



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ
ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ**

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ:

**Πώς οι ανακοινώσεις οικονομικών
νέων κινούν τις αγορές**

ΕΙΣΗΓΗΣΗ: ΤΣΑΧΑΛΗ ΜΑΡΙΑ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: Ν. ΑΠΕΡΓΗΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ, ΙΟΥΝΙΟΣ 2009

Περιεχόμενα

1. Εισαγωγή.....	σελ.1
2. Τμήμα I.....	σελ.2
2.1 Θεωρητικό Υπόβαθρο.....	σελ.2
2.2 Συναφές Ερευνητικό Έργο (LITERATURE).....	σελ.3
3. Τμήμα II: Δεδομένα (DATA).....	σελ.23
4. Τμήμα III: Μεθοδολογία.....	σελ.30
4.1 Unit Root Testing.....	σελ.30
4.2 Προσδιορισμός και Εκτίμηση ενός μοντέλου ARIMA...σελ.36	
4.3 Έλεγχοι Αυτοσυσχέτισης και Ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων.....	σελ.44
4.4 Εκτίμηση Παλινδρόμησης.....	σελ.46
5. Τμήμα IV: Αποτελέσματα-Συμπεράσματα.....	σελ.59
6. Βιβλιογραφία.....	σελ.63

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Οι κυβερνήσεις των χωρών καθώς και ιδιωτικοί οργανισμοί δημοσιεύουν στατιστικά στοιχεία σχετικά με τις επιδόσεις των εθνικών οικονομιών. Η ανακοίνωση αυτών των δεδομένων μπορεί να οδηγήσει σε αναπροσαρμογή των τιμών χρηματοοικονομικών στοιχείων καθώς οι συμμετέχοντες στην αγορά επαναξιολογούν τις απόψεις τους για την οικονομία και είναι πιθανόν να προβούν σε αναθεώρηση τους στο μέλλον.

Η φύση και η έκταση της αντίδρασης της αγοράς εξαρτάται από τη φύση της ανακοίνωσης. Συνεπώς, μικρές μη αναμενόμενες μεταβολές σε οικονομικούς παράγοντες μπορεί να επηρεάσουν τις τιμές των χρηματοοικονομικών στοιχείων για μεγάλη χρονική περίοδο ενώ αντίθετα μεγάλες ή μη αναμενόμενες μεταβολές μπορεί πολύ γρήγορα να απορροφηθούν από τις αγορές. Επιπλέον, υπάρχουν ανακοινώσεις για μακροοικονομικούς παράγοντες οι οποίες επηρεάζουν μόνο τις αποδόσεις των ομολόγων και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες και άλλες που επηρεάζουν μόνο τις τιμές των μετοχών.

Τα τελευταία χρόνια έχουν πραγματοποιηθεί πολλές έρευνες προκειμένου να αναζητήσουν και να ερμηνεύσουν την ποικιλία αυτή των αντιδράσεων στις ανακοινώσεις των μεταβολών των χρηματοοικονομικών παραγόντων. Με την παρούσα επιδιώκεται να ερμηνευτεί η επίδραση που ασκούν στις τιμές τριών κατηγοριών χρηματοοικονομικών στοιχείων – επιτόκια, χρηματιστηριακοί δείκτες και συναλλαγματικές ισοτιμίες - οι ανακοινώσεις για επτά οικονομικούς παράγοντες (ανεργία, Δείκτης Εμπιστοσύνης Καταναλωτών, Δείκτης Τιμών Καταναλωτή, Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν, Δείκτης Βιομηχανικής Παραγωγής, Δείκτης Ιδιωτικής Κατανάλωσης, M2) για μια περίοδο είκοσι οχτώ ετών λήξεως το 2008. Προκειμένου να γίνει αυτό επικεντρωνόμαστε στην αντίδραση της αγοράς στο τμήμα της ανακοίνωσης που είναι στην πραγματικότητα **νέο (news)**. Ο όρος «νέο» χρησιμοποιείται για το **μη αναμενόμενο** τμήμα της ανακοίνωσης ή τη **διαφορά** μεταξύ της **πραγματικής τιμής** που ανακοινώθηκε για έναν παράγοντα και της **αναμενόμενης τιμής** του από τους συμμετέχοντες στην αγορά πριν της ανακοίνωσης.

Στο **Τμήμα I** περιγράφεται το θεωρητικό υπόβαθρο και το ερευνητικό έργο (literature) πάνω στα οποία στηρίχτηκε η παρούσα διπλωματική εργασία. Στο **Τμήμα II** περιγράφονται τα δεδομένα (data) που χρησιμοποιήθηκαν για την έρευνα μας, στο **Τμήμα III** αναπτύσσεται η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε και στο **Τμήμα IV** τα αποτελέσματα και τα συμπεράσματα αυτής.

2. Τμήμα I

2.1 ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ

Η βασική οικονομική θεωρία οδηγεί στη διαμόρφωση κάποιων αναμενόμενων σχέσεων μεταξύ των οικονομικών νέων (economic news) και των τιμών των χρηματοοικονομικών στοιχείων.

Όσο αφορά την επίδραση των νέων στα επιτόκια, σύμφωνα με την οικονομική θεωρία αναπτύσσονται τα παρακάτω. Ανακοινώσεις για μη αναμενόμενη οικονομική ανάπτυξη ή μη αναμενόμενες πληθωριστικές πιέσεις θα οδηγούσαν σύμφωνα με τις αγορές σε υψηλότερα επιτόκια, καθώς μια ισχυρότερη οικονομία οδηγεί σε αύξηση των τιμών υπαγορεύοντας στις Κεντρικές Τράπεζες να ασκήσουν αυστηρότερη νομισματική πολιτική από την προσδοκώμενη. Φυσικά, οι επενδυτές δεν μπορούν να είναι βέβαιοι για την χρονική στιγμή και την ένταση της αντίδρασης των Κεντρικών Τραπεζών. Αν η αντίδραση των τραπεζών αποσιωπηθεί ή καθυστερήσει, τότε τα μακροπρόθεσμα επιτόκια πιθανόν να αντιδράσουν πιο έντονα από τα βραχυπρόθεσμα.

Η επίδραση των οικονομικών νέων στις τιμές των μετοχών είναι πιο δύσκολο να προβλεφθεί. Για παράδειγμα, νέα για ταχύτερη – μη αναμενόμενη οικονομική ανάπτυξη (π.χ. μη αναμενόμενη πτώση του ρυθμού της ανεργίας ή μη αναμενόμενη αύξηση των προσωπικών εξόδων - personal spending) συνήθως δημιουργεί προσδοκίες για αυξημένα εταιρικά κέρδη και μερίσματα. Συνεπώς, αυτές οι προσδοκίες θα πρέπει να αυξήσουν τις τιμές των μετοχών, σύμφωνα με την θεωρία ότι η τιμή μιας μετοχής θα πρέπει να ταιριάζει με την αναμενόμενη πορεία των μελλοντικών μερισμάτων από τη μετοχή, προεξοφλημένα στην παρούσα αξία τους. Ωστόσο, τα νέα για ταχύτερη ανάπτυξη της οικονομίας από την αναμενόμενη θα οδηγήσουν και σε υψηλότερα αναμενόμενα επιτόκια μεταξύ των οποίων και αυτών που

χρησιμοποιούνται για την προεξόφληση των μελλοντικών μερισμάτων. Κατά συνέπεια, εάν τελικά η τιμή της μετοχής αυξηθεί ή μειωθεί εξαρτάται από το ποιός από τους δύο παράγοντες (η αύξηση των αναμενόμενων μελλοντικών μερισμάτων ή του επιτοκίου προεξόφλησης) θα αντιδράσει πιο έντονα νέα. Ο ίδιος κανόνας εφαρμόζεται και στην επίδραση των νέων για τον πληθωρισμό στις τιμές των μετοχών: ο πληθωρισμός αυξάνει τα αναμενόμενα ονομαστικά μελλοντικά κέρδη και το ονομαστικό επιτόκιο με τα οποία προεξοφλούνται τα κέρδη. Δεδομένης της αβέβαιης αλληλεπίδρασης των μεταβλητών αυτών, δεν αποτελεί έκπληξη το γεγονός ότι πολλές μελέτες δεν μπορούν να αναγνωρίσουν συνεπή επιδράσεις των οικονομικών νέων στις τιμές των μετοχών.

Οι επιδράσεις των οικονομικών ανακοινώσεων στις συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι επίσης αμφιλεγόμενες και λειτουργούν κυρίως μέσω των επιτοκίων. Ανακοινώσεις για υψηλότερο εγχώριο πληθωρισμό μπορεί να οδηγήσουν σε ασθενέστερο νόμισμα με την πάροδο του χρόνου, ωστόσο βραχυπρόθεσμα μπορεί να προκαλέσουν ανατίμηση του νομίσματος εάν οι επενδυτές αναμένουν ότι η κεντρική τράπεζα θα αντιδράσει στον υψηλότερο πληθωρισμό αυξάνοντας το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο. Ομοίως, εάν οι επενδυτές πιστεύουν ότι οι θετικές ανακοινώσεις για ανάπτυξη θα αυξήσουν τη ζήτηση για το εγχώριο νόμισμα και θα ασκήσουν ανοδική πίεση στα επιτόκια, το εγχώριο νόμισμα είναι πιθανό να ανατιμηθεί. Αντίθετα, εάν οι επενδυτές δώσουν μεγαλύτερη σημασία στην άνοδο των εγχώριων εισαγωγών αυτό μπορεί να οδηγήσει σε ισχυρότερη εγχώρια ανάπτυξη και το εγχώριο νόμισμα μπορεί να υποτιμηθεί καθώς αυξάνεται η ζήτηση για ξένο νόμισμα.

2.2 ΣΥΝΑΦΕΣ ΕΡΕΥΝΗΤΙΚΟ ΕΡΓΟ (LITERATURE)

Οι **Faust**, **Rogers**, **Wang** και **Wright** (2007) έδειξαν ότι υπάρχει ένα σαφές και συνεπές μοντέλο σε ό,τι αφορά τις ανακοινώσεις τόσο πραγματικών (π.χ. μη γεωργικοί μισθοί - nonfarm payrolls, ΑΕΠ - GDP, ενάρξεις στέγασης - Housing starts) όσο και ονομαστικών παραγόντων (π.χ. Δείκτης Τιμών Καταναλωτή - CPI και PPI). Ισχυρότερες από τις αναμενόμενες ανακοινώσεις για την πραγματική δραστηριότητα των ΗΠΑ αυξάνουν την αξία του δολαρίου

και αυξάνουν τα βραχυπρόθεσμα και μακροπρόθεσμα επιτόκια στις ΗΠΑ και σε μικρότερο βαθμό στο εξωτερικό. Χρησιμοποιώντας ένα δείγμα 10 μακροοικονομικών παραγόντων (CPI, PPI, GDP, Nonfarm payrolls κτλ) για μια περίοδο 14 ετών και συνεξετάζοντας την επίδραση τους στην αξία του δολαρίου και τη δομή των επιτοκίων για τα δολάρια, τις βρετανικές λίρες και τα γερμανικά Μάρκα / ευρώ κατέληξαν σε δύο ισχυρισμούς ότι οι ισχυρές ανακοινώσεις που αφορούν μακροοικονομικούς παράγοντες των ΗΠΑ είτε (i) μειώνουν το απαιτούμενο ασφάλιστρο κινδύνου για τη διατήρηση χρηματοοικονομικών στοιχείων ξένου νομίσματος, είτε (ii) υπονοούν μελλοντική υποτίμηση του δολαρίου μεγαλύτερη από την αναμενόμενη ή συνδυασμό και των δύο. Ομοίως, τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι ανακοινώσεις για υψηλότερο από τον αναμενόμενο πληθωρισμό αυξάνουν το ασφάλιστρο για τη διατήρηση στοιχείων σε δολάρια ή/και οδηγούν μακροπρόθεσμα σε σημαντική αναμενόμενη υποτίμηση του δολαρίου (εγχώριο νόμισμα).

Ο *Kuttner* (2001) στο άρθρο του επιδιώκει να εκτιμήσει την επίδραση της μεταβολής της πολιτικής διατήρησης κεφαλαίων της Κεντρικής Τράπεζας στην αγορά των επιτοκίων. Διαπιστώνει ότι οι αποφάσεις αυτές έχουν επίπτωση στα επιτόκια μόνο εάν είναι απροσδόκητες, ενώ η ανακοίνωση των αναμενόμενων αποφάσεων έχει ελάχιστη ή καμία επίδραση στις αγορές των επιτοκίων. Η αντίδραση των επιτοκίων είναι γενικά συμβατή με τις αναμενόμενες υποθέσεις, δηλαδή: (1) τα μ/π επιτόκια αντιδρούν λιγότερο σε αυτές τις αποφάσεις, (2) επίδραση στο βασικό επιτόκιο (Bill Rate) δεν είναι απόλυτη (δηλαδή ένα προς ένα), γεγονός που συνηγορεί στο ότι πολλές από αυτές τις «εκπλήξεις» σχετίζονται περισσότερο με τη χρονική στιγμή της μεταβολής του επιτοκίου παρά με την τιμή του επιτοκίου σε απόλυτο μέγεθος. Τέλος, καταλήγει στο ότι οι μη αναμενόμενες μεταβολές των επιτοκίων δεν επηρεάζουν τις προσδοκίες σχετικά με τις μελλοντικές ενέργειες της Κεντρικής Τράπεζας γεγονός που ερμηνεύει και την αποτυχία των αναμενόμενων υποθέσεων στην καμπύλη των β/π επιτοκίων.

Ευρεία είναι και η έρευνα που έχει γίνει στο παρελθόν σχετικά με την επίδραση των αποφάσεων νομισματικής πολιτικής στην καμπύλη επιτοκίων (yield curve). Η επίδραση των αποφάσεων νομισματικής πολιτικής ιδιαίτερα

στη καμπύλη επιτοκίων μακροχρόνια μπορεί εν μέρει να αποδοθεί στις απόψεις της αγοράς σχετικά με την αξιοπιστία της κεντρικής τράπεζας ή τη δυνατότητά της να ελέγξει τον πληθωρισμό. Ως εκ τούτου, σύμφωνα με τον **Thornton** (1998), μια αυστηρή νομισματική πολιτική μπορεί να είναι συμβατή με μια μείωση των μακροπρόθεσμων επιτοκίων εάν οι αγορές τη θεωρούν ως αξιόπιστη στρατηγική για να μειώσουν οι νομισματικές αρχές τον πληθωρισμό μακροπρόθεσμα. Η επίδραση επομένως των αποφάσεων νομισματικής πολιτικής στα μακροχρόνια ποσοστά, μπορεί να είναι όχι μόνο ποσοτικά διαφορετική αλλά και ποιοτικά διαφορετική από αυτήν στα βραχυπρόθεσμα. Αναλυτικότερα, ο Thornton διαπίστωσε ότι ενώ η αντίδραση των μ/π επιτοκίων (10-ετή και 30-ετή Treasury rates) δεν ήταν στατιστικά σημαντική, η έλλειψη αντίδρασης σηματοδότησε μια στατιστικά σημαντική απόκλιση από τη συνηθισμένη σχέση μεταξύ αυτών των μακροπρόθεσμων επιτοκίων και του 3μηνιαίου T-Bill rate, γεγονός που μπορεί να αποδοθεί σε μια αναθεώρηση της προοπτικής της αγοράς για τον πληθωρισμό. Αυτό ισχύει ιδιαίτερα δεδομένου ότι οι στατιστικές δοκιμές αποκλείουν τη δυνατότητα ότι τα μακροπρόθεσμα ποσοστά απλά δεν ανταποκρίνονται σημαντικά στις αλλαγές στο στόχο του ποσοστού κεφαλαίων. Επιπλέον, αυτή η ερμηνεία είναι σύμφωνη με τη διαπίστωση ότι τα μακροπρόθεσμα ποσοστά ανταποκρίνονται όπως και τα βραχυπρόθεσμα ποσοστά σε άλλους κλονισμούς πραγματικών μεταβλητών, όπως η έκθεση απασχόλησης. Εάν αυτή η ερμηνεία είναι σωστή, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η Κεντρική Τράπεζα έχει κάποια αξιοπιστία ως μαχητή πληθωρισμού. Η περαιτέρω ανάλυση, εντούτοις, δείχνει ότι οι μεταβολές στο επιτόκιο προεξόφλησης είναι εκείνες που επηρεάζουν την άποψη της αγοράς για τον πληθωρισμό. Μόλις απορροφηθεί η αλλαγή στο επιτόκιο προεξόφλησης, το μέγεθος της μεταβολής των κεφαλαίων στόχου δεν εμφανίζεται να είναι σημαντικό στον καθορισμό της αντίδρασης της αγοράς. Τέλος, η αντίδραση όλων των επιτοκίων σε μια αλλαγή στόχου εμφανίζεται να είναι κάπως μεγαλύτερη όταν η αλλαγή αυτή χαρακτηρίζει μια μεταβολή στην κατεύθυνση της ακολουθούμενης πολιτικής. Ωστόσο, καμία από τις αλλαγές στην κατεύθυνση της πολιτικής δεν συνοδεύθηκε από μια αλλαγή του επιτοκίου προεξόφλησης.

Πολλές έρευνες έχουν καταλήξει στο συμπέρασμα ότι οι επιδράσεις μη αναμενόμενων ανακοινώσεων μακροοικονομικών στοιχείων σε σύντομες και

ενδιάμεσες λήξεις αποκαλύπτουν-παρέχουν πληροφορίες σχετικά με τις προσδοκίες των συμμετεχόντων στην αγορά για την αντίδραση της κεντρικής Τράπεζας. Οι **Fleming και Remolona** (1999) στην έρευνα τους σχετικά με την επίδραση των μακροοικονομικών στοιχείων στην καμπύλη αποδόσεων των Η.Π.Α καταλήγουν ότι μεγαλύτερο είναι το αντίκτυπο στις ενδιάμεσες λήξεις μεταξύ του ενός και των πέντε ετών. Η αντίδραση αυτή μπορεί να ερμηνευτεί ως η προσδοκία των αγορών, η νομισματική πολιτική να αντιδράσει στο «μη αναμενόμενο» σε ενδιάμεσους χρόνους. Οι ανακοινώσεις, τουλάχιστον βραχυπρόθεσμα δε θα πρέπει να οδηγούν σε άμεσες προσαρμογές της νομισματικής πολιτικής, ωστόσο στο επόμενο χρονικό διάστημα και καθώς περισσότερες πληροφορίες ανακοινώνονται, η νομισματική πολιτική αναμένεται να αντιδράσει, γεγονός που υπονοεί ότι η αγορά των επιτοκίων (διάρκειας 1-5 έτη) επηρεάζεται.

Αναλυτικότερα, οι **Fleming και Remolona** διαπίστωσαν ότι οι τιμές, ο όγκος των συναλλαγών και τα bid-ask spreads έχουν δύο στάδια προσαρμογής στις δημόσιες ανακοινώσεις. Στο **1^ο στάδιο**, οι τιμές αντιδρούν αισθητά στις ανακοινώσεις και ο όγκος συναλλαγών μειώνεται, αποδεικνύοντας εμπειρικά ότι η προσαρμογή των τιμών στις ανακοινώσεις δεν απαιτεί συναλλαγή, ενώ παράλληλα συνοδεύεται από μια χαρακτηρισμένη διάσπαση της ρευστότητας. Οι διαμορφωτές της αγοράς διευρύνουν ή αποσύρουν την προσφορά τους σε απάντηση των αιχμηρών μεταβολών των τιμών. Σε ένα παρατεταμένο **2^ο στάδιο**, η αρχική αιχμηρή μεταβολή των τιμών ακολουθείται από μεταβολές στον όγκο εμπορικών συναλλαγών. Υψηλοί όγκοι εμπορικών συναλλαγών και αστάθεια τιμών έπειτα εμμένουν μαζί με συγκρατημένα ευρέως bid-ask spreads. Η αντίδραση αυτή αντανακλά διαφωνία μεταξύ των επενδυτών για την ερμηνεία της επίδρασης των νέων πληροφοριών στις τιμές. Η διαφωνία μπορεί να πηγάζει από τις διαφορετικές απόψεις των επενδυτών συμπεριλαμβανομένων εκείνων που βασίζονται στη γνώση των εμπόρων του σχετικά με τη ροή των παραγγελιών των πελατών τους. Επομένως η διαδικασία προσαρμογής που αρχικά πυροδοτείται από τις δημόσιες πληροφορίες επεκτείνεται εξαιτίας της ιδιωτικής πληροφόρησης των επενδυτών. Μόλις μια τιμή ισορροπίας επιτευχθεί, η διακύμανση των τιμών και η ρευστότητα επανέρχονται στα κανονικά τους επίπεδα.

Αντικείμενο ευρείας έρευνας έχει αποτελέσει και η επίδραση των μακροοικονομικών ανακοινώσεων στις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Οι **Andersen, Bollerslev, Diebold και Vega (2003)** στην εμπειρική τους εξέταση, χρησιμοποιώντας τις ισοτιμίες CHF/\$, DM/\$, Euro/\$, Pound/\$ και Yen/\$, έδειξαν ότι οι μη αναμενόμενες ανακοινώσεις (δηλαδή η διαφορά μεταξύ των αναμενόμενων και των πραγματοποιηθέντων – “news”) προκαλούν υπό προϋποθέσεις μέσες προσαρμογές της συναλλαγματικής ισοτιμίας, οι οποίες λαμβάνουν χώρα γρήγορα, αποτελεσματικά, ανερχόμενες σε «άλματα» σε αντίθεση με τις υπό όρους προσαρμογές της διακύμανσης, οι οποίες είναι πολύ πιο βαθμιαίες. Κατά συνέπεια, η μέση επίδραση στην τιμή της συναλλαγματικής ισοτιμίας απορροφάται αρκετά γρήγορα ενώ η επίδραση στη διακύμανση είναι μερική, αυξάνεται με την πάροδο του χρόνου και εξαλείφεται αργότερα. Επιπλέον, το αντίκτυπο μιας ανακοίνωσης εξαρτάται και από το συγχρονισμό της με άλλες σχετικές ανακοινώσεις και από το εάν η στιγμή της ανακοίνωσης είναι γνωστή εκ των προτέρων. Τέλος βρήκαν ότι «οι κακές ειδήσεις (news) ασκούν μεγαλύτερη επίδραση από τις καλές ειδήσεις».

Οι **Evans και Lyons (2005)** εξετάζουν αν οι μακροοικονομικές ανακοινώσεις επηρεάζουν τις αγορές συναλλάγματος μέσα στο χρόνο και ειδικότερα για συναλλαγές που πραγματοποιούνται από τους συμμετέχοντες τελικών χρηστών, όπως hedge funds, mutual funds και μη χρηματοοικονομικούς οργανισμούς. Οι αγορές συναλλάγματος δεν αντιδρούν στιγμιαία στις ανακοινώσεις. Οι ανακοινώσεις προκαλούν σημαντικές μεταβολές στις εμπορικές συναλλαγές, οι οποίες παραμένουν για μέρες και έχουν επίμονες συνέπειες και στις τιμές, καθώς η επίδραση των μάκρο-απόψεων των διενεργούντων τις συναλλαγές είναι έντονη και εξακολουθεί για μεγάλο χρονικό διάστημα.

Μερικά επιχειρήματα για την παραπάνω άποψη, όπως προέκυψαν από συζητήσεις με τους μετέχοντες στην αγορά, κυρίως Τραπεζίτες, είναι:

(1) Υποθέτουμε έναν μη χρηματοοικονομικό οργανισμό, οι υπεύθυνοι του οποίου για τη συναλλαγματική-νομισματική του στρατηγική συνεδριάζουν μια φορά την εβδομάδα. Επιπλέον, η συνεχής παρακολούθηση των αγορών συναλλάγματος συχνά απαιτεί εξειδικευμένη εργασία και σημαντικό εργασιακό

κόστος. Η παρακολούθηση των αγορών δεν πραγματοποιείται από αυτόν που λαμβάνει την τελική απόφαση, γεγονός που τελικά προκαλεί καθυστέρηση στη λήψη αυτής.

(2) Οι επενδυτές (κυρίως σε αμοιβαία κεφάλαια) αντιμετωπίζουν ανάλογα θέματα. Λίγα είναι εκείνα που η διαχείριση τους συνδέεται με καθημερινή και αποτελεσματική παρακολούθηση των αγορών συναλλάγματος, επομένως οι μεμονωμένες ανακοινώσεις είναι απίθανο να μεταβάλλουν τη διάρθρωση του χαρτοφυλακίου τους (μέχρι ωστόσο συνδεθούν με μεταβολή «απόψεων»).

(3) Παρόλο που οι εμπορικές συναλλαγές συναλλάγματος επηρεάζονται και από τις εισροές/τις εξαγορές από τους ελλοχεύοντες επενδυτές, αυτός ο μηχανισμός είναι απίθανο να λειτουργήσει σε υπερβολικά υψηλή συχνότητα.

(4) Τέλος, από την πλευρά των εμπόρων (κυρίως αμοιβαία κεφάλαια), οι οποίοι αποτελούν τον βασικότερο υποψήφιο για την ανάληψη μιας στρατηγικής υψηλής συχνότητας παρακολούθησης, ωστόσο στην πραγματικότητα ειδικά αυτοί που δραστηριοποιούνται στα ισχυρά νομίσματα τείνουν να αντιδρούν περισσότερο στο πώς λίγες ειδήσεις έχουν επιπτώσεις στη μεγαλύτερη στρατηγική τους. Οι περισσότεροι (αλλά βεβαίως όχι όλοι) δεν συμμετέχουν στις τακτικές ημερήσιες αναπροσαρμογές με βάση τις ανακοινώσεις.

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι οι τιμές επηρεάζονται από τις παρατεταμένες, συνδεδεμένες με τις ανακοινώσεις συναλλαγές και κατά συνέπεια οι αγορές δεν τις αντιμετωπίζουν σαν ανακόλουθες. Επιπλέον, καταλήγουν στο ότι δεν μπορούν να αποκλείσουν την πιθανότητα ότι οι πραγματοποιούμενες συναλλαγές είναι μη λογικές. Εάν η αγορά στο σύνολο της δεν είναι τόσο μεγάλη, ώστε να απορροφήσει μη λογικές συναλλαγές στις υπάρχουσες τιμές ή εάν η αγορά δεν είναι σε θέση να τις διαχωρίσει από άλλες εμπορικές συναλλαγές που μεταβιβάζουν πληροφορίες, τότε οι τιμές μπορεί να επηρεαστούν, παρά την έλλειψη οποιουδήποτε μακρο περιεχομένου πληροφοριών.

Οι **Andersen, Bollerslev, Diebold και Vega (2007)** στη μελέτη τους για την επίδραση των μακροοικονομικών ανακοινώσεων (για τις Η.Π.Α) στις τιμές των μετοχών και των ομολόγων καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η αγορά των

μετοχών αντιδρά διαφορετικά ανάλογα με τη φάση του οικονομικού κύκλου, γεγονός που ερμηνεύει τη χαμηλή συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των ομολόγων όταν υπολογίζονται κατά μέσο όρο κατά τη διάρκεια ενός κύκλου. Ειδικότερα στην αγορά των μετοχών, οι θετικοί πραγματικοί οικονομικοί κλονισμοί συνδέονται με αρνητική επίδραση στην περίοδο αύξησης και ανάπτυξης της οικονομικής δραστηριότητας και θετική στην περίοδο κάμψης και συστολής. Τα παραπάνω υποδηλώνουν τη σημασία της επίδρασης των θετικά συσχετισμένων πραγματικών οικονομικών κλονισμών και των κυκλικών διακυμάνσεων της οικονομίας για την αξιολόγηση των παραγόντων που μειώνουν τις χρηματοροές στην αγορά των μετοχών. Αυτό επιβεβαιώνεται περαιτέρω από την ασυμμετρική επίδραση των κλονισμών PPI κατά τη διάρκεια των οικονομικών κύκλων. Ο αρνητικός αντίκτυπος των εκπλήξεων πληθωρισμού κατά τη διάρκεια της περιόδου ανάπτυξης υποδηλώνει την παρουσία ισχυρότερων αντιπληθωριστικών νομισματικών πολιτικών, που ενισχύουν την επίδραση του αρνητικού παράγοντα σε «καλές» οικονομικές εποχές. Αντίθετα, στην αγορά των ομολόγων και ανεξάρτητα από τη φάση του οικονομικού κύκλου, θετικοί πραγματικοί και πληθωριστικοί κλονισμοί έχουν σαν αποτέλεσμα την πτώση των τιμών των ομολόγων ή υψηλότερες αποδόσεις.

Η εξάρτηση της αγοράς των μετοχών από τις μακροοικονομικές ανακοινώσεις σε συνδυασμό με τη χρονικά αμετάβλητη αντίδραση της αγοράς των ομολόγων ερμηνεύει το βαθμό συσχέτισης των δύο αγορών, με τις τιμές να είναι θετικά συσχετισμένες σε περιόδους ανάκαμψης και αρνητικά σε περιόδους κάμψης. Επομένως, όσο αφορά την αγορά των μετοχών οι αρνητικές «μη αναμενόμενες» ανακοινώσεις έχουν αρνητικό αντίκτυπο στις τιμές των μετοχών σε περιόδους κάμψης αλλά θετική επίδραση σε περιόδους ανάκαμψης. Αυτό εξηγεί τη μικρή επίδραση των ανακοινώσεων στην αντίδραση των αγορών των μετοχών όταν υπολογίζεται κατά μέσο όρο στις επεκτάσεις και τις συστολές, όπως αυτή καταγράφεται στις διάφορες έρευνες. Οι ασύμμετρες αντιδράσεις είναι εμφανείς στις πολύ διαφορετικές συσχετίσεις των αποδόσεων μετοχών – ομολόγων κατά τη διάρκεια του οικονομικού κύκλου. Επιπλέον, το φαινόμενο αυτό των διαφορετικών συσχετίσεων δεν περιορίζεται μόνο στην περίοδο γύρω από τις ανακοινώσεις αλλά ισχύει

γενικά για τις ημερήσιες αποδόσεις στις περιόδους επέκτασης και κάμψης της οικονομικής δραστηριότητας.

Σε ανάλογα συμπεράσματα, καταλήγει και η μελέτη των **Boyd, Jian** και **Jagannathan** (2005) για την επίδραση των ανακοινώσεων για την ανεργία στην αγορά των μετοχών. Κατά μέσο όρο οι τιμές των μετοχών αυξάνονται όταν οι ανακοινώσεις για την ανεργία είναι «κακές» σε περιόδους ανάκαμψης και μειώνονται σε περιόδους κάμψης. Η παραπάνω αντίδραση δε μπορεί να ερμηνευτεί αποκλειστικά από την αντίδραση των τιμών των ομολόγων. Κατά μέσο όρο, οι τιμές των ομολόγων αντιδρούν θετικά στις άσχημες ανακοινώσεις για την ανεργία σε περιόδους ανάκαμψης αλλά δεν αντιδρούν σημαντικά σε περιόδους ύφεσης. Κατά συνέπεια, η αντίδραση των τιμών των μετοχών σε αυτές τις περιόδους, δεν μπορεί να ερμηνευτεί.

Λογικά, υπάρχουν δύο παράγοντες που επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών αλλά όχι και τις τιμές των κυβερνητικών ομολόγων ελευθέρου κινδύνων (risk – free government bonds). Ο ένας παράγοντας είναι το ασφάλιστρο κινδύνου των μετοχών (equity risk premium) και ο άλλος, η μελλοντική αναμενόμενη μερισματική απόδοση. Εφόσον οι τιμές των μετοχών αντιδρούν διαφορετικά από τις τιμές των ομολόγων, προκύπτει ότι οι ανακοινώσεις για την ανεργία θα πρέπει να περιλαμβάνουν πληροφόρηση για τον ένα ή και τους δύο παραπάνω παράγοντες. Για να ερμηνευτεί η αντίδραση των τιμών των μετοχών και των ομολόγων, θα πρέπει το ασφάλιστρο κινδύνου να αντιδρά θετικά στους κραδασμούς για την ανεργία και οι προσδοκίες ανάπτυξης αρνητικά και η αντίδραση τους να είναι μεγαλύτερη σε περιόδους ύφεσης απ' ότι σε περιόδους ανάκαμψης. Ειδικότερα, από την έρευνα των **Boyd, Jian** και **Jagannathan** προκύπτει ότι οι προσδοκίες ανάπτυξης αντιδρούν αρνητικά στις ανακοινώσεις για την ανεργία τόσο σε περιόδους ανάκαμψης όσο και σε περιόδους ύφεσης και ότι οι αντιδράσεις αυτές είναι μεγαλύτερες στις υφέσεις. Επίσης, το ασφάλιστρο κινδύνου των μετοχών ανταποκρίνεται θετικά στα νέα για την ανεργία σε περιόδους ανάπτυξης όχι όμως και σε περιόδους ύφεσης. Συνοψίζοντας, τόσο οι προσδοκίες ανάπτυξης όσο και το ασφάλιστρο κινδύνου φαίνεται να αντιδρούν στις ανακοινώσεις για την ανεργία με τέτοιο

τρόπο που θα μπορούσε να ερμηνεύσει την διαμόρφωση των τιμών των μετοχών και των ομολόγων.

Κατά συνέπεια, η επίδραση του επιτοκίου κυριαρχεί στη διαμόρφωση των τιμών των μετοχών κατά τις περιόδους ανάκαμψης. Οι προσδοκίες για τα επιτόκια μειώνονται στις αρνητικές ανακοινώσεις για την αγορά εργασίας ασκώντας θετική επίδραση στις τιμές των μετοχών. Αντίθετα η επίδραση των προσδοκιών για ανάπτυξη κυριαρχεί στη διαμόρφωση των τιμών των μετοχών κατά τις περιόδους κάμψης. Οι προσδοκίες για ανάπτυξη, επίσης, μειώνονται στις αρνητικές ανακοινώσεις για την αγορά εργασίας επιφέροντας όμως αντίθετη επίδραση στις τιμές των μετοχών. Συμπερασματικά, οι τιμές των μετοχών αυξάνονται με τις «άσχημες» ειδήσεις για την ανεργία επειδή συνήθως η οικονομική δραστηριότητα βρίσκεται σε ανάπτυξη. Η φύση των αντιδράσεων των τιμών των μετοχών στα νέα για την ανεργία αντανακλά τις προσδοκίες της αγοράς σχετικά με το εάν η οικονομία βρίσκεται σε ανάκαμψη ή ύφεση.

Ο **Χαρδούβελης** (1988) μελετά την αντίδραση των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των επιτοκίων στις ανακοινώσεις 15 μακροοικονομικών παραγόντων της αμερικανικής οικονομίας, οι οποίοι αφορούν τη νομισματική πολιτική, τον πληθωρισμό, το εμπορικό έλλειμμα και λοιπούς παράγοντες, οι οποίοι παρέχουν πληροφόρηση για το στάδιο του οικονομικού κύκλου (ρυθμός ανεργίας, δείκτης βιομηχανικής παραγωγής, ατομικό εισόδημα, παραγγελίες διαρκών αγαθών, λιανικές πωλήσεις, πίστωση καταναλωτή, ενάρξεις κατοικιών και δείκτης των κύριων δεικτών).

Σχετικά με την επίδραση της *νομισματικής πολιτικής* παρατηρούνται τα παρακάτω: η μη αναμενόμενη αύξηση της προσφοράς χρήματος (M1) επιφέρει ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος (στην συγκεκριμένη περίπτωση, του δολαρίου). Μια μη αναμενόμενη αύξηση της προσφοράς χρήματος αποτελεί ένδειξη επίμονης αύξησης της ζήτησης χρήματος αλλά μόνο παροδική αύξηση της προσφοράς καθώς η Κεντρική Τράπεζα αναμένεται να διατηρήσει αμετάβλητους τους στόχους γι' αυτήν. Η προσδοκία για μελλοντική υπερβάλλουσα ζήτηση χρήματος οδηγεί σε μια ανοδική αναθεώρηση του

αναμενόμενου πραγματικού επιτοκίου. Ωστόσο, αυτό δε δικαιολογεί την αντίδραση των μακροπρόθεσμων επιτοκίων καθώς η επίδραση της ρευστότητας είναι βραχεία. Παρόλα αυτά θα μπορούσε να ερμηνευτεί από την ταυτόχρονη επίδραση του αναμενόμενου πληθωρισμού. Σύμφωνα με το θεωρητικό μοντέλο του **Χαρδούβελη** (1985b), η επίδραση της ρευστότητας και του πληθωρισμού συνυπάρχουν ταυτόχρονα, αλλά η επίδραση της ρευστότητας κυριαρχεί στην αντίδραση των β/π επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας ενώ του πληθωρισμού στα μ/π επιτόκια. Τα δύο φαινόμενα συνυπάρχουν όταν οι συμμετέχοντες στην αγορά πιστεύουν ότι υπάρχει πιθανότητα κάποιοι από τους στόχους για την κυκλοφορία χρήματος M1 να εγκαταλειφθούν. Επομένως, η θετική αντίδραση των μ/π επιτοκίων μπορεί να αποτελέσει ένδειξη ότι η Κεντρική Τράπεζα στερείται πλήρους αξιοπιστίας στην προσπάθεια ελέγχου του πληθωρισμού.

Αντίθετα αποτελέσματα επιφέρει η μη αναμενόμενη αύξηση των ελεύθερων αποθεμάτων (free reserves), όπου ενώ τα β/π επιτόκια μειώνονται, η επίδραση στα μ/π είναι άνευ σημασίας ενώ το εγχώριο νόμισμα (δολάριο) δέχεται τη μεγαλύτερη υποτίμηση από όλα τα νομίσματα, γεγονός που επιβεβαιώνει ότι η μείωση των επιτοκίων αντιπροσωπεύει μείωση των αναμενόμενων πραγματικών επιτοκίων. Επιπλέον, η αντίδραση τόσο των επιτοκίων όσο και της συναλλαγματικής ισοτιμίας δείχνουν τη σημασία που έχουν για τους μετέχοντες στην αγορά, οι εβδομαδιαίες αποφάσεις της Κεντρικής Τράπεζας για τα αποθέματα. Ωστόσο, σε αντίθεση με τις αντιδράσεις στις ανακοινώσεις για τη προσφορά χρήματος, οι αντιδράσεις στις ανακοινώσεις των αποθεμάτων, δε μπορούν να θεωρηθούν ένδειξη της αξιοπιστίας της Κεντρικής Τράπεζας γιατί δεν υπάρχει σχέση ένα-προς- ένα μεταξύ του εβδομαδιαίου στόχου της Κ.Τ για τα αποθέματα και του στόχου για την προσφορά χρήματος M1.

Ανακοινώσεις σχετικές με αναμενόμενη αύξηση των επιτοκίων προεξόφλησης της Κεντρικής Τράπεζας έχουν θετική επίδραση στα επιτόκια και αρνητική στις συναλλαγματικές ισοτιμίες καθώς εκλαμβάνονται ως ένδειξη άσκησης αυστηρότερης νομισματικής πολιτικής από την Κεντρική Τράπεζα στο μέλλον,

γεγονός που αυξάνει το αναμενόμενο μελλοντικό πραγματικό επιτόκιο εξαιτίας της αναμενόμενης ρευστότητας.

Σχετικά με την επίδραση των *πληθωριστικών ανακοινώσεων* παρατηρούνται τα παρακάτω: έχουν μικρή θετική επίδραση στα β/π επιτόκια, ισχυρή θετική επίδραση στα μ/π και καμία επίδραση στη συναλλαγματική ισοτιμία. Η θετική αντίδραση των β/π επιτοκίων στις πληθωριστικές προσδοκίες μπορεί επίσης να ερμηνευτεί και από τις μεταβολές του πραγματικού επιτοκίου ελευθέρου κινδύνου καθώς η Κεντρική Τράπεζα μπορεί να αναμένεται να αντισταθμίσει παρελθούσες αυξήσεις του πληθωρισμού. Σύμφωνα με την υπόθεση της επίδρασης του αναμενόμενου πληθωρισμού, η υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος και η αύξηση των μ/π επιτοκίων είναι μεγαλύτερη όσο μονιμότερη αναμένεται να είναι η αύξηση του πληθωρισμού. Σύμφωνα με την υπόθεση της αναμενόμενης ρευστότητας, προβλέπεται ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος και των μ/π επιτοκίων που είναι πολύ μικρότερη από την παρατηρούμενη αύξηση των β/π επιτοκίων γιατί η επίδραση της ρευστότητας εξαφανίζεται μακροπρόθεσμα. Ωστόσο, σύμφωνα και με τα εμπειρικά αποτελέσματα της έρευνας του **Χαρδούβελη** καμία από τις δύο υποθέσεις δε μπορεί να ερμηνεύσει όλες τις αντιδράσεις της αγοράς, καθώς η υπόθεση του πληθωρισμού δε μπορεί να εξηγήσει την παρατηρούμενη απουσία υποτίμησης του δολαρίου αλλά και η υπόθεση της αναμενόμενης ρευστότητας δε μπορεί να εξηγήσει την παρατηρούμενη ισχυρή αντίδραση των μ/π επιτοκίων σε σχέση με τα β/π.

Σχετικά με την επίδραση των *ανακοινώσεων για το εμπορικό έλλειμμα* παρατηρούνται τα παρακάτω: η μη αναμενόμενη αύξηση του εμπορικού ελλείμματος μειώνει τα επιτόκια και υποτιμά το εγχώριο νόμισμα, καθώς όταν οι αγορές μαθαίνουν ότι το έλλειμμα του προηγούμενου μήνα ήταν μεγαλύτερο από αυτό που είχαν προβλέψει, περιμένουν περαιτέρω αύξηση του στο μέλλον. Οι αγορές πιθανότατα αποδίδουν τη μη αναμενόμενη μεταβολή του εμπορικού ελλείμματος σε μη αναμενόμενες εξωγενείς θετικές μεταβολές στη ζήτηση εγχώριων προϊόντων από το εξωτερικό. Μια μελλοντική μείωση αυτής της ζήτησης αναμένεται να οδηγήσει σε μεγάλο

έλλειμμα, προσωρινά σε χαμηλότερα πραγματικά επιτόκια και κατά συνέπεια σε υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος, αν και είναι αμελητέα.

Σχετικά με την επίδραση των ανακοινώσεων που σχετίζονται με τη φάση του οικονομικού κύκλου παρατηρούνται τα παρακάτω: οι αντιδράσεις της αγοράς σε τέτοιες ανακοινώσεις είναι συμβατές με το μοντέλο ζήτησης-προσφοράς IS-LM, σύμφωνα με το οποίο μια θετική μεταβολή της καμπύλης IS (LM) προκαλεί αύξηση των πραγματικών επιτοκίων (μείωση) και ανατίμηση (υποτίμηση) του εγχώριου νομίσματος. Μια θετική μεταβολή της συνολικής προσφοράς προκαλεί μείωση των πραγματικών επιτοκίων και υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος. Ως εκ τούτου μη αναμενόμενες μεταβολές στην ανεργία, στις βιομηχανικές παραγγελίες διαρκών αγαθών και στις λιανικές πωλήσεις εκλαμβάνονται ως ένδειξη μόνιμης μεταβολής της συνολικής ζήτησης, η οποία πηγάζει από τον πραγματικό τομέα (μεταβολή της καμπύλης IS) και όχι της συνολικής προσφοράς. Αυτό είναι λογικό γιατί η παρουσία αποθεμάτων, η οποία εμπλέκεται στις λιανικές πωλήσεις και τις παραγγελίες διαρκών αγαθών είναι άμεσα συνδεδεμένη με μεταβολές της ζήτησης. Μη αναμενόμενη αύξηση του ρυθμού της ανεργίας σηματοδοτεί μελλοντική μείωση της συνολικής ζήτησης προκαλεί μείωση των επιτοκίων και υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος. Επιπλέον, μη αναμενόμενη αύξηση των λιανικών πωλήσεων ή των παραγγελιών διαρκών αγαθών σηματοδοτεί μελλοντική αύξηση της συνολικής ζήτησης προκαλεί αύξηση των επιτοκίων και ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος. Τέλος, μη αναμενόμενες μεταβολές του ατομικού εισοδήματος αποτελούν ένδειξη μόνιμης μεταβολής της συνολικής προσφοράς και όχι της ζήτησης, καθώς το εισόδημα είναι άμεσα συνδεδεμένο με την παραγωγή παρά με τη ζήτηση. Επομένως, μη αναμενόμενη αύξηση του ατομικού εισοδήματος προκαλεί σημαντική μείωση των μ/π επιτοκίων και υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος.

Αντικείμενο της μελέτης του **Edison** (1997) αποτελεί η ποσοτικοποίηση του αντίκτυπου των μακροοικονομικών νέων στις ξένες συναλλαγματικές ισοτιμίες και τα επιτόκια. Συγκεκριμένα, μελετά την αντίδραση των συναλλαγματικών ισοτιμιών Μάρκο-\$ και Yen-\$ και των β/π και μ/π επιτοκίων σε κάθε χώρα (Γερμανία, Η.Π.Α, Ιαπωνία) στις ανακοινώσεις 6 μακροοικονομικών

μεταβλητών της Αμερικανικής οικονομίας, οι οποίες ταξινομούνται σε 2 κατηγορίες: μη αναμενόμενος πληθωρισμός και μη αναμενόμενη μεταβολή στην οικονομική δραστηριότητα. Η **1^η κατηγορία** χρησιμοποιεί τους δείκτες τιμών καταναλωτή (CPI) και παραγωγού (PPI). Εάν οι ανακοινωθέντες δείκτες πληθωρισμού είναι υψηλότεροι από τους αναμενόμενους και συνεπώς οι προσδοκίες για τα μελλοντικά επίπεδα πληθωρισμού αυξάνονται, τότε κάτι τέτοιο μπορεί να προκαλέσει –μετά την ανακοίνωση– αύξηση του ονομαστικού επιτοκίου και υποτίμηση του δολαρίου. Εναλλακτικά ένα δεύτερο κανάλι μέσω του οποίου οι μη αναμενόμενες μεταβολές του πληθωρισμού μπορεί να επηρεάσουν τα επιτόκια είναι εάν αναμένεται οι νομισματικές αρχές να αντιδράσουν σε αυτές τις ανακοινώσεις. Τότε, μη αναμενόμενος υψηλός πληθωρισμός μπορεί να οδηγήσει σε αυστηρότερη νομισματική πολιτική, γεγονός που θα επιφέρει αύξηση των επιτοκίων και ανατίμηση του δολαρίου. Κατά συνέπεια, η επίδραση των πληθωριστικών ανακοινώσεων είναι αμφίβολη όσο αφορά στη συναλλαγματική ισοτιμία και θετική για τα επιτόκια.

Η **2^η κατηγορία** οικονομικών ανακοινώσεων σχετίζεται με απρόβλεπτες μεταβολές στην οικονομική δραστηριότητα, όπως μετρώνται από το μη αναμενόμενο συστατικό των μεταβολών του δείκτη βιομηχανικής παραγωγής (IP), τις λιανικές πωλήσεις (RS), του δείκτη ανεργίας (UN) και μη γεωργική εργασία (non-farm payroll employment - NF). Υπάρχουν δύο κανάλια μέσω των οποίων μπορεί να επηρεαστούν τα επιτόκια και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες: **1)** Ενδείξεις μη αναμενόμενης ανάπτυξης μπορεί να οδηγήσουν σε αναθεώρηση προς τα πάνω των προσδοκιών για την πραγματική ανάπτυξη, πράγμα που οδηγεί σε αύξηση της ζήτησης αμερικανικού χρήματος και συνεπώς σε ανατίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας ή αύξηση του επιτοκίου. **2)** Εάν οι πράκτορες φοβούνται ότι η νομισματική αρχή θα ερμηνεύσει αυτές τις ανακοινώσεις ως ένδειξη υπερθέρμανσης της οικονομίας (ή μη εισόδου αυτής σε ύφεση) και θα αυξήσει τα επιτόκια, τότε τα επιτόκια και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες θα αυξηθούν. Ανεξάρτητα λοιπόν από το κανάλι, η επίδραση αυτών των ανακοινώσεων τόσο στα επιτόκια όσο και στις συναλλαγματικές ισοτιμίες, είναι θετική.

Μεταξύ των βασικών συμπερασμάτων της μελέτης του **Edison** είναι:

1. Οι συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι πιθανότερο να αντιδράσουν στις ανακοινώσεις που σχετίζονται με την οικονομική δραστηριότητα παρά με τον πληθωρισμό αλλά η αντίδραση αυτή είναι πολύ μικρή και αν και είναι στατιστικά σημαντική δεν είναι ποσοτικά σημαντική.
2. Τα αμερικανικά επιτόκια αντιδρούν συστηματικά σε όλες τις ανακοινώσεις αλλά δεν είναι ποσοτικά σημαντικές αυτές οι αντιδράσεις.
3. Τα β/π και μ/π ιαπωνικά επιτόκια αντιδρούν στις ανακοινώσεις για την εργασία ενώ τα γερμανικά παραμένουν ανεπηρέαστα από τις μακροοικονομικές ανακοινώσεις για τις Η.Π.Α.

Οι **Pearce** και **Solakoglu** (2007) εξετάζουν τη σχέση μεταξύ μακροοικονομικών ανακοινώσεων (11 μεταβλητές για τις Η.Π.Α) και των συναλλαγματικών ισοτιμιών \$-Μάρκου και \$-Yen, χρησιμοποιώντας υψηλής συχνότητας (5 min από την ανακοίνωση) παρατηρήσεις για μια περίοδο 10 ετών, ερευνώντας παράλληλα και το πόσο γρήγορα αντιδρούν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες στις ανακοινώσεις αυτές.

Αναγνωρίζουν ότι η επίδραση στη συναλλαγματική ισοτιμία προέρχεται από ανακοινώσεις που προκαλούν αναθεωρημένες προσδοκίες για τις οικονομικές εξελίξεις στο μέλλον. Εξαρτάται δηλαδή από τις προσδοκίες για βασικές αρχές, οι οποίες ανάλογα με την προσέγγιση που ακολουθούμε διαφέρουν (asset market approach). Έτσι σύμφωνα με το **μοντέλο της νομισματικής πολιτικής**, η αύξηση των πραγματικών επιτοκίων μιας χώρας λόγω αυστηρότερης νομισματικής πολιτικής θα οδηγήσει σε ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος. Σύμφωνα με τα **μοντέλα ισορροπίας χαρτοφυλακίου** (portfolio balance model) υψηλότερο εμπορικό έλλειμμα οδηγεί σε υποτίμηση του δολαρίου. Τα εμπορικά ελλείμματα προκαλούν αύξηση των περιουσιακών στοιχείων σε \$ των ξένων επενδυτών με αποτέλεσμα προκειμένου να επιτύχουν ισορροπία στο χαρτοφυλάκιο τους θα προσπαθήσουν να υποτιμήσουν το \$ μειώνοντας το μερίδιό τους σε περιουσιακά στοιχεία εκφρασμένα σε δολάρια. Επομένως, ένα μη αναμενόμενο μεγάλο εμπορικό έλλειμμα προκαλεί υποτίμηση του δολαρίου. Επιπλέον, οι ανακοινώσεις για την οικονομία μπορεί να μεταβάλλουν τις προσδοκίες επηρεάζοντας τις αναμενόμενες ενέργειες των κεντρικών τραπεζών.

Μεταξύ των βασικών συμπερασμάτων της έρευνας τους είναι:

1. Οι ισοτιμίες \$-Μάρκου και \$-Υεν αντιδρούν πιο έντονα στις ανακοινώσεις που σχετίζονται με την πραγματική οικονομία. Κατά συνέπεια, ανακοινώσεις για ισχυρότερη (από την αναμενόμενη) αμερικανική οικονομία οδηγούν σε ανατίμηση του δολαρίου γεγονός που συμφωνεί με το μοντέλο της νομισματικής πολιτικής και την ερμηνεία ότι ισχυρότερη (από την αναμενόμενη) οικονομία μπορεί να οδηγήσει σε αυστηρότερη νομισματική πολιτική όσο και με το γεγονός ότι αποτελούν ένδειξη υψηλότερων μελλοντικών αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων σε δολάρια, στο μέλλον. Μεγαλύτερο από το αναμενόμενο εμπορικό έλλειμμα προκαλεί υποτίμηση του δολαρίου γεγονός που είναι συμβατό με το μοντέλο ισορροπημένου χαρτοφυλακίου. Εάν, αντίθετα, η αντίδραση της συναλλαγματικής ισοτιμίας αντικατοπτρίζει την άποψη της αγοράς για την αντίδραση της κεντρικής τράπεζας στις ανακοινώσεις, η υποτίμηση υπονοεί ότι οι μετέχοντες στην αγορά πιστεύουν ότι η Κεντρική Τράπεζα είναι πιθανότερο να εφαρμόσει μια λιγότερο αυστηρή πολιτική προκειμένου να μειώσει τη διαφορά στην ισοτιμία παρά να επιβραδύνει την οικονομία και να μειώσει τις εισαγωγές.
2. Μη αναμενόμενες μεταβολές του πληθωρισμού δε φαίνεται να προκαλούν μεταβολές στη συναλλαγματική ισοτιμία.
3. Η επίδραση στην ισοτιμία \$-Μάρκου είναι μεγαλύτερη απ' ό,τι στην ισοτιμία \$-Υεν τόσο σε όρους αποδόσεων όσο και σε όρους διακύμανσης.
4. Η επίδραση των "news" των ανακοινώσεων στη μέση τιμή και τη διακύμανση της συναλλαγματικής ισοτιμίας λαμβάνει χώρα τα 5 πρώτα λεπτά μετά την ανακοίνωση και κατά συνέπεια οι ανακοινώσεις δεν επηρεάζουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες για μεγάλο χρονικό διάστημα.
5. Υπάρχουν ενδείξεις ότι η αντίδραση σε κάποιες ανακοινώσεις (παραγγελίες διαρκών αγαθών, εμπορικά ελλείμματα, μη αγροτικές αποδοχές) εξαρτάται από τη φάση στην οποία βρίσκεται η οικονομία: εάν η οικονομία αναπτύσσεται αργά, η αγορά εκλαμβάνει τις μη αναμενόμενες αυξημένες παραγγελίες διαρκών αγαθών ή τις μη αναμενόμενες αυξημένες μη αγροτικές αποδοχές ως «καλές» ειδήσεις για την οικονομία και το δολάριο. Εάν η οικονομία αναπτύσσεται περισσότερο ή γύρω από την τάση, ανακοινώσεις για

μη αναμενόμενα αυξημένα εμπορικά ελλείμματα συνδέονται με άμεση υποτίμηση του δολαρίου. Κατά συνέπεια, υπονοείται ότι η αγορά εκλαμβάνει τις ανακοινώσεις αυτές σαν πληροφόρηση για τις μελλοντικές οικονομικές εξελίξεις και όχι σαν ένδειξη της μελλοντικής νομισματικής πολιτικής.

Οι **Engel** και **Frankel** (1984) παρέχουν μια ερμηνεία της επίδρασης της αύξησης της προσφοράς χρήματος, η οποία δικαιολογεί την ταυτόχρονη αύξηση των επιτοκίων και της ανατίμησης του δολαρίου. Η ανακοίνωση υψηλότερης προσφοράς χρήματος από την αναμενόμενη, αποτελεί ένδειξη για την αγορά ότι η Κεντρική Τράπεζα αυξάνει το στόχο της όσο αφορά το ρυθμό αύξησης του χρήματος και ως εκ τούτου αναμένεται υψηλότερος πληθωρισμός, γεγονός που αυξάνει το ονομαστικό επιτόκιο. Η αύξηση του αναμενόμενου πληθωρισμού αναμένεται να έχει αρνητική επίδραση στη ζήτηση του δολαρίου και κατά συνέπεια θα επέφερε την υποτίμηση του. Στην έρευνα τους, παρέχονται εμπειρικά δεδομένα που καταδεικνύουν αντίθετο αποτέλεσμα, δηλαδή: η ανακοίνωση αυξημένης προσφοράς χρήματος πέρα από την αναμενόμενη επιφέρει ανατίμηση του δολαρίου που ερμηνεύεται από την αύξηση του πραγματικού επιτοκίου. Η αγορά πιστεύει ότι η μεταβολή στην προσφορά χρήματος είναι συνέπεια όχι της αλλαγής του στόχου της Κεντρικής Τράπεζας αλλά μιας διαταραχής της ζήτησης χρήματος ή του τραπεζικού συστήματος που η Κεντρική Τράπεζα αναμένεται να ανατρέψει στο άμεσο μέλλον. Επομένως, προσδοκία για αυστηρότερη νομισματική πολιτική στο μέλλον επιφέρει αύξηση του πραγματικού επιτοκίου που εξηγεί τόσο την άνοδο του ονομαστικού επιτοκίου όσο και την ανατίμηση του δολαρίου (πτώση της συναλλαγματικής ισοτιμίας).

Οι **Jones, Lin** και **Masih** (2005) ερευνούν την αντίδραση των επιτοκίων του Ηνωμένου Βασιλείου (UK) και του δείκτη αποδόσεων του χρηματιστηρίου (FTSE 100) στις προγραμματισμένες μακροοικονομικές ανακοινώσεις. Συνοπτικά, τα β/π επιτόκια εμφανίζουν μεγαλύτερη ευαισθησία σε παράγοντες που σχετίζονται με τις επικρατούσες οικονομικές συνθήκες ενώ αντίθετα στοιχεία σημαντικά για τη διαμόρφωση των πληθωριστικών προσδοκιών έχουν σχετικά μικρό αντίκτυπο στα μ/π επιτόκια. Ωστόσο, η

επίδραση των ανακοινώσεων στην αγορά των μετοχών είναι ασαφής και διφορούμενη.

Τα επιτόκια επηρεάζονται μέσω δύο καναλιών: α) είτε μέσω αναδιάρθρωσης των προσδοκιών για την μελλοντική νομισματική πολιτική, β) είτε μέσω αναδιάρθρωσης των προσδοκιών για τον πληθωρισμό. Τα β/π επιτόκια είναι πιθανότερο να επηρεαστούν από τις προσδοκίες για τη διαμόρφωση της νομισματικής πολιτικής στο άμεσο μέλλον. Η αναδιάρθρωση των προσδοκιών μπορεί να οφείλεται σε ανακοινώσεις για τη νομισματική πολιτική ή συχνότερα σε οικονομικές ανακοινώσεις που επηρεάζουν την ακολουθούμενη νομισματική πολιτική. Αντίθετα, τα ομόλογα αναμένεται να αντιδρούν σε μακροπρόθεσμες επιρροές. Ενώ προσωρινές μεταβολές στη νομισματική πολιτική είναι πιθανότερο να έχουν μικρότερη επίδραση στα ομόλογα σε σχέση με τα β/π επιτόκια, οι αγορές δεν μπορούν τελικά να είναι σίγουρες για το πόσο προσωρινή θα είναι η μεταβολή της νομισματικής πολιτικής.

Τα μικτά αποτελέσματα σχετικά με την επίδραση στην αγορά των μετοχών κρίνονται αναμενόμενα, καθώς σε αντίθεση με την αγορά των ομολόγων, οι τιμές των μετοχών εξαρτώνται τόσο από τις ταμειακές ροές όσο και από το επιτόκιο προεξόφλησης ενώ οι τιμές των ομολόγων μόνο από το επιτόκιο προεξόφλησης. Έτσι μια αναμόρφωση προς τα πάνω της αναμενόμενης πραγματικής δραστηριότητας, αυξάνει το επιτόκιο προεξόφλησης τόσο για τις μετοχές όσο και για τα ομόλογα, με αποτέλεσμα την πτώση των τιμών. Ωστόσο, παράλληλα αυξάνονται και οι αναμενόμενες ταμειακές ροές για τις μετοχές, πράγμα που θα είχε σαν αποτέλεσμα την αύξηση των τιμών των μετοχών. Ως εκ τούτου, ενώ το αποτέλεσμα για τα ομόλογα είναι «καθαρά» αρνητικό, για τις μετοχές εξαρτάται από το εάν η ακολουθούμενη πιστωτική πολιτική είναι τόσο αυστηρή ώστε η οικονομική ανάπτυξη να εμποδίζεται και ακολούθως και τα κέρδη. Η «καθαρή» επίδραση εξαρτάται από το ποιά από τις δύο δυνάμεις, το επιτόκιο προεξόφλησης ή ταμειακές ροές, είναι η κυρίαρχη.

Μεταξύ των βασικών συμπερασμάτων της έρευνας τους είναι:

1. Τόσο για την αγορά των επιτοκίων όσο και την αγορά των μετοχών, οι ανακοινώσεις που αφορούν μεταβολές στη νομισματική πολιτική πέρα από τις αναμενόμενες, ασκούν τη μεγαλύτερη επίδραση.
2. Τα β/π επιτόκια είναι ιδιαίτερα ευαίσθητα σε παράγοντες που αφορούν τις επικρατούσες οικονομικές συνθήκες, όπως τα επιτόκια των Η.Π.Α, τιμές λιανικής, λιανικές πωλήσεις και τιμές παραγωγού.
3. Στην αγορά των μετοχών, οι έμποροι αντιδρούν γρήγορα στα στοιχεία για τη βιομηχανική παραγωγή και τις PPI ανακοινώσεις, εκτός από τις ανακοινώσεις για τις αλλαγές στις ρυθμίσεις του εγχώριου επιτοκίου.

Οι **Flannery** και **Protopapadakis** (2002) εξετάζουν το αντίκτυπο των μακροοικονομικών ανακοινώσεων στις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών και τις διακυμάνσεις τους. Από τις 17 μακροοικονομικές μεταβλητές που χρησιμοποίησαν για μια περίοδο 17 ετών, διαπίστωσαν ότι μόνο 6 αποτελούν πιθανούς «παράγοντες (μη συστηματικού) κινδύνου» που μπορούν να επηρεάσουν τις τιμές των μετοχών και ως εκ τούτου τις αποδόσεις και τη διακύμανση τους.

Δύο μέτρα του πληθωρισμού (CPI & PPI) επηρεάζουν μόνο το επίπεδο των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς, τρεις παράγοντες της πραγματικής οικονομίας (Εμπορικό Ισοζύγιο, Ανεργία, Ενάρξεις κατοικιών) επιδρούν στη διακύμανση των αποδόσεων ενώ η νομισματική πολιτική (M1) επηρεάζει τόσο τις αποδόσεις όσο και τη διακύμανση τους. Οι παραπάνω παράγοντες επηρεάζουν και τον όγκο των συναλλαγών. Σε αντίθεση με τα αναμενόμενα, οι ανακοινώσεις για το Α.Ε.Π (Real GDP) και τη βιομηχανική παραγωγή (Industrial Production) ασκούν πολύ μικρή επίδραση στη διακύμανση των αποδόσεων ενώ δεν επηρεάζουν καθόλου τον όγκο των συναλλαγών.

Οι **Pearce** και **Roley** (1985) εξετάζουν την ημερήσια αντίδραση των τιμών των μετοχών στις ανακοινώσεις για την προσφορά χρήματος, τους δείκτες CPI,

PPI, βιομηχανική παραγωγή, ανεργία και επιτόκιο προεξόφλησης της Κεντρικής Τράπεζας.

Μεταξύ των βασικών συμπερασμάτων της εμπειρικής μελέτης τους είναι:

1. Οι ανακοινώσεις που συνδέονται με τη νομισματική πολιτική επηρεάζουν σε σημαντικό βαθμό τις τιμές των μετοχών και μάλιστα αρνητικά.
2. Οι ανακοινώσεις σχετικά με μη αναμενόμενες μεταβολές του επιτοκίου προεξόφλησης επηρεάζουν σημαντικά τις τιμές των μετοχών.
3. Οι ανακοινώσεις για τον πληθωρισμό και την πραγματική οικονομική δραστηριότητα δε φαίνεται να επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών και εάν υπάρχουν αυτές εξασθενούν μέχρι το τέλος της ημέρας.

Ο **Panetta** (2002) σε σχετική μελέτη του εντοπίζει τις μακροοικονομικές μεταβλητές που επηρεάζουν τις αποδόσεις των ιταλικών μετοχών καθώς και τη σταθερότητα αυτών των επιδράσεων. Τα αποτελέσματα της έρευνας του δείχνουν ότι οι αποδόσεις επηρεάζονται από μη αναμενόμενες μεταβολές του πληθωρισμού, της βιομηχανικής παραγωγής, των εισαγωγών του πετρελαίου και της συναλλαγματικής ισοτιμίας £/\$. Ωστόσο, η σχέση μεταξύ αποδόσεων των μετοχών και των μακροοικονομικών συστηματικών παραγόντων είναι ιδιαίτερα ασταθής, καθώς όχι μόνο τα betas των επιμέρους μετοχών είναι σχεδόν ασυσχέτιστα στη διάρκεια του χρόνου αλλά και κατά τη διάρκεια της 16χρονης περιόδου που αναλύεται, ένα μεγάλο ποσοστό των μετοχών έχει υποστεί μεταβολή της εκτίμησης του beta τους.

Οι αιτίες της αστάθειας αυτής ποικίλουν: 1) μπορεί να οφείλεται σε ευρύτερους παράγοντες της οικονομίας και ειδικότερα στις διαφορετικές φάσεις της οικονομίας. Για παράδειγμα, κατά τη διάρκεια μιας ύφεσης, μια μη αναμενόμενη αύξηση της οικονομικής δραστηριότητας είναι πιθανόν να επιφέρει αύξηση των τιμών των μετοχών. Αντίθετα, σε περίοδο ανάπτυξης, θα μπορούσε να έχει αρνητικά αποτελέσματα, δημιουργώντας φόβους για αυξημένο πληθωρισμό και επιφέροντας πτώση των τιμών των μετοχών. 2) η παγκοσμιοποίηση κατά τις δύο τελευταίες δεκαετίες έχει επιφέρει αναδιάρθρωση πολλών οικονομιών και βιομηχανιών, τροποποιώντας την έκθεση τους στα οικονομικά σοκ.

Επιπλέον, η αστάθεια των μέτρων κινδύνου μπορεί να αντανακλά παράγοντες που αφορούν την επιμέρους επιχείρηση. Μια αύξηση στο δανεισμό, μια μεταβολή της επιχειρηματικής στρατηγικής ή της τεχνολογίας παραγωγής μπορεί να αυξήσουν την ευαισθησία της απόδοσης της εταιρείας σε σχέση με τις μεταβολές των οικονομικών και πραγματικών μεταβλητών. Για παράδειγμα, μια αύξηση του δείκτη Ξένα προς Ίδια Κεφάλαια της εταιρείας πιθανότατα θα αυξήσει την ευαισθησία της μετοχής της σε μη αναμενόμενες μεταβολές του επιτοκίου. Επιπλέον, η απόκτηση μιας ξένης θυγατρικής θα αυξήσει την έκθεση της σε μη αναμενόμενες μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Μια τρίτη πιθανή εξήγηση είναι ότι λάθος εκτιμήσεις στον υπολογισμό των αποδόσεων μπορεί να προκαλέσει αστάθεια στην εκτίμηση των παραγόντων κινδύνου ακόμα και αν οι «πραγματικοί» παράγοντες είναι σταθεροί. Αυτό μπορεί να συμβεί εάν η γραμμική σχέση που έχει υποθεθεί δεν είναι τελικά γραμμική ή όταν μια σχετική μεταβλητή παραληφθεί ή οι συστηματικοί παράγοντες μεταβάλλονται στο χρόνο.

Οι **Nasseh** και **Strauss** (2000) υποστηρίζουν την ύπαρξη σημαντικής μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των τιμών των μετοχών και της εγχώριας και διεθνούς οικονομικής δραστηριότητας σε έξι ευρωπαϊκές οικονομίες (Γερμανία, Γαλλία, Ελβετία, Ιταλία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ολλανδία). Η βιομηχανική παραγωγή και οι παραγγελίες κατασκευής είναι σημαντικοί παράγοντες για την ερμηνεία των κινήσεων των τιμών των μετοχών μακροπρόθεσμα. Επιπλέον, τα γερμανικά β/π επιτόκια, οι τιμές των μετοχών και ο δείκτης βιομηχανικής παραγωγής επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών στις άλλες πέντε οικονομίες. Τα μ/π επιτόκια ασκούν αρνητική επίδραση στις τιμές των μετοχών, γεγονός που είναι συμβατό με το ρόλο τους ως προεξοφλητικός παράγοντας, ενώ τα β/π επιτόκια ασκούν θετική επίδραση στις τιμές των μετοχών. Επιπλέον, οι τιμές των μετοχών επηρεάζονται από την παραγωγή, τα επιτόκια, το δείκτης τιμών καταναλωτή και τις επιχειρηματικές προσδοκίες.

3. Τμήμα II: ΔΕΔΟΜΕΝΑ (DATA)

Για την εκπόνηση της μελέτης μας, χρησιμοποιήθηκαν τριμηνιαία δεδομένα για μια περίοδο 28 ετών (1^ο 3μηνο 1980 - 4^ο 3μηνο 2008), ανάλογα με τη διαθεσιμότητα τους. Τα στοιχεία αντλήθηκαν από τη DataStream και διακρίνονται σε δύο κατηγορίες.

Η **1^η κατηγορία** περιλαμβάνει μακροοικονομικές ανακοινώσεις που περιγράφουν την οικονομική δραστηριότητα στις Η.Π.Α και το Ηνωμένο Βασίλειο:

- **Ρυθμός Ανεργίας (Unemployment Rate):** Το μέτρο της ανεργίας χρησιμοποιείται εκτενώς τόσο για την περιγραφή της κατάστασης της οικονομίας όσο και της διαμόρφωσης της ακολουθούμενης πολιτικής. Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 1^ο 3μηνο 2008 για το Ηνωμένο Βασίλειο ενώ για τις Η.Π.Α επεκτείνονται μέχρι και το 4^ο τρίμηνο του 2008 και αντλήθηκαν από τον OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development).

Ως «άνεργοι» ορίζονται σύμφωνα με το Διεθνή Οργανισμό Εργασίας (International Labour Organization - ILO) όλα τα άτομα πάνω από μια ορισμένη ηλικία τα οποία, κατά τη διάρκεια της περιόδου αναφοράς ήταν:

- Χωρίς την εργασία, δηλαδή, δεν ήταν σε μισθωτή απασχόληση ή αυτοαπασχόληση κατά τη διάρκεια της περιόδου αναφοράς.
- Είναι σήμερα διαθέσιμα για εργασία, δηλαδή ήταν διαθέσιμοι για αμειβόμενη απασχόληση ή για αυτοαπασχόληση κατά τη διάρκεια της περιόδου αναφοράς. Και
- Αναζητούν εργασία, δηλαδή είχαν πραγματοποιήσει συγκεκριμένες ενέργειες σε μια συγκεκριμένη πρόσφατη περίοδο για την αναζήτηση αμειβόμενης απασχόλησης ή αυτοαπασχόλησης.

- **Δείκτης Εμπιστοσύνης Καταναλωτών (Consumer Confidence Indicator-CCI):** Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 4^ο 3μηνο 2008 για το Ηνωμένο Βασίλειο και τις Η.Π.Α και αντλήθηκαν από τους IMF (International Monetary Fund) και Conference Board, αντίστοιχα.

Ο Δείκτης Εμπιστοσύνης Καταναλωτών (CCI) είναι μια μηνιαία έκδοση από το Conference Board και αποτελεί ένα μοναδικό δείκτη, που σχηματίζεται από τα αποτελέσματα της έρευνας σε περισσότερα από 5.000 νοικοκυριά και είναι σχεδιασμένος για να μετρηθεί η σχετική χρηματοδοτική υγεία, η αγοραστική δύναμη και η εμπιστοσύνη του μέσου καταναλωτή. Ένας ισχυρός δείκτης εμπιστοσύνης των καταναλωτών, ιδίως σε μια εποχή που η οικονομία υπολείπεται των εκτιμήσεων, θα μπορούσε να ενεργοποιήσει την αγορά ώστε οι επενδυτές να είναι περισσότερο πρόθυμοι να αγοράσουν τις μετοχές. Η ιδέα πίσω από την εμπιστοσύνη των καταναλωτών είναι ότι ένας ευτυχισμένος καταναλωτής - κάποιος που αισθάνεται ότι βιοτικό του επίπεδο αυξάνεται - είναι πιθανότερο να δαπανήσει περισσότερα. Μεταξύ των **πλεονεκτημάτων** του δείκτη είναι ότι αποτελεί από τους λίγους δείκτες που αναφέρονται στο μέσο όρο των νοικοκυριών και ότι ιστορικά έχει αποδειχθεί μια καλή πρόβλεψη των καταναλωτικών δαπανών και κατά συνέπεια του ακαθάριστου εγχώριου προϊόντος. Μεταξύ των **μειονεκτημάτων** του δείκτη είναι ότι αποτελεί υποκειμενική έρευνα χωρίς φυσικά σύνολα δεδομένων, βασίζεται σε μικρό μέγεθος δείγματος (μόνο 5.000 νοικοκυριά) και τα αποτελέσματα της έρευνας μπορεί να έρθουν σε αντίθεση με άλλους δείκτες, όπως το ΑΕΠ και την Έκθεση Εργασίας.

- **Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (Consumer Price Index-CPI):** Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 1^ο 3μηνο 2008 για το Ηνωμένο Βασίλειο ενώ για τις Η.Π.Α το 2^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 2^ο τρίμηνο του 2008 και αντλήθηκαν από τον IMF (International Monetary Fund).

Ο δείκτης τιμών καταναλωτή μέτρα αλλαγές ως προς το γενικό επίπεδο των τιμών των αγαθών και των υπηρεσιών που αποκτά ένας πληθυσμός αναφοράς, χρησιμοποιεί ή πληρώνει για κατανάλωση. Ένας δείκτης τιμών καταναλωτή εκτιμάται ως μια σειρά από μέτρα που εκφράζουν την ποσοστιαία μεταβολή των τιμών, εντός μιας περιόδου, ενός σταθερού συνόλου καταναλωτικών αγαθών και υπηρεσιών σταθερής ποσότητας και χαρακτηριστικών τους, τα οποία αποκτώνται, χρησιμοποιούνται ή πληρώνονται από τον πληθυσμό αναφοράς. Κάθε μέτρο είναι

κατασκευασμένο ως ο σταθμισμένος μέσος όρος του μεγάλου αριθμού των στοιχειωδών συνολικών δεικτών.

- **Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (Gross Domestic Product-GDP):** Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 1^ο 3μηνο 2008 για το Ηνωμένο Βασίλειο και τις Η.Π.Α και αντλήθηκαν από τον OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) για τις Η.Π.Α και τις International Sources για το Ηνωμένο Βασίλειο.

Το ακαθάριστο εγχώριο προϊόν είναι ένα συνολικό μέτρο της παραγωγής ίσο με το άθροισμα των ακαθάριστων προστιθέμενων τιμών όλων των θεσμικών μονάδων μονίμων κατοίκων που ασχολούνται με την παραγωγή (συν τυχόν φόρους και μείον τις επιδοτήσεις, για προϊόντα που δεν περιλαμβάνονται στην αξία των προϊόντων). Το άθροισμα των τελικών χρήσεων των αγαθών και υπηρεσιών (με όλες τις χρήσεις εκτός από την ενδιάμεση κατανάλωση), το οποίο μετράται σε τιμές αγοραστή, μείον την αξία των εισαγωγών αγαθών και υπηρεσιών, ή το ποσό των πρωτογενών εισοδημάτων που διανέμονται από μόνιμες παραγωγικές μονάδες.

- **Δείκτης Βιομηχανικής Παραγωγής (Industrial Production Index):** Αποτελεί βασική πηγή πληροφόρησης για την ευρωστία της οικονομικής δραστηριότητας και είναι στενά συνδεδεμένος με την αγορά μετοχών. Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 1^ο 3μηνο 2008 για το Ηνωμένο Βασίλειο και τις Η.Π.Α και αντλήθηκαν από τον IMF (International Monetary Fund).

Ο δείκτης βιομηχανικής παραγωγής είναι δείκτης που καλύπτει την παραγωγή σε ορυχεία, τη μεταποίηση και τις επιχειρήσεις κοινής ωφέλειας (ηλεκτρισμού, φυσικού αερίου και νερού), αλλά εξαιρουμένων των κατασκευών. Η ακριβής κάλυψη, το σύστημα στάθμισης και οι μέθοδοι υπολογισμού διαφέρουν από χώρα σε χώρα.

- **Δείκτης Ιδιωτικής Κατανάλωσης (Private Consumption Index):** Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και

το 1^ο 3μηνο 2008 για το Ηνωμένο Βασίλειο και τις Η.Π.Α και αντλήθηκαν από τον OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development).

Η ιδιωτική κατανάλωση ορίζεται ως η αξία της κατανάλωσης αγαθών και υπηρεσιών που αποκτήθηκαν και που καταναλώνονται από τα νοικοκυριά. Τα σύνολα αντιστοιχούν σε προσωπικές καταναλωτικές δαπάνες, όπως αναφέρεται στο NIPA με πολλές πιθανές προσαρμογές.

- **Money Supply (M2):** Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 3^ο 3μηνο 1982 μέχρι και το 4^ο 3μηνο 2008 για το Ηνωμένο Βασίλειο ενώ για τις Η.Π.Α το 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 4^ο τρίμηνο του 2008 και αντλήθηκαν από τους BANK OF ENGLAND STATISTICS και IMF (International Monetary Fund), αντίστοιχα.

Στα οικονομικά, προσφορά χρήματος είναι το συνολικό ποσό των χρημάτων που διατίθενται σε μια οικονομία σε μια συγκεκριμένη χρονική στιγμή. Υπάρχουν διάφοροι τρόποι για να οριστεί το "χρήμα", αλλά ο συνήθης ορισμός συνήθως περιλαμβάνει το νόμισμα σε κυκλοφορία και καταθέσεις όψεως. Στοιχεία για την προσφορά χρήματος καταγράφονται και δημοσιεύονται, κατά κανόνα από την κυβέρνηση ή από την κεντρική τράπεζα κάθε χώρας. Δημόσιου και του ιδιωτικού τομέα αναλυτές παρακολουθούν στενά τις μεταβολές στην προσφορά χρήματος λόγω των πιθανών επιπτώσεων στο επίπεδο των τιμών, τον πληθωρισμό και την οικονομική συγκυρία.

Η σχέση μεταξύ χρήματος και τιμών είναι ιστορικά συνδεδεμένη με τη θεωρία προσφοράς χρήματος. Υπάρχουν ισχυρά εμπειρικά στοιχεία για την άμεση σχέση μεταξύ εμπειρικών μακροπρόθεσμων τιμών του πληθωρισμού και της ανάπτυξης της προσφοράς χρήματος. Κάτι τέτοιο υπογραμμίζει και το ρόλο της νομισματικής πολιτικής ως μέσο ελέγχου του πληθωρισμού. Το χρήμα χρησιμοποιείται στον τελικό διακανονισμό της οφειλής και ως έτοιμο απόθεμα αξίας. Οι διάφορες λειτουργίες του συνδέονται με τα διάφορα εμπειρικά μέτρα της προσφοράς χρήματος. Από τη στιγμή που τα σύγχρονα οικονομικά συστήματα έχουν ρυθμιστεί από τις κυβερνήσεις μέσω της νομισματικής

πολιτικής της, η προσφορά χρήματος είναι χωρισμένη σε τύπους χρήματος με βάση την επίδραση που μπορεί να έχει καθένα από αυτά στη νομισματική πολιτική. Τα «στενά» μέτρα περιλαμβάνουν εκείνα που επηρεάζονται περισσότερο άμεσα από τη νομισματική πολιτική, ενώ τα ευρύτερα μέτρα έχουν λιγότερο στενή σχέση με τις δράσεις της νομισματικής πολιτικής. Τα διάφορα είδη του χρήματος συνήθως κατατάσσονται ως Ms. Ο αριθμός των Ms συνήθως κυμαίνεται από M0 (μικρότερη) έως M3 (ευρύτερη) αλλά ποιο Ms θα χρησιμοποιείται εξαρτάται από το σύστημα.

Για τη μελέτη μας χρησιμοποιήθηκε το μέτρο M2. Το M2 αποτελείται από τα συστατικά του M1 (νόμισμα σε κυκλοφορία + καταθέσεις όψεως + ταξιδιωτικές επιταγές) και τις καταθέσεις ταμιευτηρίου, προθεσμιακές καταθέσεις μικρότερες των \$ 100.000 και καταθετικούς λογαριασμούς χρηματαγοράς για ιδιώτες. Το M2 αντιπροσωπεύει χρήματα και "στενά υποκατάστατα" για τα χρήματα. Αποτελεί μια ευρύτερη κατάταξη των χρημάτων από την M1. Οι οικονομολόγοι χρησιμοποιούν το M2 για να προσδιορίσουν ποσοτικά το ύψος των χρημάτων που κυκλοφορούν και να εξηγήσουν τις διαφορετικές οικονομικές νομισματικές συνθήκες. Ο M2 είναι ο βασικός οικονομικός δείκτης που χρησιμοποιείται για την πρόβλεψη του πληθωρισμού.

Η 2^η κατηγορία περιλαμβάνει τα χρηματοοικονομικά στοιχεία για τα οποία ελέγχουμε την επίδραση που ασκούν οι μη αναμενόμενες μεταβολές των παραπάνω μακροοικονομικών δεικτών. Εκτός από τη συναλλαγματική ισοτιμία £/\$, για την οποία υπάρχουν τριμηνιαία διαθέσιμα δεδομένα για την περίοδο 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 4^ο 3μηνο 2008, η μελέτη επεκτείνεται για τους χρηματιστηριακούς δείκτες:

- **DOW JONES WHILSHIRE 5.000 TOTAL MARKET INDEX:** Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 1^ο 3μηνο 2008 για τις Η.Π.Α. Αποτελεί ένα σταθμισμένο δείκτη αγοραίας κεφαλαιοποίησης του συνόλου των μετοχών που διαπραγματεύονται ενεργά στις ΗΠΑ. Ο δείκτης μετράει τις αποδόσεις του συνόλου των εισηγμένων εταιρειών με έδρα τις Ηνωμένες Πολιτείες για τις τιμές των οποίων υπάρχουν άμεσα διαθέσιμα στοιχεία. Ως εκ τούτου, ο δείκτης περιλαμβάνει όλες σχεδόν

τις κοινές μετοχές, REITs και μετοχές εταιρειών περιορισμένης ευθύνης, που είναι εισηγμένες πρωτίστως στα Χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης, NASDAQ ή American Stock Exchange.

- **FTSE 100 INDEX:** Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 1^ο 3μηνο 2008 για το Ηνωμένο Βασίλειο. Ο Δείκτης FTSE 100 είναι ένας μετοχικός δείκτης 100 εταιρειών με τη μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση στο Ηνωμένο Βασίλειο που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου. Είναι ο πιο ευρέως χρησιμοποιούμενος δείκτης του Ομίλου FTSE και έχει αναφερθεί συχνά (π.χ. σε βρετανικά δελτία ειδήσεων), ως μέτρο της ευημερίας των επιχειρήσεων. Ο δείκτης FTSE διατηρείται από μια ανεξάρτητη εταιρεία, η οποία προήλθε ως κοινή επιχείρηση μεταξύ των Financial Times και το Χρηματιστήριο του Λονδίνου. Ο υπολογισμός του γίνεται σε πραγματικό χρόνο και δημοσιεύεται κάθε 15 δευτερόλεπτα. Οι εταιρείες του FTSE 100 αντιπροσωπεύουν περίπου το 81% της συνολικής κεφαλαιοποίησης του Χρηματιστηρίου του Λονδίνου.

Για τη μελέτη της επίδρασης των μακροοικονομικών «νέων» στα επιτόκια, χρησιμοποιήθηκαν τα παρακάτω είδη επιτοκίων:

- **T-BILL 3-MONTH INTEREST RATE:** Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 1^ο 3μηνο 1985 μέχρι και το 1^ο 3μηνο 2008 για το Ηνωμένο Βασίλειο ενώ για τις Η.Π.Α το 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 4^ο τρίμηνο του 2008 για τη δευτερογενή αγορά και αντλήθηκαν από το "H.M. TREASURE".

Τα Treasury Bills είναι βραχυπρόθεσμα κρατικά αξιόγραφα που εκδίδονται από τις κυβερνήσεις των χωρών. Εκδίδονται με διάρκεια τεσσάρων εβδομάδων (30 ημέρες), τριών μηνών (90 ημέρες), έξι μηνών (180 ημέρες) και ενός έτους (360 ημέρες). Είναι γνωστά και ως αξιόγραφα μηδενικού κουπονιού, δεδομένου ότι πληρώνουν τόκους και κεφάλαιο στη λήξη τους. Τα επιτόκια που συνδέονται με τα Treasury Bills είναι γνωστά ως επιτόκια προεξόφλησης. Τα προεξοφλητικά επιτόκια είναι ετησιοποιημένα, με το έτος

να θεωρείται ότι έχει 360 ημέρες. Δύο αγορές υπάρχουν για τα T-Bills: η πρωτογενής και η δευτερογενής αγορά. Η πρωτογενής αγορά είναι μέσω της περιοδικής δημοπρασίας των Υπουργείων Οικονομικών ενώ στη συνέχεια μπορούν να μεταπωληθούν χωρίς περιορισμούς στη δευτερογενή αγορά, όπου συχνά χρησιμεύουν ως μέσα χρηματαγοράς, ή βραχυπρόθεσμες, χαμηλού κινδύνου, χαμηλής απόδοσης τοποθετήσεις μεγάλων χρηματικών ποσών.

Το προεξοφλητικό επιτόκιο για τα T-Bills καθορίζεται από την ανταγωνιστικά καθορισμένη τιμή αγοράς και μπορεί να υπολογίζεται με τη μέθοδο προεξόφλησης των τραπεζών. Ωστόσο, για ορισμένους σκοπούς, το προεξοφλητικό επιτόκιο θεωρείται ότι υποτιμά την πραγματική απόδοση των επενδύσεων, διότι είναι η απόδοση επί της ονομαστικής τους αξίας και όχι η απόδοση του ποσού που επενδύεται στην πραγματικότητα.

- **TREASURY BENCHMARK BOND 10-YEAR INTEREST RATE:** Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 1^ο 3μηνο 1984 μέχρι και το 4^ο 3μηνο 2008 για το Ηνωμένο Βασίλειο ενώ για τις Η.Π.Α το 1^ο 3μηνο 1983 μέχρι και το 4^ο τρίμηνο του 2008.

Εκτός από τα βραχυπρόθεσμα κρατικά αξιόγραφα υπάρχουν και τα μακροπρόθεσμα και τα μεσοπρόθεσμα. Μεγαλύτερης διάρκειας (30 ετών) είναι τα ομόλογα ενώ τα notes διατίθενται με διάρκεια 2 - 5 - 10 ετών. Τα Ομόλογα του δημοσίου, που συχνά ονομάζονται και ομόλογα μακράς διάρκειας ή ομόλογα αναφοράς (benchmark bond), πωλούνται τρεις φορές το χρόνο, τον Φεβρουάριο, τον Αύγουστο, και το Νοέμβριο και πληρώνουν το μεγαλύτερο επιτόκιο. Επισημαίνεται ότι τα 5ετή και 10ετή ομόλογα (notes) είναι διαθέσιμα κάθε τρίμηνο και επίσης τον Μάιο, ενώ τα 2ετή μία φορά το μήνα. Η καταβολή του κουπονιού γίνεται ανά εξάμηνο.

- **INTERBANK 3-MONTH INTEREST RATE (μόνο για το Ηνωμένο Βασίλειο):** Τα στοιχεία είναι τριμηνιαία, αφορούν την περίοδο για το 1^ο 3μηνο 1980 μέχρι και το 1^ο 3μηνο 2008 για το Ηνωμένο Βασίλειο. Πηγή προέλευσης των δεδομένων είναι το "TRADITION".

Το διατραπεζικό επιτόκιο είναι το επιτόκιο που χρεώνεται για τα βραχυπρόθεσμα δάνεια που χορηγούνται μεταξύ των τραπεζών. Οι τράπεζες δανείζονται και δανείζουν χρήματα στη διατραπεζική αγορά δανεισμού, ώστε να διαχειρίζονται τη ρευστότητα και να εξυπηρετούν τις υποχρεώσεις τους. Το επιτόκιο εξαρτάται από τη διάθεση του χρήματος στην αγορά, τις τιμές που επικρατούν και τους ειδικούς όρους της σύμβασης, όπως είναι η διάρκεια του δανεισμού. Υπάρχει ένα ευρύ φάσμα δημοσιευθέντων διατραπεζικών επιτοκίων, συμπεριλαμβανομένου του LIBOR, το οποίο καθορίζεται καθημερινά με βάση τα μέσα επιτόκια των δανείων που χορηγούνται στο πλαίσιο της διατραπεζικής αγοράς του Λονδίνου.

4 Τμήμα III: ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

4.1 UNIT ROOT TESTING

Στην ανάλυση μας, όπως και σε προηγούμενες μελέτες θα πρέπει οι σειρές μας να είναι στάσιμες 1^{ης} τάξης, δηλαδή να κινούνται γύρω από ένα σταθερό μέσο. Γι' αυτό το λόγο πραγματοποιούμε έλεγχο στασιμότητας χρησιμοποιώντας τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας (unit root tests).

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

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

ισούται με τη μονάδα, βρίσκεται δηλαδή πάνω στο μοναδιαίο κύκλο. Στην περίπτωση αυτή κάθε εξωγενής μεταβολή πάνω σε μια ενδογενή μακροοικονομική μεταβλητή μπορεί να έχει μόνιμη επίδραση σ' αυτή. Αυτό το αποτέλεσμα μπορούμε να το λάβουμε από ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα πρώτης τάξης (first order autoregressive model) AR(1) με συντελεστή αυτοσυσχέτισης κοντά στη μονάδα και το λευκό θόρυβο ε_t να παίζει το ρόλο της τυχαίας μεταβλητής. Υποθέτουμε το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο:

$$Y_t = \rho \cdot Y_{t-1} + \chi'_t \cdot \delta + \varepsilon_t \quad (1)$$

όπου ε_t η διαδικασία λευκού θορύβου (white noise) με μέσο μηδέν [$E(\varepsilon_t)=0$] και σταθερή διακύμανση [$\text{var}(\varepsilon_t)=\sigma^2$], χ'_t είναι εξωγενείς μεταβλητές που μπορεί να συνίστανται από μία σταθερά ή από μία σταθερά και τάση. Οι ρ και δ είναι οι μεταβλητές που πρέπει να εκτιμηθούν.

Σ' αυτό το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα έχει αποδειχθεί ότι ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων $\hat{\rho}$ είναι μεροληπτικός και υποεκτιμά την παράμετρο ρ . Στην περίπτωση όμως όπου $|\rho| < 1$, τότε ο εκτιμητής $\hat{\rho}$ είναι συνεπής. Στην περίπτωση που ο συντελεστής αυτοπαλινδρόμησης ισούται με τη μονάδα ($\rho = 1$) έχει δηλαδή μοναδιαία ρίζα (unit root) το υπόδειγμα είναι μια διαδικασία μη στατική. Τότε η παραπάνω συνάρτηση γράφεται:

$$Y_t = Y_{t-1} + \chi'_t \cdot \delta + \varepsilon_t$$

Η συνάρτηση αυτή λέγεται τυχαίος περίπατος (random walk) και η χρονική σειρά χαρακτηρίζεται ως μη στάσιμη, υπό την έννοια ότι ο μέσος και η διακύμανση εξαρτώνται από το χρόνο και έχουν την τάση να απομακρύνονται από οποιαδήποτε τιμή με την πάροδο του χρόνου. Αν η κίνηση είναι κυρίως προς μια κατεύθυνση (πάνω ή κάτω) τότε η σειρά παρουσιάζει τάση.

Στην περίπτωση που ο συντελεστής αυτοπαλινδρόμησης είναι μικρότερος της μονάδος $|\rho| < 1$, το υπόδειγμα είναι μια διαδικασία στάσιμη. Άρα έχουμε τις δύο παρακάτω υποθέσεις:

- H_0 : $\rho = 1$ η διαδικασία Y_t είναι μη στάσιμη (υπάρχει μοναδιαία ρίζα).
- H_1 : η διαδικασία Y_t είναι στάσιμη (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Στην περίπτωση που ισχύει η H_0 δηλαδή έχουμε μοναδιαία ρίζα τότε έχουμε τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου, δηλαδή έχουμε μία μη στάσιμη διαδικασία.

Οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (unit root tests) αντιστοιχούν στην υπόθεση $H_0: \rho = 1$ για την εξίσωση αυτοπαλινδρόμησης. Εύλογο είναι να σκεφτεί κανείς ότι εκτιμώντας την εξίσωση $Y_t = \rho \cdot Y_{t-1} + \chi_t' \cdot \delta + \varepsilon_t$ με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, να κάνουμε τον έλεγχο $H_0: \rho = 1$ με την κατανομή t - Student. Ο εκτιμητής $\hat{\rho}$ όμως μπορεί να είναι μεροληπτικός οπότε η κατανομή t - Student (λόγω συμμετρίας) να μην είναι η κατάλληλη για τον έλεγχο της μεταβλητής αυτής που χρησιμοποιούμε, πολύ δε περισσότερο όταν η διαδικασία είναι και μη στατική.

Οι πιο συχνά χρησιμοποιούμενοι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας είναι οι Dickey - Fuller (DF) και Augmented Dickey – Fuller (ADF) έλεγχοι. Οι Dickey - Fuller μέσω των πειραμάτων Monte – Carlo βρήκαν μια κατάλληλη ασύμμετρη κατανομή που χρησιμοποίησαν για τον έλεγχο της υπόθεσης $H_0: \rho = 1$. Την κατανομή αυτή μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε για να ξεχωρίσουμε ένα AR(1) υπόδειγμα από μια ολοκληρωμένη σειρά, δηλαδή την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας I(1). Ο έλεγχος των D - F γίνεται με την κατανομή t - Student αλλά η σύγκριση για την αποδοχή ή όχι της H_0 γίνεται από τις κριτικές τιμές του MacKinnon, καθώς οι Dickey – Fuller (1979) έδειξαν ότι υπό τη μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, δεν ακολουθείται η συμβατική κατανομή t-Student με αποτέλεσμα να παράγονται ασυμπτωτικά αποτελέσματα και να προσημειώνει κρίσιμες τιμές για διάφορα tests και μεγέθη δείγματος. Ο MacKinnon εκτιμά τα αποτελέσματα των προσημειώσεων επιτρέποντας τον υπολογισμό των κριτικών τιμών των Dickey – Fuller και των p-values για αυθαίρετα μεγέθη δείγματος.

Ο τυπικός έλεγχος των Dickey - Fuller (DF) για μοναδιαία ρίζα εκτιμά την παρακάτω συνάρτηση, αφού πρώτα αφαιρέσει το Y_{t-1} από τα δύο μέλη:

$$Y_t = \rho \cdot Y_{t-1} + \chi_t' \cdot \delta + \varepsilon_t$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho \cdot Y_{t-1} - Y_{t-1} + \chi_t' \cdot \delta + \varepsilon_t \Rightarrow$$

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1) \cdot Y_{t-1} + \chi_t' \cdot \delta + \varepsilon_t \Rightarrow \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha \cdot Y_{t-1} + \chi_t' \cdot \delta + \varepsilon_t, \text{ όπου } \alpha = \rho - 1$$

Δηλαδή αν οι εξισώσεις αυτές έχουν μοναδιαία ρίζα, δηλαδή $H_0: \rho = 1$ ή $\alpha = 0$ παίρνουμε τις πρώτες διαφορές και ελέγχουμε αν οι διαφορές αυτές βοήθησαν στην απομάκρυνση της ρίζας αυτής, όπου $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ είναι η πρώτη διαφορά και ε_t είναι μια ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία.

Η μηδενική εξίσωση και η εναλλακτική, μπορούν να γραφτούν:

- $H_0: \alpha = 0$ η διαδικασία Y_t είναι μη στάσιμη. (υπάρχει μοναδιαία ρίζα)
- $H_1: \alpha < 0$ η διαδικασία Y_t είναι στάσιμη. (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα)

και να χρησιμοποιηθεί το συμβατικό t-ratio για το α : $t_\alpha = \frac{\hat{a}}{se(\hat{a})}$ (3), όπου \hat{a}

είναι ο εκτιμητής του α και $se(\hat{a})$ αποτελεί το συντελεστή τυπικού σφάλματος.

Ο απλός έλεγχος μοναδιαίας ρίζας D-F που περιγράφεται παραπάνω έχει αξία μόνο εάν η σειρά ακολουθεί διαδικασία AR(1). Εάν η σειρά συσχετίζεται σε υψηλότερη ακολουθία υστερήσεων, η υπόθεση των διαταραχών του λευκού θορύβου ε_t παραβιάζεται. Ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (ADF) κατασκευάζει μια παραμετρική διόρθωση για ακολουθίες υψηλότερης συσχέτισης υποθέτοντας ότι η σειρά Y ακολουθεί μια AR (p) διαδικασία και με την προσθήκη p υπολειπόμενους όρους διαφοράς της εξαρτημένης μεταβλητής Y στο δεξί τμήμα της συνάρτησης παλινδρόμησης:

$$\Delta Y_t = \alpha \cdot Y_{t-1} + \chi_t' \cdot \delta + \beta_1 \cdot \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \cdot \Delta Y_{t-2} + \dots + \beta_p \cdot \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Η παραπάνω συνάρτηση χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιώντας το t-ratio (3). Ένα σημαντικό συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε ο Fuller είναι ότι η ασυμπτωτική κατανομή του t-ratio για το α είναι

ανεξάρτητη από τον αριθμό των υπολειπόμενων πρώτων διαφορών που περιλαμβάνονται στην ADF συνάρτηση παλινδρόμησης. Επιπλέον, ενώ η υπόθεση ότι η Y ακολουθεί μια αυτοπαλινδρομη (AR) διαδικασία μπορεί να φαίνεται περιοριστική, οι Said και Dickey (1984) έδειξαν ότι ο ADF έλεγχος είναι ασυμπτωτικά χρήσιμος στην περίπτωση παρουσίας μιας συνιστώσας κινητού μέσου όρου (MA), με την προϋπόθεση ότι στον έλεγχο παλινδρόμησης υπάρχουν επαρκείς όροι υπολειπόμενης διαφοράς.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου Μοναδιαίας Ρίζας (Unit Root) με τη μέθοδο Augmented Dickey Fuller (ADF) για τις μακροοικονομικές μεταβλητές της μελέτης μας. Ο έλεγχος γίνεται εξετάζοντας αν οι σειρές μας έχουν μοναδιαία ρίζα ενώ παρουσιάζει τάση και μη μηδενικό μέσο:

Έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας με τη μέθοδο Augmented Dickey Fuller για Μακροοικονομικές Μεταβλητές του Ηνωμένου Βασιλείου (UK)

METABΛΗΤΗ	t-Statistic*	PROBABILITY**	TEST RESULT
UNEMPLOYMENT RATE	-2.25366	0.4552	UNIT ROOT
1st DIFFERENCE UNEMPLOYMENT RATE	-3.576611	0.0364	NO UNIT ROOT
PRIVATE CONSUMPTION	-1.565871	0.8000	UNIT ROOT
1st DIFFERENCE PRIVATE CONSUMPTION	-2.631931	0.2673	UNIT ROOT
2nd DIFFERENCE PRIVATE CONSUMPTION	-11.5828	0.0000	NO UNIT ROOT
INDUSTRIAL PRODUCTION	-1.244662	0.8957	UNIT ROOT
1st DIFFERENCE INDUSTRIAL PRODUCTION	-8.09483	0.0000	NO UNIT ROOT
GDP	-2.333739	0.4120	UNIT ROOT
1st DIFFERENCE GDP	-9.58258	0.0000	NO UNIT ROOT

CPI	-2.18514	0.4924	UNIT ROOT
1 st DIFFERENCE CPI	-2.748463	0.2199	UNIT ROOT
2 nd DIFFERENCE CPI	-4.079549	0.0091	NO UNIT ROOT
CONSUMER CONFIDENCE	-2.48805	0.3335	UNIT ROOT
1 st DIFFERENCE CONSUMER CONFIDENCE	-7.853947	0.0000	NO UNIT ROOT
M2	-1.751585	0.7210	UNIT ROOT
1 st DIFFERENCE M2	-9.584197	0.0000	NO UNIT ROOT

* t statistic: Critical Value \approx -3.45 at 5% significance level

**MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας με τη μέθοδο Augmented Dickey Fuller για Μακροοικονομικές Μεταβλητές των Η.Π.Α (U.S.A)

METABΛΗΤΗ	t-Statistic*	PROBABILITY**	TEST RESULT
UNEMPLOYMENT RATE	-2.107366	0.53552	UNIT ROOT
1 st DIFFERENCE UNEMPLOYMENT RATE	-3.203945	0.0895	UNIT ROOT
2 nd DIFFERENCE UNEMPLOYMENT RATE	-3.574363	0.0371	NO UNIT ROOT
PRIVATE CONSUMPTION	-1.537964	0.8103	UNIT ROOT
1 st DIFFERENCE PRIVATE CONSUMPTION	-2.940961	0.1540	UNIT ROOT
2 nd DIFFERENCE PRIVATE CONSUMPTION	-14.5262	0.0000	NO UNIT ROOT
INDUSTRIAL PRODUCTION	-2.156019	0.5089	UNIT ROOT
1 st DIFFERENCE INDUSTRIAL PRODUCTION	-5.855889	0.0000	NO UNIT ROOT

GDP	-2.245199	0.4594	UNIT ROOT
1st DIFFERENCE GDP	-3.552591	0.0389	NO UNIT ROOT
CPI	-1.661416	0.7609	UNIT ROOT
1st DIFFERENCE CPI	-1.196836	0.9054	UNIT ROOT
2nd DIFFERENCE CPI	-4.941263	0.0006	NO UNIT ROOT
CONSUMER CONFIDENCE	-1.997549	0.5960	UNIT ROOT
1st DIFFERENCE CONSUMER CONFIDENCE	-9.854076	0.0000	NO UNIT ROOT
M2	-0.476004	0.9833	UNIT ROOT
1st DIFFERENCE M2	-2.043383	0.5709	UNIT ROOT
2nd DIFFERENCE M2	-8.14978	0.0000	NO UNIT ROOT

* t statistic: Critical Value ≈ -3.45 at 5% significance level

**MacKinnon (1996) one-sided p-values.

4.2 ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΣ ΚΑΙ ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΕΝΟΣ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARIMA

Επόμενο βήμα της ανάλυσης μας αποτελεί ο προσδιορισμός και η εκτίμηση της συνάρτησης που ακολουθείται από κάθε έναν από τους εξεταζόμενους μακροοικονομικούς παράγοντες. Ο παραπάνω έλεγχος της μοναδιαίας ρίζας υπέδειξε ότι οι σειρές των μακροοικονομικών μας μεταβλητών είναι μη στάσιμες ενώ για ορισμένες ακόμα και οι πρώτες διαφορές τους είναι μη στάσιμες. Για να εξαλείψουμε το φαινόμενο της μη στασιμότητας, παίρνουμε πρώτες ή δεύτερες διαφορές κατά περίπτωση και εν συνεχεία επιλέγουμε το απλούστερο μοντέλο ARIMA που περιγράφει καλύτερα κάθε μία από τις μεταβλητές μας.

Οι ARIMA διεργασίες είναι μαθηματικά μοντέλα που χρησιμοποιούνται για την πρόβλεψη. Η λέξη ARIMA αποτελεί αρκτικόλεξο για τα AutoRegressive Integrated Moving Average. Κάθε μία από αυτές τις φράσεις περιγράφει ένα διαφορετικό τμήμα του μαθηματικού μοντέλου. Οι διαδικασίες ARIMA έχουν

μελετηθεί διεξοδικά και αποτελούν ένα σημαντικό μέρος της ανάλυσης χρονοσειρών. Έγιναν γνωστές από τους George Box και Jenkins Gwilym στις αρχές του 1970 γι' αυτό και ενίοτε οι διεργασίες ARIMA αναφέρονται ως Box-Jenkins μοντέλα.

Η προσέγγιση ARIMA για την πρόβλεψη βασίζεται στις ακόλουθες ιδέες:

1. Οι προβλέψεις βασίζονται σε γραμμικές λειτουργίες των παρατηρήσεων του δείγματος.
2. Ο στόχος είναι να εντοπιστεί το απλούστερο μοντέλο που παρέχει επαρκή περιγραφή των παρατηρούμενων δεδομένων.

Κάθε διαδικασία ARIMA αποτελείται από τρία μέρη: Το αυτοπαλίνδρομο ή AR (autoregressive) μέρος, το ολοκληρωμένο (ή I) μέρος και τον κινητό μέσο (ή MA). Τα μοντέλα είναι συχνά γραμμένα ως ARIMA (p, d, q) όπου το p περιγράφει το μέρος AR, το d περιγράφει το ολοκληρωμένο μέρος και το q, το μέρος MA.

1) AR: Αυτό το μέρος του μοντέλου περιγράφει τον τρόπο με τον οποίο κάθε παρατήρηση είναι συνάρτηση των p προηγούμενων παρατηρήσεων. Για παράδειγμα, αν $p = 1$, τότε κάθε παρατήρηση αποτελεί συνάρτηση μίας μόνο προηγούμενης παρατήρησης. Επομένως είναι της μορφής:

$$Y_t = c + \phi \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ όπου}$$

Y_t αντιπροσωπεύει την τιμή που παρατηρήθηκε κατά τη χρονική στιγμή t, Y_{t-1} αντιπροσωπεύει την προηγούμενη τιμή που παρατηρήθηκε κατά τη χρονική στιγμή t-1, ε_t είναι κάποιο τυχαίο σφάλμα ενώ οι c και ϕ αποτελούν σταθερές.

Αν $p > 1$: $Y_t = c + \phi_1 \cdot Y_{t-1} + \phi_2 \cdot Y_{t-2} + \dots + \phi_p \cdot Y_{t-p} + \varepsilon_t.$

2) I: Αυτό το μέρος του μοντέλου προσδιορίζει αν οι τιμές που έχουν παρατηρηθεί μοντελοποιούνται άμεσα, ή εάν οι διαφορές μεταξύ διαδοχικών παρατηρήσεων μοντελοποιούνται αντί αυτών. Αν $d = 0$, οι παρατηρήσεις μοντελοποιούνται άμεσα. Αν $d = 1$, οι διαφορές μεταξύ διαδοχικών παρατηρήσεων μοντελοποιούνται, όπως συμβαίνει και στην περίπτωση των

εξεταζόμενων μακροοικονομικών μεταβλητών της παρούσης μελέτης. Αν $d = 2$, χρησιμοποιούνται οι διαφορές των διαφορών. Στην πράξη, το d σπάνια είναι μεγαλύτερο από 2.

3) **MA:** Το τμήμα αυτό του μοντέλου περιγράφει τον τρόπο με τον οποίο κάθε παρατήρηση είναι συνάρτηση των q προηγούμενων λαθών. Για παράδειγμα, αν $q = 1$, τότε κάθε παρατήρηση είναι συνάρτηση ενός προηγούμενου λάθους, δηλαδή ένα MA(1) είναι της μορφής:

$$Y_t = c + \theta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

Αν $q > 1$: $Y_t = c + \theta_1 \cdot \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \cdot \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \cdot \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$.

Παίρνοντας την πρώτη ή δεύτερη διαφορά για κάθε μια από τις εξεταζόμενες μακροοικονομικές μεταβλητές προκειμένου να εξαλείψουμε το φαινόμενο της μη στασιμότητας τους στη συνέχεια εξετάζουμε τα παρακάτω ARIMA μοντέλα: ARIMA(1,1,0), ARIMA(0,1,1), ARIMA(1,1,1), ARIMA(2,1,1), ARIMA(1,1,2), ARIMA(2,1,2), ARIMA(1,2,0), ARIMA(0,2,1), ARIMA(1,2,1), ARIMA(2,2,1), ARIMA(1,2,2) και ARIMA(2,2,2). Για την επιλογή του καταλληλότερου μοντέλου χρησιμοποιούμε τρία κριτήρια:

- **R-squared statistic (R^2):** Το στατιστικό R^2 μέτρα την επιτυχία της παλινδρόμησης για την πρόβλεψη της αξίας της εξαρτημένης μεταβλητής στο πλαίσιο του δείγματος. Συνήθως ερμηνεύεται ως το ποσοστό (κλάσμα) της διακύμανσης της εξαρτημένης μεταβλητής που μπορεί να εξηγηθεί από τις ανεξάρτητες. Η τιμή του θα είναι ίση με τη μονάδα εάν η παλινδρόμηση προβλέπει ακριβώς την τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής και ίση με το μηδέν αν δεν ταιριάζει καλύτερα από τον απλό μέσο όρο της εξαρτημένης μεταβλητής. Μπορεί να λάβει αρνητική τιμή για διάφορους λόγους. Για παράδειγμα, αν η παλινδρόμηση δεν έχει μέσο ή σταθερά, εάν η παλινδρόμηση περιέχει συσχετισμένους περιορισμούς, ή αν η μέθοδος εκτίμησης είναι ελαχίστων τετραγώνων δύο σταδίων ή ARCH.

$$R^2 = 1 - \frac{\hat{\varepsilon}'\varepsilon}{(y - \bar{y})' \cdot (y - \bar{y})}, \quad y = \sum_{t=1}^T \frac{y_t}{T} \text{ και}$$

$\hat{\varepsilon}'\varepsilon$ = Άθροισμα Τετραγώνων των καταλοίπων (Residual Sum of Squares - RSS)

Επειδή μια αδυναμία του R^2 είναι ότι η τιμή του δεν αυξάνεται εάν προστεθούν περισσότεροι συντελεστές παλινδρόμησης, χρησιμοποιείται συνήθως το προσαρμοσμένο R^2 , κοινώς γνωστό ως \bar{R}^2 , το οποίο τιμωρεί το R^2 για την προσθήκη των συντελεστών παλινδρόμησης που δεν συμβάλλουν στην επεξηγηματική ισχύ του μοντέλου. Το προσαρμοσμένο R^2 υπολογίζεται ως:

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

Το \bar{R}^2 δεν είναι ποτέ μεγαλύτερο από το R^2 , μπορεί να μειωθεί με την προσθήκη συντελεστών παλινδρόμησης, και μπορεί να λάβει αρνητική τιμή για λανθασμένα τοποθετημένα μοντέλα.

Ως καταλληλότερο επιλέγεται το ARIMA (p,d,q) μοντέλο με το **μεγαλύτερο** R^2 ή \bar{R}^2 .

- **Akaike Info Criterion (AIC):** Αποτελεί ένα πιο γενικό κριτήριο και έχει εφαρμογή σε οποιοδήποτε μοντέλο που μπορεί να εκτιμηθεί με τη μέθοδο της μέγιστης πιθανότητας. Το AIC υπολογίζεται ως:

$$AIC = \frac{-2 \cdot \log L}{T} + \frac{2 \cdot k}{T}$$

Όπου k είναι ο αριθμός των παραμέτρων στη συνάρτηση L. Για τα μοντέλα παλινδρόμησης αυτό το κριτήριο υποδεικνύει την ελαχιστοποίηση του [RSS exp(2k/n)]. Ως καταλληλότερο επιλέγεται το ARIMA (p,d,q) μοντέλο με το **μικρότερο** AIC.

- **Schwarz Criterion (SC):** Το SC χρησιμοποιείται εναλλακτικά του AIC και επιβάλλει μεγαλύτερη ποινή για επιπλέον συντελεστές:

$$SC = \frac{-2 \cdot \log L}{T} + \frac{(k \cdot \log T)}{T}$$

Ομοίως, η επιλογή για το καταλληλότερο ARIMA (p,d,q) μοντέλο γίνεται με βάση το **μικρότερο** SC.

Στους παρακάτω πίνακες εμφανίζονται οι τιμές των τριών κριτηρίων για κάθε μία από τις μακροοικονομικές μεταβλητές της μελέτης μας καθώς και τα τελικώς επιλεγμένα, ως καταλληλότερα, ARIMA (p,d,q) μοντέλα, τα οποία σημειώνονται με έντονα γράμματα. Στην περίπτωση που για κάποια μεταβλητή, οι τιμές των επιμέρους κριτηρίων οδηγούν σε διαφορετικά συμπεράσματα, ως καταλληλότερο θεωρείται το μοντέλο για το οποίο δύο από τα τρία κριτήρια συνηγορούν στην επιλογή του.

Κριτήρια Επιλογής Καταλληλότερου ARIMA MODEL για Μακροοικονομικές Μεταβλητές του Ηνωμένου Βασιλείου (UK)

ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	ARIMA (p,d,q)	R²	SC	AIC
UNEMPLOYMENT RATE	ARIMA (1,1,0)	0.813360	-1.133778	-1.181782
	ARIMA (0,1,1)	0.559978	-0.269920	-0.317658
	ARIMA (1,1,1)	0.813918	-1.095224	-1.167230
	ARIMA (1,1,2)	0.827922	-1.131918	-1.227925
	ARIMA (2,1,1)	0.828466	-1.174151	-1.270696
	ARIMA (2,1,2)	0.843312	-1.222838	-1.343519
PRIVATE CONSUMPTION	ARIMA (1,2,0)	0.282082	0.951517	0.902417
	ARIMA (0,2,1)	0.415012	0.753291	0.704471
	ARIMA (1,2,1)	0.417551	0.785134	0.711484
	ARIMA (1,2,2)	0.437839	0.792413	0.694214
	ARIMA (2,2,1)	0.413981	0.827149	0.728384
	ARIMA (2,2,2)	0.430432	0.841715	0.718259

INDUSTRIAL PRODUCTION	ARIMA (1,1,0)	0.103415	2.594789	2.545968
	ARIMA (0,1,1)	0.086805	2.706391	2.657846
	ARIMA (1,1,1)	0.142263	2.592921	2.519691
	ARIMA (1,1,2)	0.144573	2.632653	2.535013
	ARIMA (2,1,1)	0.076090	2.625533	2.527334
	ARIMA (2,1,2)	0.086547	2.656882	2.534133
GDP	ARIMA (1,1,0)	0.013317	1.286467	1.237646
	ARIMA (0,1,1)	0.012063	1.315919	1.267374
	ARIMA (1,1,1)	0.075893	1.263375	1.190144
	ARIMA (1,1,2)	0.094837	1.285089	1.187449
	ARIMA (2,1,1)	0.069358	1.304537	1.206337
	ARIMA (2,1,2)	0.201167	1.194545	1.071796
CPI	ARIMA (1,2,0)	0.395833	2.018318	1.970045
	ARIMA (0,2,1)	0.518623	1.799951	1.751947
	ARIMA (1,2,1)	0.518490	1.833230	1.760822
	ARIMA (1,2,2)	0.635509	1.596640	1.500096
	ARIMA (2,2,1)	0.535240	1.849723	1.752634
	ARIMA (2,2,2)	0.664215	1.566802	1.445441
CONSUMER CONFIDENCE	ARIMA (1,1,0)	0.083267	3.104945	3.056941
	ARIMA (0,1,1)	0.092001	3.086325	3.038587
	ARIMA (1,1,1)	0.093866	3.134862	3.062856
	ARIMA (1,1,2)	0.120267	3.146838	3.050832
	ARIMA (2,1,1)	0.121900	3.153482	3.056937
	ARIMA (2,1,2)	0.127013	3.189478	3.068797
M2	ARIMA (1,1,0)	0.003284	39.82401	39.77316
	ARIMA (0,1,1)	0.002943	39.81411	39.76356
	ARIMA (1,1,1)	0.005592	39.86635	39.79007
	ARIMA (1,1,2)	0.007155	39.90943	39.80773
	ARIMA (2,1,1)	0.006880	39.92073	39.81841
	ARIMA (2,1,2)	0.013499	39.95904	39.83114

Κριτήρια Επιλογής Καταλληλότερου ARIMA MODEL για
Μακροοικονομικές Μεταβλητές των Η.Π.Α (U.S.A)

ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	ARIMA (p,d,q)	R ²	SC	AIC
UNEMPLOYMENT RATE	ARIMA (1,2,0)	0.515346	2.053579	2.005306
	ARIMA (0,2,1)	0.607932	1.832189	1.784186
	ARIMA (1,2,1)	0.647351	1.777450	1.705042
	ARIMA (1,2,2)	0.780811	1.343747	1.247202
	ARIMA (2,2,1)	0.658422	1.787056	1.689967
	ARIMA (2,2,2)	0.820781	1.184217	1.062856
PRIVATE CONSUMPTION	ARIMA (1,2,0)	0.173891	0.269073	0.219973
	ARIMA (0,2,1)	0.314425	0.072959	0.024139
	ARIMA (1,2,1)	0.315304	0.124053	0.050404
	ARIMA (1,2,2)	0.333267	0.140200	0.042001
	ARIMA (2,2,1)	0.354631	0.116765	0.017999
	ARIMA (2,2,2)	0.359130	0.152809	0.029353
INDUSTRIAL PRODUCTION	ARIMA (1,1,0)	0.366179	1.978401	1.929580
	ARIMA (0,1,1)	0.364228	2.086806	2.038261
	ARIMA (1,1,1)	0.379630	1.999378	1.926148
	ARIMA (1,1,2)	0.380137	2.040989	1.943348
	ARIMA (2,1,1)	0.405207	1.984896	1.886696
	ARIMA (2,1,2)	0.433246	1.979340	1.856591
GDP	ARIMA (1,1,0)	0.405409	-0.253495	-0.302315
	ARIMA (0,1,1)	0.261845	-0.010901	-0.059445
	ARIMA (1,1,1)	0.520606	-0.426417	-0.499647
	ARIMA (1,1,2)	0.522344	-0.387621	-0.485261
	ARIMA (2,1,1)	0.510693	-0.400337	-0.498537
	ARIMA (2,1,2)	0.566271	-0.478177	-0.600926
CPI	ARIMA (1,2,0)	0.044636	1.434318	1.385218
	ARIMA (0,2,1)	0.309173	1.103622	1.054802
	ARIMA (1,2,1)	0.330831	1.120994	1.047344
	ARIMA (1,2,2)	0.423554	1.014570	0.916370
	ARIMA (2,2,1)	0.467219	0.946160	0.847395
	ARIMA (2,2,2)	0.477393	0.969918	0.846462

CONSUMER CONFIDENCE	ARIMA (1,1,0)	0.016113	7.191794	7.143791
	ARIMA (0,1,1)	0.029860	7.259645	7.211907
	ARIMA (1,1,1)	0.066549	7.180717	7.108712
	ARIMA (1,1,2)	0.068940	7.219698	7.123691
	ARIMA (2,1,1)	0.055571	7.209283	7.112738
	ARIMA (2,1,2)	0.096432	7.206889	7.086208
M2	ARIMA (1,2,0)	0.210521	23.87789	23.82962
	ARIMA (0,2,1)	0.409078	23.58002	23.53202
	ARIMA (1,2,1)	0.408793	23.63051	23.55811
	ARIMA (1,2,2)	0.410493	23.66947	23.57293
	ARIMA (2,2,1)	0.412869	23.67337	23.57628
	ARIMA (2,2,2)	0.417169	23.70814	23.58678

Στον παρακάτω πίνακα αποτυπώνονται, οι συναρτήσεις που ακολουθούν οι μακροοικονομικές μας μεταβλητές μετά από την επιλογή του καταλληλότερου μοντέλου που έγινε παραπάνω.

Συναρτήσεις Μακροοικονομικών Μεταβλητών του Ηνωμένου Βασιλείου (UK)

ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ
ΣΥΝΑΡΤΗΣΗ
UNEMPLOYMENT RATE
$\Delta UNEMPL = -0,02428 + 1,30159 \cdot \Delta UNEMPL_{t-1} - 0,441707 \cdot \Delta UNEMPL_{t-2} - 0,432771 \cdot \varepsilon_{t-1} + 0,393862 \cdot \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$
PRIVATE CONSUMPTION
$\Delta \Delta PRCONS = -0,003238 - 0,933468 \cdot \Delta \Delta PRCONS_{t-1} + 0,127968 \cdot \varepsilon_{t-1} - 0,642349 \cdot \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$
INDUSTRIAL PRODUCTION
$\Delta INDPR = 0,268712 + 0,58274 \cdot \Delta INDPR_{t-1} - 0,409188 \cdot \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$
GDP
$\Delta GDP = 0,716943 + 1,742258 \cdot \Delta GDP_{t-1} - 0,801038 \cdot \Delta GDP_{t-2} - 1,860914 \cdot \varepsilon_{t-1} + 0,9948 \cdot \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$
CPI
$\Delta \Delta CPI = -0,000617 - 0,683946 \cdot \Delta \Delta CPI_{t-1} + 0,315204 \cdot \Delta \Delta CPI_{t-2} - 0,002313 \cdot \varepsilon_{t-1} - 0,948617 \cdot \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$
CONSUMER CONFIDENCE
$\Delta CC = -0,030065 + 0,292138 \cdot \Delta CC_{t-1} + \varepsilon_t$
M2
$\Delta M2 = 16.404,75 + 0,05143 \cdot \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$

Συναρτήσεις Μακροοικονομικών Μεταβλητών των Η.Π.Α (U.S.A.)

ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ
ΣΥΝΑΡΤΗΣΗ
UNEMPLOYMENT RATE
$\Delta\Delta UNEMPL = 0,003558 - 0,852115 \cdot \Delta\Delta UNEMPL_{t-1} + 0,141995 \cdot \Delta\Delta UNEMPL_{t-2} + 0,090555 \cdot \varepsilon_{t-1} - 1,118810 \cdot \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$
PRIVATE CONSUMPTION
$\Delta\Delta PRCONS = -0,001782 - 0,669249 \cdot \Delta\Delta PRCONS_{t-1} - 0,335312 \cdot \Delta\Delta PRCONS_{t-2} + 0,032740 \cdot \varepsilon_{t-1} - 0,252770 \cdot \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$
INDUSTRIAL PRODUCTION
$\Delta INDPR = 0,490326 - 0,146457 \cdot \Delta INDPR_{t-1} + 0,112705 \cdot \Delta INDPR_{t-2} + 0,921867 \cdot \varepsilon_{t-1} + 0,302998 \cdot \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$
GDP
$\Delta GDP = 0,573578 + 1,516858 \cdot \Delta GDP_{t-1} - 0,606370 \cdot \Delta GDP_{t-2} - 1,468127 \cdot \varepsilon_{t-1} + 0,754394 \cdot \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$
CPI
$\Delta\Delta CPI = 0,004116 - 0,042434 \cdot \Delta\Delta CPI_{t-1} - 0,750826 \cdot \Delta\Delta CPI_{t-2} - 0,526237 \cdot \varepsilon_{t-1} + 0,324147 \cdot \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$
CONSUMER CONFIDENCE
$\Delta CC = -0,366292 - 0,836792 \cdot \Delta CC_{t-1} - 0,288222 \cdot \Delta CC_{t-2} + 1,070642 \cdot \varepsilon_{t-1} + 0,378042 \cdot \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$
M2
$\Delta\Delta M2 = 543,4075 - 0,828115 \cdot \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$

4.3 ΕΛΕΓΧΟΙ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΚΑΙ ΕΤΕΡΟΣΚΕΔΑΣΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΚΑΤΑΛΟΙΠΩΝ

Με τη διαδικασία που περιγράψαμε παραπάνω, προσδιορίστηκε το μοντέλο που περιγράφει καλύτερα τις μακροοικονομικές μας μεταβλητές και υπολογίστηκαν τα κατάλοιπα (residuals) με τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (Least Squared Method), η οποία περιγράφεται παρακάτω. Πριν όμως προχωρήσουμε στην ανάλυση της παλινδρόμησης προκειμένου να εκτιμήσουμε τη σχέση που συνδέει τα κατάλοιπα (news) των συναρτήσεων των μακροοικονομικών μας μεταβλητών με τις μεταβολές των επιτοκίων, των χρηματιστηριακών δεικτών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας £/\$, θα πρέπει να εξασφαλίσουμε την απουσία αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα.

Η ύπαρξη **αυτοσυσχέτισης** (autocorrelation ή serial correlation), παραβιάζει μια από τις βασικές υποθέσεις της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) ότι τα λάθη (κατάλοιπα) είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους, δηλαδή το λάθος την χρονική στιγμή t δε σχετίζεται με το λάθος τις χρονικές στιγμές $t+1$, $t+2, \dots, t+k$ και $t-1$, $t-2, \dots, t-k$. Επομένως, πρέπει $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) \neq 0$ και $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}) \neq 0$. Η ύπαρξη **ετεροσκεδαστικότητας** (heteroskedasticity) παραβιάζει την υπόθεση της OLS ότι τα κατάλοιπα στην εξίσωση της παλινδρόμησης έχουν σταθερή διακύμανση. Δηλαδή, πρέπει $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$ για κάθε t .

Για τον έλεγχο της **αυτοσυσχέτισης** χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος των Breusch και Godfrey Lagrange Multiplier Test (LM) η οποία καλύπτει το ενδεχόμενο ύπαρξης αυτοσυσχέτισης υψηλότερης από πρώτου βαθμού και επιπλέον έχει εφαρμογή ανεξάρτητα από το εάν στην εξίσωση παλινδρόμησης περιλαμβάνονται υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής.

Η μηδενική υπόθεση του LM ελέγχου είναι ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μέχρι p υστερήσεις. Το στατιστικό ελέγχου υπολογίζεται από μια βοηθητική παλινδρόμηση της μορφής:

$$Y_t = \sum_{i=1}^k X_{it} \beta_i + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (1) \text{ και}$$

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \rho_p \varepsilon_{t-p} + u_t, \quad \text{όπου } u_t \sim \text{IN}(0, \sigma^2)$$

Αρχικά, ο έλεγχος εκτιμά την εξίσωση (1) με τη μέθοδο OLS και λαμβάνει τα ελάχιστα τετράγωνα των καταλοίπων $\hat{\varepsilon}_t$ και εν συνεχεία εκτιμά την εξίσωση της παρακάτω παλινδρόμησης:

$$\hat{\varepsilon}_t = \sum_{i=1}^k X_{it} \gamma_i + p \sum_{i=1}^p \hat{\varepsilon}_{t-i} \rho_i + \eta_t$$

και ελέγχει εάν όλοι οι συντελεστές ρ_i των $\hat{\varepsilon}_{t-i}$ είναι μηδέν.

Από την εκτίμηση υπολογίζονται δύο στατιστικά ελέγχου: το F-στατιστικό αποτελεί έλεγχο για όλες τις μεταβλητές που παραλείπονται. Επειδή οι παραληφθείσες μεταβλητές είναι κατάλοιπα και όχι ανεξάρτητες μεταβλητές, η ακριβής κατανομή του δείγματος του στατιστικού F στατιστικής δεν είναι γνωστή, αλλά παρουσιάζεται το F-στατιστικό για συγκριτικούς σκοπούς. Το

OBS* R-τετράγωνο είναι το στατιστικό του Breusch-Godfrey ελέγχου και αυτό χρησιμοποιείται για τον εντοπισμό της αυτοσυσχέτισης.

Για τον έλεγχο της **ετεροσκεδαστικότητας** χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος του ARCH LM ελέγχου και εκτιμάται η εξίσωση:

$$\hat{\epsilon}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^q \hat{\alpha}_i \hat{\epsilon}_{t-i}^2$$

Η μηδενική υπόθεση είναι ότι εάν δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα για i υστερήσεις, έχουμε $\alpha_i = 0$ για όλα τα i . Η εναλλακτική υπόθεση είναι ότι εάν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, τουλάχιστον ένας από τους κατ' εκτίμηση α_i συντελεστές πρέπει να είναι στατιστικά σημαντικός.

Από την εκτίμηση υπολογίζονται δύο στατιστικά ελέγχου: το F-στατιστικό αποτελεί έλεγχο για όλες τις μεταβλητές που παραλείπονται. Επειδή οι παραληφθείσες μεταβλητές είναι κατάλοιπα και όχι ανεξάρτητες μεταβλητές, η ακριβής κατανομή του δείγματος του στατιστικού F στατιστικής δεν είναι γνωστή, αλλά παρουσιάζεται το F-στατιστικό για συγκριτικούς σκοπούς. Το OBS* R-τετράγωνο είναι το στατιστικό του Engle LM ελέγχου και υπολογίζεται ως ο αριθμός των χρονικών παρατηρήσεων του R^2 από την εκτιμώμενη παλινδρόμηση. Ο ARCH LM έλεγχος χρησιμοποιείται για ελέγχους εξισώσεων που εκτιμώνται με τις μεθόδους των ελαχίστων τετραγώνων, των ελαχίστων τετραγώνων δύο σταδίων και των μη γραμμικών ελαχίστων τετραγώνων.

Από τη διεξαγωγή των παραπάνω ελέγχων στα κατάλοιπα των εξισώσεων των μακροοικονομικών μεταβλητών μας, δεν εντοπίστηκε πρόβλημα αυτοσυσχέτισης ή ετεροσκεδαστικότητας.

4.4 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ

Το τελευταίο στάδιο της μελέτης μας είναι η εκτίμηση των παλινδρομήσεων μας προκειμένου να συμπεράνουμε τη σχέση που συνδέει τις μη αναμενόμενες μεταβολές των μακροοικονομικών μεταβλητών με τις μεταβολές των αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών των Η.Π.Α και του Ηνωμένου

Βασιλείου, των επιτοκίων (βραχυπρόθεσμα και μακροπρόθεσμα) και της συναλλαγματικής ισοτιμίας £/\$.

Πριν την εκτίμηση της παλινδρόμησης, επισημαίνουμε ότι πραγματοποιήθηκε εκ νέου έλεγχος μοναδιαίας ρίζας, αυτή τη φορά για τις εκτιμήσεις των καταλοίπων των μακροοικονομικών μεταβλητών και τις αποδόσεις των χρηματοοικονομικών στοιχείων. Τα αποτελέσματα του ελέγχου, παρατίθενται στον παρακάτω πίνακα ενώ οι αποδόσεις έχουν υπολογιστεί λαμβάνοντας τις λογαριθμικές διαφορές των τιμών των εξαρτημένων μεταβλητών, καθώς ο λογαριθμικός μετασχηματισμός εξασφαλίζει τη συμμετρική κατανομή των δεδομένων, την ομοσκεδαστικότητα (σταθερή διακύμανση) και την κατά προσέγγιση γραμμικότητα προκειμένου να περιγραφθεί ευκολότερα η σχέση που συνδέει τις μεταβλητές.

$$R_{y_t} = \log(Y_t) - \log(Y_{t-1})$$

Έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας με τη μέθοδο Augmented Dickey Fuller για τις Ανεξάρτητες και Εξαρτημένες Μεταβλητές

METABΛΗΤΗ	t-Statistic	t statistic*: Critical Value at 5% significance level	PROBABILITY**	TEST RESULT
RESIDUAL OF U.K UNEMPLOYMENT RATE	-10.23846	-2.887425	0.0000	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.S.A UNEMPLOYMENT RATE	-5.380406	-1.943882	0.0000	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.K PRIVATE CONSUMPTION	-10.24990	-2.888157	0.0000	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.S.A PRIVATE CONSUMPTION	-10.56852	-3.451959	0.0000	NO UNIT ROOT

ΜΠΣ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ - ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ ΜΕ ΘΕΜΑ:

Πώς οι ανακοινώσεις οικονομικών νέων κινούν τις αγορές

RESIDUAL OF U.K INDUSTRIAL PRODUCTION	-10.07237	-2.888157	0.0000	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.S.A INDUSTRIAL PRODUCTION	-10.63314	-2.888157	0.0000	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.K GDP	-10.37797	-2.888157	0.0000	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.S.A GDP	-4.445171	-1.953381	0.0001	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.K CPI	-2.395311	-1.944105	0.0168	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.S.A CPI	-5.047799	-1.954414	0.0000	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.K CONSUMER CONFIDENCE	-4.128758	-3.580623	0.0155	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.S.A CONSUMER CONFIDENCE	-10.27612	-2.887425	0.0000	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.K M2	-10.06948	-10.57435	0.0000	NO UNIT ROOT
RESIDUAL OF U.S.A M2	-10.57435	-2.887190	0.0000	NO UNIT ROOT
RETURN OF DOW JONES WHILSHIRE MARKET INDEX	-4.499303	-2.976263	0.0014	NO UNIT ROOT
RETURN OF FTSE 100 INDEX	-3.961264	-3.622033	0.0256	NO UNIT ROOT
RETURN OF T-BILL U.K 3-MONTH INTEREST RATE	-5.033055	-3.690814	0.0043	NO UNIT ROOT
RETURN OF U.S.A T-BILL 3-MONTH INTEREST RATE	-4.820258	-2.986225	0.0007	NO UNIT ROOT
RETURN OF U.K TREASURY BENCHMARK BOND 10-YEAR INTEREST RATE	-4.887205	-2.998064	0.0007	NO UNIT ROOT

RETURN OF U.S.A TREASURY BENCHMARK BOND 10-YEAR INTEREST RATE	-4.358899	-3.020686	0.0031	NO UNIT ROOT
RETURN OF U.K. INTERBANK 3-MONTH INTEREST RATE	-4.610817	-2.976263	0.0011	NO UNIT ROOT
RETURN OF £/\$	-3.586403	-2.976263	0.0130	NO UNIT ROOT

* Τα Critical Values για το t statistic διαφοροποιούνται ανάλογα με τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων (lags) που επιλέγονται αυτόματα με βάση το AIC ενώ η σειράς παρουσιάζουν τάση και μη μηδενικό μέσο ή μόνο μη μηδενικό μέσο ή τίποτα.

**MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Για την εκτίμηση της παλινδρόμησης χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος των Ελαχίστων Τετραγώνων (Least Squares). Πρόκειται για μια μαθηματική διαδικασία για την εξεύρεση της βέλτιστης καμπύλης για ένα δεδομένο σύνολο των σημείων, ελαχιστοποιώντας το άθροισμα των τετραγώνων των αποστάσεων των σημείων από την καμπύλη ("κατάλοιπα"). Το άθροισμα των τετραγώνων των αποστάσεων χρησιμοποιείται αντί για τις απόλυτες τιμές τους, διότι αυτό επιτρέπει τα κατάλοιπα να αντιμετωπίζονται ως συνεχείς διαφοροποιήσιμες ποσότητες.

Στην πράξη, οι κατακόρυφες αποκλίσεις από τη γραμμή ελαχιστοποιούνται σχεδόν πάντα αντί των κάθετων. Αυτό παρέχει μια κατάλληλη συνάρτηση για την ανεξάρτητη μεταβλητή X που εκτιμά την Y για μια δεδομένη τιμή της X, επιτρέπει στις αβεβαιότητες των δεδομένων σημείων κατά μήκος των x και y αξόνων να ενσωματώνονται απλά, και παρέχει επίσης μια πολύ απλούστερη μορφή ανάλυσης. Η τεχνική της γραμμικής τοποθέτησης ελαχίστων τετραγώνων είναι η απλούστερη και πιο συχνά εφαρμοσμένη μορφή γραμμικής παλινδρόμησης και προσφέρει μια λύση στο πρόβλημα της εξεύρεσης της καλύτερης ευθείας γραμμής για ένα σύνολο σημείων.

Η διαδικασία των ελαχίστων τετραγώνων ξεκινάει με την εύρεση του αθροίσματος των τετραγώνων των κατακόρυφων αποκλίσεων R^2 από ένα σύνολο σημείων δεδομένων από μια συνάρτηση f :

$$R^2 = \sum [y_i - f(x_i, a_1, a_2, \dots, a_n)]^2 \quad (1)$$

Η διαδικασία αυτή δεν ελαχιστοποιεί τις πραγματικές αποκλίσεις από την γραμμή. Επιπλέον, αν και το μη τετραγωνικό άθροισμα των αποστάσεων μπορεί να φαίνεται πιο ενδεδειγμένη ποσότητα για ελαχιστοποίηση, η χρήση της απόλυτης αξίας οδηγεί σε ασυνεχή παράγωγα τα οποία δεν μπορούν να αντιμετωπιστούν αναλυτικά. Γι' αυτό το λόγο οι τετραγωνικές αποκλίσεις από κάθε σημείο αθροίζονται και τα κατάλοιπα που προκύπτουν ελαχιστοποιούνται για την εξεύρεση της καταλληλότερης γραμμής. Η διαδικασία αυτή οδηγεί σε απομακρυσμένα σημεία με σταθμίσεις δυσανάλογα μεγάλες.

Η συνθήκη που πρέπει να ισχύει για την ελαχιστοποίηση του R^2 είναι:

$$\frac{\partial(R^2)}{\partial a_i} = 0 \quad (2)$$

Για $i=1,2,\dots,n$. Για γραμμική σχέση:

$$f(a,b) = a + b \cdot x \quad (3)$$

Επομένως:

$$R^2(a,b) = \sum_{i=1}^n [y_i - (a + b \cdot x_i)]^2 \quad (4)$$

$$\frac{\partial(R^2)}{\partial a} = -2 \cdot \sum_{i=1}^n [y_i - (a + b \cdot x_i)] = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial(R^2)}{\partial b} = -2 \cdot \sum_{i=1}^n [y_i - (a + b \cdot x_i)] \cdot x_i = 0 \quad (6)$$

Τα παραπάνω οδηγούν στις εξισώσεις:

$$n \cdot a + b \cdot \sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n y_i \quad (7)$$

$$a \cdot \sum_{i=1}^n x_i + b \cdot \sum_{i=1}^n x_i^2 = \sum_{i=1}^n x_i \cdot y_i$$

$$a = \frac{\sum_{i=1}^n y_i \sum_{i=1}^n x_i^2 - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n x_i y_i}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2} \quad (8)$$

$$a = \frac{\bar{y}(\sum_{i=1}^n x_i^2) - \bar{x} \sum_{i=1}^n x_i y_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}$$

$$b = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2} \quad (9)$$

$$b = \frac{(\sum_{i=1}^n x_i \cdot y_i) - n \cdot \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}$$

Τα παραπάνω μπορούν να γραφτούν σε απλούστερη μορφή προσδιορίζοντας τα ελάχιστα τετράγωνα:

$$SS_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

$$SS_{xx} = \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 \right) - n\bar{x}^2 \quad (10)$$

$$SS_{yy} = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

$$SS_{yy} = \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 \right) - n\bar{y}^2$$
(11)

$$SS_{xy} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) (y_i - \bar{y})$$

$$SS_{xy} = \left(\sum_{i=1}^n x_i y_i \right) - n\bar{x}\bar{y}$$
(12)

που επίσης γράφονται ως:

$$\sigma_x^2 = \frac{SS_{xx}}{n}$$

$$\sigma_y^2 = \frac{SS_{yy}}{n}$$
(13)

$$Cov(x, y) = \frac{SS_{xy}}{n}$$

Όπου, $Cov(x, y)$ είναι η συνδιακύμανση και σ_x^2 και σ_y^2 οι διακυμάνσεις. Οι ποσότητες $\sum_{i=1}^n x_i y_i$ και $\sum_{i=1}^n x_i^2$ μπορεί επίσης να ερμηνευθούν ως:

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 = x \cdot x$$
(14)

$$\sum_{i=1}^n x_i y_i = x \cdot y$$
(15)

Σε όρους αθροισμάτων τετραγώνων ο συντελεστής b της παλινδρόμησης δίνεται από:

$$b = \frac{\text{Cov}(x, y)}{\sigma_x^2} = \frac{SS_{xy}}{SS_{xx}} \quad (16)$$

Και το a σε όρους b ως: $a = \bar{y} - b\bar{x}$ (17)

Η συνολική ποιότητα της γραμμής παραμετροποιείται σε όρους της ποσότητας, γνωστής ως συντελεστή συσχέτισης, που ορίζεται ως:

$$r^2 = \frac{SS_{xy}^2}{SS_{xx} \cdot SS_{yy}} \quad (18)$$

που δίνει το ποσοστό του SS_{yy} που υπολογίζεται από την παλινδρόμηση.

Έστω \hat{y}_i η εκτιμώμενη τιμή του κάθετου άξονα για την καταλληλότερη γραμμή, τέτοια ώστε:

$$\hat{y}_i = a + bx_i \quad (19)$$

Τότε το λάθος μεταξύ της πραγματικής τιμής του σημείου y_i και της εκτιμώμενης \hat{y}_i , υπολογίζεται ως:

$$e_i = y_i - \hat{y}_i \quad (20)$$

Κατόπιν, υπολογίζεται το s^2 ως ο εκτιμητής για τη διακύμανση του e_i :

$$s^2 = \sum_{i=1}^n \frac{e_i^2}{n-2} \quad (21)$$

Στη συνέχεια το s , μπορεί να υπολογιστεί από τη σχέση:

$$s = \sqrt{\frac{SS_{yy} - b \cdot SS_{xy}}{n-2}} = \sqrt{\frac{SS_{yy} - \frac{SS_{xy}^2}{SS_{xx}}}{n-2}} \quad (22)$$

Τα τυπικά σφάλματα για τα a και b υπολογίζονται ως:

$$SE(a) = s \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{SS_{xx}}} \quad (23)$$

$$SE(b) = \frac{s}{\sqrt{SS_{xx}}} \quad (24)$$

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατίθενται στους παρακάτω πίνακες.

ΑΝΤΙΔΡΑΣΗ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΔΕΙΚΤΗ FTSE 100 ΣΤΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ ΝΕΑ

ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	α	S.E (α)	b	S.E (b)	R^2	Prob. για News
UNEMPLOYMENT RATE	0,081456	0,010815	-0,119215	0,092038	0,015023	0,1979
PRIVATE CONSUMPTION	0,085814	0,010852	-0,036137	0,032742	0,011256	0,2722
INDUSTRIAL PRODUCTION	0,085675	0,010771	0,021923	0,012946	0,026099	0,0933
GDP	0,085593	0,010876	-0,024734	0,027458	0,007526	0,3697
CPI	0,081675	0,010907	-0,0035	0,02288	0,000213	0,8787
CONSUMER CONFIDENCE	0,081462	0,021785	0,052366	0,042465	0,055258	0,2285
M2	0,079935	0,011603	4,48E-11	1,13E-10	0,001510	0,6939

ΑΝΤΙΔΡΑΣΗ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΔΕΙΚΤΗ DOW JONES WHILSHIRE 5.000 ΣΤΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ ΝΕΑ

ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	α	S.E (α)	b	S.E (b)	R²	Prob. για News
UNEMPLOYMENT RATE	0,096638	0,02214	-0,262515	0,1088	0,182947	0,0232
PRIVATE CONSUMPTION	0,087027	0,024037	-0,058125	0,175175	0,004217	0,7427
INDUSTRIAL PRODUCTION	0,08748	0,020729	0,183971	0,060971	0,259352	0,0056
GDP	0,088954	0,022419	-0,56729	0,281162	0,135378	0,0541
CPI	0,086701	0,024066	0,031269	0,115131	0,002829	0,7881
CONSUMER CONFIDENCE	0,086758	0,020913	0,013269	0,004555	0,246087	0,0073
M2	0,086815	0,023907	1,04E-06	1,67E-06	0,014813	0,5373

**ΑΝΤΙΔΡΑΣΗ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ ΣΤΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ ΤΟΥ ΗΝΩΜΕΝΟΥ
ΒΑΣΙΛΕΙΟΥ (U.K.)**

ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	α	S.E (α)	b	S.E (b)	R²	Prob. για News
T-BILL 3-MONTH INTEREST RATE						
UNEMPLOYMENT RATE	-0,037086	0,020251	0,181181	0,170451	0,012398	0,2906
PRIVATE CONSUMPTION	-0,036292	0,020813	0,079592	0,059462	0,020178	0,1842
INDUSTRIAL PRODUCTION	-0,035807	0,020987	-0,018106	0,029622	0,004276	0,5427
GDP	-0,035441	0,020993	-0,022728	0,051888	0,002201	0,6625
CPI	-0,040412	0,019542	0,11243	0,039735	0,08169	0,0057
CONSUMER CONFIDENCE	-0,039494	0,041673	-0,065742	0,08716	0,026377	0,4591
M2	-0,037732	0,020248	1,92E-10	1,85E-10	0,011846	0,3017

ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	α	S.E (α)	b	S.E (b)	R²	Prob. για News
TREASURY BENCHMARK BOND 10-YEAR INTEREST RATE						
UNEMPLOYMENT RATE	-0,036141	0,009622	0,069006	0,079100	0,008031	0,3852
PRIVATE CONSUMPTION	-0,035335	0,009760	0,048761	0,028425	0,031325	0,0897
INDUSTRIAL PRODUCTION	-0,034624	0,009909	0,000775	0,01246	0,000042	0,9505
GDP	-0,034437	0,009826	0,03064	0,024575	0,016796	0,2157
CPI	-0,037685	0,009226	0,05611	0,018595	0,088331	0,0033
CONSUMER CONFIDENCE	-0,035789	0,019909	0,019897	0,042356	0,009931	0,6431
M2	-0,036476	0,009622	7,04E-11	8,99E-11	0,006476	0,4357
INTERBANK 3-MONTH INTEREST RATE						
UNEMPLOYMENT RATE	-0,036885	0,017422	0,156116	0,148266	0,000978	0,2947
PRIVATE CONSUMPTION	-0,036576	0,017765	0,089187	0,053598	0,025224	0,0990
INDUSTRIAL PRODUCTION	-0,03657	0,017966	-0,012646	0,021594	0,003195	0,5594
GDP	-0,036776	0,017996	-0,009847	0,045432	0,000439	0,8288
CPI	-0,039134	0,016995	0,094323	0,035651	0,059829	0,0093
CONSUMER CONFIDENCE	-0,036823	0,03471	-0,09546	0,067657	0,071121	0,1701
M2	-0,029244	0,01832	1,92E-10	1,79E-10	0,011036	0,2862

ΑΝΤΙΔΡΑΣΗ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ ΣΤΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ ΝΕΑ ΤΩΝ Η.Π.Α (U.S.A)

ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	α	S.E (α)	b	S.E (b)	R²	Prob. για News
T-BILL 3-MONTH INTEREST RATE						
UNEMPLOYMENT RATE	-0,041531	0,069454	-0,764192	0,341306	0,161647	0,0339
PRIVATE CONSUMPTION	-0,069704	0,074582	-0,055411	0,543536	0,0004	0,9196
INDUSTRIAL PRODUCTION	-0,069587	0,074446	0,070413	0,218968	0,003961	0,7504
GDP	-0,070497	0,074603	0,195415	0,935634	0,001675	0,8362
CPI	-0,068557	0,074304	-0,171534	0,355464	0,008877	0,6334
CONSUMER CONFIDENCE	-0,070183	0,069542	0,029957	0,015145	0,130789	0,0586
M2	-0,069689	0,074538	-1,02E-06	5,20E-06	0,001465	0,8467
TREASURY BENCHMARK BOND 10-YEAR INTEREST RATE						
UNEMPLOYMENT RATE	-0,037248	0,020541	-0,475216	0,145426	0,317067	0,0034
PRIVATE CONSUMPTION	-0,046315	0,024566	0,158461	0,179698	0,032703	0,3870
INDUSTRIAL PRODUCTION	-0,045541	0,023718	0,114167	0,078003	0,085204	0,1568
GDP	-0,044031	0,024729	0,113827	0,299445	0,006243	0,7073
CPI	-0,045209	0,024602	0,083525	0,115644	0,022178	0,4774
CONSUMER CONFIDENCE	-0,040929	0,022427	0,011385	0,005051	0,180949	0,0340
M2	-0,043808	0,023682	-2,29E-06	1,57E-06	0,084622	0,1583

**ΑΝΤΙΔΡΑΣΗ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ £/\$ ΣΤΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ ΝΕΑ
ΤΟΥ ΗΝΩΜΕΝΟΥ ΒΑΣΙΛΕΙΟΥ (U.K.)**

ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	α	S.E (α)	b	S.E (b)	R²	Prob. για News
UNEMPLOYMENT RATE	0,009403	0,008208	0,030541	0,069854	0,001735	0,6628
PRIVATE CONSUMPTION	0,006814	0,008295	-0,015348	0,025025	0,003503	0,541
INDUSTRIAL PRODUCTION	0,006827	0,008309	0,000436	0,009988	0,000018	0,9656
GDP	0,006783	0,00831	-0,004526	0,02098	0,000435	0,8296
CPI	0,009916	0,008144	-0,025141	0,017084	0,019309	0,144
CONSUMER CONFIDENCE	0,009421	0,016767	-0,020827	0,032683	0,015379	0,5295
M2	0,000187	0,007958	-6,61E-11	7,78E-11	0,006969	0,3972

**ΑΝΤΙΔΡΑΣΗ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ £/\$ ΣΤΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ ΝΕΑ
ΤΩΝ Η.Π.Α (U.S.A)**

ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	α	S.E (α)	b	S.E (b)	R²	Prob. για News
UNEMPLOYMENT RATE	0,004893	0,016491	0,120948	0,081042	0,078906	0,1476
PRIVATE CONSUMPTION	0,009855	0,015053	-0,285383	0,1097	0,206538	0,0151
INDUSTRIAL PRODUCTION	0,009167	0,016306	-0,066465	0,047962	0,068783	0,1776
GDP	0,009985	0,016696	-0,173247	0,209389	0,025654	0,4155
CPI	0,010009	0,016511	-0,088733	0,078989	0,046289	0,2716
CONSUMER CONFIDENCE	0,009372	0,016893	-0,000426	0,003679	0,000515	0,9088
M2	0,009271	0,016715	8,82E-07	1,17E-06	0,021503	0,4565

5. Τμήμα IV: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ-ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Τα αποτελέσματα της μελέτης μας σχετικά με την επίδραση των μη αναμενόμενων μεταβολών των μακροοικονομικών παραγόντων στις αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών FTSE 100 και DOW JONES 5.000, στις μεταβολές των επιτοκίων των Η.Π.Α και του Ηνωμένου Βασιλείου και της συναλλαγματικής Ισοτιμίας £/\$, συνοψίζονται στα εξής:

1. Η ερμηνευτική ικανότητα των επτά μακροοικονομικών μεταβλητών κρίνεται χαμηλή καθώς η τιμή του R^2 κυμαίνεται από 0,000018 για το δείκτη βιομηχανικής παραγωγής του Ηνωμένου Βασιλείου σε σχέση με τη συναλλαγματική Ισοτιμία £/\$ μέχρι 0,259352 για το δείκτη βιομηχανικής παραγωγής των Η.Π.Α σε σχέση με την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη DOW JONES 5.000. Κάτι τέτοιο, σύμφωνα και με το **Χαρδούβελη** (1988) είναι αναμενόμενο, καθώς οι εξαρτημένες μεταβλητές δεν είναι απόλυτες τιμές αλλά μεταβολές των τιμών. Κατά τη διάρκεια μιας μέρας, ο αριθμός των ανακοινώσεων που καταφτάνουν στις αγορές είναι πολύ μεγάλος και κατά συνέπεια οι 7 μακροοικονομικές μεταβλητές που εξετάζουμε, αποτελούν ένα πολύ μικρό υποσύνολο αυτών των ανακοινώσεων.

2. Με βάση την τιμή του p-value για επίπεδο σημαντικότητας 5%, καμία απροσδόκητη μεταβολή στις μακροοικονομικές μεταβλητές, δε φαίνεται να επηρεάζει την απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη FTSE 100. Αντίθετα, για το Αμερικανικό Χρηματιστήριο, οι μακροοικονομικές ανακοινώσεις φαίνεται να διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών. Αναλυτικότερα, σύμφωνα με τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης, στατιστικά σημαντικότερες ($p\text{-value}=0,0056<0,05$) φαίνεται να είναι οι μη αναμενόμενες μεταβολές του δείκτη βιομηχανικής παραγωγής (Industrial Production) και μάλιστα, όπως είναι άλλωστε αναμενόμενο, θετικές μεταβολές (αύξηση της βιομηχανικής παραγωγής ή πτώση μικρότερη από την αναμενόμενη) επιδρούν θετικά στις αποδόσεις του DOW JONES 5.000 ($\hat{b}=+0,183971$). Δεύτερη μακροοικονομική μεταβλητή από άποψη στατιστικής σημαντικότητας για τις αποδόσεις των αμερικανικών μετοχών είναι ο δείκτης εμπιστοσύνης καταναλωτή (CCI), με $p\text{-value}$ ίσο με 0,0073(<0,05) και θετική

επίσης συσχέτιση ($\hat{b}=+0,013269$). Τέλος, ο δείκτης ανεργίας αποτελεί καθοριστικό παράγοντα για τις αποδόσεις των μετοχών (p -value=0,0232<0,05), ασκώντας φυσικά αρνητική επιρροή ($\hat{b} = -0,262515$). Από τις υπόλοιπες μακροοικονομικές μεταβλητές, μικρότερης σημασίας φαίνεται να είναι οι επιδράσεις που ασκούν οι ανακοινώσεις για τον πληθωρισμό όπως ερμηνεύονται από τις μεταβολές του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (CPI, p -value=0,7881>0,05 και $\hat{b} = +0,031269$). Πάντως, αν και καμία μεταβλητή δεν είναι στατιστικά σημαντική για τη διαμόρφωση των αποδόσεων του FTSE 100, οι τιμές που λαμβάνει το p -value ακολουθούν την ίδια σειρά (μικρότερη για βιομηχανική παραγωγή και μικρότερη για το CPI).

3. Η επίδραση των μακροοικονομικών μεταβλητών στις μεταβολές των επιτοκίων, παρατηρείται στις μεταβλητές που σχετίζονται με την οικονομική δραστηριότητα και τον πληθωρισμό. Συγκεκριμένα, όσο αφορά τα επιτόκια του **Ηνωμένου Βασιλείου** (β/π και μ/π), αντιδρούν εντονότερα στις ανακοινώσεις για τον πληθωρισμό και ειδικότερα στις μεταβολές του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (CPI). Μάλιστα, όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης, για τα μ/π επιτόκια (p -value=0,0033<0,05 και $\hat{b} = +0,05611$) ο παραπάνω δείκτης είναι στατιστικά σημαντικότερος απ' ότι για τα β/π (p -value=0,0057<0,05 και $\hat{b} = +0,11243$ για T-Bill 3M και p -value=0,0093<0,05 για 3μηνιαίο διατραπεζικό επιτόκιο και $\hat{b} = +0,094323$). Για τις **Η.Π.Α** η μεταβολή των β/π και μ/π επιτοκίων σχετίζεται εντονότερα με τις μεταβολές του δείκτη της ανεργίας και μάλιστα είναι στατιστικά σημαντικότερη για τα μ/π (p -value=0,0034<0,05 για Treasury Benchmark Bond 10Y και p -value=0,0339<0,05 για T-Bill 3M). Επιπλέον, επιβεβαιώνεται ότι αρνητικές ανακοινώσεις για την εξέλιξη της ανεργίας (μη αναμενόμενη αύξηση της ανεργίας ή μικρότερη μείωση από την αναμενόμενη) οδηγούν σε μείωση των επιτοκίων, βραχυπροθέσμων και μακροπροθέσμων επηρεάζοντας όμως εντονότερα τη μεταβολή των β/π ($\hat{b} = -0,764192$ για T-Bill 3M και $\hat{b} = -0,475216$ για Treasury Benchmark Bond 10Y). Επιπλέον, για τις **Η.Π.Α**, οι θετικές ανακοινώσεις για την εξέλιξη του δείκτη Εμπιστοσύνης Καταναλωτή (CCI) επηρεάζουν θετικά τη μεταβολή των μ/π επιτοκίων, επιφέροντας την αύξηση τους, χωρίς όμως η αντίδραση να είναι τόσο έντονη

όσο στις ανακοινώσεις για την ανεργία ($p\text{-value}=0,034<0,05$ και $\hat{b}=+0,011385$ και για Treasury Benchmark Bond 10Y).

Οι παραπάνω παρατηρήσεις, συμφωνούν και με τη βασική οικονομική θεωρία, σύμφωνα με την οποία οι ανακοινώσεις για μη αναμενόμενη οικονομική ανάπτυξη ή μη αναμενόμενες πληθωριστικές πιέσεις θα μπορούσαν να οδηγήσουν σε υψηλότερα επιτόκια, καθώς μια ισχυρότερη οικονομία οδηγεί σε αύξηση των τιμών υπαγορεύοντας στις Κεντρικές Τράπεζες να ασκήσουν αυστηρότερη νομισματική πολιτική από την προσδοκώμενη. Αν η αντίδραση των τραπεζών αποσιωπηθεί ή καθυστερήσει, τότε τα μακροπρόθεσμα επιτόκια πιθανόν να αντιδράσουν πιο έντονα από τα βραχυπρόθεσμα.

4. Σχετικά με τις μεταβολές της συναλλαγματικής Ισοτιμίας £/\$, παρατηρείται το εξής ανορθόδοξο: ενώ οι μη αναμενόμενες μεταβολές των μακροοικονομικών μεταβλητών που αφορούν την οικονομία του Ηνωμένου Βασιλείου, δεν αποτελούν καθοριστικό παράγοντα για τη διαμόρφωση της ισοτιμίας £/\$, δε φαίνεται να ισχύει το ίδιο και για την αμερικανική οικονομία. Συγκεκριμένα, θετικές ανακοινώσεις για την ιδιωτική κατανάλωση στις Η.Π.Α, προκύπτει ότι επηρεάζουν αρνητικά ($\hat{b} = -0,285383$, $p\text{-value}=0,0151<0,05$) τη συναλλαγματική ισοτιμία £/\$, κατά συνέπεια το \$ υποτιμάται. Αυτό γιατί, οι θετικές ανακοινώσεις για ανάπτυξη, όπως είναι η μη αναμενόμενη αύξηση της ιδιωτικής κατανάλωσης μπορεί να οδηγήσουν σε υποτίμηση του \$, εάν οι επενδυτές δώσουν μεγαλύτερη σημασία στην άνοδο των εγχώριων εισαγωγών, γεγονός που μπορεί να οδηγήσει σε ισχυρότερη εγχώρια ανάπτυξη και αύξηση της ζήτησης για ξένο νόμισμα.

Συνοψίζοντας, από την παραπάνω μελέτη προέκυψαν τα εξής:

- Οι ανακοινώσεις που επηρεάζουν τις αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών, τις μεταβολές των επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας £/\$, σχετίζονται με την οικονομική δραστηριότητα και τον πληθωρισμό ενώ η ανακοινώσεις για μη αναμενόμενες μεταβολές

στην προσφορά χρήματος δεν είναι στατιστικά σημαντικές για τη διαμόρφωση των αποδόσεων των παραπάνω χρηματοοικονομικών στοιχείων.

- Οι αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη των Η.Π.Α επηρεάζονται τόσο από τις μη αναμενόμενες μεταβολές του δείκτη της ανεργίας, όσο και της βιομηχανικής παραγωγής και της εμπιστοσύνης καταναλωτή (CCI). Αντίθετα, οι μακροοικονομικοί αυτοί παράγοντες δεν είναι στατιστικά σημαντικοί για τις αποδόσεις του FTSE 100 του Ηνωμένου Βασιλείου.
- Τα επιτόκια των Η.Π.Α (β/π και μ/π) επηρεάζονται από τις ανακοινώσεις που σχετίζονται με την οικονομική δραστηριότητα και συγκεκριμένα την ανεργία ενώ τα μ/π, συμπληρωματικά και από τη μεταβολή του δείκτη εμπιστοσύνης καταναλωτή (CCI). Αντίθετα, για το Ηνωμένο Βασίλειο (UK) στατιστικά σημαντικός παράγοντας για τη διαμόρφωση των επιτοκίων (β/π και μ/π) είναι ο πληθωρισμός όπως αποτυπώνεται στο δείκτη τιμών καταναλωτή (CPI).

6. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. Leonardo Bartolini, Linda Goldberg and Adam Sacarny, 2008 “How Economic News Moves Markets.” *Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance* 14, no 6 (August).
2. Faust Jon, John Rogers, Shing-Yi Wang and Jonathan Wright, 2007 “The High-Frequency Response of Exchange Rates and Interest Rates to Macroeconomic Announcements.” *Journal of Monetary Economics* 54, no 4 (May): 1051-68.
3. Fleming, Michael J., and Eli Remolona, 1999 “Price Formation and Liquidity in the U.S. Treasury Market: The response to public information.” *Journal of Finance* 54, no 5 (October): 1901-15.
4. Ehrmann, Michael, and Marcel Fratzscher, 2005 “Equal Size, Equal Role? Interest Rate Interdependence between the Euro Area and the United States.” *Economic Journal* 115, no 506 (October): 930-50.
5. Kuttner K, 2005 “Monetary policy surprises and interest rates: evidence from the FED funds futures market”, *Journal of Monetary Economics* 47: 523-44.
6. Thornton, D. L., 1998 “Tests of the market’s reaction to Federal Funds rate target changes”, *Federal Reserve Bank of St. Louis* 80, no 6, (November-December): 25-36.
7. Evans, Martin D.D. and Richard K. Lyons, 2005 “Do Currency Markets Adsorb News Quickly?” *Journal of International Money and Finance* 24, no 2 (March): 197-217.
8. Andersen, Torben, Tim Bollerslev, Francis Diebold, and Clara Vega, 2007 “Real-Time Price Discovery in Global Stock, Bond and Foreign Exchange Markets” *Journal of International Economics* 73, no 2 (November): 251-77.
9. Andersen, Torben, Tim Bollerslev, Francis Diebold, and Clara Vega, 2007 “Micro effects of macro announcements; real-time price discovery in foreign exchange” *American Economic Review* 93: 38-62.
10. Boyd, John H., Jian Hu, and Ravi Jagannathan, 2005 “The Stock Market’s Reaction to Unemployment News: Why Bad News is usually Good for Stocks”. *Journal of Finance* 60, no 2 (April): 649-72.

11. Gikas A. Hardouvelis, 1988 "Economic News, Exchange Rates and Interest Rates", *Journal of International Money and Finance* 7: 23-35.
12. Gikas A. Hardouvelis, 1985b "Exchange Rates, Interest Rates and Money Stock Announcements: A Theoretical Exposition", *Journal of International Money and Finance* 4 (December): 443-454.
13. Hali J. Edison, 1997 "The Reaction of Exchange Rates and Interest Rates to News Releases", *International Journal of Finance and Economics* 2: 87-100.
14. Douglas K. Pearce, M. Nihat Solakoglu, 2007 "Macroeconomic News and Exchange Rates", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money* 17: 307-325.
15. Charles Engel, Jeffrey Frankel, 1984 "Why Interest Rates react to Money Announcements, an explanation from the foreign exchange market", *Journal of Monetary Economics* 13: 31-39.
16. Brad Jones, Chien-Ting Lin, A. Mansur M. Masih, 2005 "Macroeconomic announcements, volatility and interrelationships: An examination of the UK interest rate and equity markets", *International Review of Financial Analysis* 14: 356-375.
17. Mark J. Flannery, Aris Protopapadakis, 2002 "Macroeconomic Factors do influence Aggregate Stock Returns", *The Review of Financial Studies* Vol. 15, no 3: 751-782.
18. Fabbio Panetta, 2002 "The Stability of the Relation Between the Stock Market and Macroeconomic Forces", *Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA*, Vol. 31, no 3-2002: 417-450.
19. D. K. Pearce, V. Roley, 1985 "Stock Prices and Economic News", *Journal of Business* 58(1): 49-67.
20. Alireza Nasseh, Jack Strauss, 2000 "Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: a cointegration approach", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 40, no 2: 229-45.
21. G.S. Maddala, 2001 "Introduction to Econometrics", 3rd Edition.
22. Ιστοσελίδες: www.statistics.gr, www.oecd.com, www.conference-board.org, www.unstats.un.org, www.ntaccounts.org, www.ftse.com, www.uom.gr, www.hkbu.edu.hk, www.duke.edu, www.robjhyndman.com/papers, en.wikipedia.org/wiki

www.referenceforbusiness.com,

www.statsoft.com/textbook,

www.jerrydallal.com/LHSP/logs.htm, mathworld.wolfram.com

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ