

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ  
 ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ  
 ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ  
 ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ

ΘΕΜΑ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ:

ΠΩΣ ΕΠΗΡΕΑΖΕΤΑΙ Η ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ ΤΩΝ  
 ΗΠΑ ΜΕΓΑΛΗΣ ΒΡΕΤΑΝΙΑΣ ΚΑΙ ΙΑΠΩΝΙΑΣ ΑΠΟ ΤΙΣ  
 ΑΝΑΚΟΙΝΩΣΕΙΣ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΗΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ

Επιβλέπων καθηγητής: ΝΙΚΟΛΑΟΣ ΑΠΕΡΓΗΣ

Επιτροπή εξέτασης πτυχιακής: Π. ΣΤΑΙΚΟΥΡΑΣ, Ν. ΚΟΥΡΟΓΕΝΗΣ

Φοιτητής: ΜΧΡΗ0519 ΚΟΥΤΟΥΛΑΣ ΗΛΙΑΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2007

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ. ΕΙΣ.	53779 + CD
Σ. ΟΜΠ	35951
ΤΑΞΗ	339 S3 ΚΟΥ
ΕΙΣΒΛΙΟΘΗΚΗ	



00153779

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ  
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ  
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ  
ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ

ΘΕΜΑ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ:

ΠΩΣ ΕΠΗΡΕΑΖΕΤΑΙ Η ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ ΤΩΝ  
ΗΠΑ ΜΕΓΑΛΗΣ ΒΡΕΤΑΝΙΑΣ ΚΑΙ ΙΑΠΩΝΙΑΣ ΑΠΟ ΤΙΣ  
ΑΝΑΚΟΙΝΩΣΕΙΣ ΝΟΜΙΣΜΑΤΙΚΗΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ

Επιβλέπων καθηγητής: ΝΙΚΟΛΑΟΣ ΑΠΕΡΓΗΣ

Επιτροπή εξέτασης πτυχιακής : Π. ΣΤΑΙΚΟΥΡΑΣ , Ν. ΚΟΥΡΟΓΕΝΗΣ

Φοιτητής : ΜΧΡΗ0519 ΚΟΥΤΟΥΛΑΣ ΗΛΙΑΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2007

# ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

## *Κεφάλαιο 1*

- Εισαγωγή – Κύριοι Όροι.....1
- Ανάλυση Οικονομικών Όρων.....2
- Ανάλυση υπό εξέταση Μεταβλητών.....4

## *Κεφάλαιο 2*

- Θεωρητικό Υπόβαθρο.....6
- Εργασία Pearce & Roley (1985).....7
- Μελέτη Woolridge & Snow (1990).....8
- Εργασία Flannery & Protoparadakis (2002).....9

## *Κεφάλαιο 3*

- Δεδομένα -Μεθοδολογία-Εμπειρικά Αποτελέσματα.....10
- Unit Root tests.....11
- Cointegration tests.....14
- Error correction model.....24
- Granger Causality.....29

## *Κεφάλαιο 4 & 5*

- Συμπεράσματα.....34
- Βιβλιογραφία.....35

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

## ΕΙΣΑΓΩΓΗ-ΚΥΡΙΟΙ ΟΡΟΙ

Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι η εύρεση σχέσης μεταξύ της πορείας των μετοχών τριών σπουδαίων χρηματιστηρίων (των Η.Π.Α., της Μ. Βρετανίας και της Ιαπωνίας ) και των ανακοινώσεων που σχετίζονται με αποφάσεις νομισματικής πολιτικής. Δηλαδή ανακοινώσεις μεταβολής επιτοκίων και προσφοράς χρήματος. Το διάστημα της εμπειρικής μας έρευνας είναι από το 1977 έως το 2006.

Η εργασία χωρίζεται σε δύο μέρη, στο θεωρητικό και στο εμπειρικό. Στο θεωρητικό κομμάτι ( το οποίο περιλαμβάνει τα δύο πρώτα κεφάλαια) με το οποίο θα ξεκινήσουμε περιλαμβάνει την επιγραμματική προσέγγιση βασικών οικονομικών εννοιών καθώς και μια σύντομη αναφορά στις μεταβλητές που βρίσκονται στο επίκεντρο της μελέτης μας, δηλαδή στην προσφορά χρήματος και στο επιτόκιο που είναι τα όργανα χάραξης νομισματικής πολιτικής σε ένα ευνομούμενο περιβάλλον. Ακόμη παρουσιάζουμε μελέτες διασήμων οικονομολόγων σχετικές με κάποιες πτυχές του πονήματος μας.

Όσον αφορά το εμπειρικό κομμάτι το οποίο επωμίζεται εξ ολοκλήρου το τρίτο κεφάλαιο παρέχουμε στοιχεία των παλινδρομήσεων και των διαφορών ελέγχων που πραγματοποιήσαμε στην προσπάθεια μας να διαγνώσουμε σχέση είτε μεταξύ χρηματιστηρίου και επιτοκίου, είτε μεταξύ χρηματιστηρίου και ποσότητας χρήματος.

Η εργασία ολοκληρώνεται με την εξαγωγή τελικού συμπεράσματος και παρουσίαση της βιβλιογραφίας που στάθηκε αρωγός για τη δημιουργία της διατριβής.

## ΑΝΑΛΥΣΗ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΟΡΩΝ

Η μετεξέλιξη της κοινωνίας και της ανθρώπινης φύσης γενικότερα απαιτεί μία πιο εξελιγμένη μορφή από την αρχική μορφή των απλοϊκών ανταλλαγών που συνέβαιναν κατά το παρελθόν για την ικανοποίηση των πάσης φύσεως αναγκών του ανθρώπου. Στη σημερινή εποχή οι χρηματοοικονομικές δραστηριότητες των επιχειρήσεων, αλλά και των μεμονωμένων μετοχών λαμβάνουν χώρα σε ένα εξαιρετικά πολύπλοκο χρηματοοικονομικό πλαίσιο. Η διαρκής ροή κεφαλαίων από τη μία μονάδα στην άλλη έχει σαν αποτέλεσμα ανά πάσα στιγμή να βρίσκονται μονάδες σε πλεόνασμα ή σε έλλειμμα κεφαλαίου. Προκειμένου να καταπολεμηθεί αυτή η ανισορροπία δημιουργήθηκαν κατάλληλοι μηχανισμοί.

Η προσφορά και η ζήτηση πραγματοποιείται στις οικονομικές αγορές. Για αγοραπωλησίες χρηματικής φύσεως που λήγουν σε διάστημα εντός ενός έτους κάνουμε λόγο για χρηματαγορές (money markets), ενώ αντίθετα όταν η διάρκεια ξεπερνάει το ένα έτος τότε μιλάμε για κεφαλαιαγορές (capital markets).

Ο σκοπός των χρηματαγορών και κεφαλαιαγορών είναι η μεταφορά πλεονασμάτων από τις πλεονασματικές προς τις ελλειμματικές μονάδες, και η καλύτερη αξιοποίηση των όποιων επενδυτικών ευκαιριών.

Για την εκπλήρωση αυτών των σκοπών απαιτείται η διαμεσολάβηση κάποιων ειδικών «αγωγών», δηλαδή αξιογράφων που κινούνται μέσα σε ένα ευνοούμενο χρηματοοικονομικό σύστημα. Ως αγωγούς μπορούμε να θεωρήσουμε τις ομολογίες, τα Έντοκα Γραμμάτια του Δημοσίου, τις μετοχές, τα δάνεια και τα repos.

Τα αξιόγραφα αυτά διαπραγματεύονται σε αγορές οι οποίες διακρίνονται στις εξής κατηγορίες :

- Πρωτογενής αγορά (primary market)
- Δευτερογενής αγορά (secondary market)

Οι μετοχές και οι ομολογίες εισάγονται για πρώτη φορά στην πρωτογενή και στην δευτερογενή γίνονται αντικείμενο διαπραγμάτευσης. Η δευτερογενής αγορά αποτελείται από τα οργανωμένα χρηματιστήρια και τις εξώ-χρηματιστηριακές αγορές.

Τα οργανωμένα χρηματιστήρια τίτλων έχουν τα εξής χαρακτηριστικά:

- Παρέχουν μια αγορά με έντονη ρευστότητα, δημιουργώντας έτσι συνθήκες μέσω των οποίων η συνεχής διαπραγμάτευση τίτλων οδηγεί στην αντικειμενική εκτίμηση της αξίας τους. Οι αγοραπωλησίες αξιογράφων εκφράζουν όχι μόνο την εκτίμηση του παρόντος μιας μετοχής αλλά και τις μελλοντικές δυνατότητες που έχει σε σχέση πάντα με την προοπτική των εταιρειών.
- Συμβάλλουν στη σταθεροποίηση των τιμών των τίτλων
- Βοηθούν στην απορρόφηση νέων εκδόσεων και διευκολύνουν την επιτυχία κυκλοφορίας τους. Τοιούτοτρόπως συμβάλλουν όχι μόνο στην ανάπτυξη των εταιρειών αλλά και των εγχώριων οικονομιών.

## ΑΝΑΛΥΣΗ ΥΠΟ ΕΞΕΤΑΣΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Λέγοντας προσφορά χρήματος (η οποία είναι ένα από τα δύο εργαλεία της χάραξης νομισματικής πολιτικής) εννοούμε την μακροοικονομική εκείνη έννοια που περιλαμβάνει την ποσότητα του χρήματος που είναι διαθέσιμη μέσα στους κόλπους της κοινωνίας για αγορά αγαθών υπηρεσιών και χρεογράφων. Η ποσότητα χρήματος επηρεάζει άμεσα τα επιτόκια και έχει αρνητική σχέση με αυτά, διότι όσο η ποσότητα χρήματος αυξάνεται, τόσο τα επιτόκια μειώνονται. Όταν μέσω των επιτοκίων επιτυγχάνεται ισορροπία μεταξύ προσφοράς και ζήτησης χρήματος τότε έχουμε ισορροπία χρηματαγοράς στην οικονομία.

Ο καθορισμός της ποσότητας χρήματος είναι πολύ σημαντικός καθώς μια αύξηση της προσφοράς χρήματος δίνει περισσότερα χρήματα στη διάθεση των καταναλωτών ωθώντας τους στην κατανάλωση. Οι επιχειρήσεις ανταποκρίνονται στην αυξημένη ζήτηση αυξάνοντας την παραγωγή και παράλληλα αυξάνεται η ζήτηση εργατικού δυναμικού και κεφαλαιουχικών αγαθών. Σε μια αποτελεσματική οικονομία οι χρηματιστηριακές τιμές αρχίζουν να πέφτουν, το κοινό αναμένει εμφάνιση πληθωρισμού και οι δανειστές ζητούν μεγαλύτερα επιτόκια, για να εξισορροπήσουν την αναμενόμενη μείωση της αγοραστικής δύναμης των δανείων τους.

Στην Ευρώπη το όργανο που αποφασίζει σχετικά με την ποσότητα χρήματος είναι η Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα (ΕΚΤ) και το επιτυγχάνει μέσω των τραπεζικών καταθέσεων.

Η ΕΚΤ απαιτεί από τις εμπορικές τράπεζες και από τα χρηματοοικονομικά ινστιτούτα να διακρατούν ένα μέρος από τις καταθέσεις που δέχονται ως αποθέματα ασφαλείας. Οι τράπεζες διατηρούν αυτό το ποσό είτε στο χρηματοκιβώτιο τους είτε ως καταθέσεις στην ΕΚΤ. Η ΕΚΤ από την πλευρά της δανείζει στις τράπεζες με ορισμένο χαμηλό επιτόκιο και προβαίνει σε πράξεις ανοιχτής αγοράς (open market operations). Μέσω των ενεργειών ανοιχτής αγοράς ρυθμίζει το ποσό υποχρεωτικών διαθέσιμων παρεμβαίνοντας έτσι στην ποσότητα διαθέσιμου χρήματος που κυκλοφορεί στην αγορά.

Ας εξετάσουμε τώρα και τον ρόλο του άλλου χρηματοοικονομικού παράγοντα δηλαδή του επιτοκίου. Οι επεμβάσεις νομισματικής πολιτικής στο επιτόκιο έχουν ως στόχο να δοθεί μια ώθηση στην αγορά όταν υπάρχει ύφεση ή αντιστρόφως να τοποθετηθεί κάποιο φρένο σε μια υπερθερμασμένη οικονομία. Οι μεταβολές των επιτοκίων επηρεάζουν όλες τις κατηγορίες των αξιογράφων είτε άμεσα είτε έμμεσα. Άμεσα στην περίπτωση που έχουμε για παράδειγμα κάποιο ομόλογο το οποίο θα χάσει ένα ποσοστό από την αξία του εάν τα επιτόκια ανέβουν και το αντίστροφο στην περίπτωση που σημειωθεί πτώση των επιτοκίων.

Εκτός από τα ομόλογα όμως επηρεάζονται και οι μετοχικοί τίτλοι καθώς οι αλλαγές που δημιουργούνται από τις παρεμβάσεις στο επιτόκιο μεταβάλλουν τις προσδοκίες της αγοράς όσον αφορά τις σχέσεις αποδόσεων και κινδύνων δημιουργώντας ροές μεταξύ διαφορετικών μορφών επένδυσης. Για παράδειγμα υψηλή άνοδος των επιτοκίων αυξάνει το κόστος δανεισμού των επιχειρήσεων συμπαρασύροντας μαζί και τον κίνδυνο που αναλαμβάνουν οι επενδυτές τοποθετώντας εκεί τα χρήματά τους. Είναι για αυτό το λόγο πιθανό κάποιοι επενδυτές να επιλέξουν να αποσύρουν τις θέσεις τους από το χρηματιστήριο και να αγοράσουν ομολογιακούς τίτλους. Τέλος ακόμα και οι θέσεις σε συνάλλαγμα επηρεάζονται από τις μεταβολές επιτοκίου μέσω του ισοζυγίου πληρωμών της κάθε χώρας και των συναπαγόμενων πιέσεων που δημιουργούνται σε κάθε νόμισμα (πλεόνασμα οδηγεί σε πιέσεις ανατίμησης του εγχώριου νομίσματος – αυξημένες κεφαλαιακές ροές – έλλειμμα, πιέσεις υποτίμησης του εγχώριου νομίσματος).

Γίνεται λοιπόν κατανοητό ότι οι μεταβολές των επιτοκίων αφορούν αλλά και επηρεάζουν όλους τους επενδυτές. Όποιον οι εκτιμήσεις προσέγγισαν τις πραγματοποιηθείσες μεταβολές αυτής της οικονομικής μεταβλητής πέτυχαν σπουδαία κέρδη στα χαρτοφυλάκια τους.



# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

## ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ

Η γενικότερη σχέση των επιδράσεων που προκαλούνται από την άσκηση νομισματικής πολιτικής στις τιμές των μετοχών των χρηματιστηρίων έχει γίνει αντικείμενο έρευνας σε πάρα πολλές μελέτες.

Ξεκινώντας από τη δεκαετία του 80' (Merton 73', Breeden 79') είχαμε από αυτούς τους δύο αναλυτές τη δημιουργία πολυπαραγοντικών μοντέλων τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων στα οποία κάθε μεταβλητή η οποία επηρεάζει την επένδυση θα πρέπει να τιμολογείται. Σε συνέχεια των προαναφερθείσων μελετών ο Ross (76') τόνισε ότι τα χρεόγραφα που επηρεάζονται από τους μη διαφοροποιημένους παράγοντες κινδύνου θα πρέπει να ενσωματώνουν στην τιμή τους το αναλογούν προμ κινδύνου. Παράλληλα οι Fama (69'), Wand (70'), Castanias (79') συμπέραναν ότι οι ανακοινώσεις νομισματικής πολιτικής επιδρούν στην τιμή των διαπραγματεύσιμων χρεογράφων αλλά δεν διαφοροποίησαν τις ανακοινώσεις σε διαφοροποιούμενες και μη διαφοροποιούμενες

Οι Bodie (76'), Fama (81'), Geske & Roll (83') απέδειξαν ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών είναι αρνητικά συσχετισμένες με την ποσότητα χρήματος αλλά και τον πληθωρισμό. Οι Chen, Roll, Ross (86') αρχικά παραδέχθηκαν τη γενικότερη άγνοια που επικρατεί σχετικά με το είδος των μεταβλητών που ευθύνονται για την διαμόρφωση των τιμών των χρεογράφων. Κατόπιν αναγνώρισαν ως πέντε δυνητικούς παράγοντες ρυθμού ανάπτυξης τους οποίους ονόμασαν ως εξής : Βιομηχανική Παραγωγή, Αναμενόμενος Πληθωρισμός, Μη Αναμενόμενος Πληθωρισμός, Ομόλογο Μηδενικού Κινδύνου και τέλος την Καμπύλη Αποδόσεων. Από αυτούς χαρακτήρισαν τους δύο τελευταίους ως παράγοντες κινδύνου άξιους τιμολόγησης. Ακόμη οι Chan, Korcesky, Lakonishok (98') απέρριψαν κάθε είδους εμπειρικής σχέσης μεταξύ μακροοικονομικών παραγόντων και αποδόσεων στοιχείου ενεργητικού.

Ας δούμε τώρα πιο αναλυτικά κάποια σημαντικά πονήματα άμεσα συνδεδεμένα με το πεδίο ενδιαφέροντος μας.

*D. Pearce and V. Roley, "Stock Prices and Economic News" 1985*

Οι *Pearce, Roley* συμφωνώντας με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς θεωρούν ότι οι τιμές των χρεογράφων θα πρέπει να επηρεάζονται μόνο από το μη αναμενόμενο κομμάτι της ανακοίνωσης από τη στιγμή που το ήδη γνωστό περικλείεται στην τιμή. Η ολική αντίδραση στα μη αναμενόμενα νέα θα πρέπει να διοχετεύεται αυτόματα στις τιμές.

Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν ήταν οικονομικές ανακοινώσεις μηνιαίας πραγματικής παραγωγής, μηνιαίου πληθωρισμού και αναμενόμενων ανακοινώσεων νέων νομισματικής πολιτικής για το χρονικό διάστημα 1977 έως 1982. Βρήκαν ότι μια πιθανή αύξηση της ποσότητας χρήματος είναι συνδεδεμένη με υψηλότερα επιτόκια και χαμηλότερες χρηματιστηριακές τιμές ενώ αύξηση του πληθωρισμού ισοδυναμεί με άμεση πτώση του χρηματιστηρίου. Ακόμη είπαν ότι τα επιτόκια έχουν αρνητική σχέση με το χρηματιστήριο, δηλαδή μια άνοδος των επιτοκίων θα οδηγήσει σε πτώση των τιμών των μετοχών διότι αρκετοί θα πουλήσουν τις μετοχές τους με στόχο να καρπωθούν τα οφέλη των ανεβασμένων επιτοκίων.

Συμπερασματικά κατέληξαν ότι την πιο σημαντική αρνητική επίδραση στις τιμές των μετοχών έχουν οι μη αναμενόμενες ανακοινώσεις αύξησης της ποσότητας χρήματος και εξίσου σημαντικό ρόλο διαδραματίζουν οι αλλαγές στο επιτόκιο για το υποδιάστημα 1979-1982. Αντίθετα προέκυψε ότι πληθωρισμός και παραγωγική δραστηριότητα ασκούν μηδαμινή επιρροή.

*J. R. Woolridge and C. Snow, "Stock market reaction to strategic investment decisions", 1990*

Οι Woolridge, Snow θέλησαν να ερευνήσουν κατά πόσο η στρατηγική των μάνατζερ (κυρίως αν ο ορίζοντας αυτής είναι βραχυπρόθεσμος ή όχι) έχει άμεσο αντίκτυπο στο χρηματιστήριο. Υπέθεσαν ότι βρισκόμαστε σε αποτελεσματική αγορά όσον αφορά τις δημόσιες ανακοινώσεις και μέσω αυτού του τρόπου μπορούμε να υπολογίσουμε την αναμενόμενη τιμή μιας μετοχής και η διαφορά που προκύπτει από την πραγματική μπορεί να θεωρηθεί ως το excess ratio. Έτσι θεώρησαν ότι είναι εφικτός ο υπολογισμός της αξίας μιας μετοχής.

Η μεθοδολογία που ακολούθησαν έγινε μέσω προσέγγισης προσαρμοσμένων αποδόσεων της αγοράς. Στη συνέχεια παρέθεσαν κάποιες γενικές υποθέσεις συσχέτισης στρατηγικών επενδυτικών ανακοινώσεων και χρηματιστηριακής απόδοσης. Αυτές είναι οι κάτωθι:

- 1) Shareholders value maximization (παράγονται θετικές abnormal returns όταν συντελεστούν οι επιχειρησιακές ανακοινώσεις άσχετα αν αφορούν το εγγύς ή το μακροπρόθεσμο μέλλον).
- 2) Institutional investors (οι μακροπρόθεσμες και ως εκ τούτου αβέβαιες ανακοινώσεις απωθούν τους επενδυτές και σχετίζονται αρνητικά με την τιμή της μετοχής).
- 3) Rational expectations (δεν υπάρχει άμεση ή ευρείας έντασης ανταπόκριση καθώς τα όποια ανταγωνιστικά πλεονεκτήματα καθίστανται άμεσα πεπερασμένα).

Το συμπέρασμα της εργασίας τους συνίσταται ότι υπάρχει ισχυρή σχέση στρατηγικής αποφάσεων και χρηματιστηριακής αξίας με την "shareholders value maximization" θεωρία να βρίσκεται πιο κοντά στην πραγματικότητα.

*M. Flannery and A. Protopapadakis, "Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns", 2002*

Οι *Flannery, Protopapadakis* βασίστηκαν σε εγχώρια νέα όσον αφορά την αγορά των ΗΠΑ. Απέδειξαν ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις είναι σημαντικά συσχετισμένες με τον πληθωρισμό και την ποσότητα του κυκλοφορούντος χρήματος. Αυτό το οποίο χρησιμοποίησαν στην μελέτη τους ήταν ένα GARCH μοντέλο ημερήσιων αποδόσεων στο οποίο οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις και οι δεσμευμένες διακυμάνσεις τους ποικίλλουν από 17 είδη μακροοικονομικών ανακοινώσεων. Έξι από τις δεκαεπτά μεταβλητές για το διάστημα έρευνας 1980-1996 βρέθηκαν ως ισχυρές υποψήφιες για να αποτελέσουν παράγοντες κινδύνου. Από αυτές τρεις ήταν ονομαστικές (CPI, PPI, Money Aggregate) και τρεις πραγματικές (Employment level, balance of Trade, Housing Starts).

Μια πολύ σημαντική παρατήρηση στα παραπάνω είναι ότι η προσφορά χρήματος επηρεάζει και το επίπεδο και τη διακύμανση των αποδόσεων την ίδια στιγμή που οι άλλες δύο ονομαστικές μεταβλητές επηρεάζουν μόνο το επίπεδο. Παράλληλα οι τρεις πραγματικές μεταβλητές επηρεάζουν αποκλειστικά την δεσμευμένη διακύμανση.

Το τελικό τους συμπέρασμα συνίσταται στο ότι μέσω της αναγνώρισης μακρομεταβλητών που αποδεδειγμένα επηρεάζουν τις αποδόσεις των χρεογράφων αποκτούμε ευκαιρίες αντιστάθμισης κινδύνου.

Τέλος μια μελέτη με αρκετά κοινά στοιχεία με την παρούσα έγινε από τους *Connolly, Wang* (2003) οι οποίοι εξέτασαν την επίδραση όχι μόνο των εγχώριων αλλά και των διεθνών νέων μεταξύ των ΗΠΑ, της Μεγάλης Βρετανίας και της Ιαπωνίας. Απέδειξαν ότι τα μακροοικονομικά νέα διαδραματίζουν σημαντικότερο ρόλο στην προσπάθεια εξήγησης μεταβολών διακύμανσης από μεταβολές αποδόσεων και ότι τα διεθνή νέα είναι σημαντικότερα ως αιτία διακύμανσης των εγχώριων χρηματιστηρίων.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

## ΔΕΔΟΜΕΝΑ / ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ / ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Τα δεδομένα που καταστάθηκαν απαιτητά για την εκπόνηση του συγγράμματος βρέθηκαν στην κατοχή μας μέσω της DATASTREAM. Πιο συγκεκριμένα πήραμε όλα τα μηνιαία δεδομένα για την τριακονταετία 1977 έως 2006. Όπου δεδομένα οι τιμές του χρηματιστηρίου, οι μερισματικές αποδόσεις, η ποσότητα διακινούμενου χρήματος (M1) και το διατραπεζικό επιτόκιο για τις ΗΠΑ, Μ. Βρετανία και Ιαπωνία.

Επειδή η άσκηση νομισματικής πολιτικής περιλαμβάνει δύο τομείς, ήτοι τα επιτόκια και την προσφορά χρήματος, τα ερωτήματα που κληθήκαμε να απαντήσουμε ήταν: α) αν τα επιτόκια αρχικά επηρεάζουν τις αποδόσεις του χρηματιστηρίου και β) ακόμη αν η προσφορά χρήματος ασκεί κάποια επιρροή πάνω στις αποδόσεις. Οι έλεγχοι που ασκήσαμε ήταν τρεις για την εξαγωγή συμπερασμάτων και τους περιγράφουμε παρακάτω συνοπτικά. Η ανάλυση γίνεται παράλληλα και για τα επιτόκια και για την ποσότητα χρήματος.

## UNIT ROOT TESTS

Η διαδικασία εύρεσης η μη παρουσίας μοναδιαίας ρίζας διαμορφώθηκε από τους Dickey & Fuller (1979,1981) και μέσω αυτής θα εντοπίσουμε αν οι χρονοσειρές που παλινδρομούμε περιέχουν ή όχι μοναδιαία ρίζα (unit root), αν δηλαδή είναι μη στάσιμες.

Έχοντας ως βάση την εξής πρώτης τάξης ακολουθία:

$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$  δημιούργησαν εκατοντάδες παρόμοιες ακολουθίες τυχαίου περιπάτου και για κάθε μία από αυτές υπολόγισαν την εκτιμηθείσα τιμή του  $\alpha_1$ . Διεξάγοντας το πείραμα βρήκαν ότι σε παρουσία intercept (δηλαδή συντεταγμένης στην οποία η καμπύλη τέμνει τον άξονα των  $y$ ):

90% των εκτιμημένων τιμών του  $\alpha_1$  βρίσκονται σε απόσταση μικρότερη από 2,58 τυπικές αποκλίσεις από τη μονάδα

95% των εκτιμημένων τιμών του  $\alpha_1$  βρίσκονται σε απόσταση μικρότερη από 2,89 τυπικές αποκλίσεις από τη μονάδα

99% των εκτιμημένων τιμών του  $\alpha_1$  βρίσκονται σε απόσταση μικρότερη από 3,51 τυπικές αποκλίσεις από τη μονάδα

Η χρησιμότητα των παραπάνω τιμών έγκειται για παράδειγμα στο ότι αν η αληθινή  $\alpha_1$  ισούται με τη μονάδα θα βρούμε την υπολογισμένη να βρίσκεται εντός 2,58 τυπικών αποκλίσεων στο 90% των περιπτώσεων. Αξίζει να αναφερθεί ότι μια πολύ μοντέρνα διαδικασία προσομοίωσης, η MONTE CARLO SIMULATION, έχει βασιστεί κυρίως στη θεωρία των Dickey & Fuller.

Στην εργασία μας κάναμε έλεγχο για την ύπαρξη ή όχι μοναδιαίας ρίζας σε τρεις χρονοσειρές ( αποδόσεις, επιτόκια και προσφορά χρήματος) με τη βοήθεια ενός

αυτοπαλίνδρομον μοντέλου δωδέκατης τάξης που περιέχει intercept το οποίο είναι το εξής:  $y_t = a + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_{12} y_{t-12} + \varepsilon_t$

Το παραπάνω μοντέλο μπορεί να γίνει μέσω διαφορών:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{12} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

με  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^{12} a_i\right)$  και  $\beta_i = \sum_{j=1}^{12} a_j$

Σε αυτό το σημείο εισάγουμε έλεγχο υποθέσεων και πιο συγκεκριμένα την μηδενική υπόθεση  $H_0: \gamma=0$  κατά την οποία η εξεταζόμενη χρονοσειρά έχει μοναδιαία ρίζα όπερ μεθερμηνεύομενο ότι είναι μη στάσιμη σειρά.

Αν τώρα η τιμή του  $\gamma$  ( η οποία όπως και το τυπικό της σφάλμα υπολογίζεται με OLS) είναι μηδενική η ισότητα είναι εντελώς σε πρώτες διαφορές και αναγκαστικά υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Εκτός από αυτό αν επιπροσθέτως το άθροισμα των παραμέτρων της ισότητας διαφορών αθροίζει τη μονάδα τουλάχιστον μια χαρακτηριστική ρίζα είναι μοναδιαία και έτσι το σύστημα έχει unit root. Όλα αυτά υπό την προϋπόθεση ότι τα σφάλματα είναι ανεξάρτητα με συνεχείς διακυμάνσεις.

Η t-statistic είναι αυτή που θα μας υποδείξει αν θα αποδεχτούμε ή όχι την  $H_0$ . Η  $H_0$  γίνεται αποδεκτή όταν η τιμή του Dickey & Fuller τεστ μας είναι σε απόλυτη τιμή μικρότερη της κριτικής τιμής.

- Το δείγμα μας έχει 360 παρατηρήσεις και ω εκ τούτου η κριτική μας τιμή είναι -3,4244
- Ως διάστημα εμπιστοσύνης δεχόμαστε το 95% των περιπτώσεων.

Παρακάτω εκθέτουμε τον πίνακα με τα αποτελέσματα του τεστ μας με την απαραίτητη υποσημείωση ότι από τη στιγμή που είχαμε 12 χρονικές υστερήσεις λάβαμε υπόψη μας το t-statistic της χρονικής υστέρησης εκείνης που είχε το μικρότερο σε σχέση με τα υπόλοιπα Akaike Information Criterion.

ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ	ΑΠΟΛΥΤΗ ΤΙΜΗ	ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ	ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ
RUS	-1,2174	-3,4244	-12,6019
RUK	-2,4354	-3,4244	-8,9554
RJAP	-1,8017	-3,4244	-6,8511
IUS	-3,065	-3,4244	-6,2034
IUK	-1,8888	-3,4244	-10,5919
IJAP	-0,8659	-3,4244	-12,0954
MUS	-0,7111	-3,4244	-9,7566
MUK	-2,0904	-3,4244	-12,3200
MJAP	-1,7024	-3,4244	-15,165



Παρατηρώντας τις τιμές βλέπουμε ότι στις απόλυτες τιμές η  $H_0$  γίνεται αποδεκτή άρα οι σειρές είναι μη στάσιμες ενώ το αντίθετο συμβαίνει στις πρώτες διαφορές. Οι t-statistic υπερβαίνουν την critical value και ως εκ τούτου απορρίπτουμε την αρχική υπόθεση και συμπεραίνουμε ότι ο συνδυασμός των σειρών αποδόσεις – επιτόκια και αποδόσεις – προσφορά χρήματος αποτελούν στάσιμες σειρές και είναι integrated (ολοκληρούμενες) πρώτης τάξης. Με βάση αυτά μπορούμε να προχωρήσουμε στο δεύτερο διενεργηθέν τεστ που πραγματοποιήσαμε.

## COINTEGRATION TESTS

Είναι κοινός τόπος τα τελευταία χρόνια ότι ο πιο κατάλληλος τρόπος ελέγχου μη στάσιμων μεταβλητών δεν είναι τόσο απλός όπως αναφέρει η τεχνικά Box-Jenkins διότι είναι αρκετά πιθανό να υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός από ολοκληρούμενες μεταβλητές που να είναι στάσιμες οι οποίες ονομάζονται συνολοκληρούμενες (cointegrated). Η έννοια της συνολοκλήρωσης, η οποία διατυπώθηκε το 1987 από τους Engle & Granger αναφέρεται σε γραμμικό συνδυασμό μη στάσιμων μεταβλητών και προϋποθέτει μακροχρόνια ισορροπία. Πλεονέκτημα της μεθόδου είναι ότι αγνοώντας τη βραχυχρόνια επίδραση εντοπίζει δυναμική μακροχρόνια σχέση.

Ας δούμε τώρα συνοπτικά τα κύρια σημεία της εν λόγω θεωρίας που ανέπτυξαν οι Engle & Granger. Αρχικά έθεσαν το παρακάτω ευρισκόμενο σε μακροχρόνια ισορροπία σε οικονομικών μεταβλητών:

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0$$

και είπαν ότι το σύστημα ισορροπεί όταν  $\beta_1 x_{1t} = 0$ . Η όποια απόκλιση ονομάζεται σφάλμα ισορροπίας και γράφεται ως  $e_t = \beta x_t$ . Αν η ισορροπία έχει νόημα η ακολουθία του σφάλματος θα πρέπει να είναι στάσιμη. Τα στοιχεία του διανύσματος

$X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$  είναι συνολοκληρούμενα (cointegrated) τάξης d,b που συμβολίζεται ως  $x_t \sim CI(d,b)$  αν όλα τα  $x_{it}$  είναι ολοκληρούμενα τάξης d και υπάρχει διάνυσμα  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  τέτοιο ώστε ο γραμμικός συνδυασμός

$$\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$$

είναι ολοκληρούμενος τάξης (d-b) με  $b > 0$ . Σε αυτήν την περίπτωση ο  $\beta$  είναι ένα συνολοκληρούμενο διάνυσμα.

Για να είναι δύο ακολουθίες CI (1,1) είναι απαραίτητο η μια χαρακτηριστική ρίζα του πίνακα "π" να είναι ίση με το μηδέν και ο απόλυτος αριθμός της άλλης να είναι μικρότερος της μονάδας. Έτσι οι πρώτες διαφορές κάθε μεταβλητής θα είναι στάσιμες.

Ας εξηγήσουμε τώρα ποιος είναι ο πίνακας "π" για τον οποίο κάνουμε λόγο. Από την VAR ανάλυση εξετάζουμε πρώτον το συνδυασμό αποδόσεων χρηματιστηρίου και επιτοκίου και δεύτερον το συνδυασμό αποδόσεων μετοχών και ποσότητας χρήματος για κάθε μια από τις τρεις υπό εξέταση χώρες. Για παράδειγμα με μια χρονική υστέρηση για λόγους ευκολίας, που δεν επηρεάζει όμως την ουσία, τα σετ των χρονοσειρών είναι τα παρακάτω:

$$y_t = a_{11} y_{t-1} + a_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{y_t}$$

$$z_t = a_{21} y_{t-1} + a_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{z_t}$$

Ο πίνακας "π" (nxn) που στην απλή περίπτωση μας είναι (2x2) προκύπτει αν από τον πίνακα "A" ( που περιέχει τις τιμές των παραμέτρων) αφαιρέσουμε τον μοναδιαίο πίνακα.

Δηλαδή

$\pi =$

$\alpha_{11-1}$	$\alpha_{12}$
$\alpha_{21}$	$\alpha_{22-1}$

Σύμφωνα με Johansen (1988) , Stock & Watson (1989) μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την τάξη (rank) του “ $\pi$ ” για να αποφασίσουμε αν ένα σετ χρονοσειρών είναι συνολοκληρούμενο. Ως γνωστόν η τάξη του “ $\pi$ ” είναι ο αριθμός των χαρακτηριστικών του ριζών που διαφέρουν από το μηδέν ή αλλιώς ο αριθμός των συνολοκληρούμενων διανυσμάτων.

Ο έλεγχος ύπαρξης συνολοκλήρωσης γίνεται είτε με τη μέθοδο Engle Granger είτε με τη μέθοδο maximum likelihood των Johansen Juselius. Λόγω κάποιων ελαττωμάτων της πρώτης μεθόδου εφαρμόσαμε στην εργασία μας τη δεύτερη μέθοδο την οποία και θα περιγράψουμε.

Ουσιαστικά η διαδικασία Johansen είναι μια πολυμεταβλητή γενίκευση του augmented Dickey & Fuller test, στο μονομεταβλητό σύστημα :

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ή αλλιώς

$$\Delta y_t = (a_1 - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Αν  $(a_1 - 1) = 0$  η ακολουθία  $\{ y_t \}$  έχει μοναδιαία ρίζα, ενώ αν είναι διάφορη του μηδενός είναι στάσιμη. Η μηδενική υπόθεση είναι η  $H_0: (a_1 - 1) = 0$  και συγκρίνεται με τις κατάλληλες στατιστικές τιμές του Dickey & Fuller πίνακα.

Γενικεύοντας για  $n$  μεταβλητές προκύπτει :

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \Delta x_t = \pi x_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου  $x_t$ ,  $\varepsilon_t$  είναι  $(n \times 1)$  διανύσματα,

ο  $A_1$  είναι ένας  $(n \times n)$  πίνακας παραμέτρων

ο  $I$  ο μοναδιαίος  $(n \times n)$  πίνακας και

$\pi = (A_1 - I)$  και ισούται με τον αριθμό των συνολοκληρουμένων διανυσμάτων

Όπως με το augmented Dickey-Fuller test, έτσι και το πολυμεταβλητό μοντέλο μπορεί να γενικευτεί επιτρέποντας ένα αυτοπαλίνδρομο σύστημα υψηλής τάξης το οποίο είναι το εξής :

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t$$

στο οποίο το  $x_t$  είναι  $(n \times 1)$  διάνυσμα και το  $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \Sigma_e)$

Οι πρώτες διαφορές είναι :

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \pi x_{t-p} + \varepsilon_t$$

Όπου  $\pi = -\left(I - \sum_{i=1}^p A_i\right)$  και  $\pi_i = -\left(I - \sum_{j=1}^i A_j\right)$

Το σημείο κλειδί της μεθόδου είναι ο εντοπισμός της τάξης(rank) του “π”. Αν rank “π” = 0 ο πίνακας είναι μηδενικός και η εξίσωση πρώτων διαφορών είναι το συνηθισμένο μοντέλο VAR. Αν rank : “π” = n η ακολουθία είναι στάσιμη. Στο ενδιάμεσο στάδιο κατά το οποίο rank “π” = 1 υπάρχει ένα μοναδικό συνολοκληρούμενο διάνυσμα. Τέλος αν  $1 < \text{rank} \text{ “π”} < n$  έχουμε πολλαπλά συνολοκληρούμενα διανύσματα.

Έχοντας πάντα κατά νου ότι το rank “π” είναι ίσο με τον αριθμό των χαρακτηριστικών του ριζών που διαφέρουν από το μηδέν κατατάσσουμε τις n χαρακτηριστικές ρίζες έτσι ώστε  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ . Αν οι μεταβλητές του  $X_t$  δεν είναι συνολοκληρούμενες η τάξη του “π” είναι μηδέν και όλες οι χαρακτηριστικές του ρίζες θα είναι και αυτές μηδενικές. Αφού  $\ln(1) = 0$  κάθε έκφραση  $\ln(1-\lambda_i)$  θα είναι μηδέν αν οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται. Αντίστοιχα αν η τάξη του “π” είναι η μονάδα,  $0 < \lambda_1 < 1$  η πρώτη έκφραση  $\ln(1-\lambda_1)$  θα είναι αρνητική και όλες οι άλλες  $\lambda_i = 0$  έτσι ώστε  $\ln(1-\lambda_2) = \dots = \ln(1-\lambda_n) = 0$ .

Στην πράξη τώρα, τα τεστ που διεξάγουμε για τον αριθμό των χαρακτηριστικών ριζών που δεν διαφέρουν στατιστικώς σημαντικά από τη μονάδα είναι τα 2 παρακάτω:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

όπου  $\hat{\lambda}_i$  οι εκτιμηθείσες τιμές των χαρακτηριστικών ριζών (eigenvalues) του πίνακα “π” και T ο αριθμός των χρησιμοποιηθέντων παρατηρήσεων.

Συμβολικά τα παραπάνω test statistics αναφέρονται ως  $\lambda_{\text{trace}}$  και  $\lambda_{\text{max}}$

Το πρώτο test statistic ελέγχει τη μηδενική υπόθεση ότι ο αριθμός των συνολοκληρούμενων διανυσμάτων είναι μικρότερος ή ίσος με το  $r$  (αριθμός των χαρακτηριστικών ριζών του αρχικού πίνακα  $A$ ) έναντι μιας γενικής εναλλακτικής. Είναι ξεκάθαρο ότι το  $\lambda_{\text{trace}}$  είναι μηδέν όταν όλα τα  $\lambda_i = 0$ . όσο πιο πολύ απέχουν οι εκτιμηθείσες χαρακτηριστικές ρίζες από το μηδέν τόσο πιο αρνητικό είναι το  $\ln(1-\lambda_i)$  και μεγαλύτερο το  $\lambda_{\text{trace}}$  statistic.

Το δεύτερο test statistic ελέγχει τη μηδενική υπόθεση ότι ο αριθμός των συνολοκληρούμενων διανυσμάτων είναι  $r$  έναντι της εναλλακτικής  $r+1$ . Ξανά αν οι εκτιμηθείσες τιμές των χαρακτηριστικών ριζών προσεγγίζουν το μηδέν το  $\lambda_{\text{max}}$  θα είναι μικρό.

Στη συνέχεια παρουσιάζουμε τους πίνακες αποτελεσμάτων των  $\lambda_{\text{trace}}$  και  $\lambda_{\text{max}}$  με τις κριτικές τους τιμές για διάστημα εμπιστοσύνης 95%.

A ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	B ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	λ <sub>max</sub>	critical value
RUS	IUS	r = 0	r = 1	4.2159	11.0300
RUS	IUS	r < 1	r = 2	1.3334	4.1600
				λ <sub>trace</sub>	
RUS	IUS	r = 0	r = 1	5.5503	12.3600
RUS	IUS	r < 1	r = 2	1.3344	4.1600

A ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	B ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	λ <sub>max</sub>	critical value
RUK	IUK	r = 0	r = 1	8.5497	11.0300
RUK	IUK	r < 1	r = 2	1.0898	4.1600
				λ <sub>trace</sub>	
RUK	IUK	r = 0	r = 1	9.6396	12.3600
RUK	IUK	r < 1	r = 2	1.0898	4.1600

A ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	B ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	λ <sub>max</sub>	critical value
RJAP	IJAP	r = 0	r = 1	3.8301	11.0300
RJAP	IJAP	r < 1	r = 2	1.5246	4.1600
				λ <sub>trace</sub>	
RJAP	IJAP	r = 0	r = 1	5.3547	12.3600
RJAP	IJAP	r < 1	r = 2	1.5246	4.1600

A ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	B ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	λ <sub>max</sub>	critical value
RUS	MUS	r = 0	r = 1	16.5408	11.0300
RUS	MUS	r < 1	r = 2	1.0090	4.1600
				λ <sub>trace</sub>	
RUS	MUS	r = 0	r = 1	17.5498	12.3600
RUS	MUS	r < 1	r = 2	1.0090	4.1600



A ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	B ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	λ <sub>max</sub>	critical value
RUK	MUK	r = 0	r = 1	55.2732	11.0300
RUK	MUK	r < 1	r = 2	1.9591	4.1600
				λ <sub>trace</sub>	
RUK	MUK	r = 0	r = 1	57.2324	12.3600
RUK	MUK	r < 1	r = 2	1.9591	4.1600

A ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	B ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	λ <sub>max</sub>	critical value
RJAP	MJAP	r = 0	r = 1	32.7224	11.0300
RJAP	MJAP	r < 1	r = 2	4.0650	4.1600
				λ <sub>trace</sub>	
RJAP	MJAP	r = 0	r = 1	37.4389	12.3600
RJAP	MJAP	r < 1	r = 2	4.0650	4.1600

Οι τρεις πρώτοι πίνακες σχετίζουν το επιτόκιο με την απόδοση των μετοχών των τριών κρατών και οι άλλοι τρεις την απόδοση με την ποσότητα του χρήματος. Η πρώτη μεταβλητή είναι πάντα η απόδοση των μετοχών της χώρας και η δεύτερη είτε το επιτόκιο ( $I$ ), είτε η ποσότητα χρήματος ( $M$ ).

Από τα αποτελέσματα των δύο τεστ παρατηρούμε ότι οι στατιστικές τιμές των επιτοκίων είναι μικρότερες από την κριτική τιμή άρα αποδεχόμαστε την  $H_0$  και συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει cointegration επιτοκίου απόδοσης σε καμία χώρα.

Στην περίπτωση όμως της προσφοράς χρήματος τα στατιστικά υπερβαίνουν τις κριτικές τιμές δεχόμαστε την εναλλακτική υπόθεση  $H_1$  σύμφωνα με την οποία έχουμε cointegration.

Μετά από αυτή τη διαδικασία μπορούμε να προχωρήσουμε στη μελέτη βραχυχρόνιας επίδρασης μεταξύ επιτοκίου αποδόσεων και προσφοράς χρήματος αποδόσεων.

# ΕΛΕΓΧΟΣ ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΑΣ ΕΠΙΔΡΑΣΗΣ

Σύμφωνα με τα ευρήματα του προηγούμενου ελέγχου (cointegration test) μόνο η ποσότητα χρήματος από τους δύο άξονες χάραξης νομισματικής πολιτικής συνολοκληρώνεται με τις τιμές των μετοχών. Αυτό έχει σαν αποτέλεσμα τώρα που θα προχωρήσουμε στον βραχυχρόνιο έλεγχο να διαφοροποιήσουμε τους δύο ελέγχους. Πιο συγκεκριμένα για την ποσότητα χρήματος θα εφαρμόσουμε ένα *error correction model*, ενώ για τα επιτόκια θα ελέγξουμε την ύπαρξη *granger causality* μεταξύ αυτών και των αποδόσεων.

## ERROR CORRECTION MODEL

Ως *error correction model* (ECM) λογίζουμε εκείνο το δυναμικό μοντέλο στο οποίο « η κίνηση των μεταβλητών σε κάθε περίοδο σχετίζεται με το προηγούμενης περιόδου κενό από την μακροπρόθεσμη ισορροπία ».

Το αναγκαίο χαρακτηριστικό ύπαρξης ενός *error correction model* είναι η κοινή συνολοκλήρωση των δύο μεταβλητών του με τάξη CI (1,1). Ο Granger διατύπωσε το ομώνυμο *representation theorem* του αναλύοντας ότι από τη στιγμή που ένα *error correction model* για I (1) μεταβλητές συνεπάγεται η ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ τους.

Η σπουδαιότητα ενός error correction model έγκειται στην ανάγκη συνύπαρξης των καταλληλότερων βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων χαρακτηριστικών του υπό εξέταση μοντέλου, ώστε να καταστεί δυνατή η σχέση των μεταβλητών. Σε ένα μοντέλο ισορροπίας η μακροχρόνια σχέση συνήθων εκφράζεται μέσω των χρονικών υστερήσεων, ενώ η βραχυχρόνια μέσω της διενέργειας πρώτων διαφορών.

Ας δούμε τώρα το μοντέλο που μελετήσαμε με την απαραίτητη υποσημείωση ότι όπου «r» εννοείται η απόδοση των μετοχών και όπου «m» η προσφορά χρήματος :

$$\Delta r_t = \alpha_{10} + \alpha_r(m_{t-1} - \beta r_{t-1}) + \sum \alpha_{11}(i) \Delta r_{t-i} + \sum \alpha_{12}(i) \Delta m_{t-i} + e_{rt}$$

$$\Delta m_t = \alpha_{20} + \alpha_m(m_{t-1} - \beta r_{t-1}) + \sum \alpha_{21}(i) \Delta r_{t-i} + \sum \alpha_{22}(i) \Delta m_{t-i} + e_{mt}$$

Το επίκεντρο του ενδιαφέροντος μας θα εστιαστεί , από τη στιγμή που εξετάζουμε τη βραχυχρόνια περίοδο, στο αν και κατά πόσο το « $\alpha r$ » της πρώτης ισότητας ισούται με το μηδέν. Τοιουτοτρόπως εισάγουμε την μηδενική υπόθεση  $H_0 : \alpha r = 0$ , κάτι που αυτομάτως σημαίνει ότι η προσφορά χρήματος δεν επηρεάζει την απόδοση των μετοχών. Η εύρεση του αποτελέσματος θα γίνει μέσω της ευρύτατα διαδεδομένης χρήσης του p-value. Το επίπεδο σημαντικότητας μας είναι το 5% κάτι που στην πράξη σημαίνει ότι όταν η ευρεθείσα τιμή του p-value είναι μεγαλύτερη του 0.05 η  $H_0$  θα γίνεται αποδεκτή. Τα p-value τα βρήκαμε με εκπόνηση Wald tests σε περιορισμούς που θέσαμε στις παραμέτρους. Για την ακρίβεια πήραμε τρεις χρονικές υστερήσεις για τις πρώτες διαφορές των αποδόσεων και της ποσότητας χρήματος, υποθέτοντας ότι το άθροισμα των coefficients των υστερήσεων του χρήματος ήταν μηδέν.

Ο λόγος που χρησιμοποιήσαμε Wald tests ( τα οποία εφαρμόζονται για να δούμε αν μια επίδραση λαμβάνει χώρα ή όχι ), ήταν για να ελέγξουμε αν μια ανεξάρτητη μεταβλητή ( προσφορά χρήματος ) έχει στατιστικά σημαντική σχέση με την εξαρτημένη ( αποδόσεις χρηματιστηρίου ). Σύμφωνα με το εν λόγω τεστ ο εκτιμητής μέγιστης πιθανοφάνειας της παραμέτρου ενδιαφέροντος μας συγκρίνεται με μια προτεινόμενη μορφή με την υπόθεση ότι η διαφορά τους θα είναι κανονική. Συνήθως το τετράγωνο της διαφοράς τους συγκρίνεται με μια chi-squared κατανομή.

Εκτός από την κύρια πληροφόρηση παρέχουμε στοιχεία, μέσω p-value, και για το αν υπάρχει γραμμική αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα (serial correlation) και αν είναι γραμμικό το μοντέλο ως προς τις παραμέτρους του (functional form). Η μηδενική υπόθεση και στις δύο περιπτώσεις συνδέεται με τα επιθυμητά σενάρια, ήτοι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και το μοντέλο είναι γραμμικό ως προς τις παραμέτρους.

Στη συνέχεια παραθέτουμε τους πίνακες μέσω των οποίων θα προβούμε σε χρήσιμα συμπεράσματα αναφορικά με τη βραχυχρόνια σχέση τιμών μετοχών και προσφοράς χρήματος.

## ΗΠΑ

	WALD TEST	SERIAL CORRELATION	FUNCTIONAL FORM
p-values	0.844	0.832	0.785

## ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ

	WALD TEST	SERIAL CORRELATION	FUNCTIONAL FORM
p-values	0.129	0.135	0.785

## ΙΑΠΩΝΙΑ

	WALD TEST	SERIAL CORRELATION	FUNCTIONAL FORM
p-values	0.844	0.832	0.785

Παρατηρώντας τις τιμές διακρίνουμε ότι όλες υπερβαίνουν το 0.05 συνεπώς ενισχύουν σε σχεδόν μη αμφισβητήσιμο βαθμό τη μηδενική υπόθεση. Αυτό μπορεί να είναι θετικό όσον αφορά την αυτοσυσχέτιση και τη γραμμική μορφή των παραμέτρων, όμως για την επίδραση της προσφοράς χρήματος στις τιμές των μετοχών δε διακρίνουμε κάποια επίδραση. Σε κάθε περίπτωση η μηδενική υπόθεση γίνεται αποδεκτή.

## GRANGER CAUSALITY

Ας δούμε τώρα τον τρόπο μελέτης μας σχετικά με τη δυναμική βραχυχρόνια επίδραση του επιτοκίου στο χρηματιστήριο για ΗΠΑ Αγγλία και Ιαπωνία. Όπως βρέθηκε από την cointegration ανάλυση, η απουσία μακροχρόνιας αλληλοσυσχέτισης των δύο μεταβλητών μας απαγορεύει τη χρήση ενός error correction model και έτσι κρίθηκε ως καλύτερος τρόπος η διενέργεια εξέτασης ύπαρξης Granger causality για τις δύο μεταβλητές.

Η granger causality, η οποία είναι δημιούργημα του Clive Granger, δεν είναι τίποτα άλλο παρά μια τεχνική μέσω της οποίας αποφασίζουμε αν μια χρονοσειρά μπορεί να προγνώσει μια άλλη. Λέμε ότι μια χρονοσειρά Granger causes μια άλλη αν δειχθεί μέσω των κατάλληλων f-tests, ότι για τιμές με χρονική υστέρηση δύο μεταβλητών, έστω  $X$  και  $Y$ , οι τιμές  $X$  παρέχουν στατιστικά σημαντική πληροφορία για μελλοντικές τιμές της  $Y$ .

Η όλη διαδικασία ξεκινάει κάνοντας ο ερευνητής παλινδρόμηση πρώτων διαφορών  $X$  και  $Y$ . Αφού το κατάλληλο διάστημα χρονικών υστερήσεων για την  $Y$  αποδειχτεί σημαντικό, κάνουμε αλληλάλληλες παλινδρομήσεις για επίπεδα πρώτων διαφορών του  $X$  που ενσωματώνουν χρονικές υστερήσεις και τις προσθέτουμε στην παλινδρόμηση με την απαραίτητη προϋπόθεση ότι είναι στατιστικά σημαντικές και προσδίδουν επεξηγηματική δύναμη στο μοντέλο.

Δύο σημαντικά στοιχεία που πρέπει να έχουμε κατά νου όταν αναφερόμαστε στην Granger causality είναι πρώτον ότι αυτή βρίσκει εφαρμογή μόνο σε ζεύγη μεταβλητών και δεν υπαινίσσεται αληθινή causality.



Ας παρουσιάσουμε τώρα μια απλή προσέγγιση εφαρμογής του Granger causality την οποία και χρησιμοποιήσαμε στην εργασία μας. Το δυμεταβλητό αυτοπαλίνδρομο χωρίς περιορισμούς δiάνυσμα που εκτιμήσαμε με OLS είναι το εξής :

$$R_t = c_1 + \sum_{i=1}^6 a_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \beta_i y_{t-i} + u_t$$

Στη συνέχεια διεξαγάγαμε f-test υπό τη μηδενική υπόθεση ότι η X does not Granger causes την Y, δηλαδή δεν επηρεάζει βραχυχρόνια το επιτόκιο τις τιμές των μετοχών. Εκτιμήσαμε την παρακάτω περιοριστική ισότητα πάλι με OLS :

$$x_t = c_t + \sum_{i=1}^6 \gamma_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Κατόπιν βρήκαμε τα αθροίσματα των τετραγωνικών σφαλμάτων

$$RSS_1 = \sum_{t=1}^{354} u_t^2, \quad RSS_2 = \sum_{t=1}^{354} e_t^2$$

με βάση πάντα των αριθμό των παρατηρήσεων που χρησιμοποιήσαμε.

Αν το  $S1 = (RSS - RSS1)/p / RSS / (354 - 2p - 1) \sim F_{p, T - 2p - 1}$ , (όπου «p» ο αριθμός των lags, ήτοι 6) είναι μεγαλύτερο από την κριτική μας τιμή που εν προκειμένω είναι το 5% διότι το αποτέλεσμα είναι της μορφής p-value, τότε αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, ότι δηλαδή δεν έχουμε βραχυχρόνια σχέση.

Στους πίνακες που παραθέτουμε, δείχνουμε το wald statistic, το f test το οποίο διαιρείται σε f statistic (F STAT), likelihood ratio statistic (LR STAT) και το lagrange multiplier statistic (LM STAT) καθώς επίσης και το serial correlation (SC STAT) και functional form (FF STAT) του μοντέλου. Το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι το 5% και ο έλεγχος γίνεται με τη γνωστή διαδικασία των p-values.

## ΗΠΑ

F-TEST	F STAT	LM STAT	LR STAT
P-VALUE	0.843	0.835	0.833
DIAGNOSTIC &WALD TEST	WALD	SC STAT	FF STAT
P-VALUE	0.686	0.748	0.948

## ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ

F-TEST	F STAT	LM STAT	LR STAT
P-VALUE	0.865	0.858	0.857
DIAGNOSTIC &WALD TEST	WALD	SC STAT	FF STAT
P-VALUE	0.449	0.989	0.901

## ΙΑΠΩΝΙΑ

F-TEST	F STAT	LM STAT	LR STAT
P-VALUE	0.499	0.485	0.480
DIAGNOSTIC &WALD TEST	WALD	SC STAT	FF STAT
P-VALUE	0.443	0.327	0.259

Βλέποντας συγκεντρωτικά τα αποτελέσματα παρατηρούμε ότι όλα τα p-values είναι μεγαλύτερα του 0.05 και ως εκ τούτου αποδεχόμαστε σε κάθε περίπτωση την  $H_0$ . Ειδικότερα όσον αφορά τα wald και f-test δεχόμαστε τη μηδενική που αναφέρει ότι η μια μεταβλητή X does not Granger causes την Y. Δηλαδή βραχυχρόνια το επιτόκιο δεν παίζει κανέναν απολύτως πόλο στη διαμόρφωση της τιμής των μετοχών. Παράλληλα βλέπουμε ότι το μοντέλο είναι γραμμικό ως προς τις παραμέτρους του και δεν σημειώνεται αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

## ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Αντικειμενικός και πρωταρχικός σκοπός της εργασίας ήταν η έρευνα για το αν οι αποφάσεις που σχετίζονται με τη νομισματική πολιτική έχουν κάποιο ισχυρά στατιστικό αντίκτυπο στο χρηματιστήριο. Πεδίο έρευνας μας αποτέλεσαν 3 από τις πιο ισχυρές οικονομικά, αλλά και πολιτικοκοινωνικά, χώρες οι αποφάσεις των οποίων επηρεάζουν τη ζωή όχι μόνο των γηγενών τους κατοίκων αλλά και όλου του πληθυσμού της γης με τον ένα ή με τον άλλο τρόπο. Συνεπώς το αποτέλεσμα της έρευνας μας έχει ιδιαίτερη σημασία και αποτελεί εφελκυστήρα για εξαγωγή συμπερασμάτων κάθε απόμυ που θέλει να έχει μια συγκεκριμένη ή και γενικότερη άποψη περί της σχέσης δύο εκ των σημαντικότερων οικονομικών οντοτήτων (χρηματιστήριο και νομισματική πολιτική).

Πιο συγκεκριμένα βρέθηκε ότι σε βραχυχρόνιο ορίζοντα το χρηματιστήριο δεν επηρεάζεται καθόλου από τα όργανα χάραξης νομισματικής πολιτικής. Δεν ισχύει το ίδιο όμως και για τον μακροχρόνιο ορίζοντα. Εδώ παρατηρούμε μία αλληλεπίδραση μεταξύ προσφοράς χρήματος και τιμών των μετοχών. Το αξιοσημείωτο είναι ότι αυτή λαμβάνει χώρα και για τις ΗΠΑ και για τη Μ. Βρετανία και για την Ιαπωνία. Όσο αυξομειώνεται η ποσότητα (M1) χρήματος επηρεάζεται το χρηματιστήριο. Αντίθετα το επιτόκιο δε σχετίζεται καθόλου με τις χρηματιστηριακές τιμές και δεν επεμβαίνει στη διαμόρφωση τους.

Συνολικά βλέπουμε λοιπόν μια μικρή σχέση μεταξύ νομισματικής πολιτικής και τιμών μετοχών των τριών κρατών. Οι λόγοι που συμβαίνει αυτό μπορεί να είναι οποιοδήποτε, όπως παραδείγματος χάρη η τάση όσων ασχολούνται με το χρηματιστήριο να μην το βλέπουν ως επένδυση αλλά ως κερδοσκοπία, κάτι που όμως υπερβαίνει τα όρια μελέτης της παρούσας εργασίας.

# ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. Walter Enders, "Applied Econometric Time Series", 1995 John Wiley & Sons, Inc.
2. A. Spanos, "Probability Theory and Statistical Inference-Econometric Modeling with Observational Data", Cambridge University Press 1999.
3. Richard M. Levich, "International Financial Markets-Prices and Policies" McGraw Hill international edition
4. Brealey/Myers/Allen, "Corporate Finance" McGraw Hill international edition
5. M. Flannery and A. Protopapadakis, "Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns", 2002 Review of Financial Studies, 751-782
6. R. Connoly and F. Wang, "Economic news and stock market linkages: the evidence from the US, UK and Japan", in the Proceedings of the Second Joint Central Bank Research Conference on Risk Management and System Risk, 211-240
7. B. Bernanke and K. Kuttner, "What explains the stock market reaction to federal reserve policy", 2005 Journal of Finance
8. D. Pearce and V. Roley, "Stock Prices and Economic News" 1985 Journal of Business, University of Chicago, 49-67
9. J. R. Woolridge and C. Snow, "Stock market reaction to strategic investment decisions", 1990 Strategic Management Journal, 353-363