



**ΠΑΝΤΕΙΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ**  
**ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΚΑΙ ΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ**

ΣΧΟΛΗ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑΣ ΚΑΙ ΔΗΜΟΣΙΑΣ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ

ΤΜΗΜΑ ΔΗΜΟΣΙΑΣ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ

ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ

ΚΑΤΕΥΘΥΝΣΗ “ΕΛΕΓΚΤΙΚΗ ΚΑΙ ΦΟΡΟΛΟΓΙΑ”

**ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ**

Έλεγχος αποτελεσματικότητας αγοράς για το Ελληνικό  
Χρηματιστήριο περιόδου 2007-2016

---

**Χασανάκου Δανάη**

**ΤΡΙΜΕΛΗΣ ΕΠΙΤΡΟΠΗ:**

Ομότ. Καθ. Α. Αποστόλου (Επιβλέπων)

Ομότ. Καθ. Α. Τσάμης

Αναπλ. Καθ. Ι. Φίλος

**Αθήνα, Μάρτιος 2017**

## **Ευχαριστίες**

Θα ήθελα να ευχαριστήσω τον καθηγητή του Παντείου Πανεπιστημίου κ. Αποστόλου Απόστολο, επιβλέποντα της διπλωματικής μου εργασίας καθώς και την κα. Αγοράκη Μαρία- Ελένη διδάσκουσα του Προγράμματος Μεταπτυχιακών Σπουδών «Φορολογίας και Ελεγκτικής» για την καθοδήγησή τους καθώς και τις πολύτιμες συμβουλές που μου προσέφεραν για την εκπόνηση της παρούσας εργασίας.

## Περίληψη

Σκοπός της εργασίας είναι η εξέταση της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών στην ασθενή μορφή για την ελληνική πραγματικότητα. Ειδικότερα κύριος σκοπός της είναι να διερευνήσει τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου στο ελληνικό χρηματιστήριο. Για τους σκοπούς της εργασίας εξετάστηκαν οι αποδόσεις των τιμών των μετοχών 54 εισηγμένων εταιριών κατά την χρονική περίοδο 2007-2016. Ειδικότερα για τον έλεγχο της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς στην ασθενή της μορφή χρησιμοποιήθηκαν δημοφιλή οικονομετρικά εργαλεία όπως είναι οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (επαυξημένος έλεγχος Dickey- Fuller (1981) και έλεγχος Phillips – Perron (1988)) καθώς και οι έλεγχοι διακύμανσης (έλεγχος των Lo & MacKinlay (1988) και έλεγχος των Chow and Denning (1993)). Τα αποτελέσματα των ελέγχων έδειξαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου, γεγονός που υποδηλώνει ότι η αγορά του ελληνικού χρηματιστηρίου δεν είναι αποτελεσματική στην ασθενή της μορφή.

Λέξεις κλειδιά: Αποτελεσματικότητα αγοράς στην ασθενή μορφή, Τιμές μετοχών, Τυχαίος περίπατος

## Abstract

The aim of the study is to examine the hypothesis of efficient market in the weak form for the Greece. Especially, the study seeks evidence on whether the return series on Athens Stock Exchange (ASE) is independent and follows the random walk model. For the purposes of the study, stock price returns of 54 listed companies on ASE were examined for the period 2007-2016. In order to examine the efficiency of ASE in the weak form, we used popular econometric tools such as unit root tests (Augmented Dickey-Fuller test (1981) and Phillips-Perron test (1988)) and variance tests (Lo & MacKinlay test (1988) and Chow and Denning test(1993)). The results obtained from the tests indicate that stock returns are not following the random walk, and provide evidence against the hypothesis of efficient market in the weak form.

Keywords: Market efficiency; Share prices; Random walk

## Περιεχόμενα

1. Εισαγωγή.....	3
2. Βιβλιογραφική Ανασκόπηση – Εμπειρικές έρευνες.....	6
2.1 Η θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς.....	6
2.2 Ανωμαλίες Αποτελεσματικών αγορών (Efficient Market Anomalies).....	12
2.2.1 Ημερολογιακές ή Εποχιακές Ανωμαλίες (Calendar or seasonal anomalies).....	13
2.2.2 Θεμελιώδεις Ανωμαλίες (Fundamental Anomalies) .....	15
2.3 Εμπειρικές έρευνες .....	16
3. Μεθοδολογία .....	35
3.1 Έλεγχοι Μοναδιαίας Ρίζας (unit root tests).....	35
3.2 Έλεγχοι Διακύμανσης ( variance ratio tests) .....	37
4. Ανάλυση Δεδομένων .....	43
5. Εμπειρικά αποτελέσματα.....	49
5.1 Αποτελέσματα ελέγχων μοναδιαίας ρίζας.....	49
5.1.1 Augmented Dickey-Fuller (ADF) test statistic .....	49
5.1.2 Phillips-Perron test statistic .....	52
5.2 Αποτελέσματα Variance Ratio Tests .....	57
5.2.1 Αποτελέσματα ελέγχου Lo & MacKinlay.....	57
5.2.2 Αποτελέσματα ελέγχου Chow and Denning .....	63
6. Συμπεράσματα.....	70
Βιβλιογραφία .....	74
Παράρτημα.....	80
I. Ιστόγραμμα συχνοτήτων (frequency histogram) των εβδομαδιαίων αποδόσεων (αλφαβητικά).....	80

## Πίνακες

Πίνακας 1: Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των εβδομαδιαίων αποδόσεων μετοχών.....	46
Πίνακας 2 : Έλεγχος ADF - Augmented Dickey-Fuller test statistic .....	51
Πίνακας 3 : Έλεγχος P-P - Phillips-Perron test statistic .....	54
Πίνακας 4 : Έλεγχος Variance Ratio Test (Lo & MacKinlay (1988)).....	59
Πίνακας 5 : Έλεγχος Variance Ratio Test (Chow and Denning(1993)) .....	65

## Εικόνες (μία για κάθε κατηγορία μετοχών βάσει της κεφαλαιοποίησης τους)

Εικόνα 1 : Ιστόγραμμα συχνοτήτων εβδομαδιαίων αποδόσεων μετοχής εταιρίας ΑΕΡΟΠΟΡΙΑ ΑΙΓΑΙΟΥ.....	47
Εικόνα 2 : Ιστόγραμμα συχνοτήτων εβδομαδιαίων αποδόσεων μετοχής εταιρίας ΠΛΑΙΣΙΟ COMPUTERS.....	48
Εικόνα 3 : Ιστόγραμμα συχνοτήτων εβδομαδιαίων αποδόσεων μετοχής εταιρίας ΕΛΙΝΟΙΑ.....	48

## 1. Εισαγωγή

Ένα από τα σημαντικά θέματα που απασχολεί διαχρονικά τον τομέα των χρηματοοικονομικών σε διεθνή κλίμακα αποτελεί η αποτελεσματικότητα των χρηματιστηριακών αγορών. Το ζήτημα αυτό έχει κεντρίσει το ενδιαφέρον αρκετών ερευνητών που ασχολούνται με τα οικονομικά καθώς η αποτελεσματικότητα των αγορών σχετίζεται με τη φύση των προσδοκιών των επενδυτών καθώς και με την δυνατότητά τους να προβλέψουν τις μεταβολές των τιμών των μετοχών. Την έννοια των αποτελεσματικών αγορών διατύπωσε για πρώτη φορά ο Fama (1970) και έκτοτε έχουν γίνει προσπάθειες από πολλούς ερευνητές να ελέγξουν εμπειρικά και να κατανοήσουν θεωρητικά την αποτελεσματικότητα των χρηματοοικονομικών αγορών.

Σε γενικές γραμμές μπορεί να ειπωθεί ότι αποτελεσματική αγορά θεωρείται η αγορά εκείνη στην οποία οι τιμές αντικατοπτρίζουν πλήρως όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση. Αντίθετα μη αποτελεσματική αγορά θεωρείται η αγορά εκείνη όπου οι επενδυτές έχουν τη δυνατότητα να πετύχουν υπερκέρδη χρησιμοποιώντας την υπάρχουσα πληροφόρηση (ιδιωτική ή μη ιδιωτική). Με τον όρο υπερκέρδη εννοούμε τα κέρδη που είναι υψηλότερα από κέρδη που θα έπρεπε να έχει ένας επενδυτής σύμφωνα με τον κίνδυνο που επιθυμεί να αναλάβει βάσει του χαρτοφυλακίου μετοχών που έχει επιλεγθεί.

Ο έλεγχος αποτελεσματικών χρηματιστηριακών αγορών αποτελεί αντικείμενο αμείωτου ενδιαφέροντος της επιστημονικής κοινότητας καθώς είναι πολύ σημαντικό για μία οικονομία να γίνεται ορθά η κατανομή των διαθέσιμων κεφαλαίων. Το υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου αποτελεί την συνήθη μαθηματική έκφραση της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών και της μελέτης της υπόθεσης αυτής.

Οι σύγχρονες εμπειρικές μελέτες έχουν καταλήξει σε ποικίλα συμπεράσματα αναφορικά με την υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών για τα χρηματιστήρια διαφόρων χωρών και τα αποτελέσματα αυτών διαφέρουν, κατά γενικό κανόνα, ανάλογα με τον βαθμό ανάπτυξης που χαρακτηρίζει κάθε οικονομία. Οι περισσότερες έρευνες που το ενδιαφέρον τους επικεντρώθηκε σε αναπτυγμένες αγορές κατέληξαν στην αποδοχή της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών ενώ αντίθετα κατά πλείστον οι έρευνες που μελέτησαν αναπτυσσόμενες αγορές και αναδυόμενες

οικονομίες απέρριψαν την υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών για τις χρηματιστηριακές αγορές αυτές και κατάληξαν ότι οι μεταβολές των τιμών των μετοχών παρουσιάζουν σειριακή αυτοσυσχέτιση.

Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι η εξέταση της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών στην ασθενή μορφή για την ελληνική πραγματικότητα. Ειδικότερα κύριος σκοπός της εργασίας αυτής είναι να διερευνήσει την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά με έμφαση στις εισηγμένες εταιρίες, οι μετοχές των οποίων διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο Αθηνών για την χρονική περίοδο 2007-2016 καθώς και να εξακριβώσει αν και κατά πόσο τα συμπεράσματα από αντίστοιχες έρευνες οι οποίες έχουν πραγματοποιηθεί και δημοσιευτεί στο παρελθόν για το χρηματιστήριο Αθηνών έχουν ισχύ και δεν έχουν μεταβληθεί με την πάροδο των ετών.

Ειδικότερα για τον έλεγχο της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς στην ασθενή της μορφή χρησιμοποιήθηκαν δημοφιλή οικονομετρικά εργαλεία όπως είναι οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (unit root tests) και συγκεκριμένα ο επαυξημένος έλεγχος Dickey- Fuller (1981) και ο έλεγχος Phillips – Perron (1988) καθώς και οι έλεγχοι διακύμανσης (variance ratio tests) και πιο συγκεκριμένα ο έλεγχος των Lo & MacKinlay (1988) και ο έλεγχος των Chow and Denning (1993).

Η δομή της παρούσας εργασίας έχει ως ακολούθως. Στο δεύτερο κεφάλαιο γίνεται αναλυτική περιγραφή της θεωρίας των αποτελεσματικών αγορών και αναφέρονται οι σημαντικότερες ανωμαλίες των αποτελεσματικών αγορών που έχουν εντοπιστεί κατά καιρούς στις χρηματιστηριακές αγορές. Επίσης στο κεφάλαιο αυτό γίνεται μια εκτενής ανασκόπηση στην σχετική διεθνή αρθρογραφία. Η ανασκόπηση αυτή δεν ακολουθεί μια αυστηρή χρονολογική σειρά αλλά έγινε μια προσπάθεια να ομαδοποιηθούν οι δημοσιεύσεις γεωγραφικά έτσι ώστε να είναι πιο εύκολη η σύγκριση των συμπερασμάτων των ερευνών αυτών. Στο τρίτο κεφάλαιο περιγράφονται αναλυτικά οι μέθοδοι που χρησιμοποιήθηκαν για να υλοποιηθεί ο έλεγχος της αποτελεσματικότητας στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, στην ασθενή της μορφή. Στο τέταρτο κεφάλαιο γίνεται μια λεπτομερής παρουσίαση των δεδομένων που χρησιμοποιούμε για τη διεξαγωγή εμπειρικής έρευνας και αφορά τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών που επιλέχθηκαν για το χρονικό διάστημα 2007-

2016. Στο πέμπτο κεφάλαιο παρατίθενται και αναλύονται με την βοήθεια συνοπτικών πινάκων, όλα τα αποτελέσματα από την εμπειρική ανάλυση για την καθεμία μετοχή εταιρίας ξεχωριστά, για κάθε μία από τις μεθόδους που έχουν ήδη αναφερθεί. Και τέλος στο έκτο κεφάλαιο συνοψίζονται τα αποτελέσματα και παρουσιάζονται τα συμπεράσματα της εργασίας.



## 2. Βιβλιογραφική Ανασκόπηση – Εμπειρικές έρευνες

### 2.1 Η θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς

Στον χώρο των χρηματοοικονομικών επενδύσεων, ένα ζήτημα που ανεγείρεται πολύ συχνά είναι το ερώτημα σχετικά με το αν μπορεί να επιτευχθεί έγκαιρη πρόβλεψη της μεταβολής των τιμών ώστε να αποκτηθούν μεγάλα χρηματιστηριακά κέρδη από τους επενδυτές. Η υπόθεση της Αποτελεσματικής ή Ορθολογικής αγοράς αναπτύχθηκε προκειμένου να απαντήσει στο ζήτημα αυτό στα πλαίσια μιας προσέγγισης μέσω της οικονομικής ανάλυσης, και να επιβεβαιώσει ή να απορρίψει τους ισχυρισμούς ότι οι επενδυτές δύναται να επιτύχουν υπερβάλλουσες αποδόσεις μέσω της πρόβλεψης των μεταβολών των τιμών των μετοχών.

Η Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς, ΥΑΑ (Efficient Market Hypothesis), είναι το θεμέλιο πάνω στο οποίο έχει χτιστεί η σύγχρονη χρηματοοικονομική θεωρία. Ένας από τους πρώτους οικονομολόγους που διατύπωσε τη θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς είναι ο Fama (1970) και σύμφωνα με την θεωρία που ανέπτυξε, οι παρούσες τιμές των αξιόγραφων σε μια αποτελεσματική αγορά αντικατοπτρίζουν πλήρως κάθε σχετική και διαθέσιμη πληροφορία κατά τρόπο άμεσο, γρήγορο και ακριβή, και επομένως οι τιμές στην αγορά αντικατοπτρίζουν την πραγματική αξία του αξιόγραφου. Συμπερασματικά μια αγορά είναι αποτελεσματική όταν οι αγοραίες τιμές των αξιόγραφων αντικατοπτρίζουν πλήρως κάθε πληροφορία σχετικά με τα μελλοντικά κέρδη, τα μερίσματα, τον προσδοκώμενο ρυθμό αύξησης των μερισμάτων, τον κίνδυνο του αξιόγραφου, την αναμενόμενη απόδοση και γενικά ό,τι σχετική πληροφορία μπορεί να επηρεάσει την τιμή του αξιόγραφου.

Σύμφωνα με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, οι συνθήκες που θα πρέπει να επικρατούν σε μια αποτελεσματική χρηματαγορά αναφορικά με τη διαθέσιμη πληροφόρηση σχετίζονται με τον ικανό - μεγάλο αριθμό των οικονομικών μονάδων (επενδυτών, χρηματιστών, επιχειρηματιών και αναλυτών) οι οποίοι σκέφτονται ορθολογικά, επεξεργάζονται και αξιολογούν κάθε διαθέσιμη πληροφορία και έχουν ενεργή συμμετοχή στην αγορά. Οι οικονομικές μονάδες διαμορφώνουν την άποψή τους σχετικά με τις τιμές των αξιόγραφων και εκφράζουν την άποψή τους αυτή μέσω των επενδυτικών επιλογών που λαμβάνουν χώρα.

Επιγραμματικά οι επαρκείς συνθήκες μιας αποτελεσματικής αγοράς θα μπορούσαν να διατυπωθούν ως ακολούθως:

1. Ένας μεμονωμένος επενδυτής (ή ομάδα επενδυτών) να μην μπορεί να επηρεάζει την τιμή του αξιόγραφου.
2. Να μην υφίσταται κόστος συναλλαγών στην διαδικασία της αγοράς και πώλησης των αξιόγραφων.
3. Η πληροφορία πρέπει να είναι διαθέσιμη σε όλους τους συμμετέχοντες στην αγορά ταυτόχρονα, και να μην υπάρχει κόστος για την απόκτηση της πληροφορίας αυτής.
4. Η πληροφορία θα πρέπει να φτάνει στην αγορά με τυχαίο τρόπο (δηλαδή να μην μπορεί κάποιος να την κατευθύνει).
5. Οι επενδυτές θα πρέπει να αντιδρούν γρήγορα και με ακρίβεια σε κάθε νέα πληροφορία.
6. Θα πρέπει να υπάρχει συμφωνία στις απόψεις των επενδυτών αναφορικά με τις επιπτώσεις των νέων διαθέσιμων πληροφοριών στην τιμή του αξιόγραφου.

Είναι φανερό ότι υπό αυτές τις συνθήκες αγοράς, οι τρέχουσες τιμών των αξιόγραφων αντανακλούν άμεσα όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση και οι τιμές αυτών επηρεάζονται μόνο από την νέα πληροφόρηση κάθε χρονικής περιόδου.

Η πιο βασική συνθήκη της Υπόθεσης της Αποτελεσματικής Αγοράς είναι ότι οι επενδυτές σκέφτονται ορθολογικά και εκδηλώνουν ορθολογικές προσδοκίες ως προς τις τιμές ισορροπίας της αγοράς των αξιόγραφων ή τις αναμενόμενες αποδόσεις ισορροπίας αυτών ενώ παράλληλα αποφεύγουν συστηματικά να πραγματοποιούν λανθασμένες προβλέψεις.

Ωστόσο στο σημείο αυτό θα πρέπει να σημειωθεί ότι οι συνθήκες που αναφέρθηκαν ανωτέρω όπως για παράδειγμα το ανύπαρκτο κόστος πληροφόρησης καθώς και ότι όλες οι οικονομικές μονάδες θα πρέπει να συμφωνούν ως προς τις επιπτώσεις κάθε νέας πληροφορίας στην τιμή των αξιόγραφων, είναι ανέφικτο να υπάρξουν σε μια πραγματική αγορά. Θα μπορούσε να ειπωθεί ότι οι συνθήκες αυτές θεωρούνται ως ικανές και επαρκείς αλλά όχι αναγκαίες. Πιο συγκεκριμένα μια αγορά μπορεί να θεωρείται αποτελεσματική αν ένας «επαρκής αριθμός» επενδυτών έχει πρόσβαση στη διαθέσιμη πληροφόρηση. Επίσης η τυχόν διαφωνία στις απόψεις των οικονομικών

μονάδων ως προς τις επιπτώσεις της νέας διαθέσιμης πληροφορίας στις τιμές δεν συνεπάγεται απαραίτητα αναποτελεσματικότητα, εκτός και αν υπάρχουν επενδυτές που κάνουν συστηματικά καλύτερες εκτιμήσεις κατά την αξιολόγηση της διαθέσιμης πληροφόρησης.

Η αποτελεσματικότητα μπορεί να οριστεί με μεγαλύτερη ακρίβεια χρησιμοποιώντας ως σημείο αναφοράς το σύνολο της διαθέσιμης πληροφόρησης που έχουν οι επενδυτές. Το (1992), ο Malkiel διατύπωσε ότι μια χρηματαγορά θεωρείται ως αποτελεσματική εφόσον οι τιμές των αξιόγραφων αντανακλούν πλήρως και σωστά όλες τις διαθέσιμες σχετικές πληροφορίες. Τυπικά η αγορά είναι αποτελεσματική σε σχέση με ένα σύνολο πληροφοριών που κατέχουν οι επενδυτές καθώς επίσης και σε σχέση με το εάν οι τιμές των αξιόγραφων θα μπορούσαν να μην μεταβληθούν από την διάχυση της πληροφόρησης αυτής σε όλους τους συμμετέχοντες. Επιπροσθέτως, η αποτελεσματικότητα της αγοράς σε σχέση με ένα σύνολο πληροφοριών συνεπάγεται ότι είναι αδύνατο να αποκομισθούν οικονομικά κέρδη από έναν επενδυτή αξιοποιώντας την ήδη υπάρχουσα πληροφόρηση.

Ερμηνεύοντας, την έννοια της Υπόθεσης Αποτελεσματικής Αγοράς θεωρούμε ότι η αγορά αξιόγραφων είναι αποτελεσματική όταν η τιμή του αξιόγραφου αντιπροσωπεύει την καλύτερη δυνατή εκτίμηση της πραγματικής αξίας του. Η τιμή του αξιόγραφου εξαρτάται κάθε στιγμή από ένα σετ πληροφοριών που κατέχουν οι επενδυτές και η αξία αυτού μεταβάλλεται καθώς μεταβάλλονται οι πληροφορίες ή «ειδήσεις». Αυτή η ροή πληροφοριών είναι συνεχής και έχει αντίκτυπο στις αξίες με αποτέλεσμα να υφίστανται συνεχείς προσαρμογές.

Η επίδραση των πληροφοριών μπορεί να είναι θετική ή αρνητική, δηλαδή η νέα πληροφορία μπορεί να οδηγεί σε θετική ή αρνητική μεταβολή της αξίας του αξιόγραφου. Παράλληλα η κατεύθυνσή τους δεν μπορεί να προβλεφθεί, δεδομένου ότι η δυνατότητα πρόβλεψής τους θα ήταν αντίθεση με την έννοια της νέας πληροφορίας. Συμπερασματικά η ροή νέων πληροφοριών παράγει θετικές ή αρνητικές μεταβολές με ένα τρόπο τυχαίο και απρόβλεπτο ενώ η κατάσταση ισορροπίας της αγοράς μεταβάλλεται συνεχώς προεξοφλώντας κάθε στιγμή την νέα πληροφόρηση.

Ως αποτέλεσμα της αποτελεσματικής αγοράς μιας μετοχής σε σχέση με τις διαθέσιμες πληροφορίες, είναι ότι κανένας επενδυτής δεν μπορεί να χρησιμοποιήσει δημοσιευμένες ή ιστορικές πληροφορίες σχετικά με τη μετοχή και να επιτύχει υπερβολικές (μη-κανονικές) αποδόσεις. Οι ήδη διαθέσιμες πληροφορίες έχουν ήδη προεξοφληθεί και είναι ενσωματωμένες στην τιμή του αξιόγραφου. Οι επενδυτές θα επιτύχουν μόνο κανονικές αποδόσεις, ανάλογες δηλαδή του επενδυτικού κινδύνου που αναλαμβάνουν.

Οι τιμές των αξιόγραφων επηρεάζονται μόνο από τις νέες πληροφορίες που αποκαλύπτονται σε κάθε χρονική περίοδο και η μεταβολή τους συντελείται με απρόβλεπτο και τυχαίο τρόπο. Θα μπορούσε να εξαχθεί το συμπέρασμα ότι οι κινήσεις των τιμών των αξιόγραφων ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου. Η διαδικασία του τυχαίου περιπάτου περιγράφεται με την ακόλουθη εξίσωση:

$$P_{i,t+1} = P_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

Όπου :

$P_{i,t+1}$  : η τιμή ενός αξιόγραφου (  $i$  ) την χρονική στιγμή  $t+1$ , δηλαδή την σημερινή ημέρα, εβδομάδα, μήνα κ.λπ. ανάλογα με τη χρονική βάση που θέτουμε.

$P_{i,t}$  : η τιμή ενός αξιόγραφου (  $i$  ) την χρονική στιγμή  $t$ , δηλαδή την αμέσως προηγούμενη ημέρα, εβδομάδα, μήνα κ.λπ. ανάλογα με τη χρονική βάση που θέτουμε.

$\varepsilon_{i,t+1}$  : ένας στατιστικός παράγοντας με συγκεκριμένα χαρακτηριστικά τυχαίας συμπεριφοράς.

Η ανωτέρω εξίσωση υποδεικνύει ότι η τιμή ενός αξιόγραφου σε μια επόμενη χρονική στιγμή ισούται με την τιμή αυτού κατά την αμέσως προηγούμενη χρονική στιγμή συν ένα τυχαίο όρο ο οποίος αντιπροσωπεύει την νέα πληροφορία.

Ως μια εναλλακτική προσέγγιση, θα μπορούσε να τεθεί το ερώτημα του εάν ένας επενδυτής είχε τη δυνατότητα να κερδίσει υψηλές αποδόσεις σε μια υποθετική διαπραγμάτευση αξιόγραφου βασισμένη σε ένα σαφώς καθορισμένο σύνολο πληροφοριών. Για την εφαρμογή αυτής της προσέγγισης ο επενδυτής θα πρέπει

πρώτα να επιλέξει το σύνολο της πληροφόρησης. Η κλασική διάκριση του συνόλου της πληροφόρησης αναλύεται παρακάτω.

Σύμφωνα με τον Fama (1970) υπάρχουν τρεις μορφές αποτελεσματικότητας της αγοράς. Κάθε μία από αυτές διακρίνεται με βάση το βαθμό της πληροφόρησης που αντικατοπτρίζεται στις τιμές των αξιόγραφων.

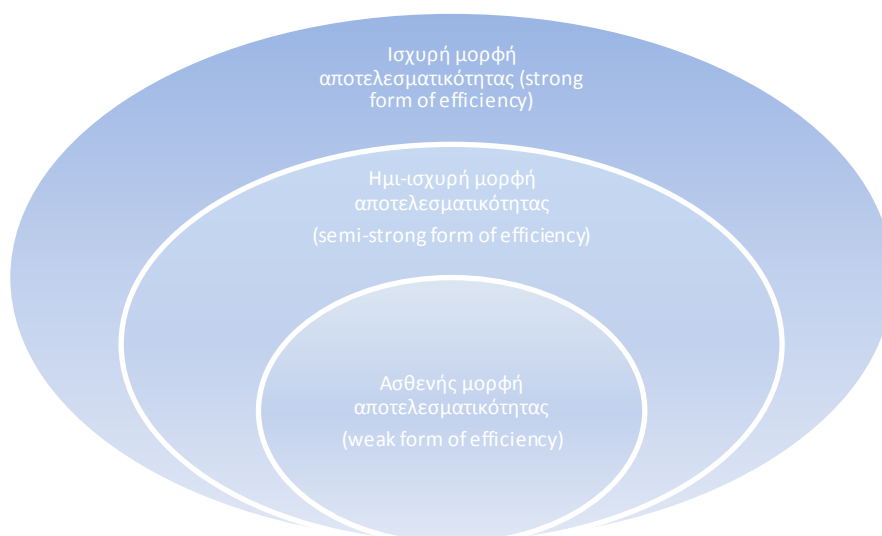
Οι μορφές αποτελεσματικότητας της αγοράς είναι οι ακόλουθες:

Ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας (weak form of efficiency) η οποία αποτελεί την πρώτη μορφή αποτελεσματικής αγοράς. Μια αγορά ονομάζεται ασθενώς αποτελεσματική όταν δεν είναι δυνατόν ο επενδυτής να πετύχει υπερκέρδη χρησιμοποιώντας τις ιστορικές τιμές / αποδόσεις του υποκείμενου αγαθού. Όλη η διαθέσιμη πληροφόρηση, επομένως, αντικατοπτρίζεται στις τιμές των αξιόγραφων και οι τιμές αυτές ακολουθούν το λεγόμενο τυχαίο περίπατο (random walk).

Ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (semi-strong form of efficiency) η οποία αποτελεί την δεύτερη μορφή αποτελεσματικής αγοράς. Η αγορά λέγεται ότι είναι αποτελεσματική στην ημι-ισχυρή της μορφή, αν θεωρήσουμε ότι στο σύνολο της πληροφόρησης περιλαμβάνονται και οι δημοσιευμένες πληροφορίες. Οι τιμές πλέον αντικατοπτρίζουν όχι μόνο την πληροφόρηση των ιστορικών τιμών, αλλά και όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση που μπορεί να έχει κάποιος για παράδειγμα από τις δημοσιευθείσες λογιστικές καταστάσεις, ανακοινώσεις ή από τον τύπο. Εφόσον οι αγορές είναι αποτελεσματικές στην ημι-ισχυρή τους μορφή, τότε οι τιμές αντιδρούν άμεσα σε οποιαδήποτε νέα δημόσια πληροφορία και οι επενδυτές εξακολουθούν να μην μπορούν να πετύχουν υπερ-κανονικά κέρδη.

Ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (strong form of efficiency) η οποία αποτελεί την τρίτη μορφή αποτελεσματικής αγοράς. Ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας υπάρχει όταν είναι αδύνατον για τον επενδυτή να κάνει υπερκέρδη βασιζόμενος είτε σε δημόσια είτε σε ιδιωτική πληροφόρηση. Οι τιμές σε αυτή την περίπτωση αντικατοπτρίζουν όλη τη δημόσια και ιδιωτική πληροφόρηση που μπορεί να έχει κάποιος τόσο από τις εταιρίες όσο και από την οικονομία γενικότερα.

Πιο χαρακτηριστικά μπορεί να αποτυπωθεί ως εξής:



Η ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας αποτελεί το χαμηλότερο επίπεδο αποτελεσματικότητας. Εφόσον η αγορά είναι αποτελεσματική στην ασθενή της μορφή, οι τιμές αντανακλούν τις πληροφορίες που μπορούν να αντληθούν από το παρελθόν (ιστορικές τιμές).

Η ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας υπονοεί ότι οι τιμές αντανακλούν όλη τη σχετική δημοσιευμένη πληροφόρηση που γνωστοποιείται για την εταιρεία ή ό,τι έχει σχέση με αυτή.

Η ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας αποτελεί την πιο ακραία μορφή αποτελεσματικότητας. Αν η αγορά είναι αποτελεσματική στην ισχυρή της μορφή, οι τιμές αντανακλούν όλη τη σχετική πληροφόρηση για την αξία της, χωρίς να είναι απαραίτητα δημοσιευμένη.

Θα πρέπει να επισημάνουμε ότι οι τρεις μορφές αποτελεσματικότητας δεν είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους. Εφόσον μία αγορά είναι αποτελεσματική στην ημι-ισχυρή μορφή της, τότε θα πρέπει να είναι αποτελεσματική και στην ασθενή της μορφή, διαφορετικά η αγορά αυτή δεν θα είχε αντιδράσει αποτελεσματικά στις δημοσιευθείσες πληροφορίες. Στα ίδια πλαίσια εφόσον μία αγορά είναι αποτελεσματική στην ισχυρή της μορφή θα πρέπει να είναι αποτελεσματική και στα δύο άλλα επίπεδα.

Η Υπόθεση Αποτελεσματικής Αγοράς προσδιορίζει τις αναμενόμενες αποδόσεις ισορροπίας βασιζόμενη σε δυο υποθέσεις: α) ότι οι επενδυτές γρήγορα εξαλείφουν οποιοσδήποτε κερδοφόρες ευκαιρίες προκύψουν, χρησιμοποιώντας τη διαθέσιμη πληροφόρηση προς όφελός τους και β) ότι οι επενδυτές έχουν ορθολογικές προσδοκίες. Με την παρούσα εργασία θα εξετάσουμε εάν η αγορά εισηγμένων εταιριών στο Χρηματιστήριο Αθηνών είναι αποτελεσματική στην ασθενή της μορφή.

## **2.2 Ανωμαλίες Αποτελεσματικών αγορών (Efficient Market Anomalies)**

Από μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί για διάφορες χρηματιστηριακές αγορές έχει γίνει αποδεκτό ότι υπάρχουν ανωμαλίες στις αγορές αυτές οι οποίες λειτουργούν ως ενδείξεις ότι οι αγορές δεν είναι αποτελεσματικές. Οι ανωμαλίες αυτές μπορεί να εμφανίζονται σπάνια ή και κατά σύνηθες τρόπο. Σύμφωνα με την βιβλιογραφία, με τον όρο ανωμαλία χαρακτηρίζεται ένα ασυνήθιστο γεγονός. Οι Tversky & Kahneman (1986) έχουν διαπιστώσει ότι μία ανωμαλία είναι μια απόκλιση από τις παρούσες αποδεκτές παραδοχές τόσο ευρεία που δεν μπορεί να αγνοηθεί, τόσο συστηματική που δεν δύναται να ερμηνευθεί ως τυχαίο λάθος και τόσο θεμελιώδης που δεν γίνεται να απορροφηθεί από το ισχύον σύστημα.

Οι ανωμαλίες αποτελεσματικών αγορών διακρίνονται σε τρεις κατηγορίες ως ακολούθως:

- Ημερολογιακές ή Εποχικές Ανωμαλίες (Calendar or seasonal anomalies)
- Θεμελιώδεις Ανωμαλίες (Fundamental Anomalies)

Παρακάτω παρατίθενται συνοπτική ανάλυση των ανωμαλιών αποτελεσματικών αγορών.

### 2.2.1 Ημερολογιακές ή Εποχιακές Ανωμαλίες (Calendar or seasonal anomalies)

Στην κατηγορία των ημερολογιακών ή εποχιακών ανωμαλιών συμπεριλαμβάνονται ανωμαλίες/γεγονότα που σχετίζονται με συγκεκριμένη χρονική περίοδο όπως είναι το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου (weekend effect), το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (turn of the month effect) και το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect).

- Το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου (weekend effect)

Μελέτες όπως αυτές των French (1980) και Gibbons and Hess (1981) έχουν καταλήξει ότι οι αποδόσεις των τιμών των μετοχών κατά μέσο όρο εμφανίζονται χαμηλότερες τη Δευτέρα και υψηλότερες την Παρασκευή συγκριτικά με τις υπόλοιπες ημέρες της εβδομάδας.

Η εξήγηση του φαινομένου αυτού έγκειται στο γεγονός ότι εξαιτίας της μη διαπραγματευτικής περιόδου (non - trading period) από την Παρασκευή μέχρι τη Δευτέρα οι αποδόσεις της Δευτέρας είναι αρνητικές (Rogalski, 1984).

Από την άλλη πλευρά ο French (1980) έχει δώσει μια διαφορετική επεξήγηση στο φαινόμενο ισχυριζόμενος ότι οι πληροφορίες που αποκαλύπτονται το Σαββατοκύριακο τείνουν να αποτελούν δυσμενείς ή αρνητικές πληροφορίες. Οι εταιρίες φοβούμενες την εκδήλωση αντιδράσεων πανικού από τις πλευρά των επενδυτών κατά την ανακοίνωση των δυσοίωνων πληροφοριών, ίσως καθυστερούν τις ανακοινώσεις των πληροφοριών αυτών στο τέλος της εβδομάδας προκειμένου να υπάρξει κάποιος χρόνος να καταλαγιάσουν τα νέα. Οι συμμετέχοντες στην αγορά φαίνεται ότι αποτυγχάνουν να ανακαλύψουν τις πληροφορίες αυτές πιο γρήγορα και να τις ενσωματώσουν στις τιμές των μετοχών. Ωστόσο όταν υφίστανται κόστη συναλλαγών έστω και μικρής αξίας, στρατηγικές στηριζόμενες στο φαινόμενο του Σαββατοκύριακού δηλαδή αγορά μετοχών την Δευτέρα και πώλησή τους την Παρασκευή δεν φαίνεται να παράγει υψηλές αποδόσεις.

- Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect)

Ο Wachtel (1942) και λίγο αργότερα οι Rozeff and Kinney (1976) ήταν από τους πρώτους μελετητές που εντόπισαν ότι οι αποδόσεις των τιμών των μετοχών του NYSE ήταν πολύ υψηλές κατά τον μήνα Ιανουάριο. Στην συνέχεια ο Keim (1979)



ονόμασε το φαινόμενο ως “January Effect”. Σύμφωνα με το φαινόμενο του Ιανουαρίου, οι αποδόσεις των τιμών των μετοχών κατά τον μήνα Ιανουάριο τείνουν να είναι υψηλότερες σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες του έτους.

Η εξήγηση του φαινομένου αυτού έγκειται στο γεγονός ότι ορισμένοι επενδυτές πωλούν τις μετοχές τον μήνα Δεκέμβριο για να δημιουργήσουν κεφαλαιακές ζημιές οι οποίες εκπίπτουν φορολογικά από τα κεφαλαιακά κέρδη που έχουν αποκομίσει και ως εκ τούτου δύναται να επωφεληθούν από φορολογικής πλευράς. Στην συνέχεια οι επενδυτές επαναγοράζουν τις μετοχές τον μήνα Ιανουάριο προκειμένου να συνθέσουν το χαρτοφυλάκιο τους.

Ωστόσο πολλοί έχουν διατυπώσει επιφυλάξεις επί της αιτιολόγησης αυτής. Οι Jones et al (1987) παρατήρησαν ότι η εμφάνιση του φαινομένου του Ιανουαρίου προηγήθηκε από την επιβολή φόρων στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής. Επίσης ο Fortune (1991) υποστήριξε ότι επενδυτές οι οποίοι απαλλάσσονται της φορολογίας των κεφαλαιακών κερδών τους όπως τα συνταξιοδοτικά ταμεία θα πρέπει να εντοπίζουν τις χαμηλές αποδόσεις τον Δεκέμβριο και να προβαίνουν στην αγορά όσων μετοχών διαπραγματεύονται σε χαμηλότερες τιμές κατά τα τέλη του Δεκεμβρίου.

Τέλος, ο Ligon (1997) διατύπωσε ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου αποδίδεται στην υψηλή ρευστοποίηση που λαμβάνει χώρα τον συγκεκριμένο μήνα. Ο όγκος των συναλλαγών κατά τον μήνα Ιανουάριο είναι υψηλότερος ενώ τα επιτόκια δανεισμού εμφανίζονται χαμηλότερα γεγονός που σχετίζεται με υψηλότερες αποδόσεις το μήνα αυτόν.

- Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (the turn of the month effect)

Μελέτες όπως αυτές των ArieI (1985) και Zeimba (1991) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών εμφανίζονται θετικές τις μέρες που βρίσκονται κοντά στην αλλαγή του μήνα ενώ παράλληλα οι αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζονται μηδενικές κατά μέσο όρο κατά τη διάρκεια του υπόλοιπου μήνα. Με άλλα λόγια οι αποδόσεις κατά μέσο όρο τις πρώτες ημέρες έκαστου μηνός (κατά κύριο λόγο την τελευταία ημέρα συναλλαγών του μήνα που τελειώνει και τις τρεις πρώτες του επόμενου μήνα) παρατηρείται ότι είναι υψηλότερες συγκριτικά με τις υπόλοιπες ημέρες του μήνα.

Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα αποδίδεται στη ψυχολογία των επενδυτών και πιο συγκεκριμένα στο γεγονός ότι οι επενδυτές τείνουν να προβαίνουν σε πώληση των μετοχών τους στο τέλος του μήνα εκμεταλλευόμενοι την επίκαιρη διαθέσιμη πληροφόρηση. Με την τακτική αυτή, οι επενδυτές επιδιώκουν να καρπωθούν τα μέγιστα οφέλη πουλώντας στο τέλος του μήνα και αγοράζοντας στην αρχή του επόμενου όπου έχει ενσωματωθεί η διαθέσιμη πληροφόρηση στις τιμές των μετοχών.

### 2.2.2 Θεμελιώδεις Ανωμαλίες (Fundamental Anomalies)

Στην βιβλιογραφία υπάρχουν μελέτες οι οποίες έχουν καταλήξει σε συμπεράσματα που υποδηλώνουν την ύπαρξη ανωμαλιών αποτελεσματικών αγορών πέρα των ημερολογιακών ή εποχιακών ανωμαλιών οι οποίες αναφέρθηκαν ανωτέρω, όπως είναι το φαινόμενο του δείκτη τιμή προς κέρδη ανά μετοχή (Price to Earnings ratio), το φαινόμενο του κερδισμένου επενδυτή (winners losers anomaly) και το φαινόμενο των μικρών εταιριών (small firm anomaly)

- Price to earnings ratio anomaly

Η ανωμαλία της αποτελεσματικής αγοράς που σχετίζεται με τον δείκτη τιμή προς κέρδη ανά μετοχή, P/E (Price to Earnings ratio) αναφέρεται στο φαινόμενο σύμφωνα με το οποίο παρατηρείται ότι οι μετοχές με χαμηλό δείκτη P/E παρουσιάζουν συστηματικά υψηλότερη απόδοση συγκριτικά με τις μετοχές με υψηλό δείκτη P/E (Basu, 1977). Το γεγονός αυτό υποδηλώνει ότι οι επενδυτές αντιδρούν υπερβολικά στις ανακοινώσεις/πληροφορίες περί της κερδοφορίας μίας εταιρίας και είτε γίνονται υπερ-αισιόδοξοι με αποτέλεσμα να αυξάνεται ο δείκτης τιμή προς κέρδη ανά μετοχή, είτε γίνονται απαισιόδοξοι με αποτέλεσμα ο δείκτης να πέφτει σε χαμηλά επίπεδα. Το φαινόμενο αυτό έρχεται σε αντίθεση με την αρχή της θεωρίας της αποτελεσματικής αγοράς διότι σύμφωνα με την θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν δημοσίως διαθέσιμες πληροφορίες για να προβλεφθούν μελλοντικές αποδόσεις και να επιτευχθούν υπερ-αποδόσεις.

- **Winners Losers Anomaly**

Το (1985) οι De Bondt and Thaler διαπίστωσαν ότι ένας επενδυτής το χαρτοφυλάκιο του οποίου παρουσίασε ζημίες στο πρόσφατο παρελθόν υπέρ - αντιδρά στην αγορά στα επόμενα έτη σε σύγκριση με έναν επενδυτή που είχε ήδη αποκομίσει κέρδη από το χαρτοφυλάκιο του. Με άλλα λόγια, η υπέρ - αντίδραση είναι μεγαλύτερη για τον επενδυτή του οποίου οι μετοχές σημείωσαν απώλειες συγκριτικά με εκείνον που κατέγραψαν κέρδη.

- **Small Firm Anomaly**

Σύμφωνα με τους Banz (1981) και Reinganum (1981) οι μετοχές μικρών εταιριών παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις συγκριτικά με τις αποδόσεις των μεγαλύτερων εταιριών. Το φαινόμενο αυτό μπορεί να αποδοθεί στο γεγονός ότι οι μικρές εταιρείες ενέχουν μεγαλύτερο κίνδυνο και επομένως οι τιμές των μετοχών τους θα πρέπει να αποδίδουν μεγαλύτερα κέρδη.

### **2.3 Εμπειρικές έρευνες**

Η υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών αποτελεί ένα από τα πιο δημοφιλή θέματα στη διεθνή χρηματοοικονομική και έχει κεντρίσει κατά καιρούς το ενδιαφέρον πολλών οικονομολόγων, καθώς σχετίζεται με τη φύση των προσδοκιών των επενδυτών και την ικανότητά τους να προσδιορίσουν τις κινήσεις των χρηματιστηριακών αγορών.

Την έννοια της αποτελεσματικότητας των αγορών διατύπωσε για πρώτη φορά ο Fama (1970). Έκτοτε πολλοί ερευνητές διενήργησαν εμπειρικές έρευνες προκειμένου να ελέγξουν την υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών.

Η υπόθεση του εάν οι τιμές των μετοχών ακολουθούν τη διαδικασία του «τυχαίου περιπάτου» στις αναπτυγμένες κεφαλαιαγορές έχει εξετασθεί από τους Summers (1986), Poterba and Summers (1988), Fama and French (1988) και τους Lo and MacKinlay (1988), οι έρευνες των οποίων κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου. Πιο συγκεκριμένα ο Summers (1986) αξιολόγησε την αποτελεσματικότητα των χρηματιστηριακών αγορών και κατέληξε ότι η αγορά δύναται να αποτιμήσει την αξία

των μετοχών σε μία τιμή που να αποκλίνει σημαντικά από την παρούσα αξία των ταμειακών ροών που θα προσδοκούσε ένας ορθολογικός επενδυτής χωρίς αυτό να μπορεί να εντοπιστεί από την εξέταση των αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποιώντας στατιστικές μεθόδους. Με αυτό τον τρόπο καθίσταται πολύ δύσκολο να εξακριβωθεί εάν οι τιμές των μετοχών ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου ή εάν υπάρχουν ευκαιρίες για την επίτευξη υπερ-αποδόσεων από κερδοσκόπους.

Στην συνέχεια οι Poterba and Summers (1988) μελέτησαν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου για τις μηνιαίες αποδόσεις του χρηματιστηρίου των ΗΠΑ για την περίοδο 1928-1984 και δέκα επτά άλλων χωρών για την περίοδο 1957-1985. Από την έρευνα βρέθηκε ότι για μικρά χρονικά διαστήματα υπάρχουν στοιχεία θετικής αυτοσυσχέτισης τις αποδόσεις των χρηματιστηριακών αγορών που εξετάστηκαν καθώς και στοιχεία αρνητικής συσχέτισης σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα. Σύμφωνα με τα ευρήματα της μελέτης απορρίφθηκε η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου για τις εξεταζόμενες χρηματιστηριακές αγορές καταλήγοντας ότι τα στοιχεία αυτοσυσχέτισης που βρέθηκαν οφείλονται στο γεγονός ότι καθοριστικός παράγοντας για την ζήτηση των μετοχών αποτελούν άλλα στοιχεία πέρα των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών από τους επενδυτές.

Στα ίδια πλαίσια και η μελέτη των Fama and French (1988), οι οποίοι εξέτασαν την συμπεριφορά των μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE) και των μηνιαίων αποδόσεων αυτών για την χρονική περίοδο 1926-1985. Σύμφωνα με την μελέτη βρέθηκε μεγάλη αρνητική αυτοσυσχέτιση στις αποδόσεις των μετοχών για μακρά χρονικά διαστήματα. Η αυτοσυσχέτιση αυτή μπορεί να υποδηλώνει είτε αναποτελεσματικότητα της αγοράς είτε μεταβολή της ισορροπίας για τις αναμενόμενες αποδόσεις που προκύπτουν από την ορθολογική συμπεριφορά των επενδυτών κατά τη διάρκεια του χρόνου. Ωστόσο εάν και βρέθηκε αρνητική αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων, κατά την εξέταση υποπεριόδων παρατηρήθηκε ότι η ισχυρή αρνητική αυτοσυσχέτιση της περιόδου 1926-1985 μπορεί να οφείλεται σε μεγάλο βαθμό στα πρώτα 15 έτη δηλαδή την περίοδο προ του δεύτερου παγκόσμιου πολέμου. Κατά την περίοδο μετά τον Δεύτερο Παγκόσμιο Πόλεμο παρατηρήθηκε ότι η αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων ελαχιστοποιείται.

Σε σύμφωνα αποτελέσματα κατέληξαν και οι Lo & MacKinlay (1988) οι οποίοι ερεύνησαν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου, για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις

δεικτών του χρηματιστηρίου των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής, χαρτοφυλακίων μετοχών αποτελούμενων από μετοχές εταιριών είτε μικρής, είτε μεσαίας, είτε μεγάλης κεφαλαιοποίησης και τέλος μεμονωμένων μετοχών για την χρονική περίοδο 6 Σεπτεμβρίου 1962 έως 26 Δεκεμβρίου 1985. Σύμφωνα με την μελέτη που διενέργησαν κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι απορρίπτεται η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις τόσο των δεικτών και των χαρτοφυλακίων που χρησιμοποιήθηκαν όσο και των μεμονωμένων μετοχών για ολόκληρη την χρονική περίοδο που εξετάστηκε ως σύνολο καθώς επίσης και για τις δύο υποπεριόδους που υπολογίστηκαν χωρίς αυτό όμως να συνεπάγεται κατ' ανάγκη την αναποτελεσματικότητα της αγοράς. Μάλιστα σύμφωνα με την μελέτη βρέθηκε θετική συσχέτιση των εβδομαδιαίων αποδόσεων των δεικτών και των χαρτοφυλακίων όχι όμως και των μεμονωμένων μετοχών ανεξαρτήτως διαστήματος δειγματοληψίας και στο σημείο αυτό υπάρχει διαφοροποίηση των ευρημάτων τους με τα αντίστοιχα αποτελέσματα της έρευνας των Fama and French (1988).

Σε αντίθετα αποτελέσματα κατέληξε η μελέτη του Choudhry (1994). Πιο αναλυτικά ο Choudhry (1994) εξέτασε την συμπεριφορά των δεικτών επτά χρηματιστηριακών αγορών συμπεριλαμβανομένων αυτών των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής, του Ηνωμένου Βασιλείου, του Καναδά, της Γαλλίας, της Ιαπωνίας, της Ιταλίας και της Γερμανίας λαμβάνοντας μηνιαίες τιμές για το χρονικό διάστημα 1953-1989. Τα αποτελέσματα της έρευνας δείχνουν στοιχεία που υποστηρίζουν ότι οι χρηματιστηριακές τιμές δεν μπορούν να προβλεφθούν για μακρά χρονικά διαστήματα καθώς και ότι βάσει των ελέγχων συσχέτισης δεν προκύπτει σταθερή μακροχρόνια σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών δεικτών που εξετάστηκαν. Κατά επέκταση βάσει των ευρημάτων της έρευνας, ο Choudhry κατέληξε ότι μπορεί να υποστηριχθεί η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς για τις επτά εξεταζόμενες αγορές την περίοδο που ακολούθησε τον Β΄ Παγκόσμιο Πόλεμο.

Μεταγενέστερες μελέτες που αντικείμενό τους ήταν οι αναπτυσσόμενες αγορές της Λατινικής Αμερικής διενεργήθηκαν από τους Urutia (1995), Ojah and Karemera (1999) και Karemera et al. (1999) τα ευρήματα των οποίων ήταν αντικρουόμενα σχετικά με την αποδοχή της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου. Πιο αναλυτικά, ο Urutia (1995) χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις σε τοπικό νόμισμα για τους δείκτες τιμών των χωρών Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή και Μεξικό εξέτασε την

υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς και την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου για την περίοδο Δεκεμβρίου 1975 έως Μαρτίου 1991. Από την ερευνά προέκυψε ότι και για τις τέσσερις εξεταζόμενες αγορές απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση του τυχαίου περιπάτου εξαιτίας της αυτό-συσχέτισης που βρέθηκε ενώ παράλληλα προέκυψε ότι και οι τέσσερις αγορές της Λατινικής Αμερικής είναι αποτελεσματικές στην ασθενή μορφή και συμπερασματικά οι εγχώριοι επενδυτές δεν έχουν τη δυνατότητα να αναπτύξουν στρατηγικές χρησιμοποιώντας ιστορικές τιμές μετοχών προκειμένου να επιτευχθούν υπέρ-αποδόσεις.

Από την άλλη οι Ojah and Karemera (1999) κατέληξε σε αντικρουόμενα συμπεράσματα από την μελέτη που διενέργησαν σχετικά με την αμεροληψία των τιμών των μετοχών και την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς για τις χρηματιστηριακές αγορές της Λατινικής Αμερικής κατά την περίοδο Δεκεμβρίου 1987 – Μαΐου 1997. Σύμφωνα με την ερευνά τους κατέληξαν ότι οι τιμές στις αναδυόμενες αγορές της Λατινικής Αμερικής - Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή και Μεξικό - ακολουθούν τον τυχαίο περίπατο και ότι για όλες οι εξεταζόμενες αγορές με εξαίρεση αυτή της Χιλής γίνεται αποδεκτή η μηδενική υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή μορφή. Συμπερασματικά ισχυρίστηκαν ότι οι διεθνείς επενδυτές σε αυτές τις αγορές δεν μπορούν να χρησιμοποιήσουν τις παρελθούσες πληροφορίες για τις τιμές των μετοχών προκειμένου να σχεδιάσουν ένα συστηματικό κερδοφόρο τρόπο συναλλαγής, επειδή οι μελλοντικές αποδόσεις δεν οφείλονται στις παρελθούσες αποδόσεις.

Οι Karemera et al. (1999) εξέτασαν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου και την υπόθεση της ασθενούς μορφής αποτελεσματικής αγοράς σε αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές μεταξύ των οποίων και αγορές της Λατινικής Αμερικής για το χρονικό διάστημα 1987-1997 και συμπέραναν ότι οι αγορές της Λατινικής Αμερικής μεταξύ των οποίων η αγορά της Χιλής και του Μεξικού δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου σε αντίθεση με την αγορά της Αργεντινής. Επίσης σύμφωνα με την έρευνα βρέθηκε ότι οι χρηματαγορές της Βραζιλίας και της Αργεντινής χαρακτηρίζονται ως αποτελεσματικές στην ασθενή μορφή σε αντίθεση με τις αγορές της Χιλής και του Μεξικού, και έγινε σύγκριση των αποτελεσμάτων αυτών με τα ευρήματα της έρευνας του Ugutia (1995) και τα αντικρουόμενα συμπεράσματα

αποδόθηκαν στις διαφορετικές περιόδους που εξετάστηκαν οι εν λόγω χρηματιστηριακές αγορές κατά τις δύο αυτές μελέτες.

Επίσης οι Grieb & Reyes (1999) εξέτασαν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου στην Βραζιλία και στο Μεξικό χρησιμοποιώντας τόσο δείκτες τιμών μετοχών των υπό εξέταση χρηματιστηριακών αγορών όσο και μετοχές μεμονωμένων εταιριών που διαπραγματεύονται στα αντίστοιχα χρηματιστήρια της Λατινικής Αμερικής για την χρονική περίοδο 1988-1995. Τα συμπεράσματα της μελέτης τους είναι σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας του Urrutia (1995) και κατέληξαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών στο Μεξικό επηρεάζονται σε μεγαλύτερο βαθμό από την θετική συσχέτιση που βρέθηκε με τη συστημική συνιστώσα.

Τέλος οι Worthington & Higgs (2003) εξέτασαν την ασθενή μορφή της αποτελεσματικής αγοράς σε επτά χώρες της Λατινικής Αμερικής και συγκεκριμένα για τις χώρες Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή, Κολομβία, Μεξικό, Περού και Βενεζουέλα λαμβάνοντας ημερήσιες τιμές των δεικτών μετοχών των αντίστοιχων χρηματιστηριακών αγορών για περίοδο αρχής γενομένης είτε από 31/12/1987 είτε από 31/12/1992 ανάλογα με την διαθεσιμότητα πληροφοριών σχετικά με τις τιμές των δεικτών και μέχρι 28/05/2003. Από την εμπειρική έρευνα διεξήχθη το συμπέρασμα ότι οι ημερήσιες αποδόσεις των δεικτών μετοχών για τις επτά αναδυόμενες αγορές της Λατινικής Αμερικής δεν ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου, εάν και στην περίπτωση της Αργεντινής η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου απορρίφθηκε κάτω από λιγότερο περιοριστικά κριτήρια σε σύγκριση με τις υπόλοιπες αγορές.

Ακολούθως, οι Huang (1995) και Groenewold and Ariff (1998) οι οποίοι μελέτησαν τις χρηματιστηριακές αγορές της Ασίας κατέληξαν σε συμπεράσματα κατά της τυχαίας συμπεριφοράς των τιμών. Επίσης ο Abeysekera (2001) ερεύνησε την αγορά της Σρι Λάνκα την περίοδο 1991-1996 λαμβάνοντας προς εξέταση ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις δύο χαρτοφυλακίων μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο του Κολόμπου και απέρριψε την υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς. Στα ίδια ευρήματα κατέληξε και η εμπειρική έρευνα των Abraham and Alsakran (2002) για τις χρηματιστηριακές αγορές του Μπαχρέιν, του Κουβέιτ και της Σαουδικής Αραβίας.

Στα ίδια πλαίσια λίγα χρόνια μετά, η μελέτη των Worthington and Higgs (2005) με την οποία εξετάστηκε η αποτελεσματικότητα των αγορών στην ασθενή μορφή σε πέντε αναπτυγμένες ασιατικές αγορές (Αυστραλία, Χονγκ-Κονγκ, Ιαπωνία, Νέα Ζηλανδία και Σιγκαπούρη) και σε δέκα αναπτυσσόμενες (Κίνα, Ινδία, Ινδονησία, Κορέα, Μαλαισία, Πακιστάν, Φιλιππίνες, Σρι Λάνκα, Ταιβάν και Ταϊλάνδη), κατέληξε ότι οι αγορές είναι αναποτελεσματικές, απορρίπτοντας την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου ενώ μόνο στις περιπτώσεις του Χονγκ Κονγκ και της Νέας Ζηλανδίας κατέληξε ότι καλύπτονται τα αυστηρά κριτήρια αποδοχής της υπόθεσης καθώς και ότι στην περίπτωση της Ιαπωνίας τηρούνται κάποια από τα αυτά.

Το 2008 οι Mobarek, Mollah, & Bhuyan μελέτησαν την αναδυόμενη αγορά του Μπανγκλαντές εξετάζοντας για το χρονικό διάστημα 1988 – 2000 τις ημερήσιες αποδόσεις όλων των δεικτών του χρηματιστηρίου της Ντάκας καθώς και τις ημερήσιες αποδόσεις μετοχών τριάντα τυχαίων επιλεγμένων ενεργών εταιρειών εισηγμένων στο υπο εξέταση χρηματιστήριο προκειμένου να αποφευχθεί το πρόβλημα του χαμηλού όγκου συναλλαγών και της περιορισμένης διαπραγμάτευσης στην συγκεκριμένη χρηματιστηριακή αγορά. Από την ερευνά διεξήχθη το συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου και ο σημαντικός συντελεστής αυτοσυσχέτισης σε διαφορετικές χρονικές υστερήσεις έχει ως αποτέλεσμα την απόρριψη της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή της μορφή.

Μία επιπλέον μελέτη των Kim and Shamsuddin (2008) εστίασε το ενδιαφέρον της στην εξέταση της αποτελεσματικότητας εννέα ασιατικών αγορών συμπεριλαμβανομένων των αγορών των χωρών Χονγκ-Κονγκ, Ιαπωνία, Κορέα, Ταιβάν, Ινδονησία, Μαλαισία, Φιλιππίνες, Ταϊλάνδη και Σιγκαπούρη χρησιμοποιώντας τόσο εβδομαδιαίες όσο και μηνιαίες αποδόσεις δεικτών μετοχών για το χρονικό διάστημα Ιανουαρίου 1990 έως Απριλίου 2005 εξετάζοντας παράλληλα την επίδραση στην αποτελεσματικότητα των αγορών, των μέτρων που υιοθετήθηκαν στα τέλη της δεκαετίας του ογδόντα και συνετέλεσαν στην οικονομική απελευθέρωση των ασιατικών αγορών καθώς και την επίδραση της οικονομικής ασιατικής κρίσης στα τέλη της δεκαετίας του ενενήντα. Σύμφωνα με τα ευρήματα της μελέτης οι αγορές του Χονγκ-Κονγκ, της Ιαπωνίας, της Κορέας και της Ταιβάν βρέθηκαν αποτελεσματικές στην ασθενή μορφή, ενώ αντίθετα οι αγορές της



Ινδονησίας, της Μαλαισίας και των Φιλιππίνων κρίθηκαν ως αναποτελεσματικές παρόλο τα μέτρα της οικονομικής απελευθέρωσης που λήφθηκαν. Επιπλέον η μελέτη κατέληξε ότι οι αγορές της Ταϊλάνδης και Σιγκαπούρης φαίνεται ότι έγιναν αποτελεσματικές στην ασθενή μορφή μετά την ασιατική οικονομικής κρίση του 1997.

Επιπλέον οι Mishra, Das, & Pradham (2009) κατέληξαν σε παρεμφερή ευρήματα με την μελέτη των Worthington and Higgs (2005) όσο αφορά την αγορά της Ινδίας σύμφωνα με την μελέτη που διενέργησαν για την περίοδο Ιανουαρίου 2007 μέχρι Ιουλίου 2009 στα δύο ινδικά χρηματιστήρια, της Βομβάης και του Εθνικού Χρηματιστηρίου. Λαμβάνοντας προς εξέταση τις ημερήσιες αποδόσεις των τιμών κλεισίματος των δεικτών των προαναφερόμενων χρηματιστηρίων εξέτασαν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή της μορφή σε σχέση με την παγκόσμια οικονομική κρίση και από την εμπειρική ανάλυσή τους προέκυψε το συμπέρασμα ότι τα χρηματιστήρια της Ινδίας δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου και επομένως δεν μπορούν να χαρακτηριστούν αποτελεσματικά στην ασθενή μορφή.

Πρόσφατα οι Jayakumar et al. (2012) ερεύνησαν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου στην χρηματιστηριακή αγορά της Ινδίας και κατά συνέπεια την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή της μορφή κατά την διάρκεια της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης 2007-2011. Λαμβάνοντας ημερήσιες τιμές πέντε δεικτών του Χρηματιστηρίου της Βομβάης έγινε διαχωρισμός του δείγματος σε τρεις υποπεριόδους προκειμένου να ερευνηθεί κατά πόσο η οικονομική κρίση επηρέασε την αποτελεσματικότητα της ινδικής χρηματιστηριακής αγοράς. Τα ευρήματα της έρευνας έδειξαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν κινούνται σύμφωνα με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή μορφή και ότι η χρηματιστηριακή αγορά δεν ακολουθεί την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου. Τα συμπεράσματα της μελέτης είναι σύμφωνα με τα αποτελέσματα των προαναφερθεισών μελετών των Worthington and Higgs (2005) και των Mishra, Das, & Pradham (2009).

Επίσης ο Ananzeh (2014) μελέτησε ημερήσιες τιμές του σταθμισμένου δείκτη μετοχών του χρηματιστηρίου του Αμμάν για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 2000 έως Δεκέμβριος 2013 εξετάζοντας την ύπαρξη ασθενούς μορφή αποτελεσματικότητας στην χρηματιστηριακή αγορά της Ιορδανίας και κατέληξε ότι η

αγορά της Ιορδανίας δεν ακολουθεί τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου και σύμφωνα με όλα τα τεστ που διενεργήθηκαν η αγορά κρίθηκε ως αναποτελεσματική.

Τέλος οι Rizvi & Arshad (2014) ερευνήσαν διαχρονικά την αποτελεσματικότητα των ανατολικών ασιατικών αγορών και συγκεκριμένα της χρηματιστηριακής αγοράς της Μαλαισίας, της Ινδονησίας, της Σιγκαπούρης και της Νότιας Κορέας επιλέγοντας τις αγορές αυτές λόγω της οικονομικής και χρηματοοικονομικής ανάπτυξής τους. Για την ερευνά τους έλαβαν τις τιμές κλεισίματος του γενικού δείκτη για κάθε ένα υπό εξέταση χρηματιστήριο για το χρονικό διάστημα 01/01/1990 έως τις 31/07/2013 διακρίνοντας υποπεριόδους άνθησης και ύφεσης ανάλογα με τις διαφορετικές φάσεις του οικονομικού κύκλου της κάθε μίας οικονομίας. Από την μελέτη προέκυψε ότι η αποτελεσματικότητα των αγορών βελτιώνεται κατά τη διάρκεια των δύο τελευταίων δεκαετιών για τις χρηματιστηριακές αγορές της Ανατολικής Ασίας και αξιοσημείωτο είναι ότι η αποτελεσματικότητα των αγορών σε περιόδους οικονομικής άνθησης εμφανίζει βελτίωση σε σύγκριση με την προηγούμενη περίοδο ύφεσης.

Λιγότερες έρευνες έχουν διενεργηθεί για τις αφρικανικές χρηματιστηριακές αγορές. Αρκετά νωρίς οι Roux & Gilbertson (1978) μελέτησαν την μεταβολή των τιμών των μετοχών για είκοσι τέσσερις εταιρείες που δραστηριοποιούνται στους κλάδους της εξόρυξης χρυσού, εξόρυξης λοιπών μετάλλων και της βιομηχανίας, και οι μετοχές αυτών διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο του Γιοχάνεσμπουργκ λαμβάνοντας ως εξεταζόμενη περίοδο τέσσερα έτη και συγκεκριμένα από 22 Φεβρουαρίου 1971 έως 22 Φεβρουαρίου 1976. Από την μελέτη τους κατέληξαν ότι οι αποδόσεις των τιμών των μετοχών δεν είναι απόλυτα ανεξάρτητες ωστόσο τα ευρήματα αυτά δεν υποδηλώνουν απαραίτητα ότι κάποιος επενδυτής θα μπορούσε να χρησιμοποιήσει την αναποτελεσματικότητα της χρηματιστηριακής αγοράς της Νοτίου Αφρικής προκειμένου να καταστρώσει μια στρατηγική σχετικά με την αγορά, διακράτηση και πώληση μετοχών για την επίτευξη κερδών.

Επίσης οι Dickinson & Muragu (1994) εξέτασαν την αναδυόμενη χρηματιστηριακή αγορά του Ναϊρόμπι μελετώντας τις εβδομαδιαίες αποδόσεις για 30 μετοχές ως προς την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή μορφή για το χρονικό διάστημα 1 Ιανουαρίου 1979 έως 31 Δεκεμβρίου 1988. Η ερευνά τους υπέδειξε ότι για την πλειοψηφία των μετοχών που εξετάστηκαν προέκυψαν θετικά ευρήματα όσο αφορά τις δοκιμές ανεξαρτησίας, και κατέληξε ότι ενώ μικρές χρηματιστηριακές

αγορές όπως η αγορά του Ναϊρόμπι δεν μπορούν κατηγορηματικά να χαρακτηριστούν ως αποτελεσματικές, τα ευρήματα αποδεικνύουν ότι δεν έρχονται σε αντίθεση με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς της ασθενή της μορφή.

Στην συνέχεια οι Magnusson & Wydick (2002) ερεύνησαν κατά πόσο οκτώ χρηματιστηριακές αγορές στην Αφρική ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου εξετάζοντας έτσι την αποτελεσματικότητα των αγορών αυτών στην ασθενή της μορφή και σύγκριναν τις αγορές αυτές με αναδυόμενες αγορές της Ασίας και της Νοτίου Αμερικής. Από την μελέτη προέκυψε ότι οι αγορές της Μποτσουάνας, της Γκάνας, της Νιγηρίας και της Ζιμπάμπουε είναι αναποτελεσματικές ενώ αντίθετα οι αγορές της Ακτής Ελεφαντοστού, της Κένυας, του Μαυρίκιου και της Νότιας Αφρικής βρέθηκαν αποτελεσματικές στην ασθενή τους μορφή.

Σε παρόμοια αποτελέσματα κατέληξαν οι Smith et al. (2002) οι οποίοι βρήκαν ότι μόνο το χρηματιστήριο του Γιοχάνεσμπουργκ ακολουθεί τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου για το υπό εξέταση χρονικό διάστημα Ιανουαρίου 1990 – Αυγούστου 1998 και κατά συνέπεια θεωρείται η αγορά, αποτελεσματική στην ασθενή της μορφή ενώ για τις αγορές της Αιγύπτου, της Κένυας, του Μαρόκου, της Νιγηρίας, της Ζιμπάμπουε και της Μποτσουάνας απορρίφθηκε η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου διότι βρέθηκε ότι υπάρχει αυτοσυσχέτιση στις αποδόσεις των δεικτών που χρησιμοποιήθηκαν.

Το 2003 οι Appiah-Kusi & Menyah εστίασαν την ερευνά τους στην μελέτη της αποτελεσματικότητας στην ασθενή μορφή έντεκα αγορών της Αφρικής καθώς και στην μελέτη της πρόβλεψης των αποδόσεων που μπορούν να επιτευχθούν στις αγορές αυτές και σύγκριναν τα αποτελέσματα τους με προηγούμενες έρευνες. Για την ανάλυσή τους χρησιμοποίησαν εβδομαδιαίες αποδόσεις δεικτών των χρηματιστηρίων της Μποτσουάνας, της Αιγύπτου, της Γκάνας, της Ακτής Ελεφαντοστού, της Κένυας, του Μαυρίκιου, του Μαρόκου, της Νιγηρίας, της Νότιας Αφρικής, της Ζουαζηλάνδης και της Ζιμπάμπουε και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι στην περίπτωση της χρηματιστηριακής αγοράς της Μποτσουάνας, της Γκάνας, της Ακτής Ελεφαντοστού, της Νιγηρίας, της Νότιας Αφρικής και της Ζουαζηλάνδης, οι τιμές δεν προσαρμόζονται αμέσως στις νέες πληροφορίες και έτσι οι μελλοντικές τιμές μπορούν να προβλεφθούν βάσει των αντίστοιχων ιστορικών τιμών γεγονός που μπορεί να αποδοθεί στην αναποτελεσματικότητα των αγορών αυτών. Ακολούθως από

την ανάλυση τους προέκυψαν στοιχεία ότι οι αγορές της Αιγύπτου, της Κένυας, της Ζιμπάμπουε, του Μαρόκου και του Μαυρίκιου είναι αποτελεσματικές αγορές στην ασθενή μορφή.

Επίσης οι Jefferis & Smith (2005) μελέτησαν τις αγορές της Νότιας Αφρικής, της Αιγύπτου, του Μαρόκου, της Νιγηρίας, της Ζιμπάμπουε, του Μαυρίκιου και της Κένυας για την περίοδο αρχές 1990 έως τον Ιούνιο 2001 ως προς τις μεταβολές της αποτελεσματικότητας των αγορών αυτών στην ασθενή μορφή σε σχέση με την πάροδο του χρόνου. Από την μελέτη προέκυψε ότι το Χρηματιστήριο του Γιοχάνεσμπουργκ διατηρεί την αποτελεσματικότητά του στην ασθενή μορφή κατά τη διάρκεια του χρόνου ενώ στις περιπτώσεις της Αιγύπτου, του Μαρόκου και της Νιγηρίας οι χρηματιστηριακές αγορές γίνονται αποτελεσματικές στο τέλος της υπό εξέταση περιόδου. Αντίθετα αποτελέσματα έδειξε η μελέτη για τις υπόλοιπες τρεις αγορές της Κένυας, της Ζιμπάμπουε και του Μαυρίκιου όπου οι αγορές χαρακτηρίστηκαν ως αναποτελεσματικές καθ' όλη τη διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου.

Οι Simons & Laryea (2006) μελέτησαν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς χρησιμοποιώντας τόσο εβδομαδιαίες όσο και μηνιαίες αποδόσεις για τέσσερα χρηματιστήρια της Αφρικής και συγκεκριμένα της Νότιας Αφρικής και της Αιγύπτου οι οποίες χαρακτηρίζονται καθιερωμένες και μεγάλες αγορές, καθώς και της Γκάνας και του Μαυρίκιου οι οποίες είναι σχετικά νεότερες και μικρότερες αγορές. Τα ευρήματα της μελέτης τους καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι οι εξεταζόμενες χρηματιστηριακές αγορές είναι αναποτελεσματικές με εξαίρεση την περίπτωση του χρηματιστηρίου της Νότιας Αφρικής και ότι οι επενδυτές στις αγορές της Γκάνας, του Μαυρίκιου και της Αιγύπτου έχουν την δυνατότητα να αποκομίσουν υψηλές αποδόσεις αναλύοντας τις ιστορικές τιμές των μετοχών καθώς και τις αποδόσεις που πραγματοποιήθηκαν στο παρελθόν.

Επιπλέον οι Mlambo & Biekpe (2007) εξέτασαν την αποτελεσματικότητα της αγοράς για δέκα χρηματιστήρια της Αφρικής χρησιμοποιώντας τις αποδόσεις ξεχωριστών μετοχών εταιριών εισηγμένων στα χρηματιστήρια των χωρών Αιγύπτου, Κένυας, Ζιμπάμπουε, Μαρόκου, Μαυρίκιου, Τυνησίας, Γκάνας, Ναμίμπιας, Μποτσουάνας και της Ακτής Ελεφαντοστού κάνοντας κριτική σε προηγούμενες μελέτες σχετικές με την αποδοχή ή την απόρριψη της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών που έχουν

πραγματοποιηθεί, και αφορούν χώρες της αφρικανικής ηπείρου διότι χρησιμοποιήθηκαν σε αυτές αποδόσεις δεικτών μετοχών των υπό εξέταση κατά περίπτωση χρηματιστηριακών αγορών. Από την εμπειρική έρευνα των Mlambo & Biekre πρόκυψε ότι οι τιμές των μετοχών που εξετάστηκαν δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου (random walk) εκτός από την περίπτωση της Νάμιμπιας για την οποία διεξήχθη το συμπέρασμα ότι γίνεται αποδεκτή η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή μορφή και αυτό αποδόθηκε σε μεγάλο βαθμό στο γεγονός ότι οι μετοχές που εν λόγω χρηματιστηρίου σε μεγάλο ποσοστό διαπραγματεύονται και στο χρηματιστήριο του Γιοχάνεσμπουργκ (το οποίο θεωρείται σύμφωνα με προηγούμενες έρευνες αποτελεσματική αγορά) και υπάρχει συσχέτιση των τιμών των μετοχών. Επίσης η έρευνα κατέληξε ότι οι χρηματιστηριακές αγορές της Κένυας και της Ζιμπάμπουε είναι αποτελεσματικές αγορές στην ασθενή μορφή διότι βρέθηκε να ακολουθείται η διαδικασία του τυχαίου περιπάτου σε αυτές τις αγορές.

Στην βιβλιογραφία υπάρχουν επίσης έρευνες που επικεντρώνουν το ενδιαφέρον τους στις χώρες Αυστραλία και Νέα Ζηλανδία. Αρκετά νωρίς οι Groenewold and Kuay (1993) διερεύνησε την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή και στην ημι-ισχυρή μορφή για την περίπτωση της αυστραλέζικης χρηματιστηριακής αγοράς λαμβάνοντας υπό εξέταση μηνιαίες τιμές τεσσάρων δεικτών μετοχών για χρονικό ορίζοντα εννέα ετών και πιο συγκεκριμένα για την περίοδο των ετών από το 1980 έως το 1988. Η εν λόγω έρευνα κατέληξε σε συμπεράσματα που υποστηρίζουν την αποτελεσματικότητα της αγοράς τόσο στην ασθενή μορφή όσο και στην ημι-ισχυρή μορφή με την έννοια ότι οι αποδόσεις του παρελθόντος ή οι τιμές των επεξηγηματικών μεταβλητών (παραγόντων) δεν έχουν σημαντική επεξηγηματική δύναμη στην παλινδρόμηση των αποδόσεων των μετοχών.

Το 1997 ο Groenewold μελέτησε την υπόθεση της αποτελεσματικής της αγοράς τόσο στην ασθενή όσο και στην ημι-ισχυρή μορφή για τις αγορές της Αυστραλίας και της Νέας Ζηλανδίας κατά την χρονική περίοδο 1975-1992 χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές ποικίλων δεικτών μετοχών των εξεταζόμενων χρηματιστηριακών αγορών και η ανάλυσή του βασίσθηκε τόσο με ημερήσιες αποδόσεις όσο και σε εβδομαδιαίες και μηνιαίες. Τα συμπεράσματα που διεξήχθησαν από την μελέτη συνάδουν ότι και οι δύο αγορές είναι συνεπείς με την υπόθεση της αποτελεσματικής

αγοράς στην ασθενή μορφή εάν και βρέθηκαν στοιχεία τα οποία υποδηλώνουν ότι οι τρέχουσες ημερήσιες αποδόσεις των δεικτών που εξετάστηκαν θα μπορούσαν να προβλεφθούν από αντίστοιχες ιστορικές αποδόσεις σε μικρό βαθμό. Ακολούθως βρέθηκαν στοιχεία που υποδηλώνουν ότι οι δείκτες τιμών μετοχών και των δύο χωρών είναι συνεπείς με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ημι-ισχυρή μορφή της.

Σε σύμφωνα συμπεράσματα κατά περίπτωση κατέληξε και η έρευνα των Li & Xu (2002) οι οποίοι εξέτασαν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή και στην ημι-ισχυρή μορφή της, για την χρηματιστηριακή αγορά της Νέας Ζηλανδίας και όσο αφορά το χρονικό διάστημα 1993-2000, λαμβάνοντας τέσσερις δείκτες τιμών μετοχών του υπό εξέταση χρηματιστηρίου οι οποίοι αντιπροσωπεύουν ο καθένας τους είτε τις μετοχές μεγαλύτερων εταιριών είτε μετοχές σχετικά μικρών εταιριών. Τα ευρήματα της μελέτης έδειξαν ότι για τον δείκτη τιμών μετοχών που αποτελείται από σχετικά μικρότερες εταιρείες γίνεται αποδεκτή η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ημι-ισχυρή της μορφή. Αντίθετα η έρευνα κατέληξε αναφορικά με τον δείκτη τιμών μετοχών που αποτελείται από τις δέκα μεγαλύτερες επιχειρήσεις ότι απορρίπτεται η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς καθώς και ότι για τους δείκτες που αντιπροσωπεύουν στις 30 και 40 μεγαλύτερες εταιρείες της υπό εξέτασης χρηματιστηριακής αγοράς γίνεται αποδεκτή η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς μόνο στην ασθενή μορφή της ενώ απορρίπτεται για την ημι-ισχυρή μορφής της.

Σε αντίθετα συμπεράσματα σε σύγκριση με τα ευρήματα της μελέτης του Groenewold (1997) κατέληξε η έρευνα των Worthington & Higgs (2009) με την οποία εξετάστηκε η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή μορφή για το χρηματιστήριο του Σίνδεν λαμβάνοντας προς εξέταση δύο δείγμα και πιο συγκεκριμένα ένα δείγμα με δεδομένα ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη τιμών του αυστραλέζικου χρηματιστηρίου για το χρονικό διάστημα 1958-2006 και ένα δεύτερο δείγμα με δεδομένα μηνιαίες αποδόσεις του δείκτη για το χρονικό διάστημα 1875-2005. Τα αποτελέσματα της μελέτης υποδεικνύουν ότι τόσο οι ημερήσιες όσο και οι μηνιαίες αποδόσεις του δείκτη τιμών μετοχών του Χρηματιστηρίου της Αυστραλίας δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου καθώς και ότι υπάρχει αυτοσυσχέτιση στις ημερήσιες αποδόσεις.

Παρόμοια ευρήματα έδειξε και η μελέτη του Hasanov (2009), με την οποία διενεργήθηκε η αποτελεσματικότητα των χρηματιστηριακών αγορών της Αυστραλίας και της Νέας Ζηλανδίας εξετάζοντας μηνιαίες τιμές δεικτών μετοχών. Σύμφωνα με τα συμπεράσματα της μελέτης απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας και αυτό υποδηλώνει ότι και οι δύο χρηματιστηριακές αγορές δεν είναι αποτελεσματικές στην ασθενή μορφή.

Στην πιο πρόσφατη βιβλιογραφία συναντά κανείς αρκετές έρευνες που εστιάζουν το ενδιαφέρον τους σε ευρωπαϊκές χώρες. Οι Dockery & Vergari (1997) εξέτασαν την συμπεριφορά του δείκτη μετοχών του Χρηματιστηρίου της Βουδαπέστης λαμβάνοντας προς εξέταση εβδομαδιαίες τιμές για την περίοδο Ιανουαρίου 1991 – Μαΐου 1995, περίοδο όπου η οικονομία της Ουγγαρίας ήταν σχετικά υποανάπτυκτη σε σύγκριση με άλλες βιομηχανοποιημένες οικονομίες. Η εμπειρική τους έρευνα έδειξε ότι ενώ η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου για τον λογάριθμο του δείκτη τιμών που χρησιμοποιήθηκε απορρίπτεται, εάν ληφθούν στοιχεία ετεροσκεδαστικότητας τότε η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου δεν μπορεί να απορριφθεί. Οι Smith & Ryoo (2003) μελέτησαν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου για πέντε αναπτυσσόμενες ευρωπαϊκές χρηματιστηριακές αγορές (Ελλάδα, Ουγγαρία, Πολωνία, Πορτογαλία και Τουρκία) για το χρονικό διάστημα από τον Απρίλιο του 1991 έως τον Αύγουστο του 1998 λαμβάνοντας εβδομαδιαίες τιμές δεικτών μετοχών. Από την μελέτη εξήχθη το συμπέρασμα ότι η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου απορρίπτεται για τις αγορές της Ελλάδας, της Ουγγαρίας, της Πολωνίας και της Πορτογαλίας ενώ αντίθετα υποστηρίζεται ότι η αγορά της Τουρκίας η οποία διακρίνεται για την υψηλότερη ρευστότητά της, ακολουθεί τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου.

Σε παρόμοια ευρήματα κατέληξε η έρευνα των Gilmore and McManus (2003) βάσει της οποίας απερρίφθη η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου και για τις τρεις υπό εξέταση αγορές της Τσέχικης Δημοκρατίας, της Ουγγαρίας και της Πολωνίας κατά το χρονικό διάστημα από τον Ιούλιο του 1995 έως τον Σεπτέμβριο του 2000. Επίσης οι Dragotă and Mitrică (2004) μελέτησαν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην περίπτωση της Ρουμανίας χρησιμοποιώντας τιμές έξι μετοχών εταιρειών εισηγμένων στο χρηματιστήριο του Βουκουρεστίου και συμπέραναν ότι εάν και η χρηματιστηριακή αγορά της Ρουμανίας δεν προσφέρει τη δυνατότητα επίτευξης υπερβολικών αποδόσεων στους επενδυτές, η αγορά είναι αναποτελεσματική.

Μια επιπλέον έρευνα διενεργήθηκε από τους Worthington and Higgs (2004) οι οποίοι εξέτασαν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου και την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή μορφή για είκοσι ευρωπαϊκές χρηματιστηριακές αγορές και συγκεκριμένα για δέκα έξι αναπτυγμένες και για τέσσερις αναδυόμενες αγορές λαμβάνοντας για την μελέτη τους τόσο ημερήσιες όσο και μηνιαίες αποδόσεις δεικτών μετοχών. Η έρευνα κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι αγορές της Γερμανίας, της Ιρλανδίας, της Πορτογαλίας, της Σουηδίας και του Ηνωμένου Βασιλείου από τις αναπτυγμένες αγορές και η αγορά της Ουγγαρίας από τις αναδυόμενες αγορές καλύπτουν τα κριτήρια που τέθηκαν για να θεωρηθεί ότι οι αγορές αυτές ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου και κατά συνέπεια είναι αποτελεσματικές στην ασθενή μορφή. Οι υπόλοιπες αγορές που εξετάστηκαν δηλαδή η Αυστρία, το Βέλγιο, η Δανία, η Φιλανδία, η Γαλλία, η Ελλάδα, η Ιταλία, η Ολλανδία, η Νορβηγία, η Ισπανία, η Ελβετία ως αναπτυγμένες αγορές και η Δημοκρατία της Τσεχίας, η Πολωνία και η Ρωσία ως αναδυόμενες αποδείχτηκε ότι είναι αναποτελεσματικές.

Αντίστοιχα ο Borges (2010) εξέτασε την αποτελεσματικότητα των χρηματιστηριακών αγορών του Ηνωμένου Βασιλείου, της Γαλλίας, της Γερμανίας, της Ισπανίας, της Ελλάδας και της Πορτογαλίας λαμβάνοντας υπόψη ημερήσιες και εβδομαδιαίες αποδόσεις για την περίοδο των ετών 1993-2007. Με την έρευνά του ο Borges έδειξε ότι μόνο για τις αγορές της Ισπανίας και της Γερμανίας δεν μπορεί να απορριφθεί η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή μορφή, με την αγορά της Γερμανίας να αποδεικνύεται η πιο αποτελεσματική. Τα ευρήματα της έρευνας έρχονται σε αντίθεση με τα αντίστοιχα ευρήματα της έρευνας των Worthington and Higgs (2004) με εξαίρεση τα συμπεράσματα για την Γερμανία, την Γαλλία και την Ελλάδα.

Λίγο αργότερα ο Shaker (2013) μελέτησε την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή μορφή δύο σκανδιναβικών αγορών της Φιλανδίας και της Σουηδίας για το χρονικό διάστημα 2003 έως 2012 χρησιμοποιώντας δείκτες τιμών μετοχών του χρηματιστηρίου του Ελσίνκι και της Στοκχόλμης. Η μελέτη κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι χρονολογικές σειρές των αποδόσεων των δεικτών που εξετάστηκαν είναι στάσιμες, οι αγορές και των δύο χωρών δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου και κατά επέκταση δεν δύναται να θεωρηθούν αποτελεσματικές στην ασθενή μορφή.



Επιπλέον οι Dragotă and Ţilică (2014) ερευνήσαν την υπόθεση της αποτελεσματική αγοράς για την χρονική περίοδο της χρηματοοικονομικής κρίσης από τον Ιανουάριο 2008 έως των Δεκέμβριο 2010 σε είκοσι πρώην κομμουνιστικές χώρες της ανατολικής Ευρώπης μεταξύ των οποίων η Βοσνία – Ερζεγοβίνη, η Βουλγαρία, η Κροατία, η Δημοκρατία της Τσεχίας, η Εσθονία, η Γεωργία, η Ουγγαρία, το Καζακστάν, η Λατβία, η Λιθουανία, η Πρώην Γιουγκοσλαβική Δημοκρατία της Μακεδονίας (FYROM), η Μολδαβία, το Μαυροβούνιο, η Πολωνία, η Ρουμανία, η Ρωσία, η Σερβία, η Σλοβακία, η Σλοβενία και η Ουκρανία. Τα αποτελέσματα της μελέτης υποδηλώνουν ότι σε όλες τις χώρες που εξετάστηκαν βρέθηκαν στοιχεία σύμφωνα με τα οποία δεν μπορεί να γίνει αποδεκτή η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή μορφή, ωστόσο υπάρχει για τα στοιχεία αυτά ανομοιογένεια μεταξύ των χωρών.

Πρόσφατα οι Stakić et al. (2016) ανέλυσαν την εφαρμογή της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς στο χρηματιστήριο του Βελιγραδίου λαμβάνοντας ημερήσιες τιμές για τα έτη 2006-2013 και συμπέραναν ότι η χρηματιστηριακή αγορά της Σερβίας δεν είναι αποτελεσματική.

Τέλος με την έρευνά τους οι Anagnostidis et al (2016) εστίασαν το ενδιαφέρον τους στην επίδραση που είχε η οικονομική κρίση του 2008 στις χρηματιστηριακές αγορές δώδεκα χωρών της Ευρωζώνης όσο αφορά την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή μορφή χρησιμοποιώντας δείκτες τιμών μετοχών για το χρονικό διάστημα από 24/08/2004 έως 15/09/2014. Για το σκοπό της έρευνας έγινε διάκριση δύο χρονικών περιόδων, η πρώτη περίοδος αφορούσε το διάστημα πριν την κρίση και η δεύτερη μετά την κρίση. Οι χώρες που εξετάστηκαν ήταν η Αυστρία, το Βέλγιο, η Φιλανδία, η Γαλλία, η Γερμανία, η Ελλάδα, η Ιρλανδία, η Ιταλία, η Ολλανδία, η Πορτογαλία, η Ισπανία και το Λουξεμβούργο. Τα ευρήματα της έρευνας κατέληξαν ότι η κρίση που ακολούθησε την κατάρρευση της Lehman Brothers το 2008 επηρέασε αρνητικά την αποτελεσματικότητα των χρηματιστηριακών αγορών των περισσότερων χωρών που εξετάστηκαν με εξαίρεση τις χώρες Γαλλία και Ισπανία.

Η συμπεριφορά των μετοχών στο Ελληνικό Χρηματιστήριο έχει γίνει αντικείμενο έρευνας αρκετών μελετητών. Αρχικά οι Niarchos & Georgakopou (1986) ερευνήσαν το περιεχόμενων των πληροφοριών που περιλαμβάνονται τις ετήσιες οικονομικές καταστάσεις σχετικά με τις μεταβολές των εταιρικών κερδών για εικοσιπέντε εταιρίες

εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο 1975-1981 και παράλληλα ερεύνησαν την ύπαρξη αποτελεσματικότητας στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά στην ημι-ισχυρή μορφή της εξετάζοντας την μεταβολή στις τιμές των μετοχών σε σχέση με τις ανακοινώσεις περί εταιρικών κερδών. Τα ευρήματα της έρευνας τους υποδηλώνουν ότι οι επενδυτές τείνουν να αντιδρούν με καθυστέρηση και σταδιακά στις νέες πληροφορίες και κατά συνέπεια απορρίπτεται η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ημι-ισχυρή της μορφή.

Από τους πρώτους μελετητές και ο Panas (1990) ο οποίος εξέτασε μηνιαίες αποδόσεις δέκα (10) μετοχών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) την περίοδο 1965-1984 εφαρμόζοντας δοκιμές ανεξαρτησίας στις αποδόσεις των μετοχών καθώς και δοκιμές για την τυχαία μεταβολή των τελευταίων, και κατέληξε ότι οι τιμές ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου και ότι υπάρχουν στοιχεία αποδοχής της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της αγοράς στην ασθενή της μορφή.

Λίγα έτη πιο μετά, σε ανάλογα αποτελέσματα κατέληξαν οι Stengos & Panas (1992) οι οποίοι μελέτησαν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς τόσο στην ασθενή όσο και στην ημι-ισχυρή μορφή της για τις μετοχές των τεσσάρων μεγαλύτερων ελληνικών τραπεζών κατά την χρονική περίοδο Ιανουάριος 1985- Οκτώβριος 1988. Σύμφωνα με την έρευνά των Stengos & Panas, βρέθηκαν στοιχεία τα οποία υποστηρίζουν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στον τραπεζικός τομέας ο οποίος τυγχάνει να είναι ο πιο ανταγωνιστικός τομέας της ελληνικής οικονομίας.

Επίσης οι Koutmos et al. (1993) ερεύνησαν κατά πόσο οι αποδόσεις του Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών μπορούν να προβλεφθούν και υποστήριξαν ότι υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των σημερινών και των μελλοντικών αποδόσεων. Επίσης σύμφωνα με την έρευνας τους, οι Karathanassis and Patsos (1993) απέδειξαν ότι υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα για τις 43 υπό εξέταση μετοχές εταιρειών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αθηνών κατά την περίοδο 3 Ιουλίου 1981 έως 3 Αυγούστου 1990. Τα ευρήματα των ερευνών τόσο των Koutmos, Negakis, & Theodossiou όσο και των Karathanassis & Patsos συνεπάγονται την απόρριψη της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς.

Αργότερα οι Dockery and Kavussanos (1996) ασκώντας κριτική αναφορικά με το μέγεθος του δείγματος του χρησιμοποίησε ο Panas, εξέτασαν τις τιμές 73 μετοχών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών την περίοδο Φεβρουάριο 1988 έως και Οκτώβριο 1995 και απέρριψαν την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά η οποία είναι βασική προϋπόθεση για την αποτελεσματικότητα της αγοράς.

Σε συναφή ευρήματα κατέληξαν και οι Phylaktis et al. (1996) οι οποίοι διερεύνησαν την σχέση μεταξύ των μεταβολών τις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών και της ροής πληροφοριών στην αγορά χρησιμοποιώντας τον ημερήσιο όγκο των συναλλαγών ή την αξία αυτών ως δείκτη της ροής των πληροφοριών, και υποστήριξαν ότι η θετική σχέση που βρέθηκε μεταξύ των μεταβολών των τιμών και όγκου/αξία των συναλλαγών έχει ως αποτέλεσμα την δυνατότητα πρόβλεψης της μελλοντικής μεταβολής των τιμών και αυτό αποτελεί ένδειξη ότι υπάρχει έλλειψη αποτελεσματικότητας στο Χρηματιστήριο Αθηνών.

Επίσης οι Niarchos and Alexakis (1998) εξέτασαν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στο Χρηματιστήριο Αθηνών χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές, ζευγών κοινών και προνομιούχων μετοχών δεκατεσσάρων (14) εισηγμένων επιχειρήσεων για την περίοδο 1 Ιουλίου 1991 έως 4 Απριλίου 1994 και μελέτησαν την συμπεριφορά των δύο αυτών ειδών μετοχών και την αλληλεπίδρασή τους. Από την μελέτη προέκυψε ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ των μεταβολών στις τιμές των κοινών μετοχών και των μεταβολών στις τιμές των προνομιούχων μετοχών της ίδιας εταιρίας με αποτέλεσμα οι τελευταίες να μπορούν να προβλεφθούν βάσει των μεταβολών των τιμών των αντίστοιχων κοινών μετοχών γεγονός που έρχεται σε αντίθεση με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς.

Με μία επιπλέον έρευνα, οι Kavussanos and Dockery (2001) μελέτησαν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στο Χρηματιστήριο Αθηνών λαμβάνοντας προς εξέταση μηνιαίες τιμές 64 μετοχών εταιρειών εισηγμένων στο Χ.Α.Α. για το χρονικό διάστημα Φεβρουάριος 1988 έως Οκτώβριος 1994. Από την μελέτη τους προέκυψε ότι η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς απορρίπτεται και ότι η απόρριψη της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς υποδηλώνει ότι υπάρχουν ανεκμετάλλευτες ευκαιρίες για επίτευξη κερδών από τους επενδυτές στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά.

Επιπρόσθετα ο Siourounis (2002) εξέτασε ως μια αναδυόμενη αγορά το Χρηματιστήριο Αθηνών χρησιμοποιώντας τον Γενικό Δείκτη Τιμών των μετοχών για μία δεκαετία αρχόμενης της 4ης Ιανουαρίου 1988 μέχρι της 30ης Οκτωβρίου 1998. Σκοπός της μελέτης του είναι η εξέταση της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή μορφή. Το συμπέρασμα της έρευνάς του υποδεικνύει ότι απορρίπτεται η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς δεδομένου ότι βάσει της μελέτης οι ημερήσιες αποδόσεις δεν είναι ανεξάρτητες χρονικά αντιθέτως παρουσιάζουν υπό όρους ετεροσκεδαστικότητα και οι τρέχουσες μεταβολές σχετίζονται θετικά με τις μεταβολές του παρελθόντος. Το πόρισμα της έρευνας αυτής έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα που είχαν καταλήξει οι μελέτες των Panas (1990) και Stengos and Panas (1992) σύμφωνα με τις οποίες είχαν βρεθεί στοιχεία υπέρ της αποτελεσματικότητας της αγοράς στην ασθενή και ημι-ισχυρή μορφή, αντιθέτως συμφωνεί με τα συμπεράσματα των πιο πρόσφατων μελετών που διενεργήθηκαν από τους Dockery and Kavussanos (1996) και Niarchos and Alexakis (1998) βάσει των οποίων βρέθηκε ότι η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά δεν είναι αποτελεσματική και ότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες πέρα των νέων πληροφοριών που επηρεάζουν την συμπεριφορά των τιμών των μετοχών.

Το 2005 ο Panagiotidis διερεύνησε την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην περίπτωση του χρηματιστηρίου της Αθήνας μετά την αλλαγή του νομίσματος και την υιοθέτηση του ευρώ χρησιμοποιώντας τρεις δείκτες τιμών μετοχών και συγκεκριμένα τον δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης (FTSE/ASE20) και τον δείκτη μεσαίας κεφαλαιοποίησης (FTSE/ASE Mid 40) λαμβάνοντας τιμές για το χρονικό διάστημα από 01/06/2000 έως 14/03/2003 καθώς και τον δείκτη μικρής κεφαλαιοποίησης (FTSE/ASE Small Cap) λαμβάνοντας τιμές για την περίοδο από 01/06/2001 έως 14/03/2003. Η μελέτη κατέληξε σε συμπεράσματα όπου σύμφωνα με τα οποία οι τιμές των δεικτών των μετοχών που εξετάστηκαν δεν ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου μετά την εισαγωγή του κοινού νομίσματος (ευρώ). Παράλληλα διεξήχθη το συμπέρασμα ότι ο δείκτης τιμών μετοχών που αντιστοιχεί με εταιρείες χαμηλής κεφαλαιοποίησης είναι συγκριτικά πιο αποτελεσματικός με την έννοια ότι οι ιστορικές μεταβολές των τιμών αυτού δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν προκειμένου να προβλεφθούν μελλοντικές αποδόσεις.

Με την σχετικά πρόσφατη έρευνα των Dicle and Levendis (2011) η οποία είχε ως αντικείμενο μελέτης το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών ερευνήθηκε η αποτελεσματικότητα της αγοράς τόσο στο σύνολο της όσο και στις ημερήσιες αποδόσεις μεμονωμένων κοινών μετοχών για το χρονικό διάστημα Ιανουαρίου 2000 – Δεκεμβρίου 2007 ενώ παράλληλα εξετάσθηκε η ύπαρξη του φαινομένου του Σαββατοκύριακου (day – of – the – week effect) καθώς και η δυνατότητα πρόβλεψης των αποδόσεων τόσο της αγοράς ως σύνολο όσο και των τιμών των μετοχών ξεχωριστά. Τα ευρήματα της έρευνας έδειξαν ότι υπάρχουν στοιχεία που υποδηλώνουν την αναποτελεσματικότητα της αγοράς και ότι το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου (ως μία ανωμαλία αποτελεσματικών αγορών) είναι εμφανές στο σύνολο της αγοράς ωστόσο δεν υφίσταται για τις μεμονωμένες μετοχές. Επίσης από την έρευνα προέκυψε ότι υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης των αποδόσεων των τιμών των μεμονωμένων μετοχών και κυρίως των μικρότερων και λιγότερο ρευστοποιήσιμων μετοχών.

### 3. Μεθοδολογία

Αρχικά θα εξετασθεί η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου (the random walk hypothesis) δεδομένου ότι σε μια αποτελεσματική αγορά, οι τιμές των μετοχών κινούνται με τρόπο τυχαίο και απρόβλεπτο.

#### 3.1 Έλεγχοι Μοναδιαίας Ρίζας (unit root test)

Για την εξέταση της υπόθεσης ότι οι τιμές των μετοχών ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου θα χρησιμοποιήσουμε ελέγχους μοναδιαίας ρίζας (unit roots tests). Με τους εν λόγω ελέγχους εξετάζεται η στασιμότητα των χρονολογικών σειρών των τιμών. Για να θεωρηθεί μια χρονολογική σειρά στάσιμη, θα πρέπει ο μέσος και η διακύμανση ως προς το χρόνο να είναι σταθεροί. Οι ελέγχους μοναδιαίας ρίζας δύνανται να εξετάσουν το εάν μια σειρά είναι στάσιμη ή αν είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές. Ως πρώτες διαφορές στην περίπτωση χρονολογικής σειράς η οποία αποτελείται από τις τιμές των μετοχών λαμβάνονται οι αποδόσεις των τιμών των μετοχών.

Οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας που θα χρησιμοποιηθούν στην εμπειρική ανάλυση είναι ο επαυξημένος έλεγχος Dickey- Fuller και ο έλεγχος Phillips – Perron για τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών.

#### A) Ο επαυξημένος έλεγχος Dickey- Fuller (ADF)

Ο επαυξημένος έλεγχος Dickey- Fuller (ADF) αποτελεί ένα από τα πιο δημοφιλή εργαλεία για τον έλεγχο της στασιμότητας μίας χρονολογικής σειράς. Ο έλεγχος αυτός εισήχθη από τους Dickey and Fuller (1979) και (1981) και έκτοτε έχει χρησιμοποιηθεί από μεγάλο πλήθος ερευνητών. Ο έλεγχος ADF χρησιμοποιείται για να τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας και εκτιμάται από το κάτωθι μοντέλο:

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \gamma p_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta p_{t-i-1} + \varepsilon_t$$

Όπου:  $\beta = \sum_{j=1}^k \alpha_j$  και

$$\gamma = - \left[ 1 - \sum_{i=2}^k a_i \right]$$

Η εξαρτημένη μεταβλητή  $p$  μπορεί να είναι είτε ο όγκος των συναλλαγών είτε η απόδοση των μετοχών, ενός δείκτη τιμών μετοχών κ.λπ.

Η χρήση των επαυξημένων όρων  $\Delta p_t$  των μεγαλύτερων της μονάδας χρονικών υστερήσεων που περιλαμβάνονται στην εξίσωση, έχει ως σκοπό την άρση της αυτοσυσχέτισης που πιθανώς εμφανίζεται στο διατακτικό όρο  $\varepsilon_t$ . Ο αριθμός των  $k$  χρονικών υστερήσεων αποφασίζεται με το Schwartz Information Criteria.

Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου  $H_0: \gamma = 0$  που σημαίνει ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα, ελέγχεται έναντι της εναλλακτικής  $H_1: \gamma < 0$  η οποία υποδεικνύει στασιμότητα. Ο έλεγχος διενεργείται χρησιμοποιώντας την  $t$ -statistic του ελέγχου.

Με άλλα λόγια η στατιστική αξία του ADF είναι ένας αρνητικός αριθμός. Όσο πιο αρνητική είναι η τιμή της στατιστικής, τόσο ισχυρότερη είναι η απόρριψη της υπόθεσης της ύπαρξης της μοναδιαίας ρίζας.

## **B) Ο έλεγχος Phillips – Perron**

Ο έλεγχος Phillips – Perron (PP) ο οποίος αρχικά παρουσιάστηκε από τους Phillips and Perron (1988) ενσωματώνει μια εναλλακτική (μη παραμετρική) μέθοδος ελέγχου για σειριακή συσχέτιση όταν γίνεται έλεγχος μοναδιαίας ρίζας και εκτιμάται από το ακόλουθο μοντέλο:

$$\Delta p_t = \alpha p_{t-1} + \chi_t \delta + \mu_t$$

ο διαταρακτικός όρος είναι τέτοιος όπου  $E(\mu_t) = 0$

και  $\alpha = \rho - 1$

$x_t$  είναι εξωγενείς μεταβλητές (optinal exogenous regressors) οι οποίες μπορεί να περιέχουν σταθερά (constant) ή να περιέχει σταθερά και τάση (constant and trend) και  $\rho$  και  $\delta$  είναι οι παράμετροι οι οποίοι πρέπει να εκτιμηθούν.

Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου  $H_0: \alpha = 0$  όπου σημαίνει ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα, ελέγχεται έναντι της εναλλακτικής  $H_1: \alpha < 0$  η οποία υποδεικνύει στασιμότητα. Ο έλεγχος διενεργείται χρησιμοποιώντας την τιμή t-statistic. Όταν η τιμή t-statistic λαμβάνει μικρότερη αρνητική τιμή από την κριτική τιμή του ελέγχου σε δεδομένο επίπεδο σημαντικότητας τότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση  $H_0$ .

Η εξαρτημένη μεταβλητή  $p$  μπορεί να είναι είτε ο όγκος των συναλλαγών είτε η απόδοση των μετοχών, ενός δείκτη τιμών μετοχών κ.λπ.

Σημειώνεται ότι οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας είναι απαραίτητη αλλά όχι ικανή συνθήκη για τον έλεγχο του τυχαίου περιπάτου δεδομένου ότι η διαδικασία του τυχαίου περιπάτου για τις τιμές των μετοχών προϋποθέτει ότι για τις αποδόσεις των μετοχών πρέπει να μην υπάρχει συσχέτιση.

Για τον λόγο αυτό, πέρα από τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας που αναλύθηκαν ανωτέρω, στην παρούσα εργασία θα διενεργήσουμε και ελέγχους διακύμανσης.

### 3.2 Έλεγχοι Διακύμανσης ( variance ratio test)

Οι έλεγχοι διακύμανσης προσεγγίζουν τον έλεγχο του τυχαίου περιπάτου από την πλευρά της διακύμανσης των τιμών των μετοχών. Ο έλεγχος του λόγου διακύμανσης (single variance ratio (VR) test) προϋποθέτει την ύπαρξη γραμμικής σχέσης στις αποδόσεις των μετοχών για τον χρονικό ορίζοντα που εξετάζεται.

Εάν οι τιμές των μετοχών ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου, τότε η διακύμανση των τιμών των μετοχών  $q$  περιόδων είναι  $q$  φορές μεγαλύτερη από τη διακύμανση των τιμών μίας περιόδου. Με άλλα λόγια όταν μία χρονολογική σειρά ακολουθεί τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου και χωρίζεται σε ίσα χρονικά διαστήματα, τότε ισχύει:

$$\text{Var}(p_t - p_{t-q}) = q\text{Var}(p_t - p_{t-1})$$



όπου  $q$  είναι οποιοσδήποτε θετικός ακέραιος αριθμός.

Κατά συνέπεια ο λόγος της διακύμανσης αποδίδεται ως ακολούθως:

$$VR(q) = \frac{\frac{1}{q} \text{Var}(p_t - p_{t-q})}{\text{Var}(p_t - p_{t-1})} = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)}$$

Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου  $H_0: VR(q) \cong 1$  όπου σημαίνει ότι οι τιμές των μετοχών ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου και επομένως δεν δύναται οι αποδόσεις των μετοχών να προβλεφθούν, ελέγχεται έναντι της εναλλακτικής  $H_1$  όπου  $VR(q)$  ισούται με μία τιμή η οποία είναι σημαντικά διαφορετική της μονάδας και η οποία υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις των μετοχών μπορούν να προβλεφθούν βάσει των προηγούμενων αποδόσεων. Πιο αναλυτικά εάν  $VR(q) < 1$  τότε υπάρχει αρνητική συσχέτιση τις αποδόσεις των μετοχών και οι αποδόσεις παρουσιάζουν επιστροφή στο μέσο, ενώ εάν  $VR(q) > 1$ , υφίσταται θετική σειριακή συσχέτιση τις αποδόσεις των μετοχών.

Σύμφωνα με τις εμπειρικές έρευνες που έχουν διεξαχθεί, έχουν αναπτυχθεί περισσότερα είδη ελέγχων διακύμανσης τα πλεονεκτήματα των οποίων ποικίλουν. Οι έλεγχοι διακύμανσης που θα χρησιμοποιηθούν στην εμπειρική ανάλυση της παρούσας εργασίας είναι ο έλεγχος των Lo & MacKinlay (1988) και ο έλεγχος των Chow and Denning (1993).

#### **A) Ο έλεγχος διακύμανσης των Lo & MacKinlay ( $Z(q)$ και $Z^*(q)$ )**

Ο έλεγχος διακύμανσης των Lo & MacKinlay αποτελεί σήμερα έναν από τους πιο διαδεδομένους οικονομετρικούς ελέγχους για την εξέταση της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου στις χρηματιστηριακές αγορές.

Ο έλεγχος διενεργείται κάθε φορά για μία τιμή του  $q$ , ήτοι για ένα συγκεκριμένο χρονικό διάστημα κατά τον οποίο εξετάζεται η υπόθεση του εάν οι τιμές των μετοχών ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου.

Σύμφωνα με τους Lo και MacKinlay (1988) , για ένα μέγεθος δείγματος  $nq + 1$  παρατηρήσεων  $(p_0, p_1, \dots, p_{nq})$ , για τις αμερόληπτες εκτιμήσεις των  $\sigma^2(1)$  και  $\sigma^2(q)$  ισχύει:

$$\hat{\sigma}^2(1) = \frac{\sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2}{(nq - 1)}$$

και

$$\hat{\sigma}^2(q) = \frac{\sum_{k=q}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2}{h}$$

όπου  $\hat{\mu}$  : ο μέσος του δείγματος  $(p_t - p_{t-1})$

και  $h \equiv q(nq + 1 - q) \left(1 - \frac{q}{nq}\right)$

Ουσιαστικά για την εξέταση της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου αξιολογείται η τάση για επαναφορά στο μέσο των αποδόσεων των μετοχών. Εάν η τιμή μίας μετοχής επιστρέφει στο μέσο της τότε η απόδοσή της θεωρείται ότι δύναται να προβλεφθεί από τις ιστορικές αποδόσεις και επομένως απορρίπτεται η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου.

Οι Lo και MacKinlay (1988) πραγματοποιούν δύο στατιστικούς ελέγχους  $Z(q)$  και  $Z^*(q)$ , υπό την μηδενική υπόθεση της ύπαρξης ομοσκεδαστικότητας τις αποδόσεις και ετεροσκεδαστικότητας αντίστοιχα.

Εάν η μηδενική υπόθεση είναι αληθής και οι τιμές των μετοχών είναι ομοιόμορφα και ανεξάρτητα κατανομημένες (identically and independently distributed – iid), τότε το σχετικό αποτέλεσμα του στατιστικού ελέγχου ακολουθεί την τυπική κανονική κατανομή.

Ακολουθώντας σε ένα δείγμα μεγέθους  $nq + 1$  παρατηρήσεων  $(p_0, p_1, \dots, p_{nq})$  και εφόσον ισχύει η μηδενική υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας στις αποδόσεις, για τον έλεγχο της στατιστικής  $Z(q)$  εφαρμόζεται ο τύπος:

$$Z(q) = \frac{VR(q) - 1}{\hat{\sigma}_0(q)}$$

$$\text{όπου } \hat{\sigma}_0(q) = \left[ \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)} \right]^{\frac{1}{2}}$$

Στην συνέχεια ο στατιστικός έλεγχος για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας πραγματοποιείται με το  $Z^*(q)$  όπου ελέγχεται βάσει:

$$Z^*(q) = \frac{VR(q) - 1}{\hat{\sigma}_e(q)}$$

$$\text{όπου } \hat{\sigma}_e(q) = \left[ 4 \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right)^2 \delta_k \right]^{\frac{1}{2}}$$

και εφόσον το σχετικό αποτέλεσμα του στατιστικού ελέγχου ακολουθεί την τυποποιημένη κανονική κατανομή υπό την αρχική υπόθεση ότι  $VR(q) = 1$ , το  $\delta_k$  ορίζεται ως εξής:

$$\delta_k = \left[ \sum_{j=(k+1)}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 (p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2 \right] \div \left[ \sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 \right]$$

Και στους δύο ελέγχους, για την αποδοχή ή την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης εφαρμόζεται ο κανόνας που ισχύει περί αποδοχής ή απόρριψης για την τυποποιημένη κανονική κατανομή για ένα δεδομένο επίπεδο σημαντικότητας.

## **B) Ο έλεγχος διακύμανσης των Chow and Denning**

Οι Chow and Denning (1993) στηριζόμενοι στον έλεγχο που πρότειναν οι Lo and MacKinlay (1988) ως τον έλεγχο του απλού λόγου διακύμανσης (single variance ratio (VR) test) ο οποίος αναφέρεται σε συγκεκριμένο χρονικό διάστημα και εμπεριέχει μεγαλύτερο κίνδυνο για σφάλμα τύπου I ήτοι μεγαλύτερη πιθανότητα να απορριφθεί η αληθής υπόθεση για ένα επιλεγμένο επίπεδο σημαντικότητας, προσάρμοσαν τον έλεγχό τους καλύπτοντας όλα τα δυνατά χρονικά διαστήματα χρησιμοποιώντας έναν συνδυαστικό έλεγχο/διαδικασία για την πολλαπλή σύγκριση του συνόλου των εκτιμήσεων του λόγου διακύμανσης για διαφορετικούς χρονικούς ορίζοντες ως

σύνολο. Αποτέλεσμα του συνδυαστικού ελέγχου που προτάθηκε ήταν ο έλεγχος της αποδοχής της μηδενικής υπόθεσης για όλα τα  $q$  χρονικά διαστήματα κάτι που είναι πιο συνεπές με την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου.

Ο έλεγχος του λόγου διακύμανσης (multiple variance ratio (MVR) test) όπως προτείνεται από τους Chow and Denning (1993) χρησιμοποιείται για ελεγχθεί η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας στις αποδόσεις των μετοχών. Αυτό συνεπάγεται ότι  $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-g}) = 0$  και ότι  $\sigma^2(\varepsilon_t \varepsilon_{t-g})$  είναι σταθερή.

Για τον έλεγχο χρησιμοποιείται ένας δείκτης διακύμανσης όπου υπό την μηδενική υπόθεση ισχύει  $VR(q) = 1$ , άρα ο  $M_r(q) = VR(q) - 1 = 0$

Έστω μία σειρά ελέγχων δεικτών διακύμανσης  $m \{M_r(q_i) | i = 1, 2, \dots, m\}$ . Σύμφωνα με την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου, εξετάζονται οι πολλαπλές υπο-υποθέσεις:

$$H_{0i} : M_r(q_i) = 0 \text{ για } i = 1, 2, \dots, m$$

$$H_{1i} : M_r(q_i) \neq 0 \text{ για κάθε } i = 1, 2, \dots, m$$

Η απόρριψη κάθε μία ή περισσότερες  $H_{0i}$  απορρίπτει την μηδενική υπόθεση του τυχαίου περιπάτου.

Για ένα σύνολο στατιστικών ελέγχων, θεωρούμε  $Z(q)$ ,  $\{Z(q_i) | i = 1, 2, \dots, m\}$ , και η μηδενική υπόθεση του τυχαίου περιπάτου απορρίπτεται αν ένας από τους εκτιμώμενους δείκτες διακύμανσης έχει τιμή σημαντικά διαφορετική από την μονάδα. Ως εκ τούτου, λαμβάνεται μόνο η μέγιστη απόλυτη τιμή από το σύνολο των στατιστικών τιμών ελέγχου. Ο πυρήνας του ελέγχου των Chow and Denning, ήτοι ο έλεγχος MVR βασίζεται στο αποτέλεσμα:

$$PR\{\max(|Z(q_1)|, \dots, |Z(q_m)|) \leq SMM(a; m; T)\} \geq 1 - a$$

όπου  $SMM(a; m; T)$  είναι το ανώτερο σημείο  $a$  της κατανομής Standardized Maximum Modulus (SMM) με παραμέτρους  $m$  (αριθμός των λόγων διακύμανσης) και  $T$  (μέγεθος δείγματος) βαθμούς ανεξαρτησίας.

Ως Standardized Maximum Modulus ορίζεται η διαφορά της μέγιστης απόλυτης τιμής ενός συνόλου ανεξάρτητων μεταβλητών που ακολουθούν την κανονική κατανομή

από το μέσο δια την τυπική απόκλιση . Με άλλα λόγια από ένα τυχαίο δείγμα  $X_1, X_2, \dots, X_m$  τιμών που ακολουθούν την κανονική κατανομή  $N(\mu, \sigma^2)$  η τιμή Standardized Maximum Modulus ορίζεται ως

$$SMM(a; m; T) = \frac{\max |X_i - \bar{X}|}{S}$$

όπου

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^m X_i}{m}$$

και

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^m (X_i - \bar{X})^2}{m-1}$$

Ασύμπτωτα όταν  $T$  τείνει στο άπειρο:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} SMM(a; m; \infty) = Z_{\alpha^*/2}$$

όπου  $Z_{\alpha^*/2}$  είναι της τυπικής κανονικής κατανομής και  $\alpha^* = 1 - (1 - \alpha)^{1/m}$ .

Ο έλεγχος διακύμανσης των Chow and Denning ελέγχει το μέγεθος της δοκιμής MVR συγκρίνοντας τις υπολογισμένες τιμές των τυποποιημένων στατιστικών δοκιμών, είτε  $Z(q)$  (ομοσκεδαστικά) είτε  $Z^*(q)$  (ετεροσκεδαστικά) με την κριτική τιμή SMM (critical value). Αν η μέγιστη απόλυτη τιμή, του  $Z(q)$  είτε του  $Z^*(q)$  κατά περίπτωση είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή SMM (critical value) τότε η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου απορρίπτεται.

Σημειώνεται ότι οι κριτικές τιμές των ελέγχων  $Z(q)$  και  $Z^*(q)$  είναι, για επίπεδο σημαντικότητας 5%, 2,49, 2,63 και 2,72 όταν ο αντίστοιχος αριθμό παρατηρήσεων είναι μικρότερος του 320, είναι μεταξύ 320 και 640 και τέλος όταν ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι μεταξύ 640 και 1280.

#### 4. Ανάλυση Δεδομένων

Για την παρούσα εργασία, σκοπός της οποίας είναι ο έλεγχος της αποτελεσματικότητας του Χρηματιστηρίου Αθηνών, ως δεδομένα λήφθηκαν οι τιμές κλεισίματος πενήντα τεσσάρων μετοχών εταιριών που διαπραγματεύονται στην εν λόγω χρηματιστηριακή αγορά κατά την χρονική περίοδο δέκα ετών αρχής γενομένης τον Ιανουάριο 2007 έως και τον Δεκέμβριο 2016.

Ως κύριο κριτήριο επιλογής των μετοχών οι οποίες αποτέλεσαν τα δεδομένα της παρούσας εργασίας χρησιμοποιήθηκε η συμμετοχή τους στην σύνθεση των δεικτών υψηλής κεφαλαιοποίησης (FTSE /XA LARGE CAP), μεσαίας κεφαλαιοποίησης (FTSE XA MID CAP) και τέλος μεσαίας και μικρής κεφαλαιοποίησης (FTSE/XA Mid&Sm.cap θεμ) του Χρηματιστηρίου Αθηνών καθώς και η κίνηση / διαπραγμάτευσή τους κατά την εξεταζόμενη περίοδο. Ως έτος βάσης για την σύνθεση των δεικτών χρησιμοποιήθηκε το έτος 2016.

Για την εξέταση της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς του Χρηματιστηρίου Αθηνών λήφθηκαν εβδομαδιαίες αποδόσεις μετοχών προκειμένου η ανάλυση των δεδομένων να μην επηρεαστεί από τυχόν προβλήματα που θα μπορούσε να έχει μία ανάλυση ημερήσιων αποδόσεων αφού το πλήθος των παρατηρήσεων είναι ικανοποιητικό για το εξεταζόμενο χρονικό διάστημα ενώ παράλληλα αποφεύγονται τυχόν αποκλίσεις που σχετίζονται με την μικρή ημερήσια κίνηση των μετοχών καθώς και την περιορισμένη προσφορά και ζήτηση σε ημερήσια βάση. Σύμφωνα με τους Lo and MacKinlay (1988) εάν και οι χρονολογικές σειρές που αναφέρονται σε ημερήσιες τιμές αποτελούνται από μεγαλύτερο αριθμό παρατηρήσεων, οι αποκλίσεις που σχετίζονται με την μη διαπραγμάτευση, την προσφορά και ζήτηση καθώς και την ασυμμετρία στις τιμές μπορούν να δημιουργήσουν προβλήματα στην ανάλυση των δεδομένων.

Για τον υπολογισμό των εβδομαδιαίων αποδόσεων, χρησιμοποιήθηκαν οι τιμές κλεισίματος των μετοχών την ημέρα Τετάρτη για κάθε εβδομάδα. Στις περιπτώσεις όπου δεν υπήρχαν τιμές κλεισίματος την ημέρα Τετάρτη λόγω του γεγονότος ότι η ημέρα αυτή ήταν ημέρα αργίας και δεν έλαβε χώρα κάποια διαπραγμάτευση στην χρηματιστηριακή αγορά, χρησιμοποιήθηκαν ως τιμές, οι τιμές κλεισίματος της

επόμενης αντίστοιχης ημέρας Πέμπτης και στις περιπτώσεις όπου οι αντίστοιχες ημέρες ήταν και αυτές ημέρες αργίας χρησιμοποιήθηκαν ως τιμές, οι τιμές κλεισίματος της ημέρας Τρίτης της αντίστοιχης εβδομάδας. Τέλος στις περιπτώσεις όπου την αντίστοιχη ημέρα Τρίτη η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά παρέμεινε κλειστή χρησιμοποιήθηκαν ως τιμές, οι τιμές κλεισίματος της ημέρας Παρασκευής της αντίστοιχης εβδομάδας.

Σημειώνεται ότι την χρονική περίοδο 27/06/2015 – 02/08/2015 το Χρηματιστήριο Αθηνών δεν λειτούργησε λόγω των οικονομικών συνθηκών που επικρατούσαν στην Ελλάδα το διάστημα αυτό και συγκεκριμένα λόγω της επιβολής των capital controls. Ως εκ τούτου έχει παραληφθεί το εν λόγω διάστημα από την ανάλυση.

Οι ιστορικές τιμές των μετοχών αντλήθηκαν από το site [www.naftemporiki.gr](http://www.naftemporiki.gr) ενώ όλοι οι στατιστικοί έλεγχοι υλοποιήθηκαν μέσω της εφαρμογής Eviews 7. Για το υπολογισμό των αποδόσεων χρησιμοποιήθηκε η εξίσωση:

$$R_{(i)t} = \frac{P_{(i)t} - P_{(i)t-1}}{P_{(i)t-1}}$$

όπου  $R_{(i)t}$  είναι η απόδοση της μετοχής  $i$  και

$P_{(i)t}$  και  $P_{(i)t-1}$  είναι οι τιμές της μετοχής  $i$  στο χρόνο  $t$  και  $t-1$  αντίστοιχα.

Στον πίνακα 1 που ακολουθεί παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των εβδομαδιαίων αποδόσεων των πενήντατεσσάρων μετοχών που αποτέλεσαν τα δεδομένα της παρούσας ανάλυσης. Η μέση εβδομαδιαία απόδοση στις τιμών των μετοχών ποικίλει, με τριαντατέσσερις μετοχές να εμφανίσουν θετική μέση απόδοση έναντι είκοσι που εμφανίζουν αρνητική μέση απόδοση.

Παράλληλα οι εβδομαδιαίες αποδόσεις στην πλειοψηφία τους παρουσιάζουν θετική ασυμμετρία (λοξότητα) γεγονός που φανερώνει ότι οι υψηλές θετικές αποδόσεις τείνουν να είναι περισσότερες από τις μεγαλύτερες αρνητικές αποδόσεις. Οι μετοχές που παρουσιάζουν αρνητική ασυμμετρία (λοξότητα) είναι οι μετοχές των εταιριών ΕΘΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ (ETE.ATH), ΣΑΡΑΝΤΗΣ ΓΡ. (SAR.ATH) και ΤΙΤΑΝ (TITK.ATH) οι οποίες αντιστοιχούν σε εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης καθώς και οι μετοχές ΕΛΙΝΟΙΑ (ELIN.ATH), INFORM ΛΥΚΟΣ Π. (LYK.ATH) και

AUTOHELLAS (OTOEL.ATH) οι οποίες αντιστοιχούν σε εταιρίες μεσαίας και μικρής κεφαλαιοποίησης. Για τις αποδόσεις μετοχών με αρνητική ασυμμετρία φαίνεται ότι υπάρχει μεγαλύτερη πιθανότητα εμφάνισης μεγάλων αρνητικών αποδόσεων σε σύγκριση με τις μεγάλες θετικές αποδόσεις.

Ο θετικός συντελεστής κύρτωσης το οποίο εμφανίζουν στο σύνολό τους όλες οι υπό εξέταση αποδόσεις φανερώνει ότι οι κατανομές των εβδομαδιαίων αποδόσεων των μετοχών παρουσιάζονται ως λεπτόκυρτες. Το γεγονός αυτό σημαίνει ότι οι κατανομές των αποδόσεων παρουσιάζουν περισσότερο απότομη κλίση προς τον μέσο σε σύγκριση με την κανονική κατανομή. Στην περίπτωση της κανονικής κατανομής ο συντελεστής κύρτωσης ισούται με το μηδέν.

Τέλος κρίθηκε σκόπιμο να εξετασθεί η στατιστική τιμή Jarque-Bera η οποία αποτελεί ένα εργαλείο μέτρησης για το εάν ένα δείγμα συνόλου παρατηρήσεως ακολουθεί την κανονική κατανομή λαμβάνοντας υπόψη την κύρτωση του δείγματος και ασυμμετρία (λοξότητα). Η τιμή Jarque-Bera εξετάζεται βάσει της κατανομής  $\chi^2$  με δύο βαθμούς ελευθερίας. Ως μηδενική υπόθεση λαμβάνεται η υπόθεση τόσο η ασυμμετρία όσο και η υπέρβαση στην κύρτωση να είναι μηδέν, δεδομένου ότι τα δείγματα τα οποία λαμβάνονται από ένα πλήθος παρατηρήσεων που ακολουθούν την κανονική κατανομή έχουν αναμενόμενη ασυμμετρία μηδέν και αναμενόμενη υπέρβαση κύρτωσης μηδέν. Όταν η στατιστική τιμή Jarque-Bera είναι μία αυξημένη τιμή τότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση.

Επομένως με βάση την στατιστική τιμή Jarque-Bera με την οποία εξετάζεται συνδυαστικά η συμμετρία και η μεσοκύρτωση των κατανομών, φαίνεται ότι για το σύνολο των μετοχών, οι εβδομαδιαίες αποδόσεις αυτών δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή αφού η τιμή Jarque-Bera σε όλες τις περιπτώσεις είναι πολύ υψηλή.

Συμπερασματικά να μπορούσε να διατυπωθεί ότι τόσο από τα στοιχεία της λοξότητας και της κυρτότητας των αποδόσεων των μετοχών όσο και από τον έλεγχο της στατιστικής τιμής Jarque-Bera καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.

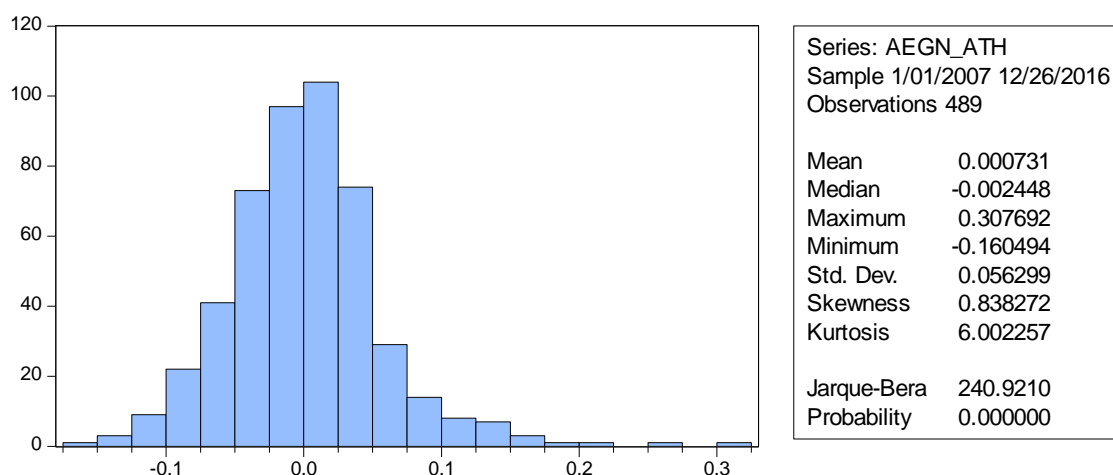


**Πίνακας 1: Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των εβδομαδιαίων αποδόσεων μετοχών**

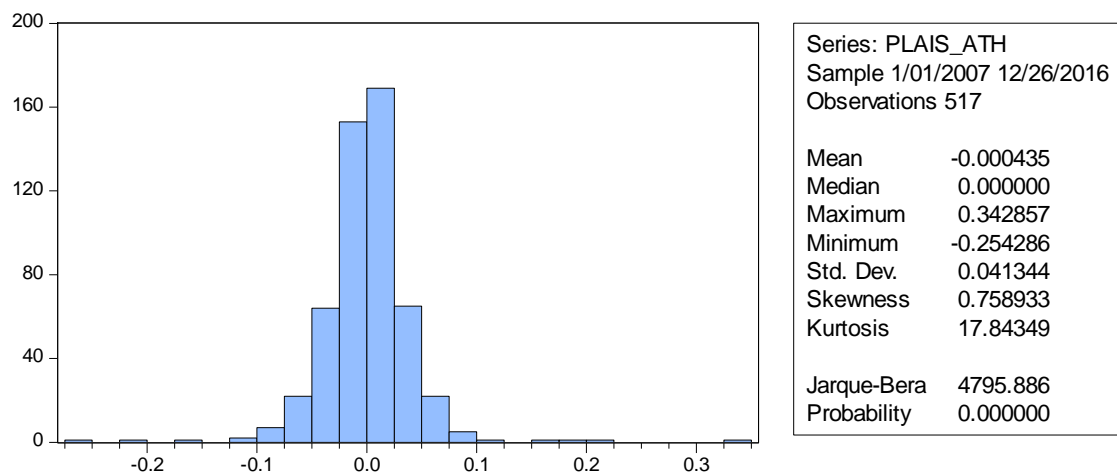
A/A	Μετοχή	Παρατηρήσεις	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Probability
<i>Υψηλής κεφαλαιοποίησης</i>											
1	AEGN.ATH	489	0,000731	-0,002448	0,307692	-0,160494	0,056299	0,838272	6,002257	240,9210	0,000000
2	ALPHA.ATH	517	-0,002834	-0,006939	0,886552	-0,608392	0,122994	1,093162	10,81373	1418,183	0,000000
3	BELA.ATH	517	0,003278	0,002865	0,327335	-0,186875	0,063623	0,105835	4,594159	55,70995	0,000000
4	ELLAKTOR.ATH	517	-0,001004	0,000000	0,528752	-0,248649	0,076766	0,680058	8,026694	584,1576	0,000000
5	ELPE.ATH	517	-0,000206	0,001859	0,228261	-0,184783	0,05497	0,289038	4,567789	60,1472	0,000000
6	ETE.ATH	517	-0,008708	-0,007728	0,556838	-0,653338	0,12374	-0,209029	8,509901	657,7485	0,000000
7	EUROB.ATH	517	-0,008488	-0,010601	1,046918	-0,692308	0,148308	1,105085	12,07082	1877,673	0,000000
8	EXAE.ATH	517	0,000368	-0,002169	0,267391	-0,218947	0,070731	0,366766	4,049157	35,30247	0,000000
9	FFGRP.ATH	517	0,000598	-0,005023	0,273997	-0,246403	0,062974	0,355027	5,081704	104,2114	0,000000
10	GEKTERNA.ATH	517	0,000904	-0,001188	0,599244	-0,282383	0,082197	0,90472	9,462485	970,1891	0,000000
11	GRIV.ATH	517	0,000151	0,000000	0,175	-0,184979	0,044466	0,206416	5,36928	124,5953	0,000000
12	HTO.ATH	517	0,00041	0,000000	0,697674	-0,20297	0,068972	1,955811	22,92282	8879,894	0,000000
13	LAMDA.ATH	517	0,000524	0,000000	0,346749	-0,236169	0,065014	0,725806	6,600767	324,6911	0,000000
14	ΜΕΤΚΚ.ATH	517	0,000654	-0,001319	0,239247	-0,242953	0,056153	0,048908	4,973622	84,11489	0,000000
15	ΜΟΗ.ATH	517	0,000601	0,001613	0,213592	-0,198113	0,052187	0,140808	4,22701	34,14053	0,000000
16	ΜΥΤΙΛ.ATH	517	0,00127	0,000000	0,391304	-0,231707	0,071013	0,380734	5,510273	148,2348	0,000000
17	ΟΡΑΡ.ATH	517	-0,000459	0,000763	0,408571	-0,327613	0,063243	0,352105	8,67377	704,145	0,000000
18	ΡΡΑ.ATH	517	0,001312	-0,001351	0,370818	-0,165196	0,060128	0,697459	6,069335	244,8558	0,000000
19	ΡΡΚ.ATH	517	-0,000139	-0,005249	0,471429	-0,245752	0,084608	0,635047	5,598488	180,2021	0,000000
20	ΡΑΡ.ATH	517	0,00204	0,001676	0,175784	-0,212563	0,054515	-0,243495	4,091993	30,79613	0,000000
21	TENERGY.ATH	471	-0,000295	-0,002740	0,276382	-0,218407	0,068191	0,279936	4,698747	62,78428	0,000000
22	TITK.ATH	517	0,000239	0,000481	0,19147	-0,244759	0,054109	-0,140598	4,525399	51,82739	0,000000
23	TPEIR.ATH	517	-0,010459	-0,011302	0,973844	-0,638743	0,140623	0,755608	11,51166	1609,853	0,000000
<i>Μεσαίας κεφαλαιοποίησης</i>											
24	AVE.ATH	517	0,002932	0,000000	1,990099	-0,59919	0,162439	4,060355	47,35137	43793,99	0,000000
25	BIOSK.ATH	517	0,002323	0,000000	1,225434	-0,448052	0,126900	2,538956	21,87473	8229,794	0,000000
26	EYAPS.ATH	517	0,001818	0,000000	0,274914	-0,170833	0,058002	0,520956	4,884107	99,85512	0,000000
27	FOYRK.ATH	517	0,000291	-0,003327	0,322957	-0,258879	0,075955	0,27384	4,366798	46,70426	0,000000
28	INLOT.ATH	517	-0,002514	-0,004670	0,269576	-0,269406	0,066449	0,130403	4,877328	77,3859	0,000000
29	KORRES.ATH	501	-0,000537	-0,002242	0,307277	-0,147198	0,048533	1,380553	9,914009	1157,043	0,000000
30	MIG.ATH	517	-0,002268	-0,008000	1,242941	-0,485075	0,116175	2,384644	29,28688	15375,28	0,000000
31	MLS.ATH	517	0,00357	0,000000	0,27193	-0,169034	0,041035	0,456494	8,541309	679,4167	0,000000
32	NIR.ATH	517	-0,001963	-0,011801	0,39688	-0,371134	0,088494	0,660098	5,241176	145,7463	0,000000
33	PETRO.ATH	517	0,000578	0,000000	0,187861	-0,15625	0,043799	0,382097	5,42877	139,6527	0,000000
34	PLAIS.ATH	517	-0,000435	0,000000	0,342857	-0,254286	0,041344	0,758933	17,84349	4795,886	0,000000
35	ΡΡΑΚ.ATH	517	0,005776	0,000000	0,666667	-0,452381	0,114966	0,88615	8,683223	763,4382	0,000000
36	TATT.ATH	517	-0,007329	-0,018915	1,005385	-0,606154	0,129902	1,213458	13,64608	2568,391	0,000000
<i>Μεσαίας και μικρής κεφαλαιοποίησης</i>											
37	ASCO.ATH	517	0,000402	0,000000	0,419903	-0,280535	0,068397	0,626294	6,818089	347,8286	0,000000
38	ELBE.ATH	517	-0,0006	0,000000	0,419335	-0,199247	0,070749	0,558002	5,721834	186,4183	0,000000

A/A	Μετοχή	Πα- τηρήσ εις	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque- Bera	Probability
39	ELIN.ATH	517	-0,000473	0,000000	0,29683	-0,436675	0,068206	-0,382095	1,020081	1129,552	0,000000
40	ELTON.ATH	517	0,000286	0,000000	0,265823	-0,225352	0,051731	0,577928	6,422627	281,1269	0,000000
41	EVROF.ATH	517	0,001421	0,000000	0,473684	-0,324074	0,102077	0,8345	5,818564	231,1391	0,000000
42	INTEK.ATH	503	0,001775	0,000000	0,802817	-0,408333	0,117643	1,510297	12,01308	1893,787	0,000000
43	KARTZ.ATH	517	0,002341	0,000000	0,253918	-0,166667	0,046035	0,767833	7,202887	431,3186	0,000000
44	KEPEN.ATH	517	0,004218	0,000000	0,649254	-0,39645	0,087369	1,020532	13,74286	2575,846	0,000000
45	KRI.ATH	517	0,003043	0,000000	0,393162	-0,154477	0,059229	1,97375	12,54651	2298,898	0,000000
46	KYRM.ATH	517	0,004098	0,000000	0,487032	-0,276491	0,08246	1,140338	8,52127	768,7338	0,000000
47	LYK.ATH	517	-0,002025	0,000000	0,278723	-0,442453	0,067733	-0,674769	10,23477	1166,766	0,000000
48	NEWS.ATH	517	-0,001203	0,000000	0,309091	-0,276	0,080085	0,459958	4,050824	42,01648	0,000000
49	OTOEL.ATH	517	0,001418	0,000000	0,228346	-0,289286	0,059985	-0,35631	5,555771	151,6489	0,000000
50	PAP.ATH	517	0,002743	0,000000	1,522255	-0,632479	0,138848	3,038377	33,7325	21141,28	0,000000
51	PLAKR.ATH	517	0,002439	0,000000	0,27335	-0,15991	0,043925	0,705244	8,458844	684,7762	0,000000
52	SPACE.ATH	517	-0,002031	0,000000	0,26087	-0,21466	0,058536	0,34025	6,330002	248,8492	0,000000
53	GMF.ATH	517	0,002784	0,000000	0,428571	-0,343902	0,097268	0,568252	5,305705	142,3455	0,000000
54	EKTER.ATH	517	0,000845	-0,004831	0,433692	-0,2125	0,076373	1,202057	7,426306	546,5541	0,000000

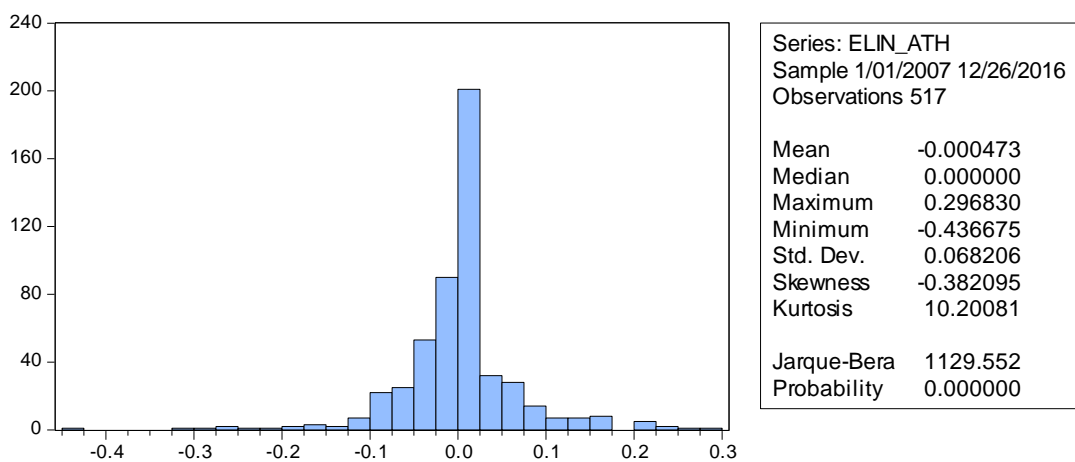
Στο ίδιο συμπέρασμα θα μπορούσε να καταλήξει κανείς μελετώντας το ιστόγραμμα συχνοτήτων (frequency histogram) για τις αποδόσεις κάθε μίας μετοχής που εξετάζεται. Ενδεικτικά παρουσιάζονται τα ιστογράμματα των αποδόσεων των μετοχών των εταιριών ΑΕΡΟΠΟΡΙΑ ΑΙΓΑΙΟΥ (μετοχή AEGN.ATH), ΠΛΑΙΣΙΟ COMPUTERS (μετοχή PLAIS.ATH) και ΕΛΙΝΟΙΑ (μετοχή ELIN.ATH). Στο παράρτημα έχουν συμπεριληφθεί τα ιστογράμματα συχνοτήτων όλων των μετοχών. Εξετάζοντας προσεκτικά τα ιστογράμματα των συχνοτήτων φαίνεται ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.



Εικόνα 1 : Ιστόγραμμα συχνοτήτων εβδομαδιαίων αποδόσεων μετοχής εταιρίας ΑΕΡΟΠΟΡΙΑ ΑΙΓΑΙΟΥ.



Εικόνα 2 : Ιστόγραμμα συχνοτήτων εβδομαδιαίων αποδόσεων μετοχής εταιρίας ΠΛΑΙΣΙΟ COMPUTERS.



Εικόνα 3 : Ιστόγραμμα συχνοτήτων εβδομαδιαίων αποδόσεων μετοχής εταιρίας ΕΛΙΝΟΙΑ.

## 5. Εμπειρικά αποτελέσματα

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζονται και αναλύονται τα εμπειρικά αποτελέσματα των ελέγχων που πραγματοποιήθηκαν για τους σκοπούς της παρούσας εργασίας. Αρχικά διενεργήθηκε έλεγχος της στασιμότητας για τις χρονολογικές σειρές των εβδομαδιαίων αποδόσεων των μετοχών εκτελώντας ελέγχους μοναδιαίας ρίζας Augmented Dickey-Fuller (ADF) και Phillips-Perron (P-P). Ακολούθως διενεργήθηκε ο έλεγχος διακύμανσης για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών εκτελώντας έλεγχο των Lo & MacKinlay (1988) και Chow and Denning (1993).

### 5.1 Αποτελέσματα ελέγχων μοναδιαίας ρίζας

#### 5.1.1 Augmented Dickey-Fuller (ADF) test statistic

Όπως έχει ήδη αναφερθεί σε προηγούμενο κεφάλαιο ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας Augmented Dickey-Fuller (ADF) εξετάζει εάν οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες ή δεν είναι στάσιμες και κατ' επέκταση ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου. Σύμφωνα με τον έλεγχο ADF η μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας (null hypothesis  $H_0$  : unit root) εξετάζεται με βάση την τιμή t-statistic του ελέγχου. Όταν η απόλυτη τιμή της t-statistic είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή (test critical value) που αντιστοιχεί στο επίπεδο σημαντικότητας του ελέγχου τότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου Augmented Dickey-Fuller (ADF) παρουσιάζονται στον Πίνακα 2 που ακολουθεί. Για την διενέργεια του ελέγχου χρησιμοποιήθηκαν οι εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών ενώ ο αριθμός των k χρονικών υστερήσεων αποφασίσθηκε αυτόματα με το Schwartz Information Criteria.

Από την ανάλυση των αποτελεσμάτων του επαυξημένου ελέγχου Augmented Dickey-Fuller (ADF) στις αποδόσεις των τιμών των μετοχών φαίνεται ότι η τιμή t-statistic σε όλες τις περιπτώσεις είναι σε απόλυτη τιμή πολύ μεγαλύτερη από την απόλυτη τιμή της κριτικής τιμής του ελέγχου (test critical values) σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10%.

Συγκεκριμένα η απόλυτη τιμή της  $t$  – statistic του ελέγχου κυμαίνεται για τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών εταιριών που συμμετέχουν στον δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης σε απόλυτη τιμή από 20,79261 έως 26,54112, λαμβάνοντας τιμή σε όλες τις περιπτώσεις πολύ μεγαλύτερη σε σύγκριση με την απόλυτη τιμή της αντίστοιχης κριτικής τιμής σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας με αποτέλεσμα να απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας και του τυχαίου περιπάτου.

Τα ίδια αποτελέσματα προέκυψαν και για τις εταιρείες οι οποίες συμμετέχουν στον δείκτη μεσαίας κεφαλαιοποίησης καθώς για τις αποδόσεις των τιμών κάθε μίας μετοχής η απόλυτη τιμή της  $t$  – statistic του ελέγχου κυμαίνεται από 14,45627 έως 25,95741, με την εταιρία ΠΛΑΙΣΙΟ COMPUTERS (μετοχή PLAIS.ATH) να παρουσιάζει την μικρότερη τιμή  $t$  – statistic σε απόλυτη τιμή από όλες τις εταιρίες που εξετάστηκαν χωρίς όμως το γεγονός αυτό να σημαίνει ότι για τις αποδόσεις της μετοχής της εταιρίας αυτής μπορεί να γίνει αποδεκτή η μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας, καθώς η  $t$  – statistic του ελέγχου και σε αυτή την περίπτωση είναι πολύ μεγαλύτερη από την απόλυτη τιμή της κριτικής τιμής του ελέγχου, σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας.

Σε παρόμοια αποτελέσματα κατέληξε και ο έλεγχος των αποδόσεων των μετοχών εταιριών που συνθέτουν τον δείκτη μεσαίας και μικρής κεφαλαιοποίησης. Για τις αποδόσεις των τιμών μετοχών των εταιριών αυτών η απόλυτη τιμή της  $t$  – statistic του ελέγχου ανέρχεται η ελάχιστη σε 18,77331 η οποία αντιστοιχεί στην εταιρία ELTON (μετοχή ELTON.ATH) και η μέγιστη σε 28,25378 η οποία αντιστοιχεί στην εταιρία INTEAL ΟΜΙΛΟΣ (μετοχή INTEK.ATH). Όπως φαίνεται και στον πίνακα 2 των αποτελεσμάτων του ελέγχου Augmented Dickey - Fuller (ADF), η τιμή  $t$  – statistic του ελέγχου και στις εταιρίες του δείκτη μεσαίας και μικρής κεφαλαιοποίησης λαμβάνει τιμή πολύ μεγαλύτερη από την απόλυτη τιμή της κριτικής τιμής του ελέγχου σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% και απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση του ελέγχου.

Από όσα εκφράστηκαν παραπάνω προκύπτει ότι οι χρονολογικές σειρές των αποδόσεων των τιμών όλων των μετοχών που εξετάστηκαν παρουσιάζουν στασιμότητα και από τα αποτελέσματα του ελέγχου Augmented Dickey - Fuller (ADF) διεξάγεται το συμπέρασμα ότι σε όλες τις περιπτώσεις απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση του ελέγχου.

Κατά επέκταση απορρίπτεται η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% για τις αποδόσεις των τιμών όλων των μετοχών που αποτέλεσαν τα δεδομένα έρευνας της παρούσας εργασίας ανεξαρτήτου της κεφαλαιοποίησης των εταιριών. Όπως έχει ήδη αναφερθεί η διαδικασία του τυχαίου περιπάτου είναι ένδειξη των αποτελεσματικών αγορών. Η απόρριψη της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου συνεπάγεται την απόρριψη της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή της μορφή.

**Πίνακας 2 : Έλεγχος ADF - Augmented Dickey-Fuller test statistic**

	Μετοχή	t-Statistic	Prob,*	Test critical values:		
				1% level	5% level	10% level
Υψηλής κεφαλαιοποίησης	AEGN.ATH	-23,22464	0,0000	-3,44355	-2,867255	-2,569876
	ALPHA.ATH	-22,78452	0,0000	-3,44355	-2,867255	-2,569876
	BELA.ATH	-25,33148	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ELLAKTOR.ATH	-24,90654	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ELPE.ATH	-24,79621	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ETE.ATH	-23,81234	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	EUROB.ATH	-24,20725	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	EXAE.ATH	-23,08689	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	FFGRP.ATH	-20,79261	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	GEK TERNA.ATH	-22,29291	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	GRIV.ATH	-25,24674	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	HTO.ATH	-22,56342	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	LAMDA.ATH	-23,55932	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	METKK.ATH	-23,77721	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	MOH.ATH	-23,88536	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	MYTIL.ATH	-24,09537	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	OPAP.ATH	-26,54112	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PPA.ATH	-22,37201	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PPC.ATH	-24,39786	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	SAR.ATH	-22,78824	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
TENERGY.ATH	-21,17515	0,0000	-3,44407	-2,867483	-2,569998	
TITK.ATH	-24,15514	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703	
TPEIR.ATH	-22,65058	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703	
Μεσαίας κεφαλαιοπ.	AVE.ATH	-23,68444	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	BIOSK.ATH	-20,25382	0,0000	-3,44287	-2,866954	-2,569715
	EYAPS.ATH	-25,33395	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	FOYRK.ATH	-20,85847	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703

	Μετοχή	t-Statistic	Prob,*	Test critical values:		
				1% level	5% level	10% level
	INLOT.ATH	-21,52042	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	KORRES.ATH	-24,06316	0,0000	-3,44323	-2,867112	-2,5698
	MIG.ATH	-25,95741	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	MLS.ATH	-23,37716	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	NIR.ATH	-24,36356	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PETRO.ATH	-22,37128	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PLAIS.ATH	-14,45627	0,0000	-3,44287	-2,866954	-2,569715
	PPAK.ATH	-22,7612	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	TATT.ATH	-24,42052	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
Μεσαίος και μικρός κεφαλαιοποίησης	ASCO.ATH	-25,53411	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ELBE.ATH	-22,73521	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ELIN.ATH	-22,75013	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ELTON.ATH	-18,77331	0,0000	-3,44287	-2,866954	-2,569715
	EVROF.ATH	-27,74099	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	INTEK.ATH	-28,25378	0,0000	-3,44318	-2,867089	-2,569787
	KARTZ.ATH	-25,65776	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	KEPEN.ATH	-23,759	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	KRI.ATH	-25,56478	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	KYRM.ATH	-25,10814	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	LYK.ATH	-26,04917	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	NEWS.ATH	-27,97687	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	OTOEL.ATH	-24,31256	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PAP.ATH	-21,95893	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PLAKR.ATH	-26,2124	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	SPACE.ATH	-24,39292	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	GMF.ATH	-25,64448	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	EKTER.ATH	-27,91376	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703

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

### 5.1.2 Phillips-Perron test statistic

Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας Phillips – Perron (P-P) αποτελεί μια εναλλακτική (μη παραμετρική) μέθοδος ελέγχου για την σειριακή συσχέτιση εξετάζοντας με την σειρά του κατά πόσο οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες ή δεν είναι στάσιμες. Σύμφωνα με τον έλεγχο Phillips – Perron η μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας (null hypothesis  $H_0$  : unit root) εξετάζεται με βάση την τιμή adj t-statistic του ελέγχου.

Όταν η adj t - statistic λαμβάνει απόλυτη τιμή μεγαλύτερη από την κριτική τιμή (test critical value) σε απόλυτη τιμή που αντιστοιχεί στο επίπεδο σημαντικότητας του ελέγχου τότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου Phillips – Perron παρουσιάζονται στον Πίνακα 3 που ακολουθεί και είναι σύμφωνα με τα αποτελέσματα του προηγούμενου ελέγχου (ADF). Για την διενέργεια του ελέγχου χρησιμοποιήθηκαν οι εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών ενώ το εύρος (bandwith) αποφασίσθηκε αυτόματα με το Newey-West Criterion χρησιμοποιώντας την μέθοδο Bartlett kernel.

Από την ανάλυση των αποτελεσμάτων του ελέγχου Phillips – Perron στις αποδόσεις των μετοχών φαίνεται ότι η τιμή adj t – statistic σε όλες τις περιπτώσεις είναι σε απόλυτη τιμή πολύ μεγαλύτερη από την κριτική τιμή του ελέγχου (test critical values) εκφρασμένη σε απόλυτη τιμή σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10%.

Πιο αναλυτικά από τον έλεγχο Phillips – Perron που διενεργήθηκε στις αποδόσεις των τιμών των μετοχών που αντιστοιχούν σε εταιρίες που συνθέτουν τον δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης προέκυψε ότι για όλες τις μετοχές απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας. Το συμπέρασμα αυτό προκύπτει από το γεγονός ότι η απόλυτη τιμή της adj t – statistic του ελέγχου σε όλες τις περιπτώσεις λαμβάνει τιμή πολύ μεγαλύτερη από την απόλυτη τιμή της κριτικής τιμής του ελέγχου σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας και κυμαίνεται από την τιμή 20,7892 η οποία αποτελεί την ελάχιστη τιμή σε αυτή την κατηγορία εταιριών και αντιστοιχεί στην εταιρία FOLLI-FOLLIE (μετοχή FFGRP.ATH), έως την τιμή 27,09425 η οποία αποτελεί την μέγιστη τιμή και αντιστοιχεί στην εταιρία ΟΠΑΠ (μετοχή OPAP.ATH).

Παρόμοια και τα αποτελέσματα του ελέγχου για τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών εταιριών που συνθέτουν το δείκτη μεσαίας κεφαλαιοποίησης όπου η απόλυτη τιμή της adj t – statistic του ελέγχου κυμαίνεται από 20,88571 η ελάχιστη η οποία αντιστοιχεί στην εταιρία FOURLIS ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (μετοχή FOYRK.ATH) έως 27,56838 η μέγιστη η οποία αντιστοιχεί στην εταιρία UNIBIOS (μετοχή BIOSK.ATH). Όπως είναι φανερό η κριτική τιμή σε απόλυτη τιμή σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας είναι πολύ μικρότερη από την απόλυτη τιμή της adj t – statistic του ελέγχου και ως εκ τούτου συμπεραίνεται ότι οι χρονολογικές σειρές των αποδόσεων



των τιμών των μετοχών αυτών παρουσιάζουν στασιμότητα και απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση του ελέγχου.

Τέλος ο έλεγχος των αποδόσεων των μετοχών εταιριών που συνθέτουν τον δείκτη μεσαίας και μικρής κεφαλαιοποίησης κατέληξε στο ίδιο συμπέρασμα ότι δηλαδή οι αποδόσεις των τιμών των μετοχών παρουσιάζονται στασιμότητα καθώς η τιμή adj t – statistic του ελέγχου κυμαίνεται από 21,94633 η ελάχιστη η οποία αντιστοιχεί στην εταιρία ΠΑΠΟΥΤΣΑΝΗΣ (μετοχή PAP.ATH) μέχρι 28,25378 η μέγιστη η οποία αντιστοιχεί στην εταιρία INTEAL ΟΜΙΛΟΣ (μετοχή INTEK.ATH). Οι τιμές αυτές είναι πολύ μεγαλύτερες από την απολυτή τιμή της αντίστοιχης κριτικής τιμής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% και ως εκ τούτου δεν μπορεί να γίνει δεκτή η μηδενική υπόθεση του ελέγχου της μη στασιμότητας.

Από την ανάλυση των αποτελεσμάτων του ελέγχου Phillips – Perron καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η μηδενική υπόθεση του ελέγχου (null hypothesis  $H_0$  : unit root) απορρίπτεται για κάθε μία μετοχή ανεξάρτητα από την κεφαλαιοποίηση των εταιριών που αντιστοιχούν καθώς και ότι οι αποδόσεις όλων των μετοχών που εξετάστηκαν παρουσιάζουν στασιμότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και ανωτέρω. Το γεγονός της απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης του ελέγχου είναι ένδειξη ότι οι τιμές των μετοχών δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου και κατά επέκταση η χρηματιστηριακή αγορά δεν είναι αποτελεσματική στην ασθενή μορφή.

**Πίνακας 3 : Έλεγχος P-P - Phillips-Perron test statistic**

	Μετοχή	Adj, t-Stat	Prob,*	Test critical values:		
				1% level	5% level	10% level
Υψηλής κεφαλαιοποίησης	AEGN.ATH	-23,20069	0,0000	-3,443551	-2,867255	-2,569876
	ALPHA.ATH	-22,77835	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	BELA.ATH	-25,40859	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ELLAKTOR.ATH	-24,8837	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ELPE.ATH	-24,79302	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ETE.ATH	-23,79434	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	EUROB.ATH	-24,20725	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	EXAE.ATH	-23,08626	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	FFGRP.ATH	-20,7892	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	GEKTERNA.ATH	-22,37457	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	GRIV.ATH	-25,30723	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	HTO.ATH	-22,56727	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703

	Μετοχή	Adj, t-Stat	Prob,*	Test critical values:		
				1% level	5% level	10% level
	LAMDA.ATH	-23,55969	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	METKK.ATH	-23,90616	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	MOH.ATH	-23,87114	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	MYTIL.ATH	-24,0844	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	OPAP.ATH	-27,09425	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PPA.ATH	-22,59603	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PPC.ATH	-24,34672	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	SAR.ATH	-22,86396	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	TENERGY.ATH	-21,22754	0,0000	-3,444068	-2,867483	-2,569998
	TITK.ATH	-24,32541	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	TPEIR.ATH	-22,79707	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
Μεσαίος κεφαλαιοποίησης	AVE.ATH	-23,83335	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	BIOSK.ATH	-27,56838	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	EYAPS.ATH	-25,33395	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	FOYRK.ATH	-20,88571	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	INLOT.ATH	-21,52053	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	KORRES.ATH	-24,24307	0,0000	-3,443228	-2,867112	-2,5698
	MIG.ATH	-25,91139	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	MLS.ATH	-23,37165	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	NIR.ATH	-24,33274	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PETRO.ATH	-22,38692	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PLAIS.ATH	-23,60562	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PPAK.ATH	-22,76087	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
TATT.ATH	-24,34966	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703	
Μεσαίος και μικρής κεφαλαιοποίησης	ASCO.ATH	-25,53335	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ELBE.ATH	-22,74005	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ELIN.ATH	-22,91863	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	ELTON.ATH	-24,46179	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	EVROF.ATH	-27,93686	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	INTEK.ATH	-28,25378	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	KARTZ.ATH	-25,43475	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	KEPEN.ATH	-23,8707	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	KRI.ATH	-25,43541	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	KYRM.ATH	-25,38199	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	LYK.ATH	-25,87397	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	NEWS.ATH	-28,403	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	OTOEL.ATH	-24,28712	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	PAP.ATH	-21,94633	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703

	Μετοχή	Adj, t-Stat	Prob,*	Test critical values:		
				1% level	5% level	10% level
	PLAKR.ATH	-26,20086	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	SPACE.ATH	-24,3682	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	GMF.ATH	-25,61968	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703
	EKTER.ATH	-27,91376	0,0000	-3,44282	-2,866933	-2,569703

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

Ανακεφαλαιώνοντας από τα αποτελέσματα των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας Augmented Dickey-Fuller (ADF) και Phillips-Perron (P-P) καταλήξαμε στο κοινό συμπέρασμα ότι οι χρονολογικές σειρές των εβδομαδιαίων αποδόσεων των τιμών των μετοχών θεωρούνται στάσιμες. Από το γεγονός ότι οι αποδόσεις των μετοχών εμφανίζουν στοιχεία στασιμότητας συμπεραίνουμε ότι οι τιμές των μετοχών δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου. Η κίνηση των τιμών των μετοχών σύμφωνα με την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου αποτελεί προϋπόθεση για να θεωρηθεί μια χρηματιστηριακή αγορά αποτελεσματική. Η απόρριψη της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου για το σύνολο των μετοχών που εξετάστηκε ανεξαρτήτου κεφαλαιοποίησης των εταιριών που αντιστοιχούν υποδηλώνει ότι η αγορά στο Χρηματιστήριο Αθηνών δεν εμφανίζει στοιχεία αποτελεσματικότητας στην ασθενή μορφή.

Το συμπέρασμα αυτό είναι σύμφωνο με τα συμπεράσματα προηγούμενων μελετών που έχουν διενεργηθεί για την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά όπως είναι η μελέτη των Koutmos et al. (1993) οι οποίοι εξέτασαν τις αποδόσεις του δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών και απόρριψαν την μηδενική υπόθεση του ελέγχου μοναδιαίες ρίζας Dickey-Fuller και Phillips-Perron για τις αποδόσεις του δείκτη, καθώς και η μελέτη των Worthington and Higgs (2004) οι οποίοι εξέτασαν δείκτες χρηματιστηριακών αγορών μεταξύ των οποίων και της Ελλάδας και βρέθηκαν στοιχεία στασιμότητας στις αποδόσεις του ελληνικού δείκτη αγοράς απορρίπτοντας την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου. Επίσης, τα ανωτέρω συμπεράσματα είναι σύμφωνα με τα συμπεράσματα της έρευνας των Kavussanos and Dockery (2001) οι οποίοι μελέτησαν τις τιμές 64 μεμονωμένων μετοχών οι οποίες διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αθηνών και μεταξύ των ευρημάτων τους ήταν η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης των ελέγχων Dickey - Fuller (DF) και Augmented Dickey

Fuller (ADF) για τις αποδόσεις κάθε μίας μετοχής, ενώ παράλληλα βρέθηκε ότι οι τιμές των μετοχών δεν είναι στάσιμες.

## **5.2 Αποτελέσματα Variance Ratio Tests**

### **5.2.1 Αποτελέσματα ελέγχου Lo & MacKinlay**

Για τους σκοπούς της παρούσας εργασίας διενεργήθηκε έλεγχος διακύμανσης (variance ratio test) των Lo & MacKinlay (1988) για την εξέταση της μηδενικής υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου τις αποδόσεις των μετοχών. Κατά την εκτέλεση του ελέγχου λήφθηκε υπόψη τόσο η ύπαρξη ομοσκεδαστικότητας όσο και η ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στις αποδόσεις των μετοχών δηλαδή εξετάστηκε η μηδενική υπόθεση λαμβάνοντας υπόψη κατά την παλινδρόμηση την κατάσταση ότι οι όροι σφάλματος έχουν την ίδια διακύμανση καθώς και την κατάσταση ότι η διακύμανση των όρων σφάλματος δεν είναι ίδια. Για την υλοποίηση του ελέγχου χρησιμοποιήθηκαν οι χρονικές υστερήσεις (lags) 2, 4, 8 και 16 εβδομάδων προκειμένου τα αποτελέσματα της παρούσας εργασίας να είναι συγκρίσιμα με άλλες εργασίες.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου Variance Ratio test των Lo & MacKinlay (1988) παρουσιάζονται στον Πίνακα 4 που ακολουθεί. Από τις τιμές z-Statistic που υπολογίστηκαν προκύπτει ότι καμία χρονολογική σειρά που αφορά τις αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθεί την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου ομοσκεδαστικά δεδομένου ότι σε όλες τις περιπτώσεις των μετοχών για όλες τις χρονικές υστερήσεις (lags), η τιμή z-Statistic είναι σημαντικά μεγαλύτερη από την τιμή 1,96 που αντιστοιχεί στην κριτική τιμή της τυπικής κανονικής κατανομής σε επίπεδο σημαντικότητας 5% όσο και από την τιμή 2,33 που αντιστοιχεί στην κριτική τιμή της προαναφερθείσας κατανομής σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Το γεγονός της απόρριψης της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου ομοσκεδαστικά θα μπορούσε να είναι αποτέλεσμα είτε της ετεροσκεδαστικότητας είτε της ύπαρξης αυτοσυσχέτισης τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών. Ακολουθώντας από την εξέταση των αποτελεσμάτων του ελέγχου και συγκεκριμένα της τιμής z\*-Statistic, προκύπτει ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και κατά τον έλεγχο της διαδικασίας του

τυχαίου περιπάτου ετεροσκεδαστικά αφού η τιμή  $z^*$ -Statistic που υπολογίστηκε σε κάθε μία μετοχή για τις χρονικές υστερήσεις (lags) 2, 4, 8 και 16 εβδομάδων, είναι μεγαλύτερη της κριτικής τιμής της τυπικής κανονικής κατανομής σε επίπεδο σημαντικότητας τόσο 5% όσο και 1%.

Επομένως η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου για το σύνολο των μετοχών που εξετάστηκαν απορρίπτεται λόγω της ύπαρξης αυτοσυσχέτισης τις εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών.

Οι Lo and MacKinlay (1988) έδειξαν ότι για την χρονική υστέρηση  $q=2$  η εκτίμηση του λόγου διακύμανσης και ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης είναι ασύμπτωτα ίσα δηλαδή  $\hat{\rho} = \sqrt{R(2)} - 1$ . Στα αποτελέσματα των ελέγχων παρατηρούμε ότι ο λόγος διακύμανσης (variance ratio) για τις αποδόσεις των μετοχών ο οποίος είναι σε όλες τις περιπτώσεις μικρότερος της μονάδας, φαίνεται ότι μειώνεται όσο αυξάνονται οι χρονικές υστερήσεις. Το γεγονός αυτό φανερώνει ότι υπάρχει αρνητική αυτοσυσχέτιση τις αποδόσεις όλων μετοχών που αποτέλεσαν τα δεδομένα έρευνας της παρούσας εργασίας.

Συμπερασματικά σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, απορρίπτεται η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου στις αποδόσεις των μετοχών για όλες τις περιπτώσεις που εξετάστηκαν για κάθε έλεγχο  $Z$  (λαμβάνοντας υπόψη την ύπαρξη ομοσκεδαστικότητας) και  $Z^*$  (λαμβάνοντας υπόψη την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας) και για κάθε χρονικό ορίζοντα καθώς οι αποδόσεις των τιμών των μετοχών παρουσιάζουν αρνητική αυτοσυσχέτιση.

Το συμπέρασμα αυτό αποτελεί ένδειξη ότι η ζήτηση των μετοχών και κατά επέκταση οι αποδόσεις των τιμών αυτών δεν επηρεάζονται μόνο από τις νέες πληροφορίες που αποκαλύπτονται στην αγορά σε κάθε χρονική περίοδο, και από τις εκτιμήσεις των επενδυτών σχετικά με τις επιπτώσεις που έχουν οι νέες αυτές πληροφορίες στις τιμές των μετοχών. Με άλλα λόγια η απόρριψη της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου και η ύπαρξη αρνητικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των τιμών των μετοχών φανερώνει ότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες πέρα των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών από τους επενδυτές που καθορίζουν την ζήτηση των μετοχών.

Επίσης το γεγονός ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου δείχνει ότι οι επενδυτές έχουν την δυνατότητα χρησιμοποιώντας

τις ιστορικές τιμές των μετοχών να καταστρώσουν την στρατηγική τους σχετικά με την αγορά, διακράτηση και πώληση μετοχών προκειμένου να επιτύχουν υψηλότερες αποδόσεις στο μέλλον.

**Πίνακας 4 : Έλεγχος Variance Ratio Test (Lo & MacKinlay (1988))**

	Μετοχή	Περίοδος (εβδομάδων)	2	4	8	16
Υψηλής κεφαλαιοποίησης	AEGN.ATH	Var. Ratio	0,481674	0,222751	0,117584	0,063233
		z-Statistic	-11,4385	-9,16834	-6,58315	-4,69651
		z*-Statistic	-7,76934	-6,78366	-5,35346	-4,17513
	ALPHA.ATH	Var. Ratio	0,481807	0,263723	0,148311	0,070313
		z-Statistic	-11,7597	-8,93122	-6,53403	-4,79313
		z*-Statistic	-7,39565	-5,95401	-4,64805	-3,62273
	BELA.ATH	Var. Ratio	0,452234	0,214673	0,106212	0,061079
		z-Statistic	-12,4308	-9,52621	-6,857	-4,84074
		z*-Statistic	-7,24421	-6,1801	-5,01852	-3,94804
	ELLAKTOR.ATH	Var. Ratio	0,430993	0,226824	0,111192	0,066388
		z-Statistic	-12,9128	-9,37882	-6,8188	-4,81337
		z*-Statistic	-7,68762	-6,11941	-5,01209	-3,91088
	ELPE.ATH	Var. Ratio	0,461772	0,214928	0,117235	0,062050
		z-Statistic	-12,2143	-9,52312	-6,77243	-4,83574
		z*-Statistic	-8,36204	-7,07212	-5,49088	-4,21446
	ETE.ATH	Var. Ratio	0,429202	0,252631	0,127286	0,066443
		z-Statistic	-12,9535	-9,06577	-6,69532	-4,81308
		z*-Statistic	-6,33971	-4,88988	-4,17072	-3,3856
	EUROB.ATH	Var. Ratio	0,444122	0,248729	0,136378	0,063482
		z-Statistic	-12,6149	-9,1131	-6,62557	-4,82835
		z*-Statistic	-5,91482	-4,75092	-3,7423	-2,99446
	EXAE.ATH	Var. Ratio	0,481843	0,239865	0,121083	0,066052
		z-Statistic	-11,7589	-9,22063	-6,74291	-4,8151
		z*-Statistic	-8,75783	-7,42297	-5,9138	-4,43603
	FFGRP.ATH	Var. Ratio	0,540350	0,277200	0,137404	0,078703
		z-Statistic	-10,4311	-8,76774	-6,6177	-4,74988
		z*-Statistic	-8,49745	-7,67853	-6,03935	-4,43006
GEK TERNA.ATH	Var. Ratio	0,464899	0,245050	0,131228	0,071702	
	z-Statistic	-12,1434	-9,15773	-6,66508	-4,78597	
	z*-Statistic	-6,33066	-5,3173	-4,50959	-3,71447	

	<b>Μετοχή</b>	<b>Περίοδος (εβδομάδων)</b>	<b>2</b>	<b>4</b>	<b>8</b>	<b>16</b>
Υψηλής κεφαλαιοποίησης	GRIV.ATH	Var. Ratio	0,452560	0,233988	0,118174	0,058614
		z-Statistic	-12,4234	-9,29191	-6,76523	-4,85345
		z*-Statistic	-7,90766	-6,53012	-5,08142	-3,95125
	HTO.ATH	Var. Ratio	0,502208	0,245107	0,127504	0,067597
		z-Statistic	-11,2967	-9,15704	-6,69365	-4,80714
		z*-Statistic	-3,93903	-3,72636	-3,30879	-2,90431
	LAMDA.ATH	Var. Ratio	0,474308	0,248747	0,128761	0,064784
		z-Statistic	-11,9299	-9,11289	-6,68401	-4,82164
		z*-Statistic	-6,24372	-5,22012	-4,26886	-3,52886
	METKK.ATH	Var. Ratio	0,491590	0,236617	0,121646	0,062289
		z-Statistic	-11,5377	-9,26002	-6,73859	-4,8345
		z*-Statistic	-7,23351	-6,47193	-5,28081	-4,05324
	MOH.ATH	Var. Ratio	0,446156	0,234177	0,111519	0,068109
		z-Statistic	-12,5687	-9,28962	-6,81628	-4,8045
		z*-Statistic	-8,97662	-7,25473	-5,78758	-4,34399
	MYTIL.ATH	Var. Ratio	0,461973	0,243337	0,115099	0,063709
		z-Statistic	-12,2098	-9,17851	-6,78882	-4,82718
		z*-Statistic	-8,00932	-6,35873	-5,14745	-3,93438
	OPAP.ATH	Var. Ratio	0,447015	0,228118	0,108300	0,060949
		z-Statistic	-12,5492	-9,36311	-6,84098	-4,84141
		z*-Statistic	-5,79066	-4,78077	-4,00131	-3,28526
	PPA.ATH	Var. Ratio	0,514470	0,257873	0,132008	0,073758
		z-Statistic	-11,0184	-9,00218	-6,6591	-4,77537
		z*-Statistic	-5,62498	-5,37628	-4,67929	-3,82351
	PPC.ATH	Var. Ratio	0,440653	0,229021	0,120046	0,063008
		z-Statistic	-12,6936	-9,35217	-6,75087	-4,83079
		z*-Statistic	-7,33778	-5,80567	-4,68161	-3,73547
	SAR.ATH	Var. Ratio	0,457576	0,258098	0,124010	0,063753
		z-Statistic	-12,3096	-8,99945	-6,72045	-4,82695
		z*-Statistic	-8,56216	-6,78833	-5,50947	-4,15926
TENENERGY.ATH	Var. Ratio	0,466411	0,257221	0,125569	0,068607	
	z-Statistic	-11,5556	-8,59829	-6,40189	-4,58246	
	z*-Statistic	-6,82627	-5,4815	-4,54255	-3,68728	

	Μετοχή	Περίοδος (εβδομάδων)	2	4	8	16
	TITK.ATH	Var. Ratio	0,451317	0,243140	0,122145	0,059385
		z-Statistic	-12,4516	-9,1809	-6,73476	-4,84948
		z*-Statistic	-8,26506	-6,51658	-5,19719	-4,05077
	TPEIR.ATH	Var. Ratio	0,448382	0,252820	0,132412	0,069136
		z-Statistic	-12,5182	-9,06348	-6,656	-4,7992
		z*-Statistic	-6,11569	-5,02535	-4,23281	-3,40501
Μεσαίας κεφαλαιοποίησης	AVE.ATH	Var. Ratio	0,524032	0,256223	0,102476	0,063983
		z-Statistic	-10,8014	-9,02219	-6,88566	-4,82577
		z*-Statistic	-3,20659	-3,24426	-3,07015	-2,58631
	BIOSK.ATH	Var. Ratio	0,468015	0,202884	0,115777	0,051941
		z-Statistic	-12,0727	-9,66922	-6,78362	-4,88785
		z*-Statistic	-4,41255	-4,15653	-3,25292	-2,68262
	EYAPS.ATH	Var. Ratio	0,437043	0,212909	0,106704	0,062725
		z-Statistic	-12,7755	-9,54761	-6,85323	-4,83226
		z*-Statistic	-8,54818	-6,92374	-5,23007	-3,90205
	FOYRK.ATH	Var. Ratio	0,516041	0,279846	0,134569	0,072757
		z-Statistic	-10,9828	-8,73565	-6,63945	-4,78053
		z*-Statistic	-8,03277	-6,81945	-5,58386	-4,22717
	INLOT.ATH	Var. Ratio	0,511405	0,251542	0,131721	0,070916
		z-Statistic	-11,088	-9,07898	-6,6613	-4,79003
		z*-Statistic	-7,30722	-6,4192	-5,19981	-4,0995
	KORRES.ATH	Var. Ratio	0,511271	0,235873	0,121220	0,064378
		z-Statistic	-10,9174	-9,12392	-6,6363	-4,74821
		z*-Statistic	-6,15368	-5,84703	-4,98335	-4,06817
	MIG.ATH	Var. Ratio	0,427598	0,216591	0,111083	0,060795
		z-Statistic	-12,9899	-9,50294	-6,81963	-4,8422
		z*-Statistic	-3,9887	-3,53071	-3,16576	-2,7527
	MLS.ATH	Var. Ratio	0,482865	0,252006	0,115053	0,060059
		z-Statistic	-11,7357	-9,07336	-6,78917	-4,846
		z*-Statistic	-6,30668	-5,32095	-4,44173	-3,54414
	NIR.ATH	Var. Ratio	0,451716	0,247977	0,121303	0,061733
		z-Statistic	-12,4426	-9,12222	-6,74123	-4,83737
		z*-Statistic	-7,02481	-5,80934	-4,89475	-3,93437
	PETRO.ATH	Var. Ratio	0,465749	0,269492	0,122190	0,068558
		z-Statistic	-12,1241	-8,86125	-6,73442	-4,80218
		z*-Statistic	-7,84453	-6,02201	-4,89117	-3,80211
PLAIS.ATH	Var. Ratio	0,427041	0,233316	0,130877	0,058437	
	z-Statistic	-13,0025	-9,30006	-6,66777	-4,85436	
	z*-Statistic	-5,30689	-4,30394	-3,50925	-2,8247	



	Μετοχή	Περίοδος (εβδομάδων)	2	4	8	16
	PPAK.ATH	Var. Ratio	0,494580	0,263390	0,122596	0,065146
		z-Statistic	-11,4698	-8,93527	-6,7313	-4,81977
		z*-Statistic	-6,1271	-5,4132	-4,64985	-3,69394
	TATT.ATH	Var. Ratio	0,428988	0,227261	0,132246	0,068949
		z-Statistic	-12,9583	-9,37352	-6,65727	-4,80017
		z*-Statistic	-6,00377	-5,04792	-4,26587	-3,3442
Μεσάας και μικρής κεφ αλαιοπο ήησης	ASCO.ATH	Var. Ratio	0,465474	0,236039	0,116601	0,055745
		z-Statistic	-12,1303	-9,26704	-6,77729	-4,86824
		z*-Statistic	-7,76445	-6,65843	-5,48102	-4,37485
	EKTER.ATH	Var. Ratio	0,390882	0,218057	0,100086	0,056951
		z-Statistic	-13,8231	-9,48516	-6,904	-4,86202
		z*-Statistic	-7,91476	-6,0475	-5,07958	-4,10806
	ELBE.ATH	Var. Ratio	0,516312	0,242821	0,130656	0,060686
		z-Statistic	-10,9766	-9,18476	-6,66947	-4,84277
		z*-Statistic	-7,42312	-6,85599	-5,61133	-4,38831
	ELIN.ATH	Var. Ratio	0,509620	0,268360	0,120407	0,064456
		z-Statistic	-11,1285	-8,87498	-6,7481	-4,82333
		z*-Statistic	-4,98575	-4,35442	-3,87757	-3,23755
	ELTON.ATH	Var. Ratio	0,528991	0,232973	0,121314	0,064046
		z-Statistic	-10,6889	-9,30423	-6,74114	-4,82545
		z*-Statistic	-6,67824	-6,072	-4,67221	-3,63348
	EVROF.ATH	Var. Ratio	0,430340	0,218970	0,105940	0,054481
		z-Statistic	-12,9276	-9,47408	-6,85909	-4,87476
		z*-Statistic	-8,01233	-6,51769	-5,12951	-3,83388
	GMF.ATH	Var. Ratio	0,427428	0,221666	0,108535	0,060592
		z-Statistic	-12,9937	-9,44139	-6,83918	-4,84325
		z*-Statistic	-7,95285	-6,41303	-5,20531	-3,9922
	INTEK.ATH	Var. Ratio	0,397467	0,200946	0,111303	0,056695
		z-Statistic	-13,4865	-9,56007	-6,72463	-4,79679
		z*-Statistic	-5,82154	-4,73658	-3,7641	-3,1307
	KARTZ.ATH	Var. Ratio	0,410726	0,216455	0,119826	0,058551
		z-Statistic	-13,3728	-9,5046	-6,75255	-4,85377
		z*-Statistic	-7,53912	-6,01814	-4,86684	-3,81824
	KEPEN.ATH	Var. Ratio	0,510690	0,233086	0,130756	0,062142
		z-Statistic	-11,1042	-9,30285	-6,66871	-4,83526
		z*-Statistic	-5,12244	-4,74101	-3,98962	-3,29309
KRI.ATH	Var. Ratio	0,418857	0,212080	0,112959	0,058395	
	z-Statistic	-13,1882	-9,55766	-6,80524	-4,85458	
	z*-Statistic	-6,00576	-4,81747	-3,77983	-3,06109	

	Μετοχή	Περίοδος (εβδομάδων)	2	4	8	16
Μεσαίας και μικρής κεφαλαιοποίησης	ASCO.ATH	Var. Ratio	0,460554	0,251921	0,114831	0,057727
		z-Statistic	-12,242	-9,07438	-6,79088	-4,85802
		z*-Statistic	-6,43946	-5,57947	-4,85546	-3,79996
	LYK.ATH	Var. Ratio	0,441164	0,205667	0,106954	0,061715
		z-Statistic	-12,682	-9,63546	-6,85131	-4,83746
		z*-Statistic	-6,90426	-5,50695	-4,29456	-3,3893
	NEWS.ATH	Var. Ratio	0,444910	0,225815	0,103214	0,061467
		z-Statistic	-12,597	-9,39105	-6,88	-4,83874
		z*-Statistic	-8,89877	-7,21603	-5,55234	-4,02652
	OTOEL.ATH	Var. Ratio	0,453369	0,244770	0,119987	0,058834
		z-Statistic	-12,405	-9,16112	-6,75132	-4,85232
		z*-Statistic	-8,52047	-6,92251	-5,64756	-4,35958
	PAP.ATH	Var. Ratio	0,544772	0,252790	0,135041	0,067764
		z-Statistic	-10,3308	-9,06385	-6,63583	-4,80628
		z*-Statistic	-2,62197	-2,78767	-2,64092	-2,49762
	PLAKR.ATH	Var. Ratio	0,462583	0,215163	0,113588	0,057483
		z-Statistic	-12,1959	-9,52027	-6,80041	-4,85928
		z*-Statistic	-6,32093	-5,64719	-4,79477	-3,98115
	SPACE.ATH	Var. Ratio	0,446596	0,246433	0,125153	0,061762
		z-Statistic	-12,5587	-9,14096	-6,71168	-4,83722
		z*-Statistic	-7,55938	-6,31719	-5,34385	-4,29389

### 5.2.2 Αποτελέσματα ελέγχου Chow and Denning

Όπως έχει ήδη αναφερθεί ο έλεγχος που πρότειναν οι Lo and MacKinlay (1988) αναφέρεται σε συγκεκριμένο χρονικό διάστημα (χρονικές υστερήσεις). Κατά τον έλεγχο αυτό ελλοχεύει μεγαλύτερος κίνδυνος να υποπέσουμε σε σφάλμα τύπου I δηλαδή να απορρίψουμε εσφαλμένα την μηδενική υπόθεση ότι οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου εάν και η μηδενική υπόθεση είναι αληθής.

Για την αποφυγή μια τέτοιας περίπτωσης διενεργήσαμε και έλεγχο του λόγου διακύμανση (variance ratio test) βάσει του μοντέλου που πρότειναν οι Chow and Denning (1993).

Τα αποτελέσματα του ελέγχου Variance Ratio test των Chow and Denning (1993) παρουσιάζονται στον Πίνακα 5 που ακολουθεί και είναι σύμφωνα με τα

αποτελέσματα του προηγούμενου ελέγχου Variance Ratio test των Lo and MacKinlay (1988).

Πιο αναλυτικά η τιμή z-Statistic του ελέγχου των Chow and Denning (1993) σε όλες τις περιπτώσεις είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή SMM που αντιστοιχεί στο πλήθος των αποδόσεων που λήφθηκαν κατά τον έλεγχο για επίπεδο σημαντικότητας 5% δηλαδή στην προκείμενη περίπτωση η τιμή z-Statistic για όλες τις μετοχές είναι σημαντικά μεγαλύτερη από την τιμή 2,63 η οποία αποτελεί την κριτική τιμή του ελέγχου. Παρατηρώντας τον πίνακα 5 διαπιστώνουμε ότι η τιμή z-Statistic κυμαίνεται από 10,43111 (μετοχής FFGRP.ATH) έως 12,95347 (μετοχής ETE.ATH) για τις αποδόσεις των μετοχών εταιριών που συνθέτουν τον δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης, από 10,80143 (μετοχής AVE.ATH) έως 13,00251 (μετοχής PLAIS.ATH) για τις αποδόσεις των μετοχών εταιριών που συμμετέχουν στον δείκτη μεσαίας κεφαλαιοποίησης και τέλος από 10,33077 (μετοχής PAP.ATH) έως 13,82308 (μετοχής EKTER.ATH) για τις αποδόσεις των μετοχών εταιριών που συνθέτουν τον δείκτη μεσαίας και μικρής κεφαλαιοποίησης. Η τιμή z-Statistic σε όλες τις περιπτώσεις ανεξαρτήτως της κεφαλαιοποίησης των εταιριών είναι στατιστικά σημαντικά μεγαλύτερη από την κριτική τιμή του ελέγχου και κατ' επέκταση διεξάγεται το συμπέρασμα ότι απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου ομοσκεδαστικά.

Όπως ήδη έχει αναφερθεί η απόρριψη της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου ομοσκεδαστικά οφείλεται είτε στην ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας δηλαδή στο γεγονός ότι οι όροι σφάλματος δεν παρουσιάζουν την ίδια διακύμανση, είτε στην ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των τιμών των μετοχών. Στην συνέχεια από τον έλεγχο της ετεροσκεδαστικότητας και την εξέταση της τιμής z\*-Statistic καταλήγουμε στο ίδιο συμπέρασμα δηλαδή στην απόρριψη της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου ετεροσκεδαστικά. Συγκεκριμένα η τιμή z\*-Statistic του ελέγχου της ετεροσκεδαστικότητας ανέρχεται από 3,939031 (μετοχής ΗΤΟ.ATH) έως 8,976623 (μετοχής ΜΟΗ.ATH) όσο αφορά τις αποδόσεις των εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης, από 3,244259 (μετοχής AVE.ATH) έως 8,548183 (μετοχής EYAPS.ATH) όσο αφορά τις αποδόσεις των μετοχών εταιριών μεσαίας κεφαλαιοποίησης και τέλος από 2,787670 (μετοχής PAP.ATH) έως 8,898767

(μετοχής NEWS.ATH) όσο αφορά τις αποδόσεις των μετοχών εταιριών που συνθέτουν τον δείκτη μεσαίας και μικρής κεφαλαιοποίησης. Παρατηρούμε ότι για όλες τις μετοχές η τιμή  $z^*$ -Statistic που υπολογίστηκε είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή SMM του ελέγχου σε επίπεδο σημαντικότητας 5% δηλαδή μεγαλύτερη από την τιμή 2,63. Μάλιστα η τιμή  $z^*$ -Statistic του ελέγχου είναι σημαντικά μεγαλύτερη στις περισσότερες περιπτώσεις με εξαίρεση τις μετοχές PAP.ATH (με  $z^*$ -Statistic ίση με 2,787670), AVE.ATH (με  $z^*$ -Statistic ίση με 3,244259), ΗΤΟ.ATH (με  $z^*$ -Statistic ίση με 3,939031) και MIG.ATH (με  $z^*$ -Statistic ίση με 3,988701). Ωστόσο και για τις μετοχές αυτές η τιμή  $z^*$ -Statistic του ελέγχου είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή του ελέγχου και δεν μπορεί αν γίνει δεκτή η μηδενική υπόθεση του τυχαίου περιπάτου για τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και ανωτέρω.

Από το γεγονός αυτό εξάγεται το συμπέρασμα ότι απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση του τυχαίου περιπάτου τόσο ομοσκεδαστικά όσο και ετεροσκεδαστικά και ότι οι αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση. Η εύρεση αυτοσυσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των τιμών - για κάθε μία μετοχή - που εξετάστηκαν συνεπάγεται ότι οι μελλοντικές εβδομαδιαίες αποδόσεις θα μπορούσαν να προβλεφθούν από τις αποδόσεις που έχουν πραγματοποιηθεί στον παρελθόν στις αντίστοιχες μετοχές καθώς υπάρχει στατιστικά σημαντική εξάρτηση των αποδόσεων κάθε μίας μετοχής από τις ιστορικές αποδόσεις αυτής. Κατά επέκταση με δεδομένο ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου μπορεί να ειπωθεί ότι η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά δεν είναι αποτελεσματική στην ασθενή μορφή.

**Πίνακας 5 : Έλεγχος Variance Ratio Test (Chow and Denning(1993))**

	Μετοχή	Joint Tests	Τιμή	Αριθμός παρατηρήσεων (μετά τις προσαρμογές)	Probability
Υψηλής κεφαλαιοποίησης	AEGN.ATH	z-Statistic	11,43845	487	0,0000
		$z^*$ -Statistic	7,769335	487	0,0000
	ALPHA.ATH	z-Statistic	11,75968	515	0,0000
		$z^*$ -Statistic	7,395652	515	0,0000
	BELA.ATH	z-Statistic	12,43079	515	0,0000
		$z^*$ -Statistic	7,244209	515	0,0000
ELLAKTOR.ATH	z-Statistic	12,91283	515	0,0000	
	$z^*$ -Statistic	7,687623	515	0,0000	

	Μετοχή	Joint Tests	Τιμή	Αριθμός παρατηρήσεων (μετά τις προσαρμογές)	Probability
	ELPE.ATH	z-Statistic	12,21434	515	0,0000
		z*-Statistic	8,362043	515	0,0000
	ETE.ATH	z-Statistic	12,95347	515	0,0000
		z*-Statistic	6,339708	515	0,0000
	EUROB.ATH	z-Statistic	12,61488	515	0,0000
		z*-Statistic	5,914816	515	0,0000
	EXAE.ATH	z-Statistic	11,75886	515	0,0000
		z*-Statistic	8,757826	515	0,0000
	FFGRP.ATH	z-Statistic	10,43111	515	0,0000
		z*-Statistic	8,497452	515	0,0000
	GEK TERNA.ATH	z-Statistic	12,14338	515	0,0000
		z*-Statistic	6,330659	515	0,0000
	GRIV.ATH	z-Statistic	12,42339	515	0,0000
		z*-Statistic	7,907657	515	0,0000
	HTO.ATH	z-Statistic	11,29670	515	0,0000
		z*-Statistic	3,939031	515	0,0003
	LAMDA.ATH	z-Statistic	11,92986	515	0,0000
		z*-Statistic	6,243718	515	0,0000
	METKK.ATH	z-Statistic	11,53766	515	0,0000
		z*-Statistic	7,233514	515	0,0000
	MOH.ATH	z-Statistic	12,56871	515	0,0000
		z*-Statistic	8,976623	515	0,0000
	MYTIL.ATH	z-Statistic	12,20977	515	0,0000
		z*-Statistic	8,009318	515	0,0000
	OPAP.ATH	z-Statistic	12,54923	515	0,0000
		z*-Statistic	5,790659	515	0,0000
	PPA.ATH	z-Statistic	11,01844	515	0,0000
		z*-Statistic	5,624981	515	0,0000
	PPC.ATH	z-Statistic	12,69360	515	0,0000
		z*-Statistic	7,337782	515	0,0000
SAR.ATH	z-Statistic	12,30956	515	0,0000	
	z*-Statistic	8,562160	515	0,0000	
TENERGY.ATH	z-Statistic	11,55561	469	0,0000	
	z*-Statistic	6,826270	469	0,0000	
TITK.ATH	z-Statistic	12,45159	515	0,0000	
	z*-Statistic	8,265058	515	0,0000	
TPEIR.ATH	z-Statistic	12,51822	515	0,0000	
	z*-Statistic	6,115692	515	0,0000	
Μεσαία	AVE.ATH	z-Statistic	10,80143	515	0,0000
		z*-Statistic	3,244259	515	0,0047
	BIOSK.ATH	z-Statistic	12,07267	515	0,0000

	Μετοχή	Joint Tests	Τιμή	Αριθμός παρατηρήσεων (μετά τις προσαρμογές)	Probability
		z*-Statistic	4,412550	515	0,0000
	EYAPS.ATH	z-Statistic	12,77553	515	0,0000
		z*-Statistic	8,548183	515	0,0000
	FOYRK.ATH	z-Statistic	10,98278	515	0,0000
		z*-Statistic	8,032774	515	0,0000
	INLOT.ATH	z-Statistic	11,08800	515	0,0000
		z*-Statistic	7,307215	515	0,0000
	KORRES.ATH	z-Statistic	10,91738	499	0,0000
		z*-Statistic	6,153676	499	0,0000
	MIG.ATH	z-Statistic	12,98986	515	0,0000
		z*-Statistic	3,988701	515	0,0003
	MLS.ATH	z-Statistic	11,73567	515	0,0000
		z*-Statistic	6,306684	515	0,0000
	NIR.ATH	z-Statistic	12,44255	515	0,0000
		z*-Statistic	7,024814	515	0,0000
	PETRO.ATH	z-Statistic	12,12407	515	0,0000
		z*-Statistic	7,844527	515	0,0000
	PLAIS.ATH	z-Statistic	13,00251	515	0,0000
		z*-Statistic	5,306886	515	0,0000
	PPAK.ATH	z-Statistic	11,46981	515	0,0000
		z*-Statistic	6,127104	515	0,0000
	TATT.ATH	z-Statistic	12,95832	515	0,0000
		z*-Statistic	6,003773	515	0,0000
	Μεσαίος και μικρός κεφαλαιοποίησης	ASCO.ATH	z-Statistic	12,13032	515
		z*-Statistic	7,764448	515	0,0000
EKTER.ATH		z-Statistic	13,82308	515	0,0000
		z*-Statistic	7,914759	515	0,0000
ELBE.ATH		z-Statistic	10,97663	515	0,0000
		z*-Statistic	7,423116	515	0,0000
ELIN.ATH		z-Statistic	11,12850	515	0,0000
		z*-Statistic	4,985745	515	0,0000
ELTON.ATH		z-Statistic	10,68889	515	0,0000
		z*-Statistic	6,678236	515	0,0000
EVROF.ATH		z-Statistic	12,92764	515	0,0000
		z*-Statistic	8,012325	515	0,0000
GMF.ATH		z-Statistic	12,99373	515	0,0000
		z*-Statistic	7,952846	515	0,0000
INTEK.ATH		z-Statistic	13,48651	501	0,0000
		z*-Statistic	5,821543	501	0,0000
KARTZ.ATH		z-Statistic	13,37277	515	0,0000
		z*-Statistic	7,539122	515	0,0000

	Μετοχή	Joint Tests	Τιμή	Αριθμός παρατηρήσεων (μετά τις προσαρμογές)	Probability
	KEPEN.ATH	z-Statistic	11,10422	515	0,0000
		z*-Statistic	5,122435	515	0,0000
	KRI.ATH	z-Statistic	13,18823	515	0,0000
		z*-Statistic	6,005756	515	0,0000
	KYRM.ATH	z-Statistic	12,24198	515	0,0000
		z*-Statistic	6,439462	515	0,0000
	LYK.ATH	z-Statistic	12,68201	515	0,0000
		z*-Statistic	6,904261	515	0,0000
	NEWS.ATH	z-Statistic	12,59701	515	0,0000
		z*-Statistic	8,898767	515	0,0000
	OTOEL.ATH	z-Statistic	12,40504	515	0,0000
		z*-Statistic	8,520465	515	0,0000
	PAP.ATH	z-Statistic	10,33077	515	0,0000
		z*-Statistic	2,787670	515	0,0211
	PLAKR.ATH	z-Statistic	12,19593	515	0,0000
		z*-Statistic	6,320933	515	0,0000
	SPACE.ATH	z-Statistic	12,55874	515	0,0000
		z*-Statistic	7,559383	515	0,0000

Ανακεφαλαιώνοντας, σύμφωνα με τα αποτελέσματα των ελέγχων διακύμανσης των Lo & MacKinlay (1988) και Chow and Denning (1993) καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου τόσο ομοσκεδαστικά όσο και ετεροσκεδαστικά. Οι μεταβολές των αποδόσεων των μετοχών με μη τυχαίο τρόπο υποδηλώνουν ότι οι αποδόσεις των μετοχών έχουν την τάση για επαναφορά στο μέσο καθώς και ότι οι μελλοντικές αποδόσεις δύνανται να προβλεφθούν από τις ιστορικές αποδόσεις. Η διαπίστωση της ύπαρξης αρνητικής σειριακής συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών που εξετάστηκαν είναι στοιχείο κατά της αποτελεσματικότητας της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς στην ασθενή μορφή.

Τα ευρήματα της παρούσας εργασίας επιβεβαιώνουν τα συμπεράσματα προγενέστερων ερευνών για την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Για παράδειγμα η μελέτη των Smith and Ryoo (2003) αντικείμενο έρευνας της οποίας αποτέλεσε μεταξύ άλλων και ο Γενικός Δείκτης των τιμών των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών κατέληξε στην απόρριψη της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου ομοσκεδαστικά και ετεροσκεδαστικά καθώς οι αποδόσεις του γενικού δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών βρέθηκε ότι παρουσιάζουν στοιχεία αυτοσυσχέτιση. Επίσης η μελέτη του

Borges (2010) με την οποία εξετάσθηκαν μεταξύ άλλων οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου της Αθήνας κατέληξε στην μη αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου του ελέγχου Chow–Denning (1993) και του ελέγχου Wright (2000) όσο αφορά τις αποδόσεις του δείκτη και στην απόρριψη της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς για το ελληνικό Χρηματιστήριο. Τέλος τα αποτελέσματα των ελέγχων διακύμανσης που διενεργήθηκαν από την παρούσα εργασία είναι σύμφωνα και με τα αποτελέσματα της έρευνας Worthington and Higgs (2004) βάσει της οποίας έρευνας βρέθηκε ότι υπάρχει σειριακή συσχέτισης στις αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του ελληνικού χρηματιστηρίου και διεξήχθη το συμπέρασμα ότι η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά δεν είναι αποτελεσματική στην ασθενή μορφή.



## 6. Συμπεράσματα

Βασικό εγχείρημα της παρούσας εργασίας ήταν να εξετασθεί εμπειρικά η ισχύς της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών στην ασθενή μορφή στην χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδας και συγκεκριμένα σε μετοχές εταιριών που συμμετέχουν στην σύνθεση των δεικτών υψηλής κεφαλαιοποίησης (FTSE /XA LARGE CAP), μεσαίας κεφαλαιοποίησης (FTSE XA MID CAP) και τέλος μεσαίας και μικρής κεφαλαιοποίησης (FTSE/XA Mid&Sm.cap θεμ) του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Η διαδικασία του τυχαίου περιπάτου αποτελεί ένδειξη των αποτελεσματικών αγορών στην ασθενή μορφή. Προκειμένου να εξετάσουμε εάν οι τιμές των μετοχών ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου εφαρμόσαμε ελέγχους μοναδιαίας ρίζας (unit root test) και δεικτών διακύμανσης (variance ratio test) για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών.

Σύμφωνα με τα ευρήματα των ελέγχων που πραγματοποιήθηκαν καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι καμία μετοχή δεν κινείται σύμφωνα με την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου ανεξαρτήτου της κεφαλαιοποίησης της. Μάλιστα βάσει των αποτελεσμάτων των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας που διενεργήθηκαν, οι χρονολογικές σειρές των εβδομαδιαίων αποδόσεων των 54 μετοχών που αποτέλεσαν το τελικό δείγμα της παρούσας εργασίας βρέθηκε ότι παρουσιάζουν στασιμότητα με αποτέλεσμα να μην μπορεί να γίνει δεκτή η μηδενική υπόθεση του τυχαίου περιπάτου.

Όπως έχει ήδη αναφερθεί η διαδικασία του τυχαίου περιπάτου για τις τιμές των μετοχών προϋποθέτει ότι οι αποδόσεις των μετοχών κινούνται και αυτές με τυχαίο τρόπο. Σύμφωνα με τους ελέγχους διακύμανσης που πραγματοποιήθηκαν στις εβδομαδιαίες αποδόσεις κάθε μίας μετοχής ξεχωριστά βρέθηκε ότι οι αποδόσεις εμφανίζουν τάση για επαναφορά στο μέσο και ότι υπάρχει αρνητική σειριακή συσχέτιση μεταξύ αυτών, δεδομένου, ότι η μηδενική υπόθεση του τυχαίου περιπάτου απορρίφθηκε τόσο ομοσκεδαστικά όσο και ετεροσκεδαστικά. Η εύρεση στατιστικά σημαντικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών φανερώνει ότι οι μελλοντικές εβδομαδιαίες αποδόσεις κάθε μίας μετοχής δύνανται να προβλεφθούν από τις ιστορικές αποδόσεις της.

Προϋπόθεση για να θεωρηθεί μια χρηματιστηριακή αγορά αποτελεσματική στην ασθενή μορφή είναι οι τιμές των μετοχών να κινούνται σύμφωνα με την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου. Η απόρριψη της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου για το σύνολο των μετοχών που εξετάστηκε ανεξαρτήτου κεφαλαιοποίησης των εταιριών που αντιστοιχούν υποδηλώνει ότι η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά δεν εμφανίζει στοιχεία αποτελεσματικότητας στην ασθενή μορφή.

Τα συμπεράσματα της παρούσας εργασίας είναι σύμφωνα με τα ευρήματα άλλων ερευνών που αντικείμενο μελέτης τους ήταν μεταξύ άλλων και η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά όπως για παράδειγμα είναι τα ευρήματα των Smith and Ryoo (2003), Borges (2010), Worthington and Higgs, (2004). Παράλληλα η παρούσα εργασία επιβεβαιώνει τα συμπεράσματα ερευνών που αντικείμενο τους ήταν αποκλειστικά η συμπεριφορά της του Χρηματιστηρίου Αθηνών περί της μη αποτελεσματικότητας της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς όπως για παράδειγμα είναι τα ευρήματα των Koutmos et al. (1993), οι Karathanassis and Patsos (1993), Dockery and Kavussanos (1996), Phylaktis et al. (1996), Kavussanos and Dockery (2001) και Siourounis (2002).

Το γεγονός της απόρριψης της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά φανερώνει ότι οι συμμετέχοντες στην αγορά έχουν τη δυνατότητα μελετώντας τις ιστορικές τιμές των μετοχών και ακολουθώντας κάποια στρατηγική να προβλέψουν την κίνηση των τιμών των μετοχών προκειμένου να πετύχουν υπερκέρδη καθόσον στην αγορά υφίστανται ανεκμετάλλευτες ευκαιρίες κέρδους.

Η δυνατότητα πρόβλεψης των μελλοντικών τιμών των μετοχών και οι προσδοκίες κάποιων επενδυτών να επιτύχουν υπερκέρδη ενδέχεται να έχουν ως αποτέλεσμα την τόνωση των βραχυπρόθεσμων επενδύσεων. Η δυνατότητα επίτευξη κερδών λειτουργεί ως κίνητρο στους συμμετέχοντες στην αγορά να εισάγουν νέα χρηματοοικονομικά προϊόντα με σκοπό να προσελκύσουν τις αποταμιεύσεις νέων υποψήφιων επενδυτών. Τα νέα χρηματοοικονομικά εργαλεία που εμφανίζονται στην αγορά έχουν ως πλεονέκτημα την κατανομή του κινδύνου της αγοράς στις διαφορετικές κατηγορίες επενδυτών. Θα μπορούσε μάλιστα να ειπωθεί ότι τα νέα χρηματοοικονομικά προϊόντα προωθούν την αποτελεσματικότερη κατανομή των κεφαλαίων, την μείωση του κόστους του κεφαλαίου και τέλος συνεισφέρουν στην

οικονομική ανάπτυξη. Ωστόσο το πλεονέκτημα αυτό υφίσταται μόνο σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα και σε καμία περίπτωση δεν μπορεί να οδηγήσει στην ανάπτυξη της αγοράς μακροπρόθεσμα.

Μία αγορά είναι αναποτελεσματική εξαιτίας διαφόρων παραγόντων και προβλημάτων που επικρατούν στην αγορά αυτή μεταξύ των οποίων είναι η χαμηλή ρευστότητα, η περιορισμένη προσφορά μετοχών καθώς και η έλλειψη διαφάνειας στην ροή των πληροφοριών.

Το γεγονός ότι διαχρονικά η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά είναι αναποτελεσματική δείχνει ότι εξακολουθούν να υπάρχουν θεσμικά προβλήματα που χρειάζονται να διορθωθούν προκειμένου να αξιοποιηθούν οι διαθέσιμοι πόροι στους πιο παραγωγικούς και αποδοτικούς κλάδους της αγοράς. Η ανάγκη αυτή είναι επιτακτική διότι η σωστή αξιοποίηση των πόρων θα συνέβαλε στην ανάπτυξη της χώρας.

Πιο αναλυτικά σε μία μη αποτελεσματική χρηματιστηριακή αγορά, οι τιμές των μετοχών δεν αντανακλούν την πραγματική αξία των μετοχών. Αυτό έχει ως συνέπεια, επιχειρήσεις οι μετοχές των οποίων έχουν υψηλότερη πραγματική αξία από την τιμή διαπραγμάτευσής τους στην χρηματιστηριακή αγορά, να έχουν δυσκολία να αντλήσουν κεφάλαια από την αγορά αυτή προκειμένου να τα αξιοποιήσουν για τη επέκταση των παραγωγικών τους σκοπών ενώ αντίθετα επιχειρήσεις οι μετοχές των οποίων έχουν μικρότερη πραγματική αξία από την τιμή διαπραγμάτευσης τους έχουν την ευκαιρία να αντλήσουν πιο εύκολα κεφάλαια. Όπως είναι κατανοητό το γεγονός αυτό αποτελεί στρέβλωση της αγοράς αφού τα διαθέσιμα επενδυτικά κεφάλαια δεν διοχετεύονται στους πιο παραγωγικούς και αποδοτικούς τομείς της οικονομίας με αποτέλεσμα να μην επιτυγχάνεται η μέγιστη συνολική παραγωγικότητα και κατά επέκταση η ανάπτυξη της χώρας.

Τέλος κρίνεται σκόπιμο να αναφερθεί ότι τα ευρήματα της παρούσας εργασίας θα μπορούσαν να αποτελέσουν σημείο αναφοράς για στροφή προς μια νέα ερευνητική προσπάθεια ως προς την εύρεση των παραγόντων που υφίστανται στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Συγκεκριμένα να ήταν ενδιαφέρον να γίνει μελέτη των παραγόντων και των προβλημάτων που διαχρονικά υφίστανται στην αγορά και λειτουργούν ως τροχοπέδη στην ανάπτυξη και στην αποτελεσματικότητα της αγοράς

του Χρηματιστηρίου Αθηνών προκειμένου να γίνουν προτάσεις είτε προς την κατεύθυνση υιοθέτησης θεσμικών μέτρων που θα συνέβαλλαν στην αποτελεσματικότητα της αγοράς είτε προς τη δημιουργία κινήτρων για την ανάπτυξη αυτής.

## Βιβλιογραφία

- Abeyssekera, S. P. (2001, January/March). Efficient markets hypothesis and the emerging capital market in Sri Lanka, evidence from the Colombo stock exchange— A note. *Journal of Business Finance & Accounting* , 28 (1 & 2), σσ. 249-261.
- Abraham, S., & Alsakran, S. A. (2002). Testing the random behavior and efficiency of the Gulf stock market. *The Financial Review* , 37 (3), σσ. 469-480.
- Anagnostidis, P., Varsakelis, C., & Emmanouilides, C. J. (2016). Has the 2008 financial crisis affected stock market efficiency? The case of Eurozone. *Physica A* , 447, σσ. 116-128.
- Ananzeh, I. e. (2014). Testing the Weak Form of Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence from Jordan. *International Business and Management* , 9 (2), σσ. 119-123.
- Appiah-Kusi, J., & Menyah, K. (2003). Return Predictability in African Stock Markets. *Review of Financial Economics* , 12, σσ. 247–270.
- Ariel, R. (1985). A Monthly Effect on Stock Return. *Journal of Financial Economics* , 17, σσ. 161-174.
- Banz, R. W. (1981). The Relationship Between Return and Market Value of Common Stock. *Journal of Financial Economics* , 9, σσ. 3-18.
- Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price Earnings Ratios; A Test for the Efficient Market Hypothesis. *Journal of Finance* , 32, σσ. 663-682.
- Borges, M. R. (2010, October). Efficient market hypothesis in European stock markets. *The European Journal of Finance* , 17 (7), σσ. 711-726.
- Choudhry, T. (1994). Stochastic trends and stock prices: an international inquiry. *Applied Financial Economics* , 4, σσ. 383-390.
- Chow, K. V., & Denning, K. (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics* , 58, σσ. 385-401.
- Curci, R., Grieb, T., & Reyes, M. G. (2002). Mean and Volatility transmission for Latin American equity markets. *Studies in Economics and Finance* , 20 (2), σσ. 39-57.
- De Bondt, W., & Thaler, R. (1985). Does The Stock Market Overreact? *Journal Of Finance* , 40, σσ. 793-805.

- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* , 74, σσ. 427–31.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for auto regressive time series with a unit root. *Econometrica* , 49, σσ. 1057-72.
- Dickinson, J. P., & Muragu, K. (1994). Market Efficiency in Developing Countries: A Case Study of the Nairobi Stock Exchange. *Journal of Business Finance & Accounting* , 21 (1), σσ. 133-150.
- Dicle, M. F., & Levendis, J. (2011). Greek market efficiency and its international integration. *International Financial Markets, Institutions and Money* , 21, σσ. 229-246.
- Dockery, E., & Kavussanos, M. (1996). Testing the Efficient Market Hypothesis Using Panel Data, with Application to the Athens Stock Market. *Applied Economics Letters* , 3, σσ. 121-123.
- Dockery, E., & Vergari, F. (1997). Testing the random walk hypothesis: evidence for the Budapest stock exchange. *Applied Economics Letters* , 4, σσ. 627-62.
- Dragotă, V., & Mitrică, E. (2004). Emergent capital markets efficiency: The case of Romania. *European Journal of Operational Research* , 155, σσ. 353-360.
- Dragotă, V., & Țilică, E. V. (2014). Market efficiency of the Post Communist East European stock markets. *European Journal of Operations Research* , 22 (2), σσ. 307-337.
- Fama, E. F. (1970, May). Efficient Capital Markets: A Review of theory and empirical work. *Journal of Finance* , Vol 25, σσ. 383-417.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1988). Permanent and temporary componets of stock prices. *Journal of Political Economy* , 96 (2), σσ. 246-273.
- Forture, P. (1991). Stock Market Efficiency: An Autopsy? *New England Economic Review* , σσ. 17-40.
- French, K. R. (1980). Stock Returns and Weekend Effect. *Journal of Financial Economics* , 8 (1), σσ. 55-69.
- Gibbons, M. R., & Hess, P. J. (1981). Day of the Week Effect and Asset Returns. *Journal of Buisiness* , 54, σσ. 579-596.
- Gilmore, C. G., & McManus, G. M. (2003). Random-walk and efficiency tests of central European equity markets. *Managerial Finance* , 29, σσ. 42-61.
- Grieb, T., & Reyes, M. G. (1999). Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms. *Journal of Financial Research* , 22 (4), σσ. 371-383.

- Groenewold, N. (1997). Share market efficiency: tests using daily data for Australia and New Zealand. *Applied Financial Economics* , 7 (6), σσ. 645-657.
- Groenewold, N., & Ariff, M. (1998). The effects of de-regulation on share-market efficiency in the Asia-Pacific. *International Economic Journal* (22), σσ. 23-47.
- Groenewold, N., & Kuay, C. K. (1993). The Semi-Strong Efficiency of the Australian Share Market. *The Economic Record* , 69 (207), σσ. 405-410.
- Hasanov, M. (2009). A note on efficiency of Australian and New Zealand stock markets. *Applied Economics* , , 41, σσ. 269–273.
- Huang, B. (1995). Do Asian Stock Market Prices Follow Random Walks? Evidence from the Variance Ratio Test. *Applied Financial Economics* (5), σσ. 251-256.
- Jayakumar, D. S., Thomas, B. J., & Ali, D. S. (2012, October - December). Weak Form Efficiency: Indian Stock Market. *SCMS Journal of Indian Management* , σσ. 80-95.
- Jefferis, K., & Smith, G. (2005). The changing efficiency of African stock markets. *South African Journal of Economics* , 73 (1), σσ. 54-67.
- Jones, C. P., Douglas, K. P., & Wilson, J. W. (1987). Can Tax Loss Selling Explain the January Effect? A Note. *Journal of Finance* , 42, σσ. 453-461.
- Karathanasis, G., & Patsos, C. (1993). Evidence of heteroscedasticity and misspecification issues in the market model: results from the Athens Stock Exchange. *Applied Economics* , 25, σσ. 1423-1438.
- Karemera, D., Ojah, K., & Cole, J. A. (1999). Random walks and market efficiency tests: Evidence from emerging equitymarkets. *Review of Quantitative Finance and Accounting* , 13, σσ. 171-188.
- Kavussanos, M. G., & Dockery, E. (2001). A multivariate test for stock market efficiency: the case of ASE. *Applied Financial Economics* , 11, σσ. 573- 579.
- Keim, D. (1979). Trading Patterns, Bid-Ask Spreads and Estimated Security Returns: The case of Common Stocks at Calendar Turning Points. *Journal of Financial Economics* , 25, σσ. 75-97.
- Kendall, M. G., & Stuart, M. A. (1969). *The Advanced Theory of statistics* (3 εκδ., Τόμ. Ι). New York: Hafne.
- Kim, J. H., & Shamsuddin, A. (2008). Are Asian stock markets efficient? Evidence from new multiple variance ratio tests. *Journal of Empirical Finance* , 15 (3), σσ. 518-532.
- Koutmos, G., Negakis, C., & Theodossiou, P. (1993). Stochastic behaviour of the Athens Stock Exchange. *Applied Financial Economics* , 3, σσ. 119-126.

- Li, X., & Xu, J. (2002). A note on New Zealand Stock Market efficiency. *Applied Economics Letters* , 9 (13), σσ. 879-883.
- Ligon, J. A. (1997). A Simultaneous Test of Competing Theories Regarding the January Effect. *The Journal of Financial* , 20 (1), σσ. 13-23.
- Lo, A. W., & MacKinlay, A. (1988, Spring). Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies* , 1 (1), σσ. 41-66.
- Magnusson, M. A., & Wydick, B. (2002). How Efficient are the Africa's Emerging Stock Markets. *Journal of Development Studies* , 38, σσ. 141-156.
- Malkiel, B. (1992). "Efficient Market Hypothesis". Στο *Newman, P., M. Milgate, and J. Eatwell*. Macmillan, London: New Palgrave Dictionary of Money and Finance.
- Mishra, P. K., Das, K. B., & Pradham, B. B. (2009). Empirical Evidence on Indian Stock Market Efficiency in Context of the Global Financial Crisis. *Global Journal of Finance and Management* , 1 (2), σσ. 149-157.
- Mlambo, C., & Biekpe, N. (2007). The efficient market hypothesis: Evidence from ten African stock markets. *Investment Analysts Journal* , 36 (66), σσ. 5-17.
- Mobarek, A., Mollah, S. A., & Bhuyan, R. (2008). Market Efficiency in Emerging Stock Market: Evidence from Bangladesh. *Journal of Emerging Market Finance* , 7 (1), σσ. 17-41.
- Niarchos, N. A., & Alexakis, C. A. (1998). Stock market prices, 'causality' and efficiency: evidence from the Athens stock exchange. *Applied Financial Economics* , 8, σσ. 167-174.
- Niarchos, N. A., & Georgakopou, M. C. (1986). The effect of annual corporate profit reports on the Athens stock exchange : an empirical investigation. *Management International Review* , 26 (1), σσ. 64-72.
- Ojah, K., & Karemera, D. (1999). Random Walks and Market Efficiency Tests of Latin American Emerging Equity Markets: A revisit. *The Financial Review* , 34, σσ. 57-72.
- Panagiotidis, T. (2005). Market capitalization and efficiency. Does it matter? Evidence from the Athens Stock Exchange. *Applied Financial Economics* , 15, σσ. 707-713.
- Panas, E. E. (1990). The behaviour of Athens stock prices. *Applied Economics* , 22, σσ. 1715-1727.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* , 75, σσ. 335-346.



Phylaktis, K., Kavussanos, M. G., & Manalis, G. (1996). Stock prices and the flow of information in the Athens Stock Exchange. *European Financial Management* , 2 (1), σσ. 113-126.

Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock returns: Evidence and implications. *Journal of Financial Economics* , 22, σσ. 27-59.

Reinganum, M. R. (1981). Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values. *Journal of Financial Economics* , 9, σσ. 19-44.

Rizvi, S. A., & Arshad, S. (2014). Investigating the efficiency of East Asian stock markets through booms and busts. *Pacific Science Review* 16 , σσ. 275-279.

Rogalski, R. J. (1984). New findings regarding day – of – the - week returns over trading and non-trading periods: a note. *Journal of Finance* , σσ. 1603-1614.

Roux, F. P., & Gilbertson, B. P. (1978). The behavior of share prices in the Johannesburg stock exchange. *Journal of Business Finance & Accounting* , 5 (2), σσ. 223-232.

Rozeff, M., & Kinney, W. (1976). Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns. *Journal of Financial Economics* , 3, σσ. 379-402.

Shaker, A. T. (2013, December). Testing the Weak-Form Efficiency of the Finnish and Swedish Stock Market. *European Journal of Business and Social Sciences* , 9, σσ. 176-185.

Simons, D., & Laryea, S. A. (2006). Testing the Efficiency of Selected African Stock Markets. *Finance India* , 20 (2), σσ. 553-571.

Siourounis, G. D. (2002). Modelling volatility and testing for efficiency in emerging capital markets : the case of the Athens stock exchange. *Applied Financial Economics* , 12, σσ. 47-55.

Smith, G., & Ryoo, H. J. (2003, June). Variance ratio tests of the random walk hypothesis for European emerging stock markets. *The European Journal of Finance* , 9, σσ. 290-300.

Smith, G., Jefferis, K., & Ryoo, H. J. (2002). African stock markets: Multiple variance ratio tests of random walks. *Applied Financial Economics* , 12, σσ. 475-484.

Stacic, N., Jovancai, A., & Kapor, P. (2016, October). The efficiency of the stock market in Serbia. *Journal of Policy Modeling* , 38, σσ. 156-165.

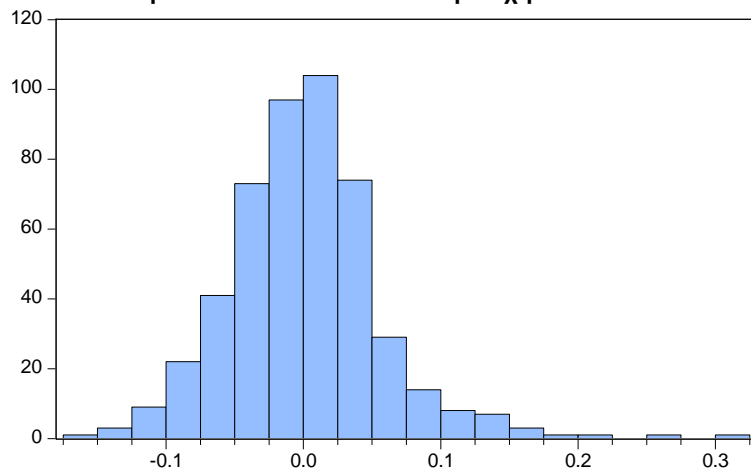
Stengos, T., & Panas, E. (1992). Testing the efficiency of the Athens stock exchange: some results from the banking sector. *Empirical Economics* , 17, σσ. 239-252.

- Summers, L. (1986). Does the stock market rationally reflect fundamental values. *Journal of Finance* , Vol 41, σσ. 591-601.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1986). Rational choice and the framing of the decisions. *Journal of Business* , σσ. 251-278.
- Urrutia, J. (1995). Tests of Random Walk and Market Efficiency for Latin American Emerging Equity Markets. *Journal of Financial Research* , 18 (3), σσ. 299-309.
- Wachtel, S. (1942). Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices. *Journal of Business* , 15, σσ. 184-193.
- Worthington, A. C., & Higgs, H. (2003, September). An empirical note on the random walk behaviour and market efficiency of Latin American stock markets. *Empirical Economics Letters* , 2 (5), σσ. 183 - 197.
- Worthington, A. C., & Higgs, H. (2009). Efficiency in the Australian stock market, 1875–2006: a note on extreme long-run random walk behaviour. *Applied Economics Letters* , 16, σσ. 301–306.
- Worthington, A. C., & Higgs, H. (2004). Random walks and market efficiency in European equity markets. *Global Journal of Finance and Economics* , 1 (1), σσ. 59-78.
- Worthington, A., & Higgs, H. (2005). *Weak-Form Market Efficiency in Asian Emerging and Developed Equity Markets: Comparative Tests of Random Walk Behaviour*. Working Paper, University of Wollongong, School of Accounting and Finance.
- Zeimba, W. (1991). Japanese security market regularities: Monthly, turn – of - the – month and year, holiday and golden week effects. *Japan and the World Economy* , 3, σσ. 119-146.

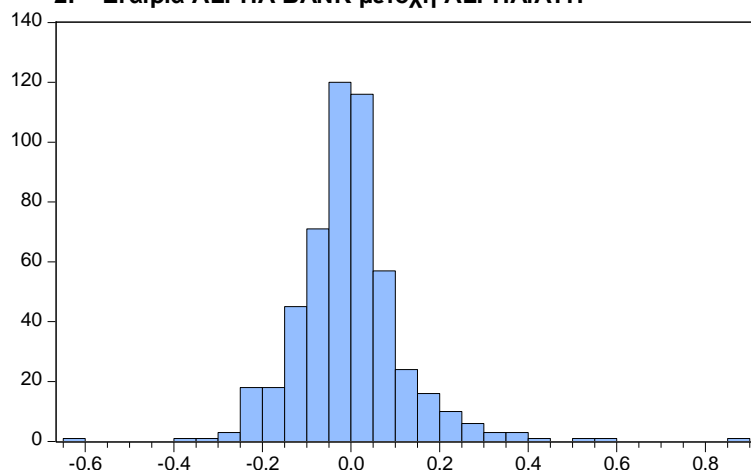
## Παράρτημα

### I. Ιστόγραμμα συχνοτήτων (frequency histogram) των εβδομαδιαίων αποδόσεων (αλφαβητικά)

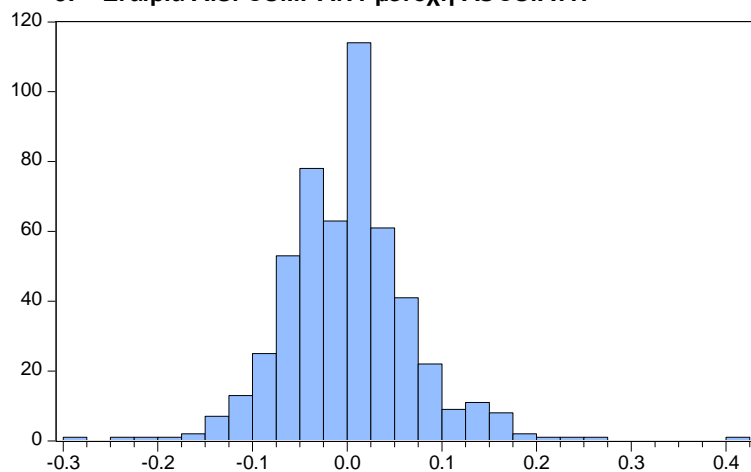
#### 1. Εταιρία ΑΕΡΟΠΟΡΙΑ ΑΙΓΑΙΟΥ μετοχή AEGN.ATH



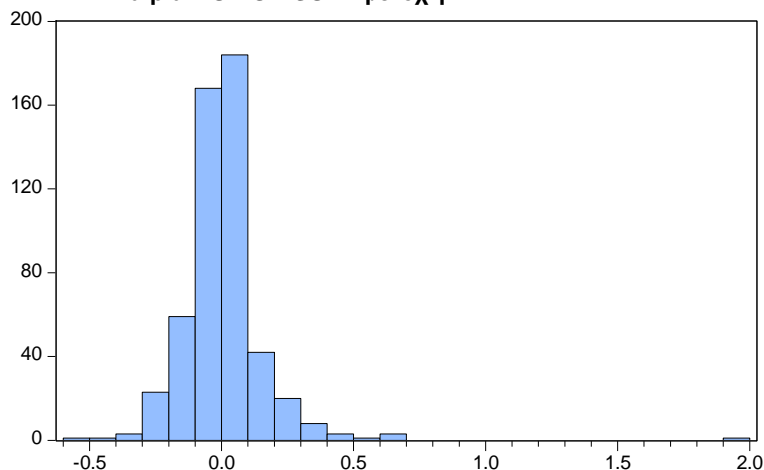
#### 2. Εταιρία ALPHA BANK μετοχή ALPHA.ATH



#### 3. Εταιρία A.S. COMPANY μετοχή ASCO.ATH



#### 4. Εταιρία AUDIOVISUAL μετοχή AVE.ATH

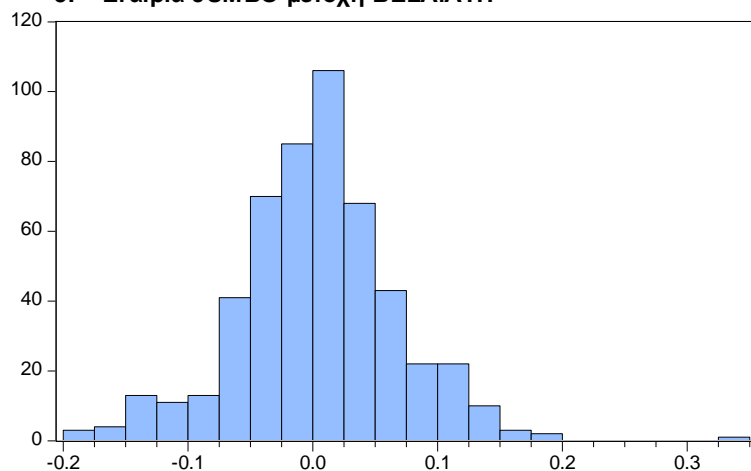


Series: AVE\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.002932  
Median 0.000000  
Maximum 1.990099  
Minimum -0.599190  
Std. Dev. 0.162439  
Skewness 4.060355  
Kurtosis 47.35137

Jarque-Bera 43793.99  
Probability 0.000000

#### 5. Εταιρία JUMBO μετοχή BELA.ATH

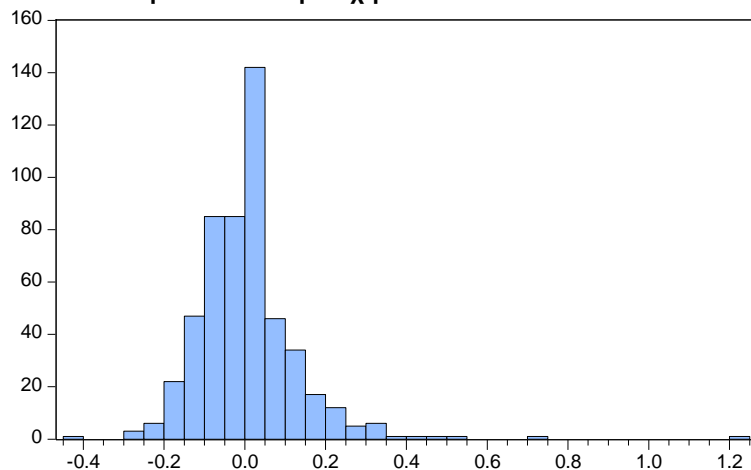


Series: BELA\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.003278  
Median 0.002865  
Maximum 0.327335  
Minimum -0.186875  
Std. Dev. 0.063623  
Skewness 0.105835  
Kurtosis 4.594159

Jarque-Bera 55.70995  
Probability 0.000000

#### 6. Εταιρία UNIBIOS μετοχή BIOSK.ATH

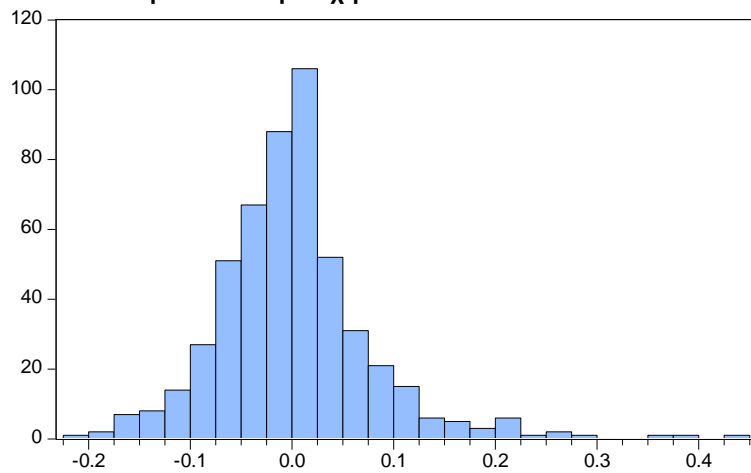


Series: BIOSK\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.002323  
Median 0.000000  
Maximum 1.225434  
Minimum -0.448052  
Std. Dev. 0.126900  
Skewness 2.538956  
Kurtosis 21.87473

Jarque-Bera 8229.794  
Probability 0.000000

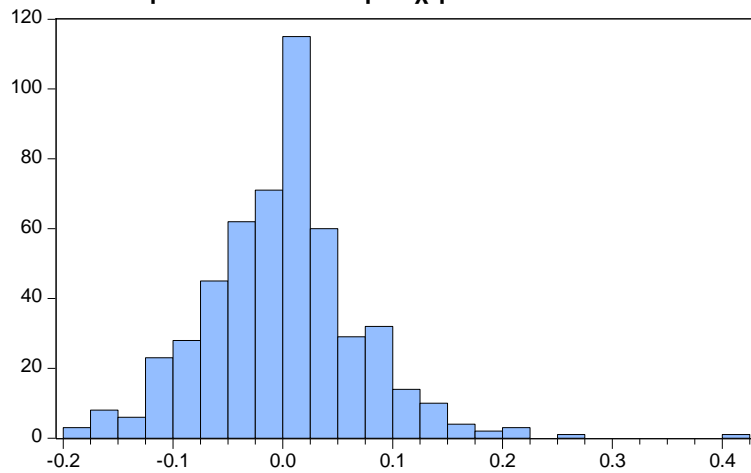
### 7. Εταιρία ΕΚΤΕΡ μετοχή ΕΚΤΕΡ.ΑΤΗ



Series: EKTER\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean	0.000845
Median	-0.004831
Maximum	0.433692
Minimum	-0.212500
Std. Dev.	0.076373
Skewness	1.202057
Kurtosis	7.426306
Jarque-Bera	546.5541
Probability	0.000000

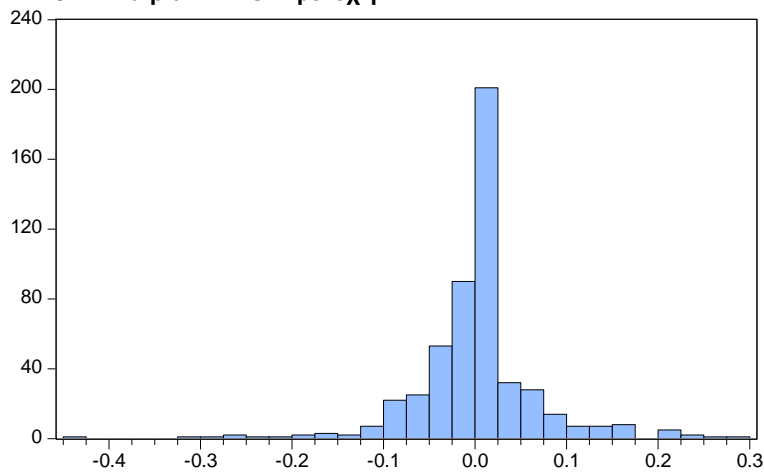
### 8. Εταιρία ΕΛΒΕ Α.Β.Ε.Ε. μετοχή ΕΛΒΕ.ΑΤΗ



Series: ELBE\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean	-0.000600
Median	0.000000
Maximum	0.419335
Minimum	-0.199247
Std. Dev.	0.070749
Skewness	0.558002
Kurtosis	5.721834
Jarque-Bera	186.4183
Probability	0.000000

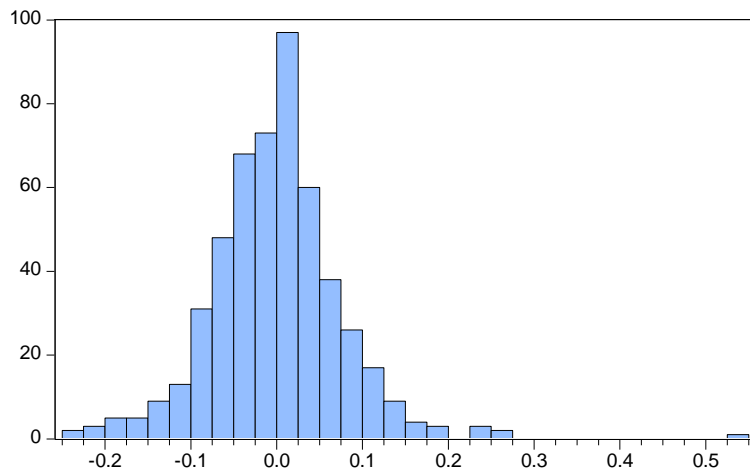
### 9. Εταιρία ΕΛΙΝΟΙΑ μετοχή ΕΛΙΝ.ΑΤΗ



Series: ELIN\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean	-0.000473
Median	0.000000
Maximum	0.296830
Minimum	-0.436675
Std. Dev.	0.068206
Skewness	-0.382095
Kurtosis	10.20081
Jarque-Bera	1129.552
Probability	0.000000

**10. Εταιρία ΕΛΛΑΚΤΩΡ μετοχή ELLAKTOR.ATH**

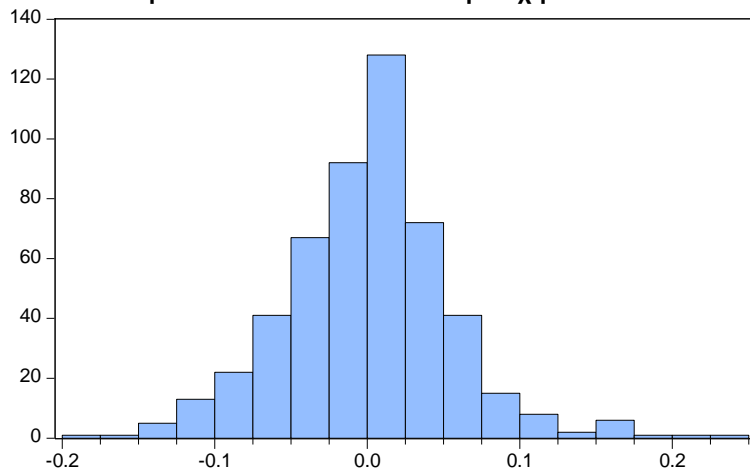


Series: ELLAKTOR\_ATH  
 Sample 1/01/2007 12/26/2016  
 Observations 517

Mean -0.001004  
 Median 0.000000  
 Maximum 0.528752  
 Minimum -0.248649  
 Std. Dev. 0.076766  
 Skewness 0.680058  
 Kurtosis 8.026694

Jarque-Bera 584.1576  
 Probability 0.000000

**11. Εταιρία ΕΛΛΗΝΙΚΑ ΠΕΤΡΕΛΑΙΑ μετοχή ELPE.ATH**

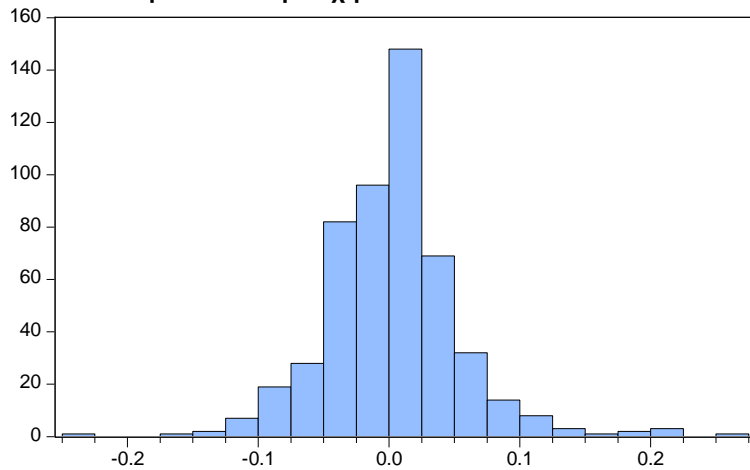


Series: ELPE\_ATH  
 Sample 1/01/2007 12/26/2016  
 Observations 517

Mean -0.000206  
 Median 0.001859  
 Maximum 0.228261  
 Minimum -0.184783  
 Std. Dev. 0.054970  
 Skewness 0.289038  
 Kurtosis 4.567789

Jarque-Bera 60.14720  
 Probability 0.000000

**12. Εταιρία ΕΛΤΟΝ μετοχή ELTON.ATH**

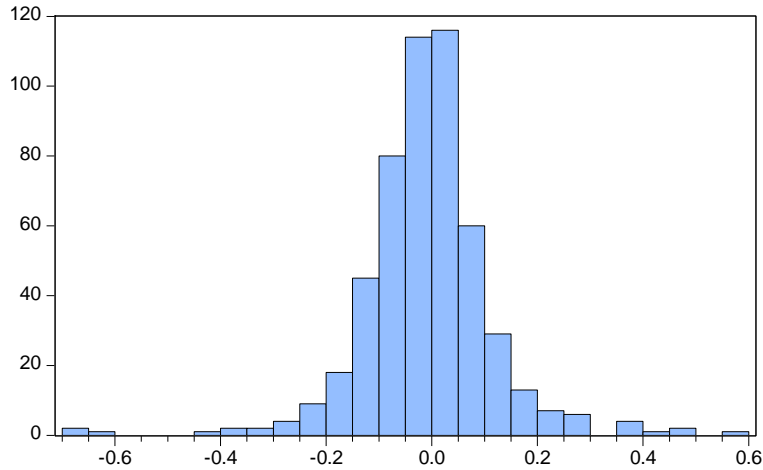


Series: ELTON\_ATH  
 Sample 1/01/2007 12/26/2016  
 Observations 517

Mean 0.000286  
 Median 0.000000  
 Maximum 0.265823  
 Minimum -0.225352  
 Std. Dev. 0.051731  
 Skewness 0.577928  
 Kurtosis 6.422627

Jarque-Bera 281.1269  
 Probability 0.000000

### 13. Εταιρία ΕΘΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ μετοχή ΕΤΕ.ΑΤΗ

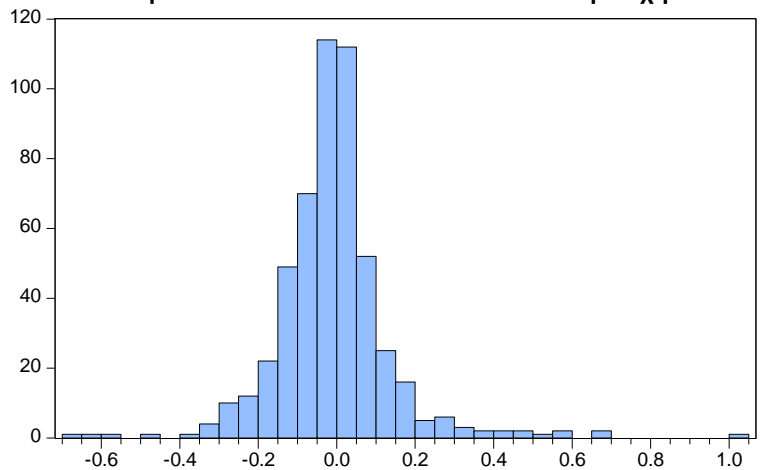


Series: ETE\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean -0.008708  
Median -0.007728  
Maximum 0.556838  
Minimum -0.653338  
Std. Dev. 0.123740  
Skewness -0.209029  
Kurtosis 8.509901

Jarque-Bera 657.7485  
Probability 0.000000

### 14. Εταιρία ΤΡΑΠΕΖΑ EUROBANK ERGASIAS μετοχή EUROB.ΑΤΗ

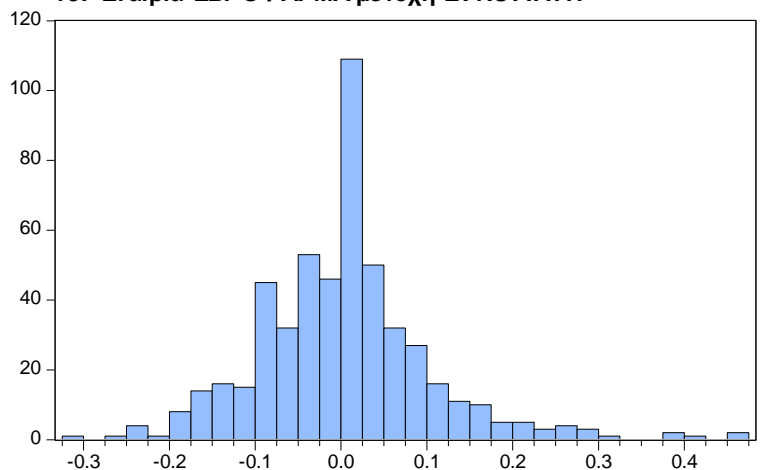


Series: EUROB\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean -0.008488  
Median -0.010601  
Maximum 1.046918  
Minimum -0.692308  
Std. Dev. 0.148308  
Skewness 1.105085  
Kurtosis 12.07082

Jarque-Bera 1877.673  
Probability 0.000000

### 15. Εταιρία ΕΒΡΟΦΑΡΜΑ μετοχή ΕΥΡΟΦ.ΑΤΗ

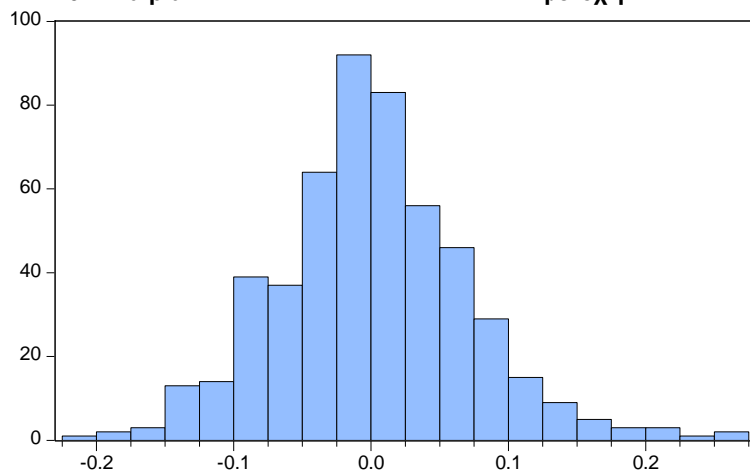


Series: EVROF\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.001421  
Median 0.000000  
Maximum 0.473684  
Minimum -0.324074  
Std. Dev. 0.102077  
Skewness 0.834500  
Kurtosis 5.818564

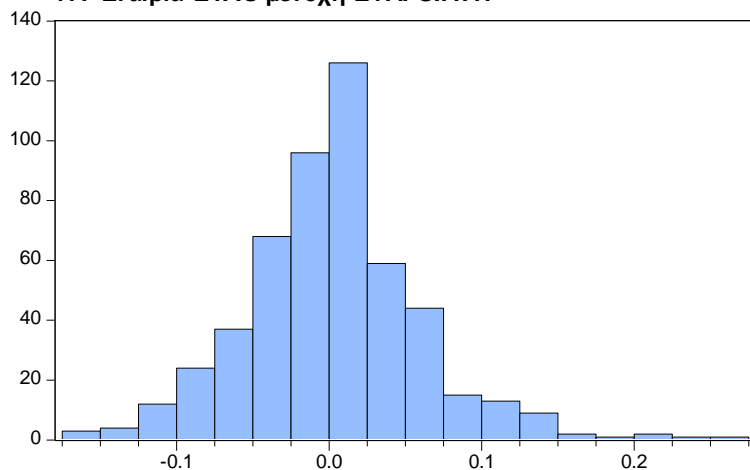
Jarque-Bera 231.1391  
Probability 0.000000

**16. Εταιρία ΕΛΛΗΝ. ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑ-Χ.Α. μετοχή EXAE.ATH**



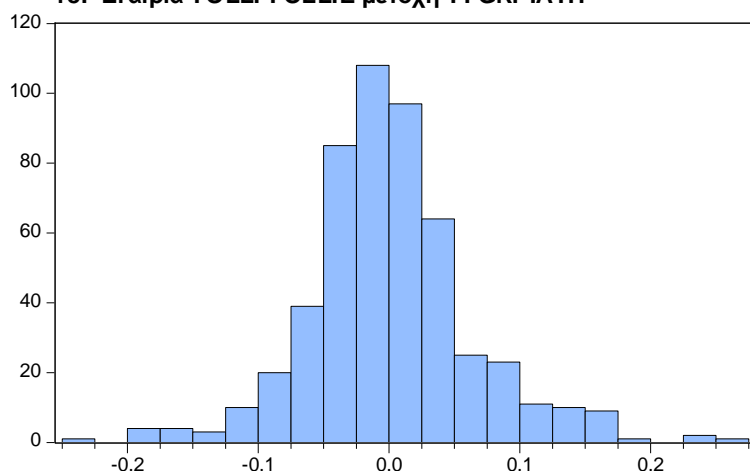
Series: EXAE_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 517	
Mean	0.000368
Median	-0.002169
Maximum	0.267391
Minimum	-0.218947
Std. Dev.	0.070731
Skewness	0.366766
Kurtosis	4.049157
Jarque-Bera	35.30247
Probability	0.000000

**17. Εταιρία ΕΥΑΘ μετοχή EYAPS.ATH**



Series: EYAPS_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 517	
Mean	0.001818
Median	0.000000
Maximum	0.274914
Minimum	-0.170833
Std. Dev.	0.058002
Skewness	0.520956
Kurtosis	4.884107
Jarque-Bera	99.85512
Probability	0.000000

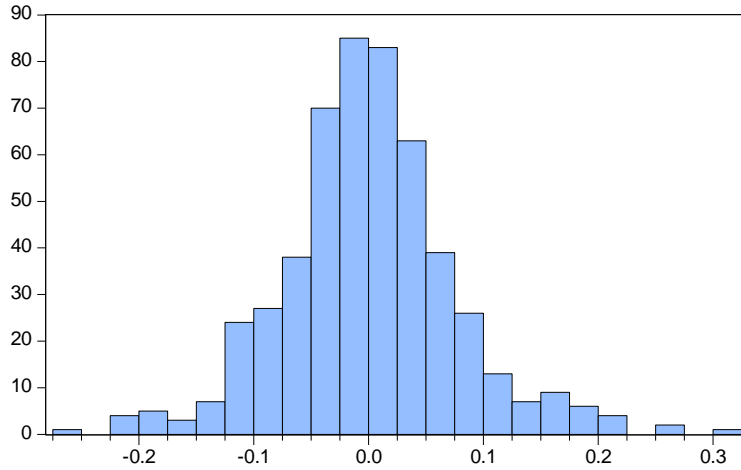
**18. Εταιρία FOLLI-FOLLIE μετοχή FFGRP.ATH**



Series: FFGRP_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 517	
Mean	0.000598
Median	-0.005023
Maximum	0.273997
Minimum	-0.246403
Std. Dev.	0.062974
Skewness	0.355027
Kurtosis	5.081704
Jarque-Bera	104.2114
Probability	0.000000



**19. Εταιρία FOURLIS ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ μετοχή FOYRK.ATH**

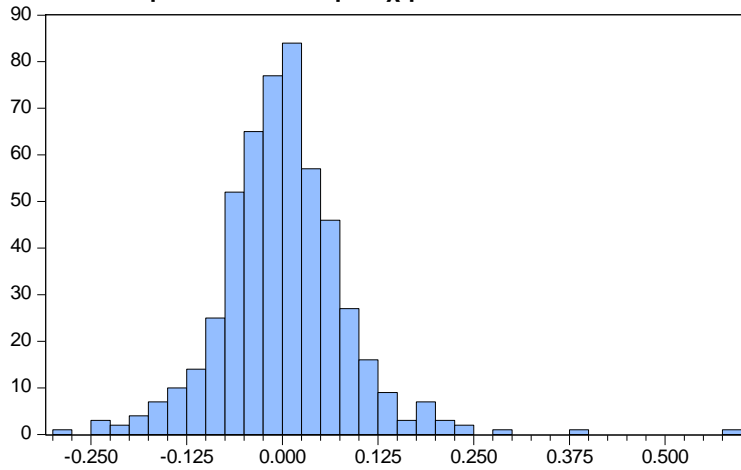


Series: FOYRK\_ATH  
 Sample 1/01/2007 12/26/2016  
 Observations 517

Mean 0.000291  
 Median -0.003327  
 Maximum 0.322957  
 Minimum -0.258879  
 Std. Dev. 0.075955  
 Skewness 0.273840  
 Kurtosis 4.366798

Jarque-Bera 46.70426  
 Probability 0.000000

**20. Εταιρία ΓΕΚ ΤΕΡΝΑ μετοχή GEKTERNA.ATH**

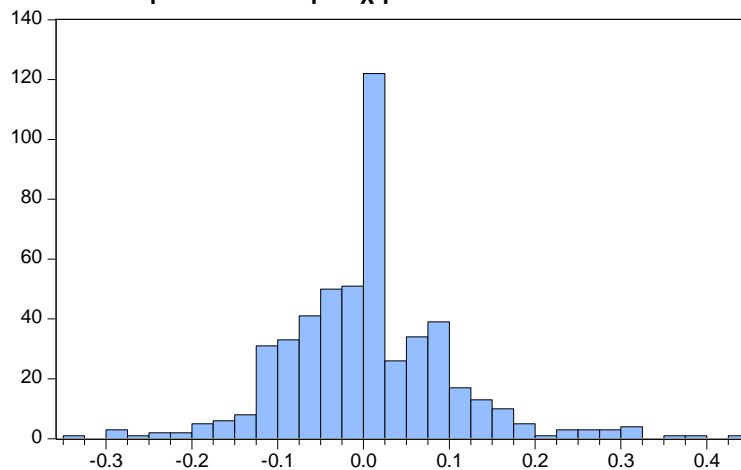


Series: GEKTERNA\_ATH  
 Sample 1/01/2007 12/26/2016  
 Observations 517

Mean 0.000904  
 Median -0.001188  
 Maximum 0.599244  
 Minimum -0.282383  
 Std. Dev. 0.082197  
 Skewness 0.904720  
 Kurtosis 9.462485

Jarque-Bera 970.1891  
 Probability 0.000000

**21. Εταιρία ΓΑΛΑΞΙΔΙ μετοχή GMF.ATH**

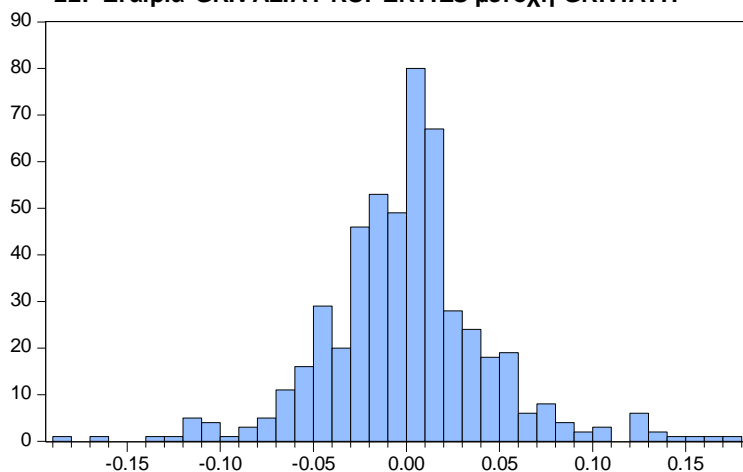


Series: GMF\_ATH  
 Sample 1/01/2007 12/26/2016  
 Observations 517

Mean 0.002784  
 Median 0.000000  
 Maximum 0.428571  
 Minimum -0.343902  
 Std. Dev. 0.097268  
 Skewness 0.568252  
 Kurtosis 5.305705

Jarque-Bera 142.3455  
 Probability 0.000000

### 22. Εταιρία GRIVALIA PROPERTIES μετοχή GRIV.ATH

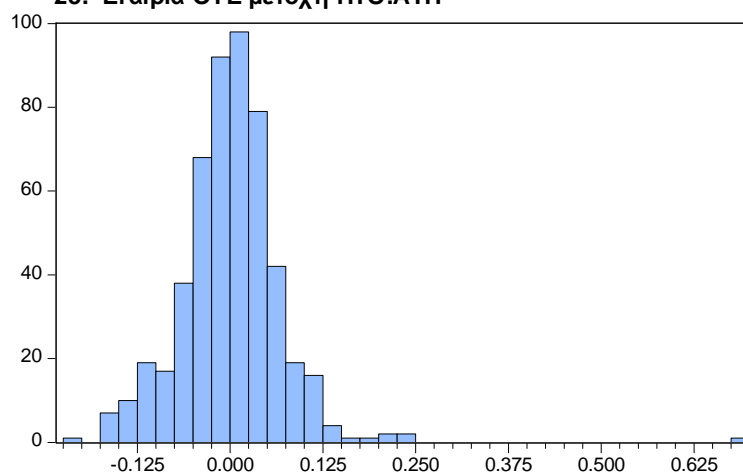


Series: GRIV\_ATH  
 Sample 1/01/2007 12/26/2016  
 Observations 517

Mean 0.000151  
 Median 0.000000  
 Maximum 0.175000  
 Minimum -0.184979  
 Std. Dev. 0.044466  
 Skewness 0.206416  
 Kurtosis 5.369280

Jarque-Bera 124.5953  
 Probability 0.000000

### 23. Εταιρία ΟΤΕ μετοχή ΗΤΟ.ATH

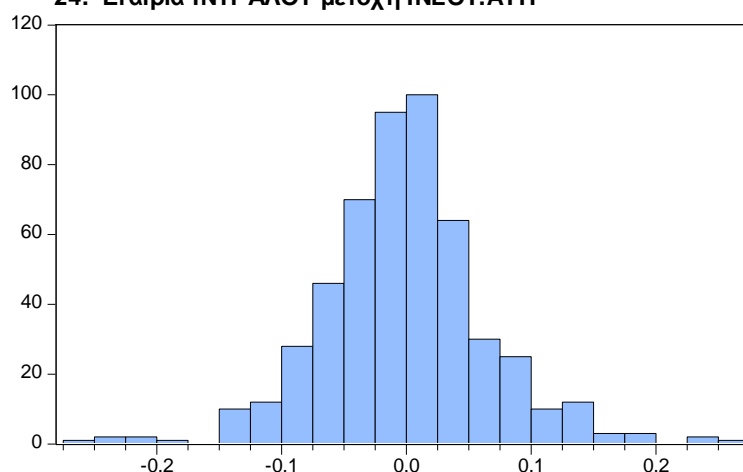


Series: ΗΤΟ\_ATH  
 Sample 1/01/2007 12/26/2016  
 Observations 517

Mean 0.000410  
 Median 0.000000  
 Maximum 0.697674  
 Minimum -0.202970  
 Std. Dev. 0.068972  
 Skewness 1.955811  
 Kurtosis 22.92282

Jarque-Bera 8879.894  
 Probability 0.000000

### 24. Εταιρία ΙΝΤΡΑΛΟΤ μετοχή ΙΝΛΟΤ.ATH

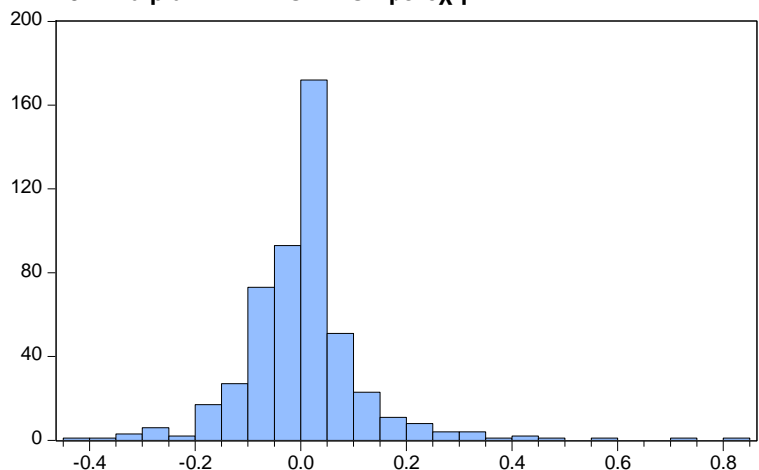


Series: ΙΝΛΟΤ\_ATH  
 Sample 1/01/2007 12/26/2016  
 Observations 517

Mean -0.002514  
 Median -0.004670  
 Maximum 0.269576  
 Minimum -0.269406  
 Std. Dev. 0.066449  
 Skewness 0.130403  
 Kurtosis 4.877328

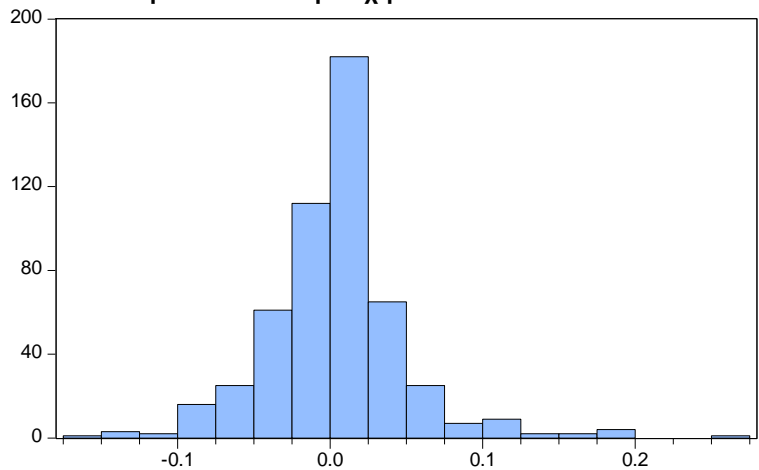
Jarque-Bera 77.38590  
 Probability 0.000000

**25. Εταιρία ΙΝΤΕΛΛ ΟΜΙΛΟΣ μετοχή ΙΝΤΕΚ.ΑΤΗ**



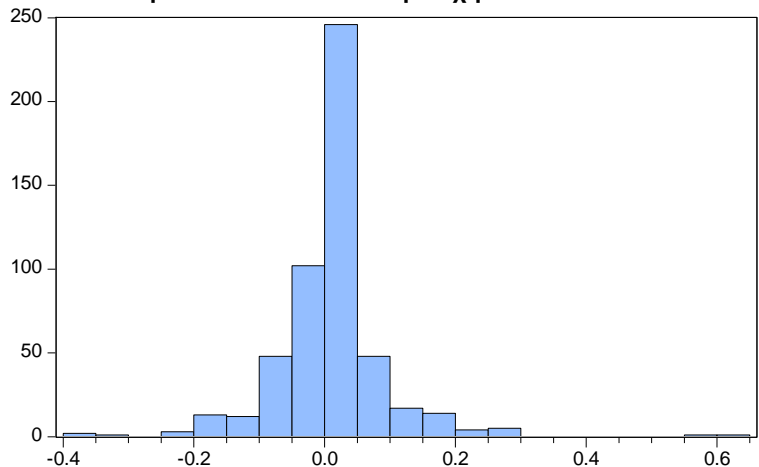
Series: INTEK_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 503	
Mean	0.001775
Median	0.000000
Maximum	0.802817
Minimum	-0.408333
Std. Dev.	0.117643
Skewness	1.510297
Kurtosis	12.01308
Jarque-Bera	1893.787
Probability	0.000000

**26. Εταιρία ΚΑΡΑΤΖΗ μετοχή ΚΑΡΤΖ.ΑΤΗ**



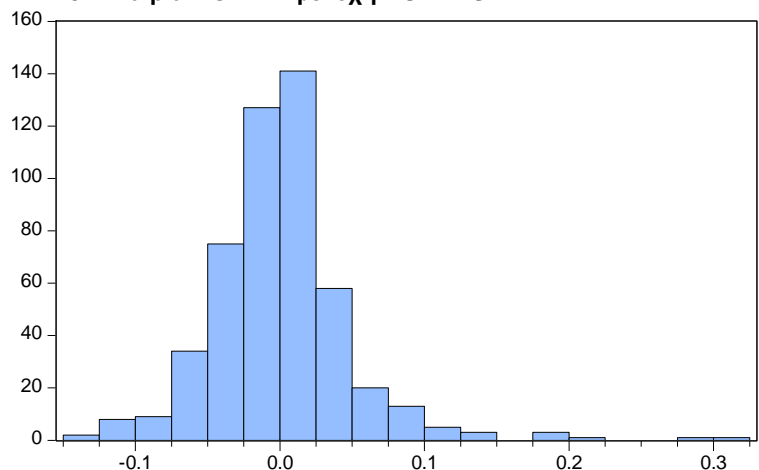
Series: KARTZ_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 517	
Mean	0.002341
Median	0.000000
Maximum	0.253918
Minimum	-0.166667
Std. Dev.	0.046035
Skewness	0.767833
Kurtosis	7.202887
Jarque-Bera	431.3186
Probability	0.000000

**27. Εταιρία ΚΕΠΕΝΟΥ ΜΥΛΟΙ μετοχή ΚΕΡΕΝ.ΑΤΗ**



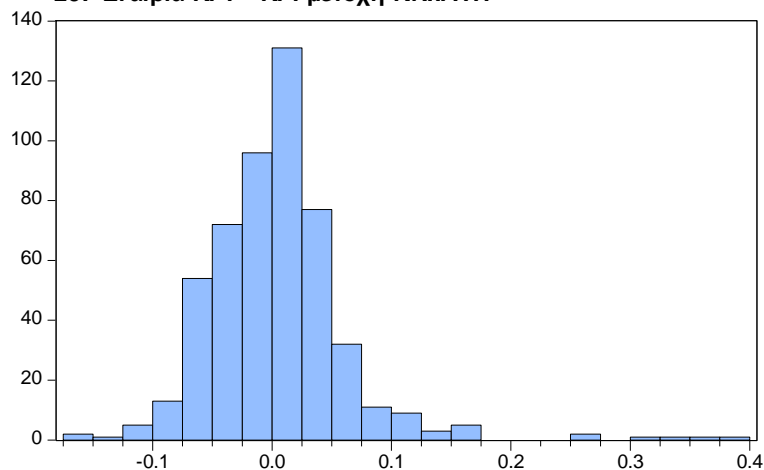
Series: KEPEN_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 517	
Mean	0.004218
Median	0.000000
Maximum	0.649254
Minimum	-0.396450
Std. Dev.	0.087369
Skewness	1.020532
Kurtosis	13.74286
Jarque-Bera	2575.846
Probability	0.000000

### 28. Εταιρία ΚΟΡΡΕΣ μετοχή KORRES.ATH



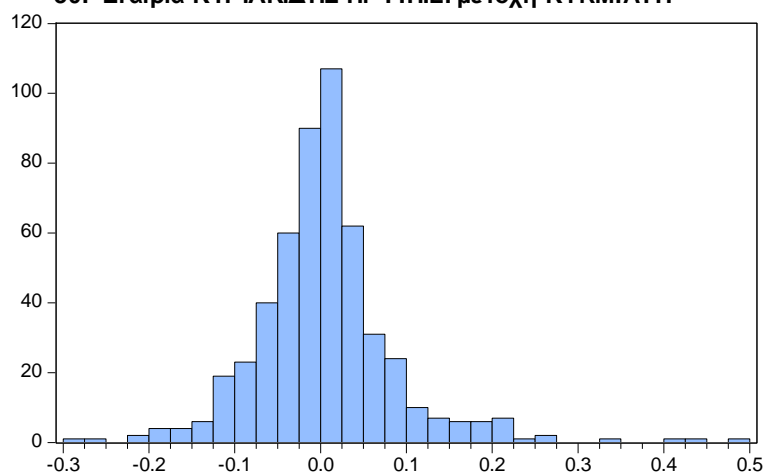
Series:	KORRES_ATH
Sample:	1/01/2007 12/26/2016
Observations:	501
Mean	-0.000537
Median	-0.002242
Maximum	0.307277
Minimum	-0.147198
Std. Dev.	0.048533
Skewness	1.380553
Kurtosis	9.914009
Jarque-Bera	1157.043
Probability	0.000000

### 29. Εταιρία ΚΡΙ – ΚΡΙ μετοχή KRI.ATH



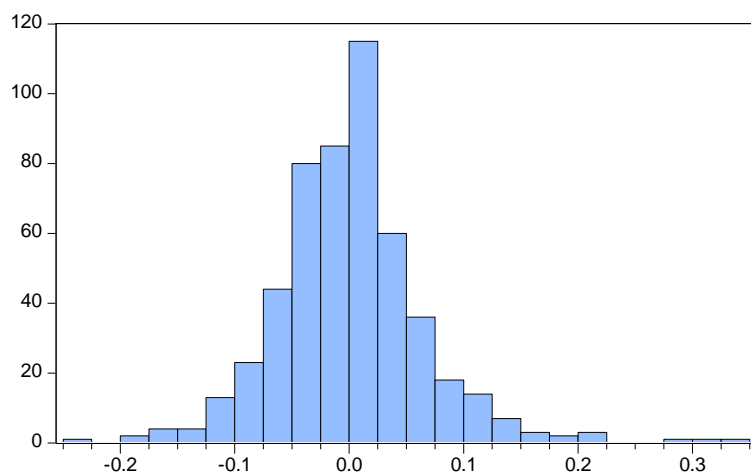
Series:	KRI_ATH
Sample:	1/01/2007 12/26/2016
Observations:	517
Mean	0.003043
Median	0.000000
Maximum	0.393162
Minimum	-0.154477
Std. Dev.	0.059229
Skewness	1.973750
Kurtosis	12.54651
Jarque-Bera	2298.898
Probability	0.000000

### 30. Εταιρία ΚΥΡΙΑΚΙΔΗΣ Η.- F.H.L. μετοχή KYRM.ATH



Series:	KYRM_ATH
Sample:	1/01/2007 12/26/2016
Observations:	517
Mean	0.004098
Median	0.000000
Maximum	0.487032
Minimum	-0.276491
Std. Dev.	0.082460
Skewness	1.140338
Kurtosis	8.521270
Jarque-Bera	768.7338
Probability	0.000000

### 31. Εταιρία LAMDA DEVELOPMENT μετοχή LAMDA.ATH

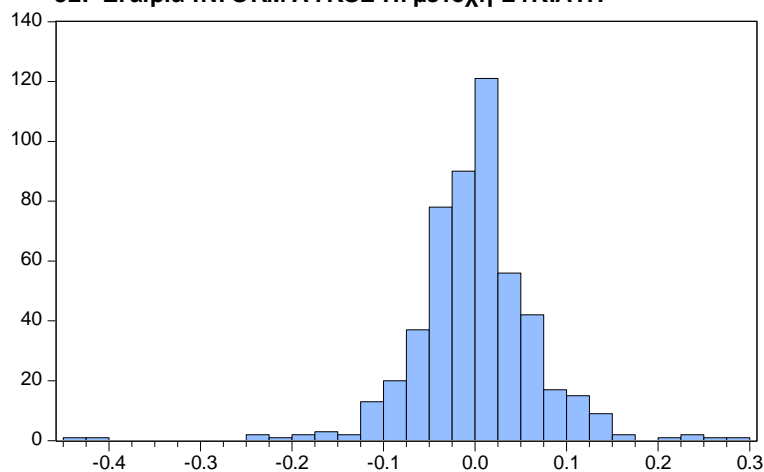


Series: LAMDA\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.000524  
Median 0.000000  
Maximum 0.346749  
Minimum -0.236169  
Std. Dev. 0.065014  
Skewness 0.725806  
Kurtosis 6.600767

Jarque-Bera 324.6911  
Probability 0.000000

### 32. Εταιρία INFORM ΛΥΚΟΣ Π. μετοχή LYK.ATH

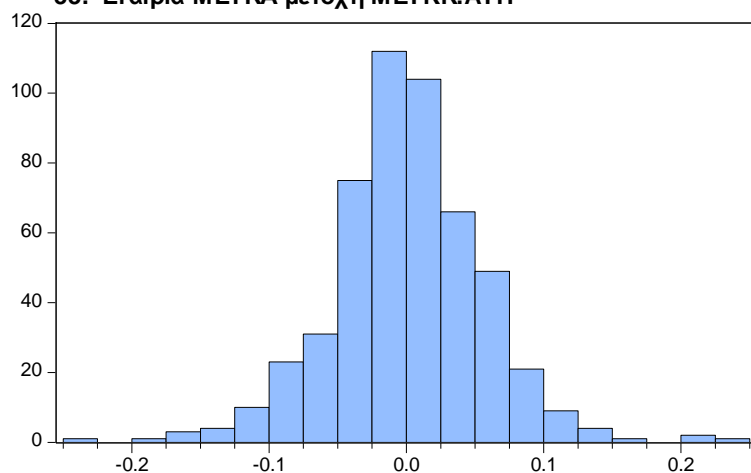


Series: LYK\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean -0.002025  
Median 0.000000  
Maximum 0.278723  
Minimum -0.442453  
Std. Dev. 0.067733  
Skewness -0.674769  
Kurtosis 10.23477

Jarque-Bera 1166.766  
Probability 0.000000

### 33. Εταιρία ΜΕΤΚΑ μετοχή ΜΕΤΚΚ.ATH

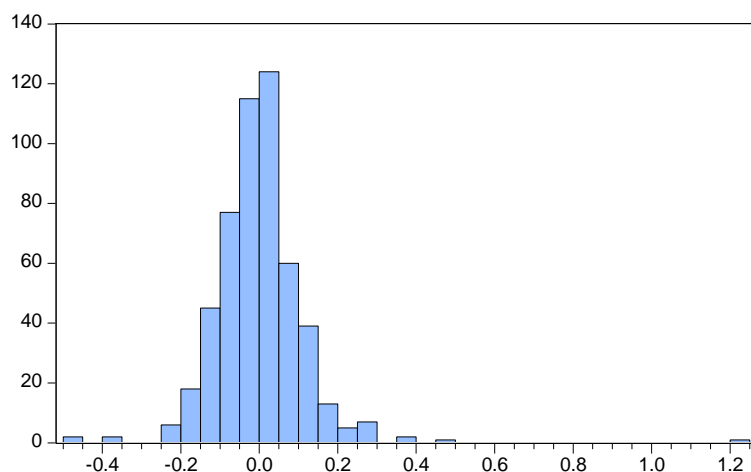


Series: METKK\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.000654  
Median -0.001319  
Maximum 0.239247  
Minimum -0.242953  
Std. Dev. 0.056153  
Skewness 0.048908  
Kurtosis 4.973622

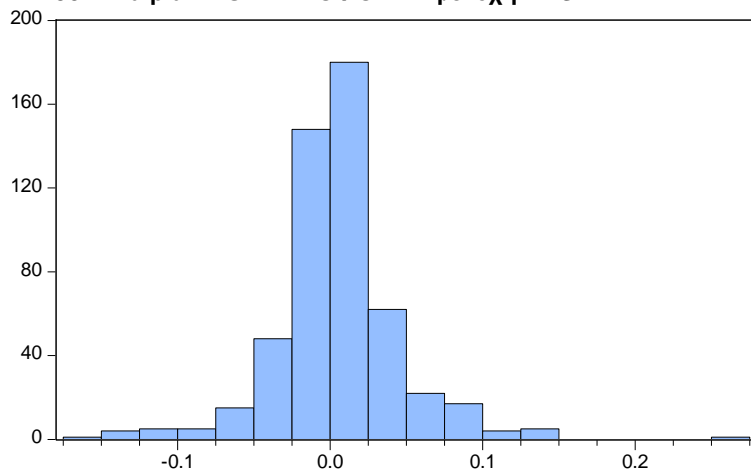
Jarque-Bera 84.11489  
Probability 0.000000

### 34. Εταιρία MARFIN INVESTMENT GROUP μετοχή MIG.ATH



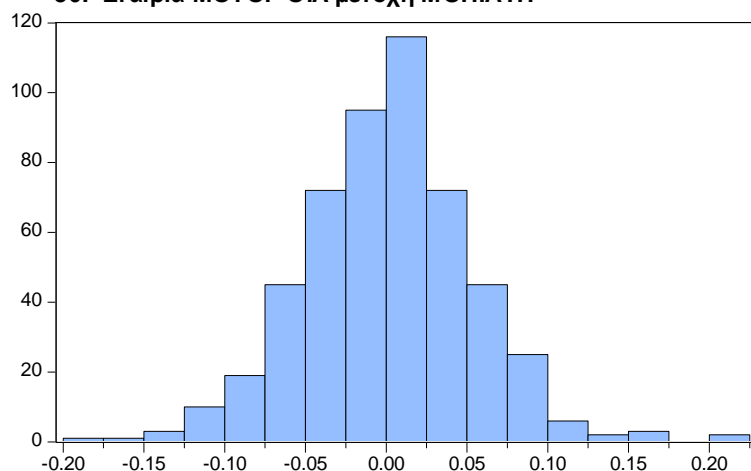
Series:	MIG_ATH
Sample:	1/01/2007 12/26/2016
Observations:	517
Mean	-0.002268
Median	-0.008000
Maximum	1.242941
Minimum	-0.485075
Std. Dev.	0.116175
Skewness	2.384644
Kurtosis	29.28688
Jarque-Bera	15375.28
Probability	0.000000

### 35. Εταιρία MLS ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΚΗ μετοχή MLS.ATH



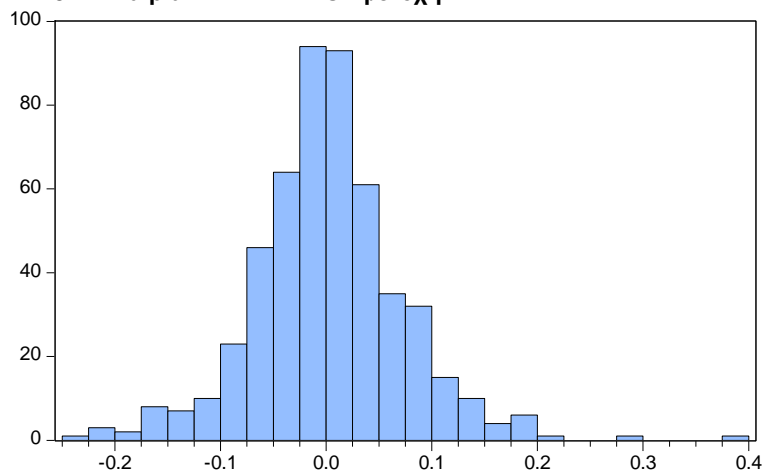
Series:	MLS_ATH
Sample:	1/01/2007 12/26/2016
Observations:	517
Mean	0.003570
Median	0.000000
Maximum	0.271930
Minimum	-0.169034
Std. Dev.	0.041035
Skewness	0.456494
Kurtosis	8.541309
Jarque-Bera	679.4167
Probability	0.000000

### 36. Εταιρία ΜΟΤΟΡ ΟΪΛ μετοχή ΜΟΗ.ΑΤΗ



Series:	MOH_ATH
Sample:	1/01/2007 12/26/2016
Observations:	517
Mean	0.000601
Median	0.001613
Maximum	0.213592
Minimum	-0.198113
Std. Dev.	0.052187
Skewness	0.140808
Kurtosis	4.227010
Jarque-Bera	34.14053
Probability	0.000000

### 37. Εταιρία ΜΥΤΙΛΗΝΑΙΟΣ μετοχή ΜΥΤΙΛ.ΑΤΗ

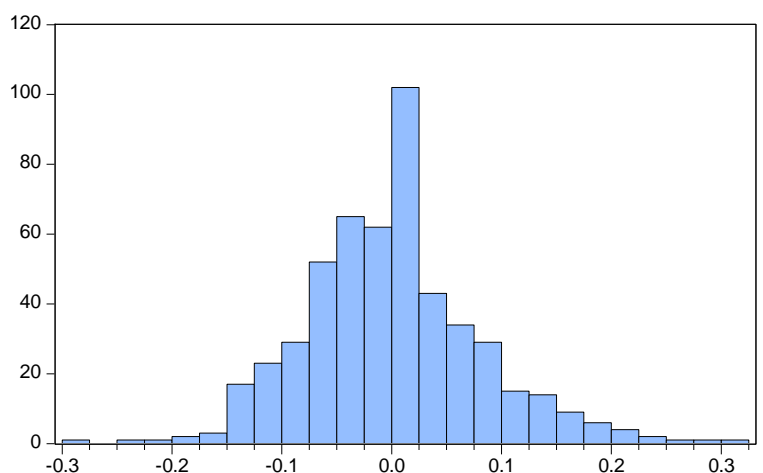


Series: MYTIL\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.001270  
Median 0.000000  
Maximum 0.391304  
Minimum -0.231707  
Std. Dev. 0.071013  
Skewness 0.380734  
Kurtosis 5.510273

Jarque-Bera 148.2348  
Probability 0.000000

### 38. Εταιρία ΕΙΔΗΣΕΟΦΩΝΙΚΗ ΕΛΛΑΣ μετοχή NEWS.ΑΤΗ

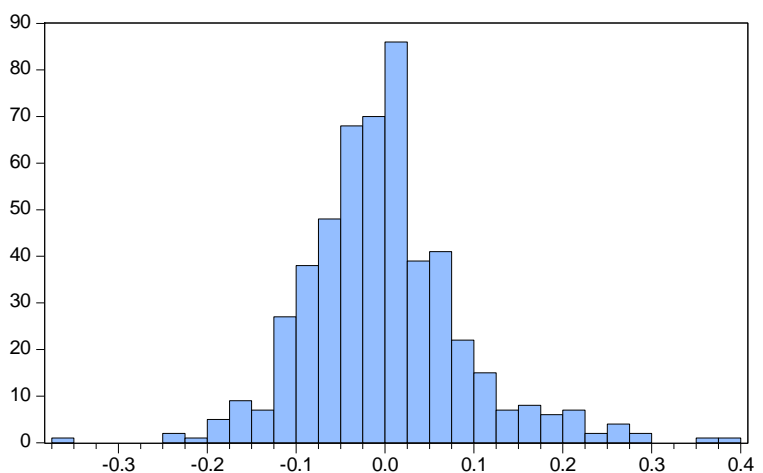


Series: NEWS\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean -0.001203  
Median 0.000000  
Maximum 0.309091  
Minimum -0.276000  
Std. Dev. 0.080085  
Skewness 0.459958  
Kurtosis 4.050824

Jarque-Bera 42.01648  
Probability 0.000000

### 39. Εταιρία ΝΗΡΕΥΣ μετοχή NIR.ΑΤΗ

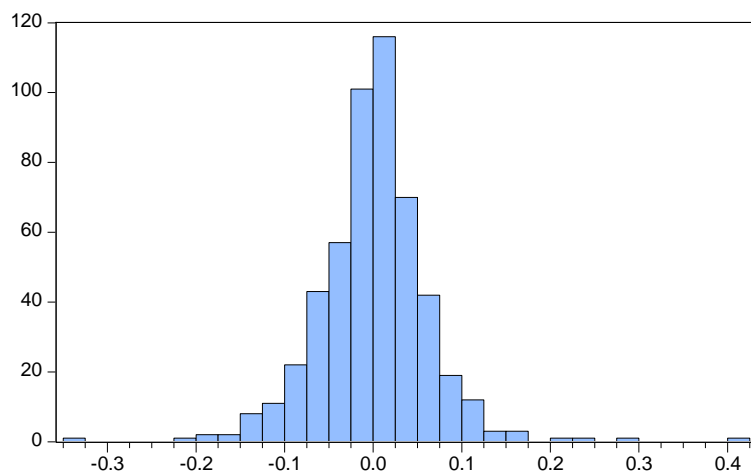


Series: NIR\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean -0.001963  
Median -0.011801  
Maximum 0.396880  
Minimum -0.371134  
Std. Dev. 0.088494  
Skewness 0.660098  
Kurtosis 5.241176

Jarque-Bera 145.7463  
Probability 0.000000

#### 40. Εταιρία ΟΠΑΠ μετοχή ΟΡΑΡ.ΑΤΗ

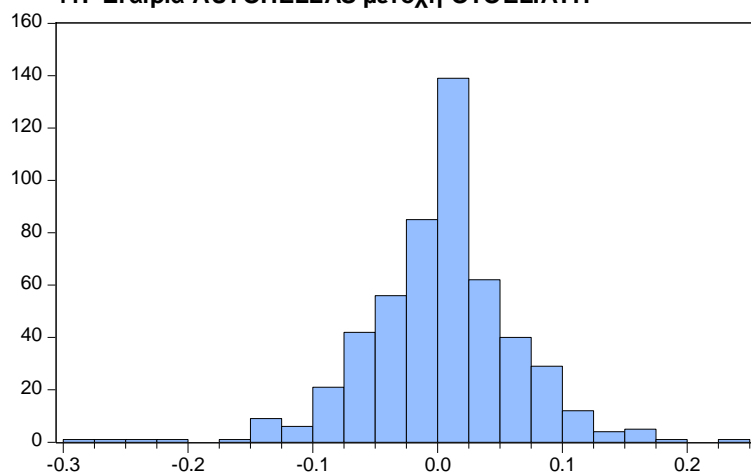


Series: OPAP\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean -0.000459  
Median 0.000763  
Maximum 0.408571  
Minimum -0.327613  
Std. Dev. 0.063243  
Skewness 0.352105  
Kurtosis 8.673770

Jarque-Bera 704.1450  
Probability 0.000000

#### 41. Εταιρία ΑΥΤΟΗΕΛΛΑΣ μετοχή ΟΤΟΕΛ.ΑΤΗ

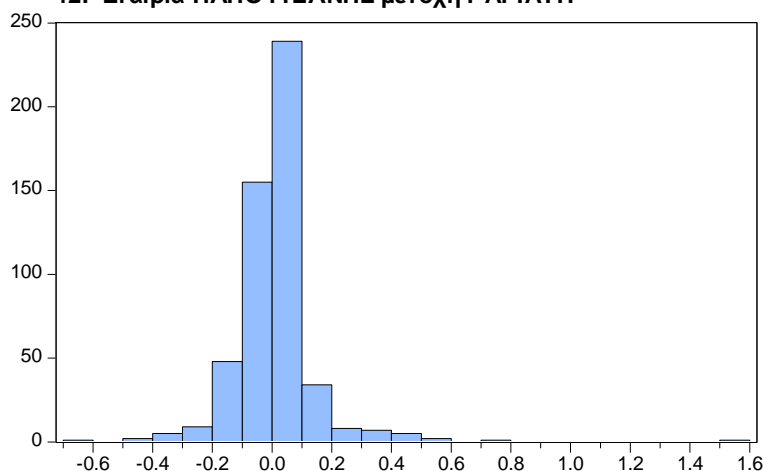


Series: OTOEL\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.001418  
Median 0.000000  
Maximum 0.228346  
Minimum -0.289286  
Std. Dev. 0.059985  
Skewness -0.356310  
Kurtosis 5.555771

Jarque-Bera 151.6489  
Probability 0.000000

#### 42. Εταιρία ΠΑΠΟΥΤΣΑΝΗΣ μετοχή ΡΑΡ.ΑΤΗ



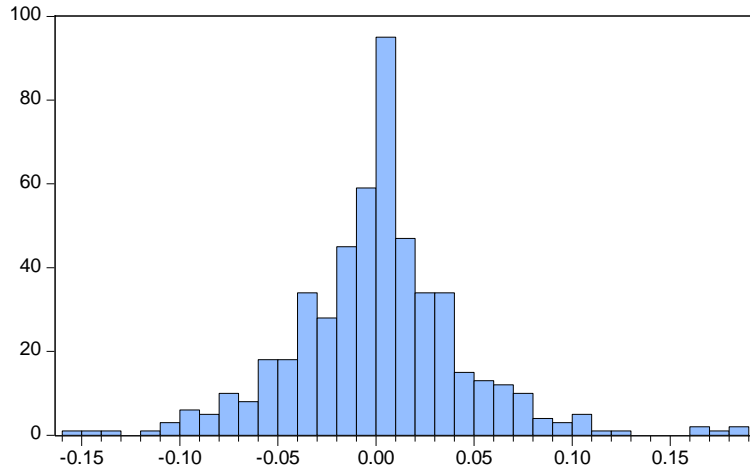
Series: PAP\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.002743  
Median 0.000000  
Maximum 1.522255  
Minimum -0.632479  
Std. Dev. 0.138848  
Skewness 3.038377  
Kurtosis 33.73250

Jarque-Bera 21141.28  
Probability 0.000000



#### 43. Εταιρία ΠΕΤΡΟΠΟΥΛΟΣ ΠΕΤΡΟΣ μετοχή PETRO.ATH

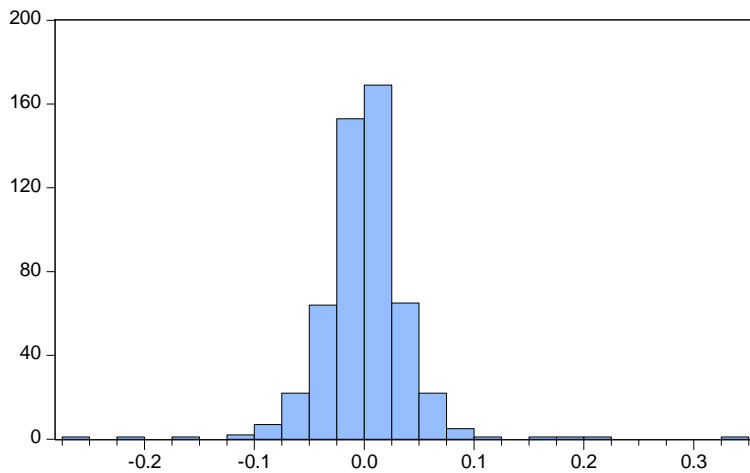


Series: PETRO\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.000578  
Median 0.000000  
Maximum 0.187861  
Minimum -0.156250  
Std. Dev. 0.043799  
Skewness 0.382097  
Kurtosis 5.428770

Jarque-Bera 139.6527  
Probability 0.000000

#### 44. Εταιρία ΠΛΑΙΣΙΟ COMPUTERS μετοχή PLAIS.ATH

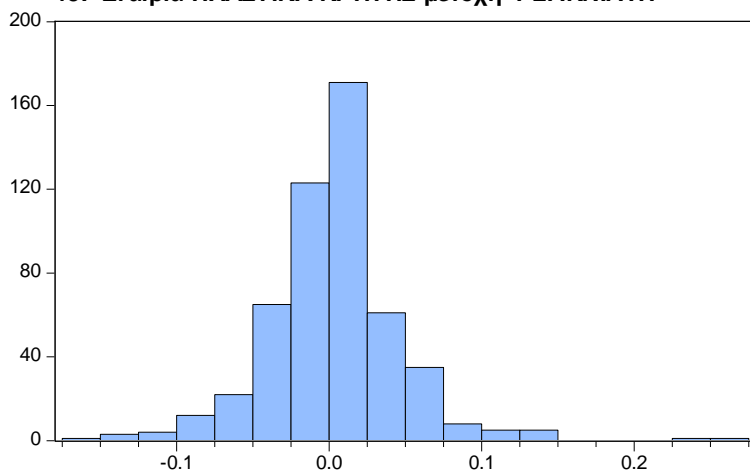


Series: PLAIS\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean -0.000435  
Median 0.000000  
Maximum 0.342857  
Minimum -0.254286  
Std. Dev. 0.041344  
Skewness 0.758933  
Kurtosis 17.84349

Jarque-Bera 4795.886  
Probability 0.000000

#### 45. Εταιρία ΠΛΑΣΤΙΚΑ ΚΡΗΤΗΣ μετοχή PLAKR.ATH

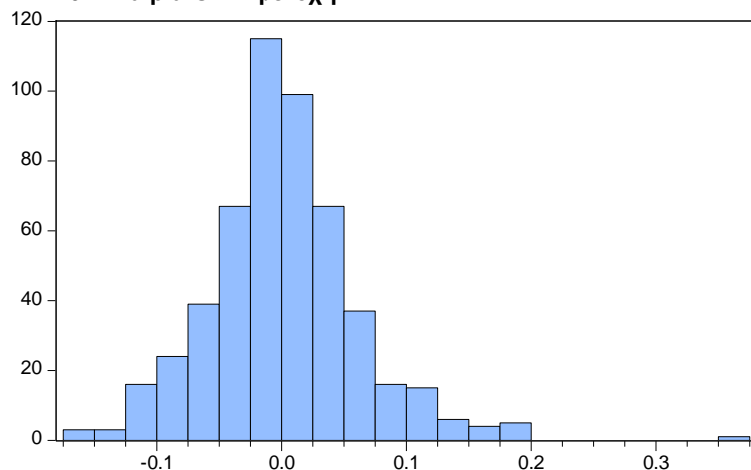


Series: PLAKR\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.002439  
Median 0.000000  
Maximum 0.273350  
Minimum -0.159910  
Std. Dev. 0.043925  
Skewness 0.705244  
Kurtosis 8.458844

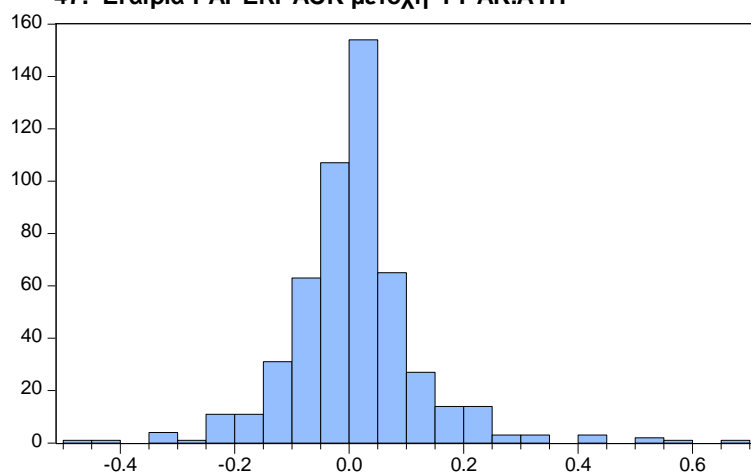
Jarque-Bera 684.7762  
Probability 0.000000

#### 46. Εταιρία ΟΛΠ μετοχή PPA.ATH



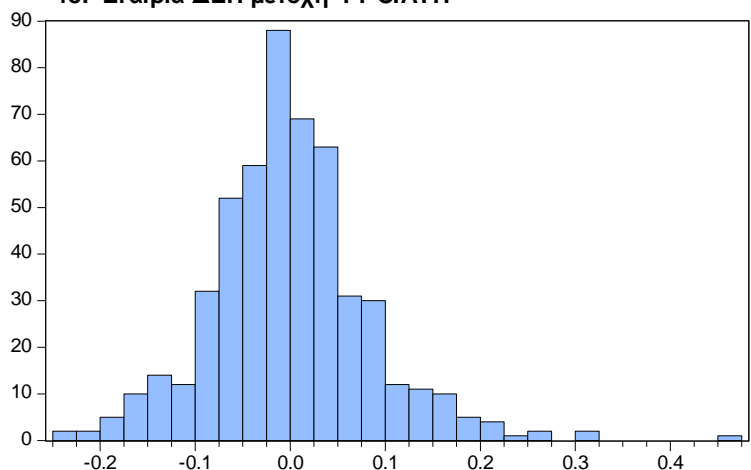
Series: PPA_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 517	
Mean	0.001312
Median	-0.001351
Maximum	0.370818
Minimum	-0.165196
Std. Dev.	0.060128
Skewness	0.697459
Kurtosis	6.069335
Jarque-Bera	244.8558
Probability	0.000000

#### 47. Εταιρία PAPERPACK μετοχή PPAK.ATH



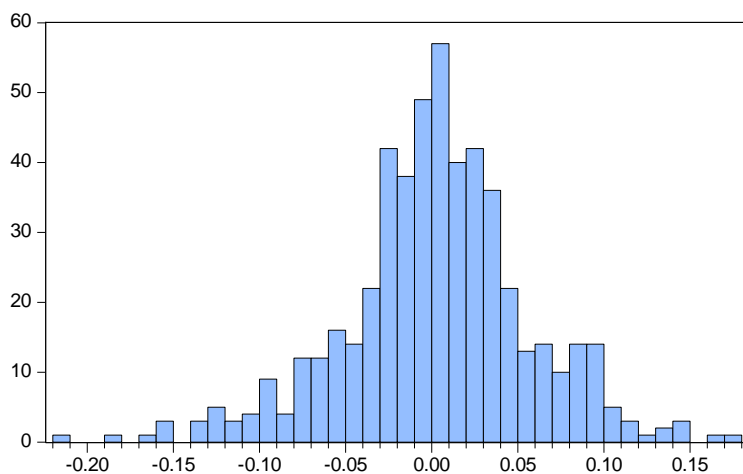
Series: PPAK_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 517	
Mean	0.005776
Median	0.000000
Maximum	0.666667
Minimum	-0.452381
Std. Dev.	0.114966
Skewness	0.886150
Kurtosis	8.683223
Jarque-Bera	763.4382
Probability	0.000000

#### 48. Εταιρία ΔΕΗ μετοχή PPC.ATH



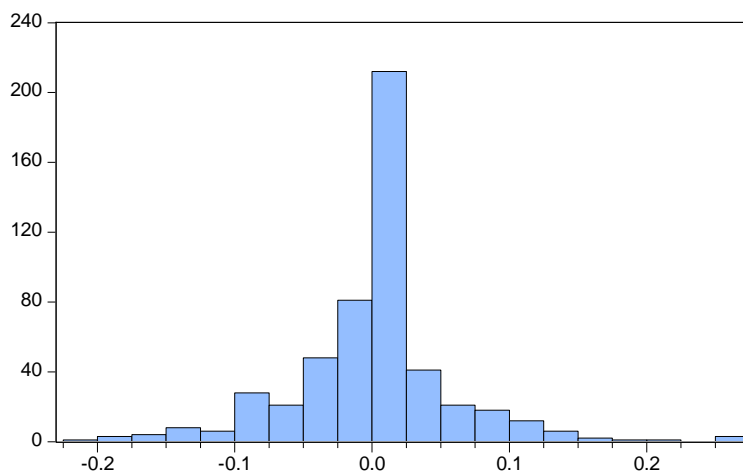
Series: PPC_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 517	
Mean	-0.000139
Median	-0.005249
Maximum	0.471429
Minimum	-0.245752
Std. Dev.	0.084608
Skewness	0.635047
Kurtosis	5.598488
Jarque-Bera	180.2021
Probability	0.000000

**49. Εταιρία ΣΑΡΑΝΤΗΣ ΓΡ. μετοχή SAR.ATH**



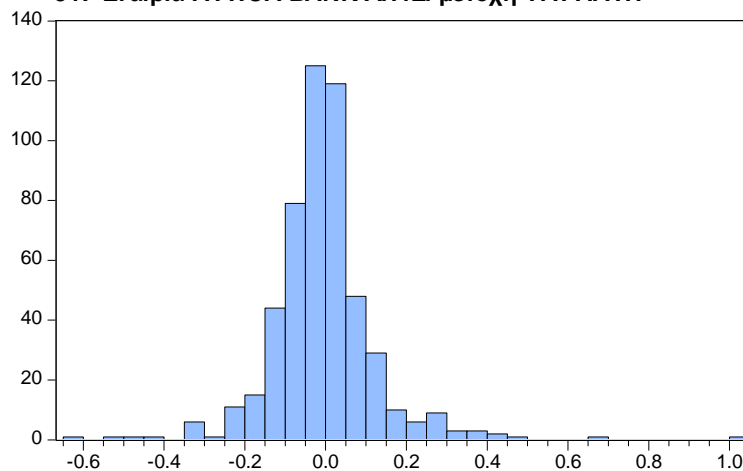
Series: SAR_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 517	
Mean	0.002040
Median	0.001676
Maximum	0.175784
Minimum	-0.212563
Std. Dev.	0.054515
Skewness	-0.243495
Kurtosis	4.091993
Jarque-Bera	30.79613
Probability	0.000000

**50. Εταιρία SPACE HELLAS μετοχή SPACE.ATH**



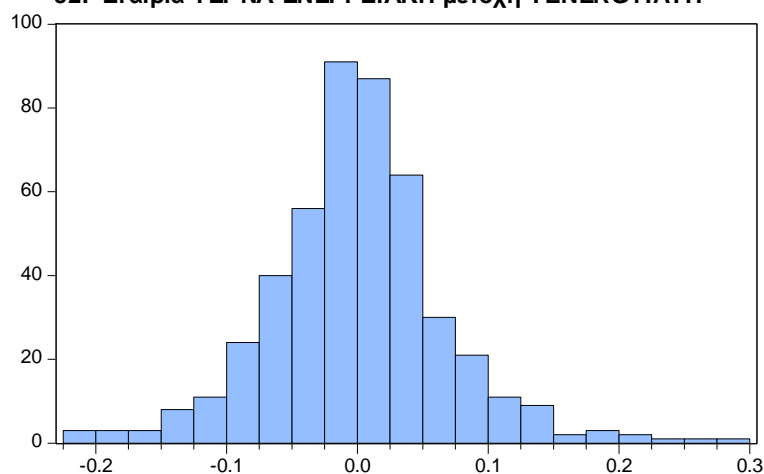
Series: SPACE_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 517	
Mean	-0.002031
Median	0.000000
Maximum	0.260870
Minimum	-0.214660
Std. Dev.	0.058536
Skewness	0.340250
Kurtosis	6.330002
Jarque-Bera	248.8492
Probability	0.000000

**51. Εταιρία ΑΤΤΙΚΑ BANK Α.Τ.Ε. μετοχή TATT.ATH**



Series: TATT_ATH	
Sample 1/01/2007 12/26/2016	
Observations 517	
Mean	-0.007329
Median	-0.018915
Maximum	1.005385
Minimum	-0.606154
Std. Dev.	0.129902
Skewness	1.213458
Kurtosis	13.64608
Jarque-Bera	2568.391
Probability	0.000000

### 52. Εταιρία ΤΕΡΝΑ ΕΝΕΡΓΕΙΑΚΗ μετοχή TENERGY.ATH

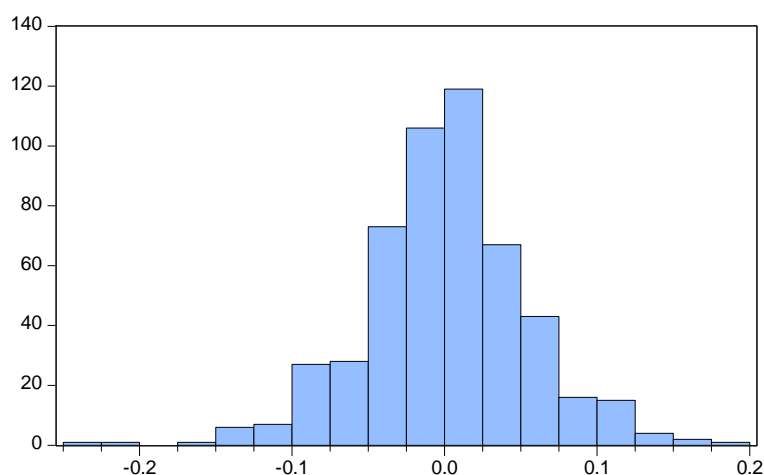


Series: TENERGY\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 471

Mean -0.000295  
Median -0.002740  
Maximum 0.276382  
Minimum -0.218407  
Std. Dev. 0.068191  
Skewness 0.279936  
Kurtosis 4.698747

Jarque-Bera 62.78428  
Probability 0.000000

### 53. Εταιρία ΤΙΤΑΝ μετοχή TITK.ATH

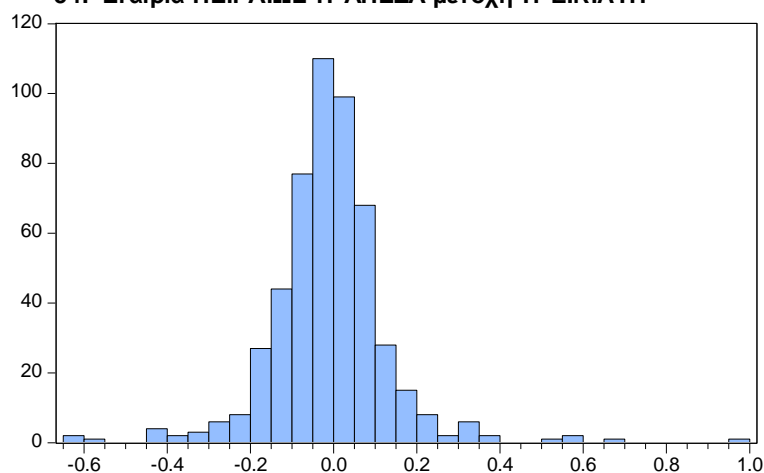


Series: TITK\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean 0.000239  
Median 0.000481  
Maximum 0.191470  
Minimum -0.244759  
Std. Dev. 0.054109  
Skewness -0.140598  
Kurtosis 4.525399

Jarque-Bera 51.82739  
Probability 0.000000

### 54. Εταιρία ΠΕΙΡΑΙΩΣ ΤΡΑΠΕΖΑ μετοχή ΤΡΕΙΡ.ATH



Series: ΤΡΕΙΡ\_ATH  
Sample 1/01/2007 12/26/2016  
Observations 517

Mean -0.010459  
Median -0.011302  
Maximum 0.973844  
Minimum -0.638743  
Std. Dev. 0.140623  
Skewness 0.755608  
Kurtosis 11.51166

Jarque-Bera 1609.853  
Probability 0.000000