

**IS THE FISHER EFFECT FOR REAL? : TESTING THE LONG
RUN FISHER EFFECT IN SELECTED EUROPEAN
ECONOMIES.**

Μια εργασία (Thesis)

του

Πέτρου Ιωάννου Φακά

Προς

Το Τμήμα Χρηματοοικονομικής & Τραπεζικής Διοικητικής

Για την ολοκλήρωση

του Μεταπτυχιακού Προγράμματος (MSc)

Χρηματοοικονομικής & Τραπεζικής

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Μάιος 2003

*Αυτή η εργασία αφιερώνεται στους γονείς μου,
τους μοναδικούς ανθρώπους στο κόσμο που
με στήριξαν και συνεχίζουν να με στηρίζουν
ηθικά & υλικά.*

**IS THE FISHER EFFECT FOR REAL? : TESTING THE LONG RUN
FISHER EFFECT IN SELECTED EUROPEAN ECONOMIES.**

Πέτρος Ι. Φακάς, MSc.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς, 2003

ΣΥΝΟΨΗ

Χρησιμοποιούμε μεταπολεμικά μηνιαία στοιχεία για την Γαλλία , την Ιταλία και το Ηνωμένο Βασίλειο για να εξετάσουμε την Υπόθεση Fisher για την σχέση ανάμεσα στον πληθωρισμό και τα βραχυχρόνια ονομαστικά επιτόκια (*short-term nominal interest rates*) . Για το σκοπό αυτό και αφού κάνουμε αναφορά για τις προηγούμενες μεθόδους και την αναποτελεσματικότητα τους ως προς την εξέταση του φαινομένου , εφαρμόζουμε σύγχρονες τεχνικές συνολοκλήρωσης .Τα αποτελέσματα συγκλίνουν με αυτούς που υποστηρίζουν την ύπαρξη μιας ασθενούς μορφής του Fisher effect. Για την Ιταλία και το Ηνωμένο Βασίλειο βρίσκουμε μια ασθενής μορφή του Fisher effect ενώ για την Γαλλία διαπιστώνουμε την απουσία σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των ονομαστικών επιτοκίων και του πληθωρισμό. Ως αιτιολογία της απόρριψης της μια προς μια σχέσης μπορεί να είναι η ύπαρξη του Darby/Feldstein effect ή οι ισχυρές αντιπληθωριστικές πολιτικές που ακολούθησαν οι χώρες αυτές την συγκεκριμένη περίοδο.Στην συνέχεια εξετάζουμε την προσαρμογή από την βραχυχρόνια ανισορροπία στην μακροχρόνια ισορροπία μέσω ενός VECM και την σχέση που αναπτύσσεται βραχυχρόνια μεταξύ των μεταβλητών μέσω ενός Granger Causality test κάτι που συνήθως παραλείπεται από την βιβλιογραφία.

Συμβουλευτική Επιτροπή : Καθ. Χ. Χασσάπης , Καθ. Ν. Πιττής , Καθ. Ε. Τσιριτάκης

Keywords : Συνολοκλήρωση , Φαινόμενο Fisher , Unit Roots , Πληθωρισμός , Ονομαστικά Επιτόκια ,

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

ΣΥΝΟΨΗ

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 : ΕΙΣΑΓΩΓΗ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 : ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ

- I. Μελέτες για της ΗΠΑ
- II. Μελέτες για την Ευρώπη, Αυστραλία, Καναδά και Ιαπωνία
- III Εμπειρικές Εργασίες για τις Αναπτυσσόμενες Χώρες
- IV Αποκλίσεις από την Υπόθεση Fisher
- V. Μικρή αναφορά στην οικονομετρική βιβλιογραφία

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 : ΠΑΛΑΙΑ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ -ΜΟΤΙΒΑΤΙΟΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 : ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

- 4 . 1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ
- 4 . 2 AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST
- 4 . 3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ
- 4 . 4 ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ (ECM)

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 : ΣΤΟΙΧΕΙΑ

- 5 . 1 ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ
- 5 . 2 ΓΡΑΦΙΚΗ ΑΠΕΙΚΟΝΙΣΗ ΤΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6 : ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

- 6.1 ΕΛΕΓΧΟΝΤΑΣ ΤΗΝ ΥΠΟΘΕΣΗ FISHER ΧΡΗΣΙΜΟΠΟΙΩΝΤΑΣ OLS.
- 6.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΜΕ ΤΟ ADF TEST.
- 6.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑΣ ΣΥΜΠΕΡΙΦΟΡΑΣ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ
- 6.4 ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΑΣ ΣΥΜΠΕΡΙΦΟΡΑΣ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ
- 6.5 ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7 : ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

APPENDIX A : ΕΠΙΛΟΓΗ ΤΟΥ ΚΑΤΑΛΛΗΛΟΥ LAG LENGTH ΜΕ ΤΟ
LAG STRUCTURE TEST

APPENDIX B : ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ SERIAL CORRELATION ΣΤΟ VAR

APPENDIX C : ΠΛΗΡΗΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΤΟΥ ΤΕΣΤ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ
ΓΙΑ ΤΙΣ ΤΡΕΙΣ ΧΩΡΕΣ.

APPENDIX D : ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΤΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ ΤΗΣ 1-1 ΥΠΟΘΕΣΗΣ

APPENDIX E : SERIAL CORRELATION LM TEST

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ – ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Τις προηγούμενες δεκαετίες έχει γίνει ένας μεγάλος αριθμός εργασιών που εξετάζουν την σχέση μεταξύ πληθωρισμού και επιτοκίων, κάνοντας την έτσι ένα από τα πιο μελετημένα ζητήματα στα οικονομικά. Μια από τις γνωστές θεωρίες είναι αυτή της Εξίσωσης Fisher.

Ο Fisher στα πλαίσια της μελέτης του [The Theory of Interest \(1930\)](#) εξέτασε την σχέση μεταξύ των ονομαστικών επιτοκίων και του ρυθμού του πληθωρισμού για τις ΗΠΑ και το Ηνωμένο Βασίλειο, χρησιμοποιώντας ετήσια στοιχεία για την περίοδο 1890–1927 για τις ΗΠΑ, και 1820–1924 για το Ηνωμένο Βασίλειο.

Ο [Fisher \(1930\)](#) υπέθεσε ότι τα ονομαστικά επιτόκια είναι ίσα με το άθροισμα των πραγματικών επιτοκίων και του αναμενόμενου ρυθμού του πληθωρισμού ($R_t = r_t + \pi_{t+1}$). Ισχυρίστηκε ότι υπήρχε μια one-to-one relationship μεταξύ των επιτοκίων και του αναμενόμενου, με τα πραγματικά επιτόκια να είναι ανεξάρτητα του ρυθμού του πληθωρισμού.

Η άποψη αυτή του Fisher που υποστηρίζει ότι τα ονομαστικά επιτόκια περιέχουν σημαντική πληροφορία για τις μελλοντικές αλλαγές στο επίπεδο των τιμών, έχει γίνει πεδίο βαθιάς οικονομικής ανάλυσης. Κατά την Υπόθεση Fisher τα τωρινά ονομαστικά επιτόκια προσαρμόζονται ανάλογα (adjust proportionately) ως προς τον

αναμενόμενο πληθωρισμό ούτως ώστε να προστατεύσουν την πραγματική αξία (real value) των αναμενόμενων μελλοντικών πληρωμών (promised future nominal cash flows), με αποτέλεσμα τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια να συνδέονται με τις αλλαγές στο επίπεδο τιμών μακροπρόθεσμα (over the long run).¹

Παλιότερες μελέτες που ερεύνησαν την υπόθεση ,κατέληξαν γενικώς υπέρ της υποθέσεως (βλέπε [Fama \(1975\)](#), [Nelson and Schwert \(1977\)](#), [Mishkin \(1981, 1988\)](#) και [Fama and Gibbons \(1982\)](#)). Παρόλα αυτά αρκετές μελέτες διαφώνησαν πως η υπόθεση δεν ισχύει για ορισμένες περιόδους στο χρόνο ή όταν τα τεστ γίνονται σε άλλες χώρες πέρα των Ηνωμένων Πολιτειών (βλέπε [Barsky \(1987\)](#), [Summers \(1983\)](#), και [Huizinga and Mishkin \(1984, 1986\)](#) και [Mishkin \(1992\)](#), [Kandel, Ofer, and Sarig \(1996\)](#)).²

¹ Η αρχική υπόθεση που είχε ειπωθεί από τον [Fisher \(1930\)](#) δεν αναφέρει το ακριβές μέγεθος της απάντησης ανάμεσα στα επιτόκια και στον πληθωρισμό. Τρεις παραλλαγές του μεγέθους της προσαρμογής έχουν προταθεί από διάφορες εργασίες; 1-προς-1 (γνωστή ως παραδοσιακή υπόθεση Fisher), μεγαλύτερη από 1-προς-1 ([Darby \(1975\)](#) and [Feldstein \(1976\)](#)), και λιγότερο από 1-προς-1 ([Mundell \(1963\)](#) και [Tobin \(1965\)](#)). Η υπόθεση Fisher hypothesis έχει επίσης επεκταθεί και στα risky assets όπως οι κοινές μετοχές . Εμπειρικά τεστ στις κοινές μετοχές παρόλα αυτά απορρίπτουν την ορθότητα της (βλέπε [Bodie \(1976\)](#), [Nelson \(1976\)](#), [Fama and Schwert \(1977\)](#), [Fama \(1981\)](#), [Geske and Roll \(1983\)](#), [Asprem \(1989\)](#), και [Graham \(1996\)](#)). Σε αυτή την εργασία θα περιορίσουμε την ανάλυση μας στα βραχυπρόθεσμα επιτόκια (short term interest rates).

² Ο [Barsky \(1987\)](#) υποστηρίζει ότι ο πληθωρισμός πριν το 1913 χαρακτηρίζεται ως white noise. Αύξηση του persistency από 1913 έως 1979 αλλάζουν την stochastic process του πληθωρισμού, ο οποίος contribute favourably to the Fisher effect. Θετική απόδειξη του φαινομένου Fisher κατά την post-World War II περίοδο οφείλεται λοιπόν κυρίως στο μεγάλο persistence του πληθωρισμού. Ο [Mishkin \(1988\)](#) επίσης ανέφερε ότι η παρουσία των stochastic trends στα επιτόκια i και στον πληθωρισμό την περίοδο October 1979 έως October 1982 επηρέασε σημαντικά το validity της υπόθεσης Fisher εκείνη την περίοδο. Οι [Huizinga and Mishkin \(1984, 1986\)](#) υποστηρίζουν ότι το shift στο monetary policy regime μετά τον October 1979 άλλαξε το stochastic process των real interest rates και το οποίο επηρέασε την σχέση ανάμεσα στα ex ante real interest rates, nominal interest rates και πληθωρισμό. Το nonneutrality των ex-ante real interest rates όσον αφορά τον αναμενόμενο πληθωρισμό υποστηρίζεται επίσης από τον [Kandel et al \(1996\)](#).

Η επανεξέταση της υπόθεσης Fisher από τον [Mishkin \(1992\)](#) προσέφερε νέα υποστήριξη υπέρ της σχέσης, λέγοντας ότι οι παλιότερες απορρίψεις της υπόθεσης οφείλονταν κυρίως στην παρουσία stochastic trend στα επιτόκια και στον πληθωρισμό το οποίο απαξιώνει αποτελέσματα τα οποία προέρχονται από ordinary least squares (OLS).³ Η παρουσία unit roots στις χρονοσειρές υπό εξέταση εμποδίζει την αναγνώριση της σχέσης βραχυχρόνια. Η ανάλυση του Mishkin στα επιτόκια και στον πληθωρισμό στις ΗΠΑ έδειξε ότι και οι δύο σειρές είναι $I(1)$ ή difference stationary. Επιπρόσθετα, ακολουθώντας την μεθοδολογία [Engle and Granger \(1987\)](#), έδειξε ότι τα επιτόκια και ο πληθωρισμός είναι cointegrated υποστηρίζοντας το Fisher effect μακροχρόνια.

Νεότερες έρευνες όμως, (βασισμένες και αυτές στις διαδικασίες συνολοκλήρωσης όπως και ο Mishkin) όπως του [Peng \(1995\)](#) και των [Booth & Ciner \(2001\)](#), που έγιναν για ένα αριθμό ευρωπαϊκών χωρών, έδειξαν την απουσία ενός strong Fisher effect (παραδοσιακή σχέση 1-1) αλλά αντίθετα την ύπαρξη ενός weak effect (σχέση μεγαλύτερη από 1-1, υπόθεση Darby/ Feldstein).

Σε αυτή την εργασία επανεξετάζουμε την ισχύ της υπόθεσης Fisher με βάση τις προαναφερόμενες μελέτες. Ερευνούμε τις στοχαστικές ιδιότητες της κάθε μια σειράς καθώς και την πιθανή cointegrating relationship που μπορεί να υπάρχει μεταξύ τους

³ Αυτό συμφωνεί με τα ευρήματα των [Nelson and Plosser \(1982\)](#) που δείχνουν την ύπαρξη unit roots σε κάποιες μακροοικονομικές μεταβλητές περιλαμβανομένου του πληθωρισμού και των επιτοκίων. Η ανάλυση του [Rose \(1988\)](#) ετησίων, τριμηνιαίων και μηνιαίων στοιχείων δείχνει ότι τόσο οι τιμές όσο και τα short term rates στις ΗΠΑ περιέχουν single unit root. Αποδεικνύεται ότι ο πληθωρισμός και τα ονομαστικά επιτόκια δεν είναι integrated of the same order το οποίο μπορεί να οδηγήσει σε spurious regressions. Οι [Granger and Newbold \(1974\)](#) και [Phillips \(1986\)](#) συζητούν επίσης για την πιθανότητα των spurious regression όταν οι regressors περιέχουν unit roots.

.Για αυτό το λόγο χρησιμοποιούμε την διαδικασία Johansen . Για την εύρεση της ύπαρξης ή μη unit root στις υπό εξέταση σειρές χρησιμοποιούμε το Augmented Dickey-Fuller (ADF) test. Τέλος με την βοήθεια ενός VEC μελετάμε πως από την βραχυχρόνια ανισορροπία οδηγούμαστε στην μακροχρόνια ισορροπία .

Η δομή της εργασίας είναι η εξής : Στο Κεφάλαιο 1 είναι η εισαγωγή όπου γίνεται μια γενική αναφορά για την Υπόθεση Fisher .Στο Κεφάλαιο 2 γίνεται μια αναλυτική αναφορά της βιβλιογραφίας τόσο για την υπόθεση όσο και για την οικονομετρία .Στο Κεφάλαιο 3 γίνεται μια ανάλυση της μεθοδολογίας που χρησιμοποιούνταν παλιότερα Στο Κεφάλαιο 4 αναφέρουμε λεπτομερώς την μεθοδολογία που ακολουθήσουμε εμείς στην παρούσα μελέτη. Στο Κεφάλαιο 5 περιγράφουμε τα στοιχεία που θα χρησιμοποιήσουμε στην εργασία μας .Στο Κεφάλαιο 6 περιγράφονται τα εμπειρικά αποτελέσματα . Τέλος στο Κεφάλαιο 7 ανακεφαλαιώνουμε τα συμπεράσματα μας .

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ

Οι περισσότερες από τις εμπειρικές μελέτες που έχουν γίνει για την εξίσωση Fisher χρησιμοποιούν στοιχεία από τις ΗΠΑ . Είναι γενικώς αποδεκτό ότι η ισχύς του φαινομένου Fisher εξαρτάται από την περίοδο και την χώρα που μελετάται . Παρ'όλα αυτά το θεωρητικό πλαίσιο είναι το ίδιο ανεξαρτήτως περίπτωσης . Αυτός είναι ο λόγος που εν συντομία οφείλουμε να κάνουμε μια ανασκόπηση της εμπειρική μελέτης πάνω στο φαινόμενο Fisher.

1. Μελέτες για της ΗΠΑ

Βασική εξέλιξη όσον αφορά την μελέτη του φαινομένου έγινε με την εισαγωγή των θεωριών περί rational expectations από τον [Muth \(1961\)](#) και των efficient markets από τον [Fama \(1970\)](#) . Ενώ Fisher υποστήριζε ότι οι παλιές αλλαγές στο επίπεδο των τιμών (past changes in the price level) ενσωματώνονταν στα τωρινά επιτόκια (current rate of interest), ο [Fama \(1975\)](#) υποστήριξε ότι οι μελλοντικές αλλαγές στις τιμές (future price changes) αντικατοπτρίζονται were reflected στο παρών επιτόκιο (current rate of interest). Αυτό ερμηνεύτηκε από αυτόν ως μια ένδειξη αποτελεσματικών αγορών. Η μελέτη του Fama διέφερε από μελέτες που είχαν γίνει τις προηγούμενες δεκαετίες όσον αφορά την ανάλυση των πληθωριστικών προσδοκιών (inflationary expectations). Αυτή η προσέγγιση απορρίπτει το συμπέρασμα του Fisher για distributed lag structure στο σχηματισμό των

προσδοκιών . Αντίθετα , υποθέτει ότι οι rational forecasters θα χρησιμοποιήσουν όλη την υπάρχουσα πληροφόρηση για τον σχηματισμό των προσδοκιών για τις τιμές .

Ο Fama εξέτασε την από κοινού υπόθεση ότι πρώτον οι αναμενόμενες πραγματικές αποδόσεις (expected real returns) στα US Treasury Bills είναι σταθερές διαχρονικά και δεύτερον ότι η αγορά των treasury bills είναι αποτελεσματική (efficient) με την έννοια ότι τα επιτόκια των bills βασίζονται πάνω σε μελέτες για τον αναμενόμενο μελλοντικό πληθωρισμό (expected future inflation).

Ο Fama για τα τεστ του χρησιμοποίησε την ακόλουθη εξίσωση :

$$P_t = \alpha + \beta R_t + e_t$$

Όπου R_t : ονομαστικά (nominal) επιτόκια στα treasury bills

P_t : ποσοστιαία μεταβολή στην αγοραστική δύναμη

α : σταθερά (real) πραγματικά επιτόκια

e_t : ένα error term

Η παραπάνω εξίσωση είναι ουσιαστικά ένα τεστ της υποθέσεως Fisher. Αν τα αναμενόμενα πραγματικά επιτόκια είναι όντως σταθερά και αν ο αναμενόμενος πληθωρισμός λαμβάνεται σωστά υπόψη στο market rate of interest , τότε ο συντελεστής β πρέπει να είναι περίπου μονάδα . Οποιαδήποτε αλλαγή (trends) στον πληθωρισμό πρέπει να εμφανίζονται στα επιτόκια. Αν οι δυο μεταβλητές ακολουθούν κοινά trends τότε το μοντέλο του Fisher πρέπει να απορριφθεί .

Τα τεστ που έκανε ο Fama καλύπτουν την περίοδο Ιανουάριος 1953 έως Ιούλιο 1971 και τα στοιχεία έχουν ληφθεί από τους Solomon Brothers και τα δυο σημαντικά συμπεράσματα αυτής της εργασίας είναι τα εξής :Πρώτον , κατά τη περίοδο 1953-1971 η αγορά των ομόλογων φαίνεται να είναι αποτελεσματική .Δεύτερον η υπόθεση ότι τα αναμενόμενα πραγματικά (real) επιτόκια είναι σταθερά κατά την διάρκεια της περιόδου δεν μπορεί να απορριφθεί από τον Fama .Αν αυτό το συνδυάσουμε με το συμπέρασμα της αποτελεσματικότητας της αγοράς αυτό κατά τον Fama σημαίνει ότι δεν μπορούμε επίσης να απορρίψουμε την υπόθεση ότι όλη η μεταβλητότητα (variation) στα θεωρητικά επιτόκια ουσιαστικά αντικατοπτρίζει την μεταβλητότητα στην αγοραστική δύναμη του χρήματος .

Τα ευρήματα του Fama δέχτηκαν ισχυρή κριτική από τους [Hess and Bicksler \(1975\)](#), [Carlson \(1977\)](#), [Joines \(1977\)](#), και [Nelson and Schwert \(1977\)](#). Ο Carlson (1977), χρησιμοποιώντας τα Livingston data για CPI για την περίοδο 1953–1971, απέρριψε τα ευρήματα του Fama ότι τα short-term interest rates είναι αποτελεσματικοί εκτιμητές των επερχόμενων ρυθμών του πληθωρισμού. Ο Carlson εισήγαγε ένα business cycle variable στην εξίσωση παλινδρόμησης του Fama, η οποία αντιπροσωπευόταν από τον δείκτη employment to population, με lag έξι μηνών. Με την εισαγωγή αυτής της μεταβλητής, το coefficient του επιτοκίου στο μοντέλο του Fama , βρέθηκε να διαφέρει σημαντικά , το οποίο οδήγησε Carlson να συμπεράνει ότι η πληροφορία για τον πληθωρισμό που δεν αντικατοπτριζόταν πλήρως από τα επιτόκια ,αντικατοπτριζόταν σε αυτόν τον δείκτη. Ο [Joines \(1977\)](#) παρατήρησε ένα seasonal pattern στα forecast errors του ρυθμού του πληθωρισμού που χρησιμοποίησε ο Fama το οποίο υποστήριξε ότι ήταν μη συμβατό με το νόημα του market efficiency και το οποίο τον οδήγησε να αμφισβητήσει την ακρίβεια των δεδομένων του Fama.Οι

Nelson and Schwert (1977) και Hess and Bicksler (1975) χρησιμοποίησαν μια Box-Jenkins approach για να κατασκευάσουν ένα time series predictor του πληθωρισμού, βασισμένο στα past rates του πληθωρισμού. Η παλινδρόμηση του ρυθμού του πληθωρισμού πάνω στο επιτόκιο και στο αναμενόμενο ρυθμό του πληθωρισμού έβγαλαν ένα non-zero coefficient για τον αναμενόμενο πληθωρισμό, δείχνοντας ότι ο forecaster περιείχε πληροφορία για το ρυθμό του πληθωρισμού (rate of inflation), η οποία υπήρχε στο επιτόκιο (rate of interest).

Ο Mishkin (1992), σε μια προσπάθεια να εξηγήσει την ύπαρξη ενός ισχυρού φαινομένου Fisher σε ορισμένες περιόδους και όχι σε άλλες, ισχυρίστηκε ότι το φαινόμενο Fisher θα εμφανιζόταν μόνο σε δείγματα όπου ο πληθωρισμός και τα επιτόκια θα εμφάνιζαν stochastic trends. Η δικαιολογία πίσω από αυτό ήταν ότι όταν δυο σειρές παρουσιάζουν trends, *they would trend together*, καταλήγοντας σε μια ισχυρή συσχέτιση (correlation) μεταξύ τους. Αυτό απαιτούσε τον καθορισμό των univariate statistical properties των respective χρονοσειρών, δηλαδή, του πληθωρισμού και των επιτοκίων.

Χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία από τον Ιανουάριο 1953 έως τον Δεκέμβριο 1990, και τα Dickey Fuller και Phillips τεστ για unit roots, παρατήρησε ότι τα levels τόσο του πληθωρισμού όσο και των επιτοκίων περιέχουν μια unit root. Τα cointegration tests για common trend μεταξύ του πληθωρισμού και των επιτοκίων αποκάλυψε την ύπαρξη ενός long-run Fisher effect, την απουσία όμως μίας short-run σχέσης. Η ύπαρξη του φαινομένου Fisher παρατηρήθηκε για την μεταπολεμική

περίοδο μέχρι τον Οκτώβριο 1979 κατά την διάρκεια της οποίας παρατηρήθηκε ισχυρό stochastic trends στα επιτόκια και τον πληθωρισμό . Δεν υπήρχε ένδειξη για trend και επομένως για Fisher effect για την προπολεμική περίοδο και για τη περίοδο Οκτώβριος 1979 έως Σεπτέμβριος 1982.

Μελέτες από τους [Bonham \(1991\)](#), [Jacques \(1995\)](#) και [Wallace and Warner \(1993\)](#), καλύπτοντας μια παρόμοια χρονική περίοδο, επαλήθευσαν τα ευρήματα του Mishkin ότι ο πληθωρισμός περιείχε μια μοναδιαία ρίζα. Χρησιμοποιώντας ένα expectations model του term structure, οι [Wallace and Warner \(1993\)](#) εξέτασαν τις επιπτώσεις του πληθωρισμού στα μακροχρόνια όσο και στα βραχυχρόνια επιτόκια . Εφαρμόζοντας τα cointegration test του [Johansen and Juselius \(1990\)](#) σε τριμηνιαία στοιχεία την περίοδο 1948.1–1990.4, βρήκαν τα επιτόκια και τον πληθωρισμό να είναι $I(1)$ processes στην πλειοψηφία των περιπτώσεων. Τεστ συνολοκλήρωσης έδωσαν υποστήριξη στη σχέση Fisher τόσο σε short όσο και σε long term, καθώς και στο expectations theory του term structure. Δεν μπόρεσαν να απορρίψουν την point-for-point σχέση μεταξύ των επιτοκίων και του πληθωρισμού όπως είχε διατυπωθεί από τον Fisher. Ο [Bonham \(1991\)](#), εφαρμόζοντας Dickey Fuller test σε μηνιαία στοιχεία την περίοδο 1955.1–1990.3, βρήκε παρόμοια αποτελέσματα με αυτά των [Wallace and Warner \(1993\)](#). Τα αποτελέσματα έδωσαν υποστήριξη για stationarity στις πρώτες διαφορές ενώ η μηδενική υπόθεση για μη συνολοκλήρωση δεν μπορούσε να απορριφθεί σε επίπεδο 5% για την περίοδο 1995.1–1986.1. Ο [Pelaez \(1995\)](#) έλεγξε την σχέση Fisher, χρησιμοποιώντας τόσο την διαδικασία των δύο βημάτων του [Engle Granger \(1987\)](#) όσο και τον μηχανισμό vector autoregressive error correction του Johansen, για την περίοδο 1959.1–1993.4. Ενώ τα αποτελέσματα φαίνεται να συμφωνούν με τις προηγούμενες έρευνες, με τόσο τα επιτόκια όσο και ο

πληθωρισμός να εμφανίζουν unit roots, ωστόσο δεν υπάρχει ένδειξη για μια σχέση Fisher . Αυτό αποδόθηκε στο random-walk effect των *ex ante* real rate.

Οι [Evans και Lewis \(1995\)](#) επανεξέτασαν την μακροχρόνια σχέση μεταξύ πληθωρισμού και θεωρητικών επιτοκίων χρησιμοποιώντας σύγχρονες τεχνικές ανάλυσης χρονοσειρών (όπως Markov switching models) και βρήκαν ότι τα θεωρητικά επιτόκια κινούνται λιγότερο από ένα-προς-ένα με τον πληθωρισμό .Μια εξήγηση που δίνουν για αυτό είναι ότι τα *ex-ante* πραγματικά επιτόκια υπόκεινται σε permanent shocks οι οποίες προκαλούνται από αντίστοιχα στον πληθωρισμό .Έτσι δημιουργούν μοντέλο Markov το οποίο πιάνει τα structural shifts στον πληθωρισμό (inflation process) και με αυτό επανεξετάζουν την μακροχρόνια σχέση μεταξύ πληθωρισμού και θεωρητικών επιτοκίων . Το συμπέρασμα που βγάζουν είναι ότι με αυτό το μοντέλο που λαμβάνει υπόψη του τα structural shifts στον πληθωρισμό δεν μπορούν να απορρίψουν την υπόθεση ότι οι μακροχρόνιες κινήσεις των θεωρητικών επιτοκίων είναι μια-προς-μια με τις μακροχρόνιες κινήσεις του μελλοντικού πληθωρισμού .

Σε αντίθεση με τον Pelaez , ο [Rose \(1988\)](#) βρήκε ότι ο πληθωρισμός είναι $I(0)$ series και τα επιτόκια $I(1)$ series. Χρησιμοποιώντας ετήσια στοιχεία για τις ΗΠΑ για δύο περιόδους , 1892–1970 και 1901–1950, ανακάλυψε ότι η μηδενική υπόθεση ενός unit root απορρίφθηκε για τον πληθωρισμό.⁴ Για περισσότερη επιβεβαίωση των αποτελεσμάτων, χρησιμοποίησε και τριμηνιαία στοιχεία από δεκαοχτώ χώρες του OECD . Η μηδενική υπόθεση μιας μοναδιαίας ρίζας απορρίφθηκε σε επίπεδο 5% για

⁴ Τέσσερα μέτρα για τις τιμές, οι GNP deflator, consumer price index, implicit price deflator, και wholesale price index και δυο μέτρα για τα nominal interest rates, yield on high-grade corporate bonds και short term commercial paper rate χρησιμοποιήθηκαν για αυτό το σκοπό.

όλες τις χώρες, δίνοντας έτσι υποστήριξη στα ετήσια στοιχεία από τις ΗΠΑ. Είχε τα ίδια αποτελέσματα με μηνιαία στοιχεία από τις ΗΠΑ για την περίοδο 1947.1–1986.6, με εξαίρεση την περίοδο που ακολούθησε την αλλαγή της νομισματικής πολιτικής τον Οκτώβριο 1979. Κατέληξε όπως και άλλοι —[Huizinga and Mishkin \(1984\)](#)— στην ύπαρξη ενός structural break σε εκείνο το σημείο. Σε αντίθεση με τον Rose, ο [Jaques \(1995\)](#) βρήκε ότι το interest rate spread περιείχε σημαντικά διαφορετικές στατιστικές ιδιότητες από τον ρυθμό πληθωρισμού. Χρησιμοποιώντας μηνιαίες παρατηρήσεις από 1958.12–1991.12, βρήκε ότι ο πληθωρισμός ήταν $I(1)$ σειρά, ενώ το interest rate spread ήταν $I(0)$ σειρά.

Οι [Crowder και Hoffman \(1996\)](#) χρησιμοποιώντας ένα bivariate vector error correction model (VECM) βρήκαν ότι ο πληθωρισμός έχει προβλεπτικό περιεχόμενο για την μελλοντική πορεία των επιτοκίων. Επίσης σε αντίθεση με τον [Fama \(1975\)](#), βρήκαν ότι τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια δεν είναι καλοί predictors του μελλοντικού πληθωρισμού.

Ο [Dimitrios Malliaropoulos \(2000\)](#) επανεξέτασε εμπειρικά την σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και των επιτοκίων για τις ΗΠΑ. Τα αποτελέσματα του δείχνουν ότι ο πληθωρισμός, τα πραγματικά και τα ονομαστικά επιτόκια είναι trend-stationary με ένα structural break τόσο στο mean όσο και στο drift rate ενός deterministic trend στα early 1980s, όταν το Federal Reserve εισήγαγε νέες διαδικασίες για το money supply targeting. Το dynamic effect του πληθωρισμού στα ονομαστικά επιτόκια ερευνάται με τη χρήση ενός VAR model με σωστές detrended, stationary μεταβλητές. Τα εμπειρικά αποτελέσματα δίνουν ισχυρή υποστήριξη στο φαινόμενο Fisher για το medium και το long term. Μια σειρά από τεστ ευαισθησίας

επιβεβαιώνουν το robustness των αποτελεσμάτων στις αλλαγές των specifications του VAR καθώς και άλλων data sets. Εξαιτίας των stationarity των σειρών, τα estimates της ταχύτητας της προσαρμογής των nominal interest rates στα πληθωριστικά shocks είναι σημαντικά υψηλότερα από αυτά που είχαν προηγουμένως παρατηρηθεί στην βιβλιογραφία . Ένα γενικότερο συμπέρασμα της ανάλυσης του είναι ότι η αποτυχία να λάβουμε υπόψη τα structural breaks στα οικονομικά στοιχεία μπορεί να οδηγήσουν σε λάθος συμπεράσματα για το long-run behavior.

Οι [Yasser A.F. Fahmy Magda Kandil \(2002\)](#) χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για τις δεκαετίες του 1980 και 1990, έδειξαν την μη ύπαρξη ενός short-run Fisher effect. Παρόλα αυτά, ο πληθωρισμός και τα ονομαστικά επιτόκια επιδεικνύουν common stochastic trends μακροπρόθεσμα. Κατά συνέπεια , το correlation ανάμεσα στα ονομαστικά επιτόκια και στον πληθωρισμό αυξάνεται with maturity έως ότου φτάσουν σε μια one-to-one σχέση μακροχρόνια .

Οι [Quentin C. Chua, Deborah N. Pittmanb, Linda Q. Yuc \(2003\)](#) χρησιμοποιούν στην μελέτη τους τα Treasury Inflation-Indexed Securities (TIIS) τα οποία πρωτοδημιουργήθηκαν τον Ιανουάριο 1997 (έως τότε το ex ante real rate στις ΗΠΑ ήταν μη παρατηρήσιμο) . Η μελέτη περιγράφει το νέο Treasury security και εξάγει από την τιμή του μια χρονοσειρά των ex ante real pure discount rates με μια σταθερή 10-χρονη ληκτότητα (maturity). Η μελέτη μετά δημιουργεί μια ex ante nominal rate χρονοσειρά . Εμπειρική απόδειξη με την Johansen's cointegration analysis δείχνει ότι υπάρχει ένα cointegrated system μεταξύ των πραγματικών και των ονομαστικών επιτοκίων . Αυτό δημιουργεί αμφιβολίες για τη ακρίβεια των τεστ για το φαινόμενο Fisher που υπονοούν constant ή stationary real rate.

Οι [Francis E. Laatsch, Daniel P. Klein \(2003\)](#) μελέτησαν τα U.S. Government issued inflation-indexed bonds, γνωστά και ως TIPS (Treasury Inflation-Protected Securities). Έκαναν τεστ για το αν τα ονομαστικά επιτόκια σχετίζονται με αλλαγές στον αναμενόμενο πληθωρισμό. Τα αποτελέσματα της μελέτης δείχνουν ότι οι αλλαγές στα ονομαστικά επιτόκια σχετίζονται σημαντικά με τις αλλαγές στον αναμενόμενο πληθωρισμό καθώς και ότι η υπόθεση ότι τα ονομαστικά επιτόκια *adjust on a one-for-one basis* με τις αλλαγές του αναμενόμενου πληθωρισμού δεν μπορεί να προσαρμοστεί. Ένα ακόμα συμπέρασμα είναι ότι οι επενδυτές συστηματικά υποεκτιμούν το ρυθμό του πληθωρισμού για την τιμολόγηση των TIPS bonds για την περίοδο της μελέτης .

Ο [William J. Crowder \(2003\)](#) μελέτησε την σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και των επιτοκίων χρησιμοποιώντας δύο νέους εκτιμητές για το long-run Fisher effect οι οποίοι έχουν σημαντικά πλεονεκτήματα από αυτούς που είχαν παλιότερα εκτιμηθεί . Τα αποτελέσματα τους υποστηρίζουν ένα full Fisher effect.

II. Μελέτες για την Ευρώπη, Αυστραλία, Καναδά και Ιαπωνία

Μελέτες για το Fisher effect με δείγματα για τις χώρες του OECD έχουν γίνει από τους [Mishkin \(1984\)](#), [Peng \(1995\)](#) και [MacDonald and Murphy \(1989\)](#). Ο Mishkin (1984), μελετώντας τις κινήσεις των πραγματικών επιτοκίων σε επτά χώρες του OECD για την περίοδο 1967.2–1979.2 στην euro deposit αγορά , βρήκε μια στενή

σχέση μεταξύ των nominal interest rates και του αναμενόμενου πληθωρισμού για το Ηνωμένο Βασίλειο, τις ΗΠΑ και τον Καναδά. Παρόλα αυτά, βρήκε ότι η Γερμανία, η Ολλανδία και η Ελβετία παρουσίαζαν ένα πιο αδύναμο Fisher effect. Συνεπώς με τα αποτελέσματα του Mishkin, ο Peng (1995) βρήκε μια μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στα επιτόκια και τον αναμενόμενο πληθωρισμό για την Γαλλία, το Ηνωμένο Βασίλειο και τις ΗΠΑ για την περίοδο 1957–1994, χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία Johansen (1988) και Johansen and Juselius (1990). Ο αναμενόμενος πληθωρισμός βρέθηκε να έχει ένα πιο αδύναμο αντίκτυπο στα επιτόκια της Γερμανίας και της Ιαπωνίας. Ο Peng σημείωσε ότι η αντίσταση του πληθωρισμού ήταν ευαίσθητη στο βαθμό του monetary accommodation, οδηγώντας στην παρατήρηση συνολοκλήρωσης μεταξύ του πληθωρισμού και των επιτοκίων διαχρονικά. Συμπέρανε ότι οι ισχυρές αντιπληθωριστικές πολιτικές που ακολουθήθηκαν από τις Γερμανία και Ιαπωνία οδήγησαν σε λιγότερο persistent πληθωρισμό και έτσι ένα πιο αδύναμο φαινόμενο Fisher. Παρομοίως, οι MacDonald and Murphy (1989) βρήκαν απόδειξη της θεωρίας Fisher για τις ΗΠΑ, Βέλγιο, Καναδά και το Ηνωμένο Βασίλειο για την περίοδο 1955 έως 1986. Ανακάλυψαν ότι η μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης συνολοκλήρωσης δεν μπορούσε να απορριφθεί για όλες τις χώρες και για όλη την υπό εξέταση περίοδο, υποδεικνύοντας έτσι την ύπαρξη της σχέσης Fisher. Όταν όμως το δείγμα χωρίστηκε σε fixed και floating exchange rate regimes, κάποια ένδειξη συνολοκλήρωσης παρατηρήθηκε για τις ΗΠΑ και τον Καναδά στο fixed exchange rate regime. Καμία όμως ένδειξη συνολοκλήρωσης σε καμία από τις χώρες δεν παρατηρήθηκε στο floating exchange rate regime.

Σε αντίθεση με τα ευρήματα του Peng, και MacDonald and Murphy, ο Yuhn (1996) βρήκε απόδειξη για το φαινόμενο Fisher στις ΗΠΑ, Γερμανία και Ιαπωνία, αλλά μικρή απόδειξη για αυτό στο Ηνωμένο Βασίλειο και στον Καναδά. Τα αποτελέσματα έδειξαν επίσης ότι το φαινόμενο Fisher δεν ήταν robust σε policy changes. Σε αντίθεση με τα αποτελέσματα του Mishkin (1992), τα στοιχεία έδειξαν ένα ισχυρό φαινόμενο Fisher για την περίοδο 1979.4–1993.2, ενώ δεν υπήρχε καμία απόδειξη για την θεωρία Fisher για την περίοδο 1982.4–1993.2. Οι Dutt and Ghosh (1995), εξέτασαν την ισχύ της θεωρίας Fisher κάτω από σταθερές και κυμαινόμενες ισοτιμίες για τον Καναδά και δεν βρήκαν απόδειξη για το Fisher effect στον Καναδά, όπως ο Yuhn.

Τεστ της υπόθεσης Fisher για την Αυστραλία έγιναν από τους Mishkin and Simon (1995), Atkins (1989), Olekalns (1996), Hawtrey (1997) και Inder and Silvapulle (1993). Σε αντίθεση με την περίπτωση των ΗΠΑ, όπου τα αποτελέσματα φαίνονται να είναι γενικώς σταθερά, τα αποτελέσματα για την Αυστραλία φαίνονται πιο μικτά με λίγη ένδειξη που να υποστηρίζει την ύπαρξη του φαινομένου Fisher. Οι Mishkin and Simon (1995), χρησιμοποιώντας στοιχεία για την περίοδο 1962.3–1993.4, βρήκαν ύπαρξη μίας long-run Fisher relationship, αλλά και την απουσία ενός short-run effect. Ο Atkins (1989), χρησιμοποιώντας ένα post-tax nominal bill rate ως εξαρτημένη μεταβλητή για την Αυστραλία, έβγαλε αποτελέσματα consistent με την εξίσωση Fisher, ενώ ο Olekalns (1996), χρησιμοποιώντας pooled data από την πριν και την μετά-deregulation περίοδο, βρήκε μόνο μερική adjustment των επιτοκίων στις αλλαγές των πληθωριστικών προσδοκίων. Πλήρης προσαρμογή μπόρεσε να πετύχει χρησιμοποιώντας μόνο post-deregulation data. Τα money-supply shocks τα οποία επηρέασαν τα πραγματικά επιτόκια ήταν αυτά τα οποία αποτέλεσαν το κύριο

εμπόδιο στην πλήρη προσαρμογή πριν το deregulation. Παρομοίως, ο [Hawtrey \(1997\)](#), χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία Johansen, βρήκε πως δεν υπήρχε απόδειξη του φαινομένου Fisher πριν το financial deregulation, ενώ μετά υπήρχε. Οι [Inder and Silvapulle \(1993\)](#) χρησιμοποιώντας ex post real bill rate ως την εξαρτημένη μεταβλητή, βρήκαν πως τα αποτελέσματα δεν συνηγορούσαν υπέρ της υπόθεσης Fisher.

Ο [Jens Weidmann \(1997\)](#) σε αυτή τη μελέτη επανεξετάζει την the long-run σχέση μεταξύ των nominal interest rates και του πληθωρισμού χρησιμοποιώντας Γερμανικά στοιχεία. Δείχνει ότι η εμπειρική απόρριψη του strict Fisher effect in στις προηγούμενες μελέτες μπορεί να αποδοθεί στην particular time series behavior του πληθωρισμού και των επιτοκίων η οποία δεν μπορεί να παρατηρηθεί από τα standard non-stationary models. Για αυτό χρησιμοποιούν ένα threshold cointegration (TC) model. Το full Fisher effect, ακόμα και στην tax-adjusted μορφή του, δεν μπορεί να απορριφθεί όταν ένα χρησιμοποιείται threshold cointegration μοντέλο.

Οι [Serletis and Koustas \(1999\)](#) ελέγχουν το Fisherian link μεταξύ του πληθωρισμού και των short-term nominal interest rates χρησιμοποιώντας μεταπολεμικά τριμηνιαία στοιχεία για το Βέλγιο, τον Καναδά, την Δανία, την Γαλλία, την Γερμανία, την Ελλάδα, την Ιρλανδία, την Ιαπωνία, την Ολλανδία, το Ηνωμένο Βασίλειο και τις ΗΠΑ καθώς και την nonstructural bivariate autoregressive μεθοδολογία που πρόσφατα πρότειναν οι [King and Watson \(1997\)](#). Τα αποτελέσματα τους είναι παρόμοια με αυτά των [King and Watson \(1997\)](#) για τις ΗΠΑ, αλλά έρχονται σε αντίθεση με αυτά του [Mishkin \(1984\)](#) που βρήκε strong Fisher effect για τον Καναδά, το Ηνωμένο Βασίλειο, και τις Ηνωμένες Πολιτείες (και ένα weak για την

Γαλλία , την Γερμανία , και την Ολλανδία). Τα αποτελέσματα τους δείχνουν επίσης ότι ο fully anticipated πληθωρισμός έχει less than a unit effect στα ονομαστικά επιτόκια, και έτσι μειώνει τα real interest rates ακόμα και στα longest of runs.

Οι [G. Geoffrey Booth and Cetin Ciner \(2001\)](#) εξετάζουν την long-run bivariate σχέση μεταξύ των short-term Eurocurrency interest rate και του πληθωρισμού για εννέα Ευρωπαϊκές χώρες και τις ΗΠΑ. Εφαρμογή των μεθόδων συνολοκλήρωσης αποκαλύπτει ότι στις έξι από τις εννέα χώρες, υπάρχει μια one-to-one σχέση μεταξύ των Eurocurrency rates και του rationally expected inflation, ενώ για τις υπόλοιπες έχουμε ένα weak effect μια και η σχέση μεταξύ ονομαστικών επιτοκίων και πληθωρισμού είναι μεγαλύτερη από 1-1 (Darby effect). Επίσης, το 1-month Eurocurrency rate περιέχει πληροφορία για το future path του πληθωρισμού. Αυτό το εύρημα δίνει υποστήριξη στο γεγονός ότι οι μετέχοντες στην αγορά περιλαμβάνουν ένα προβλέψιμο τμήμα του πληθωρισμού στα ονομαστικά επιτόκια.

III Εμπειρικές Εργασίες για τις Αναπτυσσόμενες Χώρες

Εμπειρικές εργασίες για το φαινόμενο Fisher για αναπτυσσόμενες χώρες είναι λίγες . Η περιορισμένη απόδειξη του φαινομένου όσο αφορά τις αναπτυσσόμενες χώρες αναλύεται σύντομα σε αυτή την ενότητα. Εμπειρικές μελέτες για το φαινόμενο Fisher για την Λατινική Αμερική έχουν γίνει από τους [Phylaktis and Blake \(1993\)](#), [Garcia \(1993\)](#), [Thornton \(1996\)](#) και [Mendoza \(1992\)](#). Ένα ενδιαφέρον συμπέρασμα που βγαίνει από τις μελέτες αυτές είναι το consistency των αποτελεσμάτων στην

σημαντική ύπαρξη ενός φαινομένου Fisher. Ο ίδιος βαθμός consistency δεν παρατηρείται σε άλλες αναπτυσσόμενες χώρες.

Οι [Phylaktis and Blake \(1993\)](#) εξέτασαν την υπόθεση Fisher για τρεις οικονομίες με υψηλό πληθωρισμό, την Αργεντινή, Βραζιλία και το Μεξικό, για την περίοδο των 1970s και 1980s. Ψάχνοντας συγκεκριμένα για το αν υπάρχει μια long-run σχέση Fisher, χρησιμοποιώντας της τεχνικές των unit roots και cointegration, βρήκαν ότι υπάρχει μια *long-run unit proportional* σχέση μεταξύ των nominal interest rates και του πληθωρισμού για τις τρεις χώρες. Παρομοίως, ο [Garcia \(1993\)](#), εξετάζοντας το φαινόμενο Fisher για την Βραζιλία για την περίοδο 1973–1990, χρησιμοποιώντας για τα επιτόκια στοιχεία από non-indexed certificates of deposit από ένα δείγμα Βραζιλιάνικων τραπεζών, βρήκε ότι τα στοιχεία είναι consistent με την υπόθεση Fisher. Οι πληθωριστικές προσδοκίες βρέθηκαν να ερμηνεύουν το 99% των κινήσεων των nominal interest rates. Ο [Thornton \(1996\)](#), ερευνώντας την ύπαρξη ενός Fisher effect ανάμεσα στα Treasury bill rates και στον πληθωρισμό στο Μεξικό για την περίοδο 1978–1994, χρησιμοποιώντας unit root και τεχνικές cointegration, βρήκε αποτελέσματα παρόμοια με αυτά του Phylaktis και Blake. Το likelihood ratio statistic για $\beta=1$ δεν μπορούσε να απορριφθεί για επίπεδο 5%, συνεπώς με την ύπαρξη του φαινομένου Fisher. Ο [Mendoza \(1992\)](#), ερευνώντας το φαινόμενο Fisher στο πλαίσιο ενός *partial financial indexation mechanism* που λειτουργεί στην Χιλή, βρήκε υποστήριξη για αυτό. Παρά το γεγονός ότι αυτές οι μελέτες εμφανίζουν διαφορετικές δομές, τα αποτελέσματα φαίνονται να δίνουν ισχυρή υποστήριξη στην υπόθεση.

Ο ίδιος βαθμός υποστήριξης δεν βρέθηκε σε άλλες εργασίες με αντικείμενο τις αναπτυσσόμενες χώρες. Οι [Kim \(1989\)](#), [Ham and Choi \(1991\)](#), και [Nam \(1993\)](#) αξιολόγησαν την σχέση Fisher για την Κορέα. Χρησιμοποιώντας στοιχεία για την περίοδο 1974.1–1991.2 και vector autoregressive techniques, ο Nam βρήκε ότι το liquidity effect κυριαρχούσε στο Fisher effect μακροχρόνια. Αυτά τα αποτελέσματα ερχόντουσαν σε αντίθεση με προηγούμενα ευρήματα από τους Kim και Ham and Choi, οι οποίοι υποστήριζαν πως το Fisher effect κυριαρχεί από το liquidity effect. Ο [Zilberfarb \(1989\)](#), χρησιμοποιώντας survey data για την περίοδο 1980.1–1988.2, εξέτασε την σημασία του liquidity effect, του unanticipated inflation και των supply shocks στον καθορισμό των επιτοκίων για το Ισραήλ. Συμπέρανε ότι το liquidity effect και ο unanticipated inflation έχουν ένα αρνητικό αντίκτυπο στα επιτόκια, ενώ τα supply shocks είχαν ένα θετικό.

Οι [Shmuel Kandel, Aharon Ofer & Oded Sarig \(1996\)](#) ανέπτυξαν μια μέθοδο μέτρησης των ex-ante πραγματικών επιτοκίων χρησιμοποιώντας τιμές index και nominal bonds. Χρησιμοποιώντας την μέθοδο αυτή σε στοιχεία από το Ισραήλ έλεγξαν την υπόθεση Fisher ότι τα πραγματικά επιτόκια είναι ανεξάρτητα από τον πληθωρισμό. Τα εμπειρικά τους αποτελέσματα δείχνουν μια αρνητική συσχέτιση ανάμεσα στα ex-ante πραγματικά επιτόκια και τον αναμενόμενο πληθωρισμό.

Εφαρμόζοντας την διαδικασία [Johansen \(1988\)](#) και [Johansen and Juselius \(1990\)](#), οι [Payne and Ewing \(1997\)](#) αξιολόγησαν το φαινόμενο Fisher για εννέα αναπτυσσόμενες χώρες. Unit root τεστ αποκάλυψαν ότι τα επιτόκια και ο πληθωρισμός ήταν integrated of order one για όλες τις χώρες. Η προσέγγιση συνολοκλήρωσης Johansen and Juselius έδειξε την ύπαρξη μιας long-run σχέσης

ανάμεσα στα nominal interest rates και στον πληθωρισμό για την Sri Lanka, Μαλαισία, Σιγκαπούρη και Πακιστάν. Μια unit proportional σχέση βρέθηκε για την Μαλαισία, τη Sri Lanka και το Πακιστάν, ενώ δεν υπήρξε ένδειξη για το φαινόμενο Fisher για την Αργεντινή, τα Fiji, την Ινδία, τον Νίγηρα και την Ταϊλάνδη.

Οι [Lee Coppock and Marc Poitras \(2000\)](#) χρησιμοποιούν long-term cross-country data για να εξετάσουν την υπόθεση Fisher ότι τα nominal interest rates respond point-for-point σε αλλαγές του αναμενόμενου πληθωρισμού για χώρες με hyperinflation όπως το Περού και η Βραζιλία. Τα αποτελέσματα τους δεν δίνουν υποστήριξη στο full Fisher effect.

IV Αποκλίσεις από την Υπόθεση Fisher

Παρόλο τη θετική σχέση που έχει παρατηρηθεί μεταξύ των επιτοκίων και του πληθωρισμού, η πλειοψηφία των εμπειρικών μελετών δεν έχει επαληθεύσει την υπόθεση Fisher στην πιο αυστηρή της μορφή. Ένας αριθμός πιθανών εξηγήσεων έχει διατυπωθεί σε μια προσπάθεια να ερμηνεύσει τα συχνά αντικρουόμενα αποτελέσματα όσο αφορά την υπόθεση Fisher.

Θεωρητική αιτιολόγηση του partial adjustment δόθηκε από τους [Mundell \(1963\)](#) και [Tobin \(1965\)](#) σε όρους ενός “wealth effect”, και από τους [Darby \(1975\)](#) και [Feldstein \(1976\)](#) σε όρους ενός “tax effect”. Εμπειρική αιτιολόγηση δόθηκε από τους [Mishkin \(1984\)](#) και [Pelaez \(1995\)](#), ανάμεσα σε άλλους, σε όρους ενός random-walk effect των

ex ante real rate. Μια εναλλακτική εξήγηση, βασισμένη στη δουλειά των [Tobin \(1965\)](#) και [Keynes \(1936\)](#), διατυπώθηκε από τους [Carmichael and Stebbing \(1983\)](#), οι οποίοι υποστήριζαν ότι τα nominal rate παραμένουν σταθερά και είναι τα real rate of interest τα οποία κινούνται inversely one-for-one με τον ρυθμό του πληθωρισμού. Αυτές οι θεωρίες αναλύονται πιο κάτω.

Οι [Mundell \(1963\)](#) και [Tobin \(1965\)](#) δήλωσαν ότι τα nominal interest rate θα ανέβαιναν *by less than unity* σε απάντηση μια μεταβολής στον πληθωρισμό μέσω του αντίκτυπου που ο πληθωρισμός έχει στα real rate. Εμπειρική απόδειξη για το Mundell-Tobin μπορεί να βρεθεί στον [Woodward \(1992\)](#) για τα shorter-term maturities U.K indexed bonds.

Ένας διαφορετικός αντίλογος επώθησε από τους [Darby \(1975\)](#) και [Feldstein \(1976\)](#), οι οποίοι διατύπωσαν ότι με την παρουσία των φόρων στο interest income, τα nominal interest rates θα ανέβουν *by more than unity* σε απάντηση στον αναμενόμενο πληθωρισμό για ένα δεδομένο μετά-φόρου real rate of interest. Τα nominal interest rate αναμενόταν να ανέβουν με ένα ρυθμό $1/(1-t)$ όπου t ήταν ένα *proportional tax rate* στο interest income. Αυτός ο αντίλογος όμως είχε περιορισμένη επιτυχία στο εξηγήσει τις κινήσεις των actual interest rates —βλέπε [Tanzi \(1980\)](#), [Cargill \(1977\)](#), [Carr, Pesando and Smith \(1976\)](#). Η εξήγηση Darby-Feldstein τροποποιήθηκε διαδοχικά από τους [Nielson \(1981\)](#) και [Gandolfi \(1982\)](#) ώστε να λάβει υπόψη της την φορολογία των capital gains. Αυτοί βρήκαν ότι, ενώ τα nominal interest rates ανέβηκαν περισσότερο της μονάδος σε απάντηση σε μια μεταβολή στον πληθωρισμό, δεν ήταν τόσο μεγάλη η άνοδος όπως είχαν προτείνει οι

Darby και Feldstein. Σε αντίθεση ,ο [Peek \(1982\)](#) βρήκε ισχυρή απόδειξη ενός tax-adjusted Fisher effect.

Ένας αριθμός πρόσφατων μελετών—[Mishkin \(1984\)](#), [Rose \(1988\)](#), [Pelaez \(1995\)](#)— αποδίδουν την απόρριψη της υπόθεσης Fisher στο non-stationarity των ex ante real rate. Ο [Mishkin \(1984\)](#), εξετάζοντας την συμπεριφορά real interest rate σε ένα δείγμα χωρών του OECD για την περίοδο 1967.2–1979.2 , βρήκε ότι το constancy των πραγματικών επιτοκίων απορρίφθηκε και για τις επτά χώρες που μελετήθηκαν. Ο [Pelaez \(1995\)](#), εξετάζοντας μια πιο μεγάλη περίοδο από το 1959.1 έως το 1993.4, κατέληξε σε παρόμοια συμπεράσματα για τις ΗΠΑ.

Μια εναλλακτική ερμηνεία ειπώθηκε από τους [Carmichael and Stebbing \(1983\)](#) γνωστή και ως ‘inverted’ Fisher effect. Σύμφωνα με αυτούς , δεδομένου κάποιου βαθμού regulation στις χρηματαγορές και ενός υψηλού βαθμού υποκατάστασης μεταξύ των regulated και non-regulated financial assets, υποστηρίζουν ότι το μετά φόρου nominal rate of interest θα παραμείνει σχεδόν σταθερό ενώ το μετά φόρου real rate θα κινηθεί inversely one for one με τον ρυθμό του πληθωρισμού. Αυτό ελέγχθηκε στη συνέχεια από τους [Amsler \(1986\)](#) και [Graham \(1988\)](#) για τις ΗΠΑ, και [Choudhry \(1997\)](#) για το Βέλγιο, Γαλλία και Γερμανία. Ενώ ο Graham, χρησιμοποιώντας την ίδια χρονική περίοδο όπως οι Carmichael και Stebbing, βρήκε ξεκάθαρες αποδείξεις που απέρριπταν την Fisher inversion, τα τεστ του Amslers δεν κατάφεραν να απορρίψουν την inverted υπόθεση Fisher .Ο Graham παρόλα αυτά, βρήκε ισχυρή ένδειξη όσο αφορά ενός partial adjustment effect.Ο Choudhry, χρησιμοποίησε μια πιο μεγάλη χρονική περίοδο, από το 1955–1994, βρίσκοντας μερική υποστήριξη ενός partial adjustment, παρόλα αυτά, μικρή υποστήριξη για μια

Fisher inversion. Επομένως , αποδείξεις όσο αφορά μια inverted Fisher υπόθεση δεν έχουν ξεκαθαριστεί .

Ενώ η σημασία των φόρων για το φαινόμενο Fisher είχε πρωτοδιατυπωθεί στην εργασία του [Darby \(1975\)](#), η εμπειρική βιβλιογραφία δεν έδωσε μεγάλη υποστήριξη στην υπόθεση Darby . Αυτό εξηγήθηκε ως μια fiscal illusion, tax evasion, tax exempt agents - βλέπε [Tanzi \(1980\)](#). Ο [Peek \(1982\)](#) παρόλα αυτά , βρίσκει ισχυρή ένδειξη που υποστηρίζει την προσθήκη των income tax effects στην εξίσωση Fisher. Συγκρίνοντας τις taxadjusted και non-tax-adjusted εκδόσεις της εξίσωσης Fisher, βρίσκει ότι ενώ η tax-adjusted έκδοση του φαινομένου Fisher δεν απορρίπτεται , η non-tax-adjusted έκδοση απορρίπτεται σε τέσσερις από τις έξι εξισώσεις που ελέγχθηκαν. Οι αποδείξεις όσο αφορά τον ρόλο των φόρων στο φαινόμενο Fisher αν και δεν είναι consistent είναι ωστόσο σημαντικές .

V. Μικρή αναφορά στην οικονομετρική βιβλιογραφία

Τελειώνουμε την αναδρομή μας στην βιβλιογραφία αναφερόμενοι στα άρθρα τα οποία αποτέλεσαν τον πυρήνα των μεθοδολογικών μας εργαλείων και η συμβολή τους στην πραγματοποίηση της μελέτης μας είναι ανεκτίμητη .

Οι [Dickey & Fuller \(1979\)](#) χρησιμοποιώντας 10.000 επαναλήψεις εξομοίωσης Monte-Carlo βρίσκουν την κατανομή και τους εκτιμητές των χρονοσειρών που περιέχουν μοναδιαία ρίζα και παραθέτουν τις κριτικές τιμές των ψευδό t statistics για τα διάφορα εναλλακτικά μοντέλα που διαμορφώνουν με την προσθήκη των απαραίτητων ντετερμινιστικών regressors. Ο [Mackinnon \(1991\)](#) βελτιώνει τους

πίνακες των Dickey-Fuller πραγματοποιώντας 25.000 επαναλήψεις στις εξομοιώσεις του, χρησιμοποιώντας πολλά διαφορετικά μεγέθη δειγμάτων.

Αναφορικά με την έννοια της συνολοκλήρωσης σημαντική υπήρξε η συμβολή των [Engle & Granger \(1987\)](#). Οι τελευταίοι εισηγούνται μία συγκεκριμένη διαδικασία ελέγχου συνολοκλήρωσης η οποία έγκειται στα εξής: αρχικά προτείνεται ο έλεγχος της ολοκληρωσιμότητας των χρονοσειρών με την χρήση της μεθοδολογίας των Dickey-Fuller. Η ύπαρξη του ίδιου βαθμού ολοκληρωσιμότητας αφήνει περιθώριο για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης. Για τον προσδιορισμό της ύπαρξης ή όχι συνολοκλήρωσης προβαίνουμε στην εκτίμηση των καταλοίπων τα οποία σε περίπτωση συνολοκλήρωσης θα πρέπει να είναι στάσιμα. Οι Engle-Granger παρέχουν τα test statistic για τον απαραίτητο έλεγχο στασιμότητας της παλινδρόμησης των εκτιμημένων καταλοίπων. Στην συνέχεια προτείνεται ο σχηματισμός ενός Error Correction Model χρησιμοποιώντας τα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση της μακροχρόνιας ισορροπίας. Τα Error Correction Models είναι εύκολο να εκτιμηθούν πλέον αφού παρουσιάζουν στασιμότητα και μπορούν να εφαρμοστούν οι κλασσικές μέθοδοι της στατιστικής.

Οι [Johansen \(1988\)](#) και [Johansen& Juselius \(1990\)](#) εισάγουν μια πολυμεταβλητή προσέγγιση της έννοιας της συνολοκλήρωσης. Επίσης γίνεται μια εφαρμογή της θεωρίας τους στη ζήτηση του χρήματος και στους παράγοντες που την επηρεάζουν. Η μεθοδολογία του Johansen χρησιμοποιεί την έννοια των canonical correlations από την θεωρία της πολυμεταβλητής στατιστικής ανάλυσης. Η τεχνική των canonical correlations εφαρμόζεται με σκοπό την εύρεση γραμμικών συνδυασμών των levels των δεδομένων που παρουσιάζουν όσο το δυνατόν υψηλότερη συσχέτιση με τα

διαφοροποιημένα δεδομένα. Η μεθοδολογία Johansen υποδεικνύει και τον τρόπο πραγματοποίησης του ελέγχου υποθέσεων των στοιχείων του πίνακα συνολοκλήρωσης.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3. Η ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΓΙΑ ΤΟΝ ΕΛΕΓΧΟ ΤΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ FISHER

Στις προηγούμενες εργασίες για τον έλεγχο της υποθέσεως Fisher ,ο έλεγχος ουσιαστικά επικεντρωνόταν στην ύπαρξη μιας ισχυρής συσχέτισης μεταξύ των επιτοκίων και του μελλοντικού πληθωρισμού και ειδικότερα στην στατιστική σημαντικότητα του β στην πιο κάτω παλινδρόμηση :

$$p_t = a + b i_t + h_t$$

όπου:

i_t = το μελλοντικό επιτόκιο μιας περιόδου ,γνωστό στο χρόνο t

p_t =ο μελλοντικός πληθωρισμός μιας περιόδου από τον χρόνο t στο χρόνο $t+1$

Πιο κάτω θα δείξουμε την διαδικασία και τις υποθέσεις που κάνουμε για να φτάσουμε στην πιο πάνω παλινδρόμηση .

Σύμφωνα με τους [Mishkin \(1992\)](#) & [Mishkin-Simon \(1995\)](#), η εξίσωση που διατύπωσε ο Irving Fisher ως μέρος της μελέτης του Theory of Interest (1930) μπορεί να γραφτεί έτσι :

$$1 + i_t = [1 + E_{t-1}(i_t^*)] [1 + E_{t-1}(p_t)] \quad (3.1)$$

όπου,

i_t = τα θεωρητικά επιτόκια (nominal) για ομόλογο μιας περιόδου (one period bond), το οποίο λήγει την περίοδο t .

$E_{t-1}(i_t^*)$ = το πραγματικό (real) επιτόκιο μιας περιόδου το οποίο αναμένεται από την αγορά τον χρόνο $t-1$ για το ομόλογο που λήγει το χρόνο t .

$E_{t-1}(p_t)$ = ο πληθωρισμός από τον χρόνο $t-1$ στο χρόνο t , ο οποίος αναμένεται από την αγορά τη στιγμή $t-1$.

Για χαμηλούς ρυθμούς πληθωρισμού το γινόμενο $1 + E_{t-1}(i_t^*)$ $1 + E_{t-1}(\pi_t)$ είναι αμελητέο και μπορεί να παραληφθεί. Επομένως, η εξίσωση (1) απλοποιείται σε

$$i_t = E_{t-1}(i_t^*) + E_{t-1}(p_t) \quad (3.2)$$

Αν οι προσδοκίες είναι ορθολογικές όπως υποστήριξε ο Fama (1975), τότε ο πραγματοποιηθείς μελλοντικός πληθωρισμός (realised future inflation rate) μπορεί να γραφτεί ως :

$$p_t = E_{t-1}(p_t) + e_t \quad (3.3)$$

όπου e_t είναι το σφάλμα (error) του πληθωρισμού.

The εξίσωση Fisher στο (2) λέει ότι τα πραγματικά επιτόκια είναι η διαφορά ανάμεσα στα ονομαστικά επιτόκια και τον αναμενόμενο πληθωρισμό. Επίσης σύμφωνα με τον Fisher, οποιοδήποτε μόνιμο shock στον αναμενόμενο πληθωρισμό πρέπει να κατοπτρίζεται και στα ονομαστικά (nominal) επιτόκια. Αυτό υπονοεί μία μια-προς-μία κίνηση του πληθωρισμού και των επιτοκίων inflation μακροχρόνια (in the long-run).

Ας υποθέσουμε ότι το π_t είναι τυχαίος περίπατος :

$$p_t = p_{t-1} + m_t, \quad (3.4)$$

τότε , $E_{t-1}(\pi_{t+j}) = E_{t-1}(\pi_t) = \pi_{t-1}$ για όλες τις μελλοντικές j περιόδους .

Η Υπόθεση Fisher λέει ότι τα πραγματικά επιτόκια δεν αλλάζουν πολύ. Οπότε τα αναμενόμενα πραγματικά επιτόκια (expected real rate) μπορεί να εκφραστούν ως ένα άθροισμα μιας σταθεράς (constant) και μιας stationary disturbance:

$$E_{t-1}(i_t^*) = \text{const.} + l_t \quad (3.5)$$

Χρησιμοποιώντας την υπόθεση στην (2), παίρνουμε :

$$E_{t-1}(p_t) = \text{const.} + i_t - l_t \quad (3.6)$$

Η εξίσωση (6) δείχνει την θεωρητική σχέση ανάμεσα στον πληθωρισμό και τα επιτόκια. Στις εμπειρικές μελέτες, όταν ο αναμενόμενος πληθωρισμός χρησιμοποιείται ως μια ανεξάρτητη μεταβλητή , η ακόλουθη εξίσωση εκτιμάται :

$$E_{t-1}(p_t) = a + b i_t + u_t \quad (3.7)$$

Έτσι όταν ελέγχουμε το φαινόμενο Fisher ουσιαστικά ελέγχουμε αν $\beta = 1$ στην εξίσωση (7). Σύμφωνα με τον Mishkin (1992), «a test of correlation of interest rates with expected inflation is also a test for the correlation of interest rates and future inflation». Όταν η έκφραση για τον $E_{t-1}(\pi_t)$ που δίδεται από την (3) αντικατασταθεί στην (7), παίρνουμε :

$$p_t = a + b i_t + h_t \quad (3.8)$$

όπου $\eta_t = \varepsilon_t + u_t$. Ο εκτιμητής OLS του β στην εξίσωση (8) είναι ένας συνεπής (consistent) εκτιμητής του β στην εξίσωση (7) (το σφάλμα η_t είναι orthogonal στο i_t εξασφαλίζοντας τη συνέπεια του εκτιμητή β). Στις περισσότερες εμπειρικές μελέτες των προηγούμενων ετών η εξίσωση (8), ήταν αυτή που χρησιμοποιείτο ουσιαστικά για τον έλεγχο της υπόθεσης Fisher. Η διαδικασία αυτή όμως είναι λανθασμένη εφόσον οι σειρές υπό μελέτη περιέχουν unit roots.

Οι Granger & Newbold (1974) και Phillips (1986) υποδεικνύουν ότι αν οι μεταβλητές μια παλινδρόμησης περιέχουν stochastic trends τότε τα αποτελέσματα μπορεί να είναι spurious. Σε αυτή την περίπτωση οι συμβατικές μέθοδοι εκτίμησης πχ OLS είναι ακατάλληλες. Αν ο πληθωρισμός και τα επιτόκια περιέχουν unit roots, τότε το σωστό πλαίσιο ανάλυσης για μη στάσιμες μεταβλητές είναι η μέθοδος συνολοκλήρωσης. Η μεθοδολογία που θα ακολουθήσουμε εμείς περιγράφεται αναλυτικά στην επόμενη ενότητα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

4.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ

Οι κλασσικές μέθοδοι εκτίμησης (πχ OLS) που χρησιμοποιούνται στην οικονομετρία βασίζονται στην υπόθεση ότι οι μέσοι και οι διακυμάνσεις των μεταβλητών είναι ανεξάρτητες του χρόνου. Η εφαρμογή όμως των ελέγχων μοναδιαίων ριζών έχει δείξει ότι αυτές οι υποθέσεις δεν ικανοποιούνται από ένα μεγάλο αριθμό μακροοικονομικών χρονοσειρών. Μεταβλητές των οποίων οι μέσοι και οι διακυμάνσεις μεταβάλλονται μέσα στο χρόνο είναι γνωστές ως μη στάσιμες ή unit root μεταβλητές. Η χρησιμοποίηση, ως συνέπεια κοινών μεθόδων όπως OLS για την εκτίμηση σχέσεων μεταξύ unit root μεταβλητών οδηγεί σε λάθος συμπεράσματα και δημιουργεί το πρόβλημα που είναι γνωστό ως spurious regression. Αυτό σημαίνει ότι εφόσον ο μέσος και η διακύμανση των unit root μεταβλητών αλλάζουν στο χρόνο τότε και όλες τα στατιστικά που υπολογίζονται σε ένα regression model και που χρησιμοποιούν αυτό τον μέσο και αυτή την διακύμανση αλλάζουν και αυτά με το χρόνο και αποτυγχάνουν να συγκλίνουν με τις πραγματικές τους τιμές καθώς το μέγεθος του δείγματος αυξάνει. Επίσης τα συμβατικά τεστ υποθέσεων θα είναι biased ως προς το να απορρίψουν την μηδενική υπόθεση της μη σχέσης ανάμεσα στην εξαρτημένη και την ανεξάρτητη μεταβλητή.

4.2 AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST

Αρχικά λοιπόν είναι απαραίτητος ο έλεγχος της ύπαρξης (ή μη) στασιμότητας των σειρών του πληθωρισμού και των επιτοκίων. Ο έλεγχος της στασιμότητας των σειρών θα γίνει με τη βοήθεια ενός Augmented Dickey-Fuller test (ADF), το οποίο είναι και το πιο διαδεδομένο για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίων ριζών στις μεταβλητές.

Τα απλά unit root tests που χρησιμοποιούνταν πιο παλιά ήταν έγκυρα μόνο όταν η σειρά υπό εξέταση ήταν AR(1). Αν η σειρά ήταν correlated σε higher order lags τότε η υπόθεση των white noise disturbances παραβιαζόταν. Το ADF test όμως κάνει μια παραμετρική διόρθωση για higher-order correlation με το να υποθέτει ότι η σειρά X ακολουθεί AR(p) process.

Ο έλεγχος με το ADF λοιπόν θα πραγματοποιηθεί στα πλαίσια ενός αυτοπαλίνδρομου μοντέλου της μορφής:

$$\Delta X_t = b_1 + b_2 t + dX_{t-1} + \sum_{k=1}^m a_k \Delta X_{t-k} + e_t \quad (4.2.1)$$

και ο έλεγχος θα έχει τη μορφή:

$$H_0 : d = 0$$

$$H_1 : d < 0$$

Το κριτήριο που θα χρησιμοποιηθεί για τον προσδιορισμό των χρονικών υστερήσεων είναι το **Akaike criterion (AIC)**. Η σωστή επιλογή των χρονικών υστερήσεων είναι

σημαντική έτσι ώστε να μην έχουμε αφενός αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα και αφετέρου υπερπαραμετροποίηση. Τυχόν ύπαρξη αυτοσυσχέτισης οδηγεί σε εσφαλμένη εκτίμηση του συντελεστή δ και η υπερπαραμετροποίηση μειώνει τη δύναμη του τεστ να απόρριψη την αρχική υπόθεση αφού ο υπερβάλλον αριθμός χρονικών υστερήσεων συνεπάγεται μείωση των βαθμών ελευθερίας και αύξηση των υπό εκτίμηση παραμέτρων. Ο τύπος του AIC είναι $(-2l/n + 2k/n)$ όπου k ο αριθμός των υπό εκτίμηση παραμέτρων, n ο αριθμός των παρατηρήσεων και l η τιμή της συνάρτησης μέγιστης πιθανοφάνειας χρησιμοποιώντας k παραμέτρους. Παρατηρούμε ότι το AIC τιμωρεί περισσότερο τη χρήση πολλών παραμέτρων, για αυτό και δίνει χαμηλότερες τιμές από άλλα κριτήρια. Επίσης ασυμπτωτικά το AIC υπερεκτιμά τον πραγματικό βαθμό της παλινδρόμησης, ωστόσο για πεπερασμένα δείγματα οι εκτιμήσεις του θεωρούνται αποδεκτές και για αυτό το χρησιμοποιούμε.

Οι κριτικές τιμές που θα χρησιμοποιηθούν είναι οι βελτιωμένες του [Mackinnon \(1991\)](#).

Μια σημαντική συνέπεια από την χρησιμοποίηση του ADF test είναι ότι αν και η παραμετρική υπόθεση ότι το X ακολουθεί autoregressive process φαίνεται περιοριστική, σύμφωνα με τους [Said & Dickey \(1984\)](#) το ADF παραμένει έγκυρο ακόμα και όταν η σειρά έχει ένα moving average τμήμα, με την προϋπόθεση ότι έχουν προστεθεί αρκετά lagged difference στην παλινδρόμηση. Εκτός από το γεγονός ότι πρέπει να αναφέρουμε τον αριθμό των lagged difference terms, στο ADF test πρέπει επίσης να αποφασίσουμε αν θα περιλάβουμε constant, trend ή και τα δύο στην παλινδρόμηση. Η μηδενική υπόθεση της μιας unit root απορρίπτεται αν το t-statistic είναι μικρότερο (βρίσκεται αριστερά) του critical value.

4.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Το επόμενο βήμα που κάνουμε, εφόσον οι σειρές είναι μη στάσιμες $I(1)$ είναι ο έλεγχος συνολοκλήρωσης. Γενικά την συνολοκλήρωση μπορούμε να την δούμε σαν μια τεχνική που εκτιμάει την ισορροπία (equilibrium) ή τις μακροχρόνιες παραμέτρους (long-run parameters) σε μια σχέση με unit root μεταβλητές.

Η θεωρία περί συνολοκλήρωσης υποδεικνύει ότι ο γραμμικός συνδυασμός δυο μεταβλητών με διαφορετικό βαθμό ολοκληρωσιμότητας θα είναι ολοκληρωμένος σε βαθμό υψηλότερο και από τους δυο. Αν όμως δυο οι περισσότερες μη στάσιμες μεταβλητές είναι του ίδιου βαθμού ολοκληρωσιμότητας d , αυτές λέγεται ότι συνολοκληρώνονται αν υπάρχει γραμμικός συνδυασμός ή διάνυσμα γραμμικών συνδυασμών που να είναι βαθμού ολοκλήρωσης b μικρότερου του βαθμού d ($b < d$). Στην περίπτωση συνολοκλήρωσης οι δύο μεταβλητές μακροχρόνια κινούνται μαζί και οι αποκλίσεις τους κατά μέσο όρο είναι μηδέν. Η έννοια λοιπόν της συνολοκλήρωσης επιτρέπει βραχυχρόνιες αποκλίσεις από την ισορροπία και εγγυάται την μακροχρόνια ισορροπία μέσα από μια διαδικασία διόρθωσης σφάλματος.

Για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης οι [Engle and Granger \(1987\)](#) προσφέρουν ένα απλό τεστ δυο σταδίων [στο πρώτο στάδιο ένα απλό OLS για τον υπολογισμό της μακροχρόνιας σχέσης ανάμεσα στις δύο μεταβλητές από το οποίο λαμβάνουμε και το κατάλοιπο ε_t (regression residual) και στο δεύτερο ένα ADF τεστ μοναδιαίων ριζών στο ε_t]. Ωστόσο η μεθοδολογία Engle and Granger έχει μειονεκτήματα που

οφείλονται στο γεγονός ότι η διαδικασία Engle-Granger υποθέτει ότι ο πίνακας συνολοκλήρωσης είναι μοναδικός καθώς επίσης και στο γεγονός ότι η διαδικασία Engle-Granger δίνει διαφορετικά αποτελέσματα αναφορικά με την συνολοκλήρωση των σειρών εξαρτώμενα από την μεταβλητή ως προς την οποία γίνεται η κανονικοποίηση (normalization).

Η λύση στα παραπάνω προβλήματα δίδεται από την προσέγγιση του Johansen [Johansen and Juselius (1990) ,Johansen 1988)] .Η όλη διαδικασία ουσιαστικά συνίσταται στον υπολογισμό της τάξης (rank) του πίνακα Π , ο οποίος περιέχει όλη την πληροφορία για την μακροχρόνια σχέση ανάμεσα σε n μεταβλητές (στην περίπτωση μας δύο).

Έστω $X_t = (R_t, p_{t+1})$ και L προσδιορίζω τον lag operator. Τότε σχηματίζουμε ένα αδέσμευτο μοντέλο VAR τάξης r για τη σχέση μεταξύ επιτοκίων και πληθωρισμού:

$$LX_t = \Gamma_1 LX_{t-1} + \Gamma_2 LX_{t-2} + \dots + \Gamma_{n-1} LX_{t-n-1} + \Pi X_{t-n} + m + e_t \quad (4.3.1)$$

όπου μ είναι ένας 2×1 πίνακας των σταθερών, e_t μια πολυμεταβλητή κανονική, λευκού θορύβου, ανέλιξη με μέσο μηδέν και finite διακύμανση. Οι Johansen και Juselius έδειξαν ότι ο πίνακας Π περιέχει τις σημαντικές πληροφορίες αναφορικά με την σχέση των επιτοκίων και του πληθωρισμού. Ο αριθμός των σχέσεων ισορροπίας (cointegrating διανύσματα) ισούται με το βαθμό του πίνακα Π :

Αν $r(\Pi)=2$ τότε οι χρονοσειρές είναι jointly στάσιμες(unrestricted VAR στα log level των μεταβλητών) . Αν $r(\Pi)=1$ τότε οι χρονοσειρές δεν είναι στάσιμες αλλά συνολοκληρώσιμες. Τέλος αν $r(\Pi)=0$ τότε οι χρονοσειρές δεν συνολοκληρώνονται

και η σχέση τους μπορεί να εξεταστεί μόνο μέσω των πρώτων διαφορών των δεδομένων (unrestricted VAR in first differences).

Μια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των επιτοκίων και πληθωρισμού συνεπάγεται ότι υπάρχουν $2 \times r$ (2 γιατί δύο είναι οι μεταβλητές μας) πίνακες α και β τέτοιοι ώστε $\Pi = \alpha\beta'$ όπου $r(\Pi) = r = 1$. Ο πίνακας β αντιπροσωπεύει τον πίνακα συνολοκλήρωσης και ο α το πίνακα των σταθμίσεων.

Ο Johansen διαμορφώνει την ακόλουθη διαδικασία για τον προσδιορισμό του αριθμού των σχέσεων συνολοκλήρωσης : Έστω $R(r)$ δηλώνει την υπόθεση ότι ο βαθμός του Π είναι μικρότερος ή ίσος με r . Τότε συνδέουμε κάθε $R(r)$ με ένα test statistic Q και μια κριτική τιμή C_{n-r} , όπου οι κριτικές τιμές προκύπτουν με εξομοιώσεις Monte Carlo. Αν η τιμή του δείγματος μας Q είναι μεγαλύτερη της κριτικής τιμής C_{n-r} τότε απορρίπτουμε την αρχική υπόθεση $R(r)$. Για τον ακριβή προσδιορισμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης ξεκινάμε από την αρχική υπόθεση $R(0)$ και προχωρούμε ανάλογα με τα αποτελέσματα μας σε διαδοχικά τεστ.

Δύο Likelihood ratio test μπορούν να χρησιμοποιήσουμε για τον αριθμό των cointegration vectors r : Το πρώτο είναι το trace test ή λ_{trace} το οποίο ελέγχει την μηδενική υπόθεση 'το πολύ r ' cointegration vectors με την εναλλακτική 'πιο πολύ από'.

$$I_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - I_i)$$

όπου λ_i οι εκτιμημένες χαρακτηριστικές ρίζες (ιδιοτιμές) που προκύπτουν από την εκτίμηση του πίνακα Π και T ο αριθμός των χρησιμοποιούμενων παρατηρήσεων. Το r

στην περίπτωση των trace statistics παίρνει τιμές από 0 έως $n-1$ εξαρτώμενο κάθε φορά από το στάδιο της διαδικασίας του ελέγχου. Το trace statistic είναι το κατάλληλο τεστ για την αρχική υπόθεση $r_0 \leq r+1$

Το δεύτερο test statistic που χρησιμοποιείται είναι γνωστό ως maximum eigenvalue test ή λ_{\max} το οποίο ελέγχει την μηδενική υπόθεση των r cointegration vectors έναντι της εναλλακτικής των $r+1$ cointegration vectors. Με αυτό τον τρόπο επιχειρείται η αύξηση της δύναμης του test περιορίζοντας την εναλλακτική υπόθεση με ένα μόλις πίνακα συνολοκλήρωσης παραπάνω από την αρχική υπόθεση. Το λ_{\max} ισούται με :

$$I_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - I_i) \quad \text{για } i = r+1$$

όπου I_i οι ιδιοτιμές του εκτιμώμενου πίνακα Π

και T ο αριθμός των χρησιμοποιούμενων παρατηρήσεων.

Στο σημείο αυτό αξίζει να αναφέρουμε ότι όταν το I_i πλησιάζει στο μηδέν και επειδή $\ln(1)=0$ ο όρος $1-I_i$ θα συνεισφέρει λίγο στο test statistic ενώ το αντίστροφο θα συμβαίνει όταν το I_i ισούται με την μονάδα, όπως άλλωστε είναι και επιθυμητό.

Κι εδώ αρχικά πρέπει να γίνει προσδιορισμός των χρονικών υστερήσεων r στο μοντέλο του Johansen με τη βοήθεια του κριτηρίου Akaike έτσι ώστε να απαλλάξουμε το VAR από τυχόν αυτοσυσχέτιση. Για την ενδυνάμωση της ανάλυσης μας χρησιμοποιούμε και το Lagrange multiplier serial correlation test το οποίο βασίζεται σε F-test σχετικά με την παλινδρόμηση των καταλοίπων με τον εαυτό τους και με τον βασικό όρο της παλινδρόμησης για p χρονικές υστερήσεις.

Ουσιαστικά λοιπόν η διαδικασία μας έχει δύο βήματα 1. έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών , ο οποίος εφαρμόζεται για να διαπιστωθεί αν οι μεταβλητές ενός regression είναι στάσιμες ή όχι και 2. εκτίμηση των cointegrating regressions εφόσον οι μεταβλητές ικανοποιούν ορισμένες προϋποθέσεις. Αυτές οι cointegrating regressions είναι οι μακροχρόνιες (long-run) ή ισορροπίας (equilibrium) σχέσεις ανάμεσα στις μεταβλητές.

4.4 ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ (ECM)

Τελευταίο κομμάτι της όλης ανάλυσης μας είναι η εξέταση της βραχυχρόνιας δυναμικής του συστήματος ονομαστικών επιτοκίων και πληθωρισμού μέσα από ένα μοντέλο διόρθωσης σφάλματος (ECM) ,όπως προτάθηκε από τους [Engle&Granger \(1987\)](#).Επισημαίνουμε ότι στις περισσότερες εργασίες που έχουν γίνει μέχρι σήμερα , η βραχυχρόνια πλευρά τις ισορροπίας δεν περιλαμβανόταν στις εκάστοτε αναλύσεις θεωρώντας ότι η συνολοκλήρωση μόνο αποτελούσε και ικανή συνθήκη για την θεμελίωση της .Ωστόσο η πληροφόρηση που μας δίνει το μοντέλο διόρθωσης σφάλματος είναι πολύ σημαντική και κρίνεται απαραίτητη για τον σκοπό της εργασίας μας.

Ένα βασικό χαρακτηριστικό των συνολοκληρώσιμων μεταβλητών αποτελεί το γεγονός ότι η διαχρονική τους εξέλιξη επηρεάζεται στον οποίο παρατηρούνται διακυμάνσεις από την μακροχρόνια ισορροπία .Εξάλλου αφού η συνολοκλήρωση υπαγορεύει τη διατήρηση μιας μακροχρόνιας ισορροπίας τότε τουλάχιστον μια από τις μεταβλητές θα πρέπει να μεταβάλλεται με τέτοιο τρόπο έτσι ώστε να διατηρείται η

τελευταία. Συνεπώς οι βραχυχρόνιες διακυμάνσεις θα επηρεάζονται από την κι αυτές από τις αποκλίσεις από την ισορροπία .

Έστω οι μεταβλητές Y και X οι οποίες είναι ολοκληρώσιμες πρώτου βαθμού (I(1)) και συνολοκληρώνονται (CI(1,1)). Τότε μπορούμε να σχηματίσουμε ένα μοντέλο διόρθωσης σφάλματος :

$$\Delta Y_t = a_{10} + a_y(X_{t-1} - bY_{t-1}) + \sum a_{11}(i)\Delta Y_{t-1} + \sum a_{12}(i)\Delta X_{t-1} + e_y \quad (4.4.1)$$

$$\Delta X_t = a_{20} + a_x(X_{t-1} - bY_{t-1}) + \sum a_{21}(i)\Delta Y_{t-1} + \sum a_{22}(i)\Delta X_{t-1} + e_x \quad (4.4.2)$$

όπου e_y , e_x διαταρακτικοί όροι που ακολουθούν ανέλιξη λευκού θορύβου αλλά μπορεί να αυτοσυσχετίζονται, ΔX_t , ΔY_t , στάσιμα εξ'ορισμού και b παράμετροι του πίνακα συνολοκλήρωσης .

Παρατηρούμε ότι η παραπάνω απεικόνιση έχει πολλά κοινά σημεία με το VAR που αναφέραμε στην προηγούμενη ενότητα για την συνολοκλήρωση. Ουσιαστικά το παραπάνω μοντέλο αποτελεί ένα διμεταβλητό VAR εκφρασμένο σε πρώτες διαφορές και προσαυξημένο κατά τους όρους διόρθωσης σφάλματος, $a_x(X_t - 1 - bY_t - 1)$ και $a_y(X_t - 1 - bY_t - 1)$ οι οποίοι είναι στάσιμοι εφόσον υπάρχει συνολοκλήρωση. Όσο μεγαλύτερο είναι το a_y , τόσο μεγαλύτερη είναι η αντίδραση της μεταβλητής Y στις αποκλίσεις της προηγούμενης περιόδου από την μακροχρόνια ισορροπία. Αντίθετα, μικρές τιμές του a_y σημαίνει η μεταβλητή Y αντιδρά αργά στις ανισορροπίες της προηγούμενης περιόδου. Είναι ευνόητο ότι μια τουλάχιστον από τις παραμέτρους της ταχύτητας προσαρμογής πρέπει να διαφέρει από το μηδέν. Σε αντίθετη περίπτωση δεν

υπάρχει συνολοκλήρωση .Μπορούμε λοιπόν να διαπιστώσουμε ότι το μοντέλο διόρθωσης σφάλματος αποτελεί μια εναλλακτική παρουσίαση της συνολοκλήρωσης ,δηλαδή για δύο οι περισσότερες μεταβλητές η διόρθωση σφάλματος ή η συνολοκλήρωση είναι δύο ισοδύναμες μορφές απεικόνισης (Granger representation theorem).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5. ΣΤΟΙΧΕΙΑ

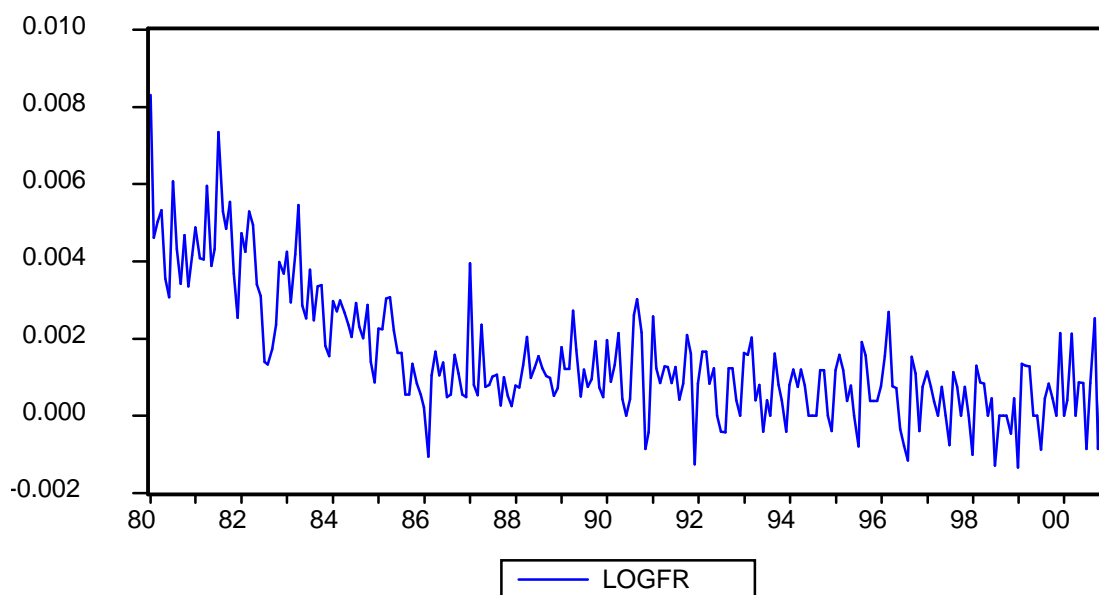
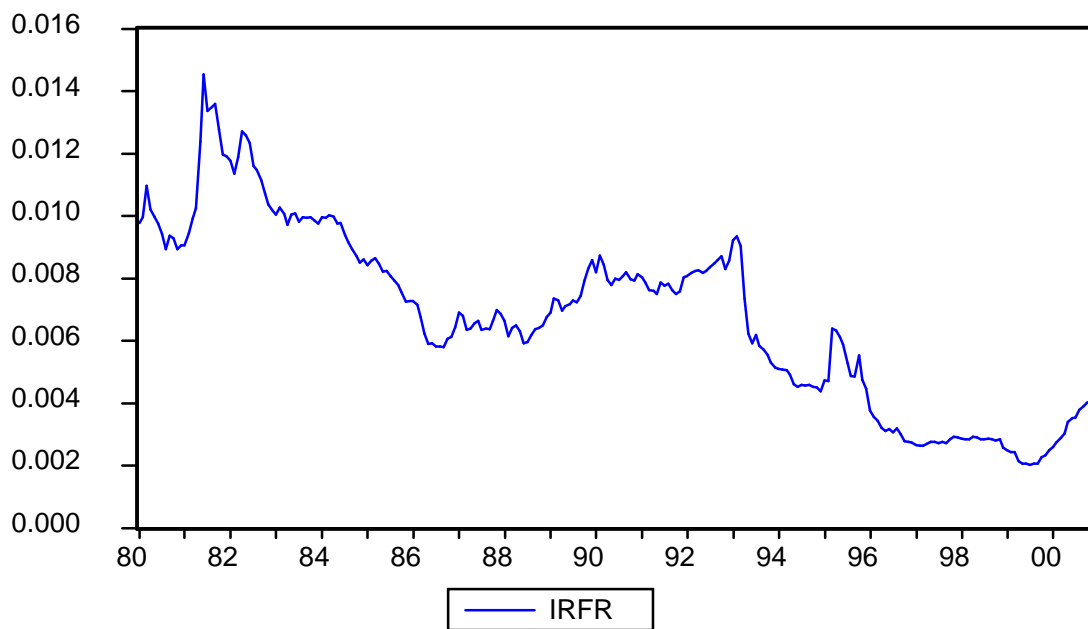
5.1 ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

Πραγματοποιούμε την ανάλυση μας για τρεις μεγάλες Ευρωπαϊκές οικονομίες, την Ιταλία, την Γαλλία και το Ηνωμένο Βασίλειο. Για την έρευνα μας χρησιμοποιούμε μηνιαία στοιχεία για την περίοδο 1980:1-2000:12 τα οποία έχουν παρθεί από την CD-Rom version του International Financial Statistics του International Monetary Fund. Ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή-The Consumer Price Index (CPI) χρησιμοποιήθηκε ως proxy για την μέτρηση του ρυθμού πληθωρισμού σε κάθε μια χώρα. Τα βραχυχρόνια ονομαστικά επιτόκια που χρησιμοποιήθηκαν είναι τα εξής : *Γαλλία* : τριμηνιαία T bills rates, *Ιταλία* : τριμηνιαία T bills rates , *Ηνωμένο Βασίλειο* : τριμηνιαία T bills rates .

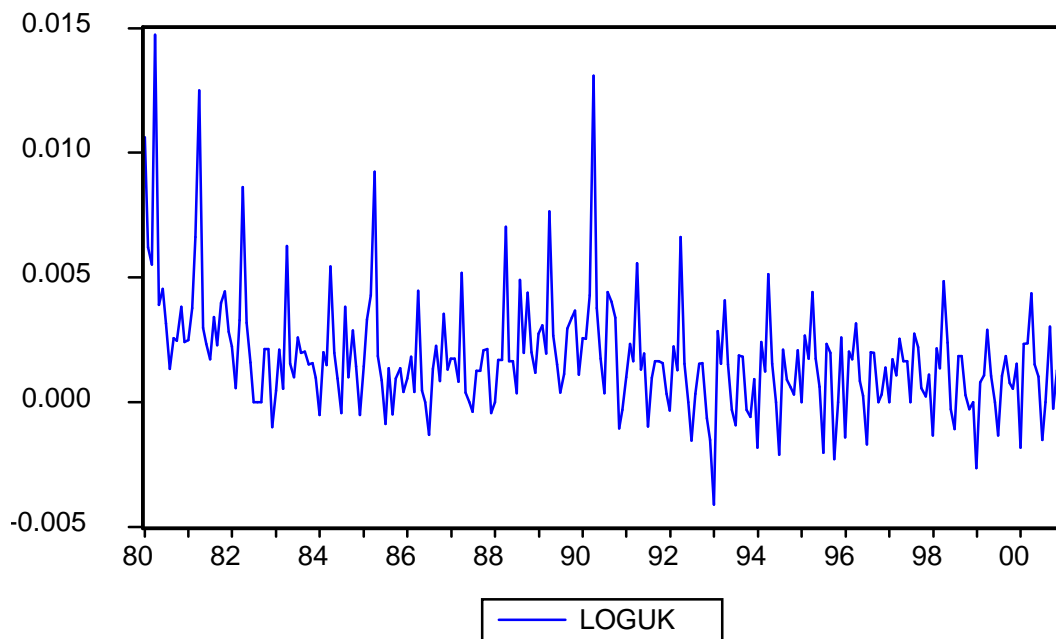
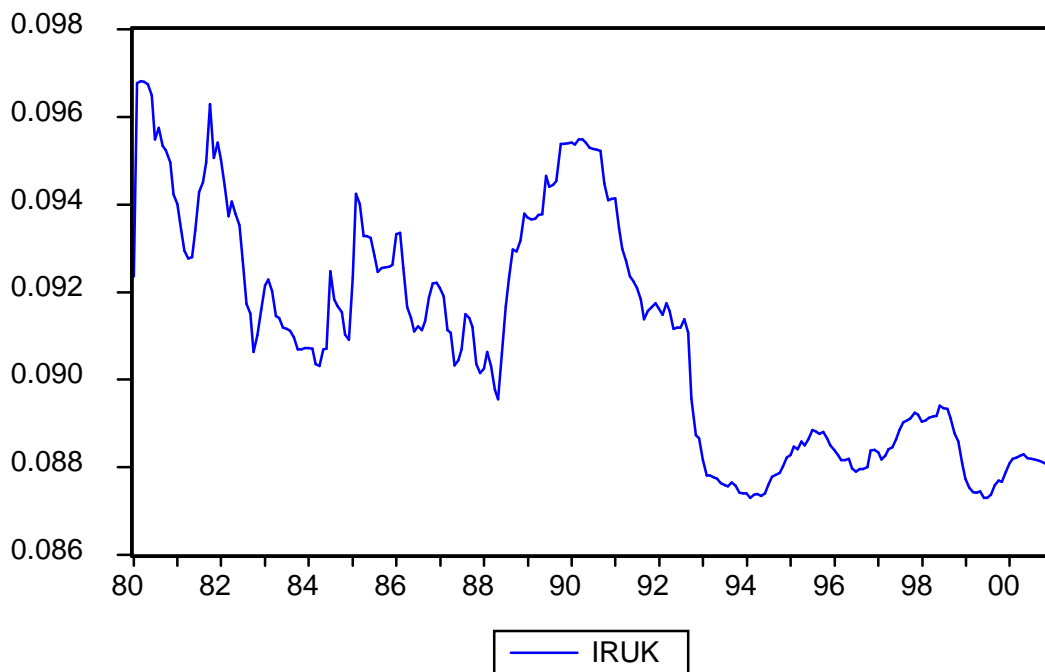
Όσον αφορά το time ordering των μεταβλητών, για τον πληθωρισμό χρησιμοποιήθηκε ο ίδιος τύπος με αυτόν που χρησιμοποίησε ο [Mishkin \(1992\)](#) δηλαδή ο μηνιαίος t πληθωρισμός υπολογίζεται από τα μηνιαία t και $t+1$ CPI data με βάση τον τύπο,
$$\Pi_t = \ln \frac{CPI(t+1)}{CPI(t)}$$
, ενώ για το μηνιαίο ονομαστικό επιτόκιο t χρησιμοποιείται το αντίστοιχο μηνιαίο t interest data .

5.2 ΓΡΑΦΙΚΗ ΑΠΕΙΚΟΝΙΣΗ ΤΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

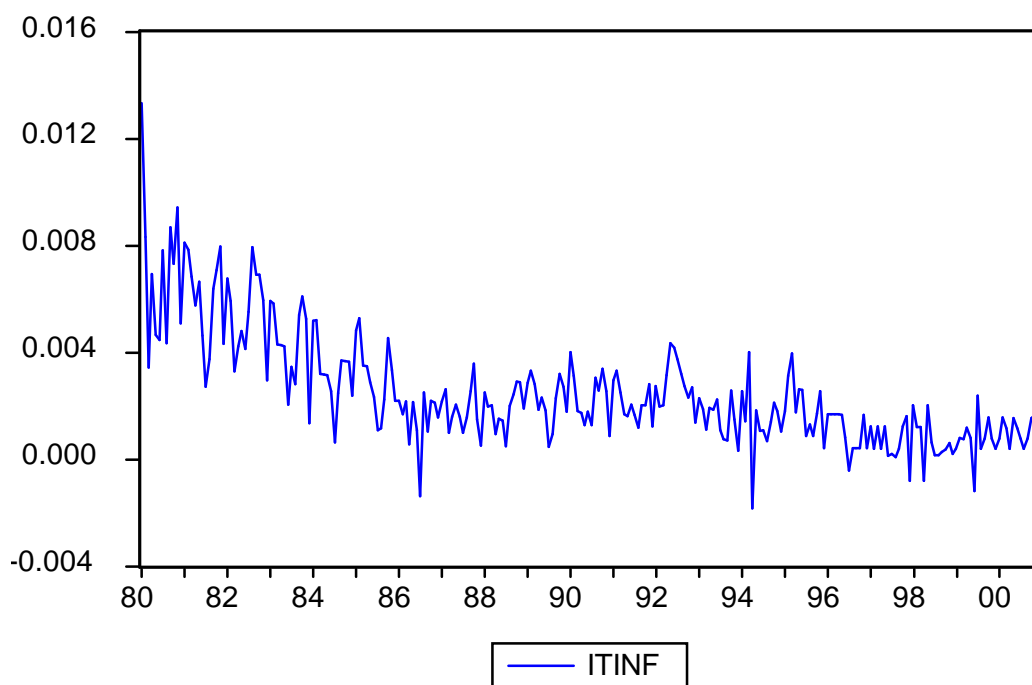
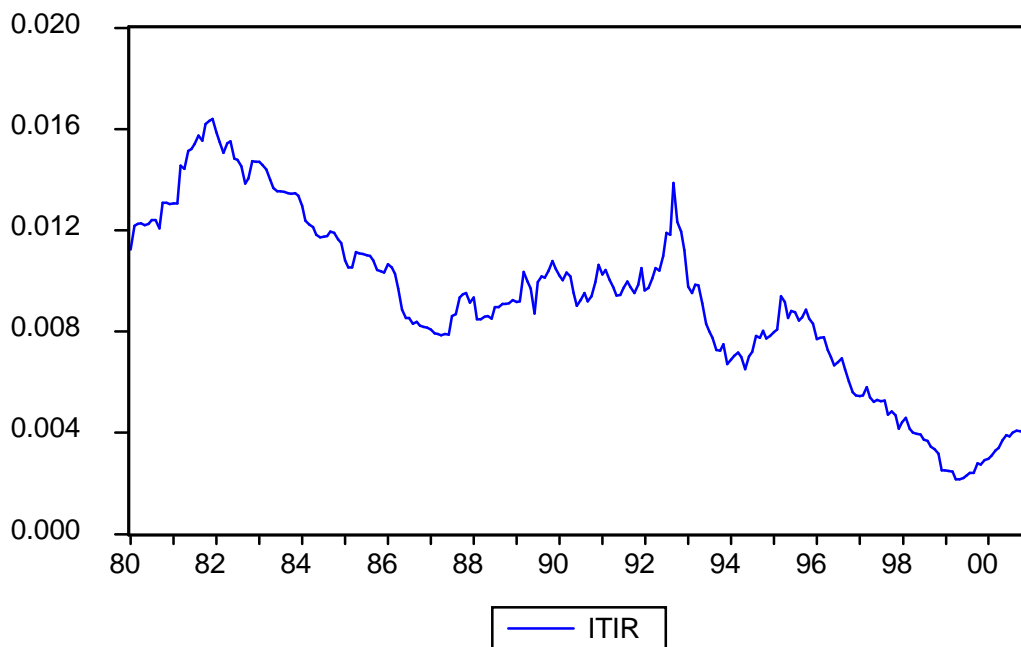
I. Ονομαστικά επιτόκια & πληθωρισμός Γαλλίας



II. Ονομαστικά επιτόκια & πληθωρισμός Ηνωμένου Βασιλείου



III Ονομαστικά επιτόκια & πληθωρισμός Ιταλίας



ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6 : ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Καταρχήν πριν προχωρήσουμε στην παρουσίαση των εμπειρικών μας αποτελεσμάτων και την ανάλυση τους θα πρέπει να αναφέρουμε τα άρθρα εκείνα που από την μεγάλη βιβλιογραφία για την εξίσωση Fisher αποτέλεσαν την κύρια υποκίνηση (motivation) αλλά και την καθοδήγηση για το θα προσεγγίζαμε το όλο ζήτημα. Έτσι τα άρθρα των [Mishkin \(1992\)](#) και [Mishkin & Simon \(1995\)](#) που αναφέρουν για το πρόβλημα των spurious regressions, το άρθρο των [Daniels, Toutkoushian & Nourzad \(1996\)](#) που αναλύουν τον τρόπο ελέγχου του Fisher effect με διαδικασίες συνολοκλήρωσης, και τέλος τα άρθρα των [Booth & Ciner \(2001\)](#) και [Peng \(1995\)](#) οι προσέφεραν αιτιολογίες για την αδυναμία εύρεσης του traditional 1-1 Fisher effect. Η δικιά μας συνεισφορά (contribution) είναι ότι εξετάζουμε και την προσαρμογή από την βραχυχρόνια ανισορροπία στην μακροχρόνια ισορροπία μέσω ενός VECM και την σχέση που αναπτύσσεται βραχυχρόνια μεταξύ των μεταβλητών μέσω ενός Granger Causality test κάτι που παραλείπεται από την παραπάνω βιβλιογραφία.

6.1 ΕΛΕΓΧΟΝΤΑΣ ΤΗΝ ΥΠΟΘΕΣΗ FISHER ΧΡΗΣΙΜΟΠΟΙΩΝΤΑΣ OLS.

Πρώτα εκτιμούμε την παλινδρόμηση της εξίσωσης (8) που είδαμε στο κεφάλαιο 3 χρησιμοποιώντας OLS. Από τον πίνακα 1 μπορούμε να δούμε ότι οι εκτιμήσεις του β και για τις τρεις χώρες είναι θετικές και σημαντικά διάφορες του μηδενός πράγμα που δίνει υποστήριξη στην υπόθεση Fisher .

ΠΙΝΑΚΑΣ 1: OLS estimates της: $p_t = a + b_i + h_t$

ΧΩΡΕΣ -ΠΕΡΙΟΔΟΣ	α	β	R^2	SE	t-stat β
ΓΑΛΛΙΑ	-0,0011	0,3835	0,4643	0,0011	14,72
1980:1-2000:12	(0,0002)	(0,026)			
ΗΝΩΜ.ΒΑΣΙΛΕΙΟ	-0,0315	0,3662	0,4672	0,0021	7,086
1980:1-2000:12	(0,0047)	(0,051)			
ΙΤΑΛΙΑ	-0,00131	0,419145	0,4869	0,0015	15,403
1980:1-2000:12	(0,000267)	(0,027)			

SE : standard error of the regression , standard errors of coefficients in parenthesis .

Παράλληλα παρατηρούμε την ύπαρξη ενός υψηλού R^2 και για τις τρεις χώρες καθώς και ένα υψηλό t-statistic για το coefficient β υποδηλώνει την ότι η συσχέτιση που υπάρχει μεταξύ των ονομαστικών επιτοκίων και του αναμενόμενου πληθωρισμού είναι στατιστικά σημαντική, υποδηλώνοντας έτσι την ύπαρξη ενός φαινομένου Fisher. Παρόλα αυτά τα αποτελέσματα μας δεν έχουν σημασία αν οι συγκεκριμένες χρονοσειρές περιέχουν unit roots.

Οι Granger & Newbold (1974) και Phillips (1986) υποδεικνύουν ότι αν οι μεταβλητές μια παλινδρόμησης περιέχουν stochastic trends τότε τα αποτελέσματα μπορεί να είναι spurious. Σε αυτή την περίπτωση οι συμβατικές μέθοδοι εκτίμησης πχ OLS είναι ακατάλληλες. Αν ο πληθωρισμός και τα επιτόκια περιέχουν unit roots, τότε το σωστό πλαίσιο ανάλυσης για μη στάσιμες μεταβλητές είναι η μέθοδος συνολοκλήρωσης. Αλλά πρώτα πρέπει να ελέγξουμε αν οι μεταβλητές μας είναι μη στάσιμες .

6.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΜΕ ΤΟ ADF TEST.

Γενικά το unit root test βασίζεται πάνω στην εξίσωση :

$$\Delta X_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta X_{t-1} + \sum_{k=1}^m \alpha_k \Delta X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (6.2.1)$$

The test που βασίζεται στην παραπάνω εξίσωση είναι γνωστό ως Augmented Dickey-Fuller (ADF) test. Το κριτήριο που χρησιμοποιήθηκε για τον προσδιορισμό των χρονικών υστερήσεων είναι το **Akaike criterion (AIC)**. Η σωστή επιλογή των χρονικών υστερήσεων είναι σημαντική έτσι ώστε να μην έχουμε αφενός αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα και αφετέρου υπερπαραμετροποίηση .

Τα αποτελέσματα των unit root tests εμφανίζονται στον πίνακα 2. Ο αριθμός lags έχει επιλεγεί έτσι ώστε το error term ε_t στην παραπάνω εξίσωση να είναι serially independent. Πρώτα ελέγξαμε την μηδενική υπόθεση για δύο unit roots, και όταν αυτή απορρίφθηκε , προχωρήσαμε και ελέγξαμε για ένα unit root.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2 : UNIT ROOT TESTS (NUMBER OF RETAINED LAGS IN PARENTHESIS)

ΧΡΟΝ.ΠΕΡΙΟΔΟΣ	ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	I(2)	I(1)
ΧΩΡΑ			
ΓΑΛΛΙΑ*	ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ	-7,72 (8)	-2,17 (8)
1980:1-2000:12			
247 ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ	ΕΠΙΤΟΚΙΑ	-7,34 (4)	-1,28 (4)
ΗΝΩΜ. ΒΑΣΙΛΕΙΟ**	ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ	-7,49 (12)	-2,35 (12)
1980:1-2000:12			
247 ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ	ΕΠΙΤΟΚΙΑ	-7,56 (4)	-1,11 (4)
ΙΤΑΛΙΑ***	ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ	-10,37 (4)	-1,90 (4)
1980:1-2000:12			
247 ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ	ΕΠΙΤΟΚΙΑ	-6,21 (4)	-1,29 (4)⁵

1. Το επίπεδο σημαντικότητας που πήραμε είναι το 5%

* Κριτική τιμή 5%: πληθωρισμός -2,87 , επιτόκια -1,94

** Κριτική τιμή 5%: πληθωρισμός -2,87 , επιτόκια -1,94

*** Κριτική τιμή 5%: πληθωρισμός -1,94 , επιτόκια -1,94

Τα αποτελέσματα από τον Πίνακα 2 είναι ότι τόσο ο πληθωρισμός όσο και τα επιτόκια περιέχουν μια μοναδιαία ρίζα. Οπότε τα αποτελέσματα του πίνακα 1 όπου δείχνουν ότι τα επιτόκια έχουν μια significant forecasting ability για τον πληθωρισμό , μπορεί να είναι παραπλανητικά .

Εφόσον λοιπόν οι σειρές των ονομαστικών επιτοκίων και του πληθωρισμού είναι μη στάσιμες το επόμενο βήμα είναι να ελέγξω για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης.

⁵ Σε επίπεδο σημαντικότητας 1% για τον πληθωρισμό της Ιταλίας έχουμε απόρριψη της υπόθεσης της μια μοναδιαίας ρίζας.

6.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑΣ ΣΥΜΠΕΡΙΦΟΡΑΣ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ

Όσο αφορά τον έλεγχο συνολοκλήρωσης η διαδικασία που θα ακολουθήσουμε είναι η διαδικασία του Johansen (1988, 1990). Ο βαθμός του VAR επιλέχτηκε και εδώ με βάση το Akaike Information Criterion (AIC)⁶ για να αποφευχθεί πάλι η πιθανότητα των serial correlations στα residuals⁷. Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των τεστ συνολοκλήρωσης⁸:

ΠΙΝΑΚΑΣ 3 : COINTEGRATION TESTS

ΧΡΟΝ.ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΧΩΡΑ	NULL (H0)	ALTERNATIVE	ORDER OF VAR	STATISTIC MAX EIGENVALUE	STATISTIC TRACE
ΓΑΛΛΙΑ*	R=0	R=1	6	12,54	16,26
1980:1-2000:12	R<=1	R=2		3,71	3,71
ΗΝ. ΒΑΣΙΛΕΙΟ**	R=0	R=1	12	16,29	21,27
1980:1-2000:12	R<=1	R=2		4,98	4,98
ΙΤΑΛΙΑ***	R=0	R=1	12	21,71	28,40
1980:1-2000:12	R<=1	R=2		6,69	6,69

* ΚΡΙΤΙΚΕΣ ΤΙΜΕΣ ΓΙΑ $H_0 r \leq 1$: TRACE [5%, 9,24], [1%, 12,97], MAX-EIGEN[5%, 9,24], [1%, 12,97]

** ΚΡΙΤΙΚΕΣ ΤΙΜΕΣ ΓΙΑ $H_0 r < 1$: TRACE [5%, 9,24], [1%, 12,97], MAX-EIGEN[5%, 9,24], [1%, 12,97]

*** ΚΡΙΤΙΚΕΣ ΤΙΜΕΣ ΓΙΑ $H_0 r < 1$: TRACE [5%, 9,24], [1%, 12,97], MAX-EIGEN[5%, 9,24], [1%, 12,97]

Ο Πίνακας 3 μας δείχνει ότι τόσο με το trace statistic όσο και με το maximal eigenvalue statistic υπάρχει ένας cointegrating vector $r=1$ τόσο για το Ηνωμένο Βασίλειο όσο και για την Ιταλία σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Αντιθέτως τα αποτελέσματα για την Γαλλία δείχνουν την απουσία συνολοκλήρωσης. Το επόμενο

⁶ Βλέπε Appendix A

⁷ Βλέπε Appendix B

⁸ Για την Γαλλία έχουμε απόρριψη της υπόθεσης συνολοκλήρωσης τόσο σε επίπεδο σημαντικότητας 1% όσο και σε 5%. Για την Ιταλία έχουμε αποδοχή της υπόθεσης τόσο σε 1% όσο και σε 5%. Για την Βρετανία η υπόθεση γίνεται αποδεκτή μόνο για επίπεδο σημαντικότητας 5%.

βήμα είναι να αναγνωρίσουμε (identification) τους cointegrating vectors τόσο για την Ιταλία όσο και για την Βρετανία⁹.

Η ακριβής αναγνώριση του b , στο $\Pi = ab'$, απαιτεί τουλάχιστον r περιορισμούς (περιλαμβανομένου τα normalisation restrictions) σε κάθε μια από τις r σχέσεις συνολοκλήρωσης. Διάκριση πρέπει να γίνει ανάμεσα στις *non-testable* και *testable restrictions*. Οι *Non-testable restrictions* είναι οι ακριβείς περιορισμοί αναγνώρισης (exactly identifying restrictions) οι οποίοι είναι απαραίτητοι για την ακριβής αναγνώριση του cointegration space, ενώ οι *testable restrictions* είναι οι επιπρόσθετοι over-identifying περιορισμοί οι οποίοι μπορούν να ελεγχθούν με την χρήση των standard Likelihood Ratio tests.

Εφόσον για την κάθε χώρα έχουμε $r=1$ cointegrating vectors, πρέπει να θέσουμε ένα (non-testable) restriction πάνω στον vector ώστε να τον προσδιορίσουμε επακριβώς. Η non-testable restriction που θέσουμε είναι αυτή του normalisation ως προς τα ονομαστικά επιτόκια όπως κάνουν όλοι στην βιβλιογραφία. Normalisation ως προς τα ονομαστικά επιτόκια μας δίνει τις ακόλουθες σχέσεις συνολοκλήρωσης για Ιταλία και Βρετανία αντίστοιχα¹⁰:

$$R(t)_{it} = 0,000945 + 1,847732 * P(t)_{it} \quad (6.3.1)$$

(0,002) (0,88655)

$$R(t)_{uk} = 0,083657 + 1,987960 * P(t)_{uk} \quad (6.3.2)$$

(0,00533) (0,05865)

⁹ Για περισσότερες πληροφορίες για τους πίνακες συνολοκλήρωσης των χωρών βλέπε Appendix C.

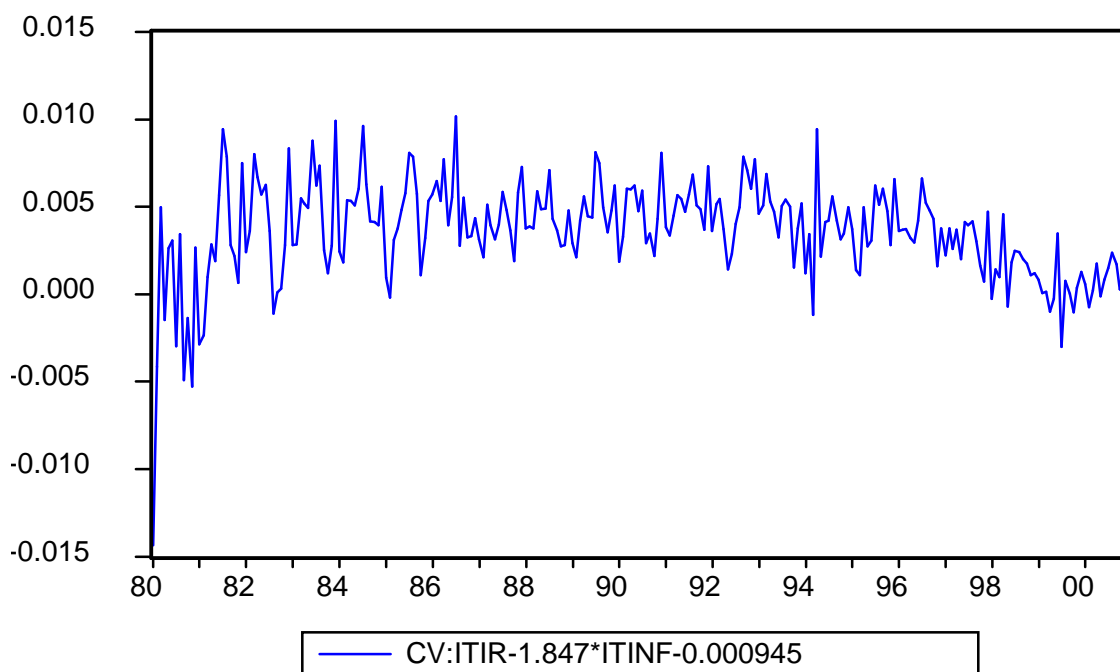
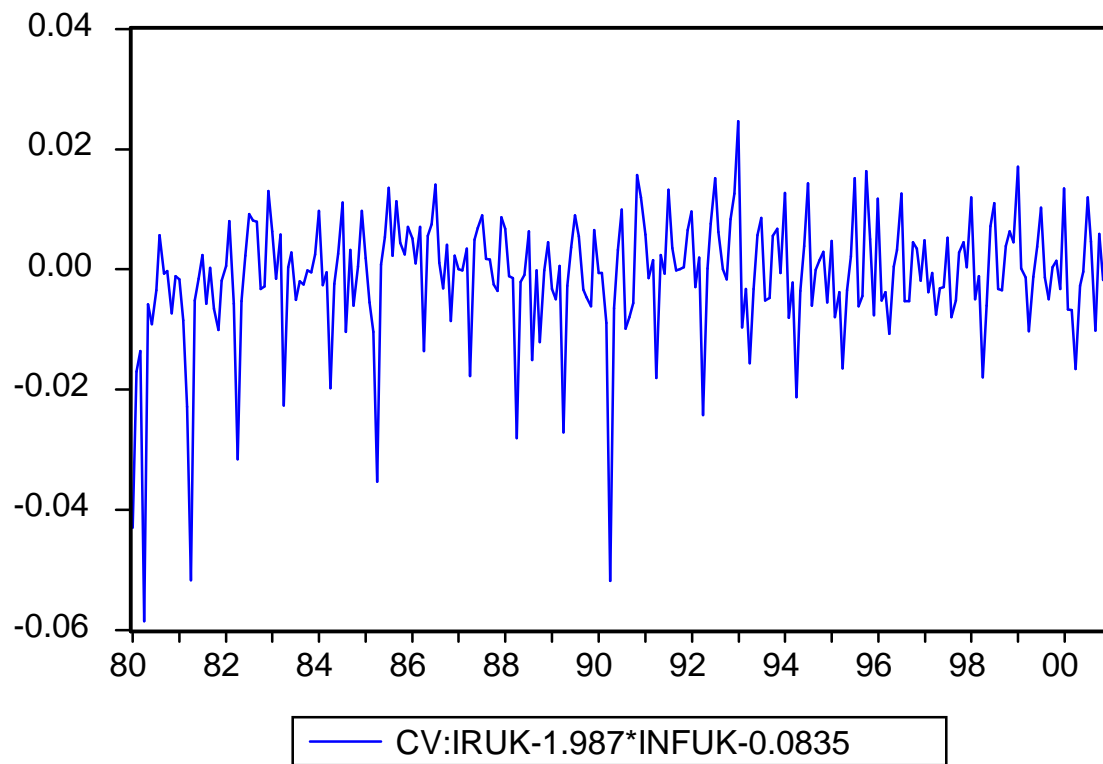
¹⁰ Οι αριθμοί στην παρένθεση είναι τα standard errors.

Η μια testable over-identifying restriction που θα βάλουμε πάνω στον vector έχει ως σκοπό να ελέγξει την ύπαρξη της μια-προς-μια σχέσης ανάμεσα στα ονομαστικά επιτόκια και τον πληθωρισμό και είναι $b = -1$. Τα αποτελέσματα αυτού του ελέγχου είναι αρνητικά όσον αφορά την υπόθεση για την 1-1 σχέση¹¹. Αντιθέτως τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η σχέση μεταξύ των ονομαστικών επιτοκίων και του πληθωρισμού είναι μεγαλύτερη από 1-1 συμφωνώντας με τα αποτελέσματα των Peng (1995) και Booth & Ciner (2001).

Ως πιθανές αιτίες για την απόρριψη αυτής της υπόθεσης οι Booth & Ciner αναφέρουν την ύπαρξη του φαινομένου Darby/Feldstein. Σύμφωνα με τους Darby (1975) και Feldstein (1976) η παρουσία φόρων πάνω στο επιτοκιακό εισόδημα (interest income) οδηγεί σε μια αύξηση των ονομαστικών επιτοκίων μεγαλύτερη ρης μονάδος ως απάντηση μιας αυξήσεως στον αναμενόμενο πληθωρισμό. Σύμφωνα με αυτή την θεωρία τα ονομαστικά επιτόκια θα ανέβουν περίπου $1/(1-t)$ όπου t είναι ένα proportional tax rate πάνω στο επιτοκιακό εισόδημα. Ένδειξη για αυτό το tax-adjusted Fisher effect βρήκε αργότερα και ο Peek (1982) και οι Crowder & Hoffman (1996). Απο την άλλη πλευρά ο Peng υποστήριξε ότι ήταν η επίδραση των ισχυρών αντιπληθωριστικών πολιτικών που ακολουθήθηκαν από την κυβερνήσεις των χωρών, αυτή που ουσιαστικά οδήγησε σε *less persistent inflation* και άρα σε ένα weak Fisher effect.

Πιο κάτω δίδουμε μια γραφική απεικόνιση των σχέσεων συνολοκλήρωσης τόσο για το Ηνωμένο Βασίλειο όσο και για την Ιταλία αντίστοιχα.

¹¹ Βλέπε Appendix D.



6.4 ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΑΣ ΣΥΜΠΕΡΙΦΟΡΑΣ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ

Ένα από τα κύρια χαρακτηριστικά των συνολοκληρώσιμων μεταβλητών είναι ότι η όποια απόκλιση από την μακροχρόνια ισορροπία επηρεάζει το time path τους. Για να πιάσουμε τόσο τα short-run όσο και τα long-run effects, απαιτείται ένα dynamic specification της σχέσης ανάμεσα στις μεταβλητές. Για να μελετήσουμε λοιπόν τα dynamics των μεταβλητών, χρησιμοποιούμε ένα Error Correction Model (ECM). Το ECM μας βοηθάει να εξηγήσουμε την σχετική αλλαγή (relative change) στις μεταβλητές σε απάντηση ενός stochastic shock. Ένα γενικό ECM για δύο μεταβλητές μπορεί να γραφτεί ως:

$$\Delta Y_t = c_1 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^n b_{1j} \Delta X_{t-j} - q_{11} Y_{t-1} + q_{12} X_{t-1} + e_{1t} \quad (6.4.1)$$

όπου το e_{1t} είναι ένας white noise διαταρακτικός όρος (disturbance term) και οι lagged differences των μεταβλητών είναι στάσιμες by assumption.

1. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΤΟΥ VECM ΓΙΑ ΤΟ ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ

Vector Error Correction Estimates		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
IRUK(-1)	1.000000	
INFUK(-1)	-1.987960	
	(0.64301)	
	[-6.74633]	
C	-0.083657	
Error Correction:	D(IRUK)	D(LOGUK)
CointEq1	-0.006149	0.134933
	(0.01082)	(0.03586)
	[-0.56813]	[3.76310]

Το πρώτο κομμάτι του VECM μας δίνει τη σχέση συνολοκλήρωσης β που πήραμε από την προηγούμενη ενότητα ενώ το δεύτερο μέρος του πίνακα μας δίνει τα α , τα οποία μας δείχνουν την ταχύτητα προσαρμογής (speed of adjustment) της i -th ενδογενούς μεταβλητής προς την ισορροπία (equilibrium).

Τα αποτελέσματα του ECM δείχνουν ότι το να χρησιμοποιήσουμε το D(IRUK) ως εξαρτημένη μεταβλητή δεν meaningful as an economic relationship μια και δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Το συγκεκριμένο αποτέλεσμα υπονοεί ότι μπορούμε να θεωρήσουμε τα επιτόκια ως weakly exogenous. Αυτό είναι συμβατό με την χρήση των επιτοκίων ως τρόπου ελέγχου του πληθωρισμού.

Τα αποτελέσματα του ECM αντίθετα με τον πληθωρισμό ως εξαρτημένη μεταβλητή D(INFUK) είναι ικανοποιητικά μια και έχει το σωστό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικό. Το αποτέλεσμα υποδηλώνει ότι όταν τα επιτόκια είναι above equilibrium τότε ο πληθωρισμός αυξάνεται κατά 13,5% περίπου έτσι ώστε να αποκατασταθεί η ισορροπία και όταν τα επιτόκια είναι below equilibrium τότε ο πληθωρισμός μειώνεται κατά 13,5% περίπου για να αποκατασταθεί η μακροχρόνια ισορροπία. Η ταχύτητα προσαρμογής (speed of adjustment) είναι αρκετά αργή επιβεβαιώνοντας έτσι την άποψη ότι η υπόθεση Fisher είναι μια long-run relationship.

VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Dependent variable: D(IRUK)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(INFUK)	17.39208	11	0.0968
All	17.39208	11	0.0968
Dependent variable: D(INFUK)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(IRUK)	60.64217	11	0.0000
All	60.64217	11	0.0000

Στη συνέχεια προχωράμε σε Pairwise Granger Causality Test από όπου διαπιστώνουμε για το Ηνωμένο Βασίλειο ότι βραχυχρόνια ο πληθωρισμός *does not granger cause* τα ονομαστικά επιτόκια ενώ αντίθετα τα ονομαστικά επιτόκια *granger cause* τον πληθωρισμό βραχυχρόνια .

2. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΤΟΥ VECM ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΤΑΛΙΑ

Vector Error Correction Estimates		
Standard errors & t-statistics in parentheses		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
ITIR(-1)	1.000000	
ITINF(-1)	-1.847732	
	(0.88655)	
	(-4.11452)	
C	-0.000945	
	(0.00200)	
	(-0.47150)	
Error Correction:	D(ITIR)	D(ITINF)
CointEq1	-0.014649	0.082187
	(0.00864)	(0.02092)
	(-1.69584)	(3.92769)

Τα αποτελέσματα του VEC για την Ιταλία όσον αφορά την μακροχρόνια ισορροπία είναι παρόμοια με αυτά της Αγγλίας. Μας δείχνουν πάλι ότι το να χρησιμοποιήσουμε το D(IRIT) ως εξαρτημένη μεταβλητή δεν *meanigful as an economic relationship* μια και δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Το συγκεκριμένο αποτέλεσμα υπονοεί πάλι ότι μπορούμε να θεωρήσουμε τα επιτόκια ως *weakly exogenous*.

Τα αποτελέσματα του ECM αντίθετα με τον πληθωρισμό ως εξαρτημένη μεταβλητή D(INFIT) είναι ικανοποιητικά μια και έχει το σωστό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικό. Το αποτέλεσμα υποδηλώνει ότι όταν τα επιτόκια είναι *abovne equilibrium* τότε ο πληθωρισμός αυξάνεται κατά 8,21% περίπου έτσι ώστε να αποκατασταθεί η ισορροπία και όταν τα επιτόκια είναι *below equilibrium* τότε ο πληθωρισμός μειώνεται κατά 8,21% περίπου για να αποκατασταθεί η μακροχρόνια ισορροπία. Η

ταχύτητα προσαρμογής (speed of adjustment) είναι αρκετά αργή επιβεβαιώνοντας έτσι την άποψη ότι η υπόθεση Fisher είναι μια long-run relationship.¹²

VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Dependent variable: D(ITINF)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(ITIR)	17.41432	11	0.0962
All	17.41432	11	0.0962
Dependent variable: D(ITIR)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(ITINF)	7.718496	11	0.7383
All	7.718496	11	0.7383

Όσον αφορά τώρα την βραχυχρόνια ισορροπία βλέπουμε ότι στην περίπτωση της Ιταλίας δεν υπάρχει causality μεταξύ των δύο μεταβλητών, πράγμα που υπονοεί ότι η χρησιμοποίηση βραχυχρόνια των επιτοκίων ως μέσου επηρεασμού του πληθωρισμού είναι λάθος στην περίπτωση της Ιταλίας.

¹² Για LM serial correlation test πάνω στο VECM τόσο για Ιταλία όσο και για Ην. Βασίλειο βλέπε Appendix E.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7 : ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η εργασία αυτή εξετάζει την ύπαρξη ή όχι της Υποθέσεως Fisher για μηνιαία μεταπολεμικά δεδομένα της περιόδου 1980-2000 για τρεις μεγάλες ευρωπαϊκές οικονομίες και πιο συγκεκριμένα για την Γαλλία, το Ηνωμένο Βασίλειο και την Ιταλία.

Ξεκινώντας με την εφαρμογή ενός απλού OLS βλέπουμε ότι τα αποτελέσματα είναι ενθαρρυντικά με το β της παλινδρόμησης να είναι θετικό. Στην συνέχεια κάνοντας unit root tests στις μεταβλητές μας παρατηρούμε την ύπαρξη μιας μόνο μοναδιαίας ρίζας στις μεταβλητές οπότε και αποφασίζουμε ότι η σωστή αντιμετώπιση της ανάλυσης μας από δω και μπρος είναι μέσω των διαδικασιών συνολοκλήρωσης.

Από το τεστ συνολοκλήρωσης (εφαρμόζουμε την διαδικασία Johansen) παρατηρούμε ότι ενώ για την Ιταλία και το Ηνωμένο Βασίλειο τα τεστ μας δείχνουν ότι υπάρχει συνολοκλήρωση για την περίοδο που μελετάμε, για την Γαλλία αντιθέτως μας δείχνουν την παντελή απουσία συνολοκλήρωσης.

Εφαρμόζοντας στην συνέχεια τον απαιτούμενο για τον έλεγχο της υπόθεσης για την μια προς μια σχέση μεταξύ των ονομαστικών επιτοκίων και του πληθωρισμού τα αποτελέσματα μας απορρίπτουν αυτήν την υπόθεση και δίνουν ότι η σχέση των επιτοκίων και του πληθωρισμού τόσο για την Ιταλία όσο και για το Ηνωμένο Βασίλειο είναι μεγαλύτερη από 1-1 (weak effect) συμφωνώντας με τα αποτελέσματα του Peng (1995) και των Booth & Ciner (2001).

Ως πιθανές αιτίες για την απόρριψη αυτής της υπόθεσης οι Booth & Ciner αναφέρουν την ύπαρξη του φαινομένου Darby και την επιρροή των φόρων ενώ ο Peng την επίδραση των ισχυρών αντιπληθωριστικών πολιτικών που ακολουθήθηκαν από την κυβερνήσεις των χωρών και οποίες οδήγησαν σε *less persistent inflation* και άρα σε ένα weak Fisher effect.

Αφήνοντας την Γαλλία έξω από την ανάλυση μας, εφαρμόζουμε στις μεταβλητές μας ένα VECM ώστε να πιάσουμε τα long-run όσο και τα short-run effects. Όσον αφορά την μακροχρόνια ισορροπία βλέπουμε ότι για το Ηνωμένο Βασίλειο το να χρησιμοποιήσουμε το ονομαστικό επιτόκιο ως εξαρτημένη μεταβλητή δεν meaningful as an economic relationship μια και δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Το συγκεκριμένο αποτέλεσμα υπονοεί ότι μπορούμε να θεωρήσουμε τα επιτόκια ως weakly exogenous. Αυτό είναι συμβατό με την χρήση των επιτοκίων ως τρόπου ελέγχου του πληθωρισμού. Τα αποτελέσματα του ECM αντίθετα με τον πληθωρισμό ως εξαρτημένη μεταβλητή είναι ικανοποιητικά μια και έχει το σωστό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικό. Η ταχύτητα προσαρμογής (speed of adjustment) είναι αρκετά αργή επιβεβαιώνοντας έτσι την άποψη ότι η υπόθεση Fisher είναι μια long-run relationship.

Τα αποτελέσματα του VEC για την Ιταλία όσον αφορά την μακροχρόνια ισορροπία είναι παρόμοια με αυτά της Αγγλίας. Μας δείχνουν πάλι ότι το να χρησιμοποιήσουμε το επιτόκιο ως εξαρτημένη μεταβλητή δεν meaningful as an economic relationship μια και δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Το συγκεκριμένο αποτέλεσμα υπονοεί πάλι ότι μπορούμε να θεωρήσουμε τα επιτόκια ως weakly exogenous. Τα αποτελέσματα του ECM αντίθετα με τον πληθωρισμό ως εξαρτημένη μεταβλητή είναι ικανοποιητικά μια και έχει το σωστό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικό. Η ταχύτητα

προσαρμογής (speed of adjustment) είναι πάλι αρκετά αργή επιβεβαιώνοντας έτσι την άποψη ότι η υπόθεση Fisher είναι μια long-run relationship

Για την βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών εφαρμόζουμε ένα pairwise Granger causality test τόσο για την Ιταλία όσο και για το Ηνωμένο Βασίλειο. Για το Ηνωμένο Βασίλειο διαπιστώνουμε ότι βραχυχρόνια ο πληθωρισμός *does not granger cause* τα ονομαστικά επιτόκια ενώ αντίθετα τα ονομαστικά επιτόκια *granger cause* τον πληθωρισμό βραχυχρόνια . Οσον αφορά τώρα την βραχυχρόνια ισορροπία στην περίπτωση της Ιταλίας βλέπουμε ότι δεν υπάρχει causality μεταξύ των δύο μεταβλητών , πράγμα που υπονοεί ότι η χρησιμοποίηση βραχυχρόνια των επιτοκίων ως μέσου επηρεασμού του πληθωρισμού είναι λάθος στην περίπτωση της Ιταλίας .

REFERENCES

- [1] **Akaike H. 1970** : Autoregressive model fitting for control, Institute of Statistical Mathematics (22), pp. 163-180.
- [2] **Asprem M. 1989**: Stocks Prices, Asset portfolios and macroeconomics Variables in Ten European Countries, Journal of Banking & Finance (13), pp. 589-612
- [3] **Barsky R.B. 1987**: The Fisher Hypothesis and the Forecastability and Persistence of Inflation, Journal of Monetary Economics (19), pp. 3-24
- [4] **Bodie Z. 1976**: Common Stocks as a hedge against inflation, Journal of Finance (31), pp. 459-470.
- [5] **Bonham C.S. 1991**: Correct Cointegration tests on the Long-Run relationship between Nominal Interest Rates and Inflation, Applied Economics (23), pp. 1487-1492.
- [6] **Booth G.& Ciner C. 2001**: The relationship between nominal interest rates and inflation: international evidence. Journal of Multinational Financial Management (11), pp. 269-280.
- [7] **Cargill T. 1977**: Direct evidence of the Darby Hypothesis for the United States, Economic Inquiry (15), pp. 132-134.
- [8] **Carlson J.A. 1977** : Short-term interest rates as predictors of inflation, American Economic Review (67), pp. 469-475.
- [9] **Carmichael J. & Stebbing P. 1983**: Fisher's paradox and the theory of interest, American Economic Review (73), pp. 619-630.
- [10] **Carr J. , Pesando J. & Smith L. 1976**: Tax effects, Price expactations and the Nominal rate of interest, Economic Inquiry (14), pp. 259-269.
- [11] **Choudhry A. 1997**: Cointegration Analysis of the Inverted Fisher effect: evidence from Belgium, France & Germany, Applied Economic Letters (4), pp. 257-260.
- [12] **Crowder William & Hoffman Dennis 1996**: The long-run relationship between nominal interest rates and inflation-the Fisher equation revisited, Journal of Money Credit and Banking (28), pp. 102-118.

- [13] **Darby M.R. 1975** : The financial and tax effects of monetary policy on interest rates, *Economic Inquiry* (13), pp. 266-276.
- [14] **Dickey D. & Fuller W. 1979**: Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* (74), pp. 427-431.
- [15] **Dickey D. & Fuller W. 1981**: Likelihood ratio statistical for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica* (49), pp. 1057-1072.
- [16] **Dutt S.D. & Ghosh D. 1995**: The Fisher Hypothesis-examining the Canadian Experience, *Applied Economics* (27), pp. 1025-1030.
- [17] **Engle Robert & Granger C.W. 1987**: Co-integration and error correction – Representation, estimation and testing, *Econometrica* (55), pp. 251-276.
- [18] **Evans Martin & Lewis Karen 1995**: Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run Fisher relation, *The Journal of Finance* Vol L , No 1, pp. 225-253.
- [19] **Fahmy Y. & Kandil M. 2002**: The Fisher effect-new evidence and implications, *International Review of Economics and Finance* (178), in press.
- [20] **Fama Eugene 1970**: Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance* (20), pp. 383-417.
- [21] **Fama Eugene 1975**: Short-term interest rates as predictors of inflation, *The American Economic Review* (65), pp. 269-282.
- [22] **Fama E.F. 1981**: Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money, *American Economic Review* (71), pp. 545-565.
- [23] **Fama E.F. & M.R. Gibbons 1982**: Inflation, Real returns and Capital Investment, *Journal of Monetary Economics* (9), pp. 297-323.
- [24] **Fama E.F. & Schwert G.W. 1977**: Assets Returns and Inflation, *Journal of Financial Economics* (5), pp. 115-146.
- [25] **Feldstein M. 1980a**: Tax rules and the mismanagement of monetary policy, *American Economic Review* (70), pp. 182-209.
- [26] **Fisher I. 1930**: The theory of interest, Macmillan New York.
- [27] **Gandolfi A. 1982**: Inflation, Taxation and Interest Rates, *Journal of Finance* (37), pp. 797-807.
- [28] **Garcia M.P. 1993**: The Fisher Effect in a signal extraction framework: The recent Brazilian experience, *Journal of Development Economics* (41), pp. 71-93.

- [29] **Geske R. & Roll R. 1983:** The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation, *Journal of Finance* (38), pp. 1-38.
- [30] **Graham F.C. 1988:** The Fisher Hypothesis, A critique of recent results and some new evidence, *Southern Economic Journal* (54), pp. 961-968.
- [31] **Graham F.C. 1996:** Inflation, real stock returns and Monetary Policy, *Applied Economics* (6), pp. 29-35.
- [32] **Granger C.W.J. 1988:** Causality, cointegration and control, *Journal of Economic Dynamics Control* (12), pp. 551-559.
- [33] **Granger C.W.J. & Newbold P. 1974:** Spurious regression in Econometrics. *Journal of Econometrics* (2), pp. 111-120.
- [34] **Ham J. & Choi W. 1991:** The Analysis of the determination of interest rates—the case of Korea, *Monthly Bulletin of the Bank of Korea*, pp. 3-49.
- [35] **Hawtrey K.M. 1997:** The Fisher Effect and Australian Interest Rates, *Applied Financial Economics* (7), pp. 337-346.
- [36] **Hess P.J. & Bicksler J.L. 1975:** Capital Assets Prices versus Times Series Models as predictors of inflation, *Journal of Financial Economics* (2), pp. 341-360.
- [37] **Huizinga J. & Mishkin F.S. 1984:** Inflation and Real interest rates on Assets with different risk characteristics, *Journal of Finance* (39), pp. 699-712.
- [38] **Huizinga J. & Mishkin F.S. 1986:** Monetary Policy Regime shifts and the unusual behaviour of Real Interest Rates, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (24), pp. 231-274.
- [39] **Inder B. & Silvapulle P. 1993:** Does the Fisher Effect Apply in Australia? *Applied Economics* (25), pp. 839-843.
- [40] **Jacques K. 1995:** Unit Roots, Interest Rates Spreads and Inflation Forecasts, *Applied Economics* (27), pp. 605-608.
- [41] **Johansen Soren 1988:** Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economics Dynamics and Control* (12), pp. 231-254.
- [42] **Johansen Soren 1991:** Estimation and Hypothesis testing of cointegrating vectors in gaussian vector autoregressive models, *Econometrica* (59), pp. 1551-1580.
- [43] **Johansen Soren 1995b:** Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneously equations and cointegration, *Journal of Econometrics* (69), pp. 111-132.

- [44] **Johansen Soren & Juselius Katarina 1990:** Maximum likelihood estimation and inference on cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (52), pp. 169-210.
- [45] **Joines D. 1977:** Short-term interest rates as predictors of inflation, *American Economic Review* (67), pp. 469-475.
- [46] **Kandel Shmuel, Ofer Aharon & Sarig Oded 1996:** Real interest rates and inflation – An ex-ante empirical analysis, *The Journal of Finance*, Vol LI, No1, pp. 205-225.
- [47] **Keynes J.M. 1936:** *The general theory of employment, interest and money*, London, Macmillan.
- [48] **Kim S.M. 1989:** Monetary aggregate and market rate of interest as the intermediate Target of Monetary Policy, *Monthly Bulletin of Bank of Korea*, pp. 17-30.
- [49] **King R.G. & Watson M.W. 1997:** Testing long run neutrality, *Federal Reserve Bank of Richmond-Economic Quarterly* (83), pp. 402-415.
- [50] **Levi M. & Makin J. 1978:** Anticipated Inflation & interest rates: further interpretation of findings on the Fisher equation. *American Economic Review* (68), pp. 801-811.
- [51] **MacDonald R. & Murphy P.D. 1989:** Testing for the long run relationship between nominal interest rates and inflation using cointegration techniques, *Applied Economics* (21), pp. 439-447.
- [52] **Mackinnon J.G. 1991:** Approximate asymptotic distribution functions for unit root and cointegration tests, *Journal of Business and Economic Statistics*.
- [53] **Malliaropoulos D. 2000:** A note on nonstationarity, structural breaks, and the Fisher effect. *Journal of Banking & Finance* (24), pp. 695-707.
- [54] **Mendoza E.G. 1992:** Fisherian Transmission and Efficient Arbitrage under partial financial Indexation-the case of Chile, *IMF Staff Papers* (39), pp. 121-147.
- [55] **Mundell R. 1963:** Inflation and Real rates, *Journal of Political Economy* (71), pp. 280-283.
- [56] **Mishkin Frederic 1981:** The real rate of interest: An Empirical Investigation, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (15), pp. 231-274.
- [57] **Mishkin Frederic 1984:** Are real interest rates equal across countries? An empirical investigation of international parity conditions, *Journal of Finance* (39), 1345-1357.

- [58] **Mishkin Frederic 1988:** Understanding Real Rates, *American Journal of Agricultural Economics* (70), pp. 1064-1072.
- [59] **Mishkin Frederic 1992:** Is the Fisher effect for real? *Journal of Monetary Economics* (30), pp. 195-215.
- [60] **Mishkin Frederic & Simon J. 1995 :** An Empirical examination of the fisher effect in Australia, NBER Working Paper No 5080, NBER.
- [61] **Muth J.F. 1961:** Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica* (29), pp. 315-335.
- [62] **Nam J. 1993:** The liquidity, Income and Fisher Effects of money on interest-the case of developing country, *Seoul Journal of Economics* (6), pp. 223-239.
- [63] **Nelson C. 1976:** Inflation and real rates of return on Common Stocks, *Journal of Finance* (31), pp. 471-483.
- [64] **Nelson C.& C.I. Plosser 1982:** Trends and Random Walk in Macroeconomics Time Series, *Journal of Monetary Economics* (10), pp. 139-162.
- [65] **Nelson C.& Schwert G.W. 1977:** Short-term interest rates as predictors of inflation: On testing the Hypothesis that the real rate of interest is constant, *American Economic Review* (67), pp. 478-486.
- [66] **Newey W. & West K. 1987:** A simple positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation covariance matrix, *Econometrica* pp. 703-708.
- [67] **Nielsen N. 1981:** Inflation and taxation, Nominal and Real rates of return, *Journal of Monetary Economics* (7), pp. 261-270.
- [68] **Olekalns N. 1996:** Further evidence on the Fisher effect, *Applied Economics* (28), pp. 851-856.
- [69] **Payne J. & Ewing B. 1997:** Evidence from Lesser Developed Countries on the Fisher Hypothesis- A cointegration Analysis, *Applied Economics Letters* (4), pp. 683-687.
- [70] **Peek J. 1982:** Interest rates, Income taxes and anticipated inflation, *American Economic Review* (72), pp. 980-991.
- [71] **Pelaez R. F. 1995 :** The Fisher effect : Reprise, *Journal of Macroeconomics* (17), pp. 333-346.
- [72] **Peng W. 1995:** The Fisher Hypothesis and Inflation persistence-evidence from five major industrial countries, IMF Working Paper, 95/118, IMF.
- [73] **Phillips P. 1986:** Understanding Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics* (33), pp. 311-340.

- [74] **Phillips P. & Perron P. 1988:** Testing the Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika* (75), pp. 335-346.
- [75] **Phylaktis K. & Blake D. 1993:** The Fisher Hypothesis-evidence from three high inflation economies, *Weltwirtschaftliches Archiv* (129), pp. 591-599.
- [76] **Rose A.K. 1988:** Is the real interest rate stable? *Journal of Finance* (43), pp. 1095-1112.
- [77] **Said E. & Dickey D. 1984:** Testing for unit roots in Autoregressive moving average models of unknown order, *Economic Letters* (71), pp. 599-607.
- [78] **Serletis Z. & Koutas A. 1999:** On the Fisher Effect, *Journal of Monetary Economics* (44), pp. 105-130.
- [79] **Summers L.H. 1983:** The non-adjustment of nominal interest rates, *Brookings Institution Washington D.C.*
- [80] **Tanzi V. 1980:** Inflationary expectations, economic activity, taxes and interest rates. *Journal of American Statistical Association* (70), pp. 12-21.
- [81] **Thornton J. 1996:** The adjustment of nominal interest rates in Mexico-A study of the Fisher Effect, *Applied Economics Letters* (3), pp. 255-257.
- [82] **Tobin J. 1965:** Money and Economic Growth, *Econometrica* (33), pp. 671-684.
- [83] **Tobin J. 1969:** A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money Credit & Banking* (1), pp. 15-29.
- [84] **Wallace Myles & Warner John 1993:** The Fisher effect and the term structure of interest rates, *The Review of Economics and Statistics* (75), pp. 320-324.
- [85] **Weidmann J. 1997:** New hope for the Fisher Effect? A Reexamination using Threshold Cointegration, discussion paper B-385.
- [86] **Woodward G. 1992:** Evidence of the Fisher effect from UK index bonds, *Review of Economics and Statistics* (74), pp. 315-320.
- [87] **Yuhn K. 1996:** Is the Fisher effect Robust? Further Evidence, *Applied Economics Letters* (3), pp. 41-44.
- [88] **Zilberfarb B. 1989:** Interest Rate Determination in a high Inflation Economy, *Journal of Macroeconomics* (11), pp. 533-549.

APPENDIX A : ΕΠΙΛΟΓΗ ΤΟΥ ΚΑΤΑΛΛΗΛΟΥ LAG LENGTH ΜΕ ΤΟ LAG STRUCTURE TEST

I. ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: INFUK IRUK						
Exogenous variables: C						
Date: 01/09/03 Time: 16:21						
Sample: 1980:01 2000:12						
Included observations: 240						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2249.492	NA	2.52E-11	-18.72910	-18.70010	-18.71742
1	2688.741	867.5155	6.70E-13	-22.35617	-22.26916	-22.32111
2	2703.316	28.54293	6.13E-13	-22.44430	-22.29927	-22.38586
3	2716.535	25.66793	5.68E-13	-22.52113	-22.31809	-22.43932
4	2717.680	2.202532	5.82E-13	-22.49733	-22.23628	-22.39215
5	2718.744	2.030761	5.96E-13	-22.47286	-22.15381	-22.34431
6	2721.665	5.526818	6.01E-13	-22.46388	-22.08681	-22.31195
7	2724.201	4.755153	6.09E-13	-22.45168	-22.01660	-22.27637
8	2728.505	7.997978	6.07E-13	-22.45421	-21.96112	-22.25553
9	2732.924	8.138486	6.05E-13	-22.45770	-21.90660	-22.23565
10	2733.339	0.757205	6.24E-13	-22.42783	-21.81872	-22.18240
11	2736.600	5.896258	6.28E-13	-22.42167	-21.75454	-22.15286
12	2831.038	169.2012*	2.96E-13*	-23.17531*	-22.45018*	-22.88314*
* 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						

II. ITAIIA

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: ITIR ITINF						
Exogenous variables: C						
Date: 01/09/03 Time: 16:32						
Sample: 1980:01 2000:12						
Included observations: 240						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2290.078	NA	1.80E-11	-19.06732	-19.03831	-19.05563
1	2827.332	1061.075	2.11E-13	-23.51110	-23.42408*	-23.47604*
2	2830.774	6.741886	2.12E-13	-23.50645	-23.36143	-23.44802
3	2835.185	8.564543	2.11E-13	-23.50988	-23.30684	-23.42807
4	2837.248	3.970156	2.15E-13	-23.49373	-23.23268	-23.38855
5	2837.833	1.117416	2.21E-13	-23.46528	-23.14622	-23.33672
6	2839.342	2.854529	2.26E-13	-23.44452	-23.06745	-23.29259
7	2841.970	4.927232	2.28E-13	-23.43309	-22.99801	-23.25778
8	2847.019	9.382420	2.26E-13	-23.44183	-22.94873	-23.24315
9	2848.189	2.155249	2.32E-13	-23.41824	-22.86714	-23.19619
10	2850.759	4.688942	2.35E-13	-23.40632	-22.79721	-23.16089
11	2854.392	6.571070	2.35E-13	-23.40327	-22.73615	-23.13447
12	2879.701	45.34502*	1.97E-13*	-23.58084*	-22.85571	-23.28867
* 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						

III. ΓΑΛΛΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: IRFR LOGFR						
Exogenous variables: C						
Sample: 1980:01 2000:12						
Included observations: 240						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2366.615	NA	9.49E-12	-19.70512	-19.67612	-19.69344
1	2888.762	1031.240	1.26E-13	-24.02301	-23.93600	-23.98795
2	2903.887	29.62080	1.15E-13	-24.11573	-23.97070	-24.05729
3	2914.916	21.41380	1.09E-13	-24.17430	-23.97126*	-24.09249*
4	2917.783	5.518510	1.10E-13	-24.16485	-23.90381	-24.05967
5	2921.809	7.683061	1.10E-13	-24.16507	-23.84601	-24.03651
6	2934.750	24.48159	1.02E-13*	-24.23959*	-23.86252	-24.08766
7	2936.645	3.552753	1.04E-13	-24.22204	-23.78696	-24.04674
8	2940.751	7.629847	1.04E-13	-24.22292	-23.72983	-24.02424
9	2942.812	3.794889	1.05E-13	-24.20676	-23.65566	-23.98471
10	2943.776	1.760380	1.08E-13	-24.18147	-23.57236	-23.93604
11	2944.688	1.648252	1.11E-13	-24.15573	-23.48861	-23.88693
12	2956.228	20.67720*	1.04E-13	-24.21857	-23.49344	-23.92639
* 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						

APPENDIX B : ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ SERIAL CORRELATION ΣΤΟ VAR**I. ΙΤΑΛΙΑ**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1980:01 2000:12		
Included observations: 240		
Lags	LM-Stat	Prob
1	0.058313	0.9996
2	1.292435	0.8627
3	20.29229	0.0004
4	9.786071	0.0442
5	6.036552	0.1964
6	11.07176	0.0258
7	10.54368	0.0322
8	0.115257	0.9984
9	6.204153	0.1844
10	6.623171	0.1572
11	5.974663	0.2010
12	10.15638	0.1979
13	2.314932	0.6781
Probs from chi-square with 4 df.		

II . ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ

VAR Residual Serial Correlation LM Tests uk		
H0: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1980:01 2000:12		
Included observations: 240		
Lags	LM-Stat	Prob
1	6.896598	0.1415
2	3.597837	0.4632
3	2.614072	0.6243
4	9.112888	0.0583
5	11.87872	0.0183
6	10.11073	0.0386
7	3.962454	0.4111
8	8.359573	0.0793
9	5.183516	0.2690
10	4.543498	0.3374
11	5.634699	0.2281
12	11.43578	0.2321
13	7.429008	0.1149
Probs from chi-square with 4 df.		

III. ΓΑΛΛΙΑ

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1980:01 2000:12		
Included observations: 240		
Lags	LM-Stat	Prob
1	0.770310	0.9424
2	1.939445	0.7469
3	1.769309	0.7781
4	5.238075	0.2637
5	10.11407	0.0385
6	8.842470	0.1652
7	6.413293	0.1703
8	8.467797	0.0759
9	14.36880	0.0062
10	13.89894	0.0076
11	9.224078	0.0557
12	17.00255	0.0019
13	2.885050	0.5772
Probs from chi-square with 4 df.		

APPENDIX C : ΠΛΗΡΗΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΤΟΥ ΤΕΣΤ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ ΓΙΑ ΤΙΣ ΤΡΕΙΣ ΧΩΡΕΣ.

I. ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ

Included observations: 240 after adjusting endpoints				
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)				
Series: IRUK LOGUK				
Lags interval (in first differences): 1 to 11				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None *	0.065637	21.27605	19.96	24.60
At most 1	0.020546	4.982328	9.24	12.97
() denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Trace test indicates no cointegration at the 1% level				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None *	0.065637	16.29373	15.67	20.20
At most 1	0.020546	4.982328	9.24	12.97
() denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 1% level				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b-I):				
IRUK	LOGUK	C		
-416.6497	1843.398	34.81234		
713.1548	-1107.250	-62.57368		
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(IRUK)	1.12E-05	-5.23E-05		
D(LOGUK)	-0.000316	-3.32E-05		
I Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	2828.547	
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
IRUK	LOGUK	C		
1.000000	-1.987960	-0.083553		
	(0.66106)	(0.00131)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(IRUK)	-0.004648			
	(0.01040)			
D(LOGUK)	0.131857			
	(0.03440)			

II. ΓΑΛΛΙΑ

Included observations: 246 after adjusting endpoints				
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)				
Series: LOGFR IRFR				
Lags interval (in first differences): 1 to 5				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None	0.049724	16.26324	19.96	24.60
At most 1	0.014994	3.716440	9.24	12.97
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None	0.049724	12.54680	15.67	20.20
At most 1	0.014994	3.716440	9.24	12.97
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				

III . ITAIA

Included observations: 240 after adjusting endpoints				
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)				
Series: ITIR ITINF				
Lags interval (in first differences): 1 to 11				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.086490	28.40923	19.96	24.60
At most 1	0.027525	6.698697	9.24	12.97
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.086490	21.71053	15.67	20.20
At most 1	0.027525	6.698697	9.24	12.97
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):				
ITIR	ITINF	C		
326.1127	-1189.572	-0.308176		
562.9888	-897.5327	-2.394366		
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(ITIR)	-4.49E-05	-6.00E-05		
D(ITINF)	0.000252	-7.83E-05		
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	2876.352	
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
ITIR	ITINF	C		
1.000000	-1.847732	-0.000945		
	(0.44945)	(0.00132)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
D(ITIR)	-0.014649			
	(0.00864)			
D(ITINF)	0.082187			
	(0.02092)			

APPENDIX D : ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΤΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ ΤΗΣ 1-1 ΥΠΟΘΕΣΗΣ**I. ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ**

Vector Error Correction Estimates		
Sample(adjusted): 1981:01 2000:12		
Included observations: 240 after adjusting endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1		
Convergence achieved after 1 iterations.		
Restrictions identify all cointegrating vectors		
LR test for binding restrictions (rank = 1):		
Chi-square(1)	10.99231	
Probability	0.000915	
Cointegrating Eq:	CointEq1	
IRUK(-1)	1.000000	
INFUK(-1)	-1.000000	
C	-0.089134	
Error Correction:	D(IRUK)	D(LOGUK)
CointEq1	-0.027637	-0.063838
	(0.01521)	(0.05220)
	[-1.81646]	[-1.22286]

II. ITAΔIA

Vector Error Correction Estimates		
Sample(adjusted): 1981:02 2000:12		
Included observations: 239 after adjusting endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegration Restrictions: B(1,1)=1,B(1,2)=-1		
Convergence achieved after 1 iterations.		
Restrictions identify all cointegrating vectors		
LR test for binding restrictions (rank = 1):		
Chi-square(1)	11.63618	
Probability	0.000647	
Cointegrating Eq:	CointEq1	
ITIR(-1)	1.000000	
ITINF(-1)	-1.000000	
C	-0.006723	
Error Correction:	D(ITIR)	D(ITINF)
CointEq1	-0.018967	-0.060942
	(0.01356)	(0.03355)
	[-1.39904]	[-1.81639]

APPENDIX F : SERIAL CORRELATION LM TEST

Αυτό είναι ένα τεστ εναλλακτικό του Q-statistic για την ύπαρξη του serial correlation. Το τεστ αυτό ανήκει στην τάξη των ασυμπτωτικών (μεγάλων δειγμάτων) τεστ γνωστά και ως Lagrange multiplier (LM) tests.

Σε αντίθεση με το Durbin-Watson statistic για AR(1) σφάλματα, το LM test μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να ελέγξει higher order ARMA errors, ανεξάρτητα από το αν υπάρχουν ή όχι lagged dependent variables. Άρα το συγκεκριμένο τεστ προτείνεται όποτε υπάρχει η πιθανότητα τα σφάλματα να έχουν autocorrelation.

Η μηδενική υπόθεση είναι ότι δεν υπάρχει serial correlation έως το lag order p , όπου p είναι ένας pre-specified integer. Η εναλλακτική υπόθεση είναι ARMA(r,q) errors, όπου ο αριθμός των lag terms $p = \max\{r,q\}$.

Το test statistic υπολογίζεται από μια παλινδρόμηση όπως φαίνεται παρακάτω: Έστω η παλινδρόμηση $Y_t = X_t + e_t$ όπου e είναι τα κατάλοιπα.

Το test statistic για lag order p βασίζεται στην ακόλουθη παλινδρόμηση :

$$e_t = X_t g + a_1 e_{t-1} + a_2 e_{t-2} + \dots + a_p e_{t-p} + u_t$$

Αυτή είναι μια παλινδρόμηση των καταλοίπων πάνω στον original regressors X και στα lagged residuals έως order p .

Το test που δίνει το EVIEWS για αυτήν την test regression είναι το Breusch-Godfrey LM test statistic. Αυτό το LM statistic υπολογίζεται ως ο αριθμός των παρατηρήσεων επί το R^2 από την test regression. Κάτω από τις γενικές συνθήκες, το LM test statistic κατανέμεται ασυμπτωτικά ως $\chi^2(p)$. Η αρχική παλινδρόμηση μπορεί να περιέχει AR και MA όρους, σε κάθε μια περίπτωση όμως η παλινδρόμηση θα προσαρμοστεί ώστε να λάβει υπόψη της τους ARMA όρους.