



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ**  
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ  
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΤΗ «ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ» ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ

ΤΙΤΛΟΣ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ:  
“ Η ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΣΤΙΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ  
ΤΟΥ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟΥ”

ΤΕΝΤΟΛΟΥΡΗ ΧΑΡΙΚΛΕΙΑ, Μ.Χ.ΑΝ./0334

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: ΠΙΤΤΗΣ ΝΙΚΗΤΑΣ

Πειραιάς  
ΙΟΥΛΙΟΣ 2005

|  |    |
|--|----|
| ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....  | 3  |
| ΙΣΤΟΡΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ .....  | 4  |
| Συγγραφείς .....   | 16 |
| ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ .....  | 31 |
| Εκτίμηση με τη χρησιμοποίηση της γραμμής παλινδρόμησης (Μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων)..... | 32 |
| Διαδικασία υπολογισμού .....   | 34 |
| Τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης.....   | 35 |
| R <sup>2</sup> - συντελεστής προσδιορισμού.....  | 37 |
| Έλεγχος υποθέσεων.....   | 38 |
| t- Statistic .....   | 38 |
| p-value .....  | 39 |
| ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ .....  | 40 |
| ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ.....  | 42 |
| Α) Θετική σχέση όγκου- αποδόσεων .....   | 42 |
| Β)Αρνητική σχέση όγκου-αποδόσεων .....   | 50 |
| ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΣΧΕΣΗ ΟΓΚΟΥ-ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ .....   | 57 |
| ΑΓΓΛΙΑ .....   | 58 |
| ΕΛΛΑΔΑ(γενικός δείκτης).....   | 61 |
| δείκτης datastream .....   | 62 |
| ΙΑΠΩΝΙΑ .....  | 63 |
| ΙΤΑΛΙΑ.....  | 64 |
| ΒΕΛΓΙΟ .....   | 65 |
| ΓΑΛΛΙΑ(γενικός δείκτης).....   | 66 |
| δείκτης datastream .....   | 67 |
| ΗΝΩΜΕΝΕΣ ΠΟΛΙΤΕΙΕΣ ΤΗΣ ΑΜΕΡΙΚΗΣ(γενικός δείκτης).....  | 68 |
| δεικτης datastream .....   | 69 |
| ΙΣΠΑΝΙΑ .....  | 70 |
| ΟΛΛΑΝΔΙΑ.....  | 71 |
| ΣΧΕΣΗ t-statistic ΜΕ ΚΕΦΑΛΑΙΟΠΟΙΗΣΗ.....   | 72 |
| ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....  | 76 |
| ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ .....   | 78 |

## ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Το θέμα του όγκου συναλλαγών και η επίδραση του στις αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου είναι ένα θέμα που έχει απασχολήσει τη γενικότερη ακαδημαϊκή κοινότητα. Με τον όρο όγκο συναλλαγών εννοούμε τις καθημερινές αγορές και πωλήσεις μετοχών που πραγματοποιούνται στο χρηματιστήριο κάθε χώρας. Παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον ο όγκος συναλλαγών διότι εξάγει σημαντικά αποτελέσματα για το επενδυτικό κοινό. Επίσης, μέσα από τον όγκο οι επιχειρήσεις συγκεντρώνουν κεφάλαια, είτε από τους μεμονωμένους, είτε από τους θεσμικούς επενδυτές τα οποία επαναεπενδύουν για την περαιτέρω ανάπτυξη των εταιρειών. Εξάλλου, η σημαντικότητα του υπό εξέταση θέματος αποδεικνύεται από τις καθημερινές αναφορές στον οικονομικό τύπο τόσο στον έντυπό όσο και στον ηλεκτρονικό τύπο.

Σκοπός αυτής της εργασίας είναι να διερευνηθεί η σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών των χρηματιστηρίων διαφόρων χωρών και κατά πόσο αυτή η σχέση παραμένει σταθερή διαχρονικά. Οι χώρες που έχουν επιλεγεί είναι η Αμερική, η Ιαπωνία, καθώς και χώρες της Ευρώπης. Το μοντέλο που έχει χρησιμοποιηθεί για να διερευνηθεί αυτή η σχέση είναι τα απλό γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης.

Η διάρθρωση της παρούσας διατριβής είναι η εξής: στο πρώτο κεφάλαιο γίνεται μία ανασκόπηση της βιβλιογραφίας σχετική με το θέμα, στο δεύτερο κεφάλαιο παρουσιάζεται η μεθοδολογία του υποδείγματος, στο τρίτο κεφάλαιο παρουσιάζεται το δείγμα εξέτασης, στο τέταρτο κεφάλαιο ερμηνεύονται τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης συνεχίζοντας στο πέμπτο κεφάλαιο εκθέτονται τα συμπεράσματα και τέλος παρουσιάζεται η βιβλιογραφία.

## ΙΣΤΟΡΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ

Στην εργασία του ο Ying (1966) αναφέρει τη σχέση μεταξύ των τιμών μετοχών και του όγκου συναλλαγών, οι οποίες εξετάζονται με την άποψη ότι είναι συνδυασμένα προϊόντα ενός ανεξάρτητου μηχανισμού της αγοράς. Τα αποτελέσματα τα οποία βρέθηκαν μέσα από την έρευνα του Ying (1966) έρχονται να ενισχύσουν την αντίληψη ότι οποιοδήποτε μοντέλο της χρηματιστηριακής αγοράς το οποίο διαχωρίζει τις τιμές από τον όγκο και το αντίθετο, αναπόφευκτα, θα αποφέρει ατελή, αν όχι εσφαλμένα, αποτελέσματα.

Η παρούσα έρευνα του YING(1966) είναι μέρος της μελέτης των χρηματιστηριακών αγορών, η οποία παρακινείται από τρεις υποθέσεις:

1. Η υφιστάμενη θεωρία της ζήτησης είναι ανεπαρκής για να αναλύσει το πρόβλημα των κερδοσκοπικών τιμών και, επίσης, ακατάλληλη για να προσφέρει μια έγκυρη προβλεπτική θεωρία γι' αυτόν τον μηχανισμό της τιμής.
2. Ο όγκος συναλλαγών σε ένα χρηματιστήριο προϊόντων έχει μία οικονομική έννοια οπότε αξίζει μία περισσότερη προσοχή από τους οικονομολόγους απ' ότι ίσχυε μέχρι τότε.
3. Οι τιμές και ο όγκος συναλλαγών σε ένα χρηματιστήριο είναι συνδυασμένα προϊόντα ενός ανεξάρτητου μηχανισμού της αγοράς και οποιοδήποτε μοντέλο το οποίο διαχωρίζει τις τιμές από τον όγκο ή το αντίθετο αναπόφευκτα θα οδηγήσει σε ατελή και εσφαλμένα αποτελέσματα.

Μέσα από τα εμπειρικά αποτελέσματα τα οποία βρήκε ο Ying καταλήγει στο ότι:

1. Ένας μικρός όγκος συνήθως συνοδεύεται από μία πτώση στην τιμή.
2. Ένας μεγάλος όγκος συνήθως συνοδεύεται από μία αύξηση στην τιμή.

3. Μία μεγάλη αύξηση στον όγκο συνήθως συνοδεύεται από είτε μία μεγάλη αύξηση στην τιμή είτε από μία μεγάλη πτώση στην τιμή.
4. Ένας μεγάλος όγκος ακολουθείται από μία αύξηση στην τιμή.
5. Εάν ο όγκος μειώνεται διαδοχικά για μία περίοδο από πέντε ημέρες συναλλαγής, τότε θα υπάρχει μία τάση στην τιμή να πέσει τις επόμενες τέσσερις ημέρες συναλλαγής.
6. Εάν ο όγκος αυξάνεται διαδοχικά για μία περίοδο πέντε ημερών συναλλαγής τότε θα υπάρχει μία τάση στην τιμή να αυξηθεί στις επόμενες τέσσερις ημέρες συναλλαγής.

Συνεχίζοντας, ο Ying (1966) τονίζει ότι ο όγκος συναλλαγών είναι σημαντικός τουλάχιστον για δύο λόγους:

1. Απ' ευθείας επηρεάζει το επίπεδο των οικονομικών δραστηριοτήτων και
2. Σε συγκεκριμένες αγορές επηρεάζει τις τιμές.

Ο Ying μέσα από την έρευνά του απαντάει στο ερώτημα στο τι καθορίζει τη τιμή και στο τι καθορίζει τον όγκο, στην οποία είχαν μείνει οι Godfrey, Granger και Morgenstern(1964). Οι τελευταίοι είχαν αποδείξει από την ανάλυσή τους ότι οι μεταβολές τιμών και όγκου είναι δύο στενές ανεξάρτητες στοχαστικές μεταβλητές. Σ' αυτήν λοιπόν την ερώτηση προσπαθεί ο Ying(1966) να απαντήσει μέσα από την μελέτη του. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησε ο Ying(1996) είναι από τον δείκτη Standard and Poor's 500 ημερήσιες τιμές κλεισίματος και ημερήσια στοιχεία όγκου συναλλαγών από τον δείκτη New York Stock Exchange από τον Ιανουάριο του 1957 ως το Δεκέμβριο του 1962.

Τελειώνοντας, βάση των αποτελεσμάτων του Ying θα μπορούσε κάποιος να αναρωτηθεί αν κάποια από τα αποτελέσματα της μελέτης του οφείλονται στις προσαρμογές που έγιναν στα δεδομένα. Κάτι το οποίο θα μπορούσε να ειπωθεί είναι ότι τα αποτελέσματα αυτά μπορούν να είναι μόνο από μακροπρόθεσμη φύση. Τα δεδομένα των

συνολικών μερισμάτων των σημαντικών μετοχών είναι σε μηνιαία βάση. Αυτά αντίστοιχα έχουν μετατραπεί σε ημερήσια δεδομένα από γραμμική παρεμβολή μεταξύ των διαδοχικών αξιών. Οπότε τέτοιες ρυθμίσεις δεν μπορούν να επηρεάσουν τις σχέσεις μεταξύ των τιμών των μετοχών και του όγκου σε διάρκεια μικρότερη του ενός μηνός. Εάν έπαιρνε ο Ying τα εβδομαδιαία δεδομένα των τιμών και του όγκου, καθώς η εβδομάδα ανταποκρίνεται σε πέντε συναλλασσόμενες ημέρες, το αποτέλεσμα αυτής της συνάθροισης θα έτεινε να καταστρέψει την lead-lag σχέση μεταξύ των τιμών και του όγκου όπως είχε βρεθεί σ' αυτή τη μελέτη. Αυτός μπορεί να είναι και ο λόγος της έλλειψης συσχέτισης μεταξύ των εβδομαδιαίων τιμών και όγκου όπως έχει βρεθεί στην μελέτη του Morgenstern(1964).

Στην εργασία τους οι Erps(1976) εμφανίζουν μία θεωρία των χρηματοοικονομικών αγορών βασισμένη σε ένα μοντέλο με δύο παραμετρικά χαρτοφυλάκια, η οποία υποδηλώνει στοχαστική εξάρτηση μεταξύ του μεταβαλλόμενου όγκου και στην αλλαγή της λογαριθμικής τιμής της μετοχής από τη μία αλλαγή στην επόμενη. Η αλλαγή στην λογαριθμική τιμή μπορεί να φανεί πως ακολουθεί μία μίξη κατανομών, με την αλλαγή του όγκου ως η μεταβλητή της μίξης. Για τις κοινές μετοχές αυτές οι κατανομές, από τις οποίες η κατανομή του  $\Delta \log p$  είναι μία μίξη, εμφανίζονται να έχουν μία έντονη υπερβολή συχνότητας κοντά στο μέσο και μία ανεπάρκεια ακραίων τιμών. Αυτά τα συμπεράσματα είναι σύμφωνα με την υπόθεση ότι οι μεταβολές των τιμών των μετοχών πέρα από τα σταθερά διαστήματα του χρόνου ακολουθούν τη περιορισμένη διακύμανση της μίξης των κατανομών.

Στην εργασία τους οι Erps (1976) εισάγουν δύο ανταγωνιστικές υποθέσεις οι οποίες προσπαθούν να εξηγήσουν την λεπτοκύρτωση στις κατανομές των μεταβολών των λογαριθμικών κερδοσκοπικών τιμών πέρα από τα σταθερά διαστήματα του χρόνου (Y):

1. Ο Benoit Mandelbrot(1967) έχει θέσει ως δεδομένα ότι οι κερδοσκοπικές τιμές ακολουθούν τους σταθερούς νόμους. Η εργασία

του με τις ποσοτικές τιμές και η εκτενής διερεύνηση των τιμών των μετοχών από τον Eugene Fama(1963) προτείνουν συμμετρικές σταθερές κατανομές με χαρακτηριστικούς ερμηνευτές μεταξύ ενός από τους δύο καλύτερους που χαρακτηρίζουν τις κερδοσκοπικές τιμές. Τέτοιες κατανομές έχουν παχύτερες ουρές απ' ό,τι οι κανονικές κατανομές.

2. Η κύρια εναλλακτική αρχή είναι το να θεωρήσει κανείς την κατανομή των κερδοσκοπικών τιμών σαν μία περιορισμένη διακύμανση της μίξης των κανονικών κατανομών. Ο Clark(1973) θεωρεί την κατανομή του  $Y$  ως κανονική όταν ρυθμίζεται στην διακύμανσή της την οποία βεβαιώνει να είναι η ακόλουθη λειτουργία του όγκου ( $V = V_t$ ) αυτής της περιόδου.

$$\Sigma^2 | V_t = b^2 V_t^{2\gamma}, \quad (\alpha)$$

όπου  $b$  και  $\gamma$  είναι σταθερές. Ο Clark(1973) συμφωνεί ότι το  $V$  για τα cotton futures ακολουθούν μία λογαριθμική κατανομή. Αυτό οδηγεί σε μία περιορισμένη κατανομή διακύμανσης του  $Y$  η οποία εμφανίζεται να ξεπερνά τη σταθερή κατηγορία Paretian.

Στην εργασία τους οι Erpps(1976) παρέχουν θεωρητική υποστήριξη και επιπρόσθετα εμπειρικά στοιχεία για την εργασία του Clark ότι η εξαρτημένη διακύμανση του  $Y$  είναι μία λειτουργία του όγκου συναλλαγής. Επίσης, στην εργασία τους οι Erpps(1976) δείχνουν με ένα απλό και εύλογο μοντέλο της διαμόρφωσης της τιμής που υπονοεί τη στοχαστική εξάρτηση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και την λογαριθμική αλλαγή της τιμής από τη μία συναλλαγή στην επόμενη ( $y$ ). Συγκεκριμένα, το μοντέλο υπονοεί ότι η εξαρτημένη διακύμανση του  $y$  είναι ένας παράγοντας του  $u$ , ο όγκος  $\sigma'$  αυτή την περίπτωση.

Εκτελούν δύο δοκιμές μ' αυτήν την υπόθεση χρησιμοποιώντας ανεξάρτητα στοιχεία συναλλαγής για ένα δείγμα κοινών μετοχών. Επίσης, οι Erpps(1976) αποδεικνύει άμεσα από τα εμπειρικά αποτελέσματα ότι οι ανεξάρτητες συναλλαγές υπονοούν μία σχέση μεταξύ της εξαρτημένης διακύμανσης  $Y$  και του όγκου ο οποίος

εμφανίζεται κατά τη διάρκεια ενός σταθερού διαστήματος του χρόνου, αλλά επίσης δείχνουν ότι η σχέση (α) είναι πιθανόν να αμφισβητηθεί.

Οι Epps(1976) παρουσιάζουν πως μπορεί η σχέση τους να αμφισβητηθεί ως ακολούθως: λογαριθμικές αλλαγές της τιμής σε ένα διάστημα του χρόνου  $Y$  είναι μόνο αθροίσματα από τα  $y_i$ , οι αλλαγές στο λογάριθμο της τιμής για όλες τις συναλλαγές οι οποίες πραγματοποιούνται μέσα στη περίοδο. Εάν  $N = N_t$  συναλλαγές οι οποίες λαμβάνουν χώρα στην περίοδο  $t$  και εάν τα  $y_i$  είναι τουλάχιστον ασυσχέτιστα, τότε η εξαρτημένη διακύμανση του  $Y$  επάνω στα  $u_1, u_2, \dots, u_{N_t}$  είναι:

$$\Sigma^2 | u_1, u_2, \dots, u_{N_t} = b^2 \sum_{i=1}^{N_t} u_i^{2\gamma}$$

καθώς το  $V_t$  στο μοντέλο του Clark(1973) ισούται με  $\sum_{i=1}^{N_t} u_i$ , η προηγούμενη εξίσωση και η (α) είναι σταθερές μόνο όταν  $\gamma = 1/2$ .

Αυτή η προφανής αμφισβήτηση μπορεί να μετρήσει για την λεπτοκύρτωση την οποία βρήκε ο Clark(1973) στην κατανομή του  $Y / (\Sigma^2 | V_t)^{1/2}$ . Άλλη μία εξήγηση για τη λεπτοκύρτωση είναι ότι η κατανομή του  $Y$  δεν είναι απαραίτητα μία μίξη των κανονικών κατανομών. Αυτό υπονοεί ότι το  $Y$  έχει περιορισμένη διακύμανση, ένα συμπέρασμα το οποίο μαζί με τις εκτιμήσεις τους είναι σταθερό. Αλλά η προφανής μη κανονικότητα του  $y$  και  $\varepsilon$  προτείνουν ότι η μίξη της υπόθεσης των κανονικών κατανομών δεν είναι ανεπαρκής.

Αξίζει να σημειωθεί ότι οι εκτιμήσεις των Epps(1976) δεν αποκλείουν τη δυνατότητα ότι η αλλαγή στους λογαρίθμους της τιμής, πέρα από τα σταθερά διαστήματα χρόνου ( $Y$ ), έχουν άπειρη διακύμανση καθώς  $Y_t = \sum_{i=1}^{N_t} y_i$  ακολουθεί μία μίξη κατανομών του  $y$  ως η μεταβλητή της μίξης. Επικροτώντας το συμπέρασμα του Brada et



al(1966) ότι το  $y$  έχει περιορισμένη διακύμανση, η διακύμανση του  $Y$  θα ήταν ακόμα απεριόριστη εάν το  $N$  είχε απεριόριστο μέσο. Αλλά ακόμα και αν το  $N$  χαρακτηρίζεται καλύτερα από μία κατανομή με περιορισμένες στιγμές, πρέπει να αναγνωρίσουμε την αξία και την ισχύ των σημείων του Mandelbrot(1963) ότι η σταθερή Paretian υπόθεση θα προτιμηθεί σε πολλές εφαρμογές ακόμα και με κόστος κάποιας περιγραφικής ακρίβειας- αν η εναλλακτική λύση είναι αρκετά ατίθαση.

Ο Copeland (1978) στην εργασία του αναλύει την αγορά αξιών σε ένα κόσμο με διαδοχική άφιξη πληροφοριών. Υποθέτει ότι μία αγορά αξιών διαδραματίζεται, όπου τα άτομα λαμβάνουν πληροφορίες διαδοχικά και με τυχαία σειρά. Συνεχίζοντας, το υπόδειγμα ξεκινάει με μία αρχική ισορροπία όπου όλοι κατέχουν ένα ίδιο σύνολο πληροφοριών. Έπειτα, επιτρέπει μία μόνο είδηση να γνωστοποιηθεί, καθώς κάθε άτομο λαμβάνει αυτή την είδηση, αντιδρά μετακινώντας την καμπύλη ζήτησης. Τέλος, εφόσον όλα τα άτομα έχουν λάβει γνώση της είδησης, άλλη μια φορά κατέχουν ένα ίδιο σύνολο πληροφοριών και μία νέα ισορροπία καθιερώνεται. Η διαδικασία προσαρμογής της ισορροπίας εξετάζει τις πιθανές πολλές ελλειπίες ισορροπίες μεταξύ των αρχικών και τελικών ισορροπιών όπου τα άτομα έχουν τα ίδια σύνολα πληροφοριών. Είναι αντίθετες με τη στοχαστική ανάλυση ζήτησης επειδή το μέγεθος και η κατεύθυνση των μετατοπίσεων καμπύλων ζήτησης είναι γνωστά. Μόνο η σειρά της μετατόπισης είναι άγνωστη. Εάν υπάρχουν  $N$  άνθρωποι, ο καθένας με διαφορετική μετατόπιση, τότε υπάρχουν  $N$  πιθανές παραγοντικές σειρές της διαδοχικής άφιξης πληροφοριών. Σε ένα κόσμο με διαδοχική άφιξη πληροφοριών η μεταβολή των τιμών μεταξύ των αρχικών και τελικών ισορροπιών είναι γνωστή με σιγουριά. Εντούτοις, οι ρυθμίσεις των τιμών τόσο όσο και ο συνολικός όγκος συναλλαγών αποδεικνύονται να είναι τυχαίες μεταβλητές. Ιδιαίτερα, το μοντέλο που αναπτύσσεται χρησιμοποιεί θεωρία πιθανότητας για να εκφράσει τον αναμενόμενο αριθμό επενδυτών που παράγεται από ένα δεδομένο κομμάτι των νέων πληροφοριών. Ο αναμενόμενος αριθμός επενδυτών συσχετίζεται με την απόλυτη αξία των μεταβολών των τιμών. Αποδεικνύεται να εξαρτάται

από τον αριθμό των ατόμων στην αγορά, τον αριθμό των μετοχών των κεφαλαίων, τη δύναμη των νέων πληροφοριών και το ποσοστό των ατόμων που αντιδρούν με το να μετατοπίζουν τις καμπύλες ζήτησής τους προς τα πάνω.

Υποτίθεται ότι μόνο ένα κομμάτι των πληροφοριών έρχεται κατά τη διάρκεια μίας περιόδου συναλλαγών. Το διαδοχικό μοντέλο άφιξης πληροφοριών υποθέτει ότι οι συναλλασσόμενοι λαμβάνουν τις ειδήσεις μία φορά σε μία στιγμή και κάθε ένας μετατοπίζει την καμπύλη ζήτησης του αμέσως. Η συναλλακτική περίοδος λήγει όταν όλοι οι συναλλασσόμενοι έχουν μετακινήσει τις καμπύλες ζήτησης τους. Επίσης στην εργασία αυτή, εκτός από το γνωστό μοντέλο, χρησιμοποιείται και το «tatonnement» μοντέλο το οποίο προσπαθεί να έρθει σε αντίθεση με το διαδοχικό μοντέλο άφιξης πληροφοριών. Το «tatonnement» μοντέλο υποθέτει ότι οι πληροφορίες φθάνουν σε όλους τους συναλλασσόμενους ταυτόχρονα και ότι το διάνυσμα των τιμών ισορροπίας καθιερώνεται μέσα από τους market makers πριν η συναλλαγή λάβει χώρα.. Η πληροφορία λαμβάνεται χωρίς κόστος, δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών, κανένας φόρος και το απείρως διαιρετό περιουσιακό στοιχείο έχει μία καθορισμένη προσφορά. Οι N συναλλασσόμενοι που συμμετέχουν στην αγορά για μία δεδομένη αξία έχουν γραμμική- προς τα κάτω κλίση- καμπύλη ζήτησης σε συμφωνημένο επιχείρημα τιμής- ποσότητας. Καμία τεχνική συναλλαγή δεν επιτρέπεται. Στην έλλειψη των νέων πληροφοριών, ένας συναλλασσόμενος που παρατηρεί την τιμή μίας μετοχής να αυξάνεται θα ανταποκριθεί με το να πουλήσει μερικές ή να τις πουλήσει όλες. Ωστόσο, επάνω στη λήψη των νέων πληροφοριών ο επενδυτής μετατοπίζει την καμπύλη ζήτησης του είτε επάνω είτε κάτω και συναλλάσσεται ενεργά στην αγορά. Οι συναλλασσόμενοι περιορίζονται στο να κρατάνε αρνητικές ποσότητες από μετοχές. Αυτός ο περιορισμός κρίνεται ρεαλιστικότερος από την εναλλακτική υπόθεση ότι οι πωλήσεις πραγματοποιούνται τόσο εύκολα όσο και οι αγορές. Για μαθηματική απλότητα, όλοι οι συναλλασσόμενοι υποτίθεται ότι έχουν ομοιογενείς καμπύλες ζήτησης με τις ίδιες κλίσεις και τους

περιορισμούς στην αρχική ισορροπία προτού να γενικευθεί το νέο είδος πληροφόρησης. Επίσης, η καμπύλη μετατοπίζεται είτε επάνω εάν ο συναλλασσόμενος είναι αισιόδοξος, είτε προς τα κάτω αν είναι απαισιόδοξος από ένα ίσο ποσό.

Συνεχίζοντας, σ' αυτήν την εργασία ο Copeland(1978) παρουσιάζει μία νέα τεχνική για την ανάλυση της ζήτησης. Ο αναμενόμενος όγκος για κάθε πιθανή ακολουθία μεταξύ της αρχικής και τελικής ισορροπίας σταθμίζεται από την πιθανότητά του και τα πιθανολογικά σταθμισμένα μονοπάτια αθροίζοντας προκειμένου να παραχθεί ο αναμενόμενος αριθμός συναλλασσόμενων. Θεωρητικά, αποδείχτηκε ότι ο αναμενόμενος αριθμός συναλλασσόμενων είναι λογαριθμική αύξηση των αριθμών των συναλλασσόμενων και της δύναμης των νέων πληροφοριών. Είναι μία κοίλη λειτουργία των αλλαγών, στον αριθμό σημαντικών μετοχών και «U- shaped» του ποσοστού των αισιόδοξων επενδυτών.

Θεωρώντας ότι το ποσοστό των αισιόδοξων διανεμήθηκε συστηματικά με μέσο όρο 0,5 ήταν δυνατό να δειχτεί ότι το διαδοχικό πρότυπο πληροφοριών προέβλεψε ένα θετικό συσχετισμό μεταξύ της απόλυτης αξίας των μεταβολών των τιμών και του όγκου, θετική συμμετρία στην κατανομή του όγκου και στην αυξανόμενη θετική συμμετρία, ως λειτουργία της δύναμης νέων πληροφοριών. Σε κάθε περίπτωση, το ταυτόχρονο μοντέλο πληροφοριών προέβλεψε το ακριβώς αντίθετο. Κάποια περιορισμένα στοιχεία της θετικής συσχέτισης μεταξύ της απόλυτης αξίας των μεταβλητών των τιμών και του όγκου αναφέρθηκε ως σύμφωνο με ένα διαδοχικό μοντέλο άφιξης πληροφοριών και ένα λειτουργικό περιορισμό πωλήσεων.

Οι Robert Jennings, Laura T. Starks and John C. Fellingham(1981) σε μια προσπάθεια να γίνει καλύτερα κατανοητή η δυναμική διαδικασία προσαρμογής των τιμών της αγοράς αναπτύσσουν ένα μοντέλο το οποίο περιγράφει τον αντίκτυπο των νέων πληροφοριών σε μια χρηματιστηριακή αγορά. Η αρχική έμφαση είναι στη σχέση

όγκου και στη μεταβολή των τιμών σε επίπεδα απαιτούμενου κέρδους. Διαπιστώνεται ότι η απαίτηση του κέρδους έχει επιπτώσεις στη σχέση του όγκου και της μεταβολής των τιμών. Επιπλέον, αυτή η σχέση αποδεικνύεται πως επηρεάζεται από τον αριθμό των επενδυτών στην αγορά, τον βαθμό διάδοσης πληροφοριών, διαφορές στην ερμηνεία των πληροφοριών και τέλος, το κόστος απαίτησης κέρδους. Η έρευνα σχετικά με τις επιδράσεις της πληροφορίας περιλαμβάνει πως η πληροφορία παραλαμβάνεται και επεξεργάζεται από έναν trader και πως η αγορά αντιδρά σ' αυτό το φαινόμενο. Αυτή η εργασία αναπτύσσει ένα μοντέλο που περιγράφει την ρύθμιση της αγοράς αξιών στις νέες πληροφορίες μέσω των αλλαγών των προσδοκιών των επενδυτών. Η έμφαση γίνεται στις επιπτώσεις των πληροφοριών στις τιμές των αξιών και στον όγκο συναλλαγών. Το διαδοχικό μοντέλο άφιξης πληροφοριών που αναπτύχθηκε από τον Copeland(1978) σε συνδυασμό με την ανάλυση ισορροπίας συνδυάζονται σ' αυτήν την μελέτη. Η διαδοχική διαδικασία άφιξης πληροφοριών αρχίζει με την αγορά αξιών σε ισότητα. Ένα ενιαίο στοιχείο πληροφόρησης φθάνει έπειτα στην αγορά. Σε προηγούμενες μελέτες που χρησιμοποιούν ανάλυση ισορροπίας όλοι οι συμμετέχοντες στην αγορά υποτίθεται ότι έγιναν ενήμεροι ταυτόχρονα.

Το διαδοχικό μοντέλο άφιξης πληροφοριών υποθέτει ότι μόνο ένας συναλλασσόμενος παρατηρεί αρχικά την πληροφορία. Αυτός ο συναλλασσόμενος ερμηνεύει τα νέα, αναθεωρεί τις πεποιθήσεις του και συναλλάσσεται έτσι ώστε να φθάσει σε μια νέα βέλτιστη θέση. Η έκβαση αυτής της σειράς των γεγονότων είναι η δημιουργία μιας νέας τιμής ισορροπίας και όγκου συναλλαγών. Αφού η αγορά έρθει σ' αυτήν την καινούργια ισορροπία ο επόμενος επενδυτής γίνεται ενήμερος και μετά από μία παρόμοια ακολουθία γεγονότων, μία δεύτερη προσωρινή ισορροπία επιτυγχάνεται. Αυτή η διαδικασία συνεχίζεται ωσότου όλοι οι επενδυτές ενημερώνονται και αυτό οδηγεί σε μία σειρά στιγμιαίων ισορροπιών. Όταν ο τελευταίος επενδυτής λάβει την πληροφόρηση, η αγορά φθάνει σε μία τελική ισορροπία. Η διαδοχική διαδικασία επιτρέπει μόνο σε έναν να παρατηρήσει την πορεία των επενδυτών, των

τιμών και του όγκου. Επιπρόσθετα, αυτό το μοντέλο παρέχει ένα ρεαλιστικότερο μοντέλο για τα περισσότερα γεγονότα πληροφόρησης. Το μοντέλο στην παρούσα εργασία διαφέρει από τα άλλα μοντέλα στο ότι η διαδικασία προσαρμογής της αγοράς διατυπώνεται σε μία ανάλυση ισορροπίας που προέρχεται από μία αγορά όπου κάθε επενδυτής μεγιστοποιεί την αναμενόμενη χρησιμότητα του τελικού πλούτου κάτω από την αβεβαιότητα. Η απαίτηση του κέρδους μπαίνει ως περιορισμός στις σύντομες πωλήσεις στο μοντέλο.

Η παρούσα έρευνα έχει χρησιμεύσει στο να γενικεύει μία έννοια που μπορεί να αποδειχθεί χρήσιμη στην επίτευξη του στόχου της κατανόησης της ανισορροπίας που ρυθμίζει τις πεποιθήσεις στις μεταγενέστερες τιμές. Το μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε από τον Copeland(1978) στον καθορισμό της διαδοχικής διαδικασίας άφιξης πληροφοριών επεκτάθηκε από ένα μοντέλο ισορροπίας που περιλαμβάνει μία απαίτηση κέρδους ως ρεαλιστικό περιορισμό στις σύντομες πωλήσεις. Το μοντέλο διευκρίνισε ότι η απαίτηση κέρδους, όπως οποιοδήποτε άλλο κόστος συναλλαγής, θα αναγκάσει τις καμπύλες ζήτησης των επενδυτών να περιέχουν ένα ασυνεχές τμήμα. Το κόστος σχετικό με τις long και short θέσεις αποδείχθηκε να επηρεάζει τις σχετικές κλίσεις των αναλογιών της καμπύλης ζήτησης που χαρακτηρίζουν αυτές τις θέσεις με την απαίτηση κέρδους το μοντέλο προβλέπει μια μάλλον σύνθετη σχέση μεταξύ των μεταβολών της τιμής, του όγκου και των παραγόντων που επηρεάζουν αυτές τις δύο μεταβλητές. Και οι δύο μεταβλητές αποδείχθηκαν να είναι ευαίσθητες στον αριθμό των επενδυτών, τη μίξη μεταξύ των αισιόδοξων και απαισιόδοξων και ανημέρωτων επενδυτών, στα κόστη της απαίτησης κέρδους και στο πραγματικό επίπεδο των προσδοκιών κάθε κατηγορίας επενδυτών. Το μοντέλο που παρουσιάζεται στη παρούσα έρευνα δεν μπορεί προφανώς να παρουσιασθεί ως ακριβή εικόνα μίας ανισότητας δεδομένου ότι αποτελείται από μία σειρά εξισώσεων της αγοράς. Είναι κατανοητό ότι η προσθήκη ενός ακόμα πράκτορα στο μοντέλο ώστε να ενεργήσει ως ειδικός και για να ταιριάζει τους αγοραστές και τους πωλητές σε τιμές ανισότητας να

είναι μία μέθοδος για να επιτύχει συναλλαγές ανισότητας. Αυτό θα έτεινε να κινήσει την αγορά προς την ισότητα, αλλά πιθανόν να μην μπορέσει να επιτύχει πραγματικά την ισότητα αυτή. Ο πρόσθετος περιορισμός ότι η τιμή μετακινείται σε ιδιαίτερα ποσά μπορεί να αναγκάσει την αγορά να εγκαταστήσει μία αστάθεια. Μία επιπρόσθετη περιπλοκή του μοντέλου θα μπορούσε να επιτρέψει στην αγορά να λαμβάνει περισσότερες από μία πληροφορίες μετοχών κάθε φορά. Αυτό εξηγείται ως, ότι πριν ένα στοιχείο των δεδομένων γίνει αντιληπτό από όλους τους επενδυτές επιτρέπει σε ένα άλλο να φθάσει στην αγορά. Ακόμη και σε ένα μοντέλο με μία ακολουθία εξισώσεων, αυτό θα εμπόδιζε μία τελική ισότητα να αντληθεί. Υπάρχουν επίσης δύο μορφές συμπεριφοράς επενδυτών που λείπουν από αυτό το μοντέλο. Το πρώτο είναι η υπόθεση ότι οι μη πληροφορημένοι επενδυτές δεν λαμβάνουν καθόλου πληροφόρηση από την αλλαγή της τιμής. Το τελικό σημείο που πρέπει να αναφερθεί είναι ότι οι ενημερωμένοι επενδυτές μετακινούνται ευθέως σε ένα καταναλωτικό αποτέλεσμα. Δεν κερδοσκοπούν. Είναι, εντούτοις, δυνατό ότι ένας επενδυτής που θεωρεί τον εαυτό του ότι έχει πλήρη πληροφόρηση, δεν θα είναι ικανοποιημένος με ένα καταναλωτικό αποτέλεσμα ειδικά σε ένα κόσμο του απεριόριστου δανεισμού. Κάποιος θα μπορούσε να σκεφθεί από τους εμπόρους που γίνεται ενήμερος νωρίς σε αυτή την διαδικασία καθώς λύνεται ένα δυναμικό πρόβλημα προγραμματισμού λαμβάνονται υπόψη τις πιθανές αντιδράσεις των άλλων επενδυτών καθώς γίνονται ενήμεροι και αυτοί.

Στην έρευνά του ο Karroff(1987) κάνει μια γενικότερη εμπειρική και θεωρητική ανασκόπηση των παλαιότερων και τρεχουσών μελετών στη σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των μεταβολών των τιμών.

Ο Karroff(1987) ισχυρίζεται ότι υπάρχουν τέσσερις λόγοι τουλάχιστον που συνηγορούν στο γεγονός ότι η σχέση όγκου- τιμών είναι σημαντική:

- 1) Η σχέση όγκου- τιμής παρέχει τη δομή για τις χρηματιστηριακές αγορές.
- 2) Η σχέση όγκου τιμής είναι σημαντική για πρόσφατες έρευνες που χρησιμοποιούν συνδυασμό δεδομένων όγκου και τιμών από τα οποία μπορεί κανείς να βγάλει συμπεράσματα.
- 3) Η σχέση όγκου- τιμής είναι οριακή στην αμφισβήτηση στην εμπειρική κατανομή των κερδοσκοπικών τιμών και
- 4) Η σχέση όγκου- τιμής έχει σημαντικές αναφορές για έρευνα στις αγορές των futures.

Επιπλέον, διαχωρίζει τη μελέτη του σε δύο στάδια:

- i. Αναφέρει τη σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και της απόλυτης αξίας των μεταβολών της τιμής και
- ii. Αναφέρει τη σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών της πραγματικής μεταβολής της τιμής (*per se*).

Στον διαχωρισμό του αυτό εμφανίζει πρώτα τις εμπειρικές μελέτες και μετά, με τη βοήθεια θεωρητικών μελετών, προχωρεί στην εξήγηση των εμπειρικών μελετών. Η διαφοροποίηση των δύο σταδίων επικεντρώνεται στο ότι δεν υπάρχουν αναλύσεις των δεδομένων στην αγορά των futures στην *per se* ανάλυση.

Στους πίνακες παρακάτω φαίνονται όλες οι εμπειρικές μελέτες με τα αποτελέσματά τους που δείχνουν αν υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και της μεταβολής των τιμών καθώς και των απόλυτων τιμών αυτών.

| Συγγραφείς                       | Έτος Μελέτης | Δεδομένα δείγματος                      | Περίοδος δείγματος   | Διάστημα διαφοροποίησης            | Υπάρχει θετική συσχέτιση |
|----------------------------------|--------------|---|----------------------|------------------------------------|--------------------------|
| Godfrey, Granger and Morgenstern | 1964         | Σύνολα χρηματιστηρίου, 3 κοινές μετοχές | 1959-62, 1951-53, 63 | Εβδομαδιαίο καθημερινό, συναλλαγές | Όχι                      |
| Ying                             | 1966         | Σύνολα χρηματιστηρίου                   | 1957-62              | καθημερινό                         | Ναι                      |
| Crouch                           | 1970         | 5 κοινές μετοχές                        | 1963-67              | καθημερινό                         | Ναι                      |
| Crouch                           | 1970         | Σύνολα χρηματιστηρίου, 3 κοινές μετοχές | 1966-68              | Ωριαίο και καθημερινό              | Ναι                      |
| Clark                            | 1973         | Futures συμβόλαια βαμβακιού             | 1945-58              | καθημερινό                         | Ναι                      |
| Epps and Epps                    | 1976         | 20 κοινές μετοχές                       | Jan 1971             | συναλλαγές                         | Ναι                      |
| Morgan                           | 1976         | 17 κοινές μετοχές<br>44 κοινές μετοχές  | 1962-65<br>1926-68   | Τετράημερο, μηνιαίο                | Ναι                      |
| Westerfield                      | 1977         | 315 κοινές μετοχές                      | 1968-69              | καθημερινό                         | Ναι                      |
| Cornell                          | 1981         | Futures συμβόλαια για 17 αγαθά          | 1968-79              | καθημερινό                         | Ναι                      |
| Harris                           | 1983         | 16 κοινές μετοχές                       | 1968-69              | καθημερινό                         | Ναι                      |
| Tauchen and Pitts                | 1983         | T-bill futures συμβόλαια                | 1976-79              | καθημερινό                         | Ναι                      |
| Comiskey, Walkling and Weeks     | 1984         | 211 κοινές μετοχές                      | 1976-79              | ετήσιο                             | Ναι                      |
| Harris                           | 1984         | 50 κοινές μετοχές                       | 1981-83              | Συναλλαγές, καθημερινό             | Ναι                      |
| Rutledge                         | 1984         | Futures συμβόλαια για 13                | 1973-76              | καθημερινό                         | Ναι                      |



|                                  |      |   |               |             |     |
|----------------------------------|------|---|---------------|-------------|-----|
|                                  |      | αγαθά                                     |               |             |     |
| Wood, McInish and Ord            | 1985 | 946 κοινές μετοχές, 1138 κοινές μετοχές   | 1971-72, 1982 | λεπτά       | Ναι |
| Grammatikos and Saunders         | 1986 | Futures συμβόλαια για 5 ξένα συναλλάγματα | 1978-83       | καθημερινό  | Ναι |
| Harris                           | 1986 | 479 κοινές μετοχές                        | 1976-77       | καθημερινό  | Ναι |
| Jain and Joh                     | 1986 | Σύνολα χρηματιστηρίου                     | 1979-83       | ωριαίο      | Ναι |
| Richardson, Sefcik, and Thompson | 1987 | 106 κοινές μετοχές                        | 1973-82       | εβδομαδιαίο | Ναι |

| Συγγραφείς                       | Έτος μελέτης | Δεδομένα δείγματος                      | Περίοδος δείγματος  | Διάστημα διαφοροποίησης             | Υπάρχει θετική συσχέτιση (Δρ, V) |
|----------------------------------|--------------|---|---------------------|-------------------------------------|----------------------------------|
| Granger and Morgenstern          | 1963         | Σύνολα χρηματιστηρίου, 2 κοινές μετοχές | 1939-61             | Εβδομαδιαίο                         | Όχι                              |
| Godfrey, Granger and Morgenstern | 1964         | Σύνολα χρηματιστηρίου, 3 κοινές μετοχές | 1959-62, 1951-53,63 | Εβδομαδιαίο, καθημερινό, συναλλαγές | Όχι                              |
| Ying                             | 1966         | Σύνολα χρηματιστηρίου                   | 1957-62             | καθημερινό                          | Ναι                              |
| Epps                             | 1975         | 20 μετοχές του NYSE                     | Jan., 1971          | συναλλαγές                          | Ναι                              |
| Morgan                           | 1976         | 17 κοινές μετοχές, και 44               | 1962-65, 1926-68    | Τετραήμερο, μηνιαίο                 | Ναι                              |

|                                 |      |   |               |                        |     |
|---------------------------------|------|---|---------------|------------------------|-----|
|                                 |      | κοινές μετοχές                                |               |                        |     |
| Epps                            | 1977 | 20 κοινές μετοχές                             | Jan., 1971    | Συναλλαγές, καθημερινό | Ναι |
| Hanna                           | 1978 | 20 μετοχές του NYSE                           | May, 1971     | συναλλαγές             | Ναι |
| Rogalski                        | 1978 | 10 κοινές μετοχές και 10 σχετιζόμενα warrants | 1968-73       | μηνιαίο                | Ναι |
| James and Edmister              | 1983 | 500 κοινές μετοχές                            | 1975, 77-79   | καθημερινό             | Όχι |
| Comiskey, Walkling and Weeks    | 1984 | 211 κοινές μετοχές                            | 1976-79       | ετήσιο                 | Ναι |
| Harris                          | 1984 | 50 κοινές μετοχές                             | 1981-83       | Συναλλαγές, καθημερινό | Ναι |
| Smirlock and Starks             | 1985 | 131 κοινές μετοχές                            | 1981          | συναλλαγές             | Ναι |
| Wood, McInish and Ord           | 1985 | 946 κοινές μετοχές<br>1138 κοινές μετοχές     | 1971-72, 1982 | λεπτά                  | Όχι |
| Harris                          | 1986 | 479 κοινές μετοχές                            | 1976-77       | καθημερινό             | Ναι |
| Jain and Joh                    | 1986 | Σύνολα χρηματιστηρίου                         | 1979-83       | ωριαίο                 | Ναι |
| Richardson, Sefcik and Thompson | 1987 | 106 κοινές μετοχές                            | 1973-82       | Εβδομαδιαίο            | Ναι |

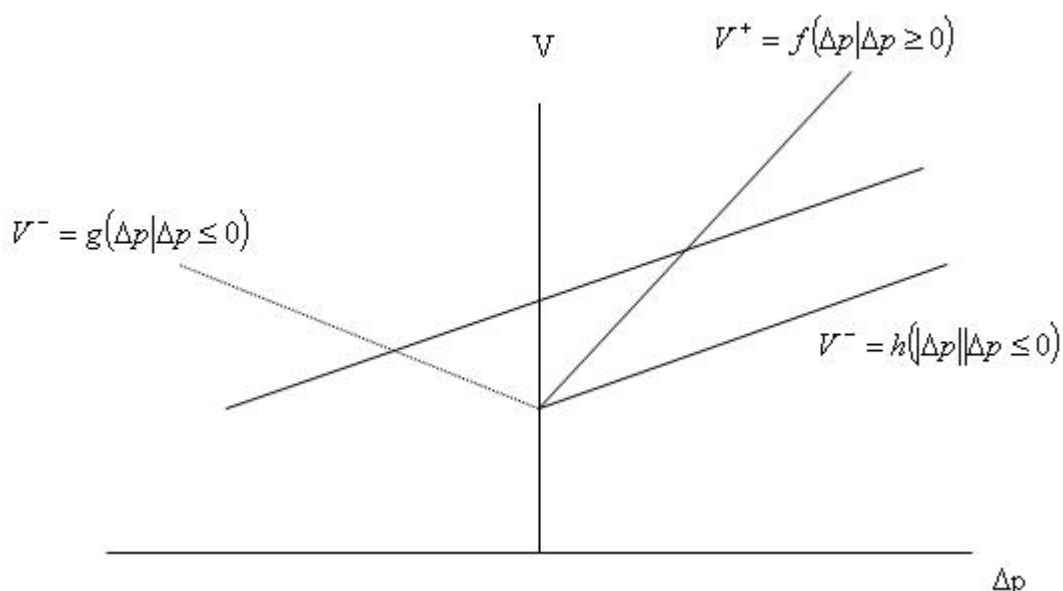
Ο Karroff(1987) κάνει μία σύνθεση των μέχρι τότε μελετών χρησιμοποιώντας τις παρακάτω σχέσεις:

$$W = \{w = w(\Delta p) | w'(\Delta p) > 0\}$$

$$X = \{x = x(\Delta p) | x'(\Delta p) > 0\}$$

$$Y = \{y = y(V) | y'(V) > 0\}$$

και διαγραμματικά:



Πίνακας ασυμμετρικής σχέσης όγκου- μεταβολής τιμής

Ακολουθούν οι εξής διαπιστώσεις, όπως φαίνεται και από το διάγραμμα.

- 1) Η συσχέτιση μεταξύ όγκου και θετικών αλλαγών των τιμών είναι θετική.
- 2) Η συσχέτιση μεταξύ όγκου και αρνητικών μεταβολών των τιμών είναι αρνητική.
- 3) Δοκιμές που χρησιμοποιούν δεδομένα στον όγκο και στην απόλυτη τιμή των αλλαγών των τιμών θα παράγουν θετική συσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα
- 4) Δοκιμές οι οποίες χρησιμοποιούν δεδομένα για τις ακριβείς τιμές του όγκου και των μεταβολών των τιμών θα οδηγήσει σε θετική συσχέτιση. Όταν ταξινομούνται από την αλλαγή της τιμής, τα

κατάλοιπα από μία γραμμική παλινδρόμηση του όγκου στη μεταβολή των τιμών θα υπάρξει αυτοσυσχέτιση.

Είναι προφανές ότι οι παρατηρήσεις των ταυτόχρονων μεγάλων αλλαγών στις τιμές και στον όγκο συναλλαγών- είτε θετικό είτε αρνητικό- μπορεί να επισημανθεί στους κοινούς δεσμούς εισροών πληροφοριών (όπως στο συνεχές μοντέλο άφιξης πληροφοριών) ή στους κοινούς δεσμούς τους σε μία διαδικασία κατεύθυνσης που μπορεί να ερμηνευθεί ως η ροή των πληροφοριών (όπως στο mixture distribution hypothesis) και το σχετικά μεγάλο κόστος του να πάρει ο επενδυτής μια θέση short φανερώνει μία εξήγηση για την παρατήρηση ότι στις αγορές των μετοχών, ο όγκος ο οποίος συνδέεται με μία αύξηση των τιμών υπερβαίνει γενικά αυτού με μία ίση μείωση τιμών, δεδομένου ότι οι δαπανηρές πωλήσεις σε μια θέση short περιορίζουν την ικανότητα του επενδυτή να εκμεταλλευτεί αυτή τη πληροφορία.

Στην έρευνά τους οι Gallant et al (1992) προσπάθησαν να διερευνήσουν τις παράλληλες μετακινήσεις των τιμών και του όγκου χρησιμοποιώντας ημερήσια στοιχεία από το 1928 έως το 1987 από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE). Διαμορφώσανε έτσι τα δεδομένα τους ώστε να μπορούν να λάβουν υπόψη τους τα ημερολογιακά γνωστά γεγονότα καθώς και τις μακροπρόθεσμες τάσεις. Για να περιγράψουν τη διαδικασία χρησιμοποίησαν μία ημιπαραμετρική εκτίμηση κοινής πυκνότητας των τρεχουσών αλλαγών των τιμών και του δυνητικού όγκου στις παρελθούσες αλλαγές των τιμών και του όγκου. Κατέληξαν σε τέσσερις ομαλές εκτιμήσεις:

1. θετική συσχέτιση μεταξύ του δυνητικού όγκου και της μεταβλητότητας.
2. Μεγάλες μετακινήσεις στις τιμές ακολουθούνται από υψηλά επίπεδα όγκου.
3. Καθορίζοντας τον όγκο με χρονικές υστερήσεις ουσιαστικά αδυνατίζει το «leverage effect».
4. Μετά το προηγούμενο βήμα, υπάρχει μία θετική σχέση κινδύνου-απόδοσης.

Στην εργασία τους οι Gallant et al(1992) διερευνούν τις δυναμικές σχέσεις των αλλαγών των τιμών και του όγκου στο χρηματιστήριο χρησιμοποιώντας ημερήσια στοιχεία από το δείκτη S&P composite index για τις τιμές κλεισίματος των μετοχών και τον ημερήσιο όγκο από τον NYSE trading volume από το 1928 έως το 1987 με 16127 παρατηρήσεις.

Χρησιμοποιούν μη παραμετρικές μεθόδους προκειμένου να αποφύγουν τη μεροληψία σε ένα περιγραφικό λάθος, γιατί χρησιμοποιώντας ένα παραμετρικό μοντέλο οδηγούμαστε σε ψευδή αποτελέσματα [White(1980)]. Επίσης χρησιμοποίησαν στατιστικά μοντέλα αντί για οικονομικά.

Συγκεκριμένα:

Διαχωρίζουν τα δεδομένα τους σε 3 περιόδους:

- 4 Ιανουαρίου 1928 έως 5 Ιανουαρίου 1946 με 5375 παρατηρήσεις.
- 17 Ιανουαρίου 1946 έως 5 Αυγούστου 1966 με 5375 παρατηρήσεις.
- 8 Αυγούστου 1966 έως 31 Δεκεμβρίου 1987 με 5377 παρατηρήσεις.

Επίσης, προκειμένου να ερευνήσουν τις μετακινήσεις στο μέσο και στη διακύμανση των τιμών και του όγκου εκτελούν σε δύο στάδια τη διαδικασία από την οποία οι συστηματικές επιδράσεις πρώτα αφαιρούνται από τον μέσο και μετά από τη διακύμανση και χρησιμοποιούν το παρακάτω σετ των ψευδομεταβλητών:

1. Ψευδομεταβλητή για τη μία μέρα της εβδομάδας.
2. Ψευδομεταβλητές για τον κάθε αριθμό των ημερών που δε γίνονται συναλλαγές, π.χ.
  - α) το χάσμα για τη μία ημέρα μη συναλλαγών:1339
  - β) το χάσμα των δύο ημερών μη συναλλαγών:1873
  - γ) το χάσμα των τριών ημερών μη συναλλαγών:223
  - δ) το χάσμα των τεσσάρων ημερών μη συναλλαγών:5

Στο χάσμα αυτό συμπεριλαμβάνονται τα σαββατοκύριακα και οι διακοπές.

3. Ψευδομεταβλητές για τους μήνες: Μάρτιο, Απρίλιο, Μάιο, Ιούνιο, Ιούλιο, Αύγουστο, Σεπτέμβριο, Οκτώβριο και Νοέμβριο.
4. Ψευδομεταβλητές για την κάθε εβδομάδα του Δεκεμβρίου και Ιανουαρίου.
5. Ψευδομεταβλητές για το κάθε χρόνο από το 1941 έως το 1945.
6.  $t, t^2$  μεταβλητές του χρόνου συναλλαγής. Οι μεταβλητές αυτές δεν συμπεριλαμβάνονται στις παλινδρομήσεις του μέσου.

Για την αλλαγή των τιμών εφαρμόζουν τις λογαριθμικές διαφορές  $100(\log P_t - \log P_{t-1})$  ή  $\log(V_t)$  και την εξίσωση του μέσου. Χρησιμοποιούν:

$$w = x'\beta + u \quad (\text{mean equation})$$
$$\log(u^2) = x'\gamma + e \quad (\text{variance equation})$$
$$w_{\text{adj}} = \alpha + b(\hat{u} / \exp(x'\gamma/2))$$

όπου  $\alpha$  και  $b$  έχουν επιλεγεί ώστε ο μέσος και η διακύμανση των  $w$  και  $w_{\text{adj}}$  να είναι ίδια.

Η γραμμική αλλαγή κάνει τις μονάδες μέτρησης των σταθμισμένων και μη σταθμισμένων δεδομένων να είναι τα ίδια.

Η κύρια διαφορά μεταξύ των εκτιμήσεων των Gallant et al(1992) και των υπολοίπων άρθρων σχετικών με το θέμα είναι ότι μοντελοποιούν μια συντονισμένη τιμή και έναν επεξεργασμένο όγκο, καθώς οι υπόλοιπες έρευνες εξετάζουν μια οριακή τιμή εκτίμησης. Αυτή η διαφορά προτείνει ότι εισάγοντας τον όγκο στην ανάλυση είναι υπεύθυνος και για την συμμετρία που παρατηρείται στα αποτελέσματα.

Όπως αναφέρθηκε και στην αρχή, οι Gallant et al(1992) καταλήγουν στα εξής συμπεράσματα:

1) Ταυτόχρονη συσχέτιση όγκου- τιμής

Ο καθημερινός όγκος σχετίζεται θετικά και μη γραμμικά με το μέγεθος της ημερήσιας αλλαγής της τιμής. Αυτή η σχέση είναι χαρακτηριστική και για την απεριόριστη κατανομή των μεταβολών των τιμών και του όγκου και επίσης την υπό όρους κατανομή των προηγούμενων μεταβολών των τιμών και της σταθεράς του όγκου.

2) Μεγάλες μετακινήσεις τιμών που συνδέονται με υψηλότερο επόμενο όγκο

Οι αλλαγές στη τιμή οδηγεί σε μετακίνηση του όγκου. Η επίδραση είναι αρκετά συμμετρική με μεγάλες πτώσεις της τιμής να έχουν σχεδόν την ίδια επίδραση στον όγκο όπως και οι μεγάλες αυξήσεις στην τιμή.

3) Αλληλεπίδραση όγκου- μόχλευσης

Εάν ο όγκος δε συμπεριληφθεί στην ανάλυση τότε η υπό περιορισμό διακύμανση της αλλαγής της τιμής αποδεικνύεται ότι είναι συμμετρική σχεδόν σε όλο το εύρος των δεδομένων και ασύμμετρη στις ακραίες ουρές. Όταν εισάγεται ο όγκος αλληλεπιδρά με την ασυμμετρία με ενδιαφέρον τρόπους.

4) Θετική σχέση μεταξύ του κινδύνου- απόδοσης και του όγκου με χρονική υστέρηση.

Για τη διμετάβλητη εκτίμηση του όγκου- τιμής υπάρχουν στοιχεία για μια θετική σχέση μεταξύ του μέσου και της διακύμανσης στις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών. Επίσης αυτή η σχέση είναι σταθερή με την διαισθητική αντίληψη ότι οι μετοχές μπορεί να απαιτήσουν μία υψηλότερη απόδοση σε περιόδους υψηλής μεταβλητότητας. Γενικά, η κατεύθυνση της σχέσης είναι απροσδιόριστη, δεδομένου ότι είναι ευαίσθητη στο προσδιορισμό της δυναμικής του consumption endowment.

Στην εργασία τους οι John Y. Campbell, Sanford J. Grossman, Jiang Wang (1993) διερευνούν τη σχέση μεταξύ του συνολικού όγκου συναλλαγών του χρηματιστηρίου και της συνεχιζόμενης συσχέτισης στις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών και για τους δείκτες των μετοχών και για τις ανεξάρτητες μεγάλες μετοχές, η αυτοσυσχέτιση

πρώτης τάξης της ημερήσιας απόδοσης τείνει να μειώνεται με τον όγκο. Η εργασία αυτή εξηγεί αυτό το φαινόμενο χρησιμοποιώντας ένα μοντέλο το οποίο αποστρέφεται τον κίνδυνο των «market makers» προσαρμοσμένο στη πειστική αγορά ή πώληση των μη πληροφορημένων συναλλασσόμενων. Αλλάζοντας τις προσδοκώμενες αποδόσεις ανταμείβουν τους market makers στο να παίζουν αυτό το ρόλο. Το μοντέλο προδίδει ότι η τιμή της μετοχής μειώνεται σε ένα υψηλό ημερήσιο όγκο συναλλαγών το οποίο είναι πιο πιθανό απ' ό τι να μειώνεται η τιμή της μετοχής σε μία χαμηλή προσδοκώμενη απόδοση. Η αλληλεπίδραση μεταξύ των διαφορετικών ομάδων επενδυτών επηρεάζουν τις προσδοκώμενες αποδόσεις. Υποθέτουν ότι μερικοί επενδυτές είναι ανημέρωτοι και επιθυμούν να πουλήσουν μια μετοχή για εξωγενείς λόγους και άλλοι επενδυτές οι οποίοι αποστρέφονται το κίνδυνο, θέλουν να μεγιστοποιήσουν το κέρδος τους και επιθυμούν να προσαρμόσουν την πίεση της πώλησης ζητώντας μία επιβράβευση του τύπου μίας χαμηλότερης τιμής μετοχής και υψηλότερης απόδοσης. Εάν αυτοί οι επενδυτές προσαρμόζουν αυτές τις αυξομειώσεις στη ζήτηση της μετοχής από τους ανημέρωτους επενδυτές τότε μπορούν να θεωρηθούν ως market makers ακόμα κι αν μπορεί να κρατάνε θέσεις για σχετικά μεγάλες περιόδους στις οποίες να μην είναι ειδικοί στην συναλλαγή. Είναι πολύ δύσκολο να εξεταστεί αυτή η άποψη στο χρηματιστήριο χρησιμοποιώντας δεδομένα μόνο στις αποδόσεις, γιατί πολλά διαφορετικά μοντέλα μπορεί να έχουν παρόμοιες εκδοχές για τη συμπεριφορά των χρονοσειρών των αποδόσεων. Σε αυτή τη μελέτη χρησιμοποιούνται δεδομένα του όγκου συναλλαγών του χρηματιστηρίου ώστε να βοηθηθεί η επίλυση της εξακρίβωσης του προβλήματος. Η αντίληψη σ' αυτήν την εργασία είναι ως ακολούθως: Υποθέτουν ότι κάποιος παρατηρεί μία πτώση στις τιμές των μετοχών. Αυτό μπορεί να οφείλεται σε μία δημόσια πληροφορία η οποία είχε ως αποτέλεσμα όλοι οι επενδυτές να μειώσουν την αποτίμηση του χαρτοφυλακίου τους στο χρηματιστήριο ή να οφείλεται σε μία εξωγενή πίεση πώλησης από ανημέρωτους επενδυτές. Στην πρώτη περίπτωση δεν υπάρχει λόγος για το ότι οι προσδοκώμενες αποδόσεις θα έπρεπε να είχαν αλλάξει. Στην δεύτερη περίπτωση, οι market makers αγοράζοντας



μετοχές θα απαιτούσαν υψηλότερη απαιτούμενη απόδοση. Έτσι θα υπάρχει μία τάση στο να υπάρχουν αυξήσεις στις τιμές στις επόμενες ημέρες. Οι δύο περιπτώσεις μπορούν να διαχωριστούν αν παρατηρηθεί ο όγκος συναλλαγών. Αν η δημόσια πληροφόρηση έχει ανακοινωθεί δεν υπάρχει λόγος του να περιμένει κανείς ένα υψηλό όγκο συναλλαγών, όπου πουλώντας από ανημέρωτους επενδυτές θα έπρεπε να φανερωθεί μόνο του στον ασυνήθιστο όγκο συναλλαγών, οπότε το μοντέλο με ετερογενείς επενδυτές προτείνει ότι η αλλαγή της τιμής που συνοδεύεται από υψηλό όγκο τείνει να αντιστραφεί, αυτό είναι λιγότερο αληθινό στις μεταβολές των τιμών σε μέρες με χαμηλό όγκο συναλλαγών.

Μετατοπίσεις στη ζήτηση για την μετοχή από ανημέρωτους επενδυτές μπορεί να συμβαίνουν σε χαμηλές ή υψηλές συχνότητες. Ο ημερήσιος όγκος συναλλαγών είναι ένα σημάδι για υψηλές συχνότητες μετακίνησης της ζήτησης. Αλλαγές στη ζήτηση οι οποίες συμβαίνουν αργά μέσα στο χρόνο είναι δυσκολότερο να το επισημάνει κανείς χρησιμοποιώντας στοιχεία όγκου επειδή υπάρχουν τάσεις στον όγκο ο οποίος συνδέεται με άλλα φαινόμενα, όπως η απελευθέρωση του εμπορίου και η ανάπτυξη του θεσμικού εμπορίου. Παρ' αυτά, σ' αυτή τη μελέτη επικεντρώνονται στα ημερήσια στοιχεία του όγκου συναλλαγών και της συνεχόμενης συσχέτισης των ημερήσιων αποδόσεων στους δείκτες μετοχών και των μεμονωμένων μετοχών. Οι ημερήσιες αυτοσυσχετίσεις του δείκτη είναι θετικές αλλά η θεωρία τους προβλέπει ότι θα είναι λιγότερο θετικές σε υψηλούς ημερήσιους όγκους συναλλαγών. Συνεχίζοντας, στην εργασία αυτή συγκρίνονται τα αποτελέσματα του όγκου και της μεταβλητότητας στις αυτοσυσχετίσεις των αποδόσεων των μετοχών. Επίσης, αποδεικνύεται ότι το μοντέλο τους μπορεί να δημιουργήσει υποδείγματα αυτοσυσχέτισης όμοια με εκείνα που βρέθηκαν από τα ενεργά στοιχεία. Για να το αποδείξουν αυτό χρησιμοποιούν και προσεγγιστικές αναλυτικές μεθόδους και αριθμητικές εξομοιώσεις.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν σ' αυτήν την εργασία είναι ημερήσιες αποδόσεις σε ένα σταθμισμένο δείκτη μετοχών που εμπορεύεται στο N.Y.S.E. από 3/7/62 ως 30/12/88.

Στην έρευνά τους οι LAWRENCE BLUME, DAVID EASLEY, MAUREEN O'HARA (1994) ερεύνησαν τον ενημερωτικό ρόλο του όγκου και τη δυνατότητα εφαρμογής του στη τεχνική ανάλυση. Αναπτύξανε ένα νέο μοντέλο ισορροπίας στο οποίο η συνολική προσφορά είναι καθορισμένη και οι συναλλασσόμενοι λαμβάνουν σήματα με διαφορετική ποιότητα. Δείχνουν ότι ο όγκος παρέχει τις πληροφορίες για την ποιότητα πληροφοριών που δεν μπορεί να συναχθεί από τη στατιστική των τιμών. Επιπρόσθετα, στην έρευνά τους δείχνουν πως ο όγκος, η ακρίβεια των πληροφοριών και οι μετακινήσεις των τιμών συσχετίζονται και επίσης πως οι ακολουθίες όγκου και οι τιμές μπορούν να είναι πληροφοριακές. Συνάμα, σε αυτήν την έρευνα φαίνεται πως οι συναλλασσόμενοι που χρησιμοποιούν τις πληροφορίες που περιλαμβάνονται στις στατιστικές της αγοράς τα καταφέρνουν καλύτερα από τους συναλλασσόμενους που δε χρησιμοποιούν τις πληροφορίες. Έτσι, η τεχνική ανάλυση προκύπτει ως φυσικό τμήμα της διαδικασίας εκμάθησης των πρακτόρων.

Σε αυτήν την εργασία διερευνάται ο ενημερωτικός ρόλος του όγκου. Αυτή η έρευνα έχει τεκμηριώσει μια εντυπωσιακή ισχυρή σχέση μεταξύ του όγκου και της απόλυτης αξίας των αλλαγών των τιμών και στις χρηματιστηριακές αγορές και στις αγορές futures. Επίσης, διαπιστώνεται από την εργασία αυτή πως οι στατιστικές ιδιότητες του όγκου σχετίζονται με την υποκείμενη αξία του περιουσιακού στοιχείου και τη συμπεριφορά των τιμών της αγοράς. Στην εργασία τους οι Blume et al(1994) στηρίζονται στα μοντέλα των Brown και Jennings (1989) και Grundy και McNichols (1989) οι οποίοι εξετάζουν τα λογικά μοντέλα προσδοκιών στα οποία μια ενιαία τιμή δεν αποκαλύπτει τις ελλοχεύουσες πληροφορίες αλλά μία ακολουθία των τιμών των μετοχών. Αυτές οι έρευνες δείχνουν ότι η τεχνική ανάλυση των τιμών μπορεί να φανεί χρήσιμη επειδή διευκολύνει τη δυνατότητα στο να

μαθαίνουν οι συναλλασσόμενοι. Αλλά η προσαρμογή τέτοιων μοντέλων για να διερευνήσουν τον ρόλο του όγκου αποκαλύπτει ένα άμεσο πρόβλημα: Στα τυποποιημένα λογικά πρότυπα προσδοκιών με την αβεβαιότητα της συνολικής προσφοράς ο όγκος παίζει το ρόλο της προσθήκης του θορύβου στο μοντέλο. Στην εργασία των Blume et al(1994) ο ενημερωτικός ρόλος του όγκου είναι μεγάλος αλλά ασήμαντος χωρίς το ρόλο που διαδραματίζει εκτός από το θόρυβο. Ο όγκος σε αυτά τα μοντέλα δε μπορεί ποτέ να παρέχει τις ιδέες στις υποκείμενες οικονομικές βασικές αρχές ή να παρέχει οδηγίες στην διαδικασία από την οποία οι πληροφορίες κατανέμονται στην τιμή. Το μοντέλο που χρησιμοποιούν οι Blume et al(1994) είναι μία εναλλακτική προσέγγιση ισότητας για την εξέταση της συμπεριφοράς στις χρηματιστηριακές αγορές. Το μοντέλο τους είναι τυποποιημένο σε αυτό το θεμελιώδες στοιχείο που είναι άγνωστο σε όλους τους συναλλασσόμενους και οι συναλλασσόμενοι λαμβάνουν σήματα που είναι πληροφοριακά του θεμελιώδους περιουσιακού στοιχείου. Ωστόσο η προσφορά είναι τυποποιημένη στο μοντέλο τους. Η πηγή του θορύβου είναι η ποιότητα των πληροφοριών, συγκεκριμένα η ακρίβεια της κατανομής των σημάτων. Οι τιμές μόνες τους δε μπορούν να παρέχουν τις πλήρεις πληροφορίες και για το μέγεθος των σημάτων και για την ακρίβεια τους. Δείχνουν ότι ο όγκος παρέχει πληροφόρηση σχετικά με τη ποιότητα της πληροφορίας των συναλλασσόμενων, η οποία δε μπορεί να συναχθεί από τη στατιστική των τιμών. Επιδεικνύουν επίσης πως οι ακολουθίες όγκου και οι τιμές μπορούν να είναι πληροφοριακές και να δείξουν ότι οι συναλλασσόμενοι που χρησιμοποιούν τις πληροφορίες που περιλαμβάνονται στη στατιστική αγοράς θα λειτουργήσουν καλύτερα από τους συναλλασσόμενους που δεν τη χρησιμοποιούν. Στο μοντέλο τους η τεχνική ανάλυση προκύπτει ως ένα φυσικό τμήμα της διαδικασίας εκμάθησης των πρακτόρων.

Σε αντίθεση με προηγούμενα μοντέλα, προηγούμενων μελετών, στο μοντέλο τους οι Blume et al(1994) εισάγουν τα προβλήματα ενημέρωσης των συναλλασσόμενων επειδή αυτοί χρησιμοποιούν τη συγκεκριμένη στατιστική όγκου στην ενημέρωση των πεποιθήσεων

τους. Επομένως, ο όγκος έχει επιπτώσεις: επηρεάζει το μοντέλο τους επειδή επηρεάζει τη συμπεριφορά της αγοράς περισσότερο απ' ό τι περιγράφει. Η δομή των ακολουθιών τιμής και όγκου επίσης επιτρέπει στο μοντέλο να κάνει προβλέψεις σχετικά με τις συνθήκες ισορροπίας της τιμής, των μεταβολών των τιμών και του όγκου. Το μοντέλο αυτό δείχνει γιατί ο όγκος και η απόλυτη αξία των αλλαγών των τιμών συσχετίζονται θετικά και παρέχει τις ενδιαφέρουσες συγκριτικές στατιστικές προβλέψεις των αποτελεσμάτων της ακρίβειας και της διασποράς πληροφοριών στη σχέση τιμής- όγκου. Τέτοιες προβλέψεις μπορεί να είναι χρήσιμες στους ενδιαφερόμενους ερευνητές σε ευρεία ποικιλία θεμάτων στη λογιστική και στη χρηματοοικονομική. Από μία προοπτική χρονικής σειράς το μοντέλο τους παρέχει ένα αποτέλεσμα κινώντας τη περιέργεια για την συμπεριφορά ισορροπίας του όγκου. Δείχνουν επίσης ότι αν και όλοι οι συναλλασσόμενοι θα μάθουν την αξία του περιουσιακού στοιχείου και οι τιμές θα συγκλίνουν στις πλήρεις πληροφορίες ή στην ισχυρή μορφή της αποδοτικής τιμής, ο όγκος δε συγκλίνει στο μηδέν. Στην πραγματικότητα, ο όγκος έχει περιορισμένη κατανομή που είναι όμως σημαντική. Τέλος, το μοντέλο τους επίσης δείχνει γιατί η τεχνική ανάλυση των δεδομένων της τιμής και του όγκου μπορεί να είναι χρήσιμη και παρέχει τις προβλέψεις σχετικά με τον τύπο εταιρειών για τον οποίο θα είναι ιδιαίτερα χρήσιμα. Κατά συνέπεια, παρέχουν μία εξήγηση για την παράδοξη ύπαρξη της τεχνικής ανάλυσης στις φαινομενικά αποδοτικές αγορές.

Οι Craig Hiemstra και Jonathan D. Jones (1994) στην εργασία τους χρησιμοποιούν τα τεστ γραμμικής και μη γραμμικής αιτιότητας Granger για να ελέγξουν τη δυναμική σχέση μεταξύ καθημερινών αποδόσεων μετοχών του Dow Jones και των ποσοστιαίων μεταβολών στον όγκο εμπορικών συναλλαγών (χρηματιστηριακό όγκο) του χρηματιστηρίου Νέας Υόρκης. Βρίσκουνε σημαντική αμφίδρομη μη γραμμική αιτιότητα μεταξύ αποδόσεων και όγκου. Εξετάζουνε, σύμφωνα με το μοντέλο Clark(1973) λανθάνοντος προτύπου κοινού παράγοντα, αν η μη γραμμική αιτιότητα εξηγείται μέσω του όγκου ως μέτρο στη ροή πληροφοριών στην στοχαστική διαδικασία που παράγει

τη διακύμανση απόδοσης μετοχής. Αφού ελέγχουμε πρώτα για εμμονή αστάθειας στις αποδόσεις, προχωρούμε να βρούμε αποδείξεις για μη γραμμική αιτιότητα από τον όγκο στις αποδόσεις.

Το παρόν άρθρο χρησιμοποιεί γραμμικά και μη γραμμικά τεστ αιτιότητας Granger για να εξετάσει τη δυναμική σχέση μεταξύ καθημερινών συνολικών τιμών μετοχών και όγκου συναλλαγών. Παρουσιάζουμε εμπειρικά στοιχεία για την άποψη που διατυπώθηκε από τους Gallant, Rossi και Tauchen (1992), ότι δηλαδή μαθαίνουνε περισσότερα για το χρηματιστήριο μελετώντας τη κοινή δυναμική τιμών μετοχών- όγκου συναλλαγών παρά τη μεταβλητή τιμή μετοχών. Επίσης, η ανάλυση προβάλλει στοιχεία για το πώς τα δύο είναι άρρηκτα συνδεδεμένα. Οι περισσότερες μελέτες στη σχέση τιμής-όγκου μετοχής βασίζονται στη σύγχρονη σχέση όγκου συναλλαγών-αποδόσεων μετοχών (Karpoﬀ 1987). Οι μελέτες που ρητά εξετάζουν για αιτιότητα τιμών μετοχών- όγκου συναλλαγών (Rogalski(1978), Smirlock και Starks(1988), Jain και Joh(1988) και Antoniewicz(1992)) και βασίζονται στα παραδοσιακά τεστ γραμμικής αιτιότητας Granger, μπορεί να είναι αποτελεσματικά στο να βρίσκουν τη γραμμική αιτιότητα, αλλά όχι και τη μη γραμμική σχέση παραβλέποντας τη (Baek και Brock (1992), Hiemstra και Jones (1993)).

Εδώ χρησιμοποιούμε και τα γραμμικά και τα μη γραμμικά τεστ αιτιότητας για να μελετήσουμε καθημερινές αποδόσεις μετοχών του Dow Jones και ποσοστιαίες μεταβολές στον όγκο συναλλαγών στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE). Σύμφωνα με τη μελέτη των Kim, Nelson και Startz (1991), που παρατήρησαν ένα δομικό σφάλμα στο μηχανισμό παραγωγής συνολικών αποδόσεων μετοχών στο τέλος του 1946, εφαρμόζουμε τα τεστ αιτιότητας σε δύο περιόδους: από το 1915 ως το 1946 και από το 1947 ως το 1990. Εφαρμόζοντας το παραδοσιακό τεστ Granger, διαπιστώνουμε μονόδρομη αιτιότητα Granger μεταξύ αποδόσεων μετοχών και όγκου συναλλαγών. Χρησιμοποιώντας το μη γραμμικό τεστ αιτιότητας Granger, διαπιστώσανε σημαντική μη γραμμική αμφίδρομη αιτιότητα Granger

μεταξύ αποδόσεων μετοχών- όγκου συναλλαγών και στις δύο περιόδους.

Το δεύτερο τεστ ( το μη γραμμικό) βασίζεται σε μη παραμετρικούς εκτιμητές με χρονικές σχέσεις μέσα και μεταξύ των χρονολογικών σειρών. Είναι μια τροποποιημένη εκδοχή του μη γραμμικού τεστ αιτιότητας Granger των Baek και Brock(1992). Αυτή η εκδοχή επιτρέπει σε κάθε σειρά να επιδεικνύει μικρή (ή βραχυχρόνια) χρονική εξάρτηση, σε αντίθεση με το τεστ των Baek και Brock που υποθέτει ότι οι χρονολογικές σειρές όπου εφαρμόζεται το τεστ είναι αμοιβαία, αλλά και ξεχωριστά ανεξάρτητες και ισοδύναμα κατανεμημένες.

Σύμφωνα με το μοντέλο μίξης κατανομών του Clark(1973), η ροή πληροφοριών είναι ένας λανθάνων κοινός παράγοντας που επηρεάζει τις καθημερινές αποδόσεις μετοχών και τον όγκο συναλλαγών. Ο Andersen (1992), μεταξύ άλλων, σημειώνει ότι το πρότυπο κοινού-παράγοντα παρέχει μια εξήγηση για την εμμονή αστάθειας που συνδέεται με την υπό όρους αυτοπαλινδρομική ετεροσκεδαστικότητα (ARCH) στις καθημερινές αποδόσεις μετοχών όταν η υπόθεση i.i.d. του Clark (ανεξάρτητα και ισοδύναμα κατανεμημένοι) για τη ροή πληροφοριών είναι χαλαρωμένος. Έτσι, η μη γραμμική αιτιότητα Granger θα μπορούσε να οφείλεται σε απλά αποτελέσματα αστάθειας που σχετίζονται με τη ροή πληροφοριών. Το τροποποιημένο τεστ των Baek και Brock δίνει τα επιθυμητά αποτελέσματα και στις δύο χρονικές περιόδους, αφού φιλτράρουνε τις σειρές αποδόσεων μετοχών με εκθετικά γενικευμένα ARCH μοντέλα για να ελέγξουνε για εμμονή αστάθειας.

Το δείγμα είναι καθημερινές τιμές κλεισίματος από τον δείκτη Dow Jones Price Index. Για την περίοδο 1925-1940 οι αποδόσεις των μετοχών βασίζονται στον δείκτη Dow Jones Industrial Average. Για την περίοδο 1941-1990 οι αποδόσεις μετοχών βασίζονται στο δείκτη Dow

Jones 65 Composite Index. Ο όγκος συναλλαγών είναι συνολικά καθημερινά στοιχεία όγκου συναλλαγών από τον δείκτη NYSE.

### ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Στην παρούσα εργασία χρησιμοποιούνται ορισμένες τεχνικές όπως το κλασσικό υπόδειγμα παλινδρόμησης, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων για την εκτίμηση των παραμέτρων, το τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης, ο συντελεστής προσδιορισμού  $R^2$ , το t-statistic, η p-value και ο έλεγχος υποθέσεων για τη μελέτη των εμπειρικών δεδομένων. Παρακάτω διατυπώνεται το θεωρητικό υπόβαθρο για τις τεχνικές αυτές, οι οποίες σε συνδυασμό με τα δεδομένα, βοηθούν στην εξαγωγή συμπερασμάτων.

Ο όρος ανάλυση παλινδρόμησης αναφέρεται στις μεθόδους με τις οποίες γίνονται εκτιμήσεις των τιμών μιας μεταβλητής από την γνώση των τιμών μίας ή περισσότερων άλλων μεταβλητών και στη μέτρηση των σφαλμάτων που συνεπάγεται αυτή η διαδικασία εκτιμήσεως. Στην παρούσα εργασία εξετάζεται το κλασσικό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης, το οποίο είναι μία ευθύγραμμη σχέση δύο μεταβλητών sir FRANCIS GALTON. Ο όρος ευθύγραμμη δηλώνει ότι μία εξίσωση ευθείας γραμμής του τύπου  $Y = A + BX$ , όπου A και B είναι σταθεροί αριθμοί, χρησιμοποιείται για να περιγράψει τη σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών για να γίνει η εκτίμησή τους. Ο παράγοντας του οποίου οι τιμές εκτιμώνται, αναφέρεται ως εξαρτημένη μεταβλητή και συμβολίζεται με Y. Ο παράγοντας από τον οποίο θα γίνουν αυτές οι εκτιμήσεις, ονομάζεται ανεξάρτητη μεταβλητή και συμβολίζεται με X. Όσον αφορά την ανάλυση παλινδρόμησης, ο πρώτος στόχος της είναι να δοθούν εκτιμήσεις των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής από τιμές της ανεξάρτητης. Η διαδικασία της εκτιμήσεως στηρίζεται στη δειγματική γραμμή παλινδρόμησης, που είναι μια γραμμή προσαρμοσμένη στα δεδομένα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Η δειγματική γραμμή παλινδρόμησης περιγράφει την κατά μέσο όρο υφιστάμενη σχέση μεταξύ των μεταβλητών X και Y στα δειγματικά δεδομένα. Η εξίσωση αυτής της γραμμής γνωστή ως

δειγματική εξίσωση παλινδρόμησης, παρέχει εκτιμήσεις της μέσης τιμής της  $Y$  για κάθε τιμή της  $X$ . Ένας δεύτερος στόχος της ανάλυσης παλινδρόμησης είναι να δοθούν μέτρα του σφάλματος που συνεπάγεται η χρησιμοποίηση της γραμμικής παλινδρόμησης ως μέσο εκτίμησης. Γι' αυτό το σκοπό, υπολογίζεται το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης και άλλα σχετικά μέτρα. Το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης μετρά τη διασπορά των εκ παρατηρήσεως τιμών της μεταβλητής  $Y$ , γύρω από τις αντίστοιχες τιμές που εκτιμώνται από την προσαρμοσθείσα γραμμή παλινδρόμησης. Ένας τρίτος στόχος, είναι να βρεθεί ένα μέτρο του βαθμού της αλληλεξαρτήσεως ή συσχετίσεως μεταξύ των μεταβλητών. Ο συντελεστής συσχετίσεως και ο συντελεστής προσδιορισμού, οι οποίοι υπολογίζονται γι' αυτό το σκοπό, μετρούν την ένταση της σχέσης μεταξύ των δύο μεταβλητών.

#### Εκτίμηση με τη χρησιμοποίηση της γραμμής παλινδρόμησης (Μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων)

Για να επιτευχθεί ο πρώτος στόχος της ανάλυσης παλινδρόμησης, πρέπει να διατυπωθεί η μαθηματική εξίσωση μιας γραμμής μεταξύ εξαρτημένης και ανεξάρτητης μεταβλητής. Στη συνέχεια, αυτή η γραμμή χρησιμοποιείται για να εκτιμηθούν οι τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής. Στην παρούσα εργασία αναφέρεται η ευθύγραμμη γραμμή παλινδρόμησης, όπου επιδίωξη είναι να δοθεί η εξίσωση της ευθείας γραμμής, η οποία κατά τον καλύτερο τρόπο προσαρμόζεται και περιγράφει τα δεδομένα. Η εξίσωση της ευθείας γραμμής είναι:

$Y = \alpha + \beta X$ , όπου  $\alpha$  είναι η υπολογιζόμενη τιμή της  $Y$  όταν  $x=0$ , και  $\beta$  είναι η κλίση της ευθείας, ή αλλιώς, η ποσότητα κατά την οποία η τιμή της  $Y$  μεταβάλλεται με κάθε μοναδιαία μεταβολή της  $X$ . Αναμφίβολα, η πιο διαδεδομένη χρησιμοποιούμενη τεχνική στη Στατιστική για τη προσαρμογή των δεδομένων- το πρόβλημα γραμμικής παλινδρόμησης- είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων.

Όπως έχει ήδη αναφερθεί για το υπόδειγμα της γραμμικής παλινδρόμησης, υπάρχει η πληθυσμιακή ή πραγματική ευθεία



παλινδρόμησης, η οποία εκφράζεται με τον τύπο:  $E(Y/x) = A + BX$ . Αντίστοιχα, η δειγματική ευθεία παλινδρόμησης, που είναι και η καλύτερα προσαρμοσμένη γραμμή στα δειγματικά δεδομένα, εκφράζεται με το τύπο:  $\hat{Y} = \alpha + \beta X$ , όπου  $\alpha$  και  $\beta$  είναι οι εκτιμήσεις των  $A$  και  $B$  της πληθυσμιακής ευθείας παλινδρόμησης.

Για να οριστεί καλύτερα η προσαρμοσμένη γραμμή σ' ένα σύνολο δεδομένων, τα οποία παρουσιάζονται σε διάγραμμα, πρέπει να υπάρχουν τα κατάλληλα κριτήρια που προσδιορίζουν την ουσία της προσαρμογής. Έτσι, μπορεί να διατυπωθεί η άποψη προσαρμογής μίας ευθείας γραμμής στα δεδομένα με τέτοιο τρόπο ώστε τα μισά σημεία να βρίσκονται άνω της γραμμής και τα άλλα μισά κάτω από τη γραμμή. Ωστόσο, διαπιστώνεται πως μία τέτοια προσαρμογή των δεδομένων σε αυτήν την γραμμή μπορεί να είναι τελείως λανθασμένη, εάν τα σημεία που βρίσκονται άνω της γραμμής βρίσκονται πολύ κοντά σε αυτήν, ενώ τα σημεία που είναι τοποθετημένα κάτω από την γραμμή αποκλίνουν έντονα από αυτήν.

Απεναντίας, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων θέτει ως προϋπόθεση ότι το άθροισμα των τετραγώνων των αποκλίσεων των εκ παρατηρήσεως τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής από τις αντίστοιχα υπολογιζόμενες τιμές επί της γραμμής παλινδρόμησης πρέπει να είναι ελάχιστο. Συνεπώς, εάν μία ευθεία γραμμή προσαρμόζεται σ' ένα σύνολο δεδομένων με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, τότε είναι και η καλύτερη προσαρμογή με την έννοια ότι το άθροισμα των τετραγώνων των αποκλίσεων,  $\sum (Y - \hat{Y})^2$ , είναι μικρότερο από αυτό που θα ήταν για οποιαδήποτε άλλη δυνατή ευθεία γραμμή.

Ένα άλλο χρήσιμο χαρακτηριστικό των ελαχίστων τετραγώνων της ευθείας γραμμής είναι ότι αυτή περνά από το σημείο των μέσων  $(\bar{X}, \bar{Y})$ , και γι' αυτό καθιστά το άθροισμα των θετικών και αρνητικών αποκλίσεων ίσο με το μηδέν. Συνεπώς, η ευθεία γραμμή που βρίσκεται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων έχει τις εξής μαθηματικές ιδιότητες:

$$\sum (Y - \hat{Y})^2 \text{ είναι ελάχιστο}$$

$$\Sigma(Y - \hat{Y}) = 0$$

Διαδικασία υπολογισμού

Έστω ότι το σημείο  $(X_i, Y_i)$  αντιπροσωπεύει την  $i$ - παρατήρηση. Το πραγματικό σφάλμα είναι η διαφορά της παρατηρούμενης τιμής  $Y_i$  και της πραγματικής άγνωστης τιμής  $A + BX_i$ , δηλαδή:  $Y_i - (A + BX_i)$ . Το παρατηρούμενο σφάλμα  $e_i$  είναι η διαφορά μεταξύ της παρατηρηθείσας τιμής  $Y_i$  και της εκτιμηθείσας τιμής  $\hat{Y}_i = a + \beta X_i$ , δηλαδή:  $Y_i - A + BX_i = Y_i - \hat{Y}_i$ . Η ποσότητα  $\hat{Y} = a + \beta X$  ονομάζεται αναμενόμενη τιμή της  $Y$  και προκύπτει από την εκτιμηθείσα γραμμή παλινδρόμησης.

Το πρόβλημα που παρουσιάζεται είναι να αντληθούν οι εκτιμήσεις  $a$  και  $\beta$  από το δείγμα, για τις άγνωστες πληθυσμιακές παραμέτρους  $A$  και  $B$ . Αυτό γίνεται με τον καλύτερο τρόπο αν χρησιμοποιήσουμε τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Αυτή η

μέθοδος ελαχιστοποιεί το άθροισμα των τετραγώνων,  $\sum_{i=1}^n e_i^2 = SS_E$ , των

διαφορών μεταξύ των αναμενόμενων τιμών και των παρατηρηθείσων τιμών για την εξαρτημένη μεταβλητή. Η μέθοδος στηρίζεται στην αρχή ότι οι καλύτεροι εκτιμητές  $a$  και  $\beta$  είναι εκείνοι που ελαχιστοποιούν το άθροισμα των τετραγώνων, που οφείλεται στο σφάλμα  $SS_E$ . Το σφάλμα ως άθροισμα τετραγώνων είναι:

$$SS_E = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

ή

$$SS_E = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - a - \beta X_i)^2$$

Για να υπολογίσουμε το ελάχιστο, η μερική παράγωγος του αθροίσματος τετραγώνων του σφάλματος ως προς κάθε σταθερά ( $a$  και  $\beta$ ), εξισώνεται με το μηδέν:

$$\theta f / \theta a = \theta / \theta a \left[ \sum_{i=1}^n (Y_i - a - \beta X_i)^2 \right] = 0$$

$$\theta f / \theta \beta = \theta / \theta \beta \left[ \sum_{i=1}^n (Y_i - a - \beta X_i)^2 \right] = 0$$

Αυτές οι εξισώσεις ονομάζονται κανονικές εξισώσεις, και τελικά μετά από πράξεις καταλήγουν στο εξής σύστημα δύο εξισώσεων με αγνώστους τα  $\alpha$  και  $\beta$ :

$$\begin{aligned} n\alpha + \beta \sum X_i &= \sum Y_i \\ \alpha \sum X_i + \beta \sum X_i^2 &= \sum X_i Y_i \quad , i= 1, \dots, n \end{aligned}$$

Οι λύσεις αυτού του συστήματος είναι:

$$\begin{aligned} \alpha &= \bar{Y} - \beta \bar{X} \\ \beta &= \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \end{aligned}$$

Αυτή η λύση για την εκτίμηση των  $A$  και  $B$  ονομάζεται λύση ελαχίστων τετραγώνων. Αυτές οι εκτιμήσεις χρησιμοποιούνται για να δοθεί η εξίσωση της παλινδρόμησης:

$$\hat{Y} = \alpha + \beta X$$

η οποία είναι μία εκτίμηση της πραγματικής γραμμικής σχέσεως μεταξύ των μεταβλητών  $Y$  και  $X$ . Ένας πιο πρακτικός τύπος για τον υπολογισμό του  $\beta$  είναι ο:

$$\beta = \frac{\sum X_i Y_i - n \bar{X} \bar{Y}}{\sum X_i^2 - n \bar{X}^2}$$

### Τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης

Στη συνέχεια, εξετάζεται το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης, το οποίο είναι ένα μέτρο διασποράς των παρατηρούμενων τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής  $Y$  γύρω από την ευθεία παλινδρόμησης, προκύπτει δε από τον τύπο:

$$S_{Y,X} = \sqrt{\frac{\sum (Y - \hat{Y})^2}{n-2}}$$

Όπου  $n$  είναι το μέγεθος του δείγματος.

Το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης μετρά την διασπορά των παρατηρούμενων τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής  $Y$  γύρω από τις αντίστοιχα υπολογισθείσες τιμές  $\hat{Y}$  επί της ευθείας παλινδρομήσεως. Το άθροισμα των τετραγώνων των αποκλίσεων διαιρείται με  $n-2$  επειδή

αυτός ο παρανομαστής καθιστά το μέτρο  $S_{Y,X}^2$  έναν αμερόληπτο εκτιμητή της δεσμευμένης διακύμανσης γύρω από την πληθυσμιακή ευθεία παλινδρόμησης, που συμβολίζεται με  $\sigma_{Y,X}^2$ . Το  $n-2$  αντιπροσωπεύει τον αριθμό των βαθμών ελευθερίας γύρω από την προσαρμοσθείσα ευθεία παλινδρόμησης. Στην γενική περίπτωση, ο παρανομαστής είναι  $n-k$ , όπου  $k$  ο αριθμός των σταθερών στην εξίσωση παλινδρόμησης. Στην περίπτωση της ευθείας, ο παρανομαστής είναι  $n-2$  αφού δύο βαθμοί ελευθερίας χάνονται όταν τα  $\alpha$  και  $\beta$  χρησιμοποιούνται ως εκτιμήσεις των αντίστοιχων σταθερών στην πληθυσμιακή ευθεία παλινδρόμησης.

Σ' ένα πρόβλημα με μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων, ο υπολογισμός του τυπικού σφάλματος της παλινδρόμησης μέσω του προαναφερθέντα τύπου είναι επίπονος, και γι' αυτό επιδιώκεται η χρησιμοποίηση ενός πιο πρακτικού τύπου υπολογισμού, όπως:

$$S_{Y,X} = \sqrt{\frac{\Sigma Y^2 - \alpha \cdot \Sigma Y - \beta \cdot \Sigma XY}{n-2}}$$

Επειδή το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης  $S_{Y,X}$  είναι μια εκτίμηση του  $\sigma_{Y,X}$

(η τυπική απόκλιση γύρω από την πραγματική αλλά άγνωστη πληθυσμιακή ευθεία παλινδρόμησης), το  $S_{Y,X}$  μπορεί να χρησιμοποιηθεί και να ερμηνευθεί σαν μία τυπική απόκλιση. Εάν κάθε δειγματικό σημείο βρίσκεται επί της ευθείας παλινδρόμησης – δηλαδή, εάν δεν υπάρχει διασπορά γύρω από την ευθεία- τότε  $S_{Y,X}=0$ . Αυτό δείχνει ότι η ευθεία παλινδρόμησης προσαρμόζεται πλήρως (ή περιγράφει πλήρως) τα δειγματικά δεδομένα. Συνεπώς, είναι εύλογο να συμπεράνει κανείς ότι όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του  $S_{Y,X}$ , τόσο μεγαλύτερη είναι η διασπορά γύρω από την ευθεία παλινδρόμησης.

### R<sup>2</sup>- συντελεστής προσδιορισμού.

Ένας τρόπος για να εξετασθεί η ικανότητα της ανεξάρτητης μεταβλητής X στο να επηρεάζει την εξαρτημένη μεταβλητή Y είναι να δούμε πόσο καλύτερη προσαρμογή των δεδομένων γίνεται χρησιμοποιώντας αυτή την μεταβλητή από όταν χρησιμοποιούμε την μέση τιμή της Y. Για να εξηγηθεί με μαθηματικούς όρους, γίνεται η υπόθεση ότι υπάρχει ένα δείγμα n στοιχείων, και υπάρχουν και οι αντίστοιχες τιμές α και β. Οπότε, ορίζονται οι εξής εξισώσεις:

$$\bar{Y} = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n}, \text{ ο μέσος των παρατηρούμενων τιμών του Y και}$$
$$\hat{Y}_i = \alpha + \beta X_i \quad i=1, \dots, n, \text{ είναι η ευθεία παλινδρόμησης.}$$

Επίσης το άθροισμα των τετραγώνων των αποκλίσεων από το μέσο, με τύπο:

$$SST = \sum (Y_i - \bar{Y})^2$$

Και το άθροισμα των τετραγώνων των σφαλμάτων του γραμμικού εκτιμητή, με τύπο:

$$SSE = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

Τότε ο συντελεστής προσδιορισμού ορίζεται ως:

$$R^2 = 1 - SSE / SST$$

που έχει τιμές μεταξύ του 0 και του 1. Αν  $R^2 = 1$ , αυτό σημαίνει ότι υπάρχει πλήρη προσαρμογή στα δεδομένα της εκτίμησης, ενώ μία τιμή ίση με το μηδέν ( $R^2 = 0$ ) δείχνει ότι η εκτίμηση δεν είναι καλύτερη εκτιμήτρια από την μέση τιμή. Εναλλακτικά, ο  $R^2$  μπορεί να γραφτεί και ως:

$$R^2 = \text{Cov}(X, Y)^2 / \sigma_X^2 \sigma_Y^2$$

### Έλεγχος υποθέσεων

Ο έλεγχος των στατιστικών υποθέσεων είναι ένα από τους πλέον κλασσικούς κλάδους της μαθηματικής στατιστικής. Ιστορικά, ο θεμελιωτής της σύγχρονης στατιστικής επιστήμης είναι ο Άγγλος μαθηματικός Sir Ronald Fisher. Κατά τον Fisher, ο έλεγχος υποθέσεων δεν είναι τίποτε άλλο παρά μία διαδικασία μέσω της οποίας παράγεται κάποιος βαθμός υποστήριξης για την υπόθεση ενδιαφέροντος  $H_0$ .

Ο έλεγχος των στατιστικών υποθέσεων παρουσιάζει πολλές πτυχές και κατευθύνσεις, όπως η θεωρία των Neyman- Pearson, οι οποίοι θεμελίωσαν τη διαδικασία ελέγχου υποθέσεων σε διαφορετική βάση από ότι ο Fisher. Ο Fisher δεν είχε αναφερθεί σε αποδοχή ή απόρριψη της  $H_0$ . Το θεώρημα αυτό λύνει το πρόβλημα της κατασκευής ισχυρότατων τεστ για την περίπτωση ελέγχου απλής μηδενικής υπόθεσης έναντι απλής εναλλακτικής.

Συνεπώς, συμβολίζεται η μηδενική υπόθεση με  $H_0: \theta = \theta_0$  και η εναλλακτική με  $H_0: \theta \neq \theta_0$ .

### t- Statistic

Όταν υπάρχουν δείγματα δεδομένων, η διακύμανσή τους μπορεί να είναι άγνωστη. Σαν συνέπεια αυτού, η δειγματική διακύμανση υπολογίζεται και χρησιμοποιείται σαν μια εκτίμηση της διακύμανσης. Ο τύπος του  $z$  που θα αναλυθεί υπό ιδανικές συνθήκες είναι:

$$z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_{\bar{X}}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$$

Στην πραγματικότητα όμως:

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n}}$$

όπου  $s$  είναι η δειγματική τυπική απόκλιση. Η μεταβλητότητα του  $t$  εξαρτάται από το πόσα δείγματα υπάρχουν. Αυτή η εξάρτηση καλείται βαθμός ελευθερίας και είναι ίση με  $(n-1)$ , όπου  $n$  είναι ο αριθμός των

δειγμάτων. Η t-κατανομή πλησιάζει την κανονική κατανομή όσο το n τείνει στο  $\infty$ . Αν  $|t| \geq 1,96$  τότε οι εκτιμητές του υποδείγματος εμφανίζονται στατιστικά σημαντικοί και απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση  $H_0=0$ .

### p-value

Για να διαπιστωθεί το αν πρέπει ή δεν πρέπει να γίνει αποδεκτή μία υπόθεση, θέτεται το ερώτημα: Ποια είναι η μέγιστη τιμή του  $\alpha$  που γίνεται αποδεκτή ώστε να θεωρείται η  $H_0$  ως αληθής; Η απάντηση σε αυτό το ερώτημα είναι ότι επιλέγεται  $p = 0,05$ , το οποίο σημαίνει πως γίνεται αποδεκτή η  $H_0$  αν το στατιστικό τεστ έχει σφάλμα τύπου I με πιθανότητα λιγότερη από  $p$ . Αν το στατιστικό τεστ δεν βρίσκεται μέσα στην κρίσιμη περιοχή (περιοχή απόρριψης), τότε η μηδενική υπόθεση είναι αληθής με διάστημα εμπιστοσύνης  $100(1-p)\%$ .

Το σφάλμα τύπου I είναι το σφάλμα το οποίο γίνεται, όταν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση για την εναλλακτική ενώ η μηδενική είναι πραγματικά αληθινή. (δηλαδή απορρίπτεται εσφαλμένα).

### ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα μελέτη αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων DATASTREAM. Συγκεκριμένα χρησιμοποιήθηκαν ημερήσια στοιχεία από τον Ιανουάριο του 1990 έως τον Μάιο του 2005 για τους γενικούς δείκτες των μετοχών και για τον όγκο συναλλαγών. Οι χώρες που έχουν επιλεγεί για τη συγκεκριμένη εργασία είναι οι: Αγγλία, Αυστρία, Βέλγιο, Γαλλία, Γερμανία, Ελλάδα, Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής, Ιαπωνία, Ισπανία και Ιταλία.

Οι δείκτες που αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων δεν περιλαμβάνουν όλες τις μετοχές της αγοράς. Περιλαμβάνουν αυτές που τις διακρίνει η υψηλή κεφαλαιοποίηση και ο ακριβής αριθμός των μετοχών που περιλαμβάνονται στον κάθε δείκτη της κάθε χώρας διαφέρει από χώρα σε χώρα. Ο αριθμός των μετοχών που περιλαμβάνονται στον γενικό δείκτη της κάθε χώρας είναι :

|          |              |
|----------|--------------|
| ΑΥΣΤΡΙΑ  | 50 ΜΕΤΟΧΕΣ   |
| ΒΕΛΓΙΟ   | 90 ΜΕΤΟΧΕΣ   |
| ΓΑΛΛΙΑ   | 200 ΜΕΤΟΧΕΣ  |
| ΓΕΡΜΑΝΙΑ | 200 ΜΕΤΟΧΕΣ  |
| ΕΛΛΑΔΑ   | 50 ΜΕΤΟΧΕΣ   |
| ΙΤΑΛΙΑ   | 160 ΜΕΤΟΧΕΣ  |
| ΙΑΠΩΝΙΑ  | 1000 ΜΕΤΟΧΕΣ |
| ΟΛΛΑΝΔΙΑ | 130 ΜΕΤΟΧΕΣ  |
| ΙΣΠΑΝΙΑ  | 120 ΜΕΤΟΧΕΣ  |
| Η.Π.Α.   | 1000 ΜΕΤΟΧΕΣ |

Διευκρινίζεται ότι για τις χώρες της Αγγλίας, Ελλάδας, Γαλλίας και Ηνωμένων πολιτειών της Αμερικής έχουν χρησιμοποιηθεί οι γενικοί δείκτες του χρηματιστηρίου της κάθε χώρας, δηλαδή για την Αγγλία ο FTSE100, για την Αμερική ο DOW JONES, για την Γαλλία ο CAC40 και για την Ελλάδα ο ASE.



Επίσης, στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιήθηκαν στοιχεία κεφαλαιοποίησης από το 1990 έως το 2005 τα οποία αντλήθηκαν και αυτά από τη DATASTREAM. Ο δείκτης είναι εκφρασμένος σε εκατομμύρια ευρώ. Ο δείκτης του όγκου συναλλαγών είναι εκφρασμένος σε χιλιάδες ευρώ.

Για τον υπολογισμό των αποδόσεων των μετοχών έχουν χρησιμοποιηθεί οι λογαριθμικές διαφορές βάση του τύπου:

$$Dlr = \log S - \log S_{(-1)}$$

Όπου  $dlr$  = απόδοση των μετοχών του χρηματιστηρίου

$S$  = ο γενικός δείκτης.

Στην παρούσα εργασία χρησιμοποιήθηκαν οι λογαριθμικές διαφορές για να υπάρχουν οι αποδόσεις σε συνεχές χρόνο. Αν οι αποδόσεις υπολογίζονταν με τον κλασσικό τύπο απόδοσης :

$$R = R_{t+1} - R_t \setminus R_t$$

Τότε τα αποτελέσματα των αποδόσεων θα εμφανίζονταν σε διακριτό χρόνο και όχι σε συνεχές.

## ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Τα εμπειρικά αποτελέσματα που βρέθηκαν από τις παλινδρομήσεις διαχωρίζονται σε δύο κατηγορίες:

- Σε αυτά που τα διακρίνει θετική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων μετοχών του χρηματιστηρίου.
- Σε αυτά που τα διακρίνει αρνητική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων μετοχών του χρηματιστηρίου.

### A) Θετική σχέση όγκου- αποδόσεων

Σύμφωνα με τα εμπειρικά αποτελέσματα, οι χώρες που παρουσιάζουν θετική σχέση είναι η Αγγλία, Αυστρία, Γερμανία, Ελλάδα, Ιαπωνία και τέλος η Ιταλία.

Dependent Variable: FTSE100R

Method: Least Squares

Date: 06/23/05 Time: 17:57

Sample(adjusted): 2 4000

Included observations: 3942

Excluded observations: 57 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | -0.000216   | 0.000215              | -1.005686   | 0.3146    |
| FTSE100VO          | 3.51E-09    | 1.24E-09              | 2.832366    | 0.0046    |
| R-squared          | 0.002032    | Mean dependent var    |             | 0.000176  |
| Adjusted R-squared | 0.001779    | S.D. dependent var    |             | 0.010333  |
| S.E. of regression | 0.010324    | Akaike info criterion |             | -6.308254 |
| Sum squared resid  | 0.419915    | Schwarz criterion     |             | -6.305068 |
| Log likelihood     | 12435.57    | F-statistic           |             | 8.022297  |
| Durbin-Watson stat | 1.986826    | Prob(F-statistic)     |             | 0.004644  |

Ξεκινώντας από την Αγγλία, συνάγονται τα εξής:

Στο χρηματιστήριο της Αγγλίας παρουσιάζεται θετική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι θετικός. Εφαρμόζοντας τον

έλεγχο υποθέσεων, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1 = 0$ , μιας και η p-value είναι ίση με 0,0046, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί, οπότε όντως υπάρχει σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή η μεταβλητή του X επηρεάζει όντως την μεταβλητή του Y. Αυτό επίσης επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic = 2,832366 μεγαλύτερο από την κριτική τιμή 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  έχει οντότητα. Όπως παρατηρείται από το adjusted R-squared, συμπεραίνεται ότι η συστηματική συνιστώσα εξηγεί ελάχιστα τη μεταβλητότητα της Y. Αυτό υποδηλώνει ότι υπάρχουν και άλλοι παράμετροι που εξηγούν την εξαρτημένη μεταβλητή Y, οι οποίοι όμως δεν έχουν ληφθεί υπόψη στο συγκεκριμένο υπόδειγμα. Συνεχίζοντας την ανάλυση, συμπεραίνεται ότι οι παρατηρήσεις βρίσκονται πολύ κοντά στην γραμμή της παλινδρόμησης, σύμφωνα με το τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης. Συνεπώς, ο έλεγχος του τυπικού σφάλματος δείχνει ότι η ευθεία της παλινδρόμησης περιγράφει ικανοποιητικά τα δειγματικά δεδομένα.

Συνεχίζοντας την ανάλυση στην Αυστρία, προκύπτουν τα εξής:

Dependent Variable: AUSR

Method: Least Squares

Date: 06/23/05 Time: 12:55

Sample(adjusted): 3 4034

Included observations: 3797

Excluded observations: 235 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | -0.000212   | 0.000209              | -1.012269   | 0.3115    |
| AUSVO              | 3.45E-07    | 1.34E-07              | 2.571473    | 0.0102    |
| R-squared          | 0.001739    | Mean dependent var    |             | 0.000168  |
| Adjusted R-squared | 0.001476    | S.D. dependent var    |             | 0.009128  |
| S.E. of regression | 0.009121    | Akaike info criterion |             | -6.555883 |
| Sum squared resid  | 0.315737    | Schwarz criterion     |             | -6.552595 |
| Log likelihood     | 12448.34    | F-statistic           |             | 6.612475  |
| Durbin-Watson stat | 1.587490    | Prob(F-statistic)     |             | 0.010164  |

Στην Αυστρία διακρίνεται θετική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του δείκτη. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι θετικός και εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1=0$ , μιας και το p-value είναι 0,0102, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί, οπότε όντως υπάρχει σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή, η μεταβλητή  $X$  επηρεάζει όντως τη μεταβλητή  $Y$ . Αυτό επίσης, επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic, το οποίο είναι 2,571473 μεγαλύτερο της κριτικής τιμής 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  έχει οντότητα. Σύμφωνα και με το χρηματιστήριο της Αγγλίας και στο χρηματιστήριο της Αυστρίας παρατηρείται πολύ χαμηλό Adjusted R-squared 0.0001476, συνεπώς η συστηματική συνιστώσα εξηγεί ελάχιστα τη μεταβλητότητα της  $Y$ . Αυτό σημαίνει ότι υπάρχουν και άλλοι παράμετροι που εξηγούν την εξαρτημένη μεταβλητή  $Y$ , οι οποίοι δεν έχουν ληφθεί υπόψη στη συγκεκριμένη παλινδρόμηση. Επίσης και στο υπόδειγμα αυτό ο έλεγχος του τυπικού σφάλματος δείχνει ότι η ευθεία της παλινδρόμησης περιγράφει ικανοποιητικά τα δειγματικά δεδομένα. (s.e.of regression=0.009121).

Επιπρόσθετα, στη Γερμανία διακρίνεται και εδώ θετική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου.

Dependent Variable: GERR

Method: Least Squares

Date: 06/23/05 Time: 12:57

Sample(adjusted): 3 4035

Included observations: 3893

Excluded observations: 140 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | -0.000121   | 0.000211              | -0.574100   | 0.5659    |
| GERVO              | 8.11E-09    | 2.83E-09              | 2.868627    | 0.0041    |
| R-squared          | 0.002110    | Mean dependent var    |             | 0.000170  |
| Adjusted R-squared | 0.001854    | S.D. dependent var    |             | 0.011537  |
| S.E. of regression | 0.011527    | Akaike info criterion |             | -6.087802 |
| Sum squared resid  | 0.516970    | Schwarz criterion     |             | -6.084582 |
| Log likelihood     | 11851.91    | F-statistic           |             | 8.229019  |
| Durbin-Watson stat | 1.892545    | Prob(F-statistic)     |             | 0.004145  |

Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι θετικός, γεγονός που δηλώνει αυτή τη θετική σχέση. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1=0$ , μιας και η p-value είναι ίση με 0,0041, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί. Δηλαδή η μεταβλητή του X επηρεάζει όντως τη μεταβλητή του Y. Η παραπάνω πρόταση διαπιστώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic = 2.868627 μεγαλύτερο από την κριτική τιμή του 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  έχει οντότητα. Όπως παρατηρείται από το adjusted R-squared, συμπεραίνεται ότι η συστηματική συνιστώσα εξηγεί ελάχιστα τη μεταβλητότητα της Y. Αυτό υποδηλώνει ότι υπάρχουν και άλλοι παράμετροι που εξηγούν την εξαρτημένη μεταβλητή Y, οι οποίοι όμως δεν έχουν ληφθεί υπόψη στο συγκεκριμένο υπόδειγμα. Συνεχίζοντας την ανάλυση, συμπεραίνεται ότι οι παρατηρήσεις βρίσκονται πολύ κοντά στην γραμμή της παλινδρόμησης, σύμφωνα με το τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης.

Συνεπώς, ο έλεγχος του τυπικού σφάλματος δείχνει ότι η ευθεία της παλινδρόμησης περιγράφει ικανοποιητικά τα δειγματικά δεδομένα.

Επιπλέον, στην Ελλάδα παρατηρούνται τα εξής:

Dependent Variable: GRR  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/23/05 Time: 12:57  
 Sample(adjusted): 3 4036  
 Included observations: 3840  
 Excluded observations: 194 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | 3.50E-05    | 0.000348              | 0.100343    | 0.9201    |
| GRVO               | 1.44E-07    | 5.40E-08              | 2.660031    | 0.0078    |
| R-squared          | 0.001840    | Mean dependent var    |             | 0.000584  |
| Adjusted R-squared | 0.001580    | S.D. dependent var    |             | 0.017421  |
| S.E. of regression | 0.017407    | Akaike info criterion |             | -5.263394 |
| Sum squared resid  | 1.162897    | Schwarz criterion     |             | -5.260138 |
| Log likelihood     | 10107.72    | F-statistic           |             | 7.075765  |
| Durbin-Watson stat | 1.623612    | Prob(F-statistic)     |             | 0.007846  |

Στο χρηματιστήριο της Ελλάδας παρουσιάζεται θετική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι θετικός. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1 = 0$ , μιας και η p-value είναι ίση με 0,0078, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί, οπότε όντως υπάρχει σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή η μεταβλητή του X επηρεάζει όντως την μεταβλητή του Y. Αυτό επίσης επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic = 2,660031 μεγαλύτερο από την κριτική τιμή 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  έχει οντότητα. Όπως παρατηρείται από το adjusted R-squared, συμπεραίνεται ότι η συστηματική συνιστώσα εξηγεί ελάχιστα τη μεταβλητότητα της Y. Αυτό υποδηλώνει ότι υπάρχουν και άλλοι παράμετροι που εξηγούν την εξαρτημένη μεταβλητή Y, οι οποίοι όμως δεν έχουν ληφθεί υπόψη στο συγκεκριμένο υπόδειγμα. Συνεχίζοντας την ανάλυση, συμπεραίνεται ότι οι παρατηρήσεις βρίσκονται πολύ κοντά στην γραμμή της παλινδρόμησης, σύμφωνα με το τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης. Συνεπώς, ο έλεγχος του τυπικού σφάλματος δείχνει ότι η ευθεία της παλινδρόμησης περιγράφει ικανοποιητικά τα δειγματικά δεδομένα.

Έπειτα, στην Ιαπωνία παρατηρούνται τα εξής:

Dependent Variable: JPR

Method: Least Squares

Date: 06/23/05 Time: 12:58

Sample(adjusted): 5 4035

Included observations: 3827

Excluded observations: 204 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | -0.002035   | 0.000375              | -5.429343   | 0.0000    |
| JPVO               | 3.04E-09    | 5.28E-10              | 5.760014    | 0.0000    |
| R-squared          | 0.008599    | Mean dependent var    |             | -0.000229 |
| Adjusted R-squared | 0.008340    | S.D. dependent var    |             | 0.012753  |
| S.E. of regression | 0.012700    | Akaike info criterion |             | -5.893984 |
| Sum squared resid  | 0.616887    | Schwarz criterion     |             | -5.890718 |
| Log likelihood     | 11280.14    | F-statistic           |             | 33.17776  |
| Durbin-Watson stat | 1.806330    | Prob(F-statistic)     |             | 0.000000  |

Στο χρηματιστήριο της Ιαπωνίας παρουσιάζεται θετική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι θετικός. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1 = 0$ , μιας και η p-value είναι ίση με 0,0000, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί, οπότε όντως υπάρχει σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή η μεταβλητή του X επηρεάζει όντως την μεταβλητή του Y. Αυτό επίσης επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic = 5,760014 μεγαλύτερο από τη κριτική τιμή 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  έχει οντότητα. Όπως παρατηρείται από το adjusted R-squared, συμπεραίνεται ότι η συστηματική συνιστώσα εξηγεί ελάχιστα τη μεταβλητότητα της Y. Αυτό υποδηλώνει ότι υπάρχουν και άλλοι παράμετροι που εξηγούν την εξαρτημένη μεταβλητή Y, οι οποίοι όμως δεν έχουν ληφθεί υπόψη στο συγκεκριμένο υπόδειγμα. Συνεχίζοντας την ανάλυση, συμπεραίνεται ότι οι παρατηρήσεις βρίσκονται πολύ κοντά στην γραμμή της παλινδρόμησης, σύμφωνα με το τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης.

Συνεπώς, ο έλεγχος του τυπικού σφάλματος δείχνει ότι η ευθεία της παλινδρόμησης περιγράφει ικανοποιητικά τα δειγματικά δεδομένα.

Επιπλέον, στο χρηματιστήριο της Ιταλίας παρατηρούνται τα εξής:

Dependent Variable: ITR  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/23/05 Time: 12:58  
 Sample(adjusted): 3 4035  
 Included observations: 3856  
 Excluded observations: 177 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | -0.045550   | 0.004938              | -9.224565   | 0.0000    |
| ITVO               | 1.38E-07    | 1.15E-08              | 11.99346    | 0.0000    |
| R-squared          | 0.035980    | Mean dependent var    |             | -0.000317 |
| Adjusted R-squared | 0.035730    | S.D. dependent var    |             | 0.201553  |
| S.E. of regression | 0.197919    | Akaike info criterion |             | -0.401398 |
| Sum squared resid  | 150.9689    | Schwarz criterion     |             | -0.398152 |
| Log likelihood     | 775.8944    | F-statistic           |             | 143.8431  |
| Durbin-Watson stat | 2.576132    | Prob(F-statistic)     |             | 0.000000  |

Στο χρηματιστήριο της Ιταλίας παρουσιάζεται θετική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι θετικός. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1 = 0$ , μιας και η p-value είναι ίση με 0,0000, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί και η πιθανότητα να έχει γίνει λάθος στη μηδενική υπόθεση είναι μηδενική, οπότε όντως υπάρχει σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή η μεταβλητή του X επηρεάζει όντως την μεταβλητή του Y. Αυτό επίσης επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic =11,99346 μεγαλύτερο από την κριτική τιμή 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  έχει οντότητα. Όπως παρατηρείται από το adjusted R-squared, συμπεραίνεται ότι η συστηματική συνιστώσα εξηγεί ελάχιστα τη μεταβλητότητα της Y. Αυτό υποδηλώνει ότι υπάρχουν και άλλοι παράμετροι που εξηγούν την εξαρτημένη μεταβλητή Y, οι οποίοι όμως δεν έχουν ληφθεί υπόψη στο συγκεκριμένο υπόδειγμα. Συνεχίζοντας



την ανάλυση, συμπεραίνεται ότι οι παρατηρήσεις βρίσκονται πολύ κοντά στην γραμμή της παλινδρόμησης, σύμφωνα με το τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης. Συνεπώς, ο έλεγχος του τυπικού σφάλματος δείχνει ότι η ευθεία της παλινδρόμησης περιγράφει ικανοποιητικά τα δειγματικά δεδομένα.

Τελειώνοντας, την ανάλυση της θετικής σχέσης μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου στο γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου Αθηνών παρατηρούνται τα εξής:

Dependent Variable: GRR  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/23/05 Time: 17:54  
 Sample(adjusted): 967 3312  
 Included observations: 2028  
 Excluded observations: 318 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | -0.000356   | 0.000570              | -0.624013   | 0.5327    |
| GRVO               | 5.20E-08    | 3.29E-08              | 1.578563    | 0.1146    |
| R-squared          | 0.001228    | Mean dependent var    |             | 0.000296  |
| Adjusted R-squared | 0.000735    | S.D. dependent var    |             | 0.017702  |
| S.E. of regression | 0.017695    | Akaike info criterion |             | -5.230050 |
| Sum squared resid  | 0.634388    | Schwarz criterion     |             | -5.224513 |
| Log likelihood     | 5305.271    | F-statistic           |             | 2.491862  |
| Durbin-Watson stat | 1.634871    | Prob(F-statistic)     |             | 0.114592  |

Κλείνοντας, στο χρηματιστήριο Αθηνών παρατηρείται ότι ο συντελεστής  $\beta_1$  είναι θετικός γεγονός, που υποδηλώνει θετική σχέση μεταξύ όγκου συναλλαγών και αποδόσεων μετοχών του χρηματιστηρίου, από την άλλη πλευρά όμως εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων παρατηρείται  $p\text{-value}=0.1146$  μεγαλύτερο από την κριτική τιμή 0.05 και  $t\text{-statistic}=1.578563$  μικρότερο από την κριτική τιμή 1,96. Συνεπώς, δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση  $H_0:\beta_1=0$ , οι εκτιμητές του υποδείγματος δεν είναι στατιστικά σημαντικοί και

επομένως μπορεί να ισχυρισθεί ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών. Τα αντιφατικά αυτά αποτελέσματα στην Ελλάδα μπορούν να αιτιολογηθούν στην διαφοροποίηση των στοιχείων των δεικτών, αλλά και στο γεγονός ότι υπάρχουν αρκετές ελλείψεις στις διαθέσιμες τιμές του γενικού δείκτη Αθηνών από το 1990.

### Β)Αρνητική σχέση όγκου-αποδόσεων

Σύμφωνα με τα εμπειρικά αποτελέσματα, οι χώρες που παρουσιάζουν αρνητική σχέση είναι το Βέλγιο, η Γαλλία, οι Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής, η Ολλανδία και τέλος η Ισπανία.

Ξεκινώντας από το Βέλγιο συνάγονται τα εξής:

Dependent Variable: BELR  
Method: Least Squares  
Date: 06/23/05 Time: 12:56  
Sample(adjusted): 3 4035  
Included observations: 3879  
Excluded observations: 154 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | 0.000236    | 0.000191              | 1.235090    | 0.2169    |
| BELVO              | -2.04E-09   | 5.16E-08              | -0.039519   | 0.9685    |
| R-squared          | 0.000000    | Mean dependent var    |             | 0.000231  |
| Adjusted R-squared | -0.000258   | S.D. dependent var    |             | 0.009099  |
| S.E. of regression | 0.009100    | Akaike info criterion |             | -6.560580 |
| Sum squared resid  | 0.321051    | Schwarz criterion     |             | -6.557350 |
| Log likelihood     | 12726.24    | F-statistic           |             | 0.001562  |
| Durbin-Watson stat | 1.708993    | Prob(F-statistic)     |             | 0.968479  |

Στο χρηματιστήριο του Βελγίου παρουσιάζεται αρνητική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι αρνητικός. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή

$H_0: \beta_1 = 0$ , μιας και η p- value είναι ίση με 0,9685, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά ασήμαντοι, οπότε δεν υπάρχει σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή η μεταβλητή του X δεν επηρεάζει όντως την μεταβλητή του Y. Αυτό επίσης επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic =0,039519 μικρότερο από την κριτική τιμή 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  δεν έχει οντότητα. Επομένως δεν λαμβάνουμε υπόψη τις εκτιμήσεις της συγκεκριμένης παλινδρόμησης.

Επιπρόσθετα, στη Γαλλία διακρίνεται και εδώ αρνητική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου, βάση των δεικτών της datastream.

Dependent Variable: FRAR  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/23/05 Time: 12:56  
 Sample(adjusted): 3 4037  
 Included observations: 3893  
 Excluded observations: 142 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | 0.000330    | 0.000238              | 1.382789    | 0.1668    |
| FRAVO              | -1.33E-09   | 2.46E-09              | -0.542162   | 0.5877    |
| R-squared          | 0.000076    | Mean dependent var    |             | 0.000251  |
| Adjusted R-squared | -0.000181   | S.D. dependent var    |             | 0.011827  |
| S.E. of regression | 0.011828    | Akaike info criterion |             | -6.036195 |
| Sum squared resid  | 0.544349    | Schwarz criterion     |             | -6.032976 |
| Log likelihood     | 11751.45    | F-statistic           |             | 0.293940  |
| Durbin-Watson stat | 1.919938    | Prob(F-statistic)     |             | 0.587738  |

Στο χρηματιστήριο της Γαλλίας παρουσιάζεται αρνητική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι αρνητικός. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1 = 0$ , μιας και η p- value είναι ίση με 0,5877, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά ασήμαντοι, οπότε δεν υπάρχει σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή η μεταβλητή του X δεν επηρεάζει όντως την μεταβλητή του Y. Αυτό επίσης επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic

=0,542162 μικρότερο από την κριτική τιμή 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  δεν έχει οντότητα. Επομένως δεν λαμβάνουμε υπόψη τις εκτιμήσεις της συγκεκριμένης παλινδρόμησης.

Επίσης, στη Γαλλία βάση των γενικών δεικτών του χρηματιστηρίου της Γαλλίας και εδώ παρατηρείται αρνητική σχέση.

Dependent Variable: CAC40R  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/23/05 Time: 17:55  
 Sample(adjusted): 524 3949  
 Included observations: 3312  
 Excluded observations: 114 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | 0.000453    | 0.000324              | 1.399818    | 0.1617    |
| CAC40VO            | -4.90E-09   | 4.97E-09              | -0.985958   | 0.3242    |
| R-squared          | 0.000294    | Mean dependent var    |             | 0.000238  |
| Adjusted R-squared | -0.000008   | S.D. dependent var    |             | 0.013737  |
| S.E. of regression | 0.013738    | Akaike info criterion |             | -5.736764 |
| Sum squared resid  | 0.624664    | Schwarz criterion     |             | -5.733078 |
| Log likelihood     | 9502.082    | F-statistic           |             | 0.972113  |
| Durbin-Watson stat | 1.975658    | Prob(F-statistic)     |             | 0.324226  |

Στο χρηματιστήριο της Γαλλίας βάση του δείκτη CAC40 παρουσιάζεται αρνητική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι αρνητικός. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1 = 0$ , μιας και η p-value είναι ίση με 0,3242, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά ασήμαντοι, οπότε δεν υπάρχει σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή η μεταβλητή του X δεν επηρεάζει όντως την μεταβλητή του Y. Αυτό επίσης επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic =0,985958 μικρότερο από την κριτική τιμή 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  δεν έχει οντότητα. Επομένως δεν λαμβάνουμε υπόψη τις εκτιμήσεις της συγκεκριμένης παλινδρόμησης.

Συνάμα, στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής συνάγονται τα εξής:

Dependent Variable: USR  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/23/05 Time: 13:00  
 Sample(adjusted): 3 4037  
 Included observations: 3901  
 Excluded observations: 134 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | 0.000582    | 0.000247              | 2.351632    | 0.0187    |
| USVO               | -2.15E-10   | 1.73E-10              | -1.241124   | 0.2146    |
| R-squared          | 0.000395    | Mean dependent var    |             | 0.000352  |
| Adjusted R-squared | 0.000139    | S.D. dependent var    |             | 0.010227  |
| S.E. of regression | 0.010227    | Akaike info criterion |             | -6.327110 |
| Sum squared resid  | 0.407781    | Schwarz criterion     |             | -6.323896 |
| Log likelihood     | 12343.03    | F-statistic           |             | 1.540390  |
| Durbin-Watson stat | 1.944345    | Prob(F-statistic)     |             | 0.214634  |

Στο χρηματιστήριο των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής παρουσιάζεται αρνητική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι αρνητικός. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1 = 0$ , μιας και η p-value είναι ίση με 0,2146, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά ασήμαντοι, οπότε δεν υπάρχει σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή η μεταβλητή του X δεν επηρεάζει όντως την μεταβλητή του Y. Αυτό επίσης επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic = 1,241124 μικρότερο από την κριτική τιμή 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  δεν έχει οντότητα. Επομένως δεν λαμβάνουμε υπόψη τις εκτιμήσεις της συγκεκριμένης παλινδρόμησης.

Επιπρόσθετα, στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής βάση του γενικού δείκτη DOW JONES διαπιστώνονται τα εξής:

Dependent Variable: DJR  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/23/05 Time: 17:56  
 Sample(adjusted): 2 4009  
 Included observations: 3863  
 Excluded observations: 145 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | 0.000672    | 0.000238              | 2.825193    | 0.0047    |
| DJVO               | -3.02E-09   | 1.63E-09              | -1.850870   | 0.0643    |
| R-squared          | 0.000886    | Mean dependent var    |             | 0.000351  |
| Adjusted R-squared | 0.000628    | S.D. dependent var    |             | 0.010138  |
| S.E. of regression | 0.010134    | Akaike info criterion |             | -6.345251 |
| Sum squared resid  | 0.396546    | Schwarz criterion     |             | -6.342011 |
| Log likelihood     | 12257.85    | F-statistic           |             | 3.425720  |
| Durbin-Watson stat | 1.977839    | Prob(F-statistic)     |             | 0.064265  |

Στο χρηματιστήριο των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής βάση του γενικού δείκτη DOW JONES παρουσιάζεται αρνητική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι αρνητικός. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1 = 0$ , μιας και η p-value είναι ίση με 0,0643, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά ασήμαντοι, οπότε δεν υπάρχει σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή η μεταβλητή του X δεν επηρεάζει όντως την μεταβλητή του Y. Αυτό επίσης επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic = 1,850870 μικρότερο από την κριτική τιμή 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  δεν έχει οντότητα. Επομένως δεν λαμβάνονται υπόψη οι εκτιμήσεις της συγκεκριμένης παλινδρόμησης.

Συνεχίζοντας, από την Ισπανία συνάγονται τα εξής αποτελέσματα:

Dependent Variable: SPR  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/23/05 Time: 12:59  
 Sample(adjusted): 27 4035  
 Included observations: 3861  
 Excluded observations: 148 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | 0.000424    | 0.000270              | 1.570592    | 0.1164    |
| SPVO               | -1.48E-09   | 3.34E-09              | -0.442052   | 0.6585    |
| R-squared          | 0.000051    | Mean dependent var    |             | 0.000340  |
| Adjusted R-squared | -0.000208   | S.D. dependent var    |             | 0.011832  |
| S.E. of regression | 0.011833    | Akaike info criterion |             | -6.035367 |
| Sum squared resid  | 0.540317    | Schwarz criterion     |             | -6.032125 |
| Log likelihood     | 11653.28    | F-statistic           |             | 0.195410  |
| Durbin-Watson stat | 1.865468    | Prob(F-statistic)     |             | 0.658476  |

Στο χρηματιστήριο της Ισπανίας παρουσιάζεται αρνητική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι αρνητικός. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1 = 0$ , μιας και η p-value είναι ίση με 0,6585, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά ασήμαντοι, οπότε δεν υπάρχει σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή η μεταβλητή του X δεν επηρεάζει όντως την μεταβλητή του Y. Αυτό επίσης επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic = 0,442052 μικρότερο από την κριτική τιμή 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  δεν έχει οντότητα. Επομένως δεν λαμβάνονται υπόψη οι εκτιμήσεις της συγκεκριμένης παλινδρόμησης.

Τελειώνοντας, από την Ολλανδία παρατηρούνται τα εξής:

Dependent Variable: NLR  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/23/05 Time: 12:59  
 Sample(adjusted): 3 4037  
 Included observations: 3927  
 Excluded observations: 108 after adjusting endpoints

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C                  | 0.000803    | 0.000260              | 3.088955    | 0.0020    |
| NLVO               | -8.76E-09   | 3.15E-09              | -2.782907   | 0.0054    |
| R-squared          | 0.001969    | Mean dependent var    |             | 0.000269  |
| Adjusted R-squared | 0.001715    | S.D. dependent var    |             | 0.011009  |
| S.E. of regression | 0.011000    | Akaike info criterion |             | -6.181373 |
| Sum squared resid  | 0.474907    | Schwarz criterion     |             | -6.178177 |
| Log likelihood     | 12139.13    | F-statistic           |             | 7.744573  |
| Durbin-Watson stat | 1.963397    | Prob(F-statistic)     |             | 0.005413  |

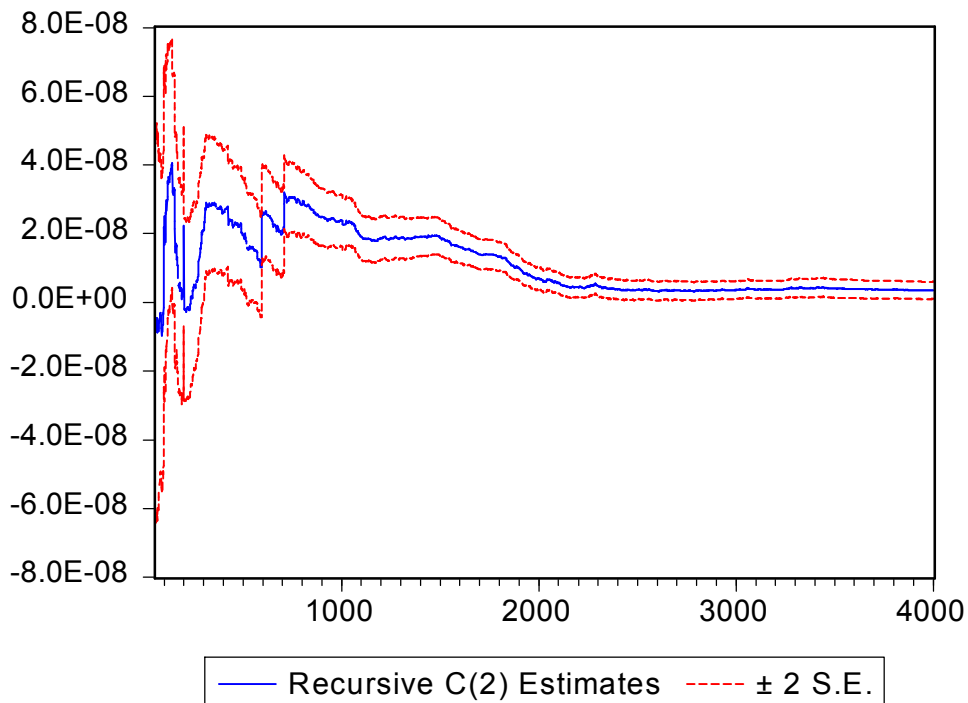
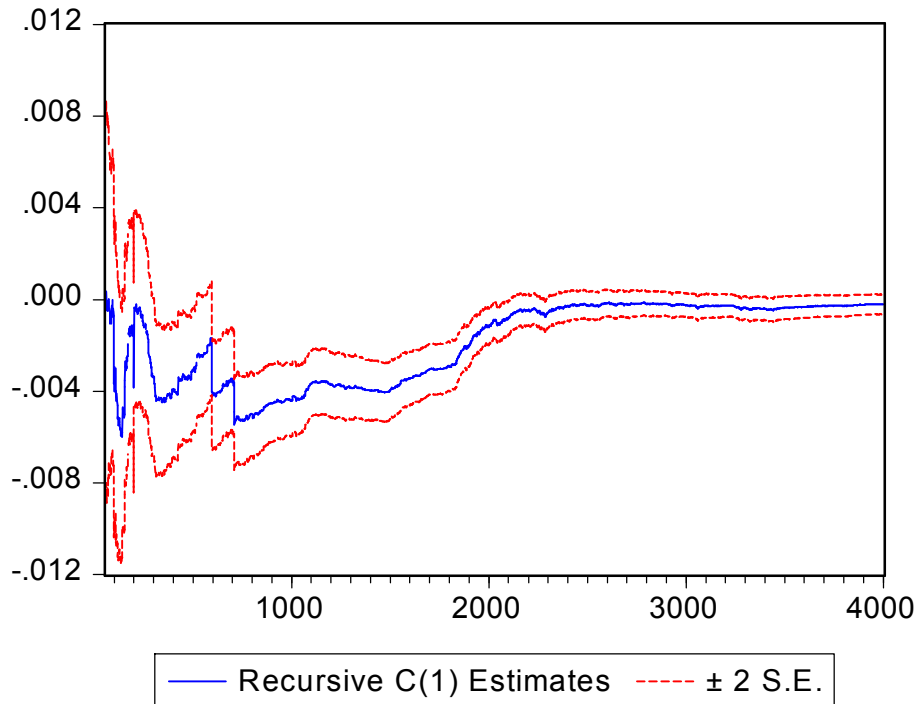
Στο χρηματιστήριο της Ολλανδίας παρουσιάζεται αρνητική σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο εκτιμητής  $\beta_1$  είναι αρνητικός. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο υποθέσεων, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή  $H_0: \beta_1 = 0$ , μιας και η p-value είναι ίση με 0,0054, πράγμα που σημαίνει ότι οι εκτιμητές του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί, οπότε υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Δηλαδή η μεταβλητή του X επηρεάζει όντως την μεταβλητή του Y. Αυτό επίσης επιβεβαιώνεται και από τον έλεγχο του t-statistic=2,782907 μεγαλύτερο από την κριτική τιμή 1,96, το οποίο δείχνει ότι ο εκτιμητής  $\beta_1$  έχει οντότητα. Συνεχίζοντας την ανάλυση, συμπεραίνεται ότι οι παρατηρήσεις βρίσκονται πολύ κοντά στην γραμμή της παλινδρόμησης, σύμφωνα με το τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης. Συνεπώς, ο έλεγχος του τυπικού σφάλματος δείχνει ότι η ευθεία της παλινδρόμησης περιγράφει ικανοποιητικά τα δειγματικά δεδομένα.



### ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΣΧΕΣΗ ΟΓΚΟΥ-ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

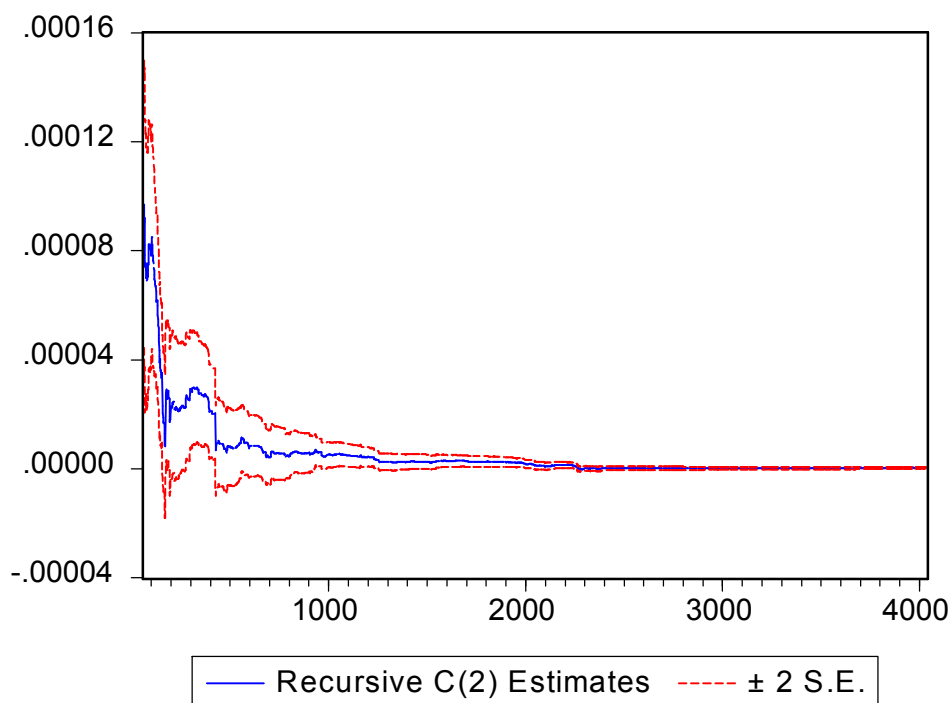
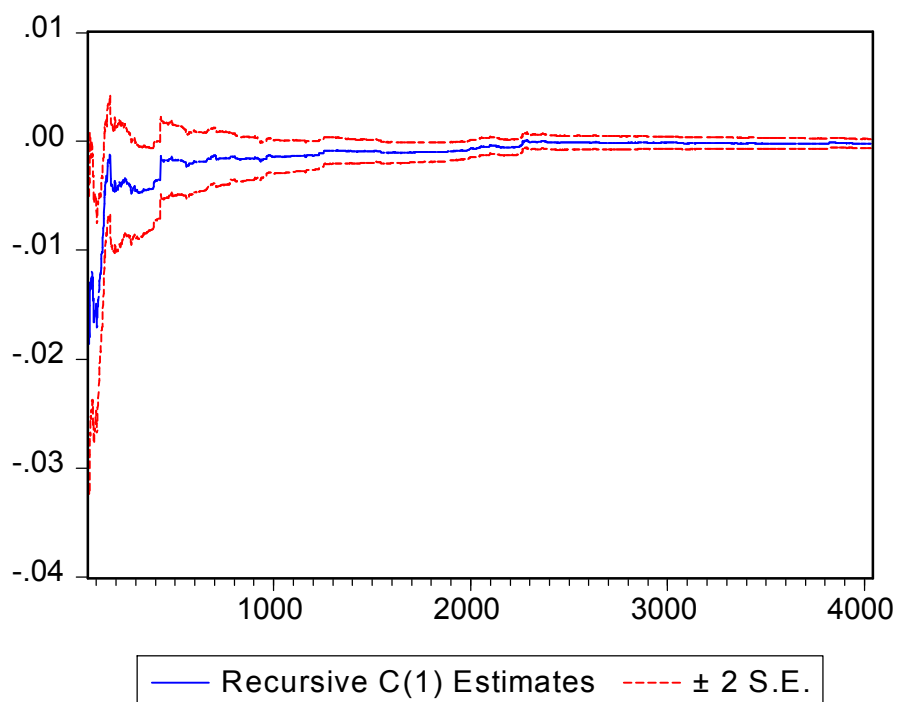
Στην ενότητα αυτή εξετάζεται η διαχρονικότητα της σχέσης μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου. Στην αρχή παραθέτονται οι χώρες με θετική σχέση όγκου συναλλαγών και αποδόσεων μετοχών του χρηματιστηρίου και έπειτα σε αυτές με αρνητική. Η διαχρονικότητα της σχέσης διακρίνεται από το δεύτερο διάγραμμα. Το πρώτο εμφανίζει τη σχέση της σταθεράς  $\beta_0$ , η οποία δεν εξετάζεται στην παρούσα μελέτη.

## ΑΓΓΛΙΑ



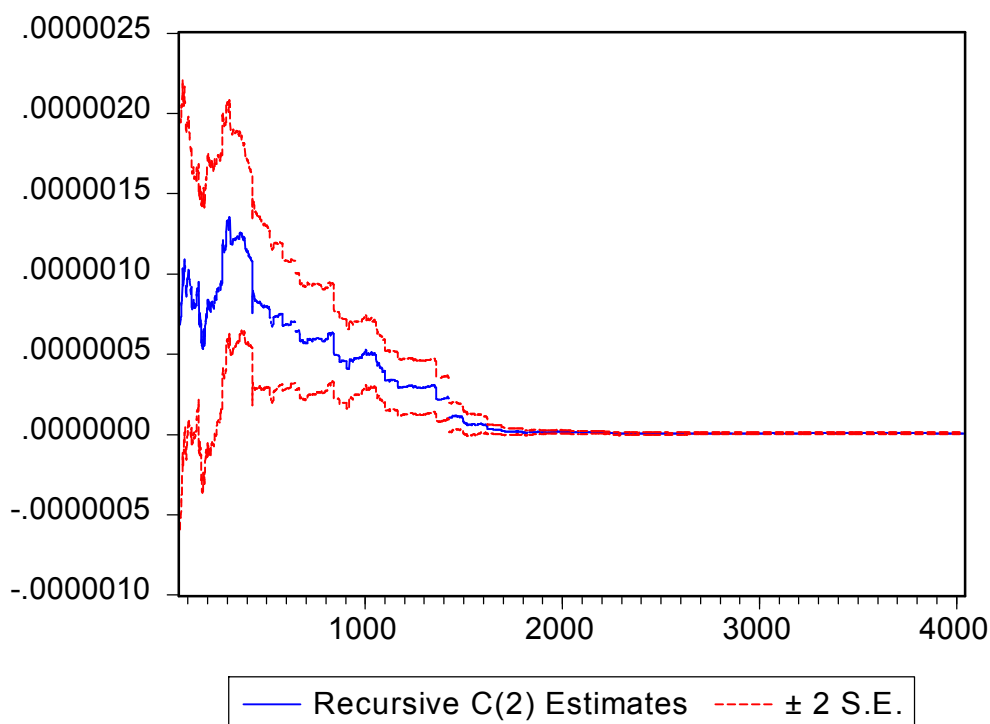
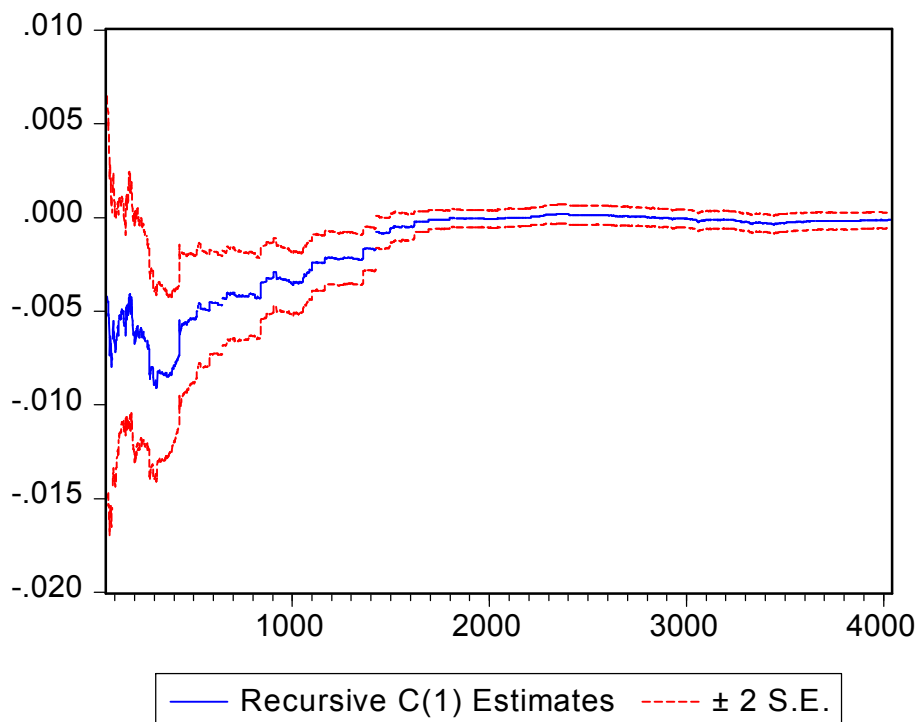
Στην χώρα της Αγγλίας διακρίνεται διαχρονικά σταθερή σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου.

## ΑΥΣΤΡΙΑ



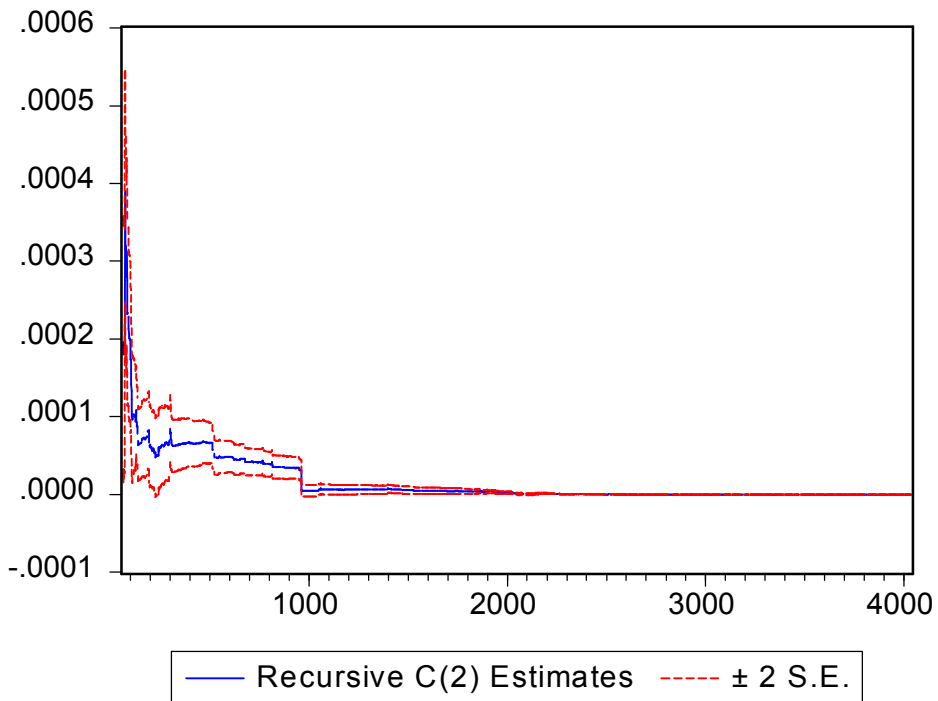
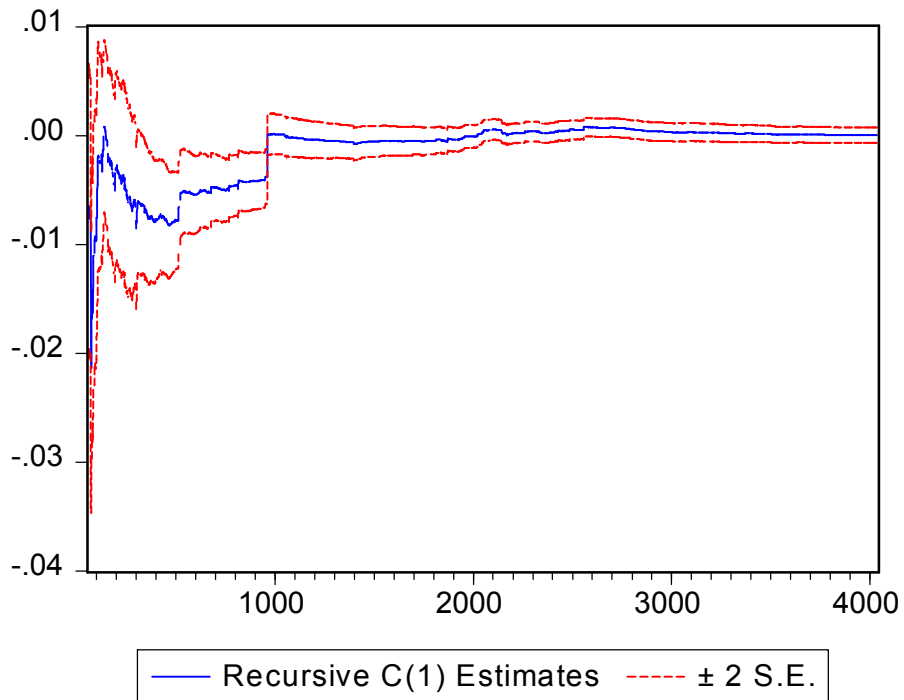
Στην χώρα της Αυστρίας διακρίνεται διαχρονικά σταθερή σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου.

## ΓΕΡΜΑΝΙΑ

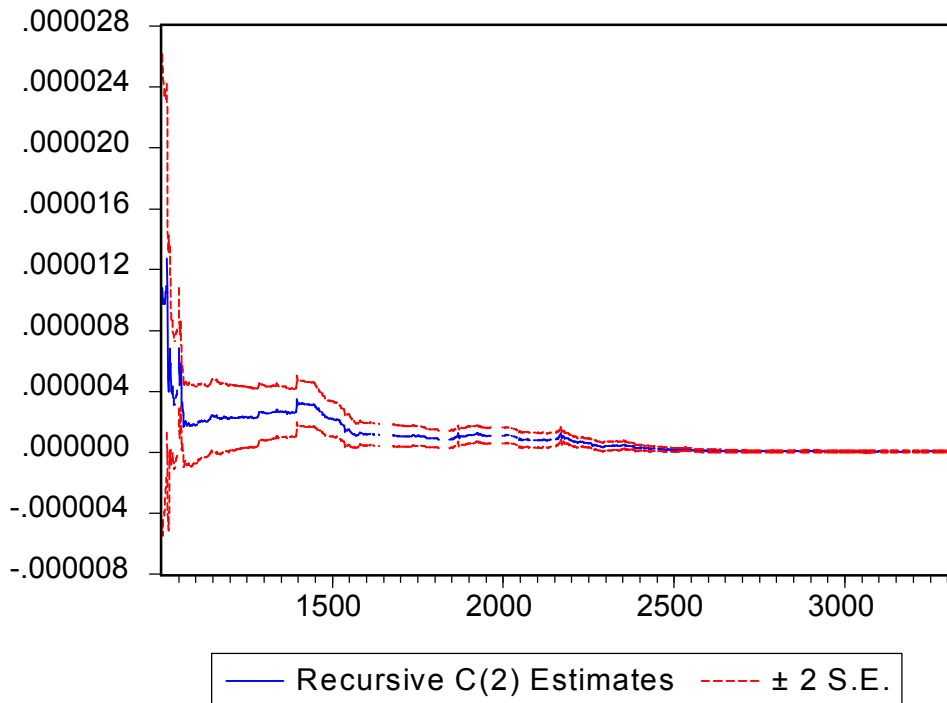
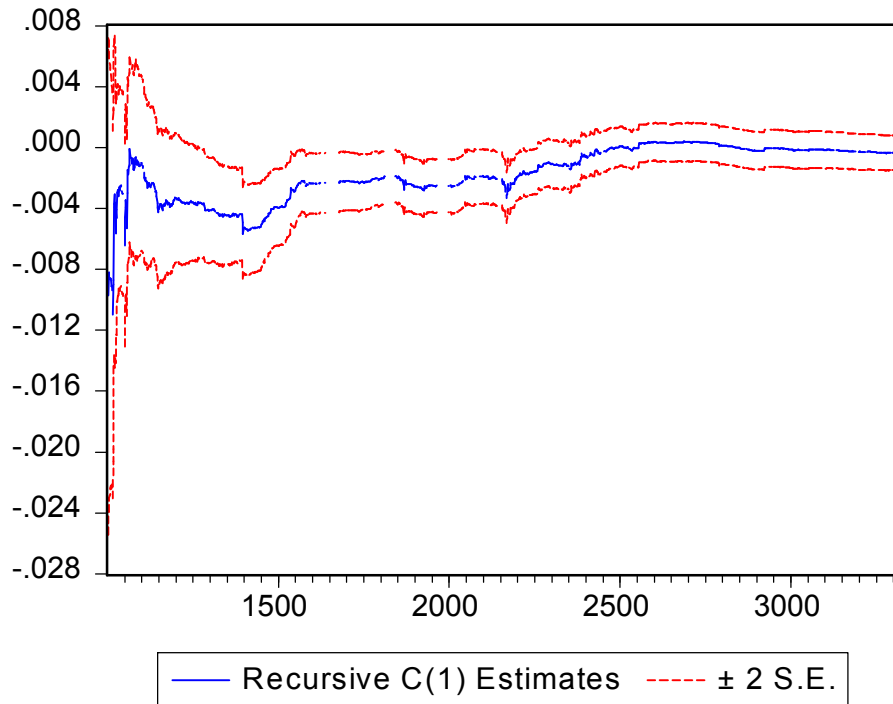


Στην χώρα της Γερμανία διακρίνεται διαχρονικά σταθερή σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου.

ΕΛΛΑΔΑ(γενικός δείκτης)

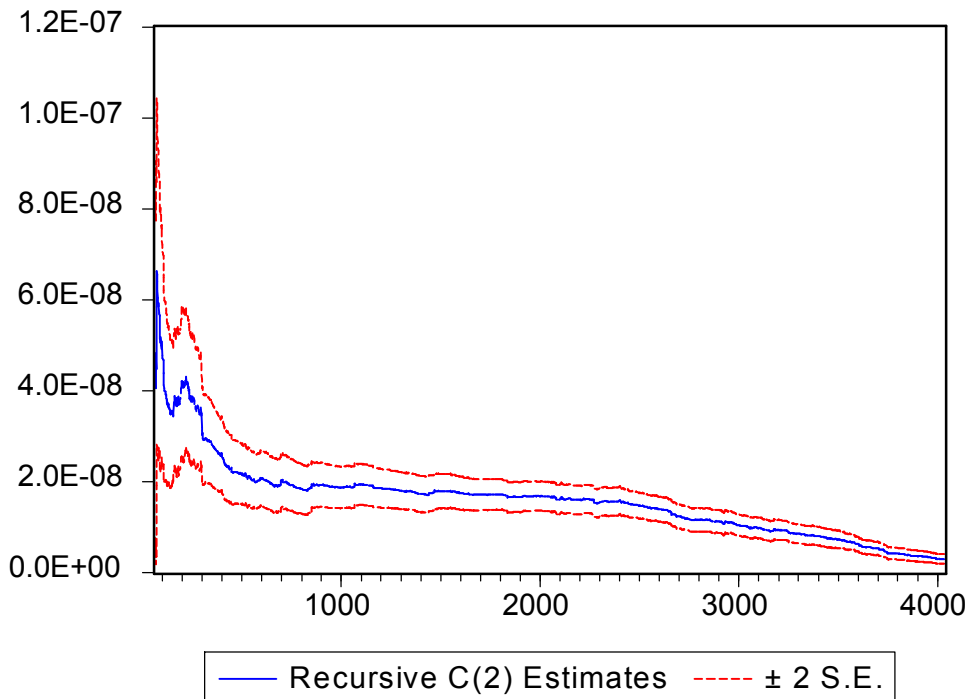
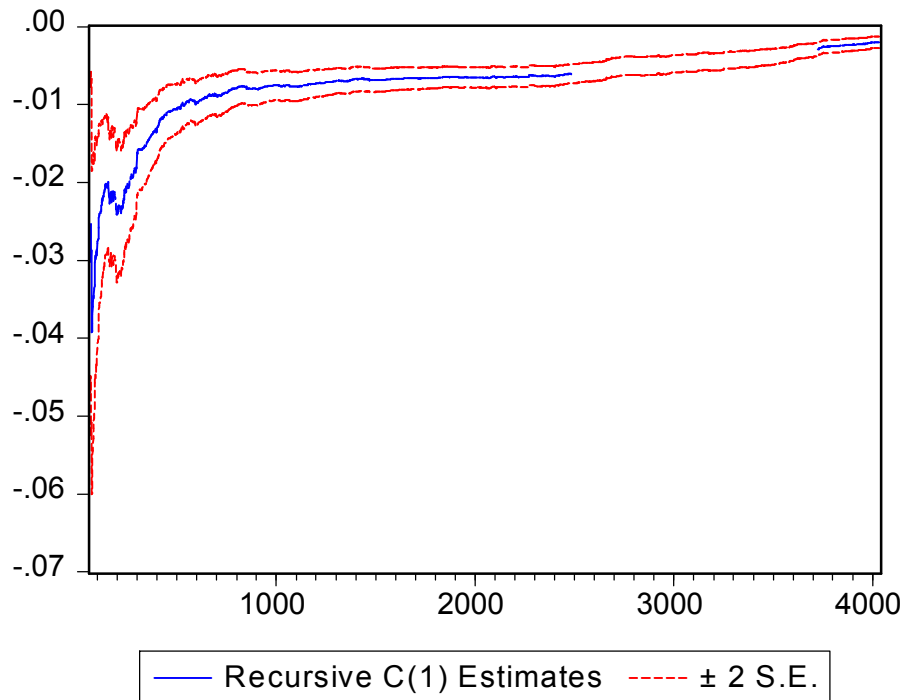


δείκτης datastream



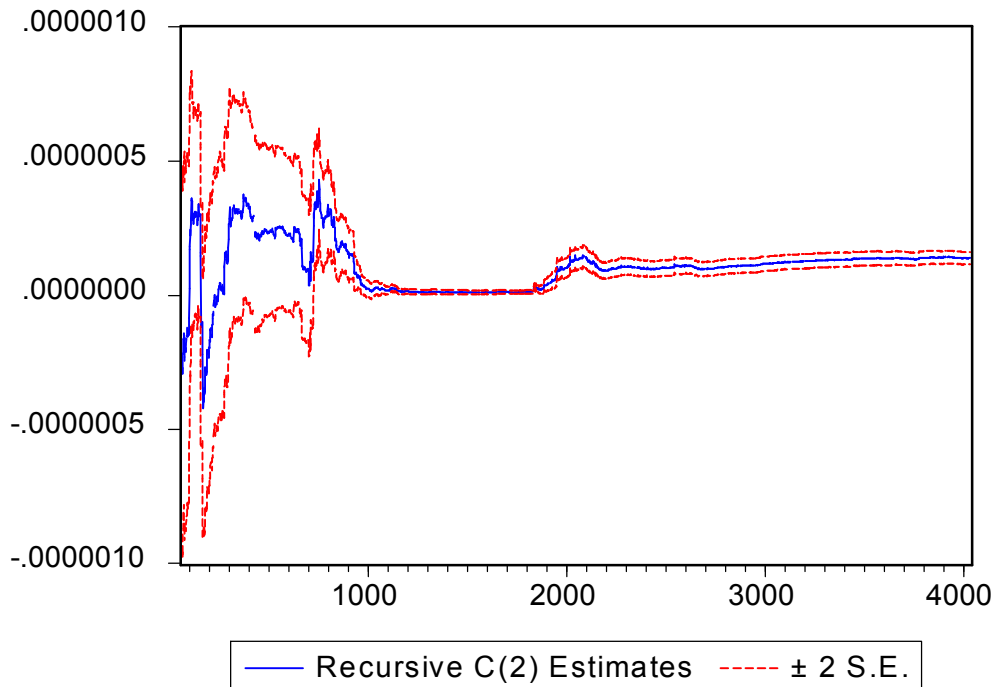
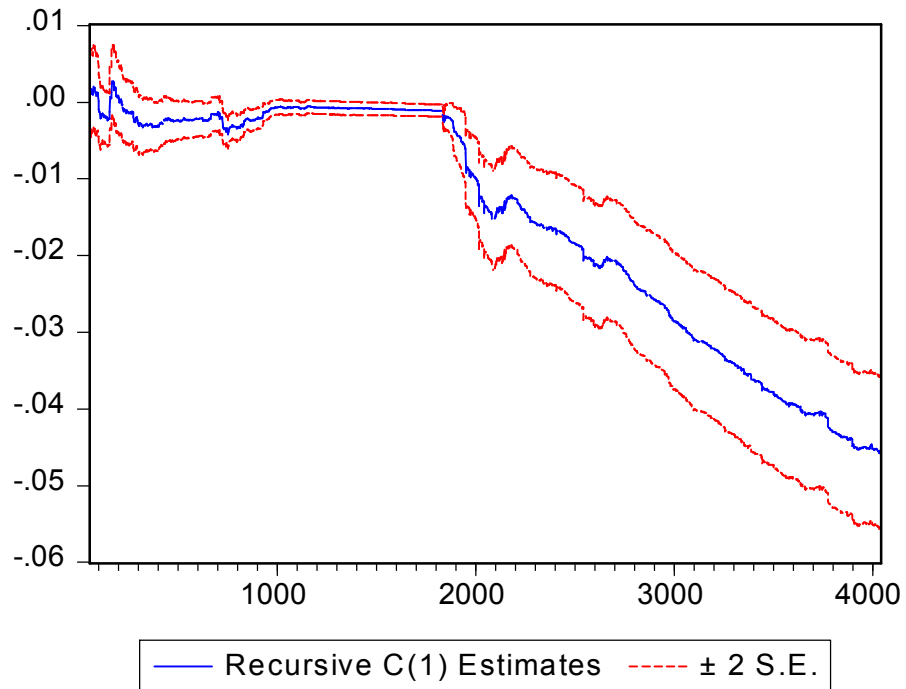
Στην χώρα της Ελλάδας διακρίνεται διαχρονικά σταθερή σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου και στους δυο δείκτες.

## ΙΑΠΩΝΙΑ



Στην χώρα της Ιαπωνίας διακρίνεται διαχρονικά μία μη σταθερή σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου, παρατηρείται μια πτωτική τάση της σχέσης.

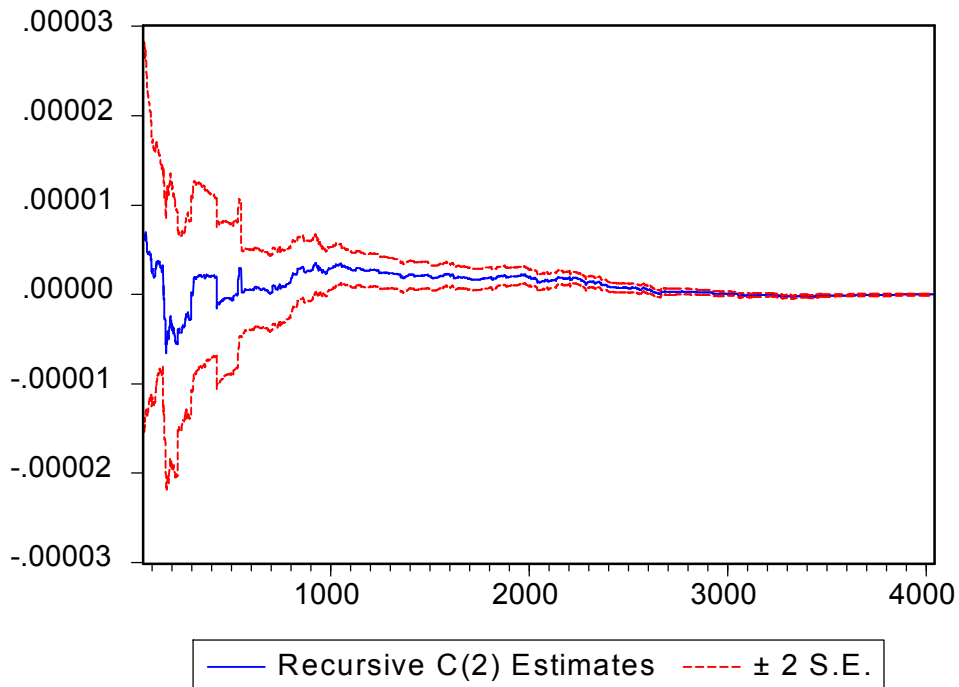
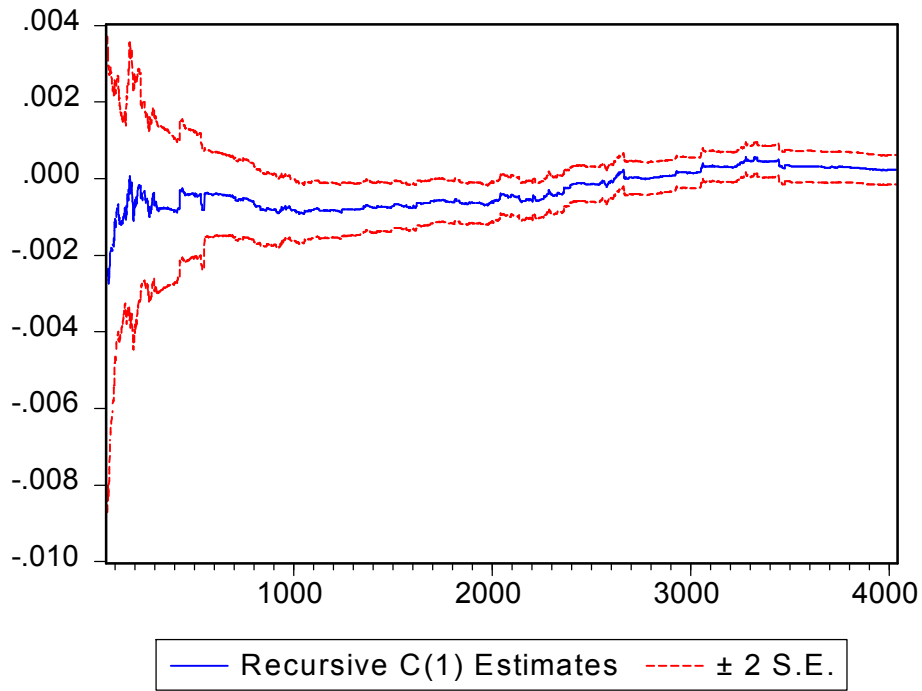
## ΙΤΑΛΙΑ



Στην χώρα της Ιταλίας διακρίνεται διαχρονικά σταθερή σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου.

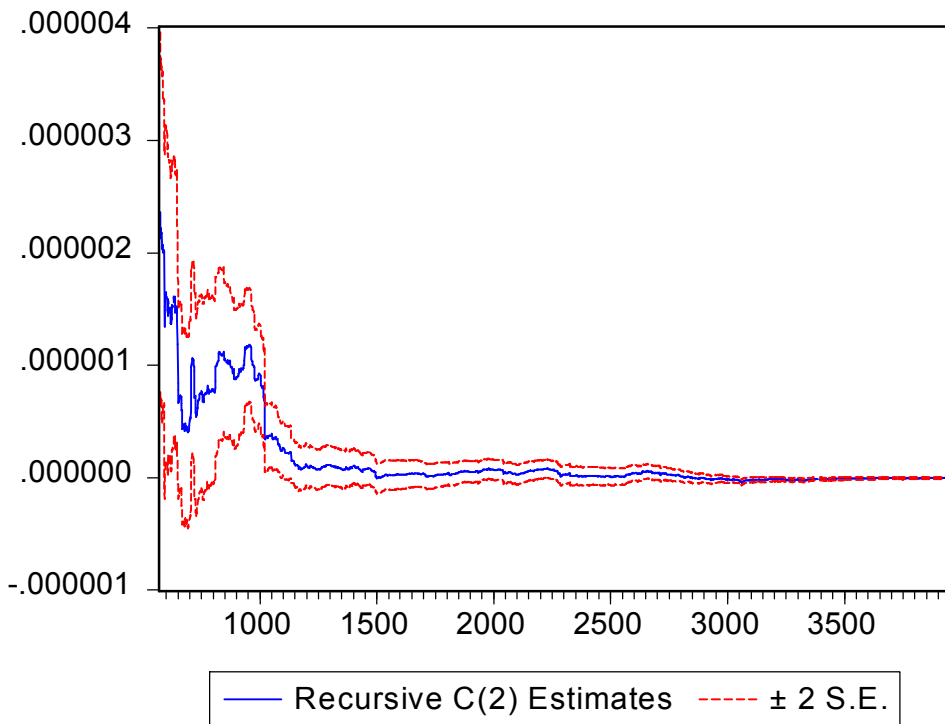
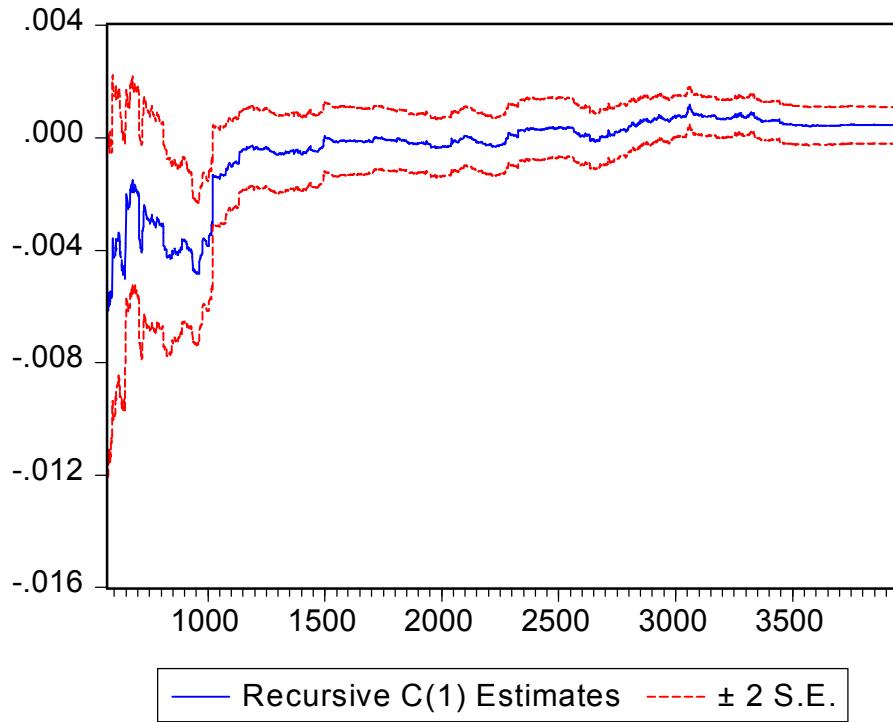


## ΒΕΛΓΙΟ

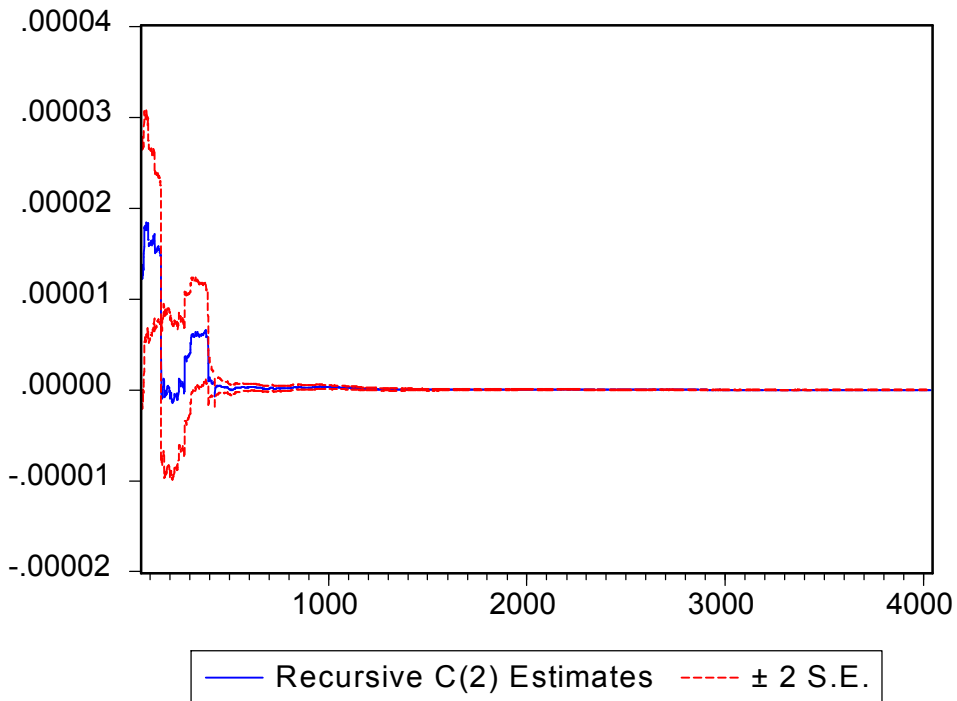
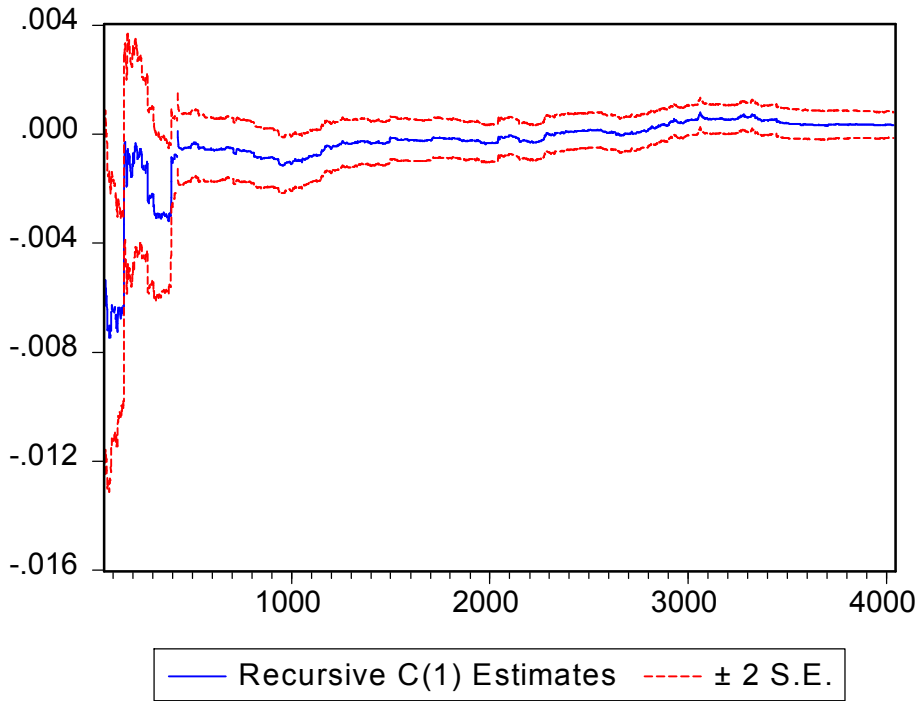


Στην χώρα του Βελγίου διακρίνεται διαχρονικά σταθερή σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου.

ΓΑΛΛΙΑ(γενικός δείκτης)

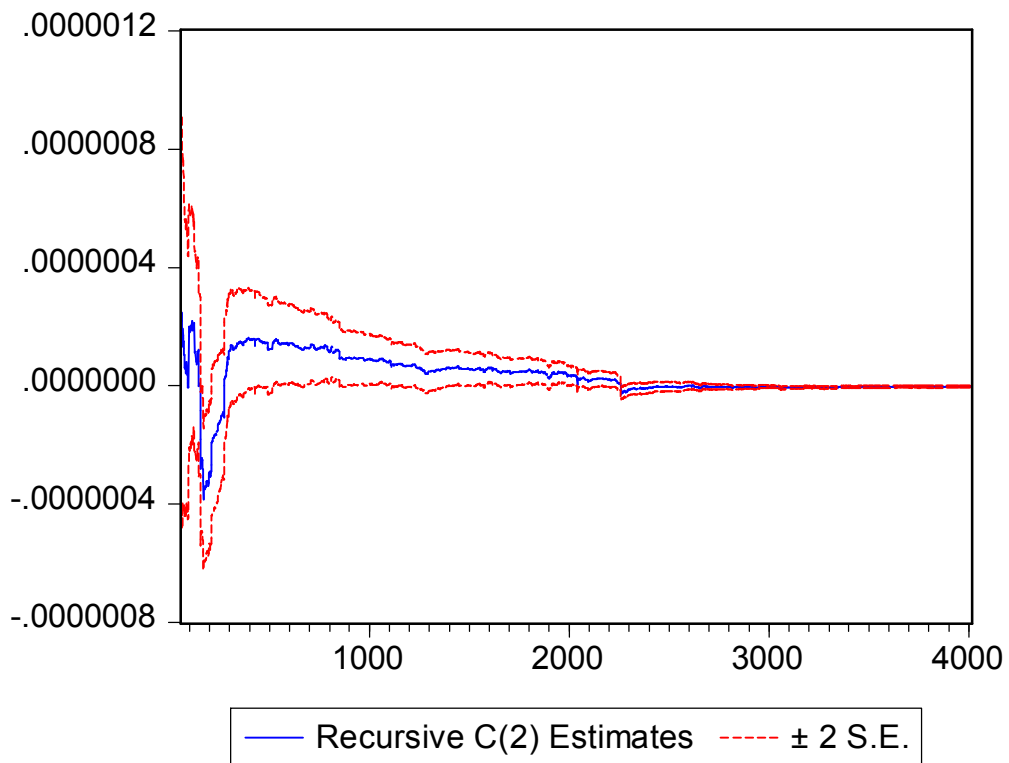
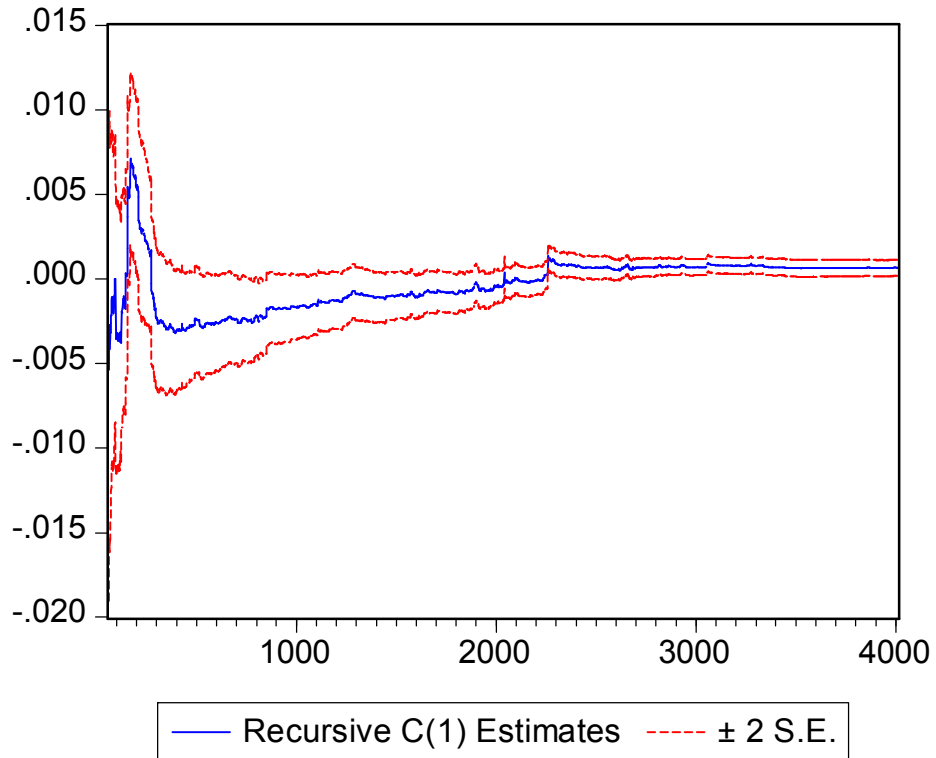


δείκτης datastream

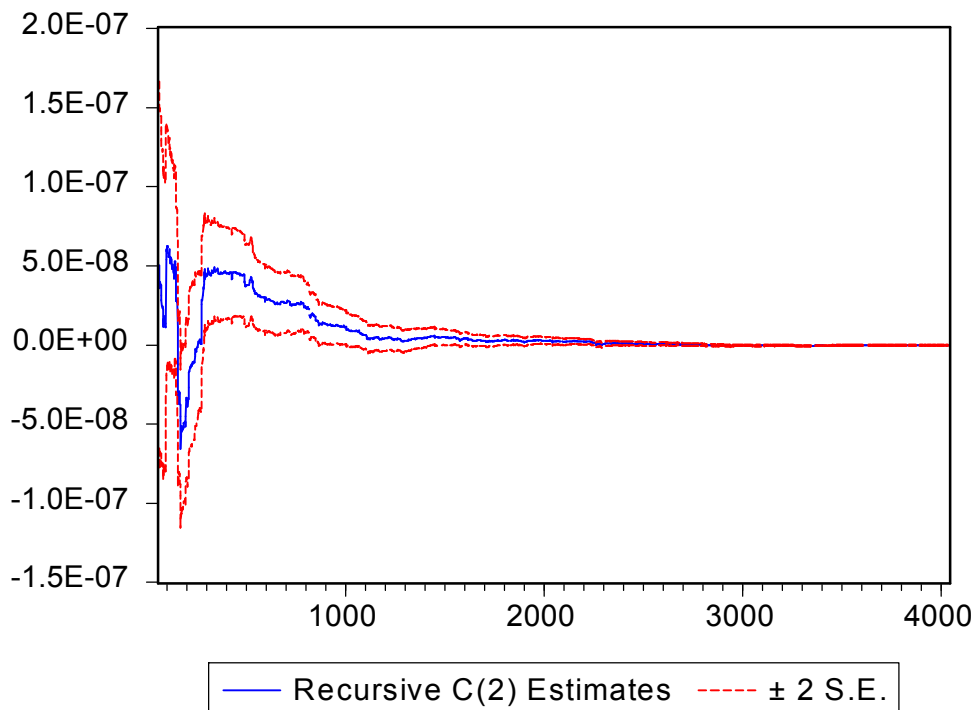
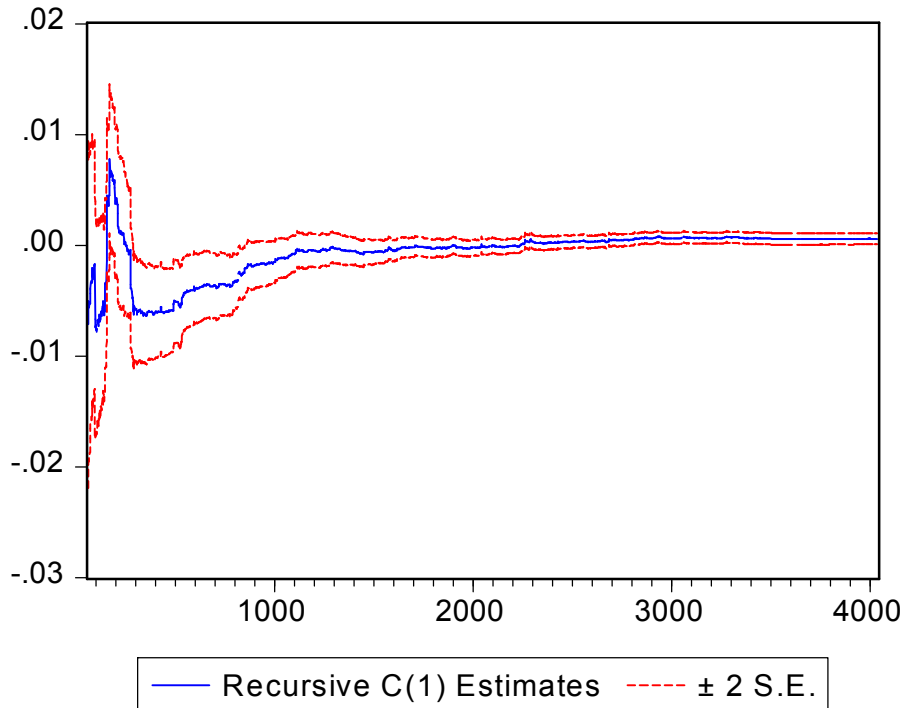


Στην χώρα της Γαλλίας διακρίνεται διαχρονικά σταθερή σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου και στους δυο δείκτες.

ΗΝΩΜΕΝΕΣ ΠΟΛΙΤΕΙΕΣ ΤΗΣ ΑΜΕΡΙΚΗΣ(γενικός δείκτης)

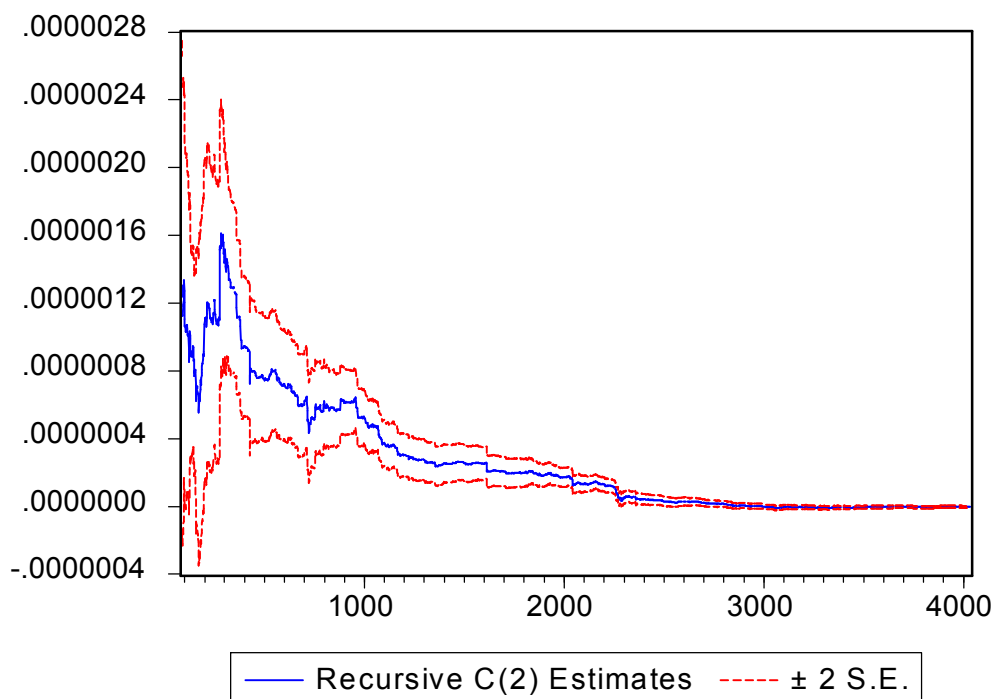
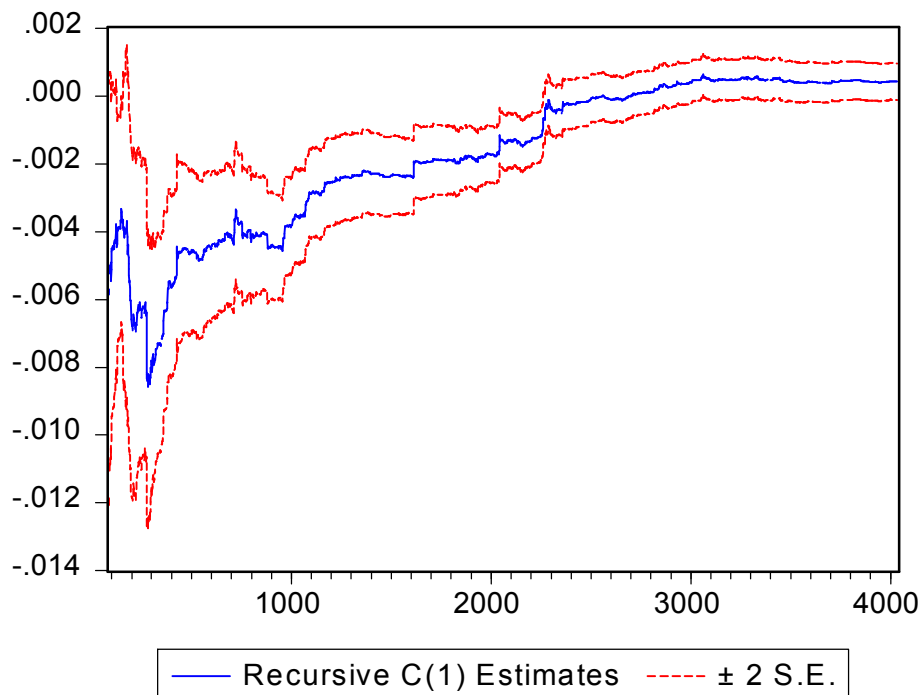


δεικτής DataStream



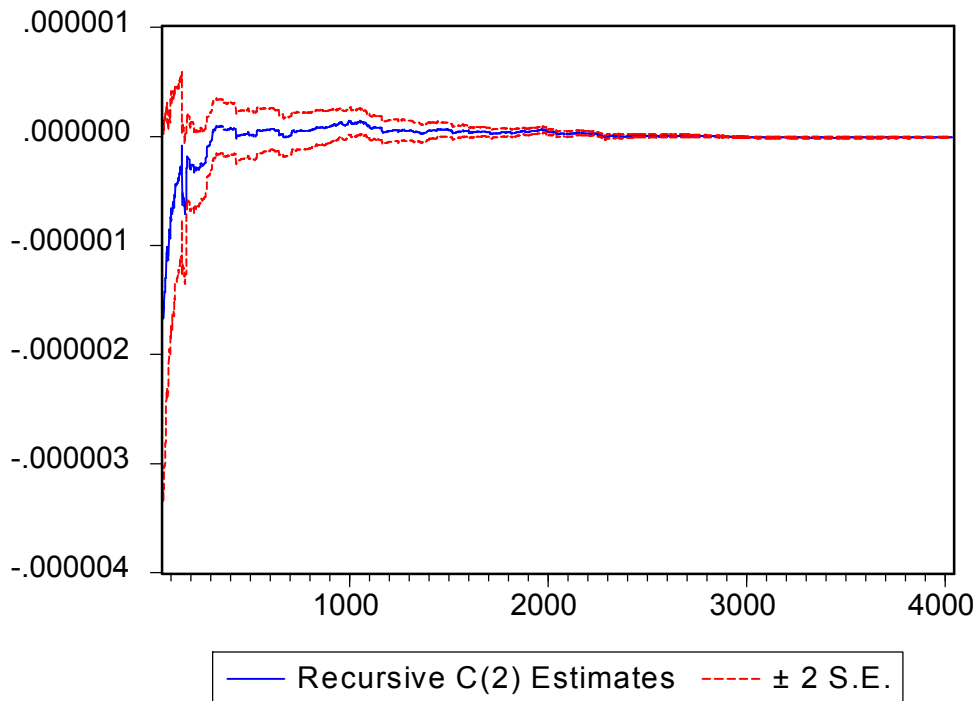
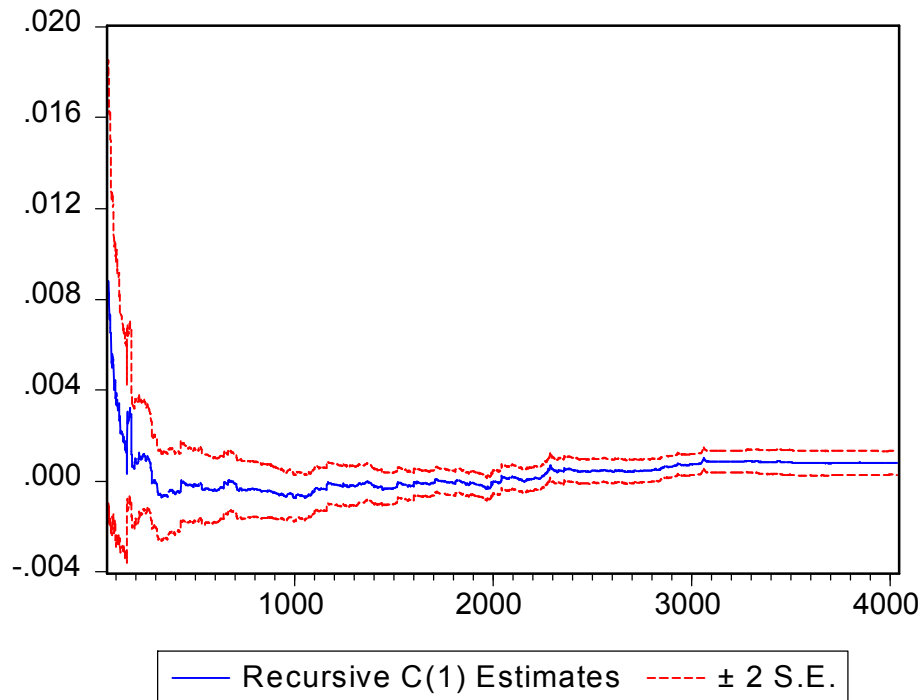
Στην χώρα των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής διακρίνεται διαχρονικά σταθερή σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου και στους δυο δείκτες.

## ΙΣΠΑΝΙΑ



Στην χώρα της Ισπανίας διακρίνεται διαχρονικά σταθερή σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου.

## ΟΛΛΑΝΔΙΑ

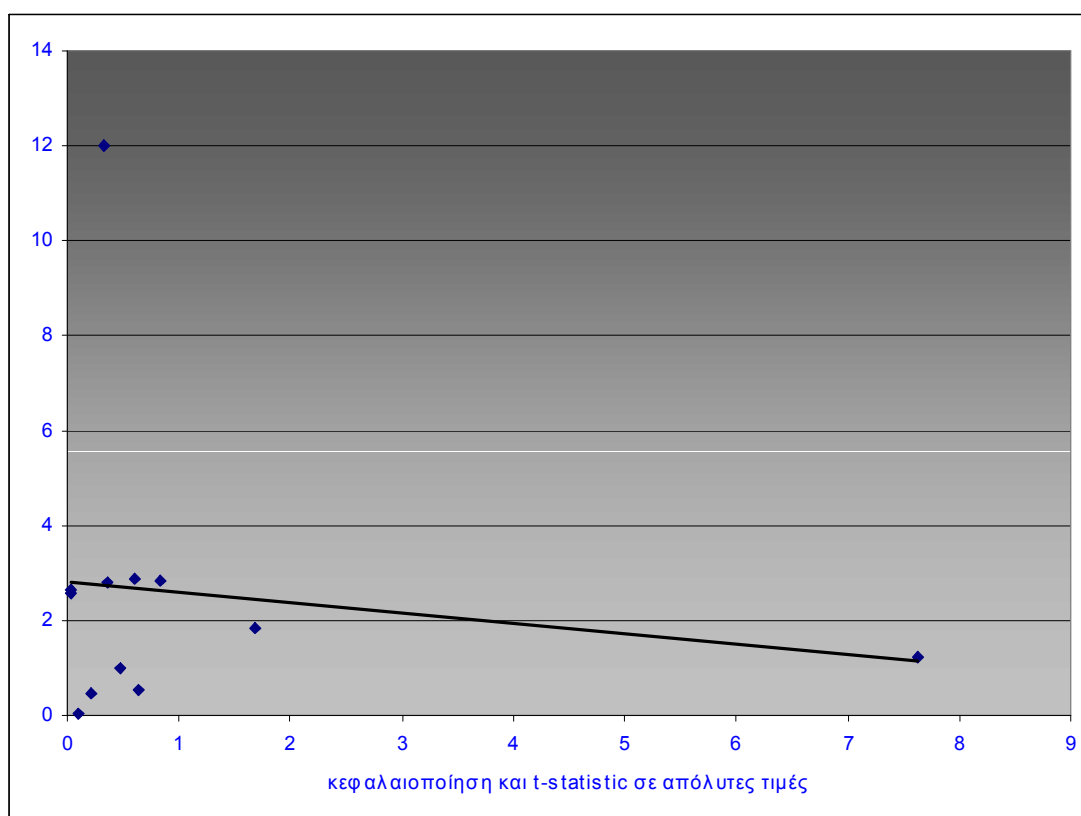


Στην χώρα της Ολλανδίας διακρίνεται διαχρονικά σταθερή σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου.

## ΣΧΕΣΗ t-statistic ΜΕ ΚΕΦΑΛΑΙΟΠΟΙΗΣΗ

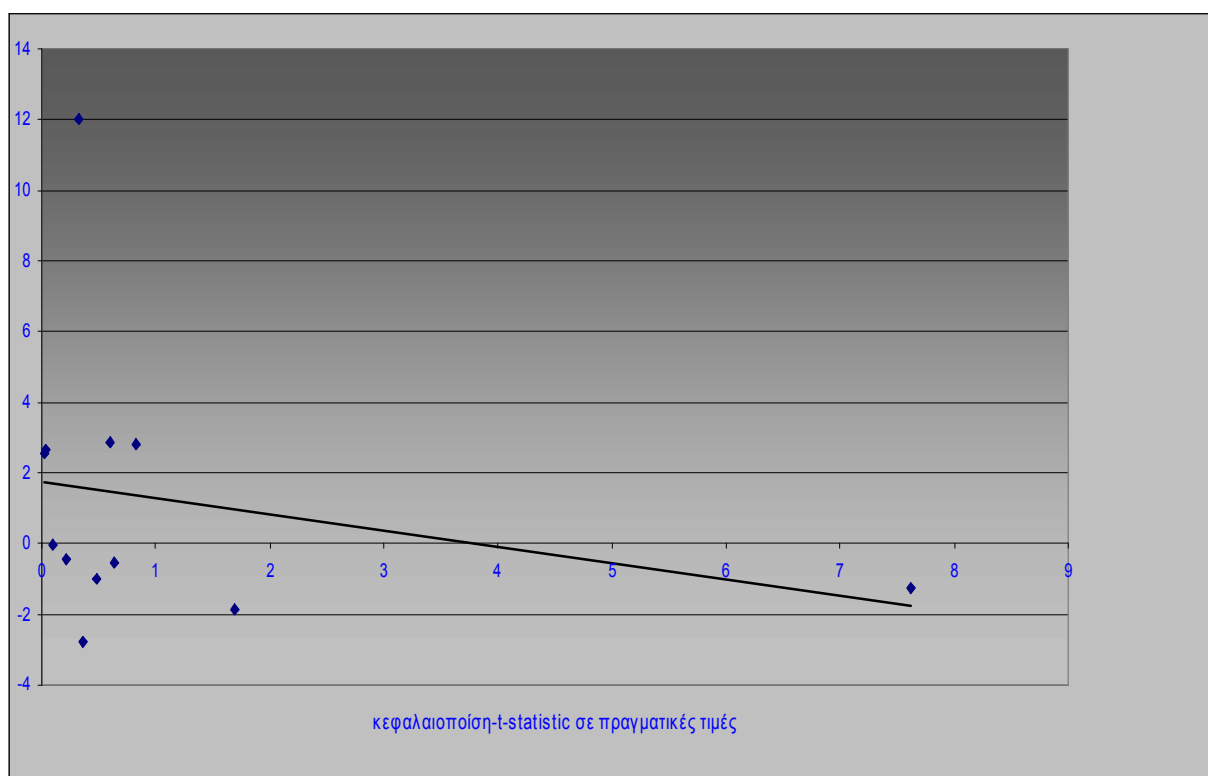
Στην ενότητα αυτή εξετάζεται η σχέση της πορείας της κεφαλαιοποίησης με τον έλεγχο t-statistic. Εδώ έχει υπολογιστεί ο μέσος όρος κεφαλαιοποίησης του κάθε γενικού δείκτη των χρηματιστηρίων και η σχέση εξετάζεται και με πραγματικές και με απόλυτες τιμές του t-statistic.

|           | Μέση κεφαλαιοποίηση | t-statistic |
|-----------|---------------------|-------------|
| ausmv     | 25397,91094         | 2,571473    |
| grmv      | 37167,12865         | 2,660031    |
| belmv     | 100032,8172         | 0,039519    |
| srmv      | 217252,4852         | 0,442052    |
| itmν      | 326606,4626         | 11,99346    |
| nlmv      | 360887,431          | 2,782907    |
| cac40mv   | 478517,929          | 0,985958    |
| germv     | 604879,3731         | 2,868627    |
| frmv      | 638705,1593         | 0,542162    |
| ftse100mv | 827077,3582         | 2,832366    |
| djmv      | 1690432,237         | 1,85087     |
| usmv      | 7620096,189         | 1,241124    |



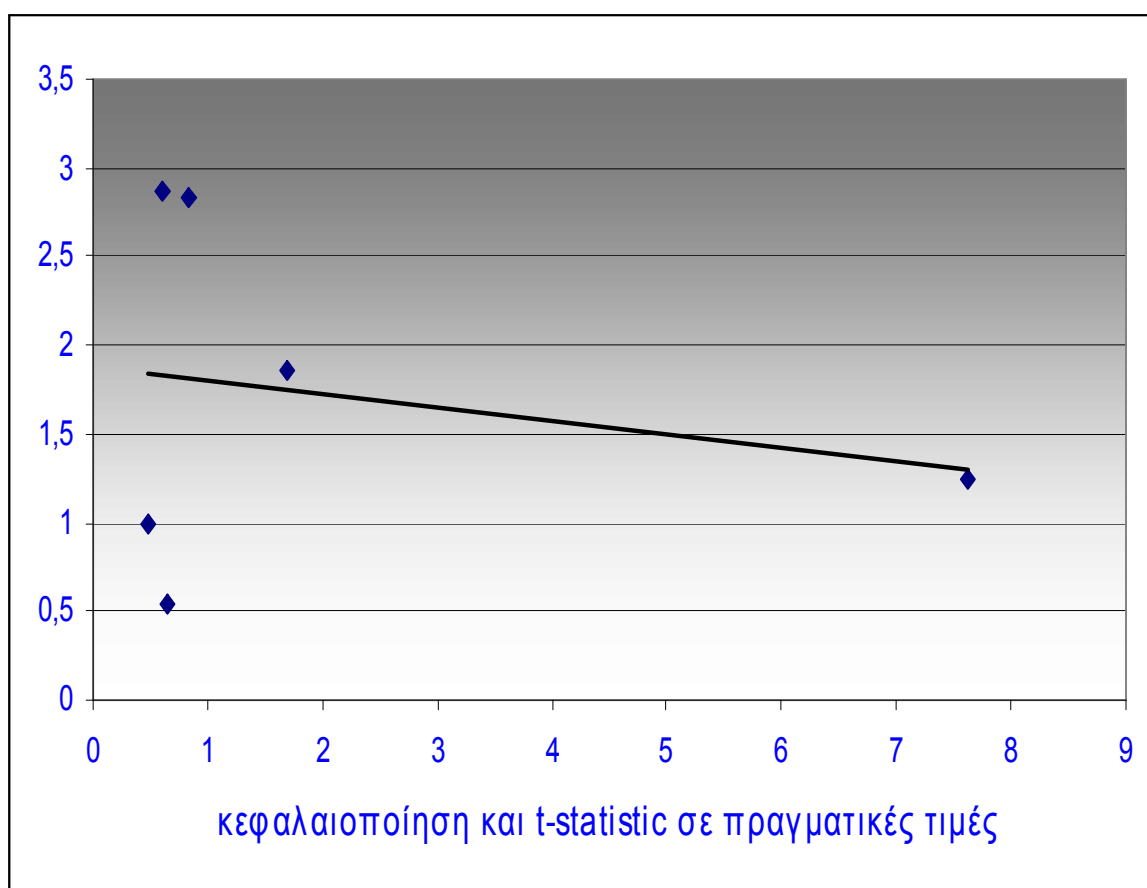


|           | Μέση<br>κεφαλαιοποίηση | t-statistic |
|-----------|------------------------|-------------|
| ausmv     | 25397,91094            | 2,571473    |
| grmv      | 37167,12865            | 2,660031    |
| belmv     | 100032,8172            | -0,039519   |
| srmv      | 217252,4852            | -0,442052   |
| itm       | 326606,4626            | 11,99346    |
| nlmv      | 360887,431             | -2,782907   |
| cac40mv   | 478517,929             | -0,985958   |
| germv     | 604879,3731            | 2,868627    |
| frmv      | 638705,1593            | -0,542162   |
| ftse100mv | 827077,3582            | 2,832366    |
| djmv      | 1690432,237            | -1,85087    |
| usmv      | 7620096,189            | -1,241124   |

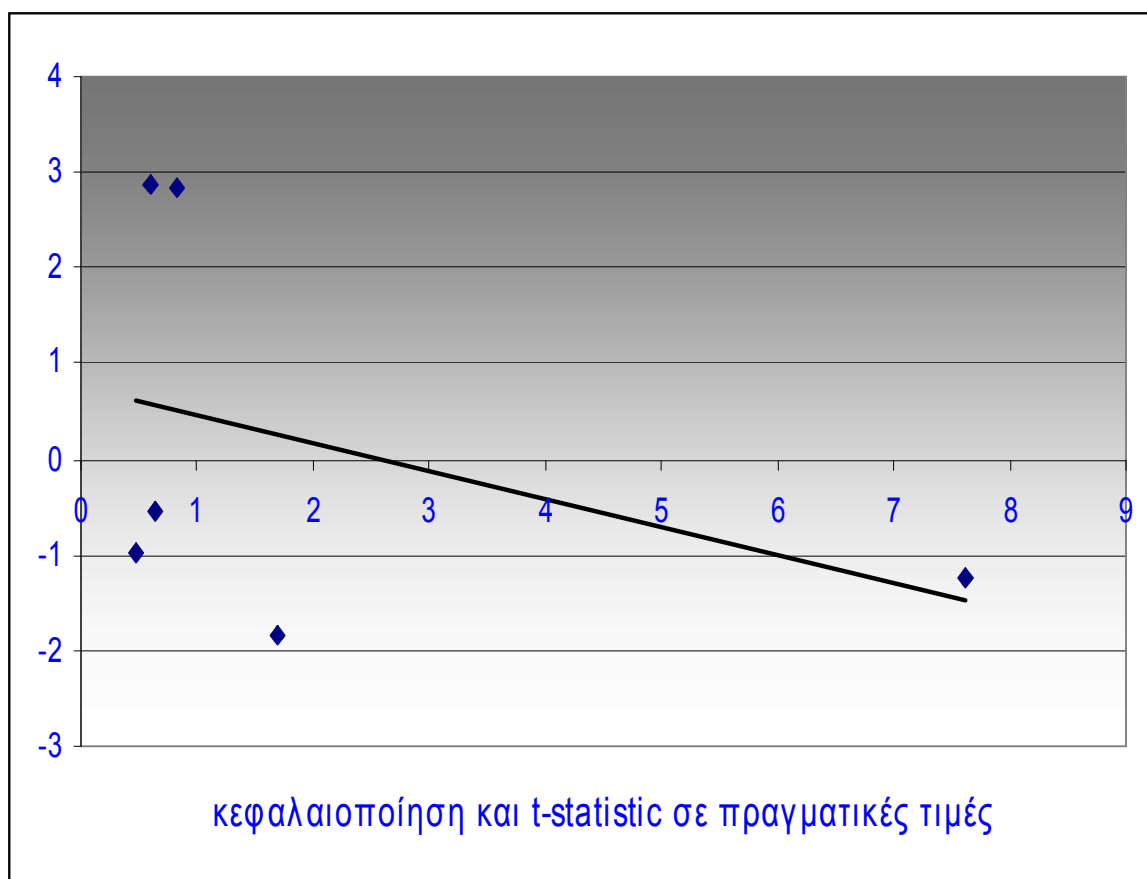


Στην ενότητα αυτή ελέγχουμε τη μέση υψηλή κεφαλαιοποίηση που παρατηρείται στα χρηματιστήρια με το αντίστοιχο t-statistic σε απόλυτες και πραγματικές τιμές.

|           | μέση κεφαλαιοποίηση | t-statistic |
|-----------|---------------------|-------------|
| cac40mv   | 478517,929          | 0,985958    |
| germv     | 604879,3731         | 2,868627    |
| fmv       | 638705,1593         | 0,542162    |
| ftse100mv | 827077,3582         | 2,832366    |
| djmv      | 1690432,237         | 1,85087     |
| usmv      | 7620096,189         | 1,241124    |



|           | μέση<br>κεφαλαιοποίηση | t-statistic |
|-----------|------------------------|-------------|
| cac40mv   | 478517,929             | -0,985958   |
| germv     | 604879,3731            | 2,868627    |
| frmv      | 638705,1593            | -0,542162   |
| ftse100mv | 827077,3582            | 2,832366    |
| djmv      | 1690432,237            | -1,85087    |
| usmv      | 7620096,189            | -1,241124   |



Όπως παρατηρείται από όλα τα διαγράμματα υπάρχει αρνητική τάση μεταξύ της κεφαλαιοποίησης και του t-statistic.

## ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η παρούσα εργασία εξέτασε την επίδραση του όγκου συναλλαγών στις αποδόσεις των μετοχών των χρηματιστηρίων διαφόρων χωρών. Επίσης, εξετάσθηκε η διαχρονικότητα της σχέσης μεταξύ του όγκου και των αποδόσεων και τέλος παρατηρήθηκε η πορεία της μέσης κεφαλαιοποίησης με το t-statistic. Από την παρούσα μελέτη εξήχθησαν ενδιαφέροντα συμπεράσματα σχετικά με το θέμα της επίδρασης του όγκου συναλλαγών στις αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου.

- Παρατηρήθηκε να υπάρχει θετική σχέση μεταξύ του όγκου και των αποδόσεων σε ικανοποιητικό δείγμα εξέτασης.
- Ακόμα και στα χρηματιστήρια που φαινομενικά εμφανίστηκε αρνητική σχέση αποδείχθηκε ότι οι εκτιμητές δεν ήταν στατιστικά σημαντικοί, οπότε απορρίφθηκε η αρνητική αυτή σχέση μεταξύ τους.
- Το αποτέλεσμα που θα μπορούσε να προβληματίσει τον αναγνώστη είναι αυτό που παρατηρήθηκε στην χώρα της Ολλανδίας, όπου εκεί εμφανίστηκε να υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ όγκου-απόδοσης. Το δείγμα όμως που χρησιμοποιήθηκε προφανώς δεν είναι αντιπροσωπευτικό, οπότε δεν μπορεί να ειπωθεί ότι όντως ο όγκος συναλλαγών επιδρά αρνητικά στις αποδόσεις. Καθώς επίσης από μία χώρα δεν μπορεί να εξαχθεί ένα γενικό συμπέρασμα.

Συνεχίζοντας, όσον αφορά τη διαχρονικότητα της σχέσης μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών η παρούσα μελέτη καταλήγει στα εξής:

- Η διαχρονικότητα της σχέσης παραμένει σταθερή σχεδόν σε όλα τα δείγματα των παρατηρήσεων.
- Η διαφοροποίηση παρατηρείται στην χώρα της Ιαπωνίας, όπου παρατηρείται φθίνουσα διαχρονική σχέση μεταξύ όγκου και απόδοσης. Ενδεχομένως, η αστάθεια αυτή να οφείλεται στην λεγόμενη «φούσκα» του χρηματιστηρίου της Ιαπωνίας, η οποία παρουσιάστηκε στην δεκαετία του 90' - περίοδος μελέτης μέχρι και το 2005 της παρούσας εργασίας- όπου είχαν παρατηρηθεί ακραία φαινόμενα.

Τέλος, εξετάσθηκε η τάση μεταξύ της μέσης κεφαλαιοποίησης και του t-statistic σε απόλυτες και σε πραγματικές τιμές. Επίσης, η τάση αυτή εξετάσθηκε σε όλο το δείγμα των παρατηρήσεων των χρηματιστηρίων της μελέτης καθώς και στα χρηματιστήρια που διακρίθηκαν από υψηλή μέση κεφαλαιοποίηση. Η τάση που παρατηρήθηκε είναι αρνητική.

Κλείνοντας, το παρόν θέμα θα μπορούσε να αποτελέσει έναυσμα για περαιτέρω έρευνα για τον προσδιορισμό των ακριβή αιτιών της θετικής σχέσης μεταξύ όγκου και αποδόσεων.

## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. Sir, FRANCIS Galton, D.C. L., D. SC, FRS 1911. Journal of the Royal Statistical Society.vol74 314-320.
2. J. Neyman, E.S.Pearson.1928.On the use and interpretation of certain test criteria for purposes of statistical inference: part I Biometrika vol 20A 175-240.
3. J. Neyman, E.S.Pearson.1928.On the use and interpretation of certain test criteria for purposes of statistical inference: part II Biometrika, vol 20A 263-294.
4. J.Neyman, E.,S.,Pearson.1933.On the problem of the most efficient tests of statistical hypotheses. Philosophical transactions of the royal society of London series A, containing papers of a Mathetical or physical Character, vol 231 289-337.
5. Charles C., Ying July 1966.Stock market prices and volumes of sales. Econometrica, vol 34,676-685.
6. Copeland, T. E. 1973.A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival. Journal of Finance 31,1149-1168.
7. Epps T. W. Epps, M. L., 1976. The stochastic dependence of security price changes and transaction volume. Econometrics 44, 305-321.
8. Jennings, R., Starks, L., Fellingham, J., 1981. An equilibrium model of asset of trading with sequential information arrival. Journal of Finance 36, 143-161.
9. Karpoff, J. M., 1987. The relation between price changes and trading volume: A survey. Journal of Financial and Quantitative Analysis 22, 109-126.
10. Gallant, A.R., Rossi, P.E., Tauchen,G.,1992.Stock prices and volume. Review of Financial Studies 5, 199-242.

11. John Y., Campbell, Sanford J., Grossman, Jiang Wang. 1993. Trading volume and serial correlation in stock returns. *The Quarterly Journal of Economics* vol 108 905-939.
12. Hiemstra, C., Jones, J. D., 1994. Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation. *Journal of Finance* 49, 1639-1664.
13. Blume, L., Easley, D., Ohara, M., 1994. Market statistics and technical analysis: The role of volume. *Journal of Finance* 49(1), 153-182.
14. [www.galton.org](http://www.galton.org).
15. [WWW.YAHOO.COM](http://WWW.YAHOO.COM).(FINANCE)
16. [WWW.LIB.UNIPI.GR](http://WWW.LIB.UNIPI.GR)

