

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

I) ΕΙΣΑΓΩΓΗ	σελ. 2 – 43
1. Εισαγωγικές Έννοιες – Ορισμοί	σελ. 2 – 12
2. Η Θεώρηση του Fisher	σελ. 13 – 15
3. Εναλλακτικές Θεωρίες πάνω στη σχέση πληθωρισμού και ονομαστικού επιτοκίου	σελ. 16 – 19
4. Ανασκόπηση της Βιβλιογραφίας	σελ. 20 - 43
II) ΣΚΟΠΟΣ ΤΗΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ	σελ. 44 – 45
III) ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΗΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ	σελ. 46 – 101
1. Επιλογή Δείγματος και Δεδομένα	σελ. 46 – 56
2. Παρουσίαση Μεθοδολογίας	σελ. 57 – 59
3. Αποτελέσματα Εμπειρικής Μελέτης	σελ. 60 – 101
IV) ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ	σελ. 102 - 104
V) ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α	σελ. 105 - 107
VI) ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β	σελ. 108 - 130
VII) ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	σελ. 131 -134

A. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1. Εισαγωγικές Έννοιες - Ορισμοί

Ο σκοπός της μελέτης που παρουσιάζεται είναι η εξέταση της ισχύος της **Θεώρησης του Fisher (Fisher Effect)** σε ένα δείγμα χωρών. Όπως θα φανεί αναλυτικότερα στη συνέχεια, η παραπάνω θεώρηση αποτελεί μία από τις σημαντικότερες διατυπωμένες θεωρίες για τη σχέση που συνδέει τα επιτόκια (ονομαστικά και πραγματικά) με τον πληθωρισμό. Κατά συνέπεια, κρίνεται σκόπιμη η σύντομη παρουσίαση των εννοιών αυτών, για λόγους πληρότητας και καλύτερης κατανόησης της ανάλυσης που θα ακολουθήσει.

1) Πληθωρισμός

► Ορισμός - Μορφές

Ο πληθωρισμός ορίζεται ως το ετήσιο ποσοστό (%) αύξησης του γενικού επιπέδου των τιμών των αγαθών και των υπηρεσιών.

Η μαθηματική έκφραση του παραπάνω ορισμού είναι η ακόλουθη :

$$\pi_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} \cdot 100$$

όπου, P_t είναι το επίπεδο τιμών τη χρονική στιγμή t , P_{t+1} είναι το επίπεδο τιμών τη χρονική στιγμή $t+1$ και π_{t+1} είναι ο πληθωρισμός τη χρονική στιγμή $t+1$.

Πιο συγκεκριμένα

- όταν οι δείκτες t , $t+1$ εκφράζουν έτη, ο παραπάνω τύπος δίνει τον πληθωρισμό υπολογισμένο σε ετήσια βάση (y – o – y base),
- όταν οι δείκτες t , $t+1$ εκφράζουν τρίμηνα, ο παραπάνω τύπος δίνει τον πληθωρισμό υπολογισμένο σε τριμηνιαία βάση (q – o – q base) και
- όταν οι δείκτες t , $t+1$ εκφράζουν μήνες έτη, ο πληθωρισμός υπολογίζεται σε μηνιαία βάση (m – o – m base).

Στις δύο τελευταίες περιπτώσεις (τρίμηνη και μηνιαία βάση), είναι δυνατό να παρατηρηθούν φαινόμενα εποχικότητας. Αυτό σημαίνει ότι λόγω του γεγονότος ότι ο πληθωρισμός υπολογίζεται για κάποια συγκεκριμένη περίοδο του χρόνου και όχι για το σύνολο του έτους, είναι πιθανό να εμφανίζεται μεγαλύτερος ή μικρότερος από άλλες περιόδους και αυτό να οφείλεται σε παράγοντες που συνδέονται με την εποχή μέτρησης του πληθωρισμού και όχι σε πραγματικούς παράγοντες της οικονομίας. Για παράδειγμα, τους καλοκαιρινούς μήνες, λόγω αύξησης της κατανάλωσης ορισμένων προϊόντων, είναι δυνατό να παρατηρηθεί άνοδος στο επίπεδο του πληθωρισμού, η οποία όμως να είναι ως ένα βαθμό παροδική.

Για τον παραπάνω λόγο, όταν ο υπολογισμός του πληθωρισμού γίνεται σε τρίμηνη (q-o-q) ή μηνιαία (m-o-m) βάση, εφαρμόζονται συνήθως κάποιες οικονομετρικές μέθοδοι προσαρμογής της σειράς των τιμών για φαινόμενα εποχικότητας (seasonal adjustment). Με τον τρόπο αυτό προκύπτουν δύο ακόμη κατηγορίες τιμών πληθωρισμού, οι ακόλουθες :

- ✦ Η κατηγορία στην οποία οι δείκτες t , $t+1$ εκφράζουν τρίμηνα και έχει εφαρμοστεί στη σειρά των τιμών κάποια μέθοδος προσαρμογής για εποχικότητα. Τότε, ο παραπάνω τύπος δίνει τον πληθωρισμό υπολογισμένο σε τριμηνιαία βάση (q-o-q base).
- ✦ Η κατηγορία στην οποία δείκτες t , $t+1$ εκφράζουν μήνες έτη και έχει εφαρμοστεί στη σειρά των τιμών κάποια μέθοδος προσαρμογής για εποχικότητα.. Τότε, ο παραπάνω τύπος δίνει τον πληθωρισμό υπολογισμένο σε μηνιαία βάση (m-o-m base).

Υπάρχουν διάφορες μορφές πληθωρισμού που είναι οι εξής:

- **Αντιπληθωρισμός ή Αρνητικός Πληθωρισμός (Deflation)** : Κατάσταση στην οποία το γενικό επίπεδο τιμών μειώνεται
- **Αντιστροφή πληθωρισμού (Disinflation)** : Κατάσταση στην οποία το επίπεδο τιμών αυξάνεται αλλά με μειούμενο ρυθμό
- **Υπερπληθωρισμός (Hyperinflation)** : Κατάσταση στην οποία παρατηρείται ασυνήθιστη και ιδιαίτερα μεγάλη αύξηση του πληθωρισμού

- **Σταθμοπληθωρισμός (Stagflation)** : Κατάσταση στην οποία παρατηρούνται ταυτόχρονα υψηλά ποσοστά πληθωρισμού και ανεργίας

► *Μέτρηση του επιπέδου τιμών*

Για τη μέτρηση του ύψους του επιπέδου τιμών σε μία οικονομία, γίνεται χρήση του λεγόμενου “καλαθιού αγοράς” (market basket), το οποίο δημιουργείται με τη συγκέντρωση όλων των αγαθών και υπηρεσιών που θεωρούνται αντιπροσωπευτικά για την οικονομία.

Στη συνέχεια, υπολογίζεται το κόστος του “καλαθιού” αυτού σε κάθε χρονική στιγμή, διαιρείται με το κόστος του κατά το έτος βάσης (base year), και με τον τρόπο αυτό προκύπτει κάποιος δείκτης τιμών (price index). Αυτός ο δείκτης τιμών αποτελεί την προσέγγιση για το επίπεδο τιμών που χρησιμοποιείται προκειμένου να υπολογιστεί το ύψος του πληθωρισμού με βάση τον τύπο που παρουσιάστηκε παραπάνω και με τις μεθόδους που αναφέρθηκαν.

Ο δείκτης τιμών που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό του ποσοστού του πληθωρισμού δεν είναι μοναδικός, αλλά διαφοροποιείται ανάλογα με τον τρόπο που διαμορφώνεται το “καλάθι αγοράς”.

Κατά συνέπεια, υπάρχει μία πληθώρα δεικτών τιμών που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τη μέτρηση του επιπέδου τιμών, και κατ’ επέκταση του πληθωρισμού, από τους οποίους οι πλέον διαδεδομένοι είναι οι ακόλουθοι :

- **Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (Consumer Price Index – CPI)** : Ο δείκτης αυτός υπολογίζεται όταν στο “καλάθι αγοράς” περιλαμβάνονται κυρίως καταναλωτικά αγαθά και υπηρεσίες, όπως τροφή, ρουχισμός, αυτοκίνητα, βενζίνη κλπ.(χωρίς φόρους), δηλαδή μετράει τη μεταβολή των τιμών από την οπτική γωνία του καταναλωτή.

Τα πλεονεκτήματά του είναι :

- Είναι ιδιαίτερα διαφοροποιημένος οικονομικός δείκτης που καλύπτει χιλιάδες αγαθών και υπηρεσιών που ανήκουν σε περισσότερες από 200 κατηγορίες, και κατά συνέπεια θεωρείται πολύ ακριβής
- Τα τελευταία χρόνια ο δείκτης μεταβλήθηκε ελαφρά προκειμένου να αυξηθεί η στάθμιση του κόστους ιατρικής περίθαλψης, η οποία αποτελεί αυξανόμενη καταναλωτική δαπάνη

Τα μειονεκτήματά του είναι :

- Δεν υπάρχει προσαρμογή του δείκτη λόγω του φαινομένου της υποκατάστασης (substitution)
 - Η ένταξη ενός καινούριου προϊόντος ή υπηρεσίας στο δείκτη μπορεί να καθυστερήσει μήνες ή και χρόνια
 - Ο δείκτης δεν περιλαμβάνει τους καταναλωτές που ζουν σε αγροτικές περιοχές
- **Δείκτες Τιμών Παραγωγών (Producer Price Indexes – PPI) :** Ο δείκτης αυτός είναι σύνθετος και υπολογίζεται όταν στο “καλάθι αγοράς” περιλαμβάνεται ένα σύνολο δεικτών που καλύπτουν ένα μεγάλο εύρος τομέων που επηρεάζουν τους εγχώριους παραγωγούς. Μετράει, δηλαδή, το μέσο όρο της διαχρονικής μεταβολής των τιμών πώλησης αγαθών και υπηρεσιών από την πλευρά των παραγωγών.

Τα πλεονεκτήματά του είναι :

- Μετρά τιμές αγαθών και υπηρεσιών προτού διατεθούν μέσω λιανικής αγοράς, και επομένως σε κάποιες περιπτώσεις μπορεί να προβλέψει την κίνηση του Δείκτη Τιμών Καταναλωτών
- Χρησιμοποιείται συχνά για τον αποπληθωρισμό των ταμειακών ροών προκειμένου να υπολογιστεί η πραγματική ανάπτυξη και παραγωγή των επιχειρήσεων

Το μειονέκτημά του είναι :

- Δεν περιλαμβάνει τιμές για εισαγόμενα αγαθά

Από τους παραπάνω δείκτης, ο ευρέως χρησιμοποιούμενος για τη μέτρηση του πληθωρισμού είναι ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (CPI), ενώ και οι δύο δείκτες υπολογίζονται σε μηνιαία βάση. Επίσης υπολογίζονται σειρές των δεικτών αυτών σε τριμηνιαία και ετήσια βάση, καθώς και προσαρμοσμένες για εποχικότητα.

Τέλος, θα πρέπει να αναφερθεί ότι η μέτρηση του πληθωρισμού μέσω δεικτών δεν είναι χωρίς προβλήματα. Τα κυριότερα από αυτά είναι τα εξής :

- Είναι δύσκολος ο προσδιορισμός ενός αντιπροσωπευτικού “καλαθιού αγοράς”
- Κάθε δείκτης προκύπτει σαν ο μέσος όρος μεμονωμένων τιμών αγαθών και υπηρεσιών. Ιδιαίτερα αν οι τιμές μεταβάλλονται με πολύ διαφορετικούς ρυθμούς ανά προϊόν, είναι δυνατό να δοθούν λανθασμένες ενδείξεις στους καταναλωτές και τους παραγωγούς
- Είναι δύσκολο να ενσωματωθούν οι μεταβολές της ποιότητας
- Είναι δύσκολο να ενσωματωθούν τα νέα προϊόντα

► *Αιτίες του πληθωρισμού*

Όσον αφορά τις αιτίες που προκαλούν τον πληθωρισμό, οι απόψεις των οικονομολόγων διαφοροποιούνται. Εντούτοις, υπάρχουν τουλάχιστον δύο θεωρίες ως, οι οποίες είναι γενικά αποδεκτές και είναι οι εξής :

- **Πληθωρισμός από την πλευρά της ζήτησης (Demand – Pull Inflation) :** Στην περίπτωση αυτή ο πληθωρισμός δημιουργείται λόγω μεγαλύτερης αύξησης της ζήτησης σε σχέση με την προσφορά. Η κατάσταση αυτή συναντάται συνήθως σε αναπτυσσόμενες οικονομίες.
- **Πληθωρισμός από την πλευρά της προσφοράς (Cost – Push Inflation) :** Στην περίπτωση αυτή η άνοδος των τιμών προέρχεται από την ανάγκη διατήρησης των περιθωρίων κερδών (profit margins) των επιχειρήσεων που συμπιέζονται λόγω αύξησης του κόστους παραγωγής. Η αύξηση του κόστους των επιχειρήσεων μπορεί να οφείλεται σε άνοδο των μισθών, των φόρων, των δασμών, των τιμών των εισαγόμενων υλών, των καυσίμων κλπ.

► *Συνέπειες του πληθωρισμού*

Η εμφάνιση πληθωρισμού σε μία οικονομία έχει αρνητικές επιπτώσεις, οι σημαντικότερες από τις οποίες είναι οι ακόλουθες :

- Οι δανειστές χάνουν και οι δανειζόμενοι κερδίζουν, εξαιτίας της μείωσης της αξίας του χρήματος που προκαλεί ο πληθωρισμός

- Η αβεβαιότητα για το τι θα συμβεί, οδηγεί τους καταναλωτές και τις επιχειρήσεις σε μείωση της κατανάλωσής τους, με αποτέλεσμα να πλήττεται το οικονομικό προϊόν (economic product) μακροπρόθεσμα
- Όλη η οικονομία θα υποστεί το λεγόμενο “κόστος επανατιμολόγησης” (reprising costs), καθώς τιμοκατάλογοι, ετικέτες κλπ. θα πρέπει να επικαιροποιηθούν
- Αν το ποσοστό πληθωρισμού είναι υψηλότερο από αυτό των άλλων χωρών, τα εγχώρια προϊόντα γίνονται λιγότερο ανταγωνιστικά
- Οι άνθρωποι που έχουν σταθερό εισόδημα, όπως οι συνταξιούχοι, υφίστανται μείωση της αγοραστικής τους δύναμης, και κατά συνέπεια υποβαθμίζεται το βιοτικό τους επίπεδο
- Η ύπαρξη πληθωρισμού έχει αρνητική επίδραση και στις επενδύσεις, το μέγεθος της οποίας εξαρτάται από το είδος των επενδύσεων
- Αν το χαρτοφυλάκιο του επενδυτή αποτελείται από αξιόγραφα σταθερού εισοδήματος, τότε αυτός υφίσταται τη μεγαλύτερη δυνατή μείωση της αγοραστικής του δύναμης
- Αν το χαρτοφυλάκιο του επενδυτή αποτελείται μόνο από μετοχές, τότε η επίδραση του πληθωρισμού στην αγοραστική του δύναμη δεν είναι σημαντική, διότι τα κέρδη των εταιρειών μακροπρόθεσμα θα ακολουθήσουν τον ρυθμό αύξησης του πληθωρισμού. Εξαιρεση σε αυτό αποτελεί η περίπτωση όπου η οικονομία χαρακτηρίζεται από σταθμοπληθωρισμό, διότι ο συνδυασμός μίας συνολικά αρνητικής κατάστασης της οικονομίας με την αύξηση του κόστους, είναι επιζήμιος για τις μετοχές.

Θα πρέπει να σημειωθεί στο σημείο αυτό ότι τα παραπάνω προβλήματα από την εμφάνιση πληθωρισμού παρατηρούνται κυρίως και περισσότερο έντονα όταν αυτή είναι μη αναμενόμενη. Στην περίπτωση που ο πληθωρισμός είναι αναμενόμενος, είναι δυνατή η αποζημίωση των επενδυτών μέσω της αύξησης των ονομαστικών επιτοκίων, χωρίς το κόστος να είναι απαραίτητα μεγάλο.

Επίσης, όπως προκύπτει από τα παραπάνω, ο πληθωρισμός επηρεάζει με διαφορετικό τρόπο διαφορετικές ομάδες καταναλωτών και επενδυτών.

Τέλος, θα πρέπει να αναφερθεί ότι η εμφάνιση πληθωρισμού αποτελεί ένδειξη ότι μία οικονομία αναπτύσσεται (η αυξημένη ζήτηση οδηγεί σε άνοδο των τιμών), και επομένως συνοδεύεται συνήθως από χαμηλά επίπεδα ανεργίας. Εξάλλου, σε κάποιες περιπτώσεις είναι δυνατόν ένας ιδιαίτερα χαμηλός πληθωρισμός να είναι εξίσου επιζήμιος όσο και ένας εξαιρετικά υψηλός. Συνεπώς, η ύπαρξη πληθωρισμού μέχρι ενός ορίου (περίπου μέχρι 2%), είναι δυνατό να αποτελεί θετικό γεγονός, το οποίο μετατρέπεται σε αρνητικό αν ξεπεραστεί το παραπάνω όριο.

II) Επιτόκια

► Ορισμός – Είδη

Επιτόκιο είναι το κόστος δανεισμού χρήματος (από την πλευρά του δανειζόμενου) ή εναλλακτικά, η αποζημίωση για την προσφορά της υπηρεσίας του δανεισμού χρήματος και την ανάληψη του κινδύνου που προκύπτει από αυτή (από την πλευρά του δανειστή).

Τα επιτόκια χωρίζονται σε δύο βασικές κατηγορίες : τα ονομαστικά επιτόκια (nominal interest rates) και τα πραγματικά επιτόκια (real interest rates).

Ονομαστικό επιτόκιο είναι ο ρυθμός αύξησης του χρήματος, δηλαδή :

αν τη χρονική στιγμή t , ο καταναλωτής έχει στη διάθεσή του $1€$, τότε τη χρονική στιγμή $t+1$ θα έχει $1€ \cdot (1+i_t)$, όπου i_t είναι το ονομαστικό επιτόκιο που ισχύει τη χρονική στιγμή t για την περίοδο από το χρόνο t έως το χρόνο $t+1$.

Συνεπώς, η ονομαστική απόδοση για το διάστημα $t - t+1$ είναι :

$$1 + i_t$$

Πραγματικό επιτόκιο είναι ο ρυθμός αύξησης της αγοραστικής δύναμης του χρήματος, δηλαδή :

Αν τη χρονική στιγμή t , ο καταναλωτής έχει στη διάθεσή του $1€$, τότε η αγοραστική του δύναμη ισούται με $\frac{1€}{P_t}$, όπου P_t είναι το επίπεδο τιμών για το χρόνο t .

Τη χρονική στιγμή $t+1$ ο καταναλωτής θα έχει $1€ \cdot (1+i_t)$, όπου i_t είναι το ονομαστικό επιτόκιο που ισχύει τη χρονική στιγμή t για την περίοδο από το χρόνο t έως το χρόνο $t+1$.

Η αγοραστική του δύναμη θα ισούται με $\frac{1€ \cdot (1+i_t)}{P_{t+1}}$, όπου P_{t+1} είναι το επίπεδο τιμών για το χρόνο $t+1$.

Συνεπώς, η πραγματική απόδοση για το διάστημα $t - t+1$ είναι

$$1+rr = \frac{(1+i_t)/P_{t+1}}{1/P_t} = \frac{1+i_t}{P_{t+1}/P_t} = \frac{1+i_t}{1+\pi_{t+1}}$$

όπου rr είναι το πραγματικό επιτόκιο για την περίοδο $t - t+1$ και π_{t+1} είναι το ποσοστό πληθωρισμού που πραγματοποιήθηκε στο διάστημα $t - t+1$.

Από την παραπάνω σχέση προκύπτει ότι

$$rr = i - \pi$$

δηλαδή ότι το πραγματικό επιτόκιο για την περίοδο $t - t+1$, ισούται με τη διαφορά του ονομαστικού επιτοκίου μείον το ποσοστό του πληθωρισμού για την ίδια περίοδο $t - t+1$.

► *Παράγοντες που καθορίζουν τα επιτόκια*

Το επίπεδο των επιτοκίων δεν παραμένει σταθερό, αντίθετα μεταβάλλεται με μεγάλη συχνότητα. Οι παράγοντες που συντελούν στη διαμόρφωση του ύψους των επιτοκίων σε μία οικονομία κάθε χρονική στιγμή, είναι οι ακόλουθοι :

- **Προσφορά και Ζήτηση (Demand and Supply)**

Το επιτόκιο αποτελεί ουσιαστικά την τιμή του χρήματος, επομένως, αποτελεί σε κάθε χρονική στιγμή σαν το σημείο ισορροπίας μεταξύ της προσφοράς και της ζήτησης χρήματος. Μία αύξηση στη ζήτηση χρήματος θα οδηγήσει σε αύξηση της τιμής του, δηλαδή σε άνοδο του επιτοκίου, ενώ μία αύξηση στην προσφορά χρήματος, θα οδηγήσει σε πτώση του επιτοκίου.

- **Πληθωρισμός (Inflation)**

Ο πληθωρισμός, όπως έχει ήδη αναφερθεί, προκαλεί μείωση στην αγοραστική δύναμη των δανειστών, με αποτέλεσμα οι τελευταίοι να ζητούν κάποιου είδους αποζημίωση, η οποία συνήθως έχει τη μορφή της αύξησης των ονομαστικών επιτοκίων. Από την άλλη πλευρά, αν το επίπεδο πληθωρισμού είναι ιδιαίτερα χαμηλό που σημαίνει ότι η

οικονομία βρίσκεται σε περίοδο στασιμότητας, είναι πιθανόν να επιδιωχθεί πτώση των επιτοκίων, προκειμένου να τονωθεί η ζήτηση.

- **Δημοσιονομική Πολιτική (Fiscal Policy)**

Όταν μία οικονομία εμφανίζει δημοσιονομικό έλλειμμα, ένας από τους τρόπους αντιμετώπισής του είναι ο δανεισμός από ξένους επενδυτές μέσω της έκδοσης μακροπρόθεσμων κυβερνητικών ομολόγων. Όσο το επίπεδο δανεισμού μίας χώρας μεγαλώνει, τόσο πιο δύσκολος γίνεται ο επιπλέον δανεισμός, και χρειάζεται να δοθεί κάποιο κίνητρο προκειμένου να πραγματοποιηθεί. Το κίνητρο αυτό είναι συνήθως η αύξηση των επιτοκίων των ομολόγων, προκειμένου να προσελκυστούν δανειστές. Επομένως, και η δημοσιονομική πολιτική μίας χώρας, είναι δυνατό να επηρεάσει το επίπεδο των επιτοκίων σε μία οικονομία.

- **Νομισματική Πολιτική (Monetary Policy)**

Η κυβέρνηση, μέσω της άσκησης νομισματικής πολιτικής, επηρεάζει επίσης το ύψος των επιτοκίων. Η νομισματική πολιτική ασκείται από την Κεντρική Τράπεζα κάθε χώρας και έχει ως στόχο την επίτευξη ενός καλού επιπέδου ανάπτυξης, τη σταθερότητα των τιμών και το μεγαλύτερο δυνατό επίπεδο απασχόλησης. Το κύριο μέσο άσκησης νομισματικής πολιτικής από την Κεντρική Τράπεζα μίας χώρας, είναι οι Λειτουργίες Ανοιχτής Αγοράς (Open Market Operations). Αν μία Κεντρική Τράπεζα επιθυμεί την αύξηση του βραχυπρόθεσμου επιτοκίου στο οποίο δανείζονται τα χρηματοοικονομικά ιδρύματα, η οποία στη συνέχεια θα μετακυλιστεί στα επιτόκια δανεισμού των καταναλωτών, θα επιχειρήσει να μειώσει τη νομισματική κυκλοφορία (προσφορά χρήματος) στην οικονομία. Αυτή η αύξηση είναι κατά κύριο λόγο επιθυμητή σε περιόδους υψηλής ανάπτυξης της οικονομίας, όπου δημιουργούνται σημαντικές πληθωριστικές πιέσεις. Η διαδικασία που θα χρησιμοποιήσει για το σκοπό αυτό θα είναι η έκδοση περισσότερων βραχυπρόθεσμων αξιογράφων, δηλαδή θα δανειστεί περισσότερο. Η αντίστροφη διαδικασία θα ακολουθηθεί από την Κεντρική Τράπεζα, αν αυτή θέλει να επιτύχει μείωση των επιτοκίων.

- **Θεμελιώδεις οικονομικοί παράγοντες (Fundamental Economics)**

Ως τέτοιοι θεωρούνται όλοι οι παράγοντες, όπως η οικονομική ανάπτυξη, το ανταγωνιστικό νόμισμα, οι επενδυτικές ευκαιρίες κ.ά, οι οποίοι μπορούν να οδηγήσουν σε αύξηση της ζήτησης των κυβερνητικών ομολόγων, και κατά συνέπεια σε πτώση των επιτοκίων. Όταν μία οικονομία είναι ισχυρή, τότε τα ιδιωτικά – εταιρικά ομόλογα είναι περισσότερο ελκυστικά από ότι τα κυβερνητικά, με αποτέλεσμα να παρατηρείται μείωση στη ζήτηση των κυβερνητικών ομολόγων, άρα πτώση της τιμής τους και κατά συνέπεια άνοδος των επιτοκίων. Το αντίστροφο συμβαίνει σε μία πιο ασθενή οικονομία.

Από όλα τα παραπάνω που αναφέρθηκαν για τον πληθωρισμό και τα επιτόκια, γίνεται αντιληπτό αφενός ότι τα δύο αυτά μεγέθη αποτελούν ιδιαίτερα σημαντικές μεταβλητές κάθε οικονομίας, αφετέρου ότι σχετίζονται μεταξύ τους. Δεδομένου ότι επηρεάζουν σε μεγάλο βαθμό την οικονομική ανάπτυξη, τις επενδύσεις, την ανεργία, τη συναλλαγματική ισοτιμία, το δημόσιο και εθνικό χρέος, η εύρεση της ακριβούς μορφής της αλληλεπίδρασης που λαμβάνει χώρα μεταξύ τους, έχει αποτελέσει αντικείμενο πολλών θεωρητικών μελετών. Ως αποτέλεσμα των παραπάνω ερευνών έχει προκύψει η διατύπωση διαφόρων θεωριών που αναλύουν τους μηχανισμούς αλληλεπίδρασης μεταξύ επιτοκίων και πληθωρισμού. Οι σημαντικότερες από τις παραπάνω θεωρήσεις παρατίθενται συνοπτικά στη συνέχεια.

2. Η Θεώρηση του Fisher

Ο **Irving Fisher**, ένας από τους σημαντικότερους οικονομολόγους όλων των εποχών, ασχολήθηκε, μεταξύ άλλων, με τα μεγέθη του πληθωρισμού και των επιτοκίων καθώς και με την εύρεση της μαθηματικής σχέσης που τα συνδέει.

Στο βιβλίο του **“Theory of Interest”** (1930), θεώρησε το επιτόκιο ως “ένα δείκτη που εκφράζει τις προτιμήσεις της κοινωνίας για ένα δολάριο στο παρόν (εισόδημα – income), σε σχέση με ένα δολάριο μελλοντικού εισοδήματος”, και ονόμασε τη θεωρία του για τα επιτόκια “Θεωρία της ανυπομονησίας και της ευκαιρίας” (impatience and opportunity theory). Σύμφωνα με τη θεωρία αυτή, τα επιτόκια προκύπτουν από την αλληλεπίδραση δύο δυνάμεων : της “χρονικής προτίμησης” (time preference) που οι άνθρωποι επιδεικνύουν για κεφάλαιο στο παρόν, και της “αρχής για επενδυτικές ευκαιρίες” (investment opportunity principle), σύμφωνα με την οποία το εισόδημα που επενδύεται στο παρόν θα αποδώσει μεγαλύτερο εισόδημα στο μέλλον.

Ο Fisher όρισε το κεφάλαιο (capital) σαν κάθε περιουσιακό στοιχείο (asset) το οποίο παράγει μία ροή εισοδήματος (flow of income) με την πάροδο του χρόνου. Αυτή η ροή εισοδήματος αποτελεί κάτι διαφορετικό και ξεχωριστό από το κεφάλαιο που τη δημιουργήσε. Το κεφάλαιο και το εισόδημα συνδέονται μεταξύ τους με το επιτόκιο και πιο συγκεκριμένα, **η αξία του κεφαλαίου ισούται με την παρούσα αξία της ροής καθαρού εισοδήματος (χωρίς φόρους) που παράγει.**

Επιπλέον, ο Fisher ήταν ο πρώτος οικονομολόγος, ο οποίος διαχώρισε με ξεκάθαρο τρόπο τα ονομαστικά από τα πραγματικά επιτόκια. Όπως έγινε σαφές από την ανάλυση που παρατέθηκε στην εισαγωγή, ο (αναμενόμενος) πληθωρισμός και το ονομαστικό επιτόκιο εμφανίζουν συσχέτιση και μάλιστα θετική. Επίσης, από την ίδια ανάλυση προκύπτει ότι ο (αναμενόμενος) πληθωρισμός είναι η αιτία της διαφοροποίησης μεταξύ του ονομαστικού και του πραγματικού επιτοκίου. Τέλος, σύμφωνα με τον Irving Fisher, το αναμενόμενο πραγματικό επιτόκιο καθορίζεται απόλυτα από τους πραγματικούς παράγοντες της οικονομίας, όπως είναι η παραγωγικότητα του κεφαλαίου και οι προτιμήσεις των επενδυτών ως προς τον επενδυτικό τους ορίζοντα, και κατά συνέπεια δε μπορεί να εμφανίζει συσχέτιση με τον αναμενόμενο για την ίδια περίοδο πληθωρισμό.

Συνδυάζοντας όλους τους παραπάνω ισχυρισμούς, προκύπτει η “**Υπόθεση του Fisher**” (**Fisher’s Hypothesis**) ή “**Fisher Effect**”, για τη σχέση που συνδέει τα επιτόκια (ονομαστικά και πραγματικά) με τον πληθωρισμό. Σύμφωνα με τη θεώρηση αυτή, το ονομαστικό επιτόκιο για κάθε περίοδο μπορεί να εκφραστεί ως το άθροισμα δύο στοιχείων, του αναμενόμενου πραγματικού επιτοκίου και του αναμενόμενου πληθωρισμού για την ίδια περίοδο, δηλαδή :

αν $i_t(m)$ είναι το ονομαστικό επιτόκιο που τίθεται τη χρονική στιγμή t και αφορά την περίοδο $t - t+m$, $r_t^e(m)$ είναι το αναμενόμενο πραγματικό επιτόκιο και $\pi_t^e(m)$ ο αναμενόμενος πληθωρισμός τη χρονική στιγμή t επίσης για την περίοδο $t - t+m$, τότε ισχύει η παρακάτω σχέση

$$i_t(m) = \pi_t^e(m) + r_t^e(m)$$

Ερμηνεύοντας λεκτικά την παραπάνω εξίσωση, προκύπτει ότι η άποψη του Irving Fisher είναι: “σε έναν κόσμο με τέλεια προβλεπτική ικανότητα, η σχέση μεταξύ των ονομαστικών επιτοκίων και των προσδοκιών για τον πληθωρισμό είναι 1-1, δηλαδή παρατηρείται πλήρης προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων στο ποσοστό του αναμενόμενου πληθωρισμού, αφήνοντας το αναμενόμενο πραγματικό επιτόκιο ανεπηρέαστο από τον αναμενόμενο πληθωρισμό”.

Η ισχύς του Fisher Effect συνάδει με τη θεωρία για ύπαρξη μακροπρόθεσμης ουδετερότητας του χρήματος (long – run super neutrality of money), ενώ η απόρριψη της εξίσωσης του Fisher, δηλαδή η εύρεση συντελεστή για τον αναμενόμενο πληθωρισμό διαφορετικού της μονάδας, οδηγεί στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν σημαντικές μη – ουδετερότητες (non – neutralities) του χρήματος. Με δεδομένες τις συνέπειες που μπορεί να έχει για τη θεωρία του χρήματος η ισχύς ή μη της θεώρησης του Fisher, γίνεται αντιληπτή η σημασία του Fisher Effect και κατανοητή η εκπόνηση πολλών εμπειρικών μελετών προκειμένου να διαπιστωθεί η ισχύς του.

Επίσης, ένας επιπλέον λόγος για τον οποίο το Fisher Effect είναι ιδιαίτερα σημαντικό και έχει αποτελέσει αντικείμενο πολλών ερευνών, είναι το γεγονός ότι μέσα από αυτό προκύπτουν τα χαρακτηριστικά του πραγματικού επιτοκίου. Το πραγματικό επιτόκιο είναι ένα ιδιαίτερα σημαντικό μέγεθος, για τους λόγους που έχουν ήδη αναφερθεί στην εισαγωγή, αλλά και διότι αποτελεί τη βάση για τα μοντέλα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων που βασίζονται στην κατανάλωση (consumption – based asset pricing models).

Τέλος, όπως έχει ήδη αναφερθεί, τόσο ο πληθωρισμός όσο και τα επιτόκια, αποτελούν μεγέθη που επηρεάζουν την οικονομική ανάπτυξη, τις επενδύσεις, την ανεργία, τη συναλλαγματική ισοτιμία, το δημόσιο και εθνικό χρέος. Κατά συνέπεια, η εύρεση της σχέσης που τα συνδέει παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον, και είναι ένας από τους λόγους για τους οποίους η εξίσωση του Fisher, ως μία τέτοια σχέση, έχει αποτελέσει αντικείμενο πολλών εμπειρικών μελετών.

Στη συνέχεια ακολουθεί μία σύντομη παρουσίαση των σημαντικότερων ερευνών που έχουν πραγματοποιηθεί με θέμα το Fisher Effect από το 1930 έως σήμερα. Προτού όμως προβούμε στην παρουσίαση αυτή, για λόγους πληρότητας και καλύτερης κατανόησης όσων ακολουθήσουν, θα κάνουμε μία συνοπτική αναφορά στις εναλλακτικές του Fisher Effect θεωρίες που έχουν διατυπωθεί σχετικά με τη σχέση που εκφράζει την αλληλεπίδραση του πληθωρισμού με τα επιτόκια.

3. Εναλλακτικές Θεωρίες πάνω στη σχέση πληθωρισμού και ονομαστικού επιτοκίου

1) Η Θεωρία των Mundell και Tobin

Οι Mundell και Tobin (1963,1965), σε αντίθεση με τον Fisher υποστηρίζουν ότι η προσαρμογή του ονομαστικού επιτοκίου στον αναμενόμενο πληθωρισμό δεν μπορεί να είναι ακριβώς 1-1, αλλά θα πρέπει να είναι μικρότερη. Αυτό σημαίνει ότι στην εξίσωση του Fisher ο συντελεστής του αναμενόμενου πληθωρισμού θα πρέπει να είναι θετικός μεν, αλλά μικρότερος της μονάδας.

Σύμφωνα με τη θεωρία των Mundell – Tobin, το αναμενόμενο πραγματικό επιτόκιο δεν είναι ασυσχέτιστο με τον αναμενόμενο πληθωρισμό, όπως ισχυρίζεται ο Fisher, αλλά αντίθετα τα δύο μεγέθη εμφανίζουν συσχέτιση και μάλιστα αρνητική. Συγκεκριμένα, αναμενόμενη αύξηση του πληθωρισμού ενθαρρύνει τους καταναλωτές – επενδυτές να στραφούν σε περιουσιακά στοιχεία (assets) διαφορετικά από το χρήμα (money balances), όπως ομόλογα, με αποτέλεσμα να αυξάνεται η ζήτηση για τα περιουσιακά αυτά στοιχεία. Η αυξημένη ζήτηση οδηγεί με τη σειρά της σε άνοδο των τιμών των στοιχείων αυτών και κατά συνέπεια σε μείωση της απόδοσής τους, με αποτέλεσμα να εμποδίζεται η πλήρης προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό.

Η μαθηματική έκφραση της παραπάνω θεώρησης, η οποία αποτελεί μία διαφορετική σχέση μεταξύ ονομαστικών επιτοκίων και πληθωρισμού, είναι η ακόλουθη :

$$\frac{i}{\pi} \stackrel{\acute{\epsilon}}{=} [(1 - \tau) \cdot (1 + \frac{L_i}{I_r \cdot (L_y + W_p)})]^{-1}$$

όπου

i είναι το ονομαστικό επιτόκιο

π είναι ο αναμενόμενος πληθωρισμός

τ είναι το οριακό ποσοστό φορολογίας

L_i είναι η ελαστικότητα ως προς το επιτόκιο της ζήτησης χρήματος

L_y είναι η ελαστικότητα ως προς το εισόδημα της ζήτησης χρήματος

I_r είναι η ελαστικότητα ως προς το επιτόκιο της ζήτησης για επενδύσεις

W_p είναι η ελαστικότητα ως προς το επίπεδο τιμών του ονομαστικού μισθού στην αγορά εργασίας

Για να ισχύει το Mundell – Tobin Effect, και όχι το Fisher Effect, θα πρέπει στην παραπάνω εξίσωση να ισχύει $L_i > 0$. Παρατηρεί κανείς ότι η συνθήκη αυτή είναι ικανή ακόμη και κάτω από την υπόθεση ότι βρισκόμαστε σε περιβάλλον πλήρους απασχόλησης, δηλαδή όταν $W_p = 1$. Αν επιπρόσθετα θεωρήσει κανείς ότι υπάρχει ακαμψία των μισθών, δηλαδή $W_p < 1$, τότε η προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων στον πληθωρισμό είναι ακόμη μικρότερη, και το Mundell – Tobin Effect πιο ισχυρό.

Εντούτοις, θα πρέπει να σημειωθεί ότι σύμφωνα με τη θεωρία των Mundell –Tobin, μακροπρόθεσμα, εφόσον το προϊόν καθορίζεται από την προσφορά και η θεωρία της ποσότητας του χρήματος (quantity theory of money) ισχύει, θα πρέπει $L_i = 0$. Κάτι τέτοιο όμως σημαίνει ότι το Fisher Effect ισχύει, δηλαδή ότι τα ονομαστικά επιτόκια προσαρμόζονται απόλυτα στις μεταβολές του πληθωρισμού.

II) Η Θεωρία των Darby και Feldstein

Στον αντίποδα της θεωρίας των Mundell – Tobin βρίσκεται η θεωρία των Darby και Feldstein, σύμφωνα με την οποία η προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό θα πρέπει να είναι μεγαλύτερη της μονάδας.

Η απόκλιση της θεώρησης των Darby – Feldstein από τη θεώρηση του Fisher, προκύπτει από το γεγονός ότι οι δύο ερευνητές θεωρούν ότι προκειμένου να προσδιοριστεί ο βαθμός προσαρμογής των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό, θα πρέπει να ληφθεί υπόψη και η επίδραση της ύπαρξης φορολογίας στα ονομαστικά επιτόκια. Σύμφωνα με τη θεωρία των Darby – Feldstein που είναι γνωστή και με τον όρο **Tax – Adjusted Fisher Effect**, οι επενδυτές ενδιαφέρονται για την πραγματική τους απόδοση μετά την καταβολή και των φόρων. Αυτό σημαίνει ότι σε μία αναμενόμενη αύξηση του πληθωρισμού, οι καταναλωτές προκειμένου να διατηρήσουν σταθερή την πραγματική τους απόδοση μετά φόρων, θα απαιτήσουν αύξηση των ονομαστικών επιτοκίων ικανή να αντισταθμίσει την άνοδο του πληθωρισμού και την απώλεια εισοδήματος από τη φορολόγηση. Κατά συνέπεια, η προσαρμογή των επιτοκίων θα πρέπει να είναι μεγαλύτερη της μονάδας, δηλαδή στην εξίσωση του Fisher, ο συντελεστής του αναμενόμενου πληθωρισμού θα πρέπει να είναι μεγαλύτερος της μονάδας.

Σημειώνεται ότι η θεώρηση των Darby – Feldstein δε χαρακτηρίζεται ουσιαστικά θεωρία αντίθετη προς τη θεώρηση του Fisher, αλλά αποτελεί επέκταση αυτής ώστε να λάβει υπόψη της και την επίδραση της φορολογίας.

Η μαθηματική έκφραση της παραπάνω θεωρίας είναι στην πραγματικότητα μία παραλλαγή της αρχικής εξίσωσης του Fisher και είναι η ακόλουθη :

$$i_t(m) = \left(\frac{1}{1-\tau}\right) \cdot \pi_t^e(m) + \left(\frac{1}{1-\tau}\right) \cdot r_t^e(m)$$

όπου

$i_t(m)$ είναι το ονομαστικό επιτόκιο που τίθεται τη χρονική στιγμή t και αφορά την περίοδο $t - t + m$,

$r_t^e(m)$ είναι το αναμενόμενο πραγματικό επιτόκιο τη χρονική στιγμή t για την περίοδο $t - t + m$,

$\pi_t^e(m)$ είναι ο αναμενόμενος πληθωρισμός τη χρονική στιγμή t για την περίοδο $t - t + m$

τ είναι το οριακό ποσοστό φορολογίας.

Στη συνέχεια ακολουθεί η παρουσίαση των κυριότερων εμπειρικών μελετών που έχουν πραγματοποιηθεί από το 1930 έως σήμερα, αρχής γενομένης από τη μελέτη του Irving Fisher.

4. Ανασκόπηση της Βιβλιογραφίας

1) Γενικά

Στο σημείο αυτό, θα κάνουμε μία σύντομη περιγραφή των κυριότερων εμπειρικών ερευνών που έχουν ως θέμα το “Fisher Effect” και έχουν πραγματοποιηθεί από τότε που διατυπώθηκε η θεώρηση του Fisher έως σήμερα. Κατά τη μελέτη των ερευνών αυτών, έγινε σαφές ότι αυτές διαφοροποιήθηκαν τόσο όσο προς τις ακριβείς υποθέσεις που έθεσαν, προκειμένου να εξετάσουν την ισχύ του Fisher Effect, όσο και ως προς την οικονομετρική μεθοδολογία που χρησιμοποίησαν για το σκοπό αυτό.

Η εξίσωση του Fisher, στη μορφή που διατυπώθηκε από τον ίδιο, δεν είναι άμεσα ελέγξιμη εμπειρικά. Ο λόγος είναι ότι εμπεριέχει προσδοκίες τόσο για το πραγματικό επιτόκιο, όσο και για τον πληθωρισμό, οι οποίες, ως γνωστό, δεν είναι άμεσα παρατηρήσιμες και μετρήσιμες. Δημιουργείται λοιπόν στους ερευνητές, η ανάγκη εύρεσης κάποιου τρόπου προσέγγισης των δύο αυτών μεγεθών, και κατ’ επέκταση η διατύπωση κάποιων υποθέσεων, που διαφοροποιούνται από μελέτη σε μελέτη, προκειμένου να μετατραπεί το θεωρητικό μοντέλο σε στατιστικό και να ελεγχθεί εμπειρικά.

Επιπλέον, από τη στιγμή που δημιουργείται το στατιστικό μοντέλο, ο ερευνητής θα πρέπει στη συνέχεια να αποφασίσει τις οικονομετρικές μεθόδους που θα χρησιμοποιήσει προκειμένου να φέρει σε πέρας τη μελέτη του. Είναι προφανές ότι η μεθοδολογία αυτή διαφοροποιείται, αφενός λόγω της επιστημονικής προσέγγισης που έχει ο κάθε ερευνητής, αφετέρου λόγω των εξελίξεων στο χώρο της οικονομετρίας

Με βάση, λοιπόν, τα δύο παραπάνω κριτήρια (υποθέσεις και μεθοδολογία), καταλήξαμε σε μία κατηγοριοποίηση των ερευνών που εξετάσαμε σε τρεις βασικές ομάδες. Επιπλέον, δημιουργήσαμε άλλες δύο ομάδες, οι οποίες διαφοροποιούνται από αυτές των υπολοίπων τριών, ως προς τη μορφή του Fisher Effect που ερεύνησαν και ως προς το δείγμα που χρησιμοποίησαν. Θα πρέπει να σημειωθεί στο σημείο αυτό, ότι η διάκριση των ερευνών στις τρεις βασικές ομάδες ακολουθεί ως ένα βαθμό και μία χρονολογική σειρά, δεδομένου ότι οι διαφοροποιήσεις στις υποθέσεις και τη μεθοδολογία προήλθαν κυρίως από την πρόοδο που σημειώθηκε με την πάροδο του χρόνου τόσο στην οικονομική όσο και στην οικονομετρική θεωρία

II) Κατηγορία Πρώτη : Έρευνες με χρήση σταθμισμένων μέσων όρων για την προσέγγιση του αναμενόμενου πληθωρισμού

Η πρώτη κατηγορία ερευνών περιλαμβάνει μελέτες οι οποίες τοποθετούνται χρονικά περίπου την περίοδο 1930 – 1975. Στις έρευνες αυτές, οι μελετητές προσέγγισαν το αναμενόμενο πραγματικό επιτόκιο θεωρώντας το σταθερό και ίσο με το μακροχρόνιο πραγματικό επιτόκιο ισορροπίας. Η λογική τους για την προσέγγιση αυτή ήταν ότι, εφόσον σύμφωνα με το Fisher το αναμενόμενο πραγματικό επιτόκιο δεν εμφανίζει συσχέτιση με τον αναμενόμενο πληθωρισμό, και ότι το ονομαστικό επιτόκιο μεταβάλλεται τόσο ώστε να απορροφά τη μεταβολή του αναμενόμενου πληθωρισμού, τότε το αναμενόμενο πραγματικό επιτόκιο θα πρέπει να παραμένει διαχρονικά σταθερό.

Επίσης, στις έρευνες αυτές ο αναμενόμενος πληθωρισμός θεωρήθηκε ότι μπορεί να προσεγγιστεί από το σταθμισμένο μέσο όρο παρελθουσών τιμών του πραγματοποιηθέντος πληθωρισμού. Σε κάθε μελέτη τα σταθμά και ο αριθμός των υστερήσεων που χρησιμοποιήθηκαν δεν ήταν τα ίδια, αλλά χρησιμοποιήθηκαν διάφοροι τρόποι στάθμισης των παρελθουσών τιμών του πληθωρισμού, όπως αυτοί καθορίζονταν από τις υπάρχουσες θεωρίες για την προσέγγιση των προσδοκιών, την περίοδο της έρευνας.

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι η εξίσωση που προσπάθησαν να εκτιμήσουν οικονομετρικά οι ερευνητές αυτής της κατηγορίας ήταν η ακόλουθη :

$$i_t(m) = r + \sum_i a_i \pi_{t-i}(m) + u_t$$

όπου

r είναι το σταθερό πραγματικό επιτόκιο

$\pi_{t-i}(m)$ είναι ο πληθωρισμός για m περιόδους τη χρονική στιγμή $t-i$ και

a_i είναι η στάθμιση που δίνεται στην κάθε χρονική υστέρηση του πληθωρισμού

u_t είναι το σφάλμα της παλινδρόμησης

Οι σημαντικότερες εμπειρικές μελέτες της πρώτης κατηγορίας είναι οι εξής :

Irving Fisher (1930)

Η πρώτη εμπειρική μελέτη που έγινε πάνω στο Fisher Effect ήταν από τον ίδιο τον Irving Fisher, αμέσως μετά τη διατύπωση της θεώρησής του. Ο Fisher χρησιμοποιώντας έναν απλό μέσο όρο παρελθουσών τιμών για τον αναμενόμενο πληθωρισμό (ίσα σταθμά), εκτίμησε την παραπάνω εξίσωση για τις Η.Π.Α. για την περίοδο 1890-1927 και για το Ηνωμένο Βασίλειο για την περίοδο 1820-1924, χρησιμοποιώντας ετήσια στοιχεία.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε ο Fisher ήταν ότι : *“οι μεταβολές των τιμών επηρεάζουν γενικά και με τρόπο αντιληπτό τα ονομαστικά επιτόκια στην κατεύθυνση που υποδεικνύει η a priori θεωρία. Όμως, εφόσον η προβλεπτική ικανότητα είναι ατελής, οι επιδράσεις είναι μικρότερες από αυτές που απαιτεί η θεωρία και υπολείπονται των μεταβολών των τιμών, και μάλιστα σε κάποιες περιόδους σε μεγάλο βαθμό. Όταν οι επιδράσεις των μεταβολών των τιμών στα ονομαστικά επιτόκια, κατανέμονται πάνω σε αρκετά χρόνια, βρήκαμε εξαιρετικά υψηλούς συντελεστές συσχέτισης, που υποδεικνύουν ότι τα ονομαστικά επιτόκια ακολουθούν τις μεταβολές των τιμών στενά σε βαθμό, αλλά με χρονική υστέρηση”*.

Yole & Karnosky (1969)

Οι Yole & Karnosky χρησιμοποίησαν τη μέθοδο του Almon όσον αφορά τη στάθμιση των παρελθουσών τιμών, προκειμένου να αποφύγουν προβλήματα πολυσυγγραμικότητας. Η έρευνά τους αφορούσε την περίοδο 1952-1969 για τις Η.Π.Α. και είχε ως αποτέλεσμα την επιβεβαίωση των συμπερασμάτων του Fisher. Διαφοροποιήθηκαν όμως ως προς το γεγονός ότι διαπίστωσαν πιο γρήγορη αντίδραση των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό. Επίσης, παρατήρησαν την εμφάνιση κάποιας διαρθρωτικής αλλαγής (structural break) γύρω στο 1960, την οποία απέδωσαν σε μεταβολή της εξίσωσης των επιτοκίων.

Gibson (1970 & 1972)

Ο Gibson στην πρώτη του έρευνα το 1970, χρησιμοποίησε γεωμετρικά φθίνοντα σταθμά (μέθοδος του Cagan) για τη δημιουργία του σταθμισμένου μέσου όρου των παλαιότερων τιμών του πληθωρισμού. Πραγματοποίησε έρευνα για τις Η.Π.Α. με ετήσια στοιχεία για την περίοδο 1869-1963 και με τριμηνιαία για την περίοδο 1948-1963, με αποτελέσματα ανάλογα με αυτά των Yole & Karnosky.

Επιβεβαίωσε την ύπαρξη θετικής σχέσης μεταξύ ονομαστικών επιτοκίων και αναμενόμενου πληθωρισμού, η οποία δεν είναι 1-1 άμεσα, αλλά διαμορφώνεται σε κάποιο βάθος χρόνου, μικρότερο όμως από αυτό που παρατήρησε ο Fisher. Διαπίστωσε και αυτός την ύπαρξη διαρθρωτικής αλλαγής στις αρχές του 1960, σε αντίθεση όμως με τους Yole & Karnosky, την απέδωσε σε μεταβολή του τρόπου με τον οποίο σχηματίζονται οι προσδοκίες για τον πληθωρισμό και όχι σε μεταβολή της ίδιας της σχέσης μεταξύ επιτοκίων και πληθωρισμού. Τέλος, παρατήρησε την παρουσία κάποιου κυκλικού παράγοντα (cyclical factor) στο σχηματισμό των προσδοκιών, γεγονός που τον οδήγησε στο συμπέρασμα ότι απαιτούνται μεγαλύτερης τάξης σταθμά για τις παρελθούσες τιμές του πληθωρισμού.

Στη δεύτερη έρευνά του το 1972, προκειμένου να αντιμετωπίσει το πρόβλημα των συστηματικών προβλεπτικών σφαλμάτων που είναι δυνατό να προκύψουν από μοντέλα που στρέφονται στο παρελθόν (backward – looking models) για το σχηματισμό των προσδοκιών, χρησιμοποίησε στοιχεία από τις έρευνες του Livingston για να εκφράσει τον αναμενόμενο πληθωρισμό. Η περίοδος της έρευνας ήταν από το 1952 έως το 1972, δεν υπήρξε όμως σημαντική διαφοροποίηση στα αποτελέσματα από αυτά της προηγούμενης μελέτης.

Lahiri (1976)

Ο Lahiri στην έρευνά του το 1976 για την περίοδο 1952-1970, διαφοροποιήθηκε από τους προηγούμενους ως προς το γεγονός ότι χρησιμοποίησε τέσσερις διαφορετικές μεθόδους προκειμένου να εκφράσει τις προσδοκίες για τον πληθωρισμό: των σταθμισμένων παρελθουσών τιμών, των προσαρμοζόμενων προσδοκιών (adaptive expectations), των εξαγωγικών συμπερασματικών (extrapolative) προσδοκιών, και την υπόθεση του Frenkel, την οποία έκρινε μετά από εκτιμήσεις ως την πιο κατάλληλη. Εκτιμώντας το μοντέλο του με τις μεθόδους Ελαχίστων Τετραγώνων (Least Squares) και Ελαχίστων Τετραγώνων σε δύο στάδια (Two Stages Least Squares), κατέληξε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει πλήρης (1-1) προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό. Επίσης επιβεβαίωσε τα συμπεράσματα των Yole & Karnosky και του Gibson, για ύπαρξη διαρθρωτικής αλλαγής γύρω στο 1960, την οποία απέδωσε σε μεταβολή τόσο της εξίσωσης των επιτοκίων, όσο και του τρόπου που σχηματίζονται οι προσδοκίες για τον πληθωρισμό.

Tanzi (1980)

Ο Tanzi στη μελέτη του το 1980 θεώρησε τα αποτελέσματα των ερευνών που είχαν προηγηθεί πάνω στο θέμα εσφαλμένα, λόγω μη αξιοπιστίας των στοιχείων που χρησιμοποιήθηκαν. Για το λόγο αυτό χρησιμοποιώντας τις αποδόσεις των ονομαστικών αποδόσεων των 6-μηνων ομολόγων του Αμερικανικού Δημοσίου (6 months Treasury Bill) και τις 6μηνες προσδοκίες για τον πληθωρισμό, επανεξέτασε τις υποθέσεις των Gibson (1970,1972) και Lahiri (1976) για την περίοδο Ιούνιος 1959 – Δεκέμβριος 1975. Η μέθοδος εκτίμησης ήταν η μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων σε δύο στάδια (Two Stage Least Squares) με διόρθωση για αυτοσυσχέτιση μέσω του Cochrane – Occur παράγοντα.

Τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξε ήταν καλύτερα από αυτά των τριών προηγούμενων ερευνητών, εντούτοις απέρριψε το Fisher Effect. Στο σημείο αυτό υποστήριξε ότι οι πραγματικές αποδόσεις εξαρτώνται άμεσα από την οικονομική δραστηριότητα, κατά συνέπεια θα πρέπει στην εξίσωση του Fisher να συμπεριληφθεί και μία άλλη μεταβλητή που να αποτελεί αντιπροσωπευτικό δείκτη της οικονομικής δραστηριότητας και με βάση αυτή τη βελτιωμένη εξίσωση, θα πρέπει να εξεταστεί ο βαθμός προσαρμογής των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό. Εκτιμώντας τη νέα αυτή εξίσωση, διαπίστωσε ότι ο συντελεστής της νέας μεταβλητής είναι σημαντικά θετικός και βελτιώνει την ακρίβεια των προβλέψεων για τον πληθωρισμό, γεγονός που επιβεβαίωσε την προηγούμενη διαπίστωσή του για μη ισχύ της υπόθεσης του Fisher.

Παρά το γεγονός ότι ο συντελεστής του αναμενόμενου πληθωρισμού προέκυπτε μικρότερος της μονάδας, ο Tanzi θεώρησε σκόπιμο να εξετάσει την ισχύ του λεγόμενου Tax – Adjusted Fisher Effect, το οποίο και απέρριψε.

III) Κατηγορία Δεύτερη: Έρευνες με χρήση της θεωρίας των αποτελεσματικών αγορών και των ορθολογικών προσδοκιών

Μετά το 1975, άρχισε να μεταβάλλεται στις εμπειρικές μελέτες ο τρόπος προσέγγισης των προσδοκιών για τον πληθωρισμό. Ο λόγος ήταν ότι θεωρήθηκε μη αποτελεσματική η αντικατάσταση του αναμενόμενου πληθωρισμού από κάποιον σταθμισμένο μέσο παρελθουσών τιμών του πραγματοποιηθέντος πληθωρισμού, δεδομένου ότι άρχισαν να λαμβάνονται υπόψη οι θεωρίες των **ορθολογικών προσδοκιών (rational expectations)** και της **αποτελεσματικότητας των αγορών (efficiency of markets)**.

Σύμφωνα με τη θεωρία των ορθολογικών προσδοκιών, η οποία διατυπώθηκε αρχικά από τον Lucas, οι προσδοκίες για την τιμή κάποιου οικονομικού μεγέθους δε θα πρέπει να διαμορφώνονται μόνο με βάση την ιστορία – παρελθόν του μεγέθους, όπως θεωρούνταν μέχρι τότε, αλλά και με βάση οποιαδήποτε άλλο παράγοντα επηρεάζει το συγκεκριμένο μέγεθος (π.χ. οικονομική πολιτική της κυβέρνησης). Ένα από τα θέματα που τίθενται σε αυτή την περίπτωση είναι το κατά πόσο οι οικονομικοί παράγοντες (agents) λειτουργούν πάντα ορθολογικά ως προς τον τρόπο που σχηματίζουν τις προσδοκίες τους, δηλαδή κατά πόσο είναι πάντα σε θέση να εντοπίσουν και να λάβουν υπόψη τους όλες εκείνες τις παραμέτρους που επηρεάζουν το μέγεθος που θέλουν να προβλέψουν. Για το λόγο αυτό η υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών, όταν γίνεται σε κάποια εμπειρική μελέτη, αποτελεί αντικείμενο προς εξέταση.

Αν κάνουμε εφαρμογή της θεωρίας των ορθολογικών προσδοκιών στις χρηματοοικονομικές αγορές συγκεκριμένα, προκύπτει η **Θεωρία των Αποτελεσματικών Αγορών**. Στην περίπτωση που το σύνολο της αγοράς λειτουργεί πλήρως ορθολογικά ως προς τον καθορισμό των τιμών των χρηματοοικονομικών προϊόντων, δηλαδή ενσωματώνει κάθε διαθέσιμη πληροφορία προκειμένου να τιμολογήσει ένα προϊόν, τότε η αγορά καλείται πλήρως αποτελεσματική. Για τον ίδιο λόγο που αναφέραμε στη γενική περίπτωση των ορθολογικών προσδοκιών, και στην ειδική περίπτωση των χρηματοοικονομικών αγορών, η υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών είναι πάντα υπό εξέταση όταν τίθεται σε κάποιο στατιστικό μοντέλο.

Με βάση τα παραπάνω, αν ισχύουν οι υποθέσεις των αποτελεσματικών αγορών και των ορθολογικών προσδοκιών, η αναμενόμενη τιμή ενός μεγέθους θα διαφοροποιείται από την πραγματοποιηθείσα μόνο κατά ένα τυχαίο σφάλμα, το οποίο δε θα περιέχει καμία συστηματική πληροφορία, δηλαδή καμία πληροφορία η οποία να ήταν διαθέσιμη τη χρονική στιγμή του σχηματισμού των προσδοκιών.

Για το Fisher Effect αυτό σημαίνει ότι η αναμενόμενη τιμή του πληθωρισμού θα δίνεται από την παρακάτω σχέση :

$$\pi_t^e(m) = \pi_{t+m} + u_t$$

όπου

$\pi_t^e(m)$ είναι ο αναμενόμενος πληθωρισμός για m περιόδους τη χρονική στιγμή t

π_{t+m} είναι ο πραγματοποιηθείς πληθωρισμός τη χρονική στιγμή $t + m$ και

u_t είναι ένα μη συστηματικό σφάλμα

Για τις εμπειρικές μελέτες της κατηγορίας αυτής, η παραπάνω σχέση είναι η προσέγγιση που χρησιμοποιήθηκε για τον αναμενόμενο πληθωρισμό.

Οι σημαντικότερες έρευνες αυτής της κατηγορίας είναι οι ακόλουθες :

Fama (1975)

Ο Fama διατύπωσε την άποψη ότι αν οι αγορές είναι αποτελεσματικές και αν υποθέσει κανείς ότι η πρόβλεψη της αγοράς για τον πληθωρισμό δίνεται από την εξίσωση του Fisher, θα πρέπει όλες οι πληροφορίες για το μελλοντικό πληθωρισμό να ενσωματώνονται στα τρέχοντα ονομαστικά επιτόκια, δηλαδή θα πρέπει τα ονομαστικά επιτόκια να αποτελούν αποτελεσματικούς προβλεπτές του μελλοντικού πληθωρισμού.

Εξέτασε την υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς των ομολόγων του Αμερικανικού Δημοσίου (U.S Treasury Bill Market), καθώς και την υπόθεση της σταθερότητας των αναμενόμενων πραγματικών επιτοκίων, παλινδρομώντας τον πληθωρισμό πάνω στο ονομαστικό επιτόκιο για την περίοδο Ιανουάριος 1953 – Ιούλιος 1971. Η μέθοδος που εφάρμοσε ήταν η Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων (Least Squares) και τα στοιχεία που χρησιμοποίησε ήταν οι ονομαστικές αποδόσεις των μηνιαίων και 6μηνων ομολόγων χωρίς κίνδυνο (1month & 6months Treasury Bill Rate) για να προσεγγίσει τα ονομαστικά επιτόκια και οι τιμές του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (Consumer Price Index) για να υπολογίσει τον πληθωρισμό.

Τα αποτελέσματα της έρευνάς του τον οδήγησαν αφενός, στο συμπέρασμα ότι η αγορά χρησιμοποιεί όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες όταν καθορίζει τις ονομαστικές αποδόσεις, συνεπώς λειτουργεί αποτελεσματικά, αφετέρου στην αποδοχή της υπόθεσης της σταθερότητας των αναμενόμενων πραγματικών επιτοκίων. Ο Fama κατέληξε ότι η υπόθεση του Fisher ισχύει και απέδωσε τα αντίθετα αποτελέσματα των προηγούμενων ερευνών στο γεγονός ότι τα

δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν και αφορούσαν την περίοδο πριν από το 1951 (Fed-Treasury Accord) ήταν αναξιόπιστα.

Hess & Bicksler (1975)

Τα συμπεράσματα του Fama αμφισβητήθηκαν ιδιαίτερα από αρκετούς ερευνητές, μεταξύ των οποίων ήταν οι Hess & Bicksler (1975). Οι Hess & Bicksler υποστήριξαν ότι η ταυτόχρονη αποδοχή των δύο υποθέσεων που διατύπωσε ο Fama, ήταν εσφαλμένη. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν για την εξέταση του ισχυρισμού τους, ήταν οι ονομαστικές αποδόσεις των μηνιαίων ομολόγων του αμερικανικού δημοσίου (1 month Treasury Bill) και οι μηνιαίες τιμές του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (Consumer Price Index), ενώ η περίοδος έρευνας ήταν από το 1953 έως το 1970.

Οι δύο ερευνητές απέδειξαν ότι οι προβλέψεις για τον πληθωρισμό που προέρχονταν από ένα ARIMA μοντέλο ήταν περισσότερο ακριβείς από αυτές που προέρχονταν από τη διαφορά του ονομαστικού επιτοκίου μείον ενός σταθερού αναμενόμενου πραγματικού επιτοκίου. Το γεγονός αυτό φαινόταν να οδηγεί σε απόρριψη της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της αγοράς., εντούτοις οι ερευνητές απέδωσαν τα παραπάνω αποτελέσματα δύο άλλους παράγοντες:

- στη μη σταθερότητα των αναμενόμενων πραγματικών επιτοκίων και
- στη μη ισχύ της εξίσωσης του Fisher, δηλαδή στη μη πλήρη (1-1) προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό.

Οι Hess & Bicksler συμφώνησαν με τη θεώρηση των Mundell – Tobin ότι τα ονομαστικά επιτόκια προσαρμόζονται λιγότερο από τη μονάδα στον αναμενόμενο πληθωρισμό, λόγω της ύπαρξης αρνητικής συσχέτισης μεταξύ αναμενόμενων πραγματικών επιτοκίων και αναμενόμενου πληθωρισμού. Λαμβάνοντας τη θεωρία αυτή υπόψη και χρησιμοποιώντας ένα ARIMA μοντέλο για την προσέγγιση των αναμενόμενων πραγματικών επιτοκίων, απέδειξαν την ισχύ της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών. Κατέληξαν, λοιπόν έμμεσα στο συμπέρασμα ότι σε μία αποτελεσματική αγορά δεν είναι δυνατό να ισχύει το Fisher Effect.

Carlson (1977)

Ο Carlson (1977) εισήγαγε στην εξίσωση του Fama μία μεταβλητή που αντιπροσώπευε τον επιχειρηματικό κύκλο, προκειμένου να δημιουργήσει ένα μοντέλο για την πρόβλεψη του πληθωρισμού. Χρησιμοποιώντας τις ονομαστικές αποδόσεις των μηνιαίων ομολόγων του αμερικανικού δημοσίου (1 month Treasury Bills) και στοιχεία από τις έρευνες του Livingston

(για τον αναμενόμενο πληθωρισμό) για την περίοδο 1953-1971, διαπίστωσε ότι η μεταβλητή αυτή περιείχε σημαντικές πληροφορίες για τον αναμενόμενο πληθωρισμό, οι οποίες δεν ήταν ενσωματωμένες στα ονομαστικά επιτόκια. Κατέληξε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι οι προβλέψεις για τον πληθωρισμό που δίνονται από την εξίσωση του Fisher, δεν ενσωματώνουν όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες, κατά συνέπεια, με δεδομένη την αποτελεσματικότητα της αγοράς, δε θα πρέπει να ισχύει το Fisher Effect.

Fama & Gibbons(1982)

Επανερχόμενος ο Fama το 1982, σε μία κοινή του εργασία με τον Gibbons, συνέκρινε ως προς τη δυνατότητά τους να περιγράφουν τις προσδοκίες για τον πληθωρισμό, τέσσερα διαφορετικά μοντέλα. Τα δύο στηρίζονταν στην εξίσωση του Fisher, αλλά με την υπόθεση ότι τα αναμενόμενα πραγματικά επιτόκια δεν είναι σταθερά : στη μία περίπτωση θεωρούνται ότι έχουν μοναδιαία ρίζα (Random Walk process), και στην άλλη ότι εκφράζονται σαν γεωμετρικά σταθμισμένος μέσος των 12 τελευταίων πραγματοποιηθεισών τιμών τους. Το τρίτο μοντέλο είναι το ARMA μοντέλο που είχαν χρησιμοποιήσει οι Nelson & Swelt (1977), και το 4^ο είναι οι προβλέψεις που προέρχονται από τις έρευνες του Livingston.

Η σύγκριση που έγινε στα πλαίσια της παραπάνω μελέτης για την περίοδο 1953-1977, οδήγησε τους δύο ερευνητές στο συμπέρασμα ότι τα δύο πρώτα μοντέλα (επιτοκιακά), τα οποία δε διαφέρουν σημαντικά μεταξύ τους ως προς την αποτελεσματικότητά τους, δίνουν καλύτερες προβλέψεις για το μελλοντικό πληθωρισμό από ότι τα άλλα δύο. Τέλος, το άλλο συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι ότι η υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς και της ισχύος της 1-1 σχέσης μεταξύ ονομαστικών επιτοκίων και αναμενόμενου πληθωρισμού, είναι αληθής ακόμη και στην περίπτωση που τα πραγματικά επιτόκια δεν είναι σταθερά.

IV) Κατηγορία Τρίτη: Έρευνες με χρήση των στατιστικών ιδιοτήτων των χρονοσειρών

Περίπου το 1980, λόγω της εξέλιξης της οικονομετρικής θεωρίας, άρχισε να διαφοροποιούνται οι μέθοδοι που χρησιμοποιούνταν μέχρι τότε για την εξέταση της ισχύος του Fisher Effect. Μέχρι την περίοδο αυτή, που οι έννοιες των **Μοναδιαίων Ριζών (Unit Roots)** και της **Συνολοκλήρωσης (Co Integration)**, και γενικότερα η **Θεωρία της Ανάλυσης Χρονοσειρών**, δεν ήταν ιδιαίτερα αναπτυγμένες, οι μελέτες για το Fisher Effect δεν εξέταζαν καθόλου τις ιδιότητες των εμπλεκόμενων σειρών (στασιμότητα) και χρησιμοποιούσαν τις μεθόδους εκτίμησης που είχαν αναπτυχθεί και αφορούσαν σειρές που χαρακτηρίζονται από στασιμότητα (Standard Asymptotics). Την περίοδο όμως εκείνη, που έγινε σαφές ότι όταν όλες ή κάποιες από τις εμπλεκόμενες σειρές σε ένα μοντέλο δεν είναι στάσιμες, είναι δυνατό να μην μπορεί να γίνει εκτίμηση του μοντέλου, η μεθοδολογία άρχισε να διαφοροποιείται.

Με βάση την κρατούσα πλέον θεώρηση στο χώρο της οικονομετρίας, μία οποιαδήποτε έρευνα έπρεπε να ξεκινά με την εξέταση των στατιστικών ιδιοτήτων των οικονομικών σειρών που θα επεξεργαζόταν, και κυρίως με την εξέταση της στασιμότητας αυτών. Στη συνέχεια, αν διαπιστωνόταν από τους σχετικούς ελέγχους (Tests for Unit Roots), ότι οι εμπλεκόμενες σειρές είναι στάσιμες, τότε θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν με απόλυτη ασφάλεια ως προς την εγκυρότητα των αποτελεσμάτων, οι κλασικές μέθοδοι εκτίμησης (Standard Asymptotics).

Στην περίπτωση όμως που προέκυπτε ότι όλες οι σειρές εμφανίζουν μοναδιαία ρίζα (είναι μη στάσιμες), τότε θα έπρεπε να γίνουν περισσότεροι έλεγχοι προτού εκτιμηθεί κάποιο μοντέλο που να τις περιλαμβάνει. Συγκεκριμένα, θα έπρεπε να εξεταστεί αν οι σειρές αυτές συνολοκληρώνονται (are co integrated) ή όπως συχνά αναφέρεται στη βιβλιογραφία αν εμφανίζουν κοινές στοχαστικές τροχιές (share common stochastic trends).

- ➔ Όταν δύο ή περισσότερες σειρές συνολοκληρώνονται, σημαίνει ότι υπάρχει μία ή περισσότερες αντίστοιχα σχέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας που συνδέει τις σειρές, δηλαδή υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός των μεταβλητών σειρών αυτών ο οποίος είναι στάσιμος. Στην περίπτωση αυτή, η ελεγχοσυνάρτηση (t- statistic) των κλασικών εκτιμητών συγκλίνει και μάλιστα γρηγορότερα από ότι όταν οι σειρές είναι στάσιμες, με αποτέλεσμα να μπορούν να χρησιμοποιηθούν για συνεπείς εκτιμήσεις οι κλασικές μέθοδοι εκτίμησης. Εντούτοις, σ' αυτό το περιβάλλον οι κλασικοί εκτιμητές εμφανίζουν κάποια προβλήματα στην εκτίμηση δευτερευόντων παραγόντων του μοντέλου (second order effects), τα οποία όμως μπορούν να

αντιμετωπιστούν αν χρησιμοποιηθούν εκτιμητές για περιβάλλον συνολοκλήρωσης (Co integrating estimators).

- ✦ Αν όμως από τον έλεγχο για ύπαρξη συνολοκλήρωσης προκύψει η απουσία αυτής μεταξύ των εμπλεκόμενων σειρών, τότε το μοντέλο που τις συνδέει δεν μπορεί να εκτιμηθεί. Στην περίπτωση αυτή, η παλινδρόμηση που θα προκύψει μεταξύ των μεταβλητών δε θα έχει κανένα νόημα (Spurious Regression).

Τέλος, στην περίπτωση που προέκυπτε ότι κάποιες από τις μεταβλητές είναι μη στάσιμες και όχι όλες, τότε προκειμένου να μπορεί να γίνει εκτίμηση του μοντέλου που τις περιλαμβάνει, θα έπρεπε να διαπιστωθεί ότι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μη στάσιμων σειρών, δηλαδή ότι υπάρχει γραμμικός συνδυασμός τους που είναι στάσιμος, και ότι αυτός μπορεί να αποσυντεθεί στις στάσιμες μεταβλητές του μοντέλου και σε κάποια επιπλέον (διαφορετική των αρχικών) στάσιμη μεταβλητή.

Την παραπάνω γενική μεθοδολογία ακολούθησαν και οι ερευνητές που εξέτασαν την ισχύ του Fisher Effect και των οποίων οι μελέτες θα παρουσιαστούν συνοπτικά στη συνέχεια.

Rose (1988)

Ο Rose πραγματοποίησε την έρευνά του για τις Η.Π.Α. καθώς και για 18 χώρες που ανήκουν στον Ο.Ο.Σ.Α. Τα στοιχεία που χρησιμοποίησε ήταν μηνιαία για τις Η.Π.Α. και αφορούσαν την περίοδο 1947-1986, ετήσια πάλι για τις Η.Π.Α. αλλά για την περίοδο 1892-1970 αυτή τη φορά, και τριμηνιαία για τις χώρες του Ο.Ο.Σ.Α. και αφορούσαν την περίοδο 1892-1970. Αρχικά εξέτασε τις σειρές του πληθωρισμού και των ονομαστικών επιτοκίων για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιώντας τους ελέγχους των Dickey-Fuller και του Perron. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε ήταν ότι οι σειρές των ονομαστικών επιτοκίων χαρακτηρίζονται από μοναδιαία ρίζα, αλλά ότι η σειρά του πληθωρισμού είναι στάσιμη. Μοναδική εξαίρεση στο παραπάνω συμπέρασμα αποτέλεσε για τις Η.Π.Α. η περίοδος που ακολούθησε την αλλαγή της νομισματικής πολιτικής τον Οκτώβριο του 1979, κατά την οποία προέκυψε ότι τόσο οι σειρές του πληθωρισμού όσο και των ονομαστικών επιτοκίων είναι μη στάσιμες.

Με βάση τα παραπάνω ευρήματα, ο Rose διατύπωσε την άποψη ότι για να ισχύει το Fisher Effect (το οποίο είναι μοντέλο που συνδέει με τον αναμενόμενο πληθωρισμό, το ονομαστικό επιτόκιο και το πραγματικό επιτόκιο), θα πρέπει το πραγματικό επιτόκιο να έχει μοναδιαία ρίζα, να συνολοκληρώνεται με το ονομαστικό επιτόκιο και ο αναμενόμενος

πληθωρισμός να αποτελεί μαζί με τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης (residuals) το στάσιμο τμήμα του μοντέλου. δηλαδή το στάσιμο γραμμικό συνδυασμό που συνδέει τις δύο μη στάσιμες μεταβλητές. Σε μία τέτοια περίπτωση, θα προέκυπτε το συμπέρασμα ότι το μεγαλύτερο μέρος της μεταβλητότητας των ονομαστικών επιτοκίων οφείλεται στο πραγματικό επιτόκιο και όχι στον αναμενόμενο πληθωρισμός. Μία τέτοια θεώρηση όμως ερχόταν σε αντίθεση με το γεγονός ότι τα εμπειρικά δεδομένα για τις Η.Π.Α. έδειχναν ότι ο ρυθμός ανάπτυξης της κατανάλωσης, μέγεθος το οποίο σύμφωνα με το Consumption Capital Asset Pricing Model (CCAPM) έπρεπε να έχει τα ίδια στατιστικά χαρακτηριστικά με τα πραγματικά επιτόκια, δεν εμφάνιζε μοναδιαία ρίζα. Για το λόγο αυτό ο Rose δεν προέβη σε περαιτέρω συμπεράσματα, αλλά άφησε το θέμα ανοιχτό για πρόσθετη έρευνα.

Mishkin (1992)

Ο Mishkin παρατήρησε ότι από τις περισσότερες έρευνες που είχαν πραγματοποιηθεί μέχρι τότε, προέκυπτε ότι η παρουσία του Fisher Effect για τις Η.Π.Α. εμφανιζόταν ισχυρότερη για την περίοδο 1951-1979 από ότι για τις περιόδους πριν το 1951 και μετά το 1979. Στην έρευνά του λοιπόν προσπάθησε να εξετάσει και να εξηγήσει το λόγο ή τους λόγους για τους οποίους θα μπορούσε να συμβαίνει κάτι τέτοιο.

Ακολουθώντας τη γενική μεθοδολογία, εξέτασε αρχικά τις σειρές των ονομαστικών επιτοκίων και του πληθωρισμού για ύπαρξη μοναδιαίων ριζών, με χρήση των μεθόδων Dickey – Fuller και Philips – Perron και υπολογίζοντας τις κριτικές τιμές με τη Μέθοδο Προσομοίωσης Monte Carlo (Monte Carlo Simulation). Τα στοιχεία που χρησιμοποίησε ήταν οι μηνιαίες αποδόσεις των ομολόγων του αμερικανικού δημοσίου (1month Treasury Bills) και οι μηνιαίες τιμές του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (Consumer Price Index), για την περίοδο 1953-1990. Η έρευνα πραγματοποιήθηκε για τη συνολική περίοδο αλλά και για 3 υποπεριόδους (1953 - Οκτώβριος 1979, Οκτώβριος 1979 - Οκτώβριος 1982, Οκτώβριος 1982 - Δεκέμβριος 1990). Τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξε ήταν η αποδοχή της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα ονομαστικά επιτόκια και στον πληθωρισμό για την περίοδο μέχρι τον Οκτώβριο του 1979, αλλά όχι για την περίοδο μετά το 1979.

Στη συνέχεια έλεγξε την ύπαρξη κοινών στοχαστικών τροχιών (co integration) στα ονομαστικά επιτόκια και τον πληθωρισμό, υπόθεση την οποία αποδέχτηκε για όλη την περίοδο μέχρι το 1979. Με βάση τα αποτελέσματα αυτά κατέληξε στο συμπέρασμα ότι όταν οι δύο σειρές έχουν μοναδιαίες ρίζες, υπάρχει μεταξύ τους μία σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας όπως καθορίζεται από την εξίσωση του Fisher. Η σχέση αυτή δημιουργεί υψηλή συσχέτιση μεταξύ

των δύο μεγεθών και σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα, παρά το γεγονός ότι από τις έρευνές του προέκυψε η απόρριψη της ισχύος του Βραχυπρόθεσμου Fisher Effect (Short-Run Fisher Effect). Αντίθετα, στις περιόδους κατά τις οποίες οι σειρές δεν εμφανίζουν μοναδιαίες ρίζες, δεδομένου ότι δεν υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας που να προκαλεί υψηλή συσχέτιση μεταξύ τους, το Βραχυπρόθεσμο Fisher Effect (Short-Run Fisher Effect) εμφανίζεται πιο ασθενές σε σχέση με την προηγούμενη περίπτωση. Τα συμπεράσματα αυτά είναι συνεπή με την εμπειρική διαπίστωση ισχυρότερου Fisher Effect για την περίοδο 1951-1979 και ασθενέστερου για τις περιόδους πριν το 1951 και μετά το 1979.

Wallace & Warner (1993)

Οι δύο αυτοί ερευνητές, σε αντίθεση με όλους τους προηγούμενους εστιάζονταν στην επίδραση του βραχυπρόθεσμου αναμενόμενου πληθωρισμού στα βραχυπρόθεσμα ονομαστικά επιτόκια, επέκτειναν την έρευνά τους και στην επίδρασή του στα μακροπρόθεσμα επιτόκια. Ισχυρίστηκαν ότι εκτός του γεγονότος ότι τα ονομαστικά επιτόκια εμφανίζουν μοναδιαία ρίζα, υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (co integration) μεταξύ βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων επιτοκίων, οπότε αν υπάρχει επίδραση του βραχυπρόθεσμου πληθωρισμού στα βραχυπρόθεσμα επιτόκια, θα υπάρχει επίδρασή του και στα μακροπρόθεσμα επιτόκια.

Η περίοδος την οποία εξέτασαν ήταν από το 1948 έως το 1990, και τα στοιχεία που χρησιμοποίησαν ήταν οι τρίμηνες ονομαστικές αποδόσεις των ομολόγων του αμερικανικού δημοσίου (3month Treasury Bills) και των 10ετών κυβερνητικών ομολόγων (10year government bonds), καθώς και οι τρίμηνες τιμές του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (Consumer Price Index). Πραγματοποίησαν ελέγχους Dickey-Fuller για την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών στις σειρές των επιτοκίων και του πληθωρισμού, από τους οποίους διαπίστωσαν την παρουσία μοναδιαίων ριζών τροχιών σε όλες τις σειρές.

Στη συνέχεια χρησιμοποίησαν τη μέθοδο των Johansen – Juselius, προκειμένου να διαπιστώσουν την ύπαρξη ή μη σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας (co integrating relationship) μεταξύ βραχυπρόθεσμου αναμενόμενου πληθωρισμού και βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Η διαπίστωσή τους ήταν η ύπαρξη μίας τέτοιας σχέσης με το συντελεστή του αναμενόμενου πληθωρισμού να παίρνει τιμές ίσες με τη μονάδα, γεγονός που είναι σύμφωνο με την ισχύ του Fisher Effect. Ανάλογα αποτελέσματα προέκυψαν και για τη σχέση μεταξύ μακροπρόθεσμων επιτοκίων και βραχυπρόθεσμου πληθωρισμού. Τέλος, διαπίστωσαν ότι υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (co integrating relationship) και μεταξύ βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων επιτοκίων.

Evans & Lewis (1995)

Οι Evans & Lewis χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για τις Η.Π.Α. και για την περίοδο 1947-1987, έλεγξαν αρχικά την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών στα ονομαστικά επιτόκια και τον πληθωρισμό, την οποία αποδέχτηκαν, και στη συνέχεια έλεγξαν την ύπαρξη co integrating σχέσης μεταξύ των δύο σειρών. Η υπόθεση αυτή απορρίφθηκε οδηγώντας στο συμπέρασμα ότι αφενός δεν ισχύει το Fisher Effect, αφετέρου τα πραγματικά επιτόκια δεν είναι στάσιμα.

Στο σημείο αυτό, εξέφρασαν την άποψη ότι τα πραγματικά επιτόκια εμφανίζονται μη στάσιμα ενώ στην πραγματικότητα κάτι τέτοιο δεν ισχύει, διότι δεν είχαν μοντελοποιηθεί οι μεταβολές που είχαν συντελεστεί σε κάποιες χρονικές περιόδους στον τρόπο σχηματισμού των προσδοκιών για τον πληθωρισμό. Η παράλειψη αυτή είχε σαν αποτέλεσμα την εισαγωγή προβλεπτικών σφαλμάτων, τα οποία δημιούργησαν εσφαλμένα την εντύπωση μη στάσιμων πραγματικών επιτοκίων. Προχώρησαν, λοιπόν, την έρευνά τους πραγματοποιώντας ελέγχους για ύπαρξη διαρθρωτικών αλλαγών στη σειρά του πληθωρισμού (CUSUM tests, μεθοδολογία Perron-Hansen), και αφού επιβεβαίωσαν την ύπαρξή τους στις αρχές της δεκαετίας του 1960, το 1974, το 1981 και το 1983, θεώρησαν ένα μοντέλο Markov switching process, το οποίο έκριναν κατάλληλο για την περιγραφή του αναμενόμενου πληθωρισμού.

Στη συνέχεια, αφού εκτίμησαν το μοντέλο ως προς την ικανότητά του να αναπαράγει σωστά τον πληθωρισμό, λαμβάνοντας υπόψη και τις διαρθρωτικές αλλαγές, και αφού διαπίστωσαν ότι η ικανότητα αυτή ήταν σημαντική με μόνη αδυναμία την εισαγωγή μικρών σφαλμάτων (υποεκτίμηση) για μικρά δείγματα, επανεξέτασαν την ισχύ της υπόθεσης του Fisher. Εξέτασαν την ισχύ τόσο του απλού Fisher Effect (χωρίς φόρους) όσο και του προσαρμοσμένου για φόρους Fisher Effect (Tax - Adjusted Fisher Effect), και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι τα αναμενόμενα πραγματικά επιτόκια είναι στάσιμα, ότι το απλό Fisher Effect δεν μπορεί να απορριφθεί, αλλά ότι δεν ισχύει το Tax –Adjusted Fisher Effect.

Laatsch & Klein (2003)

Ένας διαφορετικός τρόπος εξέτασης της σχέσης μεταξύ των ονομαστικών επιτοκίων και του αναμενόμενου πληθωρισμού, εφαρμόστηκε από τους Laatsch και Klein στην έρευνα που πραγματοποίησαν το 2003. Οι δύο ερευνητές θεώρησαν τα ομόλογα του αμερικανικού δημοσίου, τα οποία είχαν εκδοθεί με σκοπό την προστασία των επενδυτών από τον πληθωρισμό (TIPS – Treasury Inflation-Protected Securities), και εξέτασαν αν από τη διαφορά της τιμής των

ομολόγων αυτών από τα κανονικά ομόλογα, μπορούν να προκύψουν σωστές προβλέψεις για τον πληθωρισμό.

Χρησιμοποιώντας τις εβδομαδιαίες τιμές 23 κανονικών ομολόγων εκτίμησαν τα ονομαστικά επιτόκια για την περίοδο Αύγουστος 1997 - Ιούλιος 2001, ενώ υπολογίζοντας την τιμή ενός TIPS ομολόγου που έληγε τον Ιούλιο του 2002 (με χρήση των τιμών του CPI-U δείκτη για την προσαρμογή του κεφαλαίου και των τοκομεριδίων για τον πληθωρισμό), εκτιμήθηκε ο αναμενόμενος πληθωρισμός που ήταν ενσωματωμένος σε αυτή. Τέλος, από την εξίσωση του Fisher υπολόγισαν τα αναμενόμενα πραγματικά επιτόκια.

Ακολούθησε σειρά ελέγχων των ιδιοτήτων των τριών σειρών, από τους οποίους προέκυψε ότι και οι τρεις σειρές εμφάνιζαν μοναδιαία ρίζα αλλά δε συνδέονταν με σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας. Για το λόγο αυτό, θεώρησαν τις πρώτες διαφορές τους που ήταν στάσιμες και αφού διεξήγαν ελέγχους για να διαπιστώσουν ότι δεν υπάρχει Granger causality μεταξύ της διαφοράς πληθωρισμού και της διαφοράς των ονομαστικών επιτοκίων, εξέτασαν αν η μεταξύ τους σχέση είναι αυτή που καθορίζεται από τη θεώρηση του Fisher ή από τη θεώρηση του Darby (Tax – Adjusted Fisher Effect). Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν ήταν η απόρριψη του Tax – Adjusted Fisher Effect, και η αποδοχή του απλού Fisher Effect.

Fahmy & Kandil (2003)

Οι Fahmy & Kandil εξέτασαν αν ισχύει η υπόθεση του Fisher με δύο μεθόδους. Καταρχήν έλεγξαν αν η καμπύλη των ονομαστικών επιτοκίων αποτελεί καλό προβλεπτή του αναμενόμενου πληθωρισμού. Στη συνέχεια, χρησιμοποίησαν μεθόδους που εξετάζουν τις ιδιότητες των σειρών και τη μεταξύ του σχέση (Unit Roots - Co Integration).

Για την πρώτη μέθοδο, τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν ήταν μηνιαία για την περίοδο 1980-1997 και αφορούσαν ονομαστικές αποδόσεις ομολόγων του αμερικανικού δημοσίου με ληκτότητες από 1 έως 5 χρόνια. Εκτιμώντας με τη μέθοδο Least-Squares Newey-West μία εξίσωση παλινδρόμησης της διαφοράς του πληθωρισμού μεταξύ διαφορετικών περιόδων προς τη διαφορά των ονομαστικών επιτοκίων (κλίση της καμπύλης επιτοκίων) για τις αντίστοιχες περιόδους, διαπίστωσαν θετική συσχέτιση ανάμεσα στην καμπύλη των επιτοκίων, αλλά ότι η 1-1 προσαρμογή επιτυγχάνεται σε διάστημα 5 ετών.

Για τη δεύτερη μέθοδο εξέτασης της ισχύος του Fisher Effect, χρησιμοποιήθηκαν για την ίδια περίοδο ονομαστικές αποδόσεις για 1 μήνα, 3 μήνες και 2-5 έτη, και τιμές αναμενόμενου πληθωρισμού για διάστημα 1 μήνα και 2-5 ετών. Αρχικά εξετάστηκε με τη χρήση των ελέγχων Dickey-Fuller, η ύπαρξη μοναδιαίων ριζών στις σειρές των επιτοκίων και του πληθωρισμού, και

στη συνέχεια, αφού διαπιστώθηκε η μη στασιμότητα όλων των σειρών, με τη μέθοδο των Johansen-Juselius, ελέγχθηκε η ύπαρξη σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ του πληθωρισμού και των διαφόρων ονομαστικών επιτοκίων. Τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων έδειξαν την ύπαρξη θετικής προσαρμογής του ονομαστικού επιτοκίου στον αναμενόμενο και πληθωρισμό, με αυξητικές τάσεις όσο αυξάνει η διάρκεια, και η οποία γίνεται 1-1 για διάρκειες 3-5 έτη.

Συμπερασματικά, και από τις δύο μεθόδους προέκυψε η αποδοχή του Long-Run Fisher Effect αλλά απόρριψη του Short-Run Fisher Effect. Τέλος, ελέγχθηκε η υπόθεση της ύπαρξης σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των διαφορετικών ως προς τη ληκτότητα ονομαστικών επιτοκίων (υπόθεση την οποία είχαν ελέγξει και οι Wallace & Warner), η οποία όμως απορρίφθηκε.

Στο σημείο αυτό, κρίνεται σκόπιμη η αναφορά των αποτελεσμάτων δύο ερευνών, οι οποίες δεν εξετάζουν την ισχύ του Fisher Effect, αφορούν όμως θέματα που σχετίζονται άμεσα με την υπόθεση αυτή. Η μία έρευνα είναι των Wu και Zhang (1996) και αφορά την εξέταση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα ονομαστικά επιτόκια, και η δεύτερη είναι της Crockett (1998) και αφορά την εξέταση της ισχύος της υπόθεσης των ορθολογικών προσδοκιών.

Wu και Zhang (1996)

Στην έρευνά τους οι Wu και Zhang ισχυρίστηκαν ότι σε αντίθεση με τα αποτελέσματα όλων σχεδόν των ερευνών, τα ονομαστικά επιτόκια δεν εμφανίζουν μοναδιαία ρίζα, αλλά ότι είναι στάσιμα με πολύ αργό ρυθμό επιστροφής στο μέσο. Θεώρησαν ως αιτία για τα εσφαλμένα συμπεράσματα των άλλων ερευνών τη χαμηλή ισχύ που έχουν οι έλεγχοι για ύπαρξη μοναδιαίων ριζών (Dickey-Fuller, Phillips-Perron), όταν η υπό εξέταση σειρά είναι πολύ κοντά στο να μην είναι στάσιμη.

Για τους παραπάνω λόγους, παίρνοντας ένα δείγμα 12 χωρών που ανήκουν στον Ο.Ο.Σ.Α, και μηνιαία στοιχεία για την περίοδο Ιανουάριος 1978 - Σεπτέμβριος 1994, θεώρησαν ένα σύστημα αυτοπαλίνδρομων επιτοκιακών σειρών (κάθε εξίσωση αφορούσε κάθε χώρα) και εφάρμοσαν την πολυμεταβλητή διαδικασία εκτίμησης των Abual & Jorion (1990). Ισχυρίστηκαν ότι με τον τρόπο αυτό βελτιώνεται η ισχύς των ελέγχων για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, αφενός διότι ελέγχεται η κοινή υπόθεση της μη στασιμότητας των επιτοκίων για όλες τις χώρες,

αφετέρου διότι λόγω του συστήματος εξισώσεων, είναι δυνατή η χρησιμοποίηση των πληροφοριών που εμπεριέχονται στις cross-country συσχετίσεις των επιτοκίων.

Εξετάζοντας τις σειρές των ονομαστικών επιτοκίων με την παραπάνω μεθοδολογία, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι τα ονομαστικά επιτόκια είναι στάσιμα με πολύ αργό ρυθμό επιστροφής στο μέσο. Η έρευνα δεν προχώρησε περαιτέρω στη μελέτη των ιδιοτήτων και των υπολοίπων σειρών που εμπλέκονται στο Fisher Effect, προκειμένου να διαπιστωθεί η ισχύς του ή όχι.

Jean Crockett (1998)

Όσον αφορά την έρευνα της Jean Crockett, η ερευνήτρια απέδειξε με μία σειρά θεωρητικών προτάσεων ότι όταν θεωρείται ότι ο πληθωρισμός εξαρτάται από διάφορους μακροοικονομικούς παράγοντες, δεν είναι δυνατόν να ισχύει η υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών και επομένως όλα τα μοντέλα που χρησιμοποιούνται για την προσέγγιση του αναμενόμενου πληθωρισμού θα εμπεριέχουν συστηματικά σφάλματα. Με βάση τη θεώρηση αυτή, ισχυρίστηκε ότι οποιαδήποτε μελέτη για την ισχύ του Fisher Effect, υπόκειται σε σφάλματα, με αποτέλεσμα να μην είναι δυνατή η εξαγωγή σωστών και αξιόπιστων συμπερασμάτων. Με τον τρόπο αυτό ερμηνεύει και τα αντικρουόμενα συμπεράσματα πάνω στο θέμα ανάλογα με τον ερευνητή και την υπό εξέταση περίοδο.

Μέχρι τώρα παρουσιάστηκαν αποτελέσματα σημαντικών ερευνών που έχουν γίνει για την ισχύ του Fisher Effect κυρίως για τις Η.Π.Α.. Στη συνέχεια γίνεται μία σύντομη αναφορά στα αποτελέσματα ερευνών που πραγματοποιήθηκαν για την ισχύ Fisher Effect σε άλλες χώρες.

◆ **Mishkin (1984)**

Εξέτασε την υπόθεση του Fisher για 7 χώρες που ανήκουν στον Ο.Ο.Σ.Α. για την περίοδο 1967-1979, Κατέληξε στην αποδοχή της υπόθεσης για τις Η.Π.Α., το Ηνωμένο Βασίλειο και τον Καναδά, και στην απόρριψή της για τη Γερμανία, την Ολλανδία και την Ελβετία.

◆ **Atkins (1989)**

Αποδέχτηκε την ισχύ του Fisher Effect για την Αυστραλία και για την περίοδο 1962 – 1994.

✦ **MacDonald & Murphy (1989)**

Αποδέχτηκαν την ισχύ του Fisher Effect για τις Η.Π.Α., το Ηνωμένο Βασίλειο, το Βέλγιο και τον Καναδά για την περίοδο 1955-1986.

✦ **Mendoza (1992)**

Εξέτασε την ισχύ του Fisher Effect για τη Χιλή για την περίοδο 1978 - 1994, και κατέληξε στην αποδοχή του.

✦ **Phylaktis & Blake (1993)**

Εξέτασαν την ισχύ του Fisher Effect για την Αργεντινή, τη Βραζιλία και το Μεξικό για τις δεκαετίες του 1970 και 1980, και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι και για τις 3 χώρες ισχύει το Long-Run Fisher Effect. Ταυτόχρονα, ανέφεραν ότι πιστεύουν ότι στις χώρες που επικρατεί υψηλός πληθωρισμός, όπως είναι οι παραπάνω 3, οι καταναλωτές δίνουν μεγαλύτερη σημασία στο σχηματισμό προβλέψεων για τον πληθωρισμό, με αποτέλεσμα η παρουσία της σχέσης μεταξύ ονομαστικών επιτοκίων και προσδοκίων για τον πληθωρισμό να είναι πιο έντονη από ότι στις χώρες με χαμηλότερο πληθωρισμό.

✦ **Garcia (1993)**

Εξέτασε την ισχύ του Fisher Effect για τη Βραζιλία για την περίοδο 1973 - 1990 , και κατέληξε στην αποδοχή του.

✦ **Peng (1995)**

Αποδέχτηκε το Fisher Effect για τη Γαλλία, το Ηνωμένο Βασίλειο και τις Η.Π.Α. για την περίοδο 1957-1994, ενώ την απέρριψε για τη Γερμανία και την Ιαπωνία..

✦ **Mishkin & Simon (1995)**

Αποδέχτηκαν το Long-Run Fisher Effect και απέρριψαν το Short-Run Fisher Effect για την Αυστραλία και για την περίοδο 1962-1994.

✦ **Yuhn (1996)**

Διαπίστωσε την ύπαρξη ενδείξεων για την ισχύ του Fisher Effect στις Η.Π.Α., στη Γερμανία και στην Ιαπωνία, και την απουσία τους στο Ηνωμένο Βασίλειο και στον Καναδά για την περίοδο 1979-1993.

✦ **Thornton (1996)**

Εξέτασε την ισχύ του Fisher Effect για το Μεξικό για την περίοδο 1978 - 1994, και κατέληξε στην αποδοχή του.

✦ **Payne & Ewing (1997)**

Έλεγξαν την ισχύ του Fisher Effect για 9 αναπτυσσόμενες χώρες. Διεξήγαν ελέγχους για ύπαρξη μοναδιαίων ριζών στα ονομαστικά επιτόκια και τον πληθωρισμό και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι παραπάνω σειρές εμφανίζουν μία μοναδιαία ρίζα για όλες τις χώρες. Στη συνέχεια χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία των Johansen-Juselius, εξέτασαν την ύπαρξη ή μη κοινών στοχαστικών τροχιών μεταξύ ονομαστικών επιτοκίων και πληθωρισμού, και κατέληξαν ότι το Fisher Effect ισχύει για τη Σρι Λάνκα, τη Μαλαισία, τη Σιγκαπούρη και το Πακιστάν, ενώ δεν ισχύει για την Αργεντινή, τα νησιά Φίτζι, τη Νιγηρία και την Ταϊλάνδη.

V) Έρευνες για επίδραση των φόρων στην προσαρμογή του ονομαστικού επιτοκίου στον αναμενόμενο πληθωρισμό (Tax - Adjusted Fisher Effect)

Η κατηγορία αυτή ερευνών, περιλαμβάνει τις μελέτες οι οποίες ασχολήθηκαν με την εξέταση της επίδρασης των φόρων στην προσαρμογή του ονομαστικού επιτοκίου στον αναμενόμενο πληθωρισμό, δηλαδή με την εξέταση της ισχύος της υπόθεσης που διατυπώθηκε από τους Darby και Feldstein (Tax – Adjusted Fisher Effect).

Στην έως αυτό το σημείο παρουσίαση της βιβλιογραφίας, έχει γίνει ήδη τρεις φορές αναφορά σε έρευνες στις οποίες εξετάστηκε η εμπειρική ισχύς του Tax – Adjusted Fisher Effect. Οι τρεις αυτές έρευνες ήταν οι μελέτες του Tanzi (1980), των Lewis & Evans (1995) και των Laatsch & Klein (2003), από τις οποίες η πρώτη κατέληξε στην απόρριψη τόσο του Tax – Adjusted Fisher Effect όσο και του απλού Fisher Effect, ενώ οι άλλες δύο κατέληξαν στην απόρριψη του Tax-Adjusted Fisher Effect έναντι του απλού Fisher Effect. Παρά, δηλαδή, το λογικό του επιχειρήματος που βρίσκεται πίσω από τη θεώρηση μίας προσαρμοσμένης για φόρους θεώρησης του Fisher, δεν προέκυψαν από τις παραπάνω μελέτες ενδείξεις για την εμπειρική ισχύ μίας τέτοιας θεώρησης.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται μερικές ακόμη εργασίες στις οποίες ελέγχθηκε η ισχύς του Tax – Adjusted Fisher Effect.

Gandolfi (1982)

Ο Gandolfi στην έρευνά του, προσπάθησε να εξηγήσει με μία σειρά θεωρητικών ισχυρισμών το λόγο για τον οποίο, ενώ φαίνεται λογική η ισχύς ενός “Ενισχυμένου Fisher Effect” λόγω φόρων, κάτι τέτοιο δεν υποστηρίζεται από τα αποτελέσματα των διαφόρων εμπειρικών μελετών.

Ξεκίνησε το συλλογισμό του θεωρώντας ένα μοντέλο, σύμφωνα με το οποίο τα ονομαστικά και πραγματικά επιτόκια καθορίζονται από την προσφορά και τη ζήτηση των δανειακών πόρων, η αποταμίευση και η επένδυση θεωρούνται στάσιμες συναρτήσεις των κατάλληλων μετά φόρων πραγματικών επιτοκίων (αποταμίευση θετική συνάρτηση του πραγματικού μετά φόρων επιτοκίου που λαμβάνουν οι αποταμιευτές, επένδυση αρνητική συνάρτηση του πραγματικού μετά φόρων επιτοκίου που πληρώνουν οι επενδυτές), οι μεταβολές στον αναμενόμενο πληθωρισμό επηρεάζουν τα πραγματικά μετά φόρων επιτόκια και οι αποταμιευτές και οι επενδυτές λειτουργούν σε έναν κόσμο πλήρους βεβαιότητας.

Στη συνέχεια με βάση το παραπάνω μοντέλο εξέτασε έξι διαφορετικά φορολογικά καθεστώτα, προκειμένου να προσδιορίσει θεωρητικά τη σχέση που πρέπει να υπάρχει μεταξύ ονομαστικών επιτοκίων και πληθωρισμού για κάθε ένα από αυτά. Τα φορολογικά καθεστώτα που εξέτασε ήταν τα ακόλουθα:

- Μηδενική φορολογία εισοδήματος
- Φορολογία εισοδήματος αλλά μηδενική φορολογία κεφαλαιακών κερδών,
- Φορολογία εισοδήματος και φορολογία κεφαλαιακών κερδών τη στιγμή που δημιουργούνται
- Απόσβεση και μηδενική φορολογία
- Απόσβεση που υπολογίζεται στο κόστος αντικατάστασης και φορολογία εισοδήματος και κεφαλαιακών κερδών
- Απόσβεση στο ιστορικό κόστος και ίσοι φόροι εισοδήματος και κεφαλαιακών κερδών.

Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξε από την εξέταση των παραπάνω περιπτώσεων ήταν ότι γενικά η μεταβολή των ονομαστικών επιτοκίων ως προς τον αναμενόμενο πληθωρισμό θα πρέπει να είναι μεταξύ της μονάδας και της τιμής $1/1-\tau$ όπου τ ο φόρος εισοδήματος. Απέδειξε όμως, ότι υπάρχουν περιπτώσεις που ενώ υπάρχει φορολογία, θα πρέπει να ισχύει το απλό Fisher Effect και όχι το προσαρμοσμένο για φόρους. Με τον τρόπο αυτό δίνει μία ερμηνεία για τον λόγο για τον οποίο δεν υπάρχουν ισχυρές και ξεκάθαρες ενδείξεις για την ισχύ του “Tax-Adjusted Fisher Effect”, παρά το λογικό του επιχειρήματος που βρίσκεται πίσω από αυτό.

Peek (1982)

Η προσέγγιση του Peek (1982), παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον, δεδομένου ότι θεωρεί ότι προκειμένου να δοθεί σαφής απάντηση για τη σχέση των ονομαστικών επιτοκίων και του αναμενόμενου πληθωρισμού, θα πρέπει να συνδυαστούν δύο φαινομενικά διαφορετικές θεωρήσεις:

- η θεώρηση των Mundel, Tobin, Sargent, σύμφωνα με την οποία η προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων είναι μικρότερη από $1-1$, λόγω της αρνητικής συσχέτισης μεταξύ αναμενόμενου πληθωρισμού και αναμενόμενων πραγματικών επιτοκίων και

- ✦ η θεώρηση των Darby, Feldstein, σύμφωνα με την οποία η προσαρμογή θα πρέπει να είναι μεγαλύτερη από 1-1, προκειμένου να λαμβάνεται υπόψη και η φορολογία.

Ο Peek υποστήριξε ότι οι δύο αυτές θεωρήσεις δεν είναι ασύμβατες μεταξύ τους. Θεώρησε ότι στην περίπτωση που δεν υπάρχουν φόροι, η προσαρμογή των επιτοκίων θα πρέπει να είναι μικρότερη της μονάδας (δεν ισχύει το Fisher Effect), με αποτέλεσμα όταν υπάρχουν φόροι η σχέση προσαρμογής να είναι μεγαλύτερη και μικρότερη ή ίση με 1/1-τ (μπορεί να είναι ακόμη και μικρότερη της μονάδας, αν η επίδραση των παραγόντων που τείνουν να μειώνουν την προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό είναι ισχυρότερη από εκείνη των φόρων).

Με βάση τους παραπάνω ισχυρισμούς, υποστήριξε ότι όλες οι έρευνες που είχαν γίνει μέχρι εκείνη τη στιγμή για το Fisher Effect, δεν είχαν καταλήξει σε σωστά αποτελέσματα διότι εξέταζαν λάθος υπόθεση. Έλεγχαν αν ο συντελεστής του αναμενόμενου πληθωρισμού είναι ίσος με τη μονάδα ή ίσος με 1/1-τ για τις περιπτώσεις χωρίς φόρους και με φόρους αντίστοιχα, ενώ θα έπρεπε να ελέγχουν αν ο παραπάνω συντελεστής είναι μικρότερος της μονάδας ή μικρότερος του 1/1-τ αντίστοιχα.

Εκτιμώντας μοντέλα που περιελάμβαναν μακροοικονομικές μεταβλητές εκτός από τα ονομαστικά επιτόκια και τον πληθωρισμό, προσαρμοσμένα και μη για φορολογία, για την περίοδο 1959-1979, και χρησιμοποιώντας εξαμηνιαία και ετήσια στοιχεία, διαπίστωσε ότι το μοντέλο που λάμβανε υπόψη του και τους φόρους δίνει καλύτερα αποτελέσματα.

Συνοψίζοντας, απέρριψε το Fisher Effect στην κλασική του μορφή, θεωρώντας ότι σε έναν κόσμο χωρίς φόρους η προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό είναι μικρότερη από 1-1, όταν όμως λαμβάνεται υπόψη και η φορολογία, η προσαρμογή αυτή αυξάνει και βρίσκεται στην περιοχή της 1-1 προσαρμογής.

Crowder & Wohar (1996)

Οι Crowder & Wohar εξέτασαν την επίδραση των φόρων στη διαμόρφωση της σχέσης μεταξύ ονομαστικών επιτοκίων και αναμενόμενου πληθωρισμού, εκτιμώντας την εξίσωση του Fisher για την περίοδο Ιανουάριος 1950- Δεκέμβριος 1995. Τα στοιχεία που χρησιμοποίησαν ήταν οι ονομαστικές αποδόσεις των ετήσιων ομολόγων του αμερικανικού δημοσίου (αποδόσεις που φορολογούνται), των ετήσιων Δημοτικών Ομολόγων Υψηλής Διαβάθμισης -Prime Grade Municipal Bonds (αποδόσεις που δε φορολογούνται), και του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (Consumer Price Index), σε μηνιαία συχνότητα.

Αρχικά πραγματοποίησαν ελέγχους Augmented Dickey – Fuller, προκειμένου να διαπιστώσουν αν οι τρεις σειρές εμφανίζουν μοναδιαία ρίζα ή όχι. Αφού διαπίστωσαν την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών και στις τρεις σειρές, και αφού θεώρησαν σαν μέσο οριακό ποσοστό φορολογίας το 0,3, προχώρησαν στην εκτίμηση των δύο εξισώσεων (χωρίς φόρους όπου χρησιμοποιούνται τα ομόλογα του αμερικανικού δημοσίου και με φόρους όπου χρησιμοποιούνται τα δημοτικά ομόλογα). Η εκτίμηση των δύο εξισώσεων πραγματοποιήθηκε με τέσσερις διαφορετικούς εκτιμητές:

- Full Information Maximum Likelihood (FIML) του Johansen,
- τον Dynamic OLS (DOLS) των Stock & Watson,
- τον Fully Modified OLS (FM-OLS) των Phillips & Hansen και
- τον Ordinary Least Squares (OLS).

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων έδειξαν ότι ανεξάρτητα από το ποιος εκτιμητής χρησιμοποιήθηκε, η προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό ήταν πάντα μεγαλύτερη στην περίπτωση που υπήρχαν φόροι, από ότι στην περίπτωση που δεν υπήρχαν. Στην περίπτωση των δημοτικών ομολόγων (δεν υπάρχουν φόροι), όλοι οι εκτιμητές έδωσαν εκτιμήσεις για το συντελεστή του αναμενόμενου πληθωρισμού μικρότερες της μονάδας (με πιο κοντινή στη μονάδα την εκτίμηση του FIML), ενώ στην περίπτωση των κυβερνητικών ομολόγων (ύπαρξη φόρων), όλοι οι εκτιμητές εκτός από τον OLS, έδωσαν εκτιμήσεις μεγαλύτερες της μονάδας (με μεγαλύτερη αυτή του FIML).

Με βάση τα παραπάνω οι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει επίδραση των φόρων στην προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό, καθώς και ότι οι εκτιμήσεις για τη σχέση μεταξύ ονομαστικών επιτοκίων και αναμενόμενου πληθωρισμού, εξαρτώνται σημαντικά από τον εκτιμητή που χρησιμοποιείται.

Κλείνοντας την ενότητα της ανασκόπησης της βιβλιογραφίας, αναφέρουμε κάποια βασικά συμπεράσματα που προέκυψαν από αυτή. Καταρχήν, γίνεται απολύτως σαφές ότι δεν υπάρχει ενιαίο συμπέρασμα για την εμπειρική ισχύ ή μη της Θεώρησης του Fisher αναφορικά με τη σχέση που συνδέει τα επιτόκια με τον πληθωρισμό.

Επίσης, προκύπτει ότι οι ερμηνείες που δίδονται στην περίπτωση της απόρριψης του Fisher Effect, ποικίλλουν από ερευνητή σε ερευνητή. Οι σημαντικότερες από αυτές είναι συνοπτικά οι ακόλουθες:

- Ο συντελεστής του πληθωρισμού στην εξίσωση του Fisher δεν πρέπει να είναι ίσος με τη μονάδα (Mundell – Tobin Hypothesis, Darby – Feldstein Hypothesis)
- Το αναμενόμενο πραγματικό επιτόκιο δεν πρέπει να είναι σταθερό

- ✦ Το μοντέλο του Fisher σε περιβάλλον αβεβαιότητας είναι πιο σύνθετο από την απλή εξίσωση που διατυπώνεται από τον Fisher
- ✦ Ο αναμενόμενος πληθωρισμός δεν πρέπει να προσεγγίζεται με βάση τη θεωρία των ορθολογικών προσδοκιών
- ✦ Η μέθοδος εκτίμησης που επιλέγεται, λόγω αδυναμίας της, είναι δυνατό να δημιουργήσει αποκλίσεις από την πραγματική τιμή
- ✦ Η νομισματική πολιτική που ασκείται σε κάθε χώρα επηρεάζει τη βραχυπρόθεσμη προσαρμογή του ονομαστικού επιτοκίου στον αναμενόμενο πληθωρισμό

Από τις παραπάνω ερμηνείες, οι τέσσερις πρώτες αποτελούν αμφισβήτηση των υποθέσεων που συνήθως γίνονται προκειμένου να μετατραπεί η εξίσωση του Fisher από τη θεωρητική της μορφή στην προς έλεγχο μορφή της. Η πέμπτη θίγει το θέμα της πιθανής παραγωγής λανθασμένων συμπερασμάτων λόγω μη ορθής επιλογής οικονομετρικής μεθόδου, και η έκτη αποτελεί γενικότερη αμφισβήτηση του κατά πόσο είναι δυνατό να ελέγχεται η υπόθεση του Fisher χωρίς να λαμβάνεται υπόψη ο μηχανισμός μετάδοσης της νομισματικής πολιτικής.

B. ΣΚΟΠΟΣ ΤΗΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

Έως το σημείο αυτό έχει γίνει παρουσίαση της θεώρησης που διατύπωσε ο Fisher το 1930 αναφορικά με τη σχέση που συνδέει τα επιτόκια (ονομαστικά και πραγματικά) με τον πληθωρισμό, καθώς και εναλλακτικών θεωρήσεων αυτής πάνω στο ίδιο θέμα. Επίσης, έχει πραγματοποιηθεί συνοπτική αναφορά στις έως τώρα μελέτες που είχαν ως αντικείμενο έρευνας την εξέταση της εμπειρικής ισχύος της εξίσωσης του Fisher, σχετικά με τις ακριβείς υποθέσεις που έλεγξαν οι ερευνητές, τη μεθοδολογία που ακολούθησαν, τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν και την ερμηνεία που έδωσαν σε αυτά.

Στη συνέχεια, ακολουθεί αναλυτική παρουσίαση της εργασίας που πραγματοποιήθηκε και η οποία είχε ως αντικείμενο έρευνας την εξέταση της εμπειρικής ισχύος της Θεώρησης του Fisher. Έναυσμα για την πραγματοποίηση μίας ακόμη μελέτης πάνω στο Fisher Effect, αποτέλεσε το γεγονός ότι παρά το μεγάλο αριθμό ερευνητών που έχει ασχοληθεί με αυτό, όπως φάνηκε και από την παρουσίαση της βιβλιογραφίας, δεν υπάρχει ομοφωνία ως προς τα αποτελέσματα στα οποία καταλήγουν, αφήνοντας έτσι το θέμα ανοιχτό για περαιτέρω διερεύνηση. Επιπρόσθετα, όπως αναφέρθηκε παραπάνω, υπάρχουν διάφορες ερμηνείες των απορριπτικών για το Fisher Effect αποτελεσμάτων, οι οποίες χρήζουν σημασίας και ίσως περαιτέρω εξέτασης.

Στην εργασία αυτή, επιλέχτηκε ένα δείγμα 12 χωρών που χαρακτηρίζονται από διαφορετικά καθεστάτα πληθωρισμού, προκειμένου να εξεταστεί αν ισχύει εμπειρικά η Θεώρηση του Fisher. Σκοπός της εργασίας είναι, αφενός να διαπιστωθεί αν είναι δυνατό να προκύψει ένα ενιαίο συμπέρασμα αναφορικά με την ισχύ ή μη της Θεώρησης του Fisher, αφετέρου σε περίπτωση που κάτι τέτοιο δεν προκύπτει, αν αυτό οφείλεται στα διαφορετικά καθεστάτα πληθωρισμού που χαρακτηρίζουν τις χώρες του δείγματος, ή σε οποιοδήποτε άλλο παράγοντα.

Το υπόλοιπο μέρος της εργασίας, χωρίζεται στα ακόλουθα τμήματα:

- ✦ στο πρώτο τμήμα παρουσιάζεται το δείγμα το χωρών που επιλέχτηκε, τα κριτήρια επιλογής του και τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για την πραγματοποίηση της εμπειρικής μελέτης,

- ✦ στο δεύτερο τμήμα παρουσιάζονται αναλυτικά οι υποθέσεις που εξετάστηκαν στην εμπειρική μελέτη, η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε για το σκοπό αυτό καθώς και τα αποτελέσματα που προέκυψαν, και
- ✦ στο τελευταίο τμήμα γίνεται ερμηνεία των αποτελεσμάτων και εξαγωγή των τελικών συμπερασμάτων αναφορικά με τις αρχικές υποθέσεις που εξετάστηκαν.

Γ. ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

1.Επιλογή Δείγματος και Δεδομένα

Η εμπειρική μελέτη που ακολουθεί αφορά ένα δείγμα 12 χωρών. Το βασικό κριτήριο για την επιλογή του δείγματος αποτέλεσε η αναγκαιότητα, προκειμένου να επιτευχθεί ο σκοπός της εργασίας, αυτό να περιλαμβάνει χώρες που χαρακτηρίζονται από διαφορετικά καθεστώτα πληθωρισμού. Έτσι επιλέχτηκαν κράτη με διαφορετικά επίπεδα πληθωρισμού και με διαφορετικά επίπεδα γενικότερης ανάπτυξης.

Ένα δεύτερο κριτήριο για την επιλογή του δείγματος, αποτέλεσε η διαθεσιμότητα ή μη των απαραίτητων δεδομένων, προκειμένου να υπάρχει ικανό πλήθος παρατηρήσεων που να διασφαλίζει τη σωστή εφαρμογή των οικονομετρικών μεθόδων και την ορθότητα των εμπειρικών αποτελεσμάτων.

Με βάση τα δύο παραπάνω κριτήρια, το δείγμα που επιλέχτηκε αποτελείται από τις 12 χώρες που φαίνονται στον Πίνακα 1.

Πίνακας 1: Δείγμα και Περίοδος Εκτίμησης

ΧΩΡΑ	ΠΕΡΙΟΔΟΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ
ΓΑΛΛΙΑ	Q1 1970 – Q4 2003
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	Q1 1975 – Q4 2003
ΕΛΒΕΤΙΑ	Q1 1980 – Q4 2003
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	Q1 1972 – Q4 2003
Η.Π.Α.	Q1 1957 – Q4 2003
ΙΣΡΑΗΛ	Q2 1984 – Q4 2003
ΙΤΑΛΙΑ	Q1 1977 – Q4 2003
ΚΑΝΑΔΑΣ	Q1 1975 – Q4 2003
ΜΕΞΙΚΟ	Q2 1981 – Q4 2003
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	Q1 1960 – Q4 2003
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	Q1 1981 – Q4 2003
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	Q1 1985 – Q4 2003

Όπως φαίνεται από τον πίνακα 1, η περίοδος εκτίμησης για κάθε χώρα είναι διαφορετική. Αυτό έγινε διότι η προσπάθεια ήταν να πραγματοποιηθεί η έρευνα για τη μεγαλύτερη δυνατή περίοδο εκτίμησης. Επομένως, προτιμήθηκε να χρησιμοποιηθεί η μεγαλύτερη περίοδος για την οποία υπήρχαν δεδομένα για κάθε κράτος του δείγματος, από τα επιλεγεί μία ενιαία περίοδος εκτίμησης για την οποία θα υπήρχαν δεδομένα για όλες τις χώρες

συγχρόνως. Ο κύριος λόγος για την επιλογή αυτή, ήταν η εκτίμηση ότι η μείωση του αριθμού των παρατηρήσεων που θα προέκυπτε από την υιοθέτηση ενιαίας περιόδου εκτίμησης, θα μπορούσε να μειώσει την αξιοπιστία των εμπειρικών αποτελεσμάτων. Αντίθετα, η υιοθέτηση διαφορετικών περιόδων εκτίμησης για κάθε χώρα, δεν προκαλεί κανένα οικονομικό πρόβλημα, δεδομένου ότι οι μέθοδοι που χρησιμοποιήθηκαν στη συνέχεια για την εξέταση του Fisher Effect, δεν περιλαμβάνουν πολυμεταβλητά μοντέλα με μεταβλητές από διαφορετικές χώρες συγχρόνως (cross – country models).

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για την πραγματοποίηση της έρευνας, ελήφθησαν από τη βάση δεδομένων του *International Monetary Funds – IMF Statistics*, με τρίμηνη συχνότητα. Συγκεκριμένα, τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν ήταν τα ακόλουθα:

- ✦ Για την προσέγγιση του πληθωρισμού, χρησιμοποιήθηκε η σειρά *Consumer Prices*. Από τη σειρά αυτή με χρήση της επιλογής **Series – Transform – 1 Year % Change** του στατιστικού πακέτου **E Views 4.1**, με το οποίο πραγματοποιήθηκε η έρευνα, υπολογίστηκε ο πληθωρισμός σε ετήσια βάση (y – o – y base).

Επιπρόσθετα, χρησιμοποιήθηκε και η σειρά *% CPI Changes Over Same Period of Previous Year*, που αποτελεί ουσιαστικά το ποσοστό του πληθωρισμού σε ετήσια βάση. Ο λόγος ήταν να γίνει σύγκριση των τιμών της σειράς αυτής, με τις τιμές του πληθωρισμού που προέκυψαν από τη σειρά του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (Consumer Prices) μέσω του μετασχηματισμού που περιγράφηκε παραπάνω.

Από τη σύγκριση προέκυψε ότι τα ποσοστά πληθωρισμού που προκύπτουν και από τις δύο σειρές είναι παρόμοια, επομένως στην έρευνα χρησιμοποιήθηκαν απευθείας οι τιμές της σειράς *% CPI Changes Over Same Period of Previous Year*, αφού λογαριθμήθηκαν.

- ✦ Για την προσέγγιση του ονομαστικού επιτοκίου, χρησιμοποιήθηκαν οι λογαριθμοποιημένες και ετησιοποιημένες ονομαστικές αποδόσεις των τρίμηνων ομολόγων δημοσίου της κάθε χώρας *-3 month Treasury Bill Rate*.

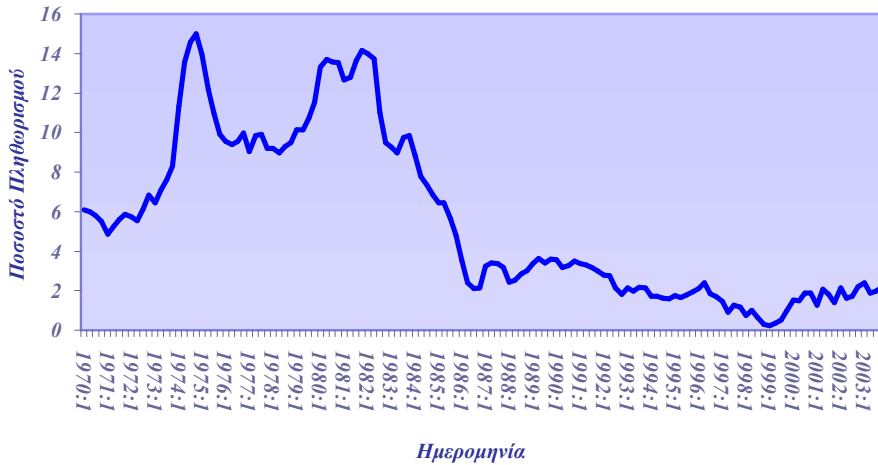
Στη συνέχεια προκειμένου να γίνει σαφής η διαφοροποίηση των χωρών του δείγματος ως προς το επίπεδο πληθωρισμού, παρατίθενται τα γραφήματα των σειρών του πληθωρισμού, καθώς και οι εκτιμήσεις της μέσης τιμής, της διαμέσου, της ελάχιστης και μέγιστης τιμής για κάθε σειρά, όπως προέκυψαν από την επιλογή **Series – View – Descriptive Statistics – Stats Table** του στατιστικού πακέτου **E Views 4.1**.

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΚΑΝΑΔΑ



Sample: 1975:1 2003:4	
INFCANADA	
Mean	4.892103
Median	4.103000
Maximum	12.70900
Minimum	0.000000

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΓΑΛΛΙΑΣ



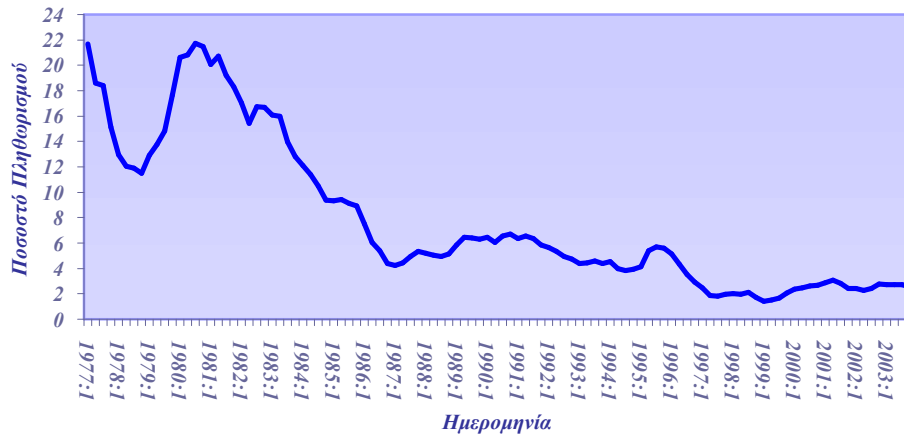
Sample: 1970:1 2003:4	
INFFRANCE	
Mean	5.565154
Median	3.506500
Maximum	15.00500
Minimum	0.234000

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΓΕΡΜΑΝΙΑΣ



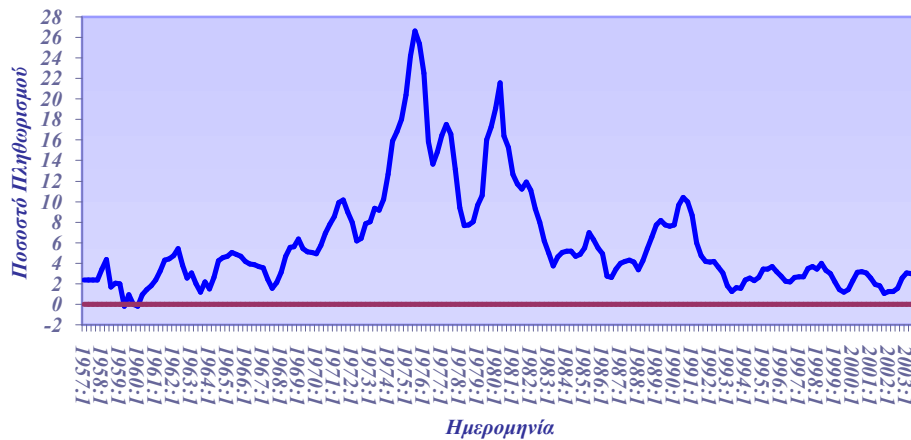
Sample: 1975:1 2003:4	
INFGERMANY	
Mean	2.751819
Median	2.466000
Maximum	7.068000
Minimum	-0.899000

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΙΤΑΛΙΑΣ



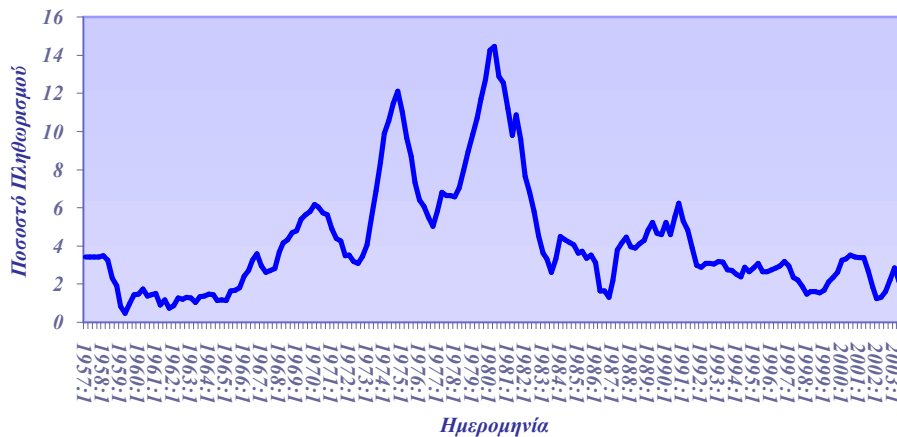
Sample: 1977:1 2003:4	
INFITALY	
Mean	7.811463
Median	5.394500
Maximum	21.74800
Minimum	1.394000

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΗΝΩΜΕΝΟΥ ΒΑΣΙΛΕΙΟΥ



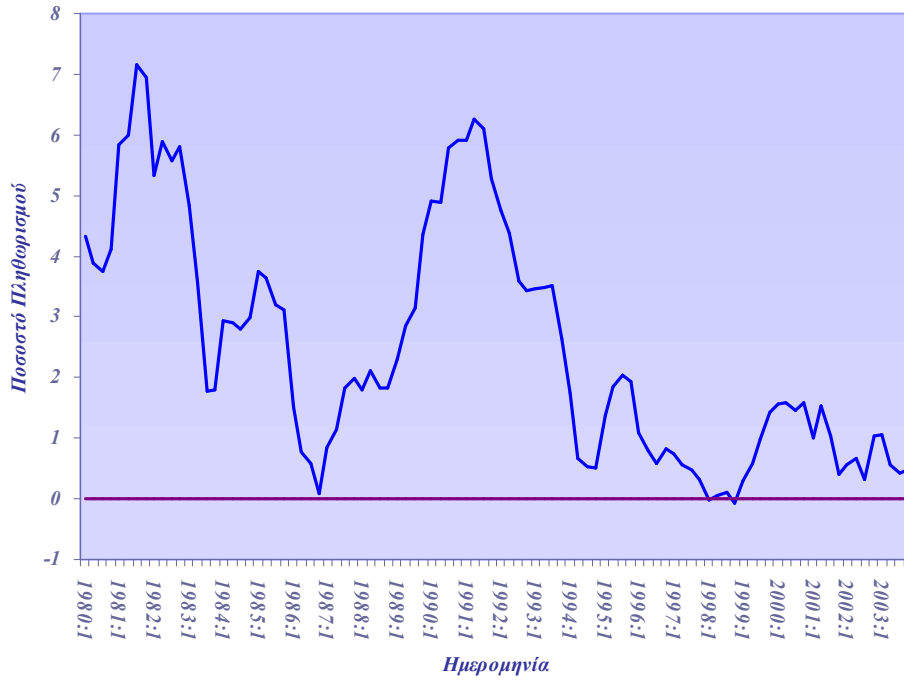
Sample: 1957:1 2003:4	
INFUK	
Mean	6.137840
Median	4.309500
Maximum	26.64300
Minimum	-0.181000

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ Η.Π.Α.



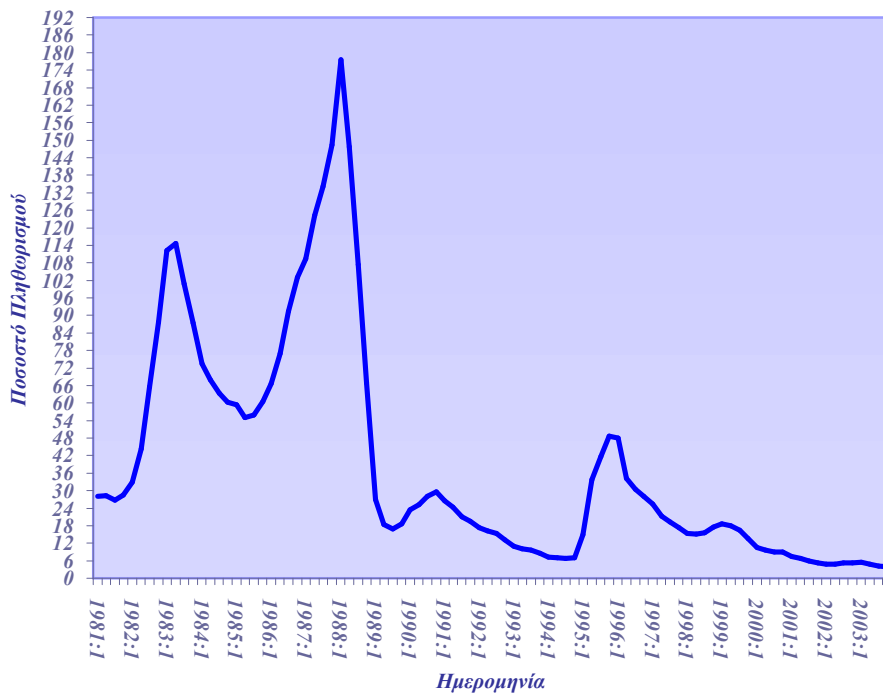
Sample: 1957:1 2003:4	
INFUSA	
Mean	4.192282
Median	3.371000
Maximum	14.45000
Minimum	0.463000

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΕΛΒΕΤΙΑΣ



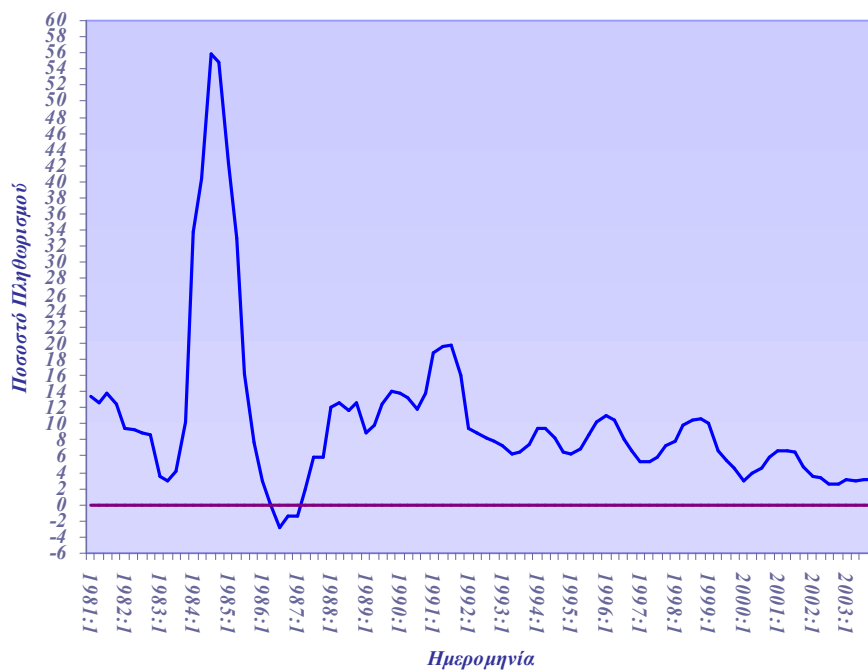
Sample: 1980:1 2003:4	
INFSWITZERLAND	
Mean	2.498240
Median	1.823000
Maximum	7.160000
Minimum	-0.068000

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΜΕΞΙΚΟΥ



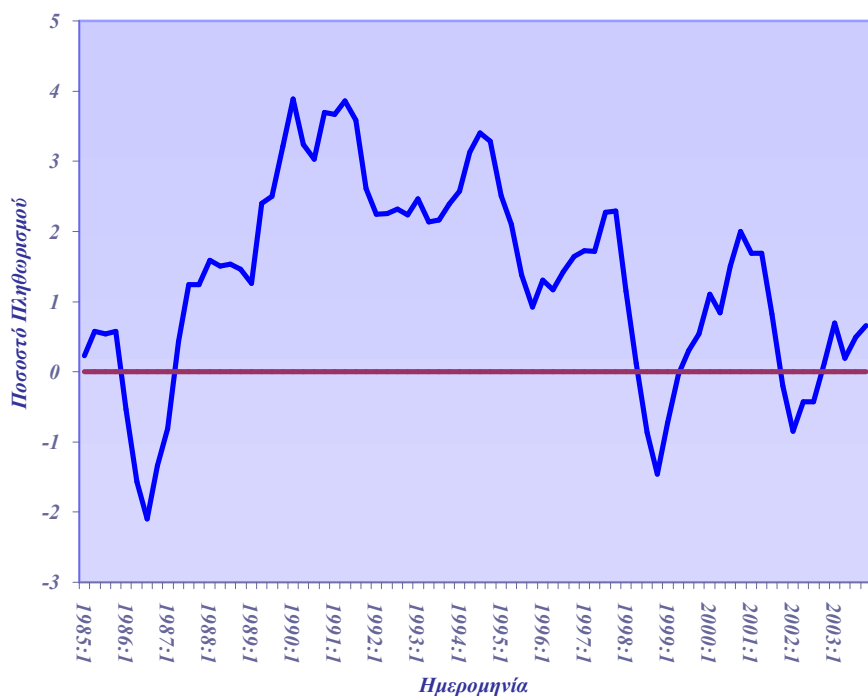
Sample: 1981:1 2003:4	
INFMEXICO	
Mean	39.23904
Median	23.91400
Maximum	177.4440
Minimum	3.974000

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΦΙΛΙΠΠΙΝΩΝ



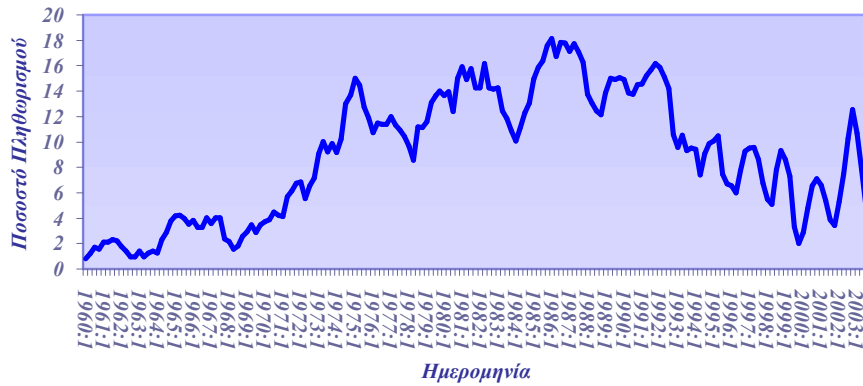
Sample: 1981:1 2003:4	
INFPHILIPPINES	
Mean	10.26557
Median	8.161000
Maximum	55.81400
Minimum	-2.784000

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗΣ



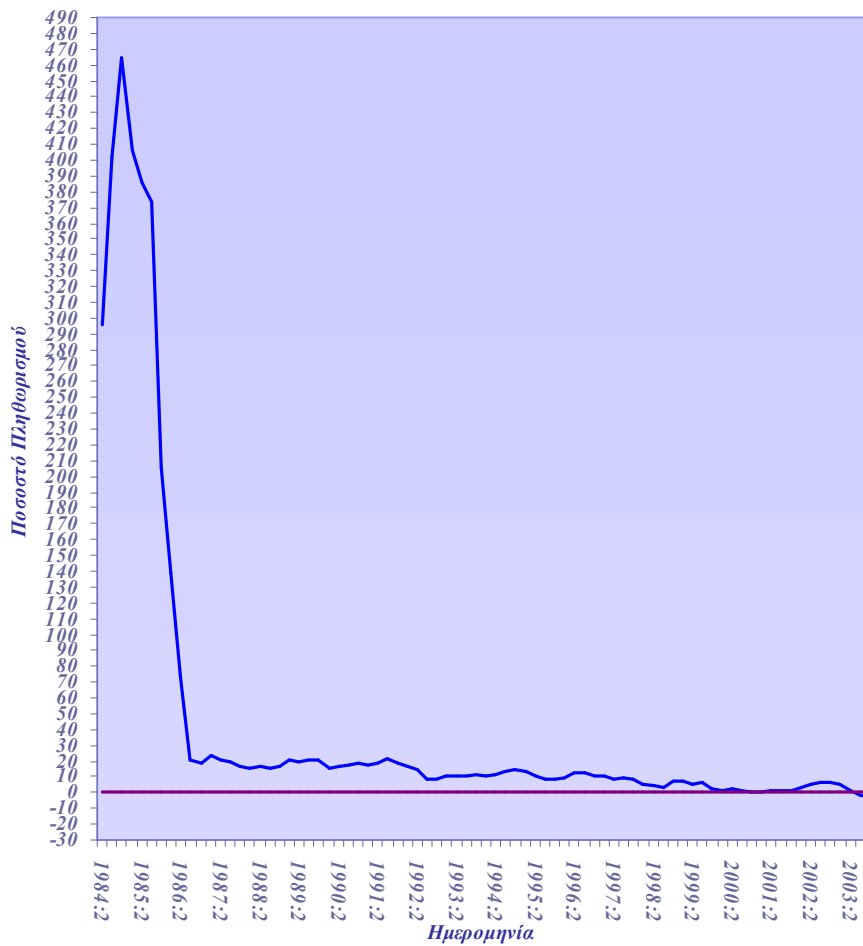
Sample: 1985:1 2003:4	
INFSINGAPORE	
Mean	1.335829
Median	1.438500
Maximum	3.884000
Minimum	-2.094000

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΝΟΤΙΑΣ ΑΦΡΙΚΗΣ



Sample: 1960:1 2003:4	
INF SOUTH AFRICA	
Mean	8.907528
Median	9.388500
Maximum	18.14800
Minimum	0.819000

ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ ΙΣΡΑΗΛ



Sample: 1984:1 2003:4	
INF ISRAEL	
Mean	44.26376
Median	11.28700
Maximum	464.5310
Minimum	-2.337000

Με κριτήριο τη μέση τιμή της σειράς του πληθωρισμού, όπως αυτή προκύπτει για κάθε χώρα από τα στατιστικά στοιχεία που παρουσιάστηκαν παραπάνω, οι χώρες του δείγματος κατατάσσονται με αύξουσα σειρά ως εξής:

Πίνακας 2: Κατάταξη των χωρών του δείγματος με βάση τη μέση τιμή πληθωρισμού

A/A	ΧΩΡΑ	ΜΕΣΗ ΤΙΜΗ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ
1	ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	1,335829
2	ΕΛΒΕΤΙΑ	2,498240
3	ΓΕΡΜΑΝΙΑ	2,751819
4	Η.Π.Α.	4,192282
5	ΚΑΝΑΔΑΣ	4,892103
6	ΓΑΛΛΙΑ	5,565154
7	ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	6,137840
8	ΙΤΑΛΙΑ	7,811463
9	ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	10,26557
10	ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	11,28700
11	ΜΕΞΙΚΟ	39,23904
12	ΙΣΡΑΗΛ	44,26370

Από τον πίνακα 2 γίνεται σαφές ότι οι χώρες του δείγματος χαρακτηρίζονται από διαφορετικά επίπεδα πληθωρισμού (υπολογισμένα κατά μέσο όρο). Εντούτοις, επειδή η μέση τιμή είναι μία μόνο γενική ένδειξη για το επίπεδο του πληθωρισμού σε κάθε χώρα, και επειδή είναι δυνατό να επηρεάζεται σημαντικά από τυχόν ακραίες τιμές, κρίνεται σκόπιμη η αναφορά κάποιων περισσότερων στοιχείων για την πορεία του πληθωρισμού σε κάθε χώρα του δείγματος.

• ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ

Η Σιγκαπούρη, στην αρχή της περιόδου εκτίμησης (1980) εμφανίζει τα υψηλότερα ποσοστά πληθωρισμού (γύρω στο 9%) σε σχέση με αυτά που εμφανίζει τις επόμενες περιόδους, κατά πάσα πιθανότητα λόγω της επίδρασης της 2^{ης} πετρελαϊκής κρίσης (1979). Στη συνέχεια, το ύψος του πληθωρισμού της κινείται κοντά στο επίπεδο της μέσης τιμής που υπολογίστηκε παραπάνω, ενώ υπάρχουν αρκετές περιόδους κατά τις οποίες ο πληθωρισμός έλαβε αρνητική τιμή.

- **ΕΛΒΕΤΙΑ**

Η Ελβετία, για την οποία η περίοδος εκτίμησης ξεκινά επίσης το 1980, παρουσιάζει αντίστοιχα φαινόμενα όπως και η Σιγκαπούρη, με ελαφρώς υψηλότερα επίπεδα πληθωρισμού συνολικά. Και αυτή η χώρα χαρακτηρίζεται από περιόδους αρνητικού πληθωρισμού.

- **ΓΕΡΜΑΝΙΑ**

Η Γερμανία, το διάστημα από το 1975 έως τις αρχές της δεκαετίας του 1980 εμφανίζει υψηλότερο επίπεδο πληθωρισμού σε σχέση με αυτό που εμφανίζει τα επόμενα τρίμηνα, προφανώς λόγω της επίδρασης των δύο πετρελαϊκών κρίσεων. Στη συνέχεια παρατηρείται μείωση του επιπέδου πληθωρισμού της, με αποτέλεσμα μέχρι σήμερα να χαρακτηρίζεται από χαμηλά επίπεδα πληθωρισμού. Το 1986 μάλιστα το ποσοστό του πληθωρισμού της χώρας έλαβε αρνητικές τιμές.

- **Η.Π.Α.**

Στις Η.Π.Α. το επίπεδο του πληθωρισμού κινήθηκε διαχρονικά κοντά στην τιμή που υποδεικνύει η μέση τιμή, με εξαίρεση τις περιόδους 1973 – 1974 και 1979 – 1981, οπότε παρατηρήθηκε σημαντική αύξηση. Τα τελευταία χρόνια πάντως, το ύψος του πληθωρισμού κυμαίνεται σε χαμηλότερο επίπεδο από αυτό που υποδεικνύει η μέση τιμή.

- **ΚΑΝΑΔΑΣ**

Ο Καναδάς, στο διάστημα από το 1975 έως και το 1982 περίπου χαρακτηριζόταν από ποσοστά πληθωρισμού γύρω στο 10%. Από το 1982 παρατηρήθηκε σταδιακή μείωση μέχρι τα σημερινά επίπεδα του 1,5 – 2 %, με αποτέλεσμα να διαμορφωθεί ο μέσος όρος που παρουσιάστηκε παραπάνω.

- **ΓΑΛΛΙΑ**

Στη Γαλλία για την περίοδο από το 1970 έως και το 1984 περίπου, το ύψος του πληθωρισμού κυμαινόταν από 9 – 13 %. Στη συνέχεια παρουσιάστηκε σταδιακή υποχώρηση του πληθωρισμού, μέχρι του επιπέδου του 1,5 – 2 % που χαρακτηρίζει τη χώρα σήμερα.

- **ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ**

Ο πληθωρισμός στο Ηνωμένο Βασίλειο κινήθηκε σε αρκετά υψηλά επίπεδα για την περίοδο από το 1972 έως και το 1984 περίπου (άνω του 10% και κοντά στο 20% σε κάποιες

περιπτώσεις). Από το 1984 ξεκίνησε η μείωση του μέχρι του σημερινού επιπέδου του 3% περίπου.

- **ΙΤΑΛΙΑ**

Η Ιταλία χαρακτηρίστηκε από υψηλές τιμές πληθωρισμού για το διάστημα από το 1977 έως και το 1986 (ξεκίνησε από 20% περίπου και έφτασε στο 9%). Στη συνέχεια, και μέχρι το 1996, ο πληθωρισμός κινήθηκε στην τάξη του 6% περίπου μέχρι το 1996, οπότε το ύψος του πληθωρισμού άρχισε να κινείται στα όρια του 3% και χαμηλότερα.

- **ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ**

Οι Φιλιππίνες, από το 1985 και έπειτα, χαρακτηρίζονται από αρκετά υψηλές τιμές πληθωρισμού, κοντά στο επίπεδο του μέσου πληθωρισμού. Τα τελευταία χρόνια, το ποσοστό του πληθωρισμού έχει μειωθεί περίπου στο 4%.

- **ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ**

Στη Νότια Αφρική, από το 1960 έως το 1996 περίπου, η τιμή του πληθωρισμού κυμαινόταν σε επίπεδα άνω του 10% και μέχρι περίπου 20%. Από το 1996 άρχισε να παρατηρείται πτώση της τιμής του πληθωρισμού σε επίπεδα κάτω του 10%, με αποτέλεσμα σήμερα το ποσοστό του πληθωρισμού να έχει μειωθεί στο 6 – 7% περίπου.

- **ΜΕΞΙΚΟ**

Η τιμή του πληθωρισμού στο Μεξικό για το διάστημα από το 1981 έως το 2000 περίπου κυμάνθηκε σε ιδιαίτερα υψηλά επίπεδα, δεδομένου ότι έφτασε το 100%. Από το 2000 περίπου ξεκίνησε η αποκλιμάκωση του πληθωρισμού, με αποτέλεσμα σήμερα ο πληθωρισμός να κινείται σε επίπεδα κάτω από 10%.

- **ΙΣΡΑΗΛ**

Το ύψος του πληθωρισμού στο Ισραήλ για την περίοδο από το 1984 έως το 1986 ήταν σε εξαιρετικά υψηλό επίπεδο (άνω του 200%). Στη συνέχεια και μέχρι το 1996 περίπου κινήθηκε σε τιμές της τάξης του 10 -15 %, ενώ μετά το 1996 άρχισε η πτώση της τιμής του κάτω από το 10%, με αποτέλεσμα να κινείται σήμερα στο επίπεδο του 5%.

Από όλα τα παραπάνω γίνεται σαφές ότι τα τελευταία χρόνια έχει παρατηρηθεί σε όλες τις χώρες τάση μείωσης της τιμής του πληθωρισμού. Επίσης, γίνεται σαφές, ότι η κατάταξη

των χωρών με κριτήριο τη συνολική πορεία του ύψους του πληθωρισμού τους, είναι ανάλογη με αυτή που προκύπτει από την κατάταξή τους με κριτήριο τη μέση τιμή του πληθωρισμού τους.

Με βάση όλα τα παραπάνω, προκύπτει ότι το δείγμα των 12 χωρών που επιλέχθηκαν είναι αρκετά αντιπροσωπευτικό για τους σκοπούς της έρευνας που πραγματοποιήθηκε και η οποία παρουσιάζεται αναλυτικά στη συνέχεια.

2. Παρουσίαση Μεθοδολογίας

Όπως έχει ήδη αναφερθεί στην εισαγωγή της εργασίας, η εξίσωση που εκφράζει μαθηματικά τη Θεώρηση του Fisher είναι η ακόλουθη:

$$i_t(m) = \pi_t^e(m) + r_t^e(m)$$

όπου

$i_t(m)$ είναι το ονομαστικό επιτόκιο που τίθεται τη χρονική στιγμή t και αφορά την περίοδο $t - t + m$

$r_t^e(m)$ είναι το αναμενόμενο πραγματικό επιτόκιο τη χρονική στιγμή t για την περίοδο $t - t + m$, και

$\pi_t^e(m)$ ο αναμενόμενος πληθωρισμός τη χρονική στιγμή t επίσης για την περίοδο $t - t + m$.

Προκειμένου να είναι δυνατή η εμπειρική επεξεργασία της αρχικής εξίσωσης, θα πρέπει να γίνουν κάποιες υποθέσεις για τον τρόπο προσέγγισης των προσδοκιών που υπεισέρχονται σε αυτή. Έτσι, κάτω από την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών, ο αναμενόμενος πληθωρισμός προσεγγίζεται ως εξής:

$$\pi_t^e(m) = \pi_{t+m} + u_t$$

όπου

$\pi_t^e(m)$ είναι ο αναμενόμενος πληθωρισμός για m περιόδους τη χρονική στιγμή t

π_{t+m} είναι ο πραγματοποιηθείς πληθωρισμός τη χρονική στιγμή $t + m$ και

u_t είναι ένα μη συστηματικό σφάλμα, δηλαδή μία ανέλιξη λευκού θορύβου (white noise process), ορθογώνια ως προς τον πραγματοποιηθέντα πληθωρισμό.

Επιπρόσθετα, με την επιπλέον υπόθεση ότι το πραγματικό επιτόκιο ακολουθεί μία ανέλιξη λευκού θορύβου με μέσο r , η αρχική εξίσωση αποκτά τελικά τη μορφή

$$i_t(m) = r + \beta \cdot \pi_{t+m} + u_t$$

όπου $\beta = 1$.

Η τελευταία εξίσωση αποτελεί την εμπειρική μορφή της εξίσωσης του Fisher, που συνήθως εξετάζεται στη βιβλιογραφία. Στην έρευνα που ακολουθεί, η εξίσωση που εξετάστηκε για την εμπειρική ισχύ της στο δείγμα των 12 χωρών, είναι η παραπάνω, με το t και το m να αντιπροσωπεύουν τρίμηνα, και το m να παίρνει συγκεκριμένα την τιμή 1, δηλαδή

$$i_t(1) = r + \pi_{t+1} + u_t$$

όπου t αντιπροσωπεύει τρίμηνο.

Προκειμένου να εξεταστεί εμπειρικά η παραπάνω εξίσωση, η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε ήταν η ακόλουθη:

- **Βήμα 1^ο**

Αρχικά εξετάστηκαν οι σειρές του 3μηνου ονομαστικού επιτοκίου (3 month Treasury Bill Rate) και του 3μηνου πληθωρισμού κάθε χώρας του δείγματος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας με τη μέθοδο Augmented Dickey - Fuller (ADF tests).

- **Βήμα 2^ο**

Εφόσον διαπιστώθηκε ότι οι εμπλεκόμενες σειρές χαρακτηρίζονται από ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, ελέγχθηκε η ύπαρξη σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας (co integration) μεταξύ των εμπλεκόμενων σειρών (ονομαστικό επιτόκιο και πληθωρισμός) με τη μέθοδο του Johansen. Σε περίπτωση αποδοχής της ύπαρξης σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας, υπόθεση που αποτελεί βασική προϋπόθεση για την εμπειρική ισχύ του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect, προχωρήσαμε στη διεξαγωγή περαιτέρω ελέγχων. Οι έλεγχοι αυτοί αφορούσαν τα στοιχεία του διανύσματος μακροχρόνιας ισορροπίας (co integrating vector) και τα στοιχεία του πίνακα προσαρμογής (adjustment coefficients), και είχαν ως στόχο να προσδιοριστεί η ακριβής μορφή της σχέσης ισορροπίας και να διαπιστωθεί αν πληρούνται και οι υπόλοιπες απαραίτητες συνθήκες ώστε να ισχύει η εμπειρική μορφή της εξίσωσης του Fisher.

- **Βήμα 3^ο**

Σε περίπτωση που στο 2^ο Βήμα απορρίφθηκε η ύπαρξη σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο σειρών του ονομαστικού επιτοκίου και του πληθωρισμού, οπότε οδηγηθήκαμε σε απόρριψη της ισχύος της εμπειρικής εξίσωσης του Fisher, εξετάστηκε η περίπτωση να οφείλεται η απόρριψη της ύπαρξης σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών στο γεγονός ότι υπάρχει μία τρίτη μεταβλητή που περιέχει

συστηματική πληροφορία και η οποία είναι ενσωματωμένη στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης μεταξύ των δύο μεταβλητών. Δηλαδή, εξετάζεται η περίπτωση εφόσον δεν υπάρχει γραμμικός συνδυασμός των δύο μεταβλητών που να είναι στάσιμος, μήπως υπάρχει γραμμικός συνδυασμός που να περιέχει και μία τρίτη μεταβλητή, και ο οποίος να είναι στάσιμος. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήθηκε μία μεταβλητή που σχετίζεται με την άσκηση της νομισματικής πολιτικής από την Κεντρική Τράπεζα κάθε χώρας, όπως θα δούμε αναλυτικά παρακάτω, και είναι το output gap, δηλαδή η διαφορά του εγχώριου προϊόντος κάθε χώρας (GDP) από το δυνητικό της προϊόν (potential output). Επιπρόσθετα, και σε αυτή την περίπτωση, σε περίπτωση ύπαρξης μίας τέτοιας σχέσης, ακολουθήσε μία σειρά ελέγχων στα στοιχεία του διανύσματος μακροχρόνιας ισορροπίας (co integrating vector) και στα στοιχεία του πίνακα προσαρμογής (adjustment coefficients), προκειμένου να προσδιοριστεί η ακριβής μορφή της.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται αναλυτικά η διεξαγωγή και τα αποτελέσματα των βημάτων 1 – 3.

3.Αποτελέσματα Εμπειρικής Μελέτης

1) Βήμα 1^ο : Έλεγχος Ύπαρξης Μοναδιαίας Ρίζας στις Σειρές

Το πρώτο στάδιο κάθε οικονομετρικής μελέτης, προκειμένου να αποφασιστεί η μέθοδος εκτίμησης που θα χρησιμοποιηθεί στη συνέχεια, είναι να εξεταστεί αν οι εμπλεκόμενες σειρές, στην περίπτωση μας, το ονομαστικό επιτόκιο και ο πληθωρισμός, χαρακτηρίζονται από ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος Augmented Dickey – Fuller, η οποία χρησιμοποιείται ευρέως, παρά το γεγονός ότι η ισχύς της είναι σχετικά περιορισμένη. Η μέθοδος Augmented Dickey – Fuller περιγράφεται συνοπτικά ακολούθως.

Ας υποθέσουμε ότι επιθυμούμε να εξετάσουμε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε μία σειρά y_t . Προκειμένου να γίνει αυτό, θα πρέπει αρχικά να προσδιοριστεί το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο (AR model) που περιγράφει καλύτερα τη σειρά, δηλαδή θα πρέπει να γίνει επιλογή του αριθμού των υστερήσεων (lags) που θα εισαχθούν στο μοντέλο, καθώς και να αποφασιστεί αν θα εισαχθούν σε αυτό σταθερά ή τάση, έτσι ώστε να εξαλείφονται τα προβλήματα αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας που είναι πιθανό να υπάρχουν στη σειρά.

Για λόγους απλότητας και χωρίς βλάβη της γενικότητας, υποθέτουμε ότι το βέλτιστο μοντέλο για την υπό εξέταση σειρά είναι το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τάξης 1 – AR(1) χωρίς σταθερά και τάση, δηλαδή

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + u_t$$

όπου u_t είναι μία IID $(0, \sigma^2)$ τυχαία μεταβλητή. Τότε:

- Αν $|\rho| < 1$, η σειρά y_t είναι στάσιμη και ο Ordinary Least Squares (OLS) εκτιμητής της παραμέτρου ρ , που είναι ο $\hat{\rho} = \left(\sum_{t=1}^T y_t \cdot y_{t-1} \right) / \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2$, είναι συνεπής και ασυμπτωτικά κανονικός. Κατά συνέπεια, ο έλεγχος υποθέσεων μπορεί να πραγματοποιηθεί με χρήση των πινάκων της κανονικής κατανομής.
- Αν $|\rho| = 1$, η σειρά y_t είναι μη στάσιμη και ο Ordinary Least Squares (OLS) εκτιμητής της παραμέτρου ρ είναι συνεπής, αλλά συγκλίνει ασυμπτωτικά σε μία συνάρτηση της κίνησης Brown (function of Brownian Motion), της οποίας η κατανομή δεν μπορεί να προσδιοριστεί αναλυτικά. Κατά συνέπεια ο έλεγχος υποθέσεων δεν μπορεί να γίνει με τους πίνακες της

κανονικής κατανομής.. Για το λόγο αυτό, οι Dickey – Fuller υπολόγισαν την κατανομή αυτή με τη μέθοδο της προσομοίωσης Monte Carlo.

Συγκεκριμένα, προσπάθησαν να ελέγξουν την υπόθεση $H_0 : \rho = 1$, έναντι της εναλλακτικής

$H_1 : \rho < 1$. Για το σκοπό αυτό πήραν τον OLS εκτιμητή $\hat{\rho} = \left(\sum_{t=1}^T y_t \cdot y_{t-1} \right) / \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2$ και

κατασκεύασαν το t- test $t_T = (\hat{\rho} - 1) / s.e(\hat{\rho})$. Χρησιμοποιώντας προσομοίωση Monte Carlo, σχημάτισαν την κατανομή του t – test κάτω από την υπόθεση $\rho = 1$. Η κατανομή που προέκυψε «γέρνει» προς τα αριστερά (left skewed) σε σχέση με την κανονική κατανομή, κατά συνέπεια οι κριτικές τιμές (critical values) που θα χρησιμοποιηθούν για την πραγματοποίηση ελέγχων κάτω από την υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας θα είναι μεγαλύτερες (σε απόλυτες τιμές) από τις αντίστοιχες της κανονικής κατανομής.

Με βάση όλα τα παραπάνω, ο έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στη σειρά y_t που περιγράφεται από το AR(1) μοντέλο χωρίς σταθερά και τάση, γίνεται ως εξής:

Το αρχικό μοντέλο, με αφαίρεση και από τα δύο μέλη του y_{t-1} , μετασχηματίζεται στην ακόλουθη μορφή

$$\Delta y_t = (\rho - 1) \cdot y_{t-1} + u_t$$

Στα πλαίσια του μετασχηματισμένου αυτού μοντέλου ο αρχικός έλεγχος υποθέσεων ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας $H_0 : \rho = 1$, $H_1 : \rho < 1$, γίνεται έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας της παραμέτρου $a = \rho - 1$, δηλαδή ο έλεγχος που πραγματοποιείται είναι ο $H_0 : a = 0$, $H_1 : a < 0$.

Το t – test για τον έλεγχο αυτό είναι το $t_T = (\hat{a}) / s.e(\hat{a})$, το οποίο ασυμπτωτικά ακολουθεί την κατανομή που υπολόγισαν οι Dickey – Fuller. Επομένως, χρησιμοποιούνται για την πραγματοποίηση του ελέγχου οι κριτικές τιμές που υπολογίστηκαν από την προσομοίωση Monte Carlo.

Σημειώνεται ότι οι Dickey – Fuller, έχουν υπολογίσει τις κριτικές τιμές και για τις περιπτώσεις που το AR(1) μοντέλο περιλαμβάνει σταθερά ή σταθερά και τάση. Η διαδικασία κατά τα υπόλοιπα είναι ακριβώς η ίδια με παραπάνω.

Τέλος, αναφέρεται ότι στην περίπτωση που το αρχικό μοντέλο είναι τάξης ανώτερης από AR(1) (περισσότερες από μίας υστερήσεις), οι κριτικές τιμές δε διαφοροποιούνται από αυτές που ισχύουν για την περίπτωση του AR(1) μοντέλου, και η διαδικασία είναι ανάλογη με αυτή που ακολουθείται για το AR(1) μοντέλο.

Μετά τη σύντομη περιγραφή της μεθόδου Augmented Dickey – Fuller, προχωρούμε στην παρουσίαση της εφαρμογής της στις χώρες του δείγματος και στην παράθεση των αποτελεσμάτων.

Οι σειρές που εξετάστηκαν για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ήταν οι 12 σειρές του 3μηνου πληθωρισμού υπολογισμένου σε ετήσια βάση, και οι 12 σειρές των ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων ομολόγων δημοσίου κάθε χώρας.

Αναφορικά με τον αριθμό υστερήσεων που χρησιμοποιήθηκαν για κάθε σειρά, η επιλογή έγινε με τη χρήση των αυτόματων κριτηρίων που διαθέτει το στατιστικό πρόγραμμα **EViews 4.1**. Συγκεκριμένα, για κάθε σειρά έγινε έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας με βάση τον αριθμό υστερήσεων που υποδείκνυαν αυτόματα τα κριτήρια Modified Akaike Information Criterion (MAIC), Modified Schwarz Information Criterion (MSIC) και Modified Hannan – Quinn Information Criterion (MHQIC).

Όσον αφορά την επιλογή προσθήκης σταθεράς, ή σταθεράς και τάσης στο μοντέλο, ο έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας πραγματοποιήθηκε σε όλες τις σειρές και για τις 3 επιλογές (σταθερά, τάση και σταθερά, τίποτα από τα δύο) και για τον αριθμό υστερήσεων που υποδείχθηκε και από τα 3 αυτόματα κριτήρια. Συνολικά, δηλαδή πραγματοποιήθηκαν για κάθε σειρά 9 ADF Tests, τα αποτελέσματα των οποίων φαίνονται στους **Πίνακες 1 και 3** του παραρτήματος Α.

Στη συνέχεια, εξετάσαμε πιο από τα 3 μοντέλα (σταθερά, σταθερά και τάση, τίποτα από τα δύο), αντιπροσωπεύει καλύτερα την κάθε σειρά για κάθε αριθμό υστερήσεων. Για το σκοπό αυτό, εξετάσαμε καταρχήν τη στατιστική σημαντικότητα της σταθεράς και της τάσης. Στη συνέχεια, λάβαμε εξετάσαμε τα Information Criteria (Akaike, Schwarz), καθώς και το στατιστικό Durbin – Watson που αποτελεί δείκτη για την ύπαρξη ή μη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα. Τελικά, για κάθε αριθμό υστερήσεων επιλέξαμε ως καλύτερο το μοντέλο εκείνο, του οποίου όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί, και που συγχρόνως ελαχιστοποιεί τα Information Criteria και έχει την πιο κοντινή τιμή στο 2 για το στατιστικό Durbin Watson.

Στους **Πίνακες 3 και 5** που ακολουθούν, παρατίθενται τα αποτελέσματα των ADF tests για το καλύτερο μοντέλο που επιλέχτηκε για κάθε αριθμό υστερήσεων που υπέδειξαν τα αυτόματα κριτήρια.

**Πίνακας 3: Αποτελέσματα των ADF Tests για τα επιλεγμένα μοντέλα στις σειρές του
3μηνου πληθωρισμού**

ΧΩΡΑ	MAIC	MSIC	MHQIC
ΓΑΛΛΙΑ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΕΛΒΕΤΙΑ	I(1) (**) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
Η.Π.Α.	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΙΣΡΑΗΛ	I(1) (***) ^α	I(1) (***) ^α	I(1) (***) ^α
ΙΤΑΛΙΑ	I(0) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (**) ^γ
ΚΑΝΑΔΑΣ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΜΕΞΙΚΟ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	I(1) (***) ^β	I(1) (***) ^β	I(1) (***) ^β
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(1) (***) ^β	I(1) (***) ^β	I(1) (***) ^β
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ

(*) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
 (***) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%
 (***) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%
 Εκθέτης α = χρήση σταθεράς
 Εκθέτης β = χρήση τάση και σταθεράς
 Εκθέτης γ = ούτε τάση ούτε σταθερά

Από τον Πίνακα 3 γίνεται σαφές ότι σε όλες τις σειρές του πληθωρισμού έχουμε αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, με εξαίρεση τις εξής περιπτώσεις:

- Για την Ελβετία, στην περίπτωση που η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων γίνεται με το κριτήριο Modified Akaike, η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης γίνεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.
- Για την Ιταλία, στην περίπτωση που η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων γίνεται με το κριτήριο Modified Akaike, έχουμε απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας για όλα τα επίπεδα σημαντικότητας. Επίσης, στην περίπτωση που η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων γίνεται με το κριτήριο Modified Hannan – Quinn, η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης γίνεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Με βάση τα παραπάνω συμπεραίνουμε ότι οι σειρές του πληθωρισμού είναι μη στάσιμες αφού διαπιστώνουμε αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% ή 10%. Εξαίρεση αποτελεί μόνο η Ιταλία, για την οποία έχουμε πλήρη απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης στην περίπτωση όπως που ο αριθμός υστερήσεων επιλέγεται με το κριτήριο Modified Akaike. Επειδή, όμως από περαιτέρω ελέγχους των μοντέλων, διαπιστώθηκε ότι το μοντέλο που υποδεικνύεται από το κριτήριο Modified Hannan – Quinn

είναι καλύτερο σε όρους αυτοσυσχέτισης από τα μοντέλα που υποδεικνύονται από τα άλλα δύο κριτήρια, αποδεχόμαστε ως πιο αξιόπιστη την ένδειξη που δίνει το κριτήριο αυτό. Επομένως, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι και για την Ιταλία η σειρά του πληθωρισμού είναι μη στάσιμη σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Κατά συνέπεια μπορούμε να ισχυριστούμε με σχετική βεβαιότητα ότι οι σειρές του πληθωρισμού για όλες τις χώρες του δείγματος χαρακτηρίζονται από την ύπαρξη μίας τουλάχιστον μοναδιαίας ρίζας. Το συμπέρασμα αυτό δεν είναι ευαίσθητο ούτε στην επιλογή μοντέλου (σταθερά, σταθερά και τάση, τίποτα από τα δύο), αλλά ούτε και στον τρόπο επιλογής των υστερήσεων που υπεισέρχονται στο μοντέλο (αναλυτικά στο Παράρτημα Α – Πίνακας 1).

Στη συνέχεια πραγματοποιήθηκαν ADF Tests (με την ίδια μεθοδολογία) για τις σειρές των πρώτων διαφορών του πληθωρισμού για τις 12 χώρες του δείγματος. Τα αποτελέσματα για τα επιλεγμένα μοντέλα παρατίθενται ακολούθως στον **Πίνακα 4**.

Πίνακας 4: Αποτελέσματα των ADF Tests για τα επιλεγμένα μοντέλα στις πρώτες διαφορές των σειρών του 3μηνου πληθωρισμού

ΧΩΡΑ	MAIC	MSIC	MHQIC
ΓΑΛΛΙΑ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΕΛΒΕΤΙΑ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
Η.Π.Α.	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΙΣΡΑΗΛ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΙΤΑΛΙΑ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΚΑΝΑΔΑΣ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΜΕΞΙΚΟ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ

(*) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
 (**) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
 (***) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%
 Εκθέτης α = χρήση σταθεράς
 Εκθέτης β = χρήση τάση και σταθεράς
 Εκθέτης γ = ούτε τάση ούτε σταθερά

Από τον **Πίνακα 4** γίνεται σαφές ότι σε όλες τις σειρές των πρώτων διαφορών του πληθωρισμού έχουμε απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Το συμπέρασμα αυτό δεν είναι ευαίσθητο ούτε στην επιλογή μοντέλου (σταθερά, σταθερά και τάση, τίποτα από τα δύο), αλλά ούτε και στον τρόπο επιλογής των υστερήσεων που υπεισέρχονται στο μοντέλο (αναλυτικά στο Παράρτημα Α- Πίνακας 2).

Κατά συνέπεια μπορούμε να ισχυριστούμε με σχετική βεβαιότητα ότι οι σειρές του πληθωρισμού για όλες τις χώρες του δείγματος χαρακτηρίζονται από την ύπαρξη μίας μοναδιαίας ρίζας.

Πίνακας 5: Αποτελέσματα των ADF Tests για τα επιλεγμένα μοντέλα στις σειρές των 3μηνων ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων κυβερνητικών ομολόγων (3month Treasury Bill Rates)

ΧΩΡΑ	MAIC	MSIC	MHQIC
ΓΑΛΛΙΑ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΕΛΒΕΤΙΑ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
Η.Π.Α.	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΙΣΡΑΗΛ	I(1) (**) ^β	I(1) (**) ^β	I(1) (**) ^β
ΙΤΑΛΙΑ	I(1) (**) ^γ	I(1) (**) ^γ	I(1) (**) ^γ
ΚΑΝΑΔΑΣ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΜΕΞΙΚΟ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	I(1) (***) ^α	I(1) (***) ^α	I(1) (***) ^α
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ

(*) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
 (**) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
 (***) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%
 Εκθέτης α = χρήση σταθεράς
 Εκθέτης β = χρήση τάση και σταθεράς
 Εκθέτης γ = ούτε τάση ούτε σταθερά

Από τον Πίνακα 5 γίνεται σαφές ότι σε όλες τις σειρές των ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων κυβερνητικών ομολόγων έχουμε αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, με εξαίρεση τις εξής περιπτώσεις:

- Για το Ισραήλ, η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης γίνεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, ανεξαρτήτως του κριτηρίου με το οποίο επιλέγεται ο αριθμός των υστερήσεων.
- Για την Ιταλία, η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης γίνεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, ανεξαρτήτως του κριτηρίου με το οποίο επιλέγεται ο αριθμός των υστερήσεων.

Οι παραπάνω εξαιρέσεις, δεδομένου ότι ακόμη και σε αυτές τις περιπτώσεις, η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης πραγματοποιείται σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, δεν είναι ικανές να οδηγήσουν στην απόρριψη της υπόθεσης της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις σειρές των ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων κυβερνητικών ομολόγων για τις 12 χώρες.

Κατά συνέπεια μπορούμε να ισχυριστούμε με σχετική βεβαιότητα ότι οι σειρές των ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων κυβερνητικών ομολόγων για όλες τις χώρες του δείγματος χαρακτηρίζονται από την ύπαρξη μίας τουλάχιστον μοναδιαίας ρίζας. Το συμπέρασμα αυτό δεν είναι ευαίσθητο ούτε στην επιλογή μοντέλου (σταθερά, σταθερά και τάση, τίποτα από τα δύο), αλλά ούτε και στον τρόπο επιλογής των υστερήσεων που υπεισέρχονται στο μοντέλο (αναλυτικά Παράρτημα Α – Πίνακας 3).

Στη συνέχεια, όπως και στην περίπτωση των σειρών του πληθωρισμού, πραγματοποιήθηκαν ADF Tests (με την ίδια μεθοδολογία) για τις σειρές των πρώτων διαφορών των ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων κυβερνητικών ομολόγων για τις 12 χώρες του δείγματος. Τα αποτελέσματα για τα επιλεγμένα μοντέλα παρατίθενται ακολούθως στον Πίνακα 6.

Πίνακας 6: Αποτελέσματα των ADF Tests για τα επιλεγμένα μοντέλα στις πρώτες διαφορές των σειρών των 3μηνων ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων κυβερνητικών ομολόγων

ΧΩΡΑ	MAIC	MSIC	MHQIC
ΓΑΛΛΙΑ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΕΛΒΕΤΙΑ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
Η.Π.Α.	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΙΣΡΑΗΛ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΙΤΑΛΙΑ	I(0) (**) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΚΑΝΑΔΑΣ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΜΕΞΙΚΟ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ

(*) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
 (**) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
 (***) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%
 Εκθέτης α = χρήση σταθεράς
 Εκθέτης β = χρήση τάση και σταθεράς
 Εκθέτης γ = ούτε τάση ούτε σταθερά

Από τον Πίνακα 6 γίνεται σαφές ότι σε όλες τις σειρές των πρώτων διαφορών του ονομαστικού επιτοκίου έχουμε απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, με εξαίρεση τη σειρά των πρώτων διαφορών του ονομαστικού επιτοκίου για την Ιταλία στην περίπτωση επιλογής του αριθμού υστερήσεων με το κριτήριο Modified Akaike, όπου η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης γίνεται σε επίπεδο σημαντικότητας

5%. Το συμπέρασμα αυτό δεν είναι ευαίσθητο ούτε στην επιλογή μοντέλου (σταθερά, σταθερά και τάση, τίποτα από τα δύο), αλλά ούτε και στον τρόπο επιλογής των υστερήσεων που υπεισέρχονται στο μοντέλο (αναλυτικά στο Παράρτημα Α- Πίνακας 4).

Κατά συνέπεια μπορούμε να ισχυριστούμε με σχετική βεβαιότητα ότι οι σειρές των ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων κυβερνητικών ομολόγων για όλες τις χώρες του δείγματος χαρακτηρίζονται από την ύπαρξη μίας μοναδιαίας ρίζας.

II) Βήμα 2^ο : Έλεγχος Ύπαρξης Σχέσης Μακροχρόνιας Ισορροπίας μεταξύ του πληθωρισμού και των ονομαστικών επιτοκίων

Εφόσον στο προηγούμενο βήμα καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι οι σειρές του πληθωρισμού και των ονομαστικών επιτοκίων είναι μη στάσιμες σειρές για το σύνολο των 12 χωρών του δείγματος, συμπεραίνουμε (με βάση όσα έχουν αναφερθεί στην εισαγωγή της εργασίας για την εκτίμηση μοντέλων σε περιβάλλον μη στασιμότητας), ότι προκειμένου να υπάρχει κάποιο μοντέλο που να συνδέει τις 2 αυτές μεταβλητές, θα πρέπει αυτές να συνολοκληρώνονται, δηλαδή να υπάρχει κάποιος γραμμικός συνδυασμός τους που να είναι στάσιμος.

Δεδομένου ότι η εξίσωση του Fisher αποτελεί ουσιαστικά ένα μοντέλο που συνδέει τις μη στάσιμες σειρές του πληθωρισμού και των ονομαστικών επιτοκίων, προκειμένου να διαπιστώσουμε αν ισχύει, θα πρέπει αρχικά να εξετάσουμε αν οι σειρές σχετίζονται με σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (co integrating equation). Η εξέταση για ύπαρξη co integrating σχέσης μεταξύ των δύο σειρών, θα γίνει με χρήση της μεθόδου του Johansen, η οποία αποτελεί ιδιαίτερα διαδεδομένη μέθοδο λόγω των ενδείξεων που υπάρχουν για υπεροχή της έναντι των άλλων μεθόδων στην εκτίμηση παραμέτρων σε περιβάλλον μη στασιμότητας.¹ Η μέθοδος του Johansen συνοπτικά παρουσιάζεται ακολούθως.

Η ανάλυση της μεθόδου του Johansen ξεκινά με ένα Διανυσματικό Αυτοπαλίνδρομο Μοντέλο τάξης κ – VAR (κ), που αποτελείται από n μεταβλητές όλες μη στάσιμες. Δηλαδή η μεταβλητή $Z_t = [x_{1t}, x_{2t}, \mathbf{K}, x_{nt}]'$ είναι ένα διάνυσμα $n \times 1$, το οποίο περιγράφεται από ένα VAR μοντέλο τάξης κ:

$$Z_t = \mu + A_1 \cdot Z_{t-1} + A_2 \cdot Z_{t-2} + \mathbf{L} + A_k \cdot Z_{t-k} + U_t \quad (1)$$

όπου U_t είναι μία κανονική IID σειρά.

Ο Johansen με μία σειρά γραμμικών μετασχηματισμών έγραψε το παραπάνω μοντέλο στη μορφή ενός VEC μοντέλου, που είναι το εξής

$$\Delta Z_t = \mu + \Pi \cdot Z_{t-1} + \Gamma_1 \cdot \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \mathbf{L} + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + U_t \quad (2)$$

όπου $\Gamma_i = (A_{i+1} - \mathbf{L} - A_k)$, $i = 1, \mathbf{K}, k-1$ και $\Pi = -(\mathbf{I} - A_1 - A_2 - \mathbf{L} - A_k)$.

¹ Caporale Guglielmo Maria & Pittis Nikitas – “Estimator Choice and Fisher’s Paradox: A Monte Carlo Simulation”
Crowder William & Wohar Mark – “Are Tax Effects Important in the Long – Run Fisher Relation?”

Ο πίνακας Π είναι ιδιαίτερα σημαντικός, δεδομένου ότι από την τάξη αυτού του πίνακα καθορίζεται ο αριθμός των σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας (co integrating vectors) που υπάρχουν μεταξύ των n μεταβλητών του αρχικού VAR μοντέλου. Οι πιθανές περιπτώσεις για την τάξη του πίνακα Π είναι τρεις, και είναι οι ακόλουθες:

- Η τάξη του πίνακα Π είναι n , δηλαδή ισούται με τον αριθμό των μη στάσιμων μεταβλητών του συστήματος. Σε αυτή την περίπτωση, οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι οι μεταβλητές του διανύσματος Z_t είναι στάσιμες παρά την αρχική υπόθεση ότι είναι I(1).
- Η τάξη του πίνακα Π ισούται με μηδέν. Σε αυτή την περίπτωση ο πίνακας Π είναι ο μηδενικός πίνακας και η εξίσωση (2) μετασχηματίζεται σε VAR μοντέλο για τις πρώτες διαφορές των μεταβλητών του διανύσματος Z_t . Κάτι τέτοιο σημαίνει ότι οι μεταβλητές του διανύσματος Z_t δε συνδέονται με σχέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας (δεν υπάρχει co integration).
- Η τάξη του πίνακα Π ισούται με ρ , όπου $0 < \rho < n$. Σε αυτή την περίπτωση υπάρχουν ρ σχέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ κάποιων από τις n μεταβλητές του διανύσματος Z_t . Τότε, ο πίνακας Π μπορεί να γραφεί σαν το γινόμενο δύο ενός $n \times \rho$ πίνακα A και ενός $\rho \times n$ πίνακα B , δηλαδή $\Pi = A \cdot B$. Εφόσον στην εξίσωση (2), οι διαφορές ΔZ_t και το σφάλμα U_t είναι στάσιμες σειρές, θα πρέπει υποχρεωτικά και το γινόμενο $\Pi \cdot Z_{t-1}$ να είναι στάσιμο. Κατά συνέπεια, το γινόμενο αυτό αποτελεί ουσιαστικά το γραμμικό συνδυασμό των n μεταβλητών που είναι στάσιμος, είναι δηλαδή η σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.

Οι στήλες του πίνακα B δίνουν τους συντελεστές με τους οποίους η κάθε μεταβλητή συμμετέχει στις σχέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας, ενώ η i - σειρά του πίνακα A δείχνει πόσο σημαντική είναι η κάθε σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας για τη σειρά x_{it} , δηλαδή πόσο γρήγορα προσαρμόζεται η αντίστοιχη μεταβλητή για να αποκαταστήσει την μακροχρόνια ισορροπία, σε περίπτωση που αυτή διαταραχθεί.

Σημειώνεται ότι η ανάλυση του πίνακα Π σαν το γινόμενο δύο πινάκων A, B δεν είναι μοναδική.

Με βάση τα παραπάνω, συμπεραίνουμε ότι ο έλεγχος για ύπαρξη σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ μεταβλητών με τη μέθοδο του Johansen ανάγεται ουσιαστικά σε διαδικασία εκτίμησης της τάξης του πίνακα Π . Για το σκοπό αυτό ο Johansen προτείνει δύο στατιστικούς ελέγχους, το Max – Eigenvalue Test (λ_{max}) και το Trace Test. Και οι δύο αυτοί έλεγχοι έχουν

σα μηδενική υπόθεση την $H_0 : \eta \text{ τάξη του πίνακα } \Pi \text{ είναι } \rho \sim \kappa$, διαφέρουν όμως στην εναλλακτική υπόθεση H_1 . Συγκεκριμένα, το Trace Test έχει εναλλακτική υπόθεση την $H_1 : \eta \text{ τάξη του πίνακα } \Pi \text{ είναι } \rho \sim \kappa + 1$, ενώ το έχει εναλλακτική υπόθεση την $H_1 : \eta \text{ τάξη του πίνακα } \Pi \text{ είναι } \rho \sim n$.

Στην έρευνά μας, δεδομένου ότι σκοπός μας είναι να εξετάσουμε αν οι σειρές του πληθωρισμού και του ονομαστικού επιτοκίου συνδέονται μέσω της σχέσης $\dot{i}_t = r + \pi_{t+1} + u_t$, ουσιαστικά θα πρέπει να πραγματοποιήσουμε τους ακόλουθους ελέγχους :

- Καταρχήν, δεδομένου ότι οι εμπλεκόμενες σειρές \dot{i}_t και π_{t+1} είναι μη στάσιμες, εξετάζουμε αν συνδέονται με σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (co integrating equation). Ο έλεγχος αυτός γίνεται με τη χρήση της μεθόδου του Johansen, για την εφαρμογή της οποίας ξεκινάμε από ένα διμεταβλητό VAR μοντέλο, του οποίου η τάξη κ προσδιορίζεται με τη χρήση αυτόματων κριτηρίων που διαθέτει το στατιστικό πρόγραμμα **EViews 4.1** (αναλυτικά η διαδικασία περιγράφεται παρακάτω).

Σύμφωνα με την περιγραφή της μεθόδου του Johansen, δεδομένου ότι το διάνυσμα των μεταβλητών είναι πλέον το $Z_t = \begin{bmatrix} \dot{i}_t & \pi_{t+1} \end{bmatrix}$, δηλαδή αποτελείται από δύο μεταβλητές, είναι δυνατό να υπάρχει μία μόνο σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας που να συνδέει τις δύο σειρές. Επομένως, στην περίπτωση που εξετάζουμε, ο έλεγχος για ύπαρξη σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ πληθωρισμού και ονομαστικού επιτοκίου, ανάγεται σε έλεγχο για το αν η τάξη του πίνακα Π είναι 1.

- Εφόσον διαπιστωθεί ότι υπάρχει μία σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, που σημαίνει ότι ο πίνακας Π μπορεί να γραφεί σα γινόμενο ενός 2×1 πίνακα A και ενός 1×2 πίνακα B , θα πρέπει να γίνουν κάποιοι επιπλέον έλεγχοι στα στοιχεία των πινάκων αυτών, διότι για να ισχύει το Fisher Effect (δηλαδή η εξίσωση $\dot{i}_t = r + \pi_{t+1} + u_t$), θα πρέπει να πληρούνται κάποιες συνθήκες που είναι οι ακόλουθες:

- Αρχικά θα πρέπει να βεβαιώσουμε ότι και οι δύο μεταβλητές συμμετέχουν στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας. Για να συμβαίνει αυτό, θα πρέπει τα στοιχεία του διανύσματος μακροχρόνιας ισορροπίας (co integrating vector), δηλαδή τα b_{11} και b_{12} , να είναι διάφορα του μηδενός. Αν ένα από τα δύο αυτά στοιχεία είναι ίσο με

μηδέν, αυτό σημαίνει ότι η μεταβλητή με μη μηδενικό συντελεστή ισορροπίας είναι στάσιμη, κάτι που έρχεται σε αντίθεση με την αρχική υπόθεση για μη στασιμότητα των σειρών που εξετάζονται για ύπαρξη σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ τους. Σε περίπτωση που και τα δύο στοιχεία του διανύσματος ισορροπίας είναι μηδέν, τότε δεν υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, παρά την αρχική υπόδειξη του Johansen Test, για ύπαρξη μίας σχέσης ισορροπίας που συνδέει τις δύο σειρές.

➔ Εφόσον βεβαιώσουμε ότι και οι δύο μεταβλητές, \mathbf{i}_t και $\boldsymbol{\pi}_{t+1}$ συμμετέχουν στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, θα πρέπει να ελέγξουμε αν τα στοιχεία του πίνακα \mathbf{B} λαμβάνουν τις κατάλληλες τιμές, ώστε να ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect. Από τη μορφή της εξίσωσης που εξετάζουμε για την ισχύ της, συμπεραίνουμε ότι για να ισχύει θα πρέπει το διάνυσμα ισορροπίας (co integrating vector), να έχει τη μορφή $[\mathbf{b}_{11} \ \mathbf{b}_{12}] = [\mathbf{I} \ -\mathbf{I}]$. Επομένως, το επόμενο βήμα είναι να εξετάσουμε αν το διάνυσμα ισορροπίας έχει τη μορφή που απαιτείται.

➔ Στη συνέχεια, θα πρέπει να εξετάσουμε αν και τα στοιχεία του πίνακα προσαρμογής \mathbf{A} , έχουν τις κατάλληλες τιμές.

Εφόσον το διάνυσμα ισορροπίας έχει τη μορφή $[\mathbf{b}_{11} \ \mathbf{b}_{12}] = [\mathbf{I} \ -\mathbf{I}]$, η σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας παίρνει τη μορφή $\mathbf{i}_{t-1} - \boldsymbol{\pi}_t = \boldsymbol{\theta}$, και το τμήμα της πρώτης εξίσωσης του VEC μοντέλου που αφορά τη μακροχρόνια ισορροπία, παίρνει τη μορφή $\Delta \mathbf{i}_t = \mathbf{a}_{11} \cdot (\mathbf{i}_{t-1} - \boldsymbol{\pi}_t)$.

Ας υποθέσουμε ότι τη χρονική στιγμή $t-1$ υπάρχει απόκλιση από τη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, και έστω ότι ισχύει ότι $\mathbf{i}_{t-1} - \boldsymbol{\pi}_t > \boldsymbol{\theta}$, δηλαδή ότι $\mathbf{i}_{t-1} > \boldsymbol{\pi}_t$. Αυτό σημαίνει, με βάση τη θεωρία του Fisher, ότι το επιτόκιο της επόμενης περιόδου \mathbf{i}_t θα πρέπει να μειωθεί, επομένως το $\Delta \mathbf{i}_t$ θα είναι μικρότερο του μηδενός και άρα ο συντελεστής \mathbf{a}_{11} θα πρέπει να είναι αρνητικός. Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουμε και αν υποθέσουμε ότι $\mathbf{i}_{t-1} - \boldsymbol{\pi}_t < \boldsymbol{\theta}$. Επίσης, όπως γνωρίζουμε, το Fisher Effect υποδεικνύει ότι το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται άμεσα (1-1) στον πληθωρισμό. Με βάση τις δύο παραπάνω παρατηρήσεις, συμπεραίνουμε ότι ο συντελεστής προσαρμογής \mathbf{a}_{11} που δείχνει την προσαρμογή του ονομαστικού επιτοκίου στη σχέση ισορροπίας, θα πρέπει να ισούται με -1.

Αναφορικά με το δεύτερο συντελεστή προσαρμογής \mathbf{a}_{21} , ο οποίος δείχνει την προσαρμογή του πληθωρισμού (2^η μεταβλητή) στη σχέση μακροχρόνιας

ισορροπίας, καθώς και την ασθενή εξωγένεια του πληθωρισμού (weak exogeneity), προκύπτει ότι ο συντελεστής αυτός θα πρέπει να ισούται με μηδέν. Ο λόγος είναι ότι σύμφωνα με τη Θεωρία του Fisher, θα πρέπει ο πληθωρισμός να είναι εξωγενής μεταβλητή, δηλαδή σε περίπτωση διαταραχής της μακροχρόνιας ισορροπίας, το επιτόκιο θα πρέπει να προσαρμοστεί για να την αποκαταστήσει.

Επομένως, στο βήμα αυτό εξετάζουμε αν $a_{11} = -1$ και αν $a_{21} = 0$.

- ✦ Σε περίπτωση που από τους παραπάνω ελέγχους διαπιστώσουμε ότι οι τιμές των συντελεστών ισορροπίας και των συντελεστών προσαρμογής είναι οι προβλεπόμενες, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect (Long – Run Fisher Effect). Σημειώνεται στο σημείο αυτό ότι η απαίτηση $a_{11} = -1$ είναι αρκετά αυστηρή και σχεδόν αδύνατη πρακτικά. Για το λόγο αυτό, σε περίπτωση αποδοχής των υπόλοιπων προϋποθέσεων για την ισχύ του μακροπρόθεσμου Fisher Effect, αν διαπιστώσουμε ότι ο συντελεστής a_{11} δεν παίρνει μεν την τιμή -1, αλλά έχει το κατάλληλο πρόσημο (αρνητικό), θα προχωρούμε στην αποδοχή του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect.

Στη συνέχεια προχωρούμε στην αναλυτική περιγραφή του τρόπου διεξαγωγής των παραπάνω ελέγχων, καθώς και στην παράθεση των αποτελεσμάτων τους, για τις 12 χώρες του δείγματος.

Το πρώτο βήμα για τη διεξαγωγή των παραπάνω ελέγχων, είναι να γίνει επιλογή του αριθμού υστερήσεων (τάξη) του διμεταβλητού VAR μοντέλου. Η επιλογή αυτή έγινε για κάθε χώρα με την ακόλουθη διαδικασία:

- Αρχικά δημιουργήσαμε ένα διμεταβλητό VAR μοντέλο τάξης 1 για κάθε χώρα. Οι δύο μεταβλητές που συνιστούν το VAR μοντέλο, είναι το ονομαστικό επιτόκιο και ο πληθωρισμός για μία περίοδο μπροστά.
- Στη συνέχεια χρησιμοποιήσαμε στο παραπάνω VAR(1) μοντέλο κάθε χώρας την αυτόματη επιλογή **View/Lag Structure** του στατιστικού προγράμματος **EViews 4.1**. Η αυτόματη αυτή επιλογή υποδεικνύει με βάση 5 κριτήρια (Sequential Modified LR test Statistic, Final Prediction Error, Akaike Information Criterion, Schwarz Information Criterion, Hannan – Quinn Information Criterion), το βέλτιστο αριθμό υστερήσεων που πρέπει να υπεισέρθουν σε ένα VAR μοντέλο που περιέχει τις 2 μεταβλητές που όρισαν το αρχικό VAR(1) μοντέλο.

- Από τον αριθμό υστερήσεων που υποδεικνύουν τα 5 κριτήρια, επιλέξαμε το μικρότερο από αυτούς προκειμένου να μην περιορίσουμε σημαντικά τον αριθμό των βαθμών ελευθερίας, γεγονός που θα μπορούσε να έχει σημαντικές αρνητικές συνέπειες την ισχύ των ελέγχων που πραγματοποιήθηκαν.
- Με βάση τον τρόπο αυτό επιλογής, ο αριθμός των υστερήσεων που χρησιμοποιήθηκαν για την πραγματοποίηση του **Johansen Cointegration Test** για κάθε χώρα, φαίνεται στον **Πίνακα 7**.

Πίνακας 7: Αριθμός Υστερήσεων που χρησιμοποιήθηκαν για την πραγματοποίηση του Johansen Cointegration Test.

ΧΩΡΑ	ΑΡΙΘΜΟΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ VAR MODEL	ΑΡΙΘΜΟΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ VEC MODEL
ΓΑΛΛΙΑ	2	1
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	2	1
ΕΛΒΕΤΙΑ	2	1
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	2	1
Η.Π.Α.	3	2
ΙΣΡΑΗΛ	5	4
ΙΤΑΛΙΑ	2	1
ΚΑΝΑΔΑΣ	2	1
ΜΕΞΙΚΟ	3	2
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	5	4
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	2	1
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	6	5

Μετά την επιλογή του αριθμού των υστερήσεων, το επόμενο βήμα είναι η επιλογή του κατάλληλου μοντέλου για κάθε χώρα προκειμένου να πραγματοποιήσουμε τον έλεγχο για ύπαρξη σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών. Το Johansen Cointegration Test, δίνει 5 δυνατές επιλογές μοντέλων για την πραγματοποίηση του παραπάνω ελέγχου. Οι επιλογές αυτές είναι οι ακόλουθες:

1. No Intercept or Trend in CE or test VAR
2. Intercept (no trend) in CE – no intercept in VAR
3. Intercept (no trend) in CE and test VAR
4. Intercept and trend in CE – no trend in VAR
5. Intercept and trend in CE – linear trend in VAR

Προκειμένου να επιλέξουμε το κατάλληλο μοντέλο (επιλογές 1-5) για κάθε χώρα, ακολουθήσαμε τη διαδικασία που πρότεινε ο Johansen (1995), την οποία περιγράφουμε αναλυτικά για τον Καναδά ακολούθως:

- Για τον αριθμό των υστερήσεων που επιλέξαμε στο προηγούμενο βήμα, δηλαδή 1, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα

Sample: 1975:1 2003:4 Included observations: 113 Series: INTCANADA INFCANADA1 Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	0	1	0	2
Max-Eig	1	0	1	0	0
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-280.7425	-280.7425	-280.3972	-280.3972	-279.7641
1	-274.0574	-273.0360	-272.7892	-272.7889	-272.7713
2	-273.2744	-271.5379	-271.5379	-268.5790	-268.5790
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	5.039690	5.039690	5.068978	5.068978	5.093170
1	4.992166	4.991788*	5.005118	5.022812	5.040199
2	5.049104	5.053768	5.053768	5.036796	5.036796
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	5.136235*	5.136235*	5.213795	5.213795	5.286259
1	5.185256	5.209014	5.246480	5.288310	5.329834
2	5.338738	5.391674	5.391674	5.422975	5.422975

Παρατηρούμε ότι ο παραπάνω πίνακας μας δίνει τον αριθμό των σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών, που υποδεικνύεται τόσο από το Trace Test όσο και από το Max Eigenvalue Test, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, και για κάθε μία από τις 5 επιλογές μοντέλου.

Επίσης ο πίνακας αυτός δίνει τις τιμές των Log Likelihood, Akaike Information Criterion, Schwarz Information Criterion ανά αριθμό co integrating σχέσεων και ανά μοντέλο.

- Για το σύνολο των μοντέλων (1 έως 5), εξετάζουμε τη μηδενική υπόθεση

H_0 : Το πιο περιορισμένο μοντέλο (more restricted) είναι καλύτερο από το πιο γενικό μοντέλο (more general),

όπου πιο περιορισμένο εννοούμε πάντα το μοντέλο που βρίσκεται πιο αριστερά στο συνοπτικό πίνακα, αφού καθώς κινούμαστε προς τα δεξιά στον πίνακα, τα μοντέλα γίνονται περισσότερο γενικά.

Για να ελέγξουμε την παραπάνω υπόθεση, υπολογίζουμε αρχικά το Likelihood Ratio, σύμφωνα με τον ακόλουθο τύπο:

$$\text{LR ratio} = -2[\text{Log Likelihood of Restr. Model} - \text{Log Likelihood of More Gen. Model}]$$

Στη συνέχεια υπολογίζουμε την πιθανότητα αποδοχής της μηδενικής υπόθεσης ως εξής:

$$\text{Probability} = 1 - \chi^2(\text{LR}, n - k)$$

όπου n είναι ο αριθμός των μεταβλητών στο μοντέλο, και k είναι ο αριθμός των εξισώσεων ισορροπίας (co integrating vectors).

Αν $\text{Probability} > 0,05$, τότε αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το πιο περιορισμένο μοντέλο είναι καλύτερο από το πιο γενικό, διαφορετικά την απορρίπτουμε και καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι το πιο γενικό μοντέλο είναι καλύτερο από το πιο περιορισμένο.

- Για την περίπτωση του Καναδά, ελέγχουμε αρχικά τη μηδενική υπόθεση H_0 : ***Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.***

Έχουμε ότι

$$\text{LR ratio} = -2[-274, 0574 - (-273.0360)] = 2,048.$$

$$\text{Probability} = 1 - \chi^2(2,048, 1) = 0,152928 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Στη συνέχεια ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : ***Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3***, με την ίδια διαδικασία.

$$\text{LR ratio} = -2[-274, 0574 - (-272.7892)] = 2,5364$$

$$\text{Probability} = 1 - \chi^2(2,5364, 1) = 0,111248 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Συνεχίζουμε ελέγχοντας τη μηδενική υπόθεση H_0 : ***Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.***

$$\text{LR ratio} = -2[-274, 0574 - (-272.7889)] = 2,5302$$

$$\text{Probability} = 1 - \chi^2(2,5302, 1) = 0,111686 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Τέλος, ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

$$\text{LR ratio} = -2[-274, 0574 - (-272.7713)] = 2,5654$$

$$\text{Probability} = 1 - \chi^2(2,5654, 1) = 0,109225 > 0,05$$

Επειδή probability > 0,05, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

- Με βάση την παραπάνω διαδικασία καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η 1^η από τις 5 επιλογές είναι η καταλληλότερη για την πραγματοποίηση του Johansen Cointegration Test για τον Καναδά.

Η παραπάνω διαδικασία εφαρμόστηκε και για τις υπόλοιπες 11 χώρες του δείγματος, και τα αποτελέσματα με τα μοντέλα που επιλέχτηκαν για κάθε χώρα παρουσιάζονται στον Πίνακα 8. Η αναλυτική διαδικασία επιλογής των μοντέλων για τις υπόλοιπες χώρες παρατίθεται στο Παράρτημα.Β.

Πίνακας 8: Καταλληλότερο Μοντέλο για κάθε χώρα

ΧΩΡΑ	ΑΡΙΘΜΟΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ VEC MODEL	ΚΑΤΑΛΛΗΛΟΤΕΡΟ ΜΟΝΤΕΛΟ
ΓΑΛΛΙΑ	1	Δεν επιλέχτηκε διότι όλα έδειχναν 0 co integrating vectors
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	1	MODEL 1
ΕΛΒΕΤΙΑ	1	MODEL 1
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	1	Δεν επιλέχτηκε διότι όλα έδειχναν 0 co integrating vectors
Η.Π.Α.	2	MODEL 1
ΙΣΡΑΗΛ	4	MODEL 4
ΙΤΑΛΙΑ	1	Δεν επιλέχτηκε διότι όλα έδειχναν 0 co integrating vectors
ΚΑΝΑΔΑΣ	1	MODEL 1
ΜΕΞΙΚΟ	2	MODEL 4
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	4	MODEL 5
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	1	Δεν επιλέχτηκε διότι όλα έδειχναν 0 co integrating vectors
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	5	MODEL 1

Μετά και την επιλογή του καταλληλότερου μοντέλου, προχωρήσαμε στην πραγματοποίηση των ελέγχων για το αν υπάρχει μία σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών (unrestricted cointegration test), καθώς και για το αν τα στοιχεία του διανύσματος ισορροπίας (co integration vector) και του πίνακα προσαρμογής (adjustment coefficients) έχουν τις κατάλληλες τιμές ώστε να ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect

(restricted co integration tests). Τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων παρατίθενται αναλυτικά για κάθε χώρα.

- ΓΑΛΛΙΑ

Για τη Γαλλία, όπως έχουμε ήδη δει, αποφασίστηκε να χρησιμοποιηθεί 1 υστέρηση για την πραγματοποίηση του Cointegration Johansen Test. Τα αποτελέσματα του Cointegration Johansen Test με την επιλογή 6 (summary) έδειξαν ότι δεν υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ της ονομαστικής απόδοσης του 3μηνου κυβερνητικού ομολόγου και του πληθωρισμού, όποιο μοντέλο και να επιλεγεί. Κατά συνέπεια, μπορούμε με ασφάλεια να πούμε ότι για τη χώρα αυτή δεν ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect. Επομένως, θα προχωρήσουμε κατ' ευθείαν στο Βήμα 3 της μεθοδολογίας, προκειμένου να εξετάσουμε αν η μη ύπαρξη σχέσεως ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών μπορεί να οφείλεται στην παράλειψη μίας σημαντικής μεταβλητής, όπως είναι η διαφορά του πραγματικού εγχώριου προϊόντος από το δυνητικό προϊόν (gdpgap).

- ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Χρησιμοποιώντας 1 υστέρηση στο VEC μοντέλο και την επιλογή 1, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- Έλεγχο ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μίας σχέσης ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% τόσο με το Trace Test όσο και με το Max Eigenvalue Test.
- Έλεγχο για το αν το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- Εφόσον εξασφαλίσαμε τη συμμετοχή και των δύο μεταβλητών στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, πραγματοποιούμε έλεγχο για το αν το διάνυσμα ισορροπίας είναι το [1 -1] (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{1}$ και $\mathbf{b}_{12} = -\mathbf{1}$). Το

αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[1 \ -1]$. Επομένως μπορούμε να συμπεράνουμε ότι για τη Γερμανία δεν ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect, δεδομένου ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[b_{11} \ b_{12}] = [1 \ -1.970625]$.

- Έλεγχος για το αν το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, ακόμη και αν αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από το Fisher Effect (Johansen Cointegration Test with restriction $a_{11} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης $a_{11} = 0$, που σημαίνει ότι το ονομαστικό επιτόκιο είναι ασθενώς εξωγενής μεταβλητή,
- Έλεγχος για το αν ο πληθωρισμός προσαρμόζεται στη σχέση ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $a_{21} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $a_{21} = 0$, που σημαίνει ότι ο πληθωρισμός είναι αυτός που προσαρμόζεται στη σχέση ισορροπίας με συντελεστή προσαρμογής $a_{21} = 0,087078$.

Συνοψίζοντας, για τη Γερμανία διαπιστώσαμε την ύπαρξη μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ του ονομαστικού επιτοκίου και του πληθωρισμού, αλλά η σχέση αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από τη θεωρία του Fisher. Επίσης, διαπιστώσαμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο είναι ασθενώς εξωγενής μεταβλητή, ενώ ο πληθωρισμός δεν είναι. Αυτό σημαίνει ότι σε περίπτωση διαταραχής της μακροχρόνιας ισορροπίας, ο πληθωρισμός είναι αυτός που προσαρμόζεται για να την αποκαταστήσει και όχι το ονομαστικό επιτόκιο όπως προβλέπεται από τη Θεωρία του Fisher.

- **ΕΛΒΕΤΙΑ**

Χρησιμοποιώντας 1 υστέρηση στο VEC μοντέλο και την επιλογή 1, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- Έλεγχος ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 1% με το Trace Test και σε επίπεδο σημαντικότητας 5% με το Max Eigenvalue Test.
- Έλεγχος για το αν το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $b_{11} = 0$). Το αποτέλεσμα του

ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.

- Έλεγχος για το αν ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- Εφόσον εξασφαλίσουμε τη συμμετοχή και των δύο μεταβλητών στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, πραγματοποιούμε έλεγχο για το αν το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[1 \ -1]$ (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{1}$ και $\mathbf{b}_{12} = -\mathbf{1}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[1 \ -1]$. Επομένως μπορούμε να συμπεράνουμε ότι για την Ελβετία δεν ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect, δεδομένου ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[\mathbf{b}_{11} \ \mathbf{b}_{12}] = [1 \ -1.453091]$.
- Έλεγχος για το αν το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, ακόμη και αν αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από το Fisher Effect (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{a}_{11} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{a}_{11} = \mathbf{0}$ προς όφελος της τιμής $\mathbf{a}_{11} = -0,098178$, που σημαίνει ότι το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας και μάλιστα προς τη σωστή κατεύθυνση με βάση τη θεωρία του Fisher (αρνητικό πρόσημο).
- Έλεγχος για το αν ο πληθωρισμός προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{a}_{21} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{a}_{21} = \mathbf{0}$ προς όφελος της τιμής $\mathbf{a}_{21} = 0,109856$, που σημαίνει ότι και ο πληθωρισμός προσαρμόζεται στη σχέση ισορροπίας.

Συνοψίζοντας, για την Ελβετία διαπιστώσαμε την ύπαρξη μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ του ονομαστικού επιτοκίου και του πληθωρισμού, αλλά η σχέση αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από τη θεωρία του Fisher. Επίσης, διαπιστώσαμε ότι καμία από τις δύο μεταβλητές δεν είναι ασθενώς εξωγενής, αλλά ότι και οι δύο προσαρμόζονται για την αποκατάσταση της ισορροπίας σε περίπτωση διαταραχής της.

- ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ

Για το Ηνωμένο Βασίλειο αποφασίστηκε να χρησιμοποιηθεί 1 υστέρηση για την πραγματοποίηση του Cointegration Johansen Test. Τα αποτελέσματα του Cointegration Johansen Test με την επιλογή 6 (summary) έδειξαν ότι δεν υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ της ονομαστικής απόδοσης του 3μηνου κυβερνητικού ομολόγου και του πληθωρισμού, όποιο μοντέλο και να επιλεγεί. Κατά συνέπεια, μπορούμε με ασφάλεια να πούμε ότι για τη χώρα αυτή δεν ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect. Επομένως, θα προχωρήσουμε κατ' ευθείαν στο Βήμα 3 της μεθοδολογίας, προκειμένου να εξετάσουμε αν η μη ύπαρξη σχέσεως μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών μπορεί να οφείλεται στην παράλειψη μίας σημαντικής μεταβλητής, όπως είναι η διαφορά του πραγματικού εγχώριου προϊόντος από το δυνητικό προϊόν (gdpgap).

- Η.Π.Α.

Χρησιμοποιώντας 2 υστερήσεις στο VEC μοντέλο και την επιλογή 1, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- Έλεγχο ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 1% τόσο με το Trace Test όσο και με το Max Eigenvalue Test.
- Έλεγχο για το αν το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- Εφόσον εξασφαλίσουμε τη συμμετοχή και των δύο μεταβλητών στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, πραγματοποιούμε έλεγχο για το αν το διάνυσμα ισορροπίας είναι το [1 -1] (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{1}$ και $\mathbf{b}_{12} = -\mathbf{1}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το [1 -1]. Επομένως μπορούμε να συμπεράνουμε ότι για τις Η.Π.Α.

δεν ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect, δεδομένου ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[b_{11} \ b_{12}] = [1 - 1.364739]$.

- ✦ Έλεγχος για το αν το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, ακόμη και αν αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από το Fisher Effect (Johansen Cointegration Test with restriction $a_{11} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $a_{11} = 0$, προς όφελος της τιμής $a_{11} = -0,053077$, που σημαίνει ότι το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση ισορροπίας και μάλιστα προς τη σωστή κατεύθυνση με βάση τη θεωρία του Fisher (αρνητικό πρόσημο).
- ✦ Έλεγχος για το αν ο πληθωρισμός προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $a_{21} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης $a_{21} = 0$, που σημαίνει ότι ο πληθωρισμός είναι ασθενώς εξωγενής μεταβλητή.

Συνοψίζοντας, για τις Η.Π.Α. διαπιστώσαμε την ύπαρξη μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ του ονομαστικού επιτοκίου και του πληθωρισμού, αλλά η σχέση αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από τη θεωρία του Fisher. Επίσης, διαπιστώσαμε ότι ο πληθωρισμός είναι ασθενώς εξωγενής, γεγονός που είναι σε συμφωνία με τη Θεωρία του Fisher, και ότι το ονομαστικό επιτόκιο είναι αυτό που κάνει την προσαρμογή στην περίπτωση διαταραχής της ισορροπίας προς τη σωστή κατεύθυνση αλλά όχι πλήρως (1-1).

• ΙΣΡΑΗΛ

Χρησιμοποιώντας 4 υστερήσεις στο VEC μοντέλο και την επιλογή 4, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- ✦ Έλεγχος ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας προς όφελος της εναλλακτικής για ύπαρξη 2 σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας, σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 1% τόσο με το Trace Test όσο και με το Max Eigenvalue Test.

Η εύρεση 2 σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας για το Ισραήλ, σημαίνει ότι η τάξη του πίνακα Π είναι 2, δηλαδή οι δύο μεταβλητές είναι στάσιμες. Το γεγονός αυτό όμως έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των ADF Tests, σύμφωνα με τα οποία τόσο ο πληθωρισμός όσο και το ονομαστικό επιτόκιο για το Ισραήλ είναι μη στάσιμες σειρές. Λόγω της αντιφατικότητας αυτής των αποτελεσμάτων, δεν προχωρήσαμε σε περαιτέρω ελέγχους.

- ΙΤΑΛΙΑ

Για την Ιταλία, αποφασίστηκε να χρησιμοποιηθεί 1 υστέρηση για την πραγματοποίηση του Cointegration Johansen Test. Τα αποτελέσματα του Cointegration Johansen Test με την επιλογή 6 (summary) έδειξαν ότι δεν υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ της ονομαστικής απόδοσης του 3μηνου κυβερνητικού ομολόγου και του πληθωρισμού, οποίο μοντέλο και να επιλεγεί. Κατά συνέπεια, μπορούμε με ασφάλεια να πούμε ότι για τη χώρα αυτή δεν ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect. Επομένως, θα προχωρήσουμε κατ' ευθείαν στο Βήμα 3 της μεθοδολογίας, προκειμένου να εξετάσουμε αν η μη ύπαρξη σχέσεως ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών μπορεί να οφείλεται στην παράλειψη μίας σημαντικής μεταβλητής, όπως είναι η διαφορά του πραγματικού εγχώριου προϊόντος από το δυνητικό προϊόν (gdprgap).

- ΚΑΝΑΔΑΣ

Χρησιμοποιώντας 1 υστέρηση στο VEC μοντέλο και την επιλογή 1, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- ➔ Έλεγχο ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% τόσο με το Trace Test όσο και με το Max Eigenvalue Test.
- ➔ Έλεγχο για το αν το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- ➔ Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- ➔ Εφόσον εξασφαλίσαμε τη συμμετοχή και των δύο μεταβλητών στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, πραγματοποιούμε έλεγχο για το αν το διάνυσμα ισορροπίας είναι το [1 -1] (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{1}$ και $\mathbf{b}_{12} = -\mathbf{1}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το [1 -1]. Επομένως μπορούμε να συμπεράνουμε ότι για τον Καναδά

δεν ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect, δεδομένου ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[b_{11} \ b_{12}] = [1 - 1.696520]$.

- ✦ Έλεγχος για το αν το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, ακόμη και αν αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από το Fisher Effect (Johansen Cointegration Test with restriction $a_{11} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $a_{11} = 0$ προς όφελος της τιμής $a_{11} = -0,58110$, που σημαίνει ότι το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση ισορροπίας και μάλιστα προς τη σωστή κατεύθυνση με βάση τη θεωρία του Fisher (αρνητικό πρόσημο).
- ✦ Έλεγχος για το αν ο πληθωρισμός προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $a_{21} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $a_{21} = 0$, προς όφελος της τιμής $a_{21} = 0,040758$, που σημαίνει ότι και ο πληθωρισμός προσαρμόζεται στη σχέση ισορροπίας.

Συνοψίζοντας, για τον Καναδά διαπιστώσαμε την ύπαρξη μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ του ονομαστικού επιτοκίου και του πληθωρισμού, αλλά η σχέση αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από τη θεωρία του Fisher. Επίσης, διαπιστώσαμε ότι καμία από τις δύο μεταβλητές δεν είναι ασθενώς εξωγενής, αλλά ότι και οι δύο προσαρμόζονται για την αποκατάσταση της ισορροπίας σε περίπτωση διαταραχής της.

- **ΜΕΞΙΚΟ**

Χρησιμοποιώντας 2 υστερήσεις στο VEC μοντέλο και την επιλογή 4, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- ✦ Έλεγχος ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 1% τόσο με το Trace Test όσο και με το Max Eigenvalue Test.
- ✦ Έλεγχος για το αν το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $b_{11} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $b_{11} = 0$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.

- ✦ Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- ✦ Εφόσον εξασφαλίσουμε τη συμμετοχή και των δύο μεταβλητών στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, πραγματοποιούμε έλεγχο για το αν το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[1 \ -1]$ (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{1}$ και $\mathbf{b}_{12} = -\mathbf{1}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[1 \ -1]$.
- ✦ Εφόσον το διάνυσμα ισορροπίας είναι το προβλεπόμενο από τη Θεωρία του Fisher, πραγματοποιούμε τον έλεγχο για το αν το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restrictions $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{1}$, $\mathbf{b}_{12} = -\mathbf{1}$ και $\mathbf{a}_{11} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{1}$, $\mathbf{b}_{12} = -\mathbf{1}$ και $\mathbf{a}_{11} = \mathbf{0}$, προς όφελος της εναλλακτικής $[\mathbf{b}_{11} \ \mathbf{b}_{12}] = [\mathbf{1} \ -\mathbf{1}]$ και $\mathbf{a}_{11} = -\mathbf{0,2445}$, που σημαίνει ότι το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση ισορροπίας και μάλιστα προς τη σωστή κατεύθυνση (αρνητικό πρόσημο). Εντούτοις, ο συντελεστής \mathbf{a}_{11} δεν παίρνει την τιμή -1 , όπως απαιτείται για να ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect. Εντούτοις, επειδή όπως αναφέραμε στην περιγραφή της μεθοδολογίας, η υπόθεση $\mathbf{a}_{11} = -\mathbf{1}$ αυτή είναι πολύ αυστηρή υπόθεση, θεωρούμε ότι η απόρριψή της δεν είναι ικανή για την απόρριψη του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect.
- ✦ Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restrictions $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{1}$, $\mathbf{b}_{12} = -\mathbf{1}$ και $\mathbf{a}_{21} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{1}$, $\mathbf{b}_{12} = -\mathbf{1}$ και $\mathbf{a}_{21} = \mathbf{0}$, που σημαίνει ότι ο πληθωρισμός είναι ασθενώς εξωγενής μεταβλητή.

Συνοψίζοντας, για το Μεξικό, διαπιστώσαμε την ύπαρξη μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ του ονομαστικού επιτοκίου και του πληθωρισμού, με το διάνυσμα ισορροπίας να λαμβάνει την προβλεπόμενη από το Fisher Effect τιμή. Επίσης, διαπιστώσαμε ότι ο πληθωρισμός είναι ασθενώς εξωγενής, γεγονός που είναι σε συμφωνία με τη Θεωρία του Fisher, και ότι το ονομαστικό επιτόκιο είναι αυτό που κάνει την προσαρμογή στην περίπτωση διαταραχής της ισορροπίας προς τη σωστή κατεύθυνση. Εντούτοις, η προσαρμογή που κάνει το ονομαστικό επιτόκιο είναι μικρότερη από αυτή που προβλέπει η

εξίσωση του Fisher, αφού ο συντελεστής a_{11} δεν παίρνει την τιμή -1, αλλά την τιμή $a_{11} = -0,2445$. Παρόλα αυτά λόγω του πολύ αυστηρού της υπόθεσης αυτής, αποδεχόμαστε την ισχύ του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect.

- **ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ**

Χρησιμοποιώντας 4 υστερήσεις στο VEC μοντέλο και την επιλογή 5, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- Έλεγχο ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% τόσο με το Trace Test όσο και με το Max Eigenvalue Test.
- Έλεγχο για το αν το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $b_{11} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $b_{11} = 0$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $b_{12} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $b_{12} = 0$, επομένως συμπεραίνουμε ότι ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- Εφόσον εξασφαλίσουμε τη συμμετοχή και των δύο μεταβλητών στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, πραγματοποιούμε έλεγχο για το αν το διάνυσμα ισορροπίας είναι το [1 -1] (Johansen Cointegration Test with restriction $b_{11} = 1$ και $b_{12} = -1$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το [1 -1]. Επομένως μπορούμε να συμπεράνουμε ότι για τη Νότια Αφρική δεν ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect, δεδομένου ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[b_{11} \ b_{12}] = [1 - 0.401593]$.
- Έλεγχο για το αν το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, ακόμη και αν αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από το Fisher Effect (Johansen Cointegration Test with restriction $a_{11} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $a_{11} = 0$ προς όφελος της τιμής $a_{11} = -0,112670$, που σημαίνει ότι το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας και μάλιστα προς τη σωστή κατεύθυνση με βάση τη θεωρία του Fisher (αρνητικό πρόσημο).

✦ Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός προσαρμόζεται στη σχέση ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $a_{21} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης $a_{21} = 0$, που σημαίνει ότι ο πληθωρισμός είναι ασθενώς εξωγενής.

Συνοψίζοντας, για τη Νότια Αφρική διαπιστώσαμε την ύπαρξη μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ του ονομαστικού επιτοκίου και του πληθωρισμού, αλλά η σχέση αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από τη θεωρία του Fisher. Επίσης, διαπιστώσαμε ότι ο πληθωρισμός είναι ασθενώς εξωγενής, γεγονός που είναι σε συμφωνία με τη Θεωρία του Fisher, και ότι το ονομαστικό επιτόκιο είναι αυτό που κάνει την προσαρμογή στην περίπτωση διαταραχής της ισορροπίας προς τη σωστή κατεύθυνση αλλά όχι πλήρως (1-1).

- **ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ**

Για τη Σιγκαπούρη, αποφασίστηκε να χρησιμοποιηθεί 1 υστέρηση για την πραγματοποίηση του Cointegration Johansen Test. Τα αποτελέσματα του Cointegration Johansen Test με την επιλογή 6 (summary) έδειξαν ότι δεν υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ της ονομαστικής απόδοσης του 3μηνου κυβερνητικού ομολόγου και του πληθωρισμού, όποιο μοντέλο και να επιλεγεί. Κατά συνέπεια, μπορούμε με ασφάλεια να πούμε ότι για τη χώρα αυτή δεν ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect. Επομένως, θα προχωρήσουμε κατ' ευθείαν στο Βήμα 3 της μεθοδολογίας, προκειμένου να εξετάσουμε αν η μη ύπαρξη σχέσεως ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών μπορεί να οφείλεται στην παράλειψη μίας σημαντικής μεταβλητής, όπως είναι η διαφορά του πραγματικού εγχώριου προϊόντος από το δυνητικό προϊόν (gdpgap).

- **ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ**

Χρησιμοποιώντας 5 υστερήσεις στο VEC μοντέλο και την επιλογή 1, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

✦ Έλεγχο ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των δύο μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 1% με το Trace Test και σε επίπεδο σημαντικότητας 5% με το Max Eigenvalue Test.

✦ Έλεγχο για το αν το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $b_{11} = 0$). Το αποτέλεσμα του

ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.

- Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- Εφόσον εξασφαλίσουμε τη συμμετοχή και των δύο μεταβλητών στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, πραγματοποιούμε έλεγχο για το αν το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[1 \ -1]$ (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{1}$ και $\mathbf{b}_{12} = -\mathbf{1}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[1 \ -1]$. Επομένως μπορούμε να συμπεράνουμε ότι για τις Φιλιππίνες δεν ισχύει το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect, δεδομένου ότι το διάνυσμα ισορροπίας είναι το $[\mathbf{b}_{11} \ \mathbf{b}_{12}] = [1 \ -1.405397]$.
- Έλεγχο για το αν το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, ακόμη και αν αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από το Fisher Effect (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{a}_{11} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{a}_{11} = \mathbf{0}$ προς όφελος της τιμής $\mathbf{a}_{11} = -0,096$, που σημαίνει ότι το ονομαστικό επιτόκιο προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας και μάλιστα προς τη σωστή κατεύθυνση με βάση τη θεωρία του Fisher (αρνητικό πρόσημο).
- Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{a}_{21} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{a}_{21} = \mathbf{0}$ προς όφελος της τιμής $\mathbf{a}_{21} = 0,22587$, που σημαίνει ότι και ο πληθωρισμός προσαρμόζεται στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.

Συνοψίζοντας, για τις Φιλιππίνες διαπιστώσαμε την ύπαρξη μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ του ονομαστικού επιτοκίου και του πληθωρισμού, αλλά η σχέση αυτή δεν είναι η προβλεπόμενη από τη θεωρία του Fisher. Επίσης, διαπιστώσαμε ότι καμία από τις δύο μεταβλητές δεν είναι ασθενώς εξωγενής, αλλά ότι και οι δύο προσαρμόζονται για την αποκατάσταση της ισορροπίας σε περίπτωση διαταραχής της.

Τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων σχετικά με τις τιμές των συντελεστών b_{11} , b_{12} , a_{11} και a_{21} για το δείγμα των 12 χωρών, παρατίθενται στον Πίνακα 9.

Πίνακας 9: Εκτιμήσεις των συντελεστών b_{11} , b_{12} , a_{11} και a_{21} για το δείγμα των 12 χωρών

ΧΩΡΑ	Συντελεστής b_{11}	Συντελεστής b_{12}	Συντελεστής a_{11}	Συντελεστής a_{21}
ΓΑΛΛΙΑ	NO COINTEGRATION			
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	1	- 1.970625	0	0.087078
ΕΛΒΕΤΙΑ	1	- 1.453091	-0.098178	0.109856
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	NO COINTEGRATION			
Η.Π.Α.	1	- 1.364739	- 0.053077	0
ΙΣΡΑΗΛ	2 CO INTEGRATING EQUATIONS			
ΙΤΑΛΙΑ	NO COINTEGRATION			
ΚΑΝΑΔΑΣ	1	- 1.696520	- 0.58110	0.040758
ΜΕΞΙΚΟ	1	- 1	- 0.2445	0
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	1	- 0.401593	- 0.112670	0
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	NO COINTEGRATION			
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	1	- 1.405397	- 0.096	0.22587

Με βάση όλα τα παραπάνω, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι για τις 11 χώρες που εξετάστηκαν, δε διαπιστώθηκε υποστήριξη του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect από τα δεδομένα. Συγκεκριμένα:

- Για τη Γαλλία, το Ηνωμένο Βασίλειο, την Ιταλία και τη Σιγκαπούρη διαπιστώθηκε η απουσία σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ του 3μηνου πληθωρισμού και των 3μηνων ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων κυβερνητικών ομολόγων.
- Για το Ισραήλ, διαπιστώθηκε η ύπαρξη δύο σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας, γεγονός που έρχεται σε αντίθεση με την αρχική μας υπόθεση ότι οι δύο μεταβλητές είναι μη στάσιμες.
- Για τη Γερμανία, την Ελβετία, τις Η.Π.Α., τον Καναδά, τη Νότια Αφρική και τις Φιλιππίνες, διαπιστώθηκε η ύπαρξη σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας, αλλά το διάνυσμα ισορροπίας και οι συντελεστές προσαρμογής δεν είχαν την αναμενόμενη τιμή.

Εξάιρεση αποτελεί το Μεξικό, για το οποίο διαπιστώθηκε η ύπαρξη σχέσης ισορροπίας, καθώς και το ότι το διάνυσμα ισορροπίας και ο συντελεστής προσαρμογής του πληθωρισμού είχαν την προβλεπόμενη από το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect τιμή. Ο συντελεστής προσαρμογής του ονομαστικού επιτοκίου δεν είχε την προβλεπόμενη τιμή $- 1$, αλλά επειδή η

υπόθεση αυτή είναι πολύ αυστηρή, και επειδή ο συντελεστής είχε το σωστό πρόσημο (αρνητικό), τελικά αποδεχτήκαμε το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect.

II) Βήμα 3^ο : Έλεγχος Ύπαρξης Σχέσης Μακροχρόνιας Ισορροπίας μεταξύ του πληθωρισμού του ονομαστικού επιτοκίου και του *gdppar*

Στο Βήμα αυτό ασχοληθήκαμε με τις χώρες εκείνες για τις οποίες στο προηγούμενο βήμα είχαμε διαπιστώσει ότι ενώ οι σειρές του πληθωρισμού και των ονομαστικών επιτοκίων είναι μη στάσιμες, δεν υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ τους. Οι χώρες αυτές είναι η Γαλλία, το Ηνωμένο Βασίλειο, η Ιταλία και η Σιγκαπούρη. Η λογική που μας οδήγησε στο Βήμα αυτό είναι η ακόλουθη: εφόσον έχουμε δύο μεταβλητές (τον πληθωρισμό και το ονομαστικό επιτόκιο) οι οποίες είναι μη στάσιμες, αλλά δεν υπάρχει γραμμικός συνδυασμός τους που να είναι στάσιμος (no cointegration), συμπεραίνουμε ότι πρέπει να υπάρχει μία ή περισσότερες μεταβλητές, τέτοιες ώστε να υπάρχει γραμμικός συνδυασμός αυτών και των αρχικών μεταβλητών που να είναι στάσιμος.

Επομένως, το θέμα που τίθεται είναι να βρούμε μία ή περισσότερες μεταβλητές, η εισαγωγή των οποίων στο αρχικό VAR μοντέλο των σειρών του πληθωρισμού και του επιτοκίου, θα οδηγούσε στην εύρεση σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ όλων των μεταβλητών.

Έχοντας υπόψη μας το γεγονός ότι ο πληθωρισμός είναι ένα νομισματικό φαινόμενο, δηλαδή επηρεάζεται από τη νομισματική πολιτική σε κάθε χώρα, καθώς και το γεγονός ότι βασικό εργαλείο κάθε Κεντρικής Τράπεζας για την άσκηση νομισματικής πολιτικής είναι το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο, αναρωτηθήκαμε μήπως προκειμένου να βρούμε μία σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας που να περιέχει το ονομαστικό επιτόκιο και τον πληθωρισμό, θα έπρεπε να λάβουμε υπόψη μας τους μηχανισμούς μετάδοσης της νομισματικής πολιτικής κάθε χώρας.

Για το σκοπό αυτό ανατρέξαμε στη βιβλιογραφία που αναφέρεται στη λεγόμενη Συνάρτηση Αντίδρασης (Reaction Function) κάθε Κεντρικής Τράπεζας. Αρκετοί ερευνητές έχουν ασχοληθεί με το θέμα του πως μία Κεντρική Τράπεζα θέτει το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο, το οποίο κατά γενική ομολογία πλέον αποτελεί το βασικό της εργαλείο για την άσκηση της νομισματικής της πολιτικής. Το 1993, ο **John Taylor**, στο άρθρο του “**Discretion versus policy rules in practice**” **Taylor’s Rule**”, διατύπωσε την άποψη ότι η κάθε Κεντρική Τράπεζα, προκειμένου να καθορίσει το βραχυπρόθεσμο της επιτόκιο, λαμβάνει υπόψη της τις εξής μεταβλητές: το μέσο όρο του πληθωρισμού των τελευταίων 4 τριμήνων με συντελεστή 1, την απόκλιση του πληθωρισμού αυτού από την τιμή – στόχο για το μέγεθος αυτό με συντελεστή 0,5, και την επί % απόκλιση του πραγματικού εγχώριου προϊόντος από το δυνητικό πραγματικό εγχώριο προϊόν επίσης με συντελεστή 0,5. Το στόχο για τον πληθωρισμό τον έθεσε στο 2%, με

αποτέλεσμα η εξίσωση δηλαδή που θεώρησε ότι αποτελεί την έκφραση του τρόπου με τον οποίο μία Κεντρική Τράπεζα θέτει το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο της να παίρνει την ακόλουθη μορφή:

$$i_t = 2 + \pi_t + 0.5 \cdot y_t + 0.5 \cdot (\pi_t - 2)$$

όπου

i_t είναι το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο που θέτει η Κεντρική Τράπεζα

π_t είναι ο μέσος όρος του πληθωρισμού των 4 τελευταίων τριμήνων και

$y_t = [\text{Real GDP} - \text{Potential GDP}] / \text{Potential GDP}] * 100$

Η παραπάνω εξίσωση είναι γνωστή στη βιβλιογραφία ως **Taylor's Rule**, και είναι η πρώτη από τις λεγόμενες Συναρτήσεις Αντίδρασης (Reaction Functions), οι οποίες είναι εξισώσεις που επιχειρούν να περιγράψουν τον τρόπο με τον οποίο μία Κεντρική Τράπεζα θέτει το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο της.

Εκτός από την παραπάνω εξίσωση, υπάρχουν πολλές παραλλαγές αυτής, που θεωρήθηκαν από άλλους ερευνητές ως καταλληλότερες για την περιγραφή του τρόπου καθορισμού του βραχυπρόθεσμου επιτοκίου από την Κεντρική Τράπεζα. Οι παραλλαγές αυτές είχαν να κάνουν με τη χρήση του αναμενόμενου πληθωρισμού αντί για τον τρέχοντα, με την εισαγωγή στην εξίσωση υστέρησης του βραχυπρόθεσμου επιτοκίου, με την εξαγωγή της ποσοστιαίας απόκλισης του πραγματικού προϊόντος από το δυνητικό, με χρήση διαφορετικών συντελεστών για τις παραμέτρους αυτές, καθώς και με διάφορους συνδυασμούς όλων των παραπάνω.

Όλη αυτή η βιβλιογραφία πάνω στο θέμα αυτό, αποτέλεσε κίνητρο για να αναρωτηθούμε μήπως επειδή το επιτόκιο που χρησιμοποιούμε για την εξέταση του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect είναι αρκετά κοντά στο βραχυπρόθεσμο επιτόκιο της Κεντρικής Τράπεζας, επηρεάζεται από αυτό και κατά συνέπεια και από τους παράγοντες που το καθορίζουν.

Κατά συνέπεια, θεωρήσαμε σκόπιμο να εξετάσουμε αν η μεταβλητή, η οποία ήδη διαπιστώσαμε ότι λείπει από την εξίσωση του Fisher για τις 4 χώρες του δείγματος, είναι κάποια μεταβλητή που σχετίζεται με την άλλη παράμετρο, εκτός του πληθωρισμού, που λαμβάνει υπόψη της η Κεντρική Τράπεζα για να καθορίσει το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο της, δηλαδή την απόκλιση του πραγματικού προϊόντος από το δυνητικό.

Με βάση όλα τα παραπάνω, προσπαθήσαμε να διαπιστώσουμε αν μία σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας που περιέχει τον 3μηνο αναμενόμενο πληθωρισμό και το 3μηνο ονομαστικό επιτόκιο για τις 4 χώρες, θα μπορούσε να ήταν της μορφής

$$i_t = \gamma_{11} \cdot \pi_{t+1} + \gamma_{12} \cdot y_t + u_t$$

όπου

i_t είναι η 3μηνη ετησιοποιημένη ονομαστική απόδοση του 3μηνου κυβερνητικού ομολόγου

π_{t+1} ο 3μηνος πραγματοποιηθείς πληθωρισμός υπολογισμένος σε ετήσια βάση

y_t είναι η απόκλιση του 3μηνου πραγματικού (αποπληθωρισμένου) προϊόντος από το δυνητικό προϊόν και

u_t είναι ένα μη συστηματικό σφάλμα, δηλαδή μία ανέλιξη λευκού θορύβου (white noise process), ορθογώνια ως προς το π_{t+1} και το y_t .

Σημειώνεται ότι στη σχέση αυτή, θα πρέπει οι συντελεστές γ_{11} και γ_{12} να είναι θετικοί, διότι σύμφωνα με την οικονομική θεωρία, υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ του ονομαστικού επιτοκίου και του πληθωρισμού, καθώς και μεταξύ του ονομαστικού επιτοκίου και της απόκλισης του πραγματικού εγχώριου προϊόντος από το δυνητικό.

Για να εξετάσουμε την ισχύ μίας τέτοιας εξίσωσης για τις τέσσερις χώρες Γαλλία, Ιταλία, Ηνωμένο Βασίλειο και Σιγκαπούρη, χρησιμοποιήσαμε τις σειρές **GDP Volume (1995 = 100)** από τη βάση δεδομένων του **International Monetary Funds - IMF Statistics**, δηλαδή τις σειρές του αποπληθωρισμένου Εγχώριου Προϊόντος. Για τις χώρες Γαλλία, Ιταλία και Ηνωμένο Βασίλειο, οι σειρές ήταν ήδη εποχικά προσαρμοσμένες, ενώ για τη Σιγκαπούρη η προσαρμογή για εποχικότητα έγινε μέσω της επιλογής **Series/Procs/Seasonal Adjustment/Census X12** του στατιστικού προγράμματος **EViews 4.1**.

Στη συνέχεια, σχηματίσαμε τη μεταβλητή $gdrpgr$ για κάθε μία από τις παραπάνω χώρες ως εξής: παλινδρομήσαμε την εποχικά προσαρμοσμένη σειρά του GDP Volume ως προς σταθερά και τάση, και πήραμε τα κατάλοιπα πολλαπλασιασμένα επί 100 προκειμένου να τα μεταφέρουμε σε αντίστοιχη κλίμακα με τον πληθωρισμό και το επιτόκιο. Δηλαδή, η μεταβλητή $gdrpgr$ εκφράζει τη διαφορά του πραγματικού εγχώριου προϊόντος, από το δυνητικό προϊόν, και μαθηματικά είναι το κατάλοιπο u_t (επί 100) της ακόλουθης παλινδρόμησης

$$y_t = c + @trend + u_t$$

Το επόμενο βήμα ήταν να εξετάσουμε και αυτή τη μεταβλητή, όπως είχαμε κάνει με τον πληθωρισμό και το επιτόκιο στο βήμα 1, για το αν έχει μοναδιαία ρίζα. Η διαδικασία που ακολουθήσαμε ήταν ίδια με αυτή που περιγράψαμε στο βήμα 2, και τα αποτελέσματα των ADF Tests για τα επιλεγμένα μοντέλα παρατίθενται στον **Πίνακα 10**.

Πίνακας 10: Αποτελέσματα των ADF Tests για τα επιλεγμένα μοντέλα στις σειρές του 3μηνου gdrpgr

ΧΩΡΑ	MAIC	MSIC	MHQIC
ΓΑΛΛΙΑ	I(1) (**) ^γ	I(1) (*) ^γ	I(1) (**) ^γ
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ
ΙΤΑΛΙΑ	I(1) (**) ^γ	I(1) (**) ^γ	I(1) (**) ^γ
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ	I(1) (***) ^γ

(*) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
 (**)= Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
 (***) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Από τον **Πίνακα 10** γίνεται σαφές ότι για το Ηνωμένο Βασίλειο και τη Σιγκαπούρη έχουμε αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις σειρές του gdrpgr σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, ενώ στη Γαλλία και την Ιταλία έχουμε αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Με βάση τα παραπάνω συμπεραίνουμε ότι οι σειρές του gdrpgr είναι μη στάσιμες αφού διαπιστώνουμε αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% ή 10%.

Κατά συνέπεια μπορούμε να ισχυριστούμε με σχετική βεβαιότητα ότι οι σειρές του gdrpgr για όλες τις χώρες του δείγματος χαρακτηρίζονται από την ύπαρξη μίας τουλάχιστον μοναδιαίας ρίζας. Το συμπέρασμα αυτό δεν είναι ευαίσθητο ούτε στην επιλογή μοντέλου (σταθερά, σταθερά και τάση, τίποτα από τα δύο), αλλά ούτε και στον τρόπο επιλογής των υστερήσεων που υπεισέρχονται στο μοντέλο (αναλυτικά στο Παράρτημα Α – Πίνακας 5).

Στη συνέχεια πραγματοποιήθηκαν ADF Tests (με την ίδια μεθοδολογία) για τις σειρές των πρώτων διαφορών του gdrpgr για τις 4 χώρες. Τα αποτελέσματα για τα επιλεγμένα μοντέλα παρατίθενται ακολούθως στον **Πίνακα 11**.

Πίνακας 11: Αποτελέσματα των ADF Tests για τα επιλεγμένα μοντέλα στις πρώτες διαφορές των σειρών του 3μηνου gdrgrar

ΧΩΡΑ	MAIC	MSIC	MHQIC
ΓΑΛΛΙΑ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΙΤΑΛΙΑ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ	I(0) (*) ^γ

(*) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
 (**) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
 (***) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Από τον Πίνακα 11 γίνεται σαφές ότι σε όλες τις σειρές των πρώτων διαφορών του gdrgrar έχουμε απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Το συμπέρασμα αυτό δεν είναι ευαίσθητο ούτε στην επιλογή μοντέλου (σταθερά, σταθερά και τάση, τίποτα από τα δύο), αλλά ούτε και στον τρόπο επιλογής των υστερήσεων που υπεισέρχονται στο μοντέλο (αναλυτικά στο Παράρτημα Α- Πίνακας 6).

Κατά συνέπεια μπορούμε να ισχυριστούμε με σχετική βεβαιότητα ότι οι σειρές του gdrgrar και για τις τέσσερις χώρες χαρακτηρίζονται από την ύπαρξη μίας μοναδιαίας ρίζας.

Εφόσον διαπιστώσαμε ότι και η μεταβλητή gdrgrar είναι μη στάσιμη, όπως και ο πληθωρισμός και το ονομαστικό επιτόκιο, προκειμένου να εξετάσουμε αν μία σχέση της μορφής ($i_t = \gamma_{11} \cdot \pi_{t+1} + \gamma_{12} \cdot y_t + u_t$) υποστηρίζεται από τα δεδομένα, θα χρησιμοποιήσουμε και πάλι τη μέθοδο του Johansen. Συγκεκριμένα, για να ισχύει μία τέτοια σχέση, θα πρέπει να πραγματοποιηθούν οι ακόλουθοι έλεγχοι:

- Ξεκινώντας από ένα VAR μοντέλο τάξης k (η οποία προσδιορίζεται με την αυτόματη επιλογή **Lag Structure** του στατιστικού προγράμματος **EViews 4.1**) για το διάνυσμα μεταβλητών $Z_t = [i_t \quad \pi_{t+1} \quad y_t]'$, το οποίο μετασχηματίζεται γραμμικά σε VEC μοντέλο, ελέγχουμε την τάξη του πίνακα Π . Εφόσον το διάνυσμα Z_t περιέχει 3 μεταβλητές, υπάρχουν οι εξής πιθανότητες για την τάξη ρ του πίνακα Π :

- $\rho = 0$: σ' αυτή την περίπτωση δεν υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των 3 μεταβλητών, δηλαδή η παλινδρόμηση μεταξύ τους είναι μία Spurious Regression.

- ii) $\rho = 3$: σ' αυτή την περίπτωση υπάρχουν 3 σχέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των 3 μεταβλητών, γεγονός που σημαίνει ότι οι 3 μεταβλητές είναι στάσιμες, παρά την αρχική υπόθεση ότι οι 3 μεταβλητές είναι μη στάσιμες.
- iii) $\rho = 1$ ή $\rho = 2$: σ' αυτή την περίπτωση, υπάρχουν μία ή δύο σχέσεις μακροχρόνιας ισορροπίας αντίστοιχα μεταξύ των 3 μεταβλητών.

Στην περίπτωση που εξετάζουμε, παρά το γεγονός ότι τόσο η ύπαρξη μίας όσο και η ύπαρξη δύο σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας είναι συμβατές με τη Θεωρία της Συνολοκλήρωσης (Co integration Theory), επειδή μας ενδιαφέρει να υπάρχει μία σχέση που να συνδέει τις τρεις μεταβλητές, επιζητούμε με τους ελέγχους μας να διαπιστώσουμε ότι η τάξη του πίνακα Π είναι 1.

Επομένως, ο πρώτος έλεγχος που κάνουμε είναι να διαπιστώσουμε αν υπάρχει μία σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των τριών μεταβλητών.

- Εφόσον διαπιστωθεί ότι υπάρχει μία σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, που σημαίνει ότι ο πίνακας Π μπορεί να γραφεί σα γινόμενο ενός 3×1 πίνακα A και ενός 1×3 πίνακα B , θα πρέπει να γίνουν κάποιοι επιπλέον έλεγχοι στα στοιχεία των πινάκων αυτών, διότι προκειμένου οι τρεις μεταβλητές να συνδέονται από μία σχέση της μορφής $\dot{i}_t = \gamma_{11} \cdot \pi_{t+1} + \gamma_{12} \cdot y_t + u_t$, θα πρέπει να πληρούνται κάποιες συνθήκες που είναι οι ακόλουθες:

- Αρχικά θα πρέπει να βεβαιώσουμε ότι και οι τρεις μεταβλητές συμμετέχουν στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας. Για να συμβαίνει αυτό, θα πρέπει τα στοιχεία του διανύσματος μακροχρόνιας ισορροπίας (co integrating vector), δηλαδή τα b_{11} , b_{12} και b_{13} , να είναι διάφορα του μηδενός. Αν ένα από τα τρία αυτά στοιχεία είναι ίσο με μηδέν, αυτό σημαίνει ότι η μεταβλητή αυτή δε συμμετέχει στο γραμμικό συνδυασμό που είναι στάσιμος. Αν δύο από τα τρία αυτά στοιχεία είναι ίσα με μηδέν, τότε η μεταβλητή με το μη μηδενικό συντελεστή ισορροπίας είναι στάσιμη, κάτι που έρχεται σε αντίθεση με την αρχική υπόθεση για μη στασιμότητα των σειρών που εξετάζονται για ύπαρξη σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ τους. Σε περίπτωση που και τα τρία στοιχεία του διανύσματος ισορροπίας είναι μηδέν, τότε δεν υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, παρά την αρχική υπόδειξη του Johansen Test, για ύπαρξη μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας που συνδέει τις τρεις σειρές.

✦ Εφόσον βεβαιώσουμε ότι και οι τρεις μεταβλητές συμμετέχουν στη σχέση ισορροπίας, θα πρέπει να ελέγξουμε αν τα στοιχεία του πίνακα B έχουν τα κατάλληλα πρόσημα ώστε η σχέση μεταξύ των τριών μεταβλητών που θα εκτιμήσουμε να είναι συμβατή με την οικονομική θεωρία. Αν συμβαίνει κάτι τέτοιο, τότε η σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας θα είναι η $b_{11} \cdot i_{t-1} + b_{12} \cdot \pi_t + b_{13} \cdot y_{t-1} = \theta$, και επειδή το στατιστικό πρόγραμμα **EViews 4.1**, θέτει τον πρώτο συντελεστή του διανύσματος ισορροπίας b_{11} ίσο με τη μονάδα, αυτή θα πάρει τελικά τη μορφή $i_{t-1} + b_{12} \cdot \pi_t + b_{13} \cdot y_{t-1} = \theta$. Επομένως θα ισχύει στην ισορροπία ότι $i_t = -b_{12} \cdot \pi_{t+1} - b_{13} \cdot y_t$, δηλαδή $\gamma_{11} = -b_{12}$ και $\gamma_{12} = -b_{13}$. Επειδή όπως είδαμε παραπάνω θα πρέπει $\gamma_{11}, \gamma_{12} > \theta$, συμπεραίνουμε ότι για να μην έρθουμε σε αντίφαση με την οικονομική θεωρία θα πρέπει να ισχύει ότι $b_{12}, b_{13} < \theta$.

Συνεπώς, ο έλεγχος που κάνουμε σε αυτό το βήμα είναι αν $b_{12}, b_{13} < \theta$.

✦ Τέλος, θα πρέπει να ελέγξουμε αν και τα στοιχεία του πίνακα προσαρμογής a_{11}, a_{21}, a_{31} έχουν τα κατάλληλα πρόσημα. Συγκεκριμένα, αφού αν θα υπάρχει μία σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας θα είναι της μορφής $i_{t-1} + b_{12} \cdot \pi_t + b_{13} \cdot y_{t-1} = \theta$, τότε η πρώτη του VEC μοντέλου θα έχει τη μορφή $\Delta i_t = a_{11} \cdot (i_{t-1} + b_{12} \cdot \pi_t + b_{13} \cdot y_{t-1})$.

Ας υποθέσουμε ότι τη χρονική στιγμή $t-1$ υπάρχει απόκλιση από τη σχέση ισορροπίας, και έστω ότι ισχύει ότι $i_{t-1} + b_{12} \cdot \pi_t + b_{13} \cdot y_{t-1} > \theta$, δηλαδή ότι $i_{t-1} > -b_{12} \cdot \pi_t - b_{13} \cdot y_{t-1}$. Αυτό σημαίνει, με βάση την οικονομική θεωρία, ότι το επιτόκιο της επόμενης περιόδου i_t θα πρέπει να μειωθεί, επομένως το Δi_t θα είναι μικρότερο του μηδενός και άρα ο συντελεστής a_{11} θα πρέπει να είναι αρνητικός. Αναφορικά με τους άλλους δύο συντελεστές, a_{21} και a_{31} , οι οποίοι δείχνουν την προσαρμογή του πληθωρισμού (2^η μεταβλητή) και του gdpgar (3^η μεταβλητή) αντίστοιχα στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας, καθώς και την ασθενή εξωγένεια των δύο αυτών μεταβλητών, προκύπτει ότι οι συντελεστές αυτοί θα πρέπει να ισούνται με μηδέν. Ο λόγος είναι ότι σύμφωνα με την οικονομική θεωρία σε περίπτωση διαταραχής της μακροχρόνιας ισορροπίας, το επιτόκιο είναι εκείνο που θα πρέπει να προσαρμοστεί για να την αποκαταστήσει και όχι οι άλλες δύο μεταβλητές.

Επομένως, στο βήμα αυτό εξετάζουμε αν $a_{11} < \theta$ και αν $a_{21} = a_{31} = \theta$.

- Σε περίπτωση που από τους παραπάνω ελέγχους διαπιστώσουμε ότι οι παραπάνω συνθήκες για τους συντελεστές ισορροπίας και τους συντελεστές προσαρμογής ισχύουν, τότε μπορούμε να ισχυριστούμε ότι υπάρχει μία σχέση της μορφής $i_t = \gamma_{11} \cdot \pi_{t+1} + \gamma_{12} \cdot y_t + u_t$ με κατάλληλα πρόσημα για τους συντελεστές γ_{11} και γ_{12} , και οι τιμές των συντελεστών αυτών θα είναι αυτές που θα έχουν προκύψει από το διάλυμα ισορροπίας.

Στη συνέχεια προχωρούμε στην αναλυτική περιγραφή του τρόπου διεξαγωγής των παραπάνω ελέγχων, καθώς και στην παράθεση των αποτελεσμάτων τους, για τις 4 χώρες που εξετάστηκαν.

Προκειμένου να είναι δυνατή η διεξαγωγή των παραπάνω ελέγχων, θα πρέπει να γίνει επιλογή του αριθμού υστερήσεων (τάξη) του τριμεταβλητού VAR μοντέλου, καθώς και του μοντέλου που θα χρησιμοποιηθεί για την πραγματοποίηση του Johansen Cointegration Test (Επιλογές 1 -5). Οι δύο αυτές επιλογές έγιναν με τις διαδικασίες που περιγράφηκαν στο Βήμα 2, και τα αποτελέσματα παρατίθενται στους Πίνακες 12 και 13. (Η διαδικασία για την επιλογή μοντέλου παρατίθεται αναλυτικά στο Παράρτημα Β)

Πίνακας 12: Αριθμός Υστερήσεων που χρησιμοποιήθηκαν για την πραγματοποίηση του Johansen Cointegration Test.

ΧΩΡΑ	ΑΡΙΘΜΟΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ VAR MODEL	ΑΡΙΘΜΟΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ VEC MODEL
ΓΑΛΛΙΑ	2	1
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	2	1
ΙΤΑΛΙΑ	1	0
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	1	0

Πίνακας 13: Καταλληλότερο Μοντέλο για κάθε χώρα

ΧΩΡΑ	ΑΡΙΘΜΟΣ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ VEC MODEL	ΚΑΤΑΛΛΗΛΟΤΕΡΟ ΜΟΝΤΕΛΟ
ΓΑΛΛΙΑ	1	4
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	1	4
ΙΤΑΛΙΑ	0	5
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	0	1

Μετά και την επιλογή του καταλληλότερου μοντέλου, προχωρήσαμε στην πραγματοποίηση των ελέγχων για το αν υπάρχει μία σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των τριών μεταβλητών (unrestricted cointegration test), καθώς και για το αν τα στοιχεία του διανύσματος ισορροπίας (co integration vector) και του πίνακα προσαρμογής (adjustment coefficients) έχουν τις κατάλληλες τιμές ώστε να υπάρχει μία σχέση της μορφής $i_t = \gamma_{11} \cdot \pi_{t+1} + \gamma_{12} \cdot y_t + u_t$ μεταξύ των τριών μεταβλητών (restricted co integration tests). Τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων παρατίθενται αναλυτικά για κάθε μία από τις 4 χώρες.

- ΓΑΛΛΙΑ

Χρησιμοποιώντας 1 υστέρηση στο VEC μοντέλο και την επιλογή 4, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- ✦ Έλεγχο ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των τριών μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της υπόθεσης ύπαρξης μίας σχέσης ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% τόσο με το Trace Test όσο και με το Max Eigenvalue Test.
- ✦ Έλεγχο για το αν το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $b_{11} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $b_{11} = 0$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- ✦ Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $b_{12} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης $b_{12} = 0$, επομένως συμπεραίνουμε ότι ο πληθωρισμός δε συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- ✦ Έλεγχο για το αν το gdpgap συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $b_{13} = 0$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης $b_{13} = 0$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το gdpgap δε συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.

Με βάση τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων, συμπεραίνουμε ότι η μόνη μεταβλητή που συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας είναι το ονομαστικό επιτόκιο, γεγονός που σημαίνει σύμφωνα με τα αποτελέσματα του Johansen Cointegration Test, ότι το ονομαστικό επιτόκιο είναι στάσιμη μεταβλητή. Κάτι τέτοιο όμως έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των ADF Test που έδειξαν ότι το ονομαστικό επιτόκιο είναι μη στάσιμη

μεταβλητή. Λόγω των αντιφατικών αποτελεσμάτων των δύο Test, δεν είμαστε σε θέση να προχωρήσουμε σε περαιτέρω ελέγχους και το θέμα παραμένει ανοιχτό προς διερεύνηση.

- **ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ**

Χρησιμοποιώντας 1 υστέρηση στο VEC μοντέλο και την επιλογή 4, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- Έλεγχο ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των τριών μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της υπόθεσης ύπαρξης μίας σχέσης ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 1%. τόσο με το Trace Test όσο και με το Max Eigenvalue Test.
- Έλεγχο για το αν το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι ο πληθωρισμός δε συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- Έλεγχο για το αν το gdpgap συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{13} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{13} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το gdpgap δε συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.

Με βάση τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων, συμπεραίνουμε ότι η μόνη μεταβλητή που συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας είναι το ονομαστικό επιτόκιο, γεγονός που σημαίνει σύμφωνα με τα αποτελέσματα του Johansen Cointegration Test, ότι το ονομαστικό επιτόκιο είναι στάσιμη μεταβλητή. Κάτι τέτοιο όμως έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των ADF Test που έδειξαν ότι το ονομαστικό επιτόκιο είναι μη στάσιμη μεταβλητή. Λόγω των αντιφατικών αποτελεσμάτων των δύο Test, δεν είμαστε σε θέση να προχωρήσουμε σε περαιτέρω ελέγχους και το θέμα παραμένει ανοιχτό προς διερεύνηση.

- **ΙΤΑΛΙΑ**

Χρησιμοποιώντας 0 υστερήσεις στο VEC μοντέλο και την επιλογή 5, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- ✦ Έλεγχο ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των τριών μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της υπόθεσης ύπαρξης τριών σχέσεων ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 1%. τόσο με το Trace Test όσο και με το Max Eigenvalue Test.

Η εύρεση τριών σχέσεων ισορροπίας μεταξύ των τριών μεταβλητών, σημαίνει ότι οι τρεις μεταβλητές είναι στάσιμες, κάτι που έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των ADF Test που έδειξαν ότι οι τρεις μεταβλητές είναι μη στάσιμες. Λόγω των αντιφατικών αποτελεσμάτων των δύο Test, δεν είμαστε σε θέση να προχωρήσουμε σε περαιτέρω ελέγχους και το θέμα παραμένει ανοιχτό προς διερεύνηση.

- **ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ**

Χρησιμοποιώντας 0 υστερήσεις στο VEC μοντέλο και την επιλογή 1, πραγματοποιήσαμε τους ακόλουθους ελέγχους:

- ✦ Έλεγχο ύπαρξης μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των τριών μεταβλητών (Johansen Cointegration Test χωρίς περιορισμούς). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της υπόθεσης ύπαρξης μίας σχέσης ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5% τόσο με το Trace Test όσο και με το Max Eigenvalue Test.
- ✦ Έλεγχο για το αν το ονομαστικό επιτόκιο συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{11} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το ονομαστικό επιτόκιο δε συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- ✦ Έλεγχο για το αν ο πληθωρισμός συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{12} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι ο πληθωρισμός δε συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.
- ✦ Έλεγχο για το αν το gdpgap συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας (Johansen Cointegration Test with restriction $\mathbf{b}_{13} = \mathbf{0}$). Το αποτέλεσμα του ελέγχου ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $\mathbf{b}_{13} = \mathbf{0}$, επομένως συμπεραίνουμε ότι το gdpgap συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας.

Με βάση τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων, συμπεραίνουμε ότι η μόνη μεταβλητή που συμμετέχει στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας είναι το gdpgap, γεγονός που σημαίνει σύμφωνα με τα αποτελέσματα του Johansen Cointegration Test, ότι το gdpgap είναι στάσιμη μεταβλητή. Κάτι τέτοιο όμως έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των ADF Test που

έδειξαν ότι το gdpgap επιτόκιο είναι μη στάσιμη μεταβλητή. Λόγω των αντιφατικών αποτελεσμάτων των δύο Test, δεν είμαστε σε θέση να προχωρήσουμε σε περαιτέρω ελέγχους και το θέμα παραμένει ανοιχτό προς διερεύνηση.

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων, διαπιστώνουμε ότι και για τις 4 χώρες, δεν μπορεί να ελεγχθεί αν υπάρχει σχέση της μορφής $i_t = \gamma_{11} \cdot \pi_{t+1} + \gamma_{12} \cdot y_t + u_t$, διότι τα αποτελέσματα του Johansen Cointegration Test έδωσαν αντιφατικά αποτελέσματα σε σχέση με τα αποτελέσματα των ADF Tests αναφορικά με τις στατιστικές ιδιότητες των εμπλεκόμενων σειρών. Τα αποτελέσματα αυτά μπορεί να οφείλονται σε πιθανή χαμηλή ισχύ των δύο χρησιμοποιούμενων Test ή στο γεγονός ότι θα έπρεπε να χρησιμοποιηθεί κάποια άλλη μεταβλητή από αυτή που χρησιμοποιήσαμε. Σε κάθε περίπτωση δεν είμαστε σε θέση να καταλήξουμε σε κάποιο βέβαιο συμπέρασμα, οπότε το θέμα μένει ανοιχτό προς περαιτέρω διερεύνηση.

4. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η έρευνα που πραγματοποιήθηκε είχε σα σκοπό να εξετάσει αν ισχύει εμπειρικά το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect σε ένα δείγμα 12 χωρών με διαφορετικά επίπεδα πληθωρισμού. Για το σκοπό αυτό, πραγματοποιήθηκαν αρχικά έλεγχοι για τη στασιμότητα των σειρών του 3μηνου πληθωρισμού υπολογισμένου σε ετήσια βάση και των 3μηνων ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων κυβερνητικών ομολόγων. Οι έλεγχοι αυτοί έδειξαν ότι όλες οι παραπάνω σειρές χαρακτηρίζονται από την ύπαρξη μίας μοναδιαίας ρίζας, αποτέλεσμα συμβατό με το σύνολο της βιβλιογραφίας.

Αφού διαπιστώθηκε η μη στασιμότητα όλων των εμπλεκόμενων σειρών, χρησιμοποιήθηκε η Μέθοδος του Johansen, η οποία κρίνεται ως η πιο κατάλληλη για εκτίμηση εξισώσεων σε περιβάλλον μη στασιμότητας, προκειμένου να εξεταστεί για κάθε χώρα του δείγματος χωριστά αν το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect υποστηρίζεται από τα δεδομένα. Βασική προϋπόθεση για την ισχύ του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect αποτελεί η ύπαρξη μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των σειρών του πληθωρισμού και του ονομαστικού επιτοκίου. Η υπόθεση αυτή έγινε αποδεκτή για τις 7 από τις 12 χώρες του δείγματος, ενώ για μία από τις χώρες (Ισραήλ) διαπιστώθηκε η ύπαρξη 2 σχέσεων μακροπρόθεσμης ισορροπίας, και για τις υπόλοιπες 4 (Γαλλία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιταλία, Σιγκαπούρη) διαπιστώθηκε η απουσία σχέσης μακροπρόθεσμης ισορροπίας.

Για τις χώρες που διαπιστώθηκε η ύπαρξη μίας σχέσης μακροπρόθεσμης ισορροπίας, προχωρήσαμε στη διεξαγωγή περαιτέρω ελέγχων στα στοιχεία του διανύσματος ισορροπίας και του πίνακα προσαρμογής, προκειμένου να διαπιστώσουμε αν πληρούνται και οι υπόλοιπες προϋποθέσεις για την ισχύ του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect. Για όλες τις χώρες εκτός από το Μεξικό, διαπιστώθηκε ότι το διάνυσμα ισορροπίας δεν έχει την προβλεπόμενη τιμή, επομένως οδηγηθήκαμε στην απόρριψη του Fisher Effect.

Ειδικά για το Μεξικό, οι προϋποθέσεις για την ισχύ του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect πληρούνται όλες, με εξαίρεση την απαίτηση ο συντελεστής προσαρμογής του ονομαστικού επιτοκίου να ισούται με -1. Επειδή όμως η απαίτηση αυτή κρίνεται ως ιδιαίτερα αυστηρή, καταλήξαμε στην αποδοχή του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect για το Μεξικό.

Για τις 4 χώρες, όπου απορρίφθηκε η υπόθεση της ύπαρξης σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ του ονομαστικού επιτοκίου και του πληθωρισμού, προχωρήσαμε στην απόρριψη του Fisher Effect.

Συνοψίζοντας, συμπεραίνουμε ότι το Μακροπρόθεσμο Fisher Effect δεν υποστηρίζεται από τα δεδομένα για τις 10 από τις 12 χώρες του δείγματος. Εξαίρεση αποτελούν το Μεξικό για το οποίο αποδεχτήκαμε το Fisher Effect και το Ισραήλ, για το οποίο διαπιστώθηκε η ύπαρξη δύο σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας, αποτέλεσμα που έρχεται σε αντίθεση με την υπόθεση της μη στασιμότητας του ονομαστικού επιτοκίου και του πληθωρισμού που είχε γίνει αποδεκτή από τα ADF Tests, και επομένως δεν μπορούμε να καταλήξουμε σε οριστικό συμπέρασμα για την ισχύ ή όχι του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect στη χώρα αυτή.

Επομένως, η απόρριψη του Μακροπρόθεσμου Fisher Effect είναι σχεδόν καθολική στο δείγμα μας και είναι ανεξάρτητη από το καθεστώς πληθωρισμού που επικρατεί σε κάθε μία από τις χώρες αυτές. Μία πιθανή εξήγηση για την απόρριψη αυτή ίσως είναι το γεγονός ότι τα ονομαστικά επιτόκια που χρησιμοποιήθηκαν ήταν βραχυπρόθεσμα. Όπως έχει ήδη αναφερθεί, το Fisher Effect υποθέτει άμεση και απόλυτη προσαρμογή των ονομαστικών επιτοκίων στον αναμενόμενο πληθωρισμό. Εντούτοις, στην πράξη, ίσως οι επενδυτές να μην αντιδρούν άμεσα σε μία αναμενόμενη μεταβολή του βραχυπρόθεσμου πληθωρισμού και να μην προσαρμόζουν τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια σύμφωνα με τη θεώρηση του Fisher, αλλά να κρατούν στάση αναμονής μέχρι να σταθεροποιηθεί η μεταβολή αυτή.

Καταλήγοντας, αναφέρουμε ότι για τις τέσσερις χώρες που δε βρήκαμε σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ ονομαστικού επιτοκίου και πληθωρισμού, εξετάσαμε την περίπτωση μήπως υπάρχει σχέση ισορροπίας που να περιέχει τις δύο αυτές μεταβλητές και μία τρίτη, το $gdprgap$.

Το έναυσμα για τη χρήση αυτής της μεταβλητής ήταν η σκέψη ότι εφόσον ο πληθωρισμός είναι κατά βάση νομισματικό φαινόμενο, πιθανόν η πληροφορία που δεν είναι ενσωματωμένη στον αναμενόμενο πληθωρισμό, με αποτέλεσμα να μη συνολοκληρώνεται με το ονομαστικό επιτόκιο, να οφείλεται σε κάποια μεταβλητή που σχετίζεται με την άσκηση νομισματικής πολιτικής. Εφόσον δηλαδή το ονομαστικό επιτόκιο δεν καθορίζεται μόνο από τον αναμενόμενο πληθωρισμό, και επειδή τα επιτόκια που χρησιμοποιήσαμε ήταν βραχυπρόθεσμα, εξετάσαμε το ενδεχόμενο να καθορίζεται το επιτόκιο και από κάποιον άλλο παράγοντα που λαμβάνει υπόψη της η Κεντρική Τράπεζα για να θέσει το βασικό της επιτόκιο. Κάτι τέτοιο θα σήμαινε ότι στις χώρες αυτές το ονομαστικό επιτόκιο επηρεάζεται άμεσα από την άσκηση νομισματικής πολιτικής, και όχι έμμεσα μόνο μέσω της ενσωμάτωσης των συνεπειών της στη διαμόρφωση των προσδοκιών για τον πληθωρισμό.

Με γνώμονα την παραπάνω σκέψη, αναζητήσαμε στη βιβλιογραφία τη σχετική με τον τρόπο καθορισμού του βασικού επιτοκίου της Κεντρικής Τράπεζας μίας χώρας (Reaction Function Analysis), πιθανές μεταβλητές που θα μπορούσαν να αποτελούν τον επιπλέον

παράγοντα που επηρεάζει το ονομαστικό επιτόκιο. Από τις μελέτες αυτές διαπιστώσαμε ότι η μία τέτοια μεταβλητή θα μπορούσε να είναι η απόκλιση του πραγματικού (αποπληθωρισμένου) εγχώριου προϊόντος από το δυνητικό προϊόν της χώρας, δηλαδή το $gdfgap$.

Αφού επιβεβαιώσαμε ότι και αυτή η μεταβλητή είναι μη στάσιμη, εξετάσαμε την ύπαρξη μίας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των τριών πλέον μεταβλητών. Παρά το γεγονός ότι αποδεχθήκαμε την υπόθεση αυτή και για τις 4 χώρες, όταν κάναμε περισσότερους ελέγχους, διαπιστώσαμε ότι στη σχέση αυτή συμμετέχει μόνο μία από τις τρεις μεταβλητές, γεγονός που έρχεται σε αντίφαση με την υπόθεση της μη στασιμότητας της μεταβλητής αυτής που είχε γίνει αποδεκτή από τα ADF Tests. Συνεπώς, δε μπορέσαμε να προχωρήσουμε περαιτέρω για να διαπιστώσουμε την αλήθεια ή μη του συλλογισμού μας. Το αντιφατικό αυτό αποτέλεσμα δεν μπορεί να αποδοθεί κάπου συγκεκριμένα, για αυτό και το θέμα παραμένει ανοιχτό για περαιτέρω διερεύνηση.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

Πίνακας 1: Αποτελέσματα των ADF Tests στις σειρές του 3μηνου πληθωρισμού

ΧΩΡΑ	MAIC			MSIC			MHQIC		
	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None
ΓΑΛΛΙΑ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΕΛΒΕΤΙΑ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
Η.Π.Α.	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΙΣΡΑΗΛ	I(1) (***)	I(1) (*)	I(0)	I(1) (***)	I(1) (*)	I(0)	I(1) (***)	I(1) (*)	I(0)
ΙΤΑΛΙΑ	I(1) (**)	I(1) (***)	I(0)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)	I(1) (***)	I(1) (**)
ΚΑΝΑΔΑΣ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΜΕΞΙΚΟ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)

(*) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%

(**) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%

(***) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας 2: Αποτελέσματα των ADF Tests στις πρώτες διαφορές των σειρών του 3μηνου πληθωρισμού

ΧΩΡΑ	MAIC			MSIC			MHQIC		
	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None
ΓΑΛΛΙΑ	I(0) (**)	I(0) (***)	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (***)	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (***)	I(0) (*)
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (*)
ΕΛΒΕΤΙΑ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
Η.Π.Α.	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΙΣΡΑΗΛ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΙΤΑΛΙΑ	I(0) (**)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΚΑΝΑΔΑΣ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΜΕΞΙΚΟ	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (**)	I(1) (*)	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (*)
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (**)	I(1) (*)	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (*)

(*) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%

(**) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%

(***) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας 3: Αποτελέσματα των ADF Tests στις σειρές των 3μηνων ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων κυβερνητικών ομολόγων

ΧΩΡΑ	MAIC			MSIC			MHQIC		
	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None
ΓΑΛΛΙΑ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΕΛΒΕΤΙΑ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
Η.Π.Α.	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΙΣΡΑΗΛ	I(1) (***)	I(1) (**)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)	I(1) (***)
ΙΤΑΛΙΑ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)	I(1) (***)	I(0)	I(1) (**)	I(1) (***)	I(0)	I(1) (**)
ΚΑΝΑΔΑΣ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΜΕΞΙΚΟ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)

(*) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
 (***) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
 (***) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας 4: Αποτελέσματα των ADF Tests στις πρώτες διαφορές των σειρών των 3μηνων ονομαστικών αποδόσεων των 3μηνων κυβερνητικών ομολόγων

ΧΩΡΑ	MAIC			MSIC			MHQIC		
	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None
ΓΑΛΛΙΑ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΕΛΒΕΤΙΑ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
Η.Π.Α.	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΙΣΡΑΗΛ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΙΤΑΛΙΑ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΚΑΝΑΔΑΣ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΜΕΞΙΚΟ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)

(*) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%
 (***) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%
 (***) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας 5: Αποτελέσματα των ADF Tests στις σειρές του 3μηνου gdpgap

ΧΩΡΑ	MAIC			MSIC			MHQIC		
	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None
ΓΑΛΛΙΑ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)
ΙΤΑΛΙΑ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (**)
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)	I(1) (***)

(*) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%

(**) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%

(***) = Αποδοχή της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

Πίνακας 6: Αποτελέσματα των ADF Tests στις πρώτες διαφορές των σειρών του 3μηνου gdpgap

ΧΩΡΑ	MAIC			MSIC			MHQIC		
	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None	Intercept	Trend & Intercept	None
ΓΑΛΛΙΑ	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (**)	I(0) (*)
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΙΤΑΛΙΑ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)
ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)	I(0) (*)

(*) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 1%

(**) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%

(***) = Απόρριψη της H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο σημαντικότητας 10%

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

Επιλογή του κατάλληλου διμεταβλητού μοντέλου για τις χώρες του δείγματος, προκειμένου να εφαρμοστεί το Johansen Cointegration Test.

I) ΚΑΝΑΔΑΣ

- Για αριθμό υστερήσεων 1, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1975:1 2003:4					
Included observations: 113					
Series: INTCANADA INFCANADA1					
Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	0	1	0	2
Max-Eig	1	0	1	0	0
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-280.7425	-280.7425	-280.3972	-280.3972	-279.7641
1	-274.0574	-273.0360	-272.7892	-272.7889	-272.7713
2	-273.2744	-271.5379	-271.5379	-268.5790	-268.5790
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	5.039690	5.039690	5.068978	5.068978	5.093170
1	4.992166	4.991788*	5.005118	5.022812	5.040199
2	5.049104	5.053768	5.053768	5.036796	5.036796
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	5.136235*	5.136235*	5.213795	5.213795	5.286259
1	5.185256	5.209014	5.246480	5.288310	5.329834
2	5.338738	5.391674	5.391674	5.422975	5.422975

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

$$\text{LR ratio} = -2[-274, 0574 - (-273.0360)] = 2,048.$$

$$\text{probability} = 1 - x^2(2,048, 1) = 0,152928 > 0,05$$

Επειδή probability > 0,05, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

$$\text{LR ratio} = -2[-274, 0574 - (-272.7892)] = 2,5364$$

$$\text{probability} = 1 - x^2(2,5364, 1) = 0,111248 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.**

$$\text{LR ratio} = -2[-274,0574 - (-272.7889)] = 2,5302$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(2,5302, 1) = 0,111686 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.**

$$\text{LR ratio} = -2[-274,0574 - (-272.7713)] = 2,5654$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(2,5654, 1) = 0,109225 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

- **Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 1^ο**

II) ΓΑΛΛΙΑ

- Για αριθμό υστερήσεων 1, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1970:1 2003:4					
Included observations: 129					
Series: INTFRANCE INFFRANCE1					
Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	0	0	2
Max-Eig	0	0	0	0	0
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-273.9503	-273.9503	-273.9225	-273.9225	-273.8282
1	-272.2039	-268.3926	-268.3923	-266.1715	-266.1713
2	-271.4821	-267.0392	-267.0392	-263.2668	-263.2668
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	4.309307	4.309307	4.339884	4.339884	4.369430
1	4.344246	4.300661	4.316159	4.297232*	4.312734
2	4.395071	4.357197	4.357197	4.329718	4.329718
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	4.397984*	4.397984*	4.472898	4.472898	4.546783
1	4.521599	4.500183	4.537850	4.541092	4.578763
2	4.661100	4.667564	4.667564	4.684423	4.684423

- Επειδή για κάθε μοντέλο ο αριθμός των σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας είναι μηδενικός, δεν επιλέγουμε μοντέλο.

III) GERMANIA

- Για αριθμό υστερήσεων 1, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1975:1 2003:4					
Included observations: 113					
Series: INTGERMANY INFGERMANY1					
Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	0	2	0	2
Max-Eig	1	0	2	0	0
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-179.5518	-179.5518	-179.3843	-179.3843	-178.8818
1	-172.0711	-171.7274	-171.6556	-171.3694	-171.0871
2	-171.5259	-169.6707	-169.6707	-167.5986	-167.5986
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	3.248704	3.248704	3.281139	3.281139	3.307643
1	3.187100*	3.198715	3.215143	3.227777	3.240480
2	3.248246	3.250809	3.250809	3.249533	3.249533
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	3.345248*	3.345248*	3.425956	3.425956	3.500732
1	3.380189	3.415940	3.456505	3.493275	3.530115
2	3.537880	3.588715	3.588715	3.635711	3.635711

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.*

$$\text{LR ratio} = -2[-172,0711 - (-171,7274)] = 0,6874$$

$$\text{probability} = 1 - x^2(0,6874, 1) = 0,407050 > 0,05$$

Επειδή probability > 0,05, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.*

$$\text{LR ratio} = -2[-172,0711 - (-171,6556)] = 0,831$$

$$\text{probability} = 1 - x^2(0,831, 1) = 0,361984 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.*

$$\text{LR ratio} = -2[-172,0711 - (-171,3694)] = 1,4034$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(1,4034, 1) = 0,236155 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.*

$$\text{LR ratio} = -2[-172,0711 - (-171,0871)] = 1,968$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(1,968, 1) = 0,16066 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

- **Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 1^ο**

IV) ΕΛΒΕΤΙΑ

- Για αριθμό υστερήσεων 1, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1980:1 2003:4					
Included observations: 93					
Series: INTSWITZERLAND INFSWITZERLAND1					
Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	1	1	0	2
Max-Eig	1	1	1	0	2
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-168.3007	-168.3007	-168.1506	-168.1506	-168.1110
1	-160.8055	-159.9015	-159.7598	-158.9930	-158.9609
2	-159.7430	-158.0097	-158.0097	-155.7792	-155.7792
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	3.705391	3.705391	3.745173	3.745173	3.787333
1	3.630226*	3.632291	3.650748	3.655763	3.676579
2	3.693397	3.699134	3.699134	3.694176	3.694176
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	3.814320*	3.814320*	3.908567	3.908567	4.005191
1	3.848084	3.877381	3.923071	3.955318	4.003366
2	4.020185	4.080386	4.080386	4.129892	4.129892

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.*

$$\text{LR ratio} = -2[-160,8055 - (-159,9015)] = 1,808$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(1,808, 1) = 0,298519 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.*

$$\text{LR ratio} = -2[-160,8055 - (-159,7598)] = 2,0914$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(2,0914, 1) = 0,148130 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.*

$$\text{LR ratio} = -2[-160,8055 - (-158,9930)] = 3,625$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(3,625, 1) = 0,056918 > 0,05$$

Επειδή $probability > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.*

$$LR \text{ ratio} = -2[-160,8055 - (-158,9609)] = 5,6892$$

$$probability = 1 - \chi^2(3,6892, 1) = 0,054766 > 0,05$$

Επειδή $probability > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

- **Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 1^ο.**

V) ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ

- Για αριθμό υστερήσεων 1, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1957:1 2003:4 Included observations: 184 Series: INTUK INFUK1 Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	2	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-531.5871	-531.5871	-531.5836	-531.5836	-531.3000
1	-526.8373	-526.7929	-526.7912	-526.4095	-526.1333
2	-526.2445	-522.9581	-522.9581	-522.5567	-522.5567
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	5.821599	5.821599	5.843300	5.843300	5.861956
1	5.813449*	5.823836	5.834687	5.841408	5.849275
2	5.850483	5.836501	5.836501	5.853877	5.853877
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	5.891489*	5.891489*	5.948134	5.948134	6.001736
1	5.953228	5.981088	6.009411	6.033605	6.058944
2	6.060153	6.081116	6.081116	6.133436	6.133436

- Επειδή για κάθε μοντέλο ο αριθμός των σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας είναι μηδενικός, δεν επιλέγουμε μοντέλο.

VI) Η.Π.Α.

- Για αριθμό υστερήσεων 2, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1957:1 2003:4 Included observations: 184 Series: INTUSA INFUSA1 Lags interval: 1 to 2					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	1	2	0	2
Max-Eig	1	1	2	0	2
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-331.6504	-331.6504	-331.6216	-331.6216	-330.8051
1	-323.6663	-322.9997	-322.9778	-322.8088	-322.3594
2	-322.8599	-319.6092	-319.6092	-319.3779	-319.3779
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	3.691852	3.691852	3.713278	3.713278	3.726142
1	3.648546*	3.652171	3.662802	3.671835	3.677819
2	3.683260	3.669665	3.669665	3.688891	3.688891
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	3.831632*	3.831632*	3.888003	3.888003	3.935812
1	3.858216	3.879313	3.907417	3.933922	3.957379
2	3.962820	3.984169	3.984169	4.038340	4.038340

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.*

$$\text{LR ratio} = -2[-323,6663 - (-322,9997)] = 1,3332$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(1,3332, 1) = 0,248237 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.*

$$\text{LR ratio} = -2[-323,6663 - (-322,9778)] = 1,337$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(1,337, 1) = 0,240613 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.*

$$\text{LR ratio} = -2[-323,6663 - (-322,8088)] = 1,715$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(1,715, 1) = 0,1903338 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.*

$$\text{LR ratio} = -2[-323,6663 - (-322,3594)] = 2,6138$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(2,6138, 1) = 0,105938 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

- **Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 1^ο.**

VII) ΙΣΡΑΗΛ

- Για αριθμό υστερήσεων 4, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1984:2 2003:4 Included observations: 73 Series: INTISRAEL INFISRAEL1 Lags interval: 1 to 4					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-379.1084	-379.1084	-378.0320	-378.0320	-376.3737
1	-355.8199	-293.9195	-293.7814	-281.8954	-281.5672
2	-354.2429	-292.1512	-292.1512	-273.0205	-273.0205
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	10.82489	10.82489	10.85019	10.85019	10.85955
1	10.29643	8.627932	8.651547	8.353298	8.371703
2	10.36282	8.716472	8.716472	8.247138	8.247138*
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	11.32691	11.32691	11.41496	11.41496	11.48708
1	10.92396	9.286831	9.341822	9.074949*	9.124731
2	11.11585	9.532252	9.532252	9.125671	9.125671

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.*

$$\text{LR ratio} = -2[-355,8199 - (-293,9195)] = 123,8008$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(123,8008, 1) = 0 < 0,05$$

Επειδή $\text{probability} < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.**

$$\text{LR ratio} = -2[-293,9195 - (-293,7814)] = 0,2762$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(0,2762, 1) = 0,599203 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.**

$$\text{LR ratio} = -2[-293,9195 - (-281,8954)] = 24,0478$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(24,0478, 1) = 9,4E - 07 < 0,05$$

Επειδή $\text{probability} < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.**

$$\text{LR ratio} = -2[-281,8954 - (-281,5672)] = 0,6564$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(0,6564, 1) = 0,417834 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

- **Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 4^ο.**

VIII) ΙΤΑΛΙΑ

- Για αριθμό υστερήσεων 1, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1977:1 2003:4					
Included observations: 105					
Series: INTITALY INFITALY1					
Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-227.4477	-227.4477	-226.4468	-226.4468	-225.6868
1	-223.7175	-223.6899	-223.0701	-222.0049	-221.4592
2	-222.6121	-222.2870	-222.2870	-219.2828	-219.2828
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	4.408528*	4.408528*	4.427558	4.427558	4.451178
1	4.413667	4.432189	4.439431	4.438188	4.446843
2	4.468801	4.500705	4.500705	4.481577	4.481577
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	4.509632*	4.509632*	4.579213	4.579213	4.653384
1	4.615874	4.659672	4.692189	4.716222	4.750153
2	4.772111	4.854566	4.854566	4.885990	4.885990

- Επειδή για κάθε μοντέλο ο αριθμός των σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας είναι μηδενικός, δεν επιλέγουμε μοντέλο.

IX) ΜΕΞΙΚΟ

- Για αριθμό υστερήσεων 2, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1981:1 2003:4					
Included observations: 88					
Series: INTMEXICO INFMEXICO1					
Lags interval: 1 to 2					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	1	1	1	2
Max-Eig	1	1	1	1	2
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-598.5568	-598.5568	-598.4538	-598.4538	-598.0171
1	-586.7884	-585.9657	-585.9000	-583.8709	-583.4937
2	-586.2850	-585.0380	-585.0380	-580.6798	-580.6798
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	13.78538	13.78538	13.82850	13.82850	13.86402
1	13.60883*	13.61286	13.63409	13.61070	13.62486
2	13.68830	13.70541	13.70541	13.65181	13.65181
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	14.01059	14.01059	14.11001	14.11001	14.20184
1	13.94665*	13.97883	14.02821	14.03298	14.07528
2	14.13872	14.21214	14.21214	14.21485	14.21485

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.*

$$\text{LR ratio} = -2[-586,7884 - (-585,9657)] = 1,6454$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(1,6454, 1) = 0,199586 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.*

$$\text{LR ratio} = -2[-586,7884 - (-585,9000)] = 1,7768$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(1,7768, 1) = 0,182543 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.*

$$\text{LR ratio} = -2[-586,7884 - (-583,8709)] = 5,835$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(5,835, 1) = 0,015710 < 0,05$$

Επειδή $probability < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.*

$$LR \text{ ratio} = -2[-583,8709 - (-583,4937)] = 0,7544$$

$$probability = 1 - x^2(0,7544, 1) = 0,385087 > 0,05$$

Επειδή $probability > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

- **Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 4^ο.**

X) ΝΟΤΙΑ ΑΦΡΙΚΗ

- Για αριθμό υστερήσεων 4, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1960:1 2003:4 Included observations: 170 Series: INTSOUTHAFRICA INF SOUTHAFRICA1 Lags interval: 1 to 4					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	1	0	1
Max-Eig	0	0	0	1	1
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-460.4822	-460.4822	-460.3082	-460.3082	-458.0412
1	-455.1504	-453.7597	-453.7292	-450.4601	-448.2750
2	-455.0830	-452.5902	-452.5902	-448.1112	-448.1112
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	5.605672	5.605672	5.627156	5.627156	5.624014
1	5.590004	5.585408	5.596814	5.570118	5.556176*
2	5.636271	5.630472	5.630472	5.601308	5.601308
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	5.900806*	5.900806*	5.959182	5.959182	5.992932
1	5.958922	5.972772	6.002623	5.994374	5.998877
2	6.078972	6.110065	6.110065	6.117792	6.117792

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.*

$$LR \text{ ratio} = -2[-455,1504 - (-453,7597)] = 2,7814$$

$$probability = 1 - x^2(2,7814, 1) = 0,095365 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.**

$$\text{LR ratio} = -2[-455,1504 - (-453,7292)] = 2,8424$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(2,8424, 1) = 0,091807 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.**

$$\text{LR ratio} = -2[-455,1504 - (-450,4601)] = 9,3806$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(9,3806, 1) = 0,002193 < 0,05$$

Επειδή $\text{probability} < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.**

$$\text{LR ratio} = -2[-450,4601 - (-448,2750)] = 4,3702$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(4,3702, 1) = 0,036573 < 0,05$$

Επειδή $\text{probability} < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 5^ο.

XI) ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ

- Για αριθμό υστερήσεων 1, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1985:1 2003:4					
Included observations: 73					
Series: INTSINGAPORE INFSINGAPORE1					
Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	0	0	2
Max-Eig	0	0	0	0	0
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-135.8437	-135.8437	-135.7491	-135.7491	-135.6761
1	-131.7819	-131.7806	-131.7134	-130.0868	-130.0412
2	-130.8749	-128.9048	-128.9048	-126.0818	-126.0818
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	3.831333	3.831333	3.883538	3.883538	3.936332
1	3.829641*	3.857003	3.882560	3.865392	3.891539
2	3.914382	3.915201	3.915201	3.892651	3.892651
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	3.956838*	3.956838*	4.071795	4.071795	4.187341
1	4.080651	4.139388	4.196321	4.210529	4.268053
2	4.290896	4.354467	4.354467	4.394669	4.394669

- Επειδή για κάθε μοντέλο ο αριθμός των σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας είναι μηδενικός, δεν επιλέγουμε μοντέλο.

XII) ΦΙΛΙΠΠΙΝΕΣ

- Για αριθμό υστερήσεων 5, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1981:1 2003:4 Included observations: 85 Series: INTPHILIPPINES INFPHILIPPINES1 Lags interval: 1 to 5					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	1	2	2	2
Max-Eig	1	1	2	2	2
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-394.4858	-394.4858	-394.4231	-394.4231	-393.9783
1	-381.8581	-381.4312	-381.3696	-380.7898	-380.3466
2	-381.4737	-379.4095	-379.4095	-374.2884	-374.2884
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	9.752607	9.752607	9.798191	9.798191	9.834783
1	9.549603*	9.563086	9.585168	9.595055	9.608156
2	9.634676	9.633164	9.633164	9.559727	9.559727
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	10.32735	10.32735	10.43041	10.43041	10.52447
1	10.23929*	10.28151	10.33233	10.37096	10.41279
2	10.43931	10.49528	10.49528	10.47931	10.47931

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.*

$$\text{LR ratio} = -2[-381,8581 - (-381,4312)] = 0,8538$$

$$\text{probability} = 1 - x^2(0,8538, 1) = 0,355480 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.*

$$\text{LR ratio} = -2[-381,8581 - (-381,3696)] = 0,977$$

$$\text{probability} = 1 - x^2(0,977, 1) = 0,322941 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.*

$$\text{LR ratio} = -2[-381,8581 - (-380,7898)] = 2,1364$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(2,1364, 1) = 0,143839 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.*

$$\text{LR ratio} = -2[-381,8581 - (-380,3466)] = 3,0228$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(3,0228, 1) = 0,082102 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 1^ο.

Επιλογή του κατάλληλου τριμεταβλητού μοντέλου για τις χώρες του δείγματος, προκειμένου να εφαρμοστεί το Johansen Cointegration Test

1) ΓΑΛΛΙΑ

- Για αριθμό υστερήσεων 1, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1970:1 2003:4					
Included observations: 129					
Series: INTFRANCE INFFRANCE1 GDPGAP					
Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	0	1	1	1
Max-Eig	0	0	0	1	1
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-1073.635	-1073.635	-1073.461	-1073.461	-1073.364
1	-1068.352	-1063.599	-1063.471	-1060.426	-1060.402
2	-1066.647	-1059.278	-1059.278	-1055.030	-1055.028
3	-1065.848	-1057.911	-1057.911	-1052.176	-1052.176
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.78504	16.78504	16.82886	16.82886	16.87386
1	16.79616	16.73797	16.76699	16.73529*	16.76593
2	16.86274	16.77951	16.79501	16.76015	16.77563
3	16.94339	16.86684	16.86684	16.82443	16.82443
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.98457*	16.98457*	17.09489	17.09489	17.20640
1	17.12869	17.09268	17.16604	17.15650	17.23148
2	17.32829	17.28939	17.32707	17.33654	17.37419
3	17.54195	17.53191	17.53191	17.55601	17.55601

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.*

$$LR \text{ ratio} = -2[-1068,352 - (-1063,599)] = 9,506$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(9,506, 1) = 0,002048 < 0,05$$

Επειδή $\text{probability} < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.*

$$LR \text{ ratio} = -2[-1063,599 - (-1063,471)] = 0,256$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(0,256, 1) = 0,612882 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.**

$$\text{LR ratio} = -2[-1063,599 - (-1060,426)] = 6,346$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(6,346, 1) = 0,011765 < 0,05$$

Επειδή $\text{probability} < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.**

$$\text{LR ratio} = -2[-1060,426 - (-1060,402)] = 0,048$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(0,048, 1) = 0,826581 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 4^ο.

II) ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ

- Για αριθμό υστερήσεων 1, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1957:1 2003:4 Included observations: 184 Series: INTUK INFUK1 GDPGAP Lags interval: 1 to 1					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	1	1	1	1
Max-Eig	0	1	1	1	1
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-1563.572	-1563.572	-1563.385	-1563.385	-1559.855
1	-1555.364	-1547.491	-1547.430	-1540.015	-1538.513
2	-1554.574	-1541.491	-1541.433	-1533.588	-1532.146
3	-1554.016	-1540.735	-1540.735	-1531.582	-1531.582
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	17.09318	17.09318	17.12375	17.12375	17.11798
1	17.06917	16.99447	17.01554	16.94582*	16.95122
2	17.12581	17.00534	17.01557	16.95204	16.94723
3	17.18496	17.07320	17.07320	17.00633	17.00633
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	17.25043*	17.25043*	17.33342	17.33342	17.38007
1	17.33126	17.27403	17.33004	17.27780	17.31814
2	17.49273	17.40721	17.43491	17.40633	17.41899
3	17.65671	17.59738	17.59738	17.58292	17.58292

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.*

$$\text{LR ratio} = -2[-1555,364 - (-1547,491)] = 15,746$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(15,746, 1) = 7,24 \text{ E-}05 < 0,05$$

Επειδή $\text{probability} < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.*

$$\text{LR ratio} = -2[-1547,491 - (-1547,430)] = 0,122$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(0,122, 1) = 0,726875 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.*

$$\text{LR ratio} = -2[-1547,430 - (-1540,015)] = 14,83$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(14,83, 1) = 0,000118 < 0,05$$

Επειδή $\text{probability} < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.*

$$\text{LR ratio} = -2[-1540,015 - (-1538,513)] = 3,004$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(3,004, 1) = 0,083059 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 4^ο.

III) ΙΤΑΛΙΑ

- Για αριθμό υστερήσεων 0, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1977:1 2003:4					
Included observations: 106					
Series: INTITALY INFITALY1 GDPGAP					
Lags interval: No lags					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	2	1	3	3	3
Max-Eig	2	1	1	1	3
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-877.7164	-877.7164	-875.7730	-875.7730	-871.9798
1	-859.4945	-856.1590	-854.8134	-852.0973	-848.6535
2	-851.8153	-848.4316	-848.3217	-843.0322	-839.9452
3	-850.6636	-846.4247	-846.4247	-836.7824	-836.7824
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.56069	16.56069	16.58062	16.58062	16.56566
1	16.33008	16.28602	16.29837	16.26599	16.23875
2	16.29840	16.27229	16.28909	16.22702	16.18765*
3	16.38988	16.36650	16.36650	16.24118	16.24118
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.56069	16.56069	16.65600	16.65600	16.71642
1	16.48085	16.46191*	16.52451	16.51725	16.54027
2	16.59992	16.62407	16.66599	16.65418	16.63993
3	16.84216	16.89417	16.89417	16.84422	16.84422

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.*

$$\text{LR ratio} = -2[-859,4945 - (-856,1590)] = 6,671$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(6,671, 1) = 0,009799 < 0,05$$

Επειδή $\text{probability} < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.*

$$\text{LR ratio} = -2[-856,1590 - (-854,8134)] = 2,6912$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(2,6912, 1) = 0,100904 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.*

$$\text{LR ratio} = -2[-856,1590 - (-852,0973)] = 8,1234$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(8,1234, 1) = 0,00437 < 0,05$$

Επειδή $\text{probability} < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 2 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.*

$$\text{LR ratio} = -2[-852,0973 - (-848,6535)] = 6,8876$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(6,8876, 1) = 0,008680 < 0,05$$

Επειδή $\text{probability} < 0,05$, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 4 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 5^ο.

IV) ΣΙΓΚΑΠΟΥΡΗ

- Για αριθμό υστερήσεων 0, πραγματοποιούμε το Johansen Cointegration Test με την επιλογή 6 (Summarize all 5 sets of assumptions). Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε τον παρακάτω πίνακα.

Sample: 1985:1 2003:4					
Included observations: 73					
Series: INTSINGAPORE INFSINGAPORE1 GDPGAP					
Lags interval: No lags					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	1	1	1	2
Max-Eig	1	1	1	1	1
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-724.1807	-724.1807	-724.0529	-724.0529	-723.8274
1	-706.5301	-706.4423	-706.3799	-706.3777	-706.1665
2	-703.2263	-701.2823	-701.2805	-697.9642	-697.7947
3	-702.6078	-699.9014	-699.9014	-696.1156	-696.1156
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	19.84057	19.84057	19.91926	19.91926	19.99527
1	19.52137*	19.54636	19.59945	19.62679	19.67579
2	19.59524	19.59678	19.62412	19.58806	19.61081
3	19.74268	19.75072	19.75072	19.72919	19.72919
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	19.84057	19.84057	20.01339	20.01339	20.18353
1	19.70963*	19.76600	19.88183	19.94055	20.05231
2	19.97176	20.03604	20.09477	20.12145	20.17558
3	20.30745	20.40962	20.40962	20.48222	20.48222

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.*

$$\text{LR ratio} = -2[-706,5301 - (-706,4423)] = 0,1756$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(0,1756, 1) = 0,675182 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 2.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : *Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.*

$$\text{LR ratio} = -2[-706,5301 - (-706,3799)] = 0,3004$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(0,3004, 1) = 0,583632 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 3.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.**

$$\text{LR ratio} = -2[-706,5301 - (-706,3777)] = 0,3048$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(0,3048, 1) = 0,580889 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 4.

- Ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 : **Το μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.**

$$\text{LR ratio} = -2[-706,5301 - (-706,1665)] = 0,7272$$

$$\text{probability} = 1 - \chi^2(0,7272, 1) = 0,393792 > 0,05$$

Επειδή $\text{probability} > 0,05$, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση ότι το Μοντέλο 1 είναι καλύτερο από το Μοντέλο 5.

Συνολικά, το καλύτερο Μοντέλο είναι το 1^ο.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. **Arusha Cooray** , The Fisher Effect : A Review of the Literature
2. **Fama F. Eugene (May 1970)**, “Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work”, *The Journal of Finance* 25, 383-417
3. **Gibson E. William (Mar.1970)**, “Price-Expectations Effects on Interest Rates”, *The Journal of Finance* 25, 19-34
4. **Gibson E. William (Dec.1972)**, “Interest Rates and Inflationary Expectations :New Evidence”, *The American Economic Review*, 854-865
5. **Fama F. Eugene (June 1975)**, “Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation”, *The American Economic Review* 65, 269-282
6. **Hess J. Patrick & Bicksler L. James (April 1975)**, “Capital Asset Prices Versus Time Series Models as Predictors of Inflation”, *Journal of Financial Economics* 2, 341-360
7. **Fama F. Eugene & Gibbons R. Michael (1984)**, “A Comparison of Inflation Forecasts”, *Journal of Monetary Economics* 13, 327-348
8. **Lahiri Kajal (Mar. 1976)**, “**Inflationary Expectations : Their Formation and Interest Rate Effects**”, *The American Economic Review* 66, 124-131
9. **Tanzi Vito (Mar 1980)**, “Inflationary Expectations, Economic Activity, Taxes and Interest Rates”, *The American Economic Review* 70, 12-21
10. **Gandolfi E. Arthur (June 1982)**, “Inflation, Taxation and Interest Rates”, *The Journal of Finance* 37, 797-807
11. **Peek Joe (Dec 1982)**, “Interest Rates, Income Taxes and Anticipated Inflation”, *The American Economic Review* 72, 980-991

12. **Rose K. Andrew (Dec. 1988)**, “Is The Real Interest Rate Stable?”, *The Journal of Finance* 43, 1095-1112

13. **Mishkin S. Frederic (Sep. 1992)**, “Is The Fisher Effect for real?”, *The Journal of Monetary Economics* 30, 195-215

14. **Wallace S. Myles & Warner T. John (May 1993)**, “The Fisher Effect and The Term Structure of Interest Rates : Tests of Co integration”, *The Review of Economics and Statistics* 75, 320-324

15. **Evans D.D. Martin & Lewis K. Karen (Mar. 1995)**, “Do Expected Shifts in Inflation Affect Estimates of the Long-Run Fisher Relation?”, *The Journal of Finance* 50, 225-253

16. **Wu Yangru & Zhang Hua (Nov. 1996)**, “Mean Reversion in Interest Rates : New Evidence from a Panel of OECD Countries”, *Journal of Money* 28, 604-621

17. **Caporale Guglielmo Maria & Pittis Nikitas (Apr. 1996)**, “Testing for Unbiased ness of Term Structure and Interest Differentials As Predictors of Future Inflation Changes and Inflation Differentials”, *The Canadian Journal of Economics* 29, 565-569

18. **Crowder J. Williams & Wohar E. Mark (Feb. 1997)**, “Are Tax Important in the Long – Run Fisher Effect?”

19. **Crockett A. Jean (1998)**, “Rational Expectations, inflation and the nominal interest rate”, *Journal of Econometrics* 83, 349-363

20. **Crowder J. William & Sonora J. Robert (Nov. 2002)**, “Intra – National Evidence of the Fisher Effect”

21. **Laatsch E.Francis & Klein P. Daniel (Feb. 2003)**, “Nominal Rates, real rates, and expected inflation ; Results from a study of U.S. Treasury Inflation – Protected Securities”, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 43, 405-417

22. **Fahmy A.F. Yasser & Kandil Magda (2003)**, “The Fisher Effect : new evidence and implications”, *International Review of Economics and Finance* 12, 451-465

23. **Johnson A. Paul (Jan. 2004)**, “Is it Really the Fisher Effect?”

24. **Bernanke S. Ben & Blinder S. Alan (Sep. 1992)**, “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission”, *The American Economic Review*, Vol. 82, No.4

25. **Taylor B. John (1993)**, “Discretion versus policy rules in practice”, *Carnegie – Rochester Conf. Ser. Public Pol.* 39, 195 - 214

26. **Taylor B. John (May 1998)**, “Introductory Remarks on Monetary Policy Rules”

27. **Rudesbusch D. Glenn & Judd P. John (1998)**, “Taylor’s Rule and the Fed: 1970 – 1997”, *FRBSF Economic Review*, No 3

28. **Rudesbusch D. Glenn (Nov. 1998)**, “Do Measures of Monetary Policy in a Var Make Sense?”, *International Economic Review*, Vol. 12, No.4

29. **Taylor B. John (Feb. 1999)**, “The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank”, *Econ.* 43, pp.655 - 679

30. **Sack Brian & Wieland Volker (Aug. 1999)**, “Interest – Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence”, *Federal Reserve Board, Working Paper*

31. **Giannoni P. Marc (Oct. 2000)**, “Optimal Interest – Rate Rules in a Forward – Looking Model, and Inflation Stabilization versus Price – Level Stabilization”, *Working Paper, Federal Reserve Bank of New York*

32. **McCallum T. Bennett (Mar. 2001)**, “Monetary Policy analysis in models without money”, *NBER Working Paper Series, Working Paper 8174*

- 33. Svensson E. O. Lars (Dec. 2002)**, “What is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy Through Targeting Rules”, *NBER Working Paper Series, Working Paper 9424*
- 34. Laxton Douglas & Pesenti Paolo (Mar. 2003)**, “Monetary Rules for Small, Open. Emerging Economies”, *NBER Working Paper Series, Working Paper 9568*
- 35. Levin Andrew, Wieland Volker & Williams John (2003)**, “The Performance of Forecast – Based Monetary Policy Rules under Model Uncertainty”, *Center for Financial Studies, Working Paper No. 20003/06*