις που μεταβάλλονται διαχρονικά. Για να επιτευχθούν αυτά, συχνά απαιτούνται μετασχηματισμοί των στατιστικών δεδομένων όπως πρώτες ή δεύτερες διαφορές, ή λογαριθμικοί μετασχηματισμοί. Εναλλακτικά θα μπορούσε κάποιος στην εξειδίκευση του VAR συστήματος να συμπεριλάβει και ένα διάνυσμα μη στοχαστικών μεταβλητών όπως την τάση ή εποχικές ψευδομεταβλητές και να εκτιμήσει το VAR σύστημα στις αρχικές τιμές αντί στις μετασχηματισμένες.

Αν πληρούνται οι παραπάνω υποθέσεις, τότε μπορεί να γίνει η εκτίμηση με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων όπου οι εξισώσεις του VAR συστήματος δίνουν συνεπείς και αποτελεσματικούς εκτιμητές των παραμέτρων του συστήματος Sims (1980). Βέβαια το δύσκολο είναι να ερμηνευτούν από οικονομικής πλευράς οι εκτιμημένοι συντελεστές ενός VAR συστήματος.

Η σχέση ανάμεσα στα υποδείγματα συνολοκλήρωσης (στατικά) και στα υποδείγματα διόρθωσης λαθών (δυναμικά) μπορεί να μελετηθούν καλύτερα χρησιμοποιώντας τις ιδιότητες των υποδειγμάτων διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (υποδείγματα VAR). Αν θεωρήσουμε το παρακάτω σύστημα διόρθωσης λαθών με τις δύο μεταβλητές  $Y_t$  και  $X_t$  μπορούμε να θεωρήσουμε το σύστημα αυτό ως ένα υπόδειγμα VAR στις πρώτες διαφορές με το όρο  $u_{t-1}$  της διόρθωσης λάθους, δηλαδή την απόκλιση από τη μακροχρόνια ισορροπία της προηγούμενης περιόδου.

- $\Delta Y_t = \text{υστερήσεις}(\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda_1 u_{t-1} + V_{1t}$
- $\Delta X_t = \text{υστερήσεις}(\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda_2 u_{t-1} + V_{2t}$

Αν αντικαταστήσουμε τα λάθη:

$$\hat{u}_t = Y_t - \hat{\rho}_0 - \hat{\rho}X_t$$

στις παραπάνω εξισώσεις θα έχουμε:

- $\Delta Y_t = \text{υστερήσεις } (\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda_1(Y_{t-1} - \rho_1 - V_{-1t}) + V_{1t}$
- $\Delta X_t = \text{υστερήσεις } (\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda_2(Y_{t-1} - \rho_2 - V_{-1t}) + V_{2t}$

Η σημασία του δυναμικού συστήματος εξισώσεων είναι ότι μας επιτρέπει να εξετάσουμε αμέσως αν οι μεταβλητές  $Y_t$  και  $X_t$  συνολοκληρώνονται. Αφού οι μεταβλητές  $Y_t$  και  $X_t$  είναι μη στάσιμες πρώτης τάξης  $I(1)$  και οι πρώτες διαφορές τους  $\Delta Y_t$  και  $\Delta X_t$  θα είναι στάσιμες μηδενικής τάξης  $I(0)$ . Επομένως για να είναι το σύστημα συνεπές θα πρέπει και οι όροι στο δεξί μέλος να είναι και αυτοί μηδενικής τάξης  $I(0)$ . Αυτό διασφαλίζεται όταν η σχέση συνολοκλήρωσης είναι και αυτή μηδενικής τάξης  $I(0)$  δηλαδή όταν οι μεταβλητές  $Y_t$  και  $X_t$  συνολοκληρώνονται.

## **8.2 Η ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΤΟΥ Johansen**

Έστω  $Y_t$  ένα διάνυσμα  $n \times 1$  μη στάσιμων πρώτης τάξης ολοκληρωμένων μεταβλητών το οποίο εκφράζεται από ένα αυτοπαλίνδρομο διανυσματικό υπόδειγμα (VAR)  $p$  τάξης:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + u_t$$

όπου  $A_1, \dots, A_p$  είναι οι μήτρες των παραμέτρων τάξης  $n \times n$  η καθεμία

$u_t$  το διάνυσμα των καταλοίπων που πληροί τις υποθέσεις ενός VAR συστήματος, δηλαδή έχει μέσο μηδέν καθώς και το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης έχει και σταθερή διακύμανση που οι τιμές του δεν αυτοσυσχετίζονται. Το παραπάνω υπόδειγμα περιλαμβάνει επίσης και ένα διάνυσμα μη στοχαστικών μεταβλητών που μπορεί να είναι οι εποχικές μεταβλητές. Επομένως ένα VAR υπόδειγμα μπορεί να γραφεί και σε μορφή πρώτων διαφορών με διόρθωση λαθών.

Η μήτρα  $\Pi_{p \times p}$  των παραμέτρων που πολλαπλασιάζει το διάνυσμα της υστέρησης  $Y_{t-1}$  των ενδογενών μεταβλητών λέγεται μήτρα ισορροπίας και ο βαθμός αυτός της μήτρας προσδιορίζει και την ύπαρξη συνολοκλήρωσης

μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος. Υπάρχουν τρεις περιπτώσεις που μπορούμε να διακρίνουμε σε σχέση με το βαθμό της μήτρας  $\Pi$ .

-  $r(\Pi) = \text{μηδενικός βαθμός}$

Για να έχουμε μηδενικό βαθμό της μήτρας  $\Pi$  θα πρέπει κάθε στοιχείο της  $\Pi$  να είναι μηδέν. Οπότε το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VEC) γίνεται ένα υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (υπόδειγμα VAR) στις πρώτες διαφορές  $\Delta Y_t$  όπου οι μεταβλητές του είναι στάσιμες ολοκληρωμένες μηδενικές τάξης  $I(0)$  αφού οι μεταβλητές  $Y_t$  είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης  $I(1)$ . Στην περίπτωση αυτή οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.

-  $r(\Pi) = \text{πλήρης βαθμός}$

Αυτό μπορεί να συμβεί μόνον όταν το διάνυσμα των μεταβλητών  $Y_t$  είναι στάσιμο οπότε το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VEC) δεν έχει νόημα.

-  $r(\Pi) = \text{μειωμένος βαθμός}$

Αυτό σημαίνει ότι οι στήλες της μήτρας  $\Pi$  δεν είναι όλες γραμμικά ανεξάρτητες, πράγμα που επιτρέπει τη δυνατότητα σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος  $Y_t$ . Επομένως στην περίπτωση που η μήτρα  $\Pi$  έχει βαθμό μικρότερο από την τάξη της  $p$  που ταυτίζεται με τον αριθμό των ενδογενών μεταβλητών, τότε μπορούμε να πούμε ότι οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Στην περίπτωση αυτή το ορθό προς εκτίμηση υπόδειγμα είναι το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών και όχι το υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων στις διαφορές διότι η παράλειψη του όρου διόρθωσης σφάλματος από το υπόδειγμα θα οδηγούσε σε σοβαρά λάθη εξειδίκευσης αφού οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται και η βραχυχρόνια συμπεριφορά των ενδογενών μεταβλητών επηρεάζεται από την πορεία προς τη μακροχρόνια ισορροπία.

Ο αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης προσδιορίζεται από τον ίδιο βαθμό της μήτρας  $\Pi$ . Έτσι αν έχουμε  $p$  ενδογενείς μεταβλητές και κάθε μία είναι ολοκληρωμένη πρώτης τάξης  $I(1)$  τότε μπορούμε να έχουμε το πολύ  $p-1$  γραμμικά ανεξάρτητες σχέσεις συνολοκλήρωσης. Στην περίπτωση δηλαδή του διμεταβλητού υποδείγματος θα έχουμε μία ανεξάρτητη σχέση συνολοκλήρωσης. Αν θεωρήσουμε ότι ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  είναι έστω  $k < p$ ,



τότε θα έχουμε αντίστοιχα κ διανύσματα συνολοκλήρωσης που είναι στάσιμα, δηλαδή κ σχέσης συνολοκλήρωσης.

### **8.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ ΒΑΘΜΟΥ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ**

Επειδή πολλές φορές υπάρχουν περισσότερες από μία σχέση συνολοκλήρωσης, ο αριθμός των οποίων ονομάζεται βαθμός της συνολοκλήρωσης για τον έλεγχο των σχέσεων συνολοκλήρωσης χρησιμοποιείται η μεθοδολογία του Johansen (1988), Johansen and Juselius (1990, 1992) και των Stock and Watson (1988) η οποία βασίζεται στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας. Ένας συντελεστής αυτοπαλίνδρομου σχήματος χρησιμοποιείται για τη μοντελοποίηση κάθε μεταβλητής (η οποία θεωρείται ότι είναι ενδογενής) σαν μία συνάρτηση όλων των ενδογενών με χρονικές υστερήσεις μεταβλητών του συστήματος.

Η μεθοδολογία του Johansen (1988) οδηγεί σε δύο τύπους ελέγχου του αριθμού των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης μεταξύ των  $p$  μεταβλητών του διανύσματος  $Y_t$  ή του βαθμού συνολοκλήρωσης έστω  $h$ . Όπως είδαμε στην προηγούμενη παράγραφο αν ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  είναι μικρότερος από τον αριθμό των μεταβλητών  $h < p$  τότε οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται και ο αριθμός  $h$  δηλώνει τον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Επίσης εδώ πρέπει να επισημάνουμε ότι ο βαθμός μιας μήτρας που ορίζεται ως ο βαθμός των γραμμικά ανεξάρτητων στηλών της μήτρας  $\Pi$  ισούται με τον αριθμό των ιδιοτιμών (ριζών) της μήτρας  $\Pi$  που είναι μη μηδενικές.

Ένα βασικό σημείο που πρέπει να προσέξουμε για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης είναι ότι αν υπάρχουν  $h$  διανύσματα συνολοκλήρωσης, τότε μόνο  $h$  γραμμικοί συνδυασμοί των μεταβλητών είναι στάσιμοι ολοκληρωμένοι μηδενικής τάξης  $I(0)$ , ενώ οι υπόλοιποι είναι μη στάσιμοι.

Η υπόθεση μηδέν ότι έχουμε  $h$  το πολύ διανύσματα συνολοκλήρωσης μπορεί να διατυπωθεί με την υπόθεση στατιστικής σημαντικότητας των τελευταίων ιδιοτιμών.

$$H_0: \lambda_i = 0 \quad i=h+1, \dots, p$$

Όπου το  $h$  δείχνει ότι μόνο οι πρώτες  $\lambda_1, \dots, \lambda_h$  ιδιοτιμές είναι μη μηδενικές (βαθμός συνολοκλήρωσης). Ο έλεγχος αυτός γίνεται συγκρίνοντας τη λογαριθμική συνάρτηση πιθανοφάνειας όταν επιβάλλουμε τον παραπάνω περιορισμό για διάφορες τιμές του  $h$  με την αντίστοιχη χωρίς τον περιορισμό. Αυτό είναι το κριτήριο του λόγου πιθανοφανειών και ακολουθεί την  $\chi^2$  κατανομή.

Για την εναλλακτική υπόθεση ( $H_a$ ) έχουμε δύο τύπους ελέγχων:

A) Έλεγχος ίχνους (trace test)

Ο έλεγχος αυτός ελέγχει την υπόθεση  $H_0$  ότι υπάρχουν το πολύ  $h$  διανύσματα.

Η εναλλακτική υπόθεση είναι ότι  $h = p$ , δηλαδή οι σειρές είναι στάσιμες. Ο έλεγχος εφαρμόζεται διαδοχικά για τις τιμές αυτές. Έτσι αποδοχή της  $H_0$  για  $h=0$  δηλώνει τη διακοπή της διαδικασίας. Διαφορετικά συνεχίζουμε για  $h=1$ ,  $h=2 \dots$  μέχρι την τιμή  $h$  για την οποία αποδεχόμαστε την  $H_0$ . Οι κριτικές τιμές για τον παραπάνω έλεγχο παρέχονται από τους Osterwald – Lenum (1992).

B) Έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής ( $\lambda$ -max test)

Ο έλεγχος αυτός ελέγχει την υπόθεση  $H_0$  ότι υπάρχουν το  $h$  διανύσματα συνολοκλήρωσης ως προς την εναλλακτική  $H_0$  ότι υπάρχουν  $h+1$  διανύσματα. Οι κριτικές τιμές για τον παραπάνω έλεγχο παρέχονται από τους Osterwald – Lenum (1992) για τον έλεγχο του  $\lambda_{\max}$ .

Επομένως θα λέγαμε περιληπτικά ότι στην περίπτωση που διερευνούμε τις σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ  $k$  μεταβλητών οι οποίοι είναι ολοκληρωμένοι της ίδιας τάξης τα βήματα των ελέγχων που κάνουμε σύμφωνα με τη μεθοδολογία του Johansen είναι τα εξής:

Βρίσκουμε την τάξη του αυτοπαλίνδρομου διανυσματικού υποδείγματος (VAR) χρησιμοποιώντας τα κριτήρια του Akaike και Schwartz.

- Για  $r=0,1,2,\dots,k-1$ ,
- $T$ = ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση. Η  $i$ th είναι μεγαλύτερη εκτιμημένη ιδιοτιμή και βρίσκουμε το βαθμό συνολοκλήρωσης του υποδείγματος.

#### **8.4 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ**

Θα πρέπει να αναφερθεί αρχικά ότι υπάρχει ασυμφωνία μεταξύ των ελέγχων Engel-Granger και Johansen.

Ο όρος διόρθωσης σφάλματος είναι στατιστικά σημαντικός και έχει αρνητικό πρόσημο που δεν επιβεβαιώνει τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ανάμεσα στις ανεξάρτητες και την εξαρτημένη μεταβλητή. Υπάρχουν 2 συνολοκληρωμένα διανύσματα

$AEX = -678,91 + 0,0166$  → το 1<sup>ο</sup> διάνυσμα το αποδεχόμαστε λόγω κανονικών προσήμων όμως

$INT = -0,000147 + 14,894$  → το 2<sup>ο</sup> διάνυσμα απορρίπτεται λόγω προσήμων, αφού η μεταβλητή επένδυση (INV) έχει αρνητικό πρόσημο.

(Πίνακες 10 – 11 - 12)

#### **8.5 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ**

Σύμφωνα με το βαθμό συνολοκλήρωσης ( $r < m$ )  $m =$  αριθμός μεταβλητών του υποδείγματος, εκτιμούμε τα αντίστοιχα διανύσματα συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας. Εδώ πρέπει να διευκρινίσουμε ότι για να είναι αξιόπιστα τα εκτιμημένα διανύσματα συνολοκλήρωσης θα πρέπει να ισχύουν οι δεδομένοι περιορισμοί που τέθηκαν για τα υποδείγματα που μελετήσαμε.

Για να βρω την τάξη του var βάζω μέχρι 2 lags γιατί δεν μπορούν να γίνουν υπολογισμοί για μεγαλύτερο αριθμό υστερήσεων λόγω της ύπαρξης λίγων στοιχείων.

Σύμφωνα λοιπόν με τα κριτήρια υπάρχει var 2<sup>ης</sup> τάξης.

#### **Βιβλιογραφία**

- Κάτος, Α.Β. (2004). Οικονομετρία: Θεωρία και Εφαρμογές, Θεσσαλονίκη, Ζυγός
- Ελληνικό Στατιστικό Ινστιτούτο, Ταμπάκης Νικόλαος, Τμήμα Διοίκησης Γεωργικών Εκμ/σεων Τ.Ε.Ι. Θεσσαλονίκης, Χαψά Ξανθίπη, Επιστημονική

Συνεργάτιδα Τ.Ε.Ι. Σερρών, Παντελίδης Παναγιώτης, Επιστημονικός Συνεργάτης Τ.Ε.Ι. Σερρών, Πρακτικά 17ου Πανελληνίου Συνεδρίου Στατιστικής (2004), σελ. 415 – 422.

- Σημειώσεις Δριτσάκη Νικολάου (2006-2007), Καθηγητή Πανεπιστημίου Μακεδονίας, Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής, Μεταπτυχιακού Επιχειρηματικής Πληροφορικής

- <http://www.eeep.pspa.uoa.gr>

- <http://www.oecd.gr/>

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 9

### ΣΧΕΣΕΙΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ

#### 9.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Ένα από τα βασικά ερωτήματα που τίθεται σε πολλές έρευνες και πρέπει να απαντηθεί κατά την εξειδίκευση των υποδειγμάτων είναι ο προσδιορισμός του κατά πόσο μια μεταβλητή αιτιάζει μία άλλη ή αιτιάζεται από αυτή ή είναι ανεξάρτητη από τις άλλες. Σε κλάδους της επιστήμης όπου είναι δυνατή η διενέργεια ελεγχόμενου πειράματος η σχέση αιτίου και αιτιατού μπορεί να προσδιοριστεί. Στην οικονομική επιστήμη όμως μία τέτοια σχέση είναι σχεδόν αδύνατο να καθοριστεί λόγω της έλλειψης πειραματικών δεδομένων. Για το λόγο αυτό στα οικονομικά πολλές φορές θεωρούμε εκ των προτέρων δεδομένη μία συγκεκριμένη σχέση αιτίου και αποτελέσματος προκειμένου να εφαρμόσουμε τις κλασικές οικονομετρικές μεθόδους εκτίμησης ενός υποδείγματος.

Αν έχουμε δύο μεταβλητές  $X$  και  $Y$  και σύμφωνα με την οικονομική θεωρία η μεταβλητή  $X$  προσδιορίζει τη συμπεριφορά της  $Y$  το ερώτημα που τίθεται είναι αν πράγματι μια τέτοια σχέση υπάρχει. Η διαδικασία που κάνουμε για να απαντήσουμε στο ερώτημα αυτό είναι να παλινδρομήσουμε τη μεταβλητή  $Y$  πάνω στη  $X$  χρησιμοποιώντας τα δεδομένα που έχουμε και να ελέγξουμε τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή  $X$ .

Η ύπαρξη υψηλής συσχέτισης μεταξύ δύο μεταβλητών δεν αποτελεί σε καμία περίπτωση και απόδειξη ότι υπάρχει μία σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών που μελετάμε. Τα προβλήματα με τις φαινομενικές (νόθες) συσχετίσεις παρουσιάζονται πολύ συχνά ακόμη και σε δυναμικά υποδείγματα.

Οι δυσκολίες του καθορισμού μίας σχέσης αιτιότητας μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών οδήγησαν τον Granger (1969) στην ανάπτυξη της οικονομικής έννοιας της αιτιότητας γνωστής ως «αιτιότητα κατά Granger» (Granger Causality). Γενικά, θα λέμε ότι μία μεταβλητή  $X$  αιτιάζει κατά Granger μία άλλη  $Y$ , αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από

τις τιμές της μεταβλητής αυτής βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της  $Y$ .

Για να χρησιμοποιηθεί αυτός ο ορισμός της αιτιότητας είναι απαραίτητο να προσδιοριστούν τόσο ο τρόπος διεξαγωγής των προβλέψεων όσο και ο τρόπος μέτρησης της ακρίβειας των προβλέψεων που αφορούν τις τιμές της ενδιαφερόμενης μεταβλητής. Στον ορισμό του ο Granger περιορίζεται στις αμερόληπτες προβλέψεις ελαχίστων τετραγώνων και χρησιμοποιεί για τη μέτρηση της ακρίβειας των προβλέψεων αυτών τη διακύμανση των λαθών πρόβλεψης μιας περιόδου στο μέλλον. Έτσι, σύμφωνα με τον ορισμό του Granger, η μεταβλητή  $X$  αιτιάζει την  $Y$  αν η πρόβλεψη της  $Y$  για μία περίοδο στο μέλλον, που προέκυψε με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση έχει μικρότερο μέσο σφάλμα τετραγώνου από την πρόβλεψη του  $Y$  που γίνεται με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση πλην εκείνης που αφορά τη μεταβλητή  $X$ , Δημέλη (2003).

## **9.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ Granger**

Ο πιο γνωστός έλεγχος για την κατεύθυνση της αιτιότητας είναι αυτός που προτάθηκε τάθηκε από τον Granger. Ο έλεγχος αυτός βασίζεται στο συλλογισμό ότι το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν. Σε υποδείγματα της οικονομετρίας η σχέση αιτίας- αιτιατού (αιτιότητα) είναι δεδομένη εκ των προτέρων (a priori).

Ο έλεγχος για τη διαπίστωση της αιτιότητας κατά Granger είναι ο ακόλουθος:

Έστω ότι έχουμε δύο χρονολογικές σειρές  $Y_t$  και  $X_t$  και τα παρακάτω υποδείγματα:

$$Y_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + u_t$$

$$X_t = \psi_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i X_{t-i} + e_t$$

όπου  $m$  είναι το μέγεθος των χρονικών υστερήσεων.

Στο υπόδειγμα (1) υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής  $Y$  είναι συνάρτηση των τιμών της σε προηγούμενες περιόδους, καθώς και των προηγούμενων περιόδων των τιμών της μεταβλητής  $X$ .

Στο υπόδειγμα (2) υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής  $X$  είναι συνάρτηση των τιμών με τις προηγούμενες τιμές της μεταβλητής  $Y$  και με τις προηγούμενες τιμές της.

Υποθέτουμε επίσης ότι οι διαταρακτικοί όροι  $u_t$  και  $e_t$  στα δύο υποδείγματα (1) και (2) δεν συσχετίζονται.

Με βάση τα δύο παραπάνω υποδείγματα μπορούμε να έχουμε τις παρακάτω περιπτώσεις:

Αν οι συντελεστές  $\beta_i$  των μεταβλητών  $X_{t-1}$  στην συνάρτηση (1) είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), ενώ οι συντελεστές  $\gamma_i$  των μεταβλητών  $Y_{t-1}$  στην συνάρτηση (2) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τη μεταβλητή  $X$  προς τη μεταβλητή  $Y$ .

Δηλαδή, αν  $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$  και  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$  τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή  $X$  στην μεταβλητή  $Y (X \rightarrow Y)$ .

Αν οι συντελεστές  $\beta_i$  των μεταβλητών  $X_{t-1}$  στην συνάρτηση (1) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), ενώ οι συντελεστές  $\gamma_i$  των μεταβλητών  $Y_{t-1}$  στην συνάρτηση (2) είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητα κατά Granger από τη μεταβλητή  $Y$  προς τη μεταβλητή  $X$ .

Δηλαδή, αν  $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$  και  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$  τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή  $Y$  στην μεταβλητή  $X (Y \rightarrow X)$ .

Αν οι συντελεστές  $\beta_i$  των μεταβλητών  $X_{t-1}$  στην συνάρτηση (1) και  $\gamma_i$  των μεταβλητών  $Y_{t-1}$  στην συνάρτηση (2) είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και προς τις δύο κατευθύνσεις.

Δηλαδή, αν  $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$  και  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$  τότε υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ( $Y \rightarrow X$ ).

Αν οι συντελεστές  $\beta_i$  των μεταβλητών  $X_{t-1}$  στην συνάρτηση (1) και  $\gamma_i$  των μεταβλητών  $Y_{t-1}$  στην συνάρτηση (2) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), τότε δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger.

Δηλαδή, αν  $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$  και  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$  τότε δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας, με άλλα λόγια οι μεταβλητές  $X$  και  $Y$  είναι ανεξάρτητες.

Οι υποθέσεις αιτιότητας που διαμορφώνονται είναι οι παρακάτω:

- $H_0$ : Η μεταβλητή  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της  $Y$
- $H_a$ : Η μεταβλητή  $X$  προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της  $Y$

ή

- $H_0$ :  $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$  (Η μεταβλητή  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της  $Y$ )
- $H_a$ :  $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$  (Η μεταβλητή  $X$  προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της  $Y$ ).
- $H_0$ : Η μεταβλητή  $Y$  δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της  $X$
- $H_a$ : Η μεταβλητή  $Y$  προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της  $X$

ή

- $H_0$ :  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$  (Η μεταβλητή  $Y$  δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της  $X$ )
- $H_a$ :  $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$  (Η μεταβλητή  $Y$  προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της  $X$ ).

Στην πράξη, οι έλεγχοι για την ύπαρξη αιτιότητας γίνονται με τη χρήση των υποδειγμάτων VAR. Δηλαδή, για να αιτιάζει μία μεταβλητή  $X$  μία άλλη  $Y$  θα πρέπει οι συντελεστές όλων των χρονικών υστερήσεων της  $X$  στην εξίσωση της  $Y$  να διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν, ενώ οι συντελεστές των χρονικών υστερήσεων της  $Y$  στην εξίσωση της  $X$  να μη διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν. Ο έλεγχος αυτός μπορεί να γίνει με το κριτήριο της κατανομής  $F$  του Wald (1940) για την από κοινού σημαντικότητα των παραμέτρων των χρονικών υστερήσεων των αντίστοιχων μεταβλητών και δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$F = \frac{\frac{(SSR_R - SSR_U)}{k}}{\frac{SSR_U}{n - 2k - 1}}$$

όπου:

$SSR_R$  = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης με περιορισμό (δηλαδή παλινδρομώντας την μεταβλητή  $X$  μόνον πάνω στις υστερήσεις της).

$SSR_U$  = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης (πλήρης εξίσωση).



$k$ = Αριθμός των περιορισμών

$n$ = Μέγεθος του δείγματος

Αν η τιμή της κατανομής  $F$  είναι μεγαλύτερη από αυτή των πινάκων σε κάποιο επίπεδο σημαντικότητας τότε λέμε ότι η υπόθεση  $H_0$  απορρίπτεται και συμπεραίνουμε ότι οι υστερήσεις της μεταβλητής  $X$  επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά της  $Y$ . Στη συνέχεια για να συμπεράνουμε ότι  $X$  αιτιάζει την  $Y$  μονόδρομα θα πρέπει να ελέγξουμε την αντίστοιχη υπόθεση για τις υστερήσεις της  $Y$  πάνω στη μεταβλητή  $X$  συγκεκριμένα έχουμε:

- Αν  $F_{as} < F_{\pi IV}$  δεχόμαστε την υπόθεση  $H_0$  δηλαδή η μεταβλητή  $X$  δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της  $Y$  για την συνάρτηση (1) ή η μεταβλητή  $Y$  δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της  $X$  για τη συνάρτηση (2).
- Αν  $F_{as} > F_{\pi IV}$  δεχόμαστε την υπόθεση  $H_a$  δηλαδή η μεταβλητή  $X$  προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της  $Y$  για την συνάρτηση (1) ή η μεταβλητή  $Y$  προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της  $X$  για τη συνάρτηση (2)
- Η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger εξαρτάται από την τάξη του VAR υποδείγματος, καθώς και από τη στασιμότητα των μεταβλητών που συμμετέχουν στις συναρτήσεις (1) και (2). Σύμφωνα με τους Geweke et al (1983) η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger μειώνεται αν οι μεταβλητές που συμμετέχουν στον έλεγχο αυτό είναι μη στάσιμες.

### **9.3 ΣΧΕΣΕΙΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ INV ΚΑΙ INT**

Στο κομμάτι αυτό θα ασχοληθούμε με τη διερεύνηση της σχέσεως αιτιότητας. Είδαμε ότι όλες οι μεταβλητές που χρησιμοποιούμε σε όλες τις εξισώσεις είναι στάσιμες. Ως εκ τούτου για να εφαρμόσουμε τον έλεγχο αιτιότητας του Granger θα πρέπει να γνωρίζουμε την τάξη των αντίστοιχων υποδειγμάτων VAR. Ο έλεγχος της τάξης των υποδειγμάτων VAR γίνεται με τα γνωστά κριτήρια του λόγου πιθανοφανειών (LR) και των κριτηρίων των

Akaike (1973) και Schwartz (1978) που στην περίπτωση των υποδειγμάτων VAR γράφονται ως εξής:

$$LR+2[\log l_u - \log l_v] \approx \chi^2 (v)$$

όπου

$\log l_u$  = Λογάριθμος πιθανοφάνειας της πλήρους εξίσωσης παλινδρόμησης (ως προς τον αριθμό των συντελεστών).

= Λογάριθμος πιθανοφάνειας της εξίσωσης με περιορισμό (μειωμένου αριθμού συντελεστών).

$v = m^2$  = Αριθμός των περιορισμών.

$m$  = Αριθμός των εξισώσεων.

$n$  = Μέγεθος του δείγματος.

$$l = -\frac{nm}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{n}{2} \log |W|$$

- $W$  = Εκτίμηση της μήτρας των διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων των διαταρακτικών όρων της εξίσωσης.

Ο έλεγχος του κριτηρίου LR ξεκινά από ένα μεγάλο αριθμό χρονικών υστερήσεων. Σταματούμε τον έλεγχο του στατιστικού LR όταν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ( $H_0: A_k=0$  όπου  $A_k$  η μήτρα των μεταβλητών με χρονικές υστερήσεις) και με τον τρόπο αυτό επιλέγουμε την τάξη  $p$  του υποδείγματος VAR,  $1 \leq p \leq k$ . Βέβαια, επειδή η μεθοδολογία εκτίμησης απαιτεί σφάλματα λευκού θορύβου θα μπορούσε να επιλεγεί στις εκτιμήσεις υψηλότερη τιμή του  $p$  Holden and Perman (1994).

$$AIC(p) = -\frac{U}{n} + \frac{2m^2}{n}p$$

$$SCH(p) = \frac{U}{n} - \frac{m^2p}{n} \log(n)$$

όπου

$p$  = Αριθμός των χρονικών υστερήσεων. Η τάξη  $p$  του VAR υποδείγματος επιλέγεται από την ελαχιστοποίηση των κριτηρίων Κάτος (2004).

#### **9.4 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ**

Για τη διερεύνηση τις αιτιώδεις σχέσεις κατά Granger, μεταξύ των μεταβλητών χρησιμοποιήθηκαν το στατιστικό  $f$  και τα probs.

Παρατηρούμε ότι προκύπτει αιτιατή σχέση για τον χρηματιστηριακό δείκτη (aex) προς το επιτόκιο (int) για probability 10%, αλλά και για τις επενδύσεις (inv) για probability 5%. Έτσι βλέπουμε ότι υπάρχει αιτιατή σχέση μεταξύ όλων των μεταβλητών, οπότε το αποδεχόμαστε. (Πίνακας 13)

#### **Βιβλιογραφία**

- Kasibhatla, K. & Sawhney, B. (1996). Foreign Direct Investment and Economic Growth in the U.S.: Evidence from Co-integration and Granger Causality Tests. Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali
- Σημειώσεις Δριτσάκη Νικολάου (2006-2007), Καθηγητή Πανεπιστημίου Μακεδονίας, Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής, Μεταπτυχιακού Επιχειρηματικής Πληροφορικής
- <http://www.icap.gr/>

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 10**

### **ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ**

#### **10.1 ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ**

Η εργασία αναφέρεται στις 3 μεταβλητές aex, int, inv. Χρησιμοποιήθηκαν ετήσια στοιχεία από το 1983 έως το 2002. Συνοψίζοντας λοιπόν, μπορούμε να αναφέρουμε το γεγονός ότι το μοντέλο που επιλέχθηκε για να «κρίνει» τους δείκτες που εξετάστηκαν ήταν κατά κάποιο τρόπο ανακριβή ως προς κάποια συμπεράσματα και αυτό οφείλεται κατά ένα μεγάλο ποσοστό στο μικρό μέγεθος του εξεταζόμενου δείγματος. Είναι όμως επίσης πιθανό να έγινε μη σωστή χρήση του μοντέλου και των στοιχείων ταυτόχρονα για την ασφαλή εξαγωγή συμπερασμάτων.

#### **10.2 ΕΠΙΜΕΡΟΥΣ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ**

Τα συμπεράσματα ίσως είναι το πιο δύσκολο μέρος μιας συγγραφής γιατί είναι αυτά που κρίνονται και που χαρακτηρίζουν την όλη έρευνα. Τα αποτελέσματα δεν είναι στάσιμα στον έλεγχο Dickey-Fuller, αλλά παρόλα αυτά είναι στάσιμα με τον έλεγχο Phillips-Perron αλλά και από τον συντελεστή αυτοσυσχέτισης βλέπουμε ότι έχουμε στασιμότητα αφού από το γράφημα παρατηρούμε ότι όλα τα PAC είναι εντός ορίων. Επίσης, δεν υπάρχει περίπτωση κίβδηλης παλινδρόμησης. Μπορούμε να αναφέρουμε το γεγονός ότι μέσω του ελέγχου Jarque-Bera προκύπτει ότι οι παρατηρήσεις δεν κατανέμονται κανονικά, κάτι που ενισχύεται και από τις αποκλίνοσες τιμές κοιτώντας την αυτοσυσχέτιση. Δεν υπάρχει βραχυχρόνια σχέση αλλά ούτε και μακροχρόνια, όπως δεν υπάρχει και συνολοκλήρωση. Τέλος η αιτιότητα θεωρείται αμφίδρομη κατά περίπτωση.

### **10.3 ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ**

Επιβεβαιώνεται λοιπόν η εξαρτημένη σχέση του χρηματιστηριακού δείκτη με την πορεία των επιτοκίων και των επενδύσεων.

Αν  $i$  αυξάνεται τότε  $I$  μειώνεται. Σε περιόδους πληθωρισμού: το ονομαστικό επιτόκιο  $I$  και το πραγματικό επιτόκιο  $r$  διαφέρουν.

Η ζήτηση επενδύσεων εξαρτάται από το **κόστος** σε σύγκριση με την **απόδοση**.

- Αν **κόστος < απόδοση** τότε πραγματοποιείται η επένδυση.
- Επιχείρηση δανείζεται ή χρησιμοποιεί ίδια κεφάλαια για να επενδύσει

### **10.4 ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ ΕΡΕΥΝΑ**

Ένα αντίστοιχο μοντέλο θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί και για τους συγκεκριμένους οικονομικούς δείκτες άλλων χωρών ή ακόμα και να εμπλουτιστεί το υπάρχον με νέους δείκτες όπως ο πληθωρισμός. Το επόμενο βήμα θα ήταν μια συγκριτική έρευνα μεταξύ της ευαισθησίας του μοντέλου στα εκάστοτε στοιχεία της κάθε χώρας.

## **ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ**

### **ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ**

- Χρήστου, Κ.Γ. (2002). Εισαγωγή στην Οικονομετρία. Αθήνα, Gutenberg
- Κάτος, Α.Β. (2004). Οικονομετρία: Θεωρία και Εφαρμογές, Θεσσαλονίκη, Ζυγός
- Ανδρικόπουλος, Α. (2000). Οικονομετρία. Θεωρία και Εμπειρικές Εφαρμογές. Αθήνα, Εκδόσεις Μπένου
- Kasibhatla, K. & Sawhney, B. (1996). Foreign Direct Investment and Economic Growth in the U.S.: Evidence from Co-integration and Granger Causality Tests. Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali.

### **ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ**

- Dritsakis, E.N. (2003). Hungarian Macroeconomic Variables-reflections on causal relationship. Acta Oeconomica.
- Dritsakis, E.N, Grose Ch, and L. Kalyvas (2006). Performance aspects of Greek bond mutual funds. International Review of Financial Analysis.
- Ελληνικό Στατιστικό Ινστιτούτο, Ταμπάκης Νικόλαος, Τμήμα Διοίκησης Γεωργικών Εκμ/σεων Τ.Ε.Ι. Θεσσαλονίκης, Χαψά Ξανθίππη, Επιστημονική Συνεργάτιδα Τ.Ε.Ι. Σερρών, Παντελίδης Παναγιώτης, Επιστημονικός Συνεργάτης Τ.Ε.Ι. Σερρών, Πρακτικά 17ου Πανελληνίου Συνεδρίου Στατιστικής (2004), σελ. 415 – 422.
- Σημειώσεις Δριτσάκη Νικολάου (2006-2007), Καθηγητή Πανεπιστημίου Μακεδονίας, Τμήματος Εφαρμοσμένης Πληροφορικής, Μεταπτυχιακού Επιχειρηματικής Πληροφορικής
- Σημειώσεις Σαριαννίδη Νικολάου (2001-2004), Καθηγητή ΤΕΙ Δυτικής Μακεδονίας, Τμήματος Χρηματοοικονομικών εφαρμογών

2. <http://www.oecd.gr/>
3. <http://www.icap.gr/>
4. <http://www.elke.gr/>
5. <http://www.eurostat.org/>
6. <http://www.eeep.pspa.uoa.gr>

**ΠΙΝΑΚΑΣ 1**

ΕΤΟΣ	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ	ΕΠΙΤΟΚΙΑ	ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ
	inv_ned	int_ned	
	"millions of Euros, 1990 prices"	%	
1983	33904.88	8.61	60,86
1984	35629.37	8.33	77,05
1985	39509.15	7.34	98,25
1986	42199.68	6.32	120,12
1987	43628.18	6.4	107,49
1988	45771.43	6.42	99,88
1989	48328.64	7.22	133,89
1990	48962.89	8.92	120,4
1991	48912.86	8.74	122,43
1992	48892.52	8.1	133,3
1993	47237.07	6.51	152,94
1994	50106.83	7.2	186,48
1995	52724.18	7.19	199,04
1996	54937.72	6.49	252,08
1997	58350.77	5.81	377,95
1998	59913.11	4.87	495,58
1999	73536.77	4.92	564,02
2000	74782.49	5.51	665,28
2001	74129.28	5.17	544,52
2002	71116.98	5.0	418,62

**ΠΙΝΑΚΑΣ 2**

**ΚΟΡΕΛΛΟΓΡΑΜΜΑ**

**ΔΕΧ (level)**

Date: 01/24/07 Time: 00:03

Sample: 1983 2002

Included observations: 20

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  *****	.  *****	1	0.893	0.893	18.485	0.000
.  ****	. *	2	0.700	-0.489	30.450	0.000
.  ***	. *	3	0.468	-0.170	36.115	0.000
.  **	. *	4	0.266	0.120	38.055	0.000
.  *	. *	5	0.101	-0.076	38.353	0.000
.  .	.	6	-0.016	-0.019	38.362	0.000
. *	.	7	-0.089	0.020	38.628	0.000
. *	. *	8	-0.148	-0.183	39.432	0.000
. **	. *	9	-0.201	-0.061	41.048	0.000
. **	.	10	-0.241	0.039	43.613	0.000
. **	. *	11	-0.270	-0.089	47.175	0.000
. **	. *	12	-0.297	-0.129	52.016	0.000

(1<sup>st</sup> difference)

Date: 01/24/07 Time: 00:06

Sample: 1983 2002

Included observations: 19

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  ***	.  ***	1	0.425	0.425	4.0008	0.045
.  .	. ** .	2	-0.028	-0.254	4.0190	0.134
. * .	.  .	3	-0.109	0.017	4.3180	0.229
. *** .	. *** .	4	-0.331	-0.375	7.2394	0.124
. ** .	.  .	5	-0.276	0.045	9.4167	0.094
. * .	. * .	6	-0.093	-0.099	9.6796	0.139
. * .	. * .	7	-0.084	-0.096	9.9133	0.194
. * .	. * .	8	-0.078	-0.154	10.137	0.256
. * .	. * .	9	-0.058	-0.120	10.271	0.329
. * .	. * .	10	-0.057	-0.095	10.417	0.405
.  .	.  .	11	0.055	0.029	10.570	0.480
.  .	. ** .	12	-0.009	-0.273	10.576	0.566

### ΠΙΝΑΚΑΣ 3

#### ΑΕΧ (DICKEY-FULLER)

ΜΟΡΦΕΣ ΕΞΙΣΩΣΗΣ	ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ	ΕΠΙΠΕΔΑ			ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ		
		ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ			ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ		
		P=0	P=1	P=2	P=0	P=1	P=2
ΧΩΡΙΣ ΣΤΑΘΕΡΑ Ή ΤΑΣΗ	DF/ADF	0,5	-1,06	-1,13	-1,69	-1,62	-1,85
	LM [Prob]	9,00 [0,008]	0,63 [0,43]	0,17 [0,68]	0,30 [0,59]	0,98 [0,33]	4,01 [0,06]
	AIC	11,3	11,04	11,18	11*	11,15	11,27
	SCH	11,35	11,14	11,33	11,05*	11,25	11,42
ΣΤΑΘΕΡΑ	DF/ADF	0,75	-1,86	-2,28	-1,55	-1,53	-1,8
	LM [Prob]	9,08 [0,008]	1,32 [0,29]	0,26 [0,61]	0,59 [0,45]	1,33 [0,26]	6,06 [0,03]
	AIC	11,3	11,01	11,03	11,1	11,25	11,36
	SCH	11,4	11,16	11,23	11,2	11,4	11,55
ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ	DF/ADF	-1,42	-2,61	-3,56	-1,31	-0,9	-1,21
	LM [Prob]	11,44 [0,004]	5,15 [0,04]	3,56 [0,08]	0,14 [0,71]	1,18 [0,29]	7,59 [0,02]
	AIC	11,32	10,9	10,76*	11,18	11,37	11,48
	SCH	11,47	11,09	11,01*	11,33	11,56	11,73

AEX(level)

ΕΠΙΠΕΔΟ ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑΣ	DICKEY - FULLER		PHILLIPS - PERRON	
	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -1,5377]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -0,9036]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -1,7098]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -1,4341]
1%	-3,8877	-4,6193	-3,8572	-4,5743
5%	-3,0521	-3,7119	-3,04	-3,692
10%	-2,6672	-3,2964	-2,6608	-3,2856

AEX(1st Difference)

ΕΠΙΠΕΔΟ ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑΣ	DICKEY - FULLER		PHILLIPS - PERRON	
	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -1,2749]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -1,3260]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -4,4969]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -4,7081]



1%	-3,9228	-4,6712	-3,8877	-4,6193
5%	-3,0659	-3,7347	-3,0521	-3,7119
10%	-2,6745	-3,3086	-2,6672	-3,2964

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

**INT**

(level)

Date: 01/24/07 Time: 00:08

Sample: 1983 2002

Included observations: 20

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  *****	.  *****	1	0.727	0.727	12.231	0.000
.  ***	.  **	2	0.379	-0.316	15.740	0.000
.  *	.  .	3	0.154	0.051	16.356	0.001
.  .	.  .	4	0.063	0.034	16.466	0.002
.  .	.  .	5	0.020	-0.044	16.478	0.006
.  .	.  .	6	-0.010	-0.010	16.481	0.011
.  .	.  *	7	-0.055	-0.070	16.583	0.020
.  *	.  *	8	-0.147	-0.152	17.376	0.026
.  **	.  .	9	-0.196	0.022	18.912	0.026
.  **	.  .	10	-0.228	-0.125	21.193	0.020
.  *	.  **	11	-0.135	0.205	22.090	0.024
.  *	.  *	12	-0.086	-0.187	22.495	0.032

(1<sup>st</sup> difference)

Date: 01/24/07 Time: 00:09

Sample: 1983 2002

Included observations: 19

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  **	.  **	1	0.245	0.245	1.3336	0.248
.  **	.  **	2	-0.189	-0.266	2.1754	0.337
.  ***	.  **	3	-0.364	-0.275	5.4797	0.140
.  **	.  *	4	-0.208	-0.110	6.6323	0.157
.  *	.  .	5	0.081	0.039	6.8198	0.234
.  .	.  **	6	-0.013	-0.237	6.8249	0.337
.  *	.  *	7	-0.090	-0.154	7.0970	0.419
.  *	.  *	8	-0.154	-0.187	7.9572	0.438
.  *	.  **	9	-0.113	-0.227	8.4646	0.488
.  *	.  .	10	0.150	-0.018	9.4652	0.489
.  *	.  **	11	0.106	-0.193	10.024	0.528
.  *	.  *	12	0.110	-0.063	10.712	0.554

**ΠΙΝΑΚΑΣ 5**  
**INT (DICKEY-FULLER)**

ΜΟΡΦΕΣ ΕΞΙΣΩΣΗΣ	ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ	ΕΠΙΠΕΔΑ			ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ		
		ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ			ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ		
		P=0	P=1	P=2	P=0	P=1	P=2
ΧΩΡΙΣ ΣΤΑΘΕΡΑ Η ΤΑΣΗ	DF/ADF	-1,31	-1,01	-0,81	-3,07	-3,15	-3,23
	LM [Prob]	1,13 [0,30]	1,11 [0,30]	2,11 [0,16]	0,38 [0,54]	2,18 [0,16]	0,005 [0,94]
	AIC	2,34	2,44	2,5	2,4*	2,43	2,48
	SCH	2,39*	2,54	2,65	2,44*	2,53	2,63
ΣΤΑΘΕΡΑ	DF/ADF	-1,35	-1,84	-1,13	-3,11	-3,14	-3,24
	LM [Prob]	2,24 [0,15]	0,33 [0,57]	0,99 [0,33]	0,87 [0,36]	2,27 [0,15]	0,05 [0,82]
	AIC	2,37	2,38	2,54	2,47	2,52	2,56
	SCH	2,47	2,53	2,74	2,57	2,66	2,76
ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ	DF/ADF	-1,8	-2,64	-2,14	-3,01	-3,04	-3,36
	LM [Prob]	4,73 [0,04]	0,06 [0,80]	1,82 [0,20]	0,81 [0,38]	3,28 [0,09]	0,57 [0,46]
	AIC	2,39	2,29*	2,42	2,59	2,62	2,6
	SCH	2,54	2,49	2,66	2,73	2,82	2,84

INT(level)

ΕΠΙΠΕΔΟ ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑΣ	DICKEY – FULLER		PHILLIPS - PERRON	
	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -3,1478]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -3,0424]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -3,0910]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -2,9892]
1%	-3,8877	-4,6193	-3,8572	-4,5743
5%	-3,0521	-3,7119	-3,04	-3,692
10%	-2,6672	-3,2964	-2,6608	-3,2856

INT(1st Difference)

ΕΠΙΠΕΔΟ ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑΣ	DICKEY – FULLER		PHILLIPS - PERRON	
	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -3,6319]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -3,5277]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -5,0935]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -4,9533]
1%	-3,9228	-4,6712	-3,8877	-4,6193
5%	-3,0659	-3,7347	-3,0521	-3,7119
10%	-2,6745	-3,3086	-2,6672	-3,2964

**ΠΙΝΑΚΑΣ 6**

**INV**

(level)

Date: 01/24/07 Time: 00:09

Sample: 1983 2002

Included observations: 20

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  *****	.  *****	1	0.837	0.837	16.240	0.000
.  *****	. **  .	2	0.636	-0.219	26.125	0.000

.  ***	.  *	3	0.431	-0.123	30.931	0.000
.  **	.  *	4	0.244	-0.078	32.569	0.000
.  *	.  *	5	0.137	0.122	33.115	0.000
.  .	.  *	6	0.039	-0.130	33.163	0.000
.  .	.  .	7	-0.016	0.036	33.172	0.000
.  .	.  .	8	-0.054	-0.044	33.280	0.000
.  *	.  .	9	-0.080	0.005	33.534	0.000
.  *	.  *	10	-0.102	-0.079	33.993	0.000
.  *	.  *	11	-0.167	-0.171	35.360	0.000
.  **	.  *	12	-0.233	-0.064	38.356	0.000

(1<sup>st</sup> difference)

Date: 01/24/07 Time: 00:10

Sample: 1983 2002

Included observations: 19

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  .	.  .	1	0.064	0.064	0.0906	0.763
.  .	.  .	2	-0.029	-0.033	0.1098	0.947
.  **	.  **	3	-0.267	-0.264	1.8813	0.597
.  .	.  .	4	-0.022	0.011	1.8937	0.755
.  .	.  .	5	-0.019	-0.032	1.9040	0.862
.  **	.  ***	6	-0.255	-0.349	3.8946	0.691
.  *	.  *	7	-0.168	-0.173	4.8315	0.681
.  *	.  *	8	-0.109	-0.162	5.2661	0.729
.  .	.  *	9	0.061	-0.178	5.4128	0.797
.  *	.  .	10	0.117	-0.047	6.0234	0.813
.  *	.  *	11	0.084	-0.063	6.3765	0.847
.  .	.  **	12	0.006	-0.189	6.3784	0.896

## ΠΙΝΑΚΑΣ 7

### INV (DICKEY-FULLER)

ΜΟΡΦΕΣ ΕΞΙΣΩΣΗΣ	ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ	ΕΠΙΠΕΔΑ			ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ		
		ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ			ΥΣΤΕΡΗΣΕΙΣ		
		P=0	P=1	P=2	P=0	P=1	P=2
ΧΩΡΙΣ ΣΤΑΘΕΡΑ Ή ΤΑΣΗ	DF/ADF	2,3	1,47	1,1	-2,82	-1,92	-1,77
	LM [Prob]	0,09 [0,75]	0,05 [0,81]	0,26 [0,61]	0,88 [0,36]	0,01 [0,91]	0,02 [0,88]
	AIC	19,16	19,32	19,47	19,34	19,44	19,63
	SCH	19,21*	19,42	19,62	19,39	19,54	19,77
ΣΤΑΘΕΡΑ	DF/ADF	-0,6	-0,75	-0,56	-3,46	-2,32	-2,42
	LM [Prob]	0,19 [0,66]	0,11 [0,89]	0,20 [0,65]	0,05 [0,81]	0,13 [0,71]	0,00 [0,97]
	AIC	19,19	19,34	19,53	19,27*	19,44	19,56
	SCH	19,29	19,49	19,73	19,37*	19,58	19,75
ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ	DF/ADF	-1,74	-2,01	-2,32	-3,3	-2,18	-3,4
	LM [Prob]	1,34 [0,26]	1,52 [0,23]	0,78 [0,39]	0,07 [0,78]	0,32 [0,58]	0,00 [0,96]
	AIC	19,14*	19,24	19,3	19,38	19,55	19,63
	SCH	19,29	19,44	19,54	19,53	19,75	19,88

INV(level)

ΕΠΙΠΕΔΟ ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑΣ	DICKEY – FULLER		PHILLIPS - PERRON	
	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -2,3243]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -2,1823]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -3,4649]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -3,3047]
1%	-3,8877	-4,6193	-3,8572	-3,5743
5%	-3,0521	-3,7119	-3,04	-3,692
10%	-2,6672	-3,2964	-2,6608	-3,2856

INV(1st Difference)

ΕΠΙΠΕΔΟ ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑΣ	DICKEY – FULLER		PHILLIPS - PERRON	
	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -3,4728]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -3,3986]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΧΩΡΙΣ ΤΑΣΗ [tδ2= -6,6978]	ΣΤΑΘΕΡΑ ΜΕ ΤΑΣΗ [tδ2= -6,5370]
1%	-3,9228	-4,6712	-3,8877	-4,6193
5%	-3,0659	-3,7347	-3,0521	-3,7119
10%	-2,6745	-3,3086	-2,6672	-3,2964

### ΠΙΝΑΚΑΣ 8

Dependent Variable: AEX  
Method: Least Squares  
Date: 01/25/07 Time: 21:25  
Sample: 1983 2002  
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INT	-44.66755	5.412351	-8.252893	0.0000
INV	0.010435	0.000689	15.15130	0.0000
R-squared	<b>0.896338</b>	Mean dependent var	246.5090	
Adjusted R-squared	0.890579	S.D. dependent var	190.1983	
S.E. of regression	62.91555	Akaike info criterion	11.21610	
Sum squared resid	71250.59	Schwarz criterion	11.31568	
Log likelihood	-110.1610	Durbin-Watson stat	<b>0.963787</b>	

### ΠΙΝΑΚΑΣ 9

Dependent Variable: DAEX  
Method: Least Squares  
Date: 01/29/07 Time: 19:50  
Sample(adjusted): 1988 2002  
Included observations: 15 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DAEX(-1)	0.836418	0.789290	1.059709	0.4003
DAEX(-2)	0.354655	0.826607	0.429050	0.7097
DAEX(-3)	-0.512666	1.117266	-0.458857	0.6914
DAEX(-4)	-0.656154	0.918644	-0.714264	0.5492
DINT(-1)	-26.24066	40.95959	-0.640647	0.5874
DINT(-2)	21.42691	27.01041	0.793284	0.5108
DINT(-3)	6.905003	25.94375	0.266153	0.8150
DINT(-4)	-2.502623	27.55593	-0.090820	0.9359
DINV(-1)	0.010628	0.014484	0.733786	0.5394
DINV(-2)	0.000860	0.013773	0.062476	0.9559
DINV(-3)	0.003901	0.010711	0.364204	0.7506
DINV(-4)	-0.009203	0.011993	-0.767390	0.5231
U(-1)	-0.509598	0.833764	-0.611202	0.6033

R-squared	0.939875	Mean dependent var	20.74200
Adjusted R-squared	0.579125	S.D. dependent var	72.99635
S.E. of regression	47.35632	Akaike info criterion	10.27171
Sum squared resid	4485.241	Schwarz criterion	10.88535
Log likelihood	-64.03781	Durbin-Watson stat	3.190282

### ΠΙΝΑΚΑΣ 10

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: AEX INT INV  
 Exogenous variables: C  
 Date: 01/30/07 Time: 16:51  
 Sample: 1983 2002  
 Included observations: 18

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-312.6500	NA	3.42E+11	35.07223	35.22062	35.09269
1	-278.1425	53.67837	2.06E+10	32.23806	32.83164	32.31990
2	-260.5343	21.52117*	8.80E+09*	31.28159*	32.32035*	31.42482*

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

### ΠΙΝΑΚΑΣ 11

Date: 01/26/07 Time: 01:19  
 Sample(adjusted): 1985 2002  
 Included observations: 18 after adjusting endpoints  
 Standard errors & t-statistics in parentheses

	AEX	INT	INV
AEX(-1)	1.199870 (0.25300) (4.74257)	-0.005124 (0.00376) (-1.36254)	38.38159 (15.7850) (2.43152)
AEX(-2)	-0.780967 (0.26147) (-2.98687)	-0.001175 (0.00389) (-0.30244)	-20.86626 (16.3133) (-1.27910)
INT(-1)	-34.00214 (17.7318) (-1.91758)	0.789213 (0.26358) (2.99423)	-977.2870 (1106.31) (-0.88337)
INT(-2)	34.40144 (17.8079) (1.93181)	-0.588755 (0.26471) (-2.22416)	-203.5281 (1111.06) (-0.18318)
INV(-1)	0.015475 (0.00526) (2.93940)	2.66E-05 (7.8E-05) (0.33968)	0.475558 (0.32847) (1.44778)
INV(-2)	-0.008504 (0.00414) (-2.05424)	1.58E-05 (6.2E-05) (0.25696)	0.104619 (0.25827) (0.40507)

C	-253.5935 (195.921) (-1.29437)	4.652363 (2.91230) (1.59749)	27420.83 (12223.8) (2.24324)
R-squared	0.962191	0.803446	0.959744
Adj. R-squared	0.941568	0.696235	0.937787
Sum sq. resid	23333.44	5.155721	90829817
S.E. equation	46.05672	0.684618	2873.544
F-statistic	46.65644	7.494046	43.70879
Log likelihood	-90.04633	-14.28851	-164.4480
Akaike AIC	10.78293	2.365390	19.04978
Schwarz SC	11.12918	2.711646	19.39604
Mean dependent	266.2372	6.562778	54613.36
S.D. dependent	190.5326	1.242165	11520.62
Determinant Residual Covariance		7.49E+08	
Log Likelihood		-260.5343	
Akaike Information Criteria		31.28159	
Schwarz Criteria		32.32035	

## ΠΙΝΑΚΑΣ 12

Date: 01/29/07 Time: 19:02

Sample: 1983 2002

Included observations: 17

Test assumption: No deterministic trend in the data

Series: AEX INT INV

Lags interval: 1 to 2

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.820278	52.75168	34.91	41.07	None **
0.636522	23.57386	19.96	24.60	At most 1 *
0.312477	6.369229	9.24	12.97	At most 2

(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

### Unnormalized Cointegrating Coefficients:

AEX	INT	INV	C
0.010024	0.433045	-0.000103	0.355383
-0.006952	0.063190	0.000125	-5.660838
0.006009	-0.289868	-7.82E-05	5.045926

### Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

AEX	INT	INV	C
1.000000	43.20297 (7.94112)	-0.010286 (0.00064)	35.45499 (84.4889)

Log likelihood -241.6417

### Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)

AEX	INT	INV	C
1.000000	0.000000	-0.016655 (0.00173)	678.9199 (83.6835)
0.000000	1.000000	0.000147 (4.3E-05)	-14.89400 (2.09960)

Log likelihood -233.0394

### ΠΙΝΑΚΑΣ 13

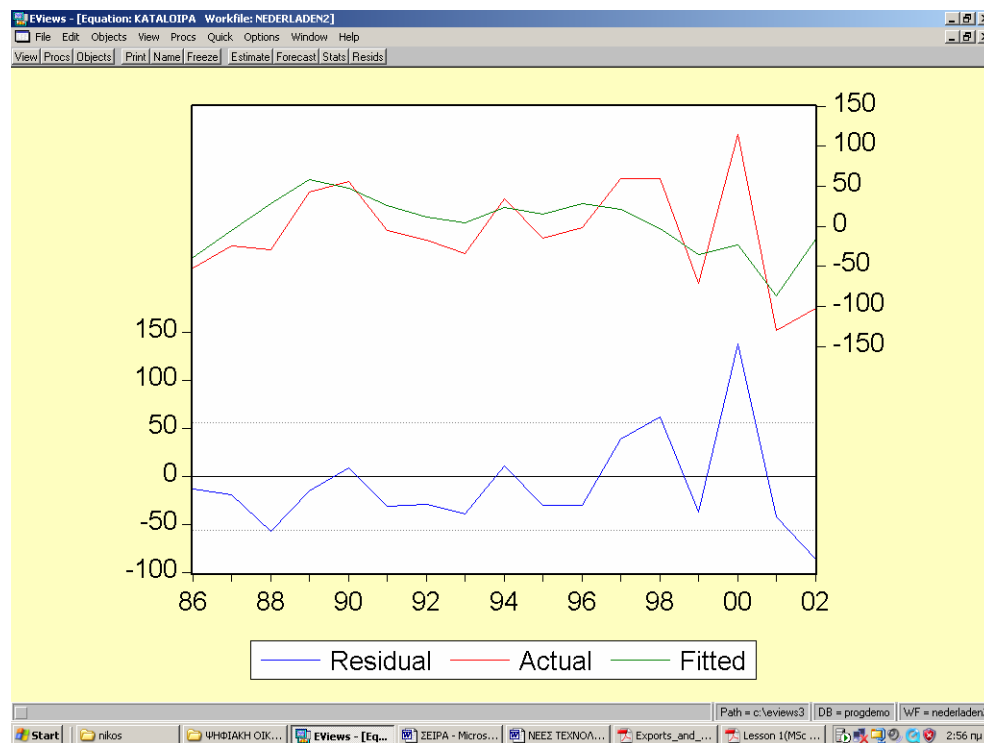
Pairwise Granger Causality Tests

Date: 01/29/07 Time: 19:55

Sample: 1983 2002

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INT does not Granger Cause AEX	18	0.63158	0.54731
AEX does not Granger Cause INT		3.36016	0.06663
INV does not Granger Cause AEX	18	2.34047	0.13547
AEX does not Granger Cause INV		5.67858	0.01689
INV does not Granger Cause INT	18	1.67104	0.22601
INT does not Granger Cause INV		2.37978	0.13162



Σχήμα 9: Προσαρμοσμένη απεικόνιση των μεταβλητών INT & INV