



ΔΙΕΘΝΕΣ
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ

ΔΙΕΘΝΕΣ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ
ΤΜΗΜΑ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΑΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ

ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΣΗ, ΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΚΑΙ
ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΑΚΑ ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ

**Αξιολόγηση και Πρόβλεψη Απόδοσης Μετοχής Coca Cola
«Μια Εμπειρική Προσέγγιση»**

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΗ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

του

ΒΑΣΙΛΕΙΟΥ ΠΙΤΣΑΒΑ

Επιβλέπων : Χαΐδω Δριτσάκη
Καθηγήτρια, Π.Δ.Μ

Θεσσαλονίκη, Δεκέμβριος 2023



ΔΙΕΘΝΕΣ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ
ΤΜΗΜΑ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΑΚΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΣΗ, ΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΚΑΙ ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΑΚΑ
ΣΥΣΤΗΜΑΤΑ

Αξιολόγηση και Πρόβλεψη Απόδοσης Μετοχής Coca Cola «Μια Εμπειρική Προσέγγιση»

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΗ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

του

ΒΑΣΙΛΕΙΟΥ ΠΙΤΣΑΒΑ

Επιβλέπων : Χαΐδω Δριτσάκη
Καθηγήτρια, Π.Δ.Μ

Εγκρίθηκε από την τριμελή εξεταστική επιτροπή στις .../.../....

(Υπογραφή)

(Υπογραφή)

(Υπογραφή)

.....
Χαΐδω Δριτσάκη
Καθηγήτρια Π.Δ.Μ.

.....
Ευρίκλεια Χατζηπέτρου
Επικουρη Καθηγήτρια

.....
Παντελής Κυρμίζογλου
Καθηγητής

Θεσσαλονίκη, Δεκέμβριος 2023

(Υπογραφή)

Πιτσάβας Βασίλειος

© date– Allrightsreserved

Ευχαριστίες

Στο σημείο αυτό θα ήθελα να εκφράσω τις ειλικρινείς μου ευχαριστίες προς όλους τους Καθηγητές του Τμήματος Λογιστικής και Πληροφοριακών Συστημάτων της Σχολής Οικονομίας και Διοίκησης του Δ.Π.Α.Ε, για την διδασκαλία και την επαγγελματική τους καθοδήγηση κατά τη διάρκεια αυτών των δύο σχεδόν ετών. Επίσης θα ήθελα να ευχαριστήσω ιδιαίτερω την επιβλέπουσα καθηγήτρια κ. Δριτσάκη Χαϊδω για την αφοσίωση της και την επιμέλεια που επέδειξε κατά την υποστήριξη της διπλωματικής εργασίας μου.

Τέλος ήθελα να ευχαριστήσω θερμά την σύζυγό μου, Μελίνα, για την υπομονή της και την αμέριστη υποστήριξή της κατά τη διάρκεια αυτής της πορείας.

Περίληψη

Η παρούσα διπλωματική εργασία εστιάζει στη θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς και τους συναφείς επενδυτικούς κινδύνους που συνδέονται με αυτήν. Εξετάζονται διάφορα είδη της θεωρίας, αναλύονται πιθανές ανωμαλίες και διερευνώνται οι επενδυτικοί κίνδυνοι που επηρεάζουν αυτές τις αγορές. Επιπλέον, πραγματοποιείται μια εκτενής ανασκόπηση σημαντικών ερευνητικών εργασιών που εξετάζουν την ανάλυση και πρόβλεψη της απόδοσης μετοχών, υιοθετώντας τόσο κλασικές όσο και πιο σύγχρονες μεθοδολογίες.

Η ανάλυση πραγματοποιήθηκε μέσω ημερήσιων παρατηρήσεων της απόδοσης της τιμής κλεισίματος της μετοχής της Coca Cola και του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ). Τα δεδομένα αντλήθηκαν από την βάση της Yahoo Finance, για το διάστημα από τον Απρίλιο του 2016 έως και τον Απρίλιο του 2023 και οι εκτιμήσεις υπολογίστηκαν με την χρήση του οικονομετρικού λογισμικού Eviews12.

Αρχικά αναλύθηκαν βασικές έννοιες και μεθοδολογίες που είναι ουσιώδεις για την κατανόηση της οικονομικής ανάλυσης, καθώς και τα περιγραφικά στατιστικά των αποδόσεων της εξεταζόμενης μετοχής και του Γενικού Δείκτη. Στην συνέχεια πραγματοποιήθηκε ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (ADF) στις προαναφερόμενες μεταβλητές, σύμφωνα με τον οποίο καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι και οι δυο μεταβλητές είναι στάσιμες στα επίπεδα τους. Έπειτα χρησιμοποιώντας το μονομεταβλητό υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM) αναλύθηκε ο συστηματικός κίνδυνος της απόδοσης της μετοχής της Coca Cola, καταλήγοντας στο συμπέρασμα πως πρόκειται για μια αμυντική μετοχή, η οποία παρουσιάζει θετική συσχέτιση με την αγορά.

Τέλος με την χρήση των υποδειγμάτων ARIMA, καθώς και των υποδειγμάτων της οικογένειας ARCH-GARCH καταλήξαμε στην κατασκευή και επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος ARIMA-ARCH, ARIMA-GARCH, το οποίο χρησιμοποιήθηκε στην ανάλυση και την πρόβλεψη των δεδομένων. Από την ανάλυση των δεδομένων προέκυψε ότι, οι αποδόσεις των τιμών της εξεταζόμενης μετοχής (αλλά και του ΓΔ) δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου (random walk) και επομένως η υπόθεση της αποτελεσματικότητας του ΧΑΑ στην ασθενή μορφή της πρέπει να απορριφθεί. Επιπλέον προέκυψε ότι το υπόδειγμα ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) εμφανίζει την καλύτερη απόδοση

για την πρόβλεψη των τιμών της Coca-Cola. Ειδικότερα η στατική μέθοδος πρόβλεψης έδειξε καλύτερα αποτελέσματα σε σύγκριση με τη δυναμική, καθώς προσέγγισε καλύτερα τις πραγματικές τιμές.

Λέξεις Κλειδιά: Κίνδυνος, Θεωρία Αποτελεσματικής Αγοράς, Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) και Συντελεστής Beta, Χρονικές Σειρές, Επαυξημένος Έλεγχος Dickey-Fuller (ADF), Υποδείγματα ARIMA, Υποδείγματα ARCH-GARCH.

Abstract

The aim of this study focuses on the theory of Efficient Market Hypothesis and the related investment risks associated with it. It examines various types of theories, analyzes potential anomalies, and investigates the investment risks affecting these markets. Furthermore, it provides an extensive review of significant research works that explore the analysis and prediction of stocks return, adopting both classical and modern methodologies. The analysis was conducted through daily observations of the closing price performance of Coca-Cola's stock and the General Index of the Athens Stock Exchange (ASE). Data was sourced from Yahoo Finance, covering the period from April 2016 to April 2023, and the estimations were calculated using the econometric software Eviews12.

Initially, fundamental concepts and methodologies essential for understanding economic analysis were analyzed, along with the descriptive statistics of the examined stock's performance and the General Index. Subsequently, an augmented Dickey-Fuller (ADF) test was performed on the aforementioned variables, concluding that both variables are stationary at their levels. Then, using the single-factor Capital Asset Pricing Model (CAPM), the systematic risk of Coca-Cola's stock performance was analyzed, concluding that it is a defensive stock showing a positive correlation with the market.

Finally, using ARIMA models and ARCH-GARCH models, a suitable ARIMA-ARCH, ARIMA-GARCH model was selected and constructed, used in the analysis and prediction of the data. From the data analysis, it was found that both the stock returns of the examined stock and the General Index do not follow a random walk process, and thus, the hypothesis of the ASE efficiency in its weak form needs to be rejected. Moreover, it was revealed that the ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) model exhibits the best performance in predicting Coca-Cola's prices. Specifically, the static prediction method demonstrated better results compared to the dynamic one, as it provided a better approximation of the actual values.

Keywords: Risk, Efficient Market Hypothesis (EMH), Capital Asset Pricing Model (CAPM) and Beta Coefficient, Time Series, Test Augmented Dickey-Fuller (ADF), ARIMA Models, ARCH-GARCH Models.

Πίνακας περιεχομένων

Ευχαριστίες

Περίληψη i

Abstract..... iii

Πίνακας περιεχομένων iv

Ευρετήριο Διαγραμμάτων vi

Ευρετήριο Πινάκων..... viii

Κεφάλαιο 1^ο - Εισαγωγή 1

1.1 Γενικά 1

1.2 Σκοπός και στόχοι της διπλωματικής 2

Κεφάλαιο 2^ο – Βασικές έννοιες και Βιβλιογραφική ανασκόπηση 5

2.1 Εισαγωγή 5

2.2 Θεωρία αποτελεσματικής αγοράς..... 5

2.2.1 Είδη αποτελεσματικής αγοράς 6

2.2.2 Ανωμαλίες αποτελεσματικής αγοράς..... 7

2.3 Εμπειρικές μελέτες 9

Κεφάλαιο 3^ο – Θεωρητικό Υπόβαθρο 24

3.1 Εισαγωγή 24

3.2 Απόδοση χαρτοφυλακίου..... 24

3.3 Εκτίμηση αναμενόμενης απόδοσης 25

3.4 Κίνδυνος και μέτρα μέτρησης του 27

3.4.1 Διακύμανση και τυπική απόκλιση..... 28

3.4.2 Μεταβλητότητα..... 29

3.5 Συντελεστής συστηματικού κινδύνου (Beta)..... 31

3.6 Υπόδειγμα CAPM..... 32

3.7 Χρονολογικές σειρές (χρονοσειρές) 33

3.7.1 Διάκριση χρονοσειρών 34

3.7.2 Λευκός θόρυβος και τυχαίος περίπατος..... 34

3.7.3 Χαρακτηριστικά και υποδείγματα χρονοσειρών..... 36

3.7.4	Σημαντικές παραδοχές και στατιστικά φαινόμενα στη ανάλυση χρονοσειρών	39
3.8	Υποδείγματα ARMA-ARIMA.....	41
3.8.1	Αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα AR(p).....	42
3.8.2	Υπόδειγμα κινητού μέσου MA(q).....	43
3.8.3	Εποχικά υποδείγματα ARIMA(p,d,q)	44
3.8.4	Συνάρτηση ACF και PACF.....	46
3.9	Υποδείγματα ARCH - GARCH.....	47
3.9.1	Υποδείγματα ARCH	48
3.9.2	Υποδείγματα GARCH.....	49
Κεφάλαιο 4^ο	– Μεθοδολογία Έρευνας	51
4.1	Εισαγωγή	51
4.2	Απόδοση μετοχών βάσει υποδείγματος CAPM.....	51
4.3	Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares)	52
4.3.1	Στατιστικό Jarque-Bera	53
4.4	Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (Unit Root Test).....	53
4.4.1	Έλεγχος επαυξημένου DF (Augmented Dickey-Fuller)	54
4.5	Κατασκευή υποδείγματος ARIMA-ARCH, ARIMA-GARCH.....	55
Κεφάλαιο 5^ο	– Δεδομένα και Ανάλυση Αποτελεσμάτων.....	63
5.1	Εισαγωγή	63
5.2	Εμπειρικά αποτελέσματα.....	64
5.2.1	Περιγραφικά στατιστικά μετοχών.....	64
5.2.2	Έλεγχος στασιμότητας χρονοσειράς.....	68
5.2.3	Αξιολόγηση και ανάλυση κινδύνου	69
5.2.4	Έλεγχος στάσιμης χρονοσειράς και επιλογή υποδείγματος AR(I)MA.....	70
5.2.5	Εκτίμηση και διαγνωστικοί έλεγχοι υποδειγμάτων ARIMA-ARCH και ARIMA-GARCH.....	72
5.2.6	Επιλογή κατάλληλου υποδείγματος και διενέργεια προβλέψεων	86
Κεφάλαιο 6^ο	- Συμπεράσματα και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα	90
Παράρτημα		104

Ευρετήριο Διαγραμμάτων

Διάγραμμα 1: Τυχαίος περίπατος και στάσιμη χρονοσειρά	36
Διάγραμμα 2: Ιστόγραμμα και περιγραφικά στατιστικά αποδόσεων μετοχής Coca Cola	67
Διάγραμμα 3: Κατανομή αποδόσεων μετοχής Coca Cola.....	67
Διάγραμμα 4: Ιστόγραμμα και περιγραφικά στατιστικά αποδόσεων Γενικού Δείκτη ΧΑΑ ...	67
Διάγραμμα 5: Κατανομή αποδόσεων Γενικού Δείκτη ΧΑΑ.....	68
Διάγραμμα 6: Δυναμική πρόβλεψη του υποδείγματος ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) για τις αποδόσεις των τιμών της Coca Cola	86
Διάγραμμα 7: Στατική πρόβλεψη του υποδείγματος ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) για τις αποδόσεις των τιμών της Coca Cola	87
Διάγραμμα 8: Δυναμική πρόβλεψη του τροποποιημένου υποδείγματος ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) για τις αποδόσεις των τιμών της Coca Cola.....	88
Διάγραμμα 9: Στατική πρόβλεψη του τροποποιημένου υποδείγματος ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) για τις αποδόσεις των τιμών της Coca Cola.....	89
Διάγραμμα 10: Ιστόγραμμα τιμών κλεισίματος μετοχής Coca Cola.....	104
Διάγραμμα 11: Ιστόγραμμα αποδόσεων μετοχής Coca Cola.....	104
Διάγραμμα 12: Ιστόγραμμα τιμών κλεισίματος Γενικού Δείκτη	105
Διάγραμμα 13: Ιστόγραμμα αποδόσεων Γενικού Δείκτη.....	105
Διάγραμμα 14: Συγκριτικό ιστόγραμμα τιμών κλεισίματος μετοχής Coca Cola & Γενικού Δείκτη.....	106
Διάγραμμα 15: Συγκριτικό ιστόγραμμα αποδόσεων μετοχής Coca Cola & Γενικού Δείκτη.....	106
Διάγραμμα 16: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή normal	120
Διάγραμμα 17: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή t-student's	122
Διάγραμμα 18: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή generalized error	124
Διάγραμμα 19: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal	126
Διάγραμμα 20: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's.....	128

Διάγραμμα 21: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error	130
Διάγραμμα 22: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή normal	132
Διάγραμμα 23: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's.....	134
Διάγραμμα 24: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error	136
Διάγραμμα 25: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή normal.....	138
Διάγραμμα 26: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή t-student's.....	140
Διάγραμμα 27: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή generalized error.....	142
Διάγραμμα 28: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή normal	144
Διάγραμμα 29: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's.....	146
Διάγραμμα 30: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error	148
Διάγραμμα 31: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal	150
Διάγραμμα 32: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's.....	152
Διάγραμμα 33: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error	154
Διάγραμμα 34: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal	157

Ευρετήριο Πινάκων

Πίνακας 1: Περιγραφικά στατιστικά απόδοσης μετοχής Coca Cola & Γενικού Δείκτη.....	64
Πίνακας 2: Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ADF.....	68
Πίνακας 3: Αποτελέσματα ανάλυσης κινδύνου απόδοσης μετοχής Coca Cola.....	69
Πίνακας 4: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA.....	71
Πίνακας 5: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(2).....	73
Πίνακας 6: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3).....	74
Πίνακας 7: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,6)-ARCH(1).....	75
Πίνακας 8: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,6)-ARCH(2).....	76
Πίνακας 9: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3,0,1)-ARCH(2).....	77
Πίνακας 10: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,3)-ARCH(2).....	78
Πίνακας 11: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-ARCH(1).....	79
Πίνακας 12: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-ARCH(2).....	80
Πίνακας 13: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2).....	81
Πίνακας 14: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1).....	82
Πίνακας 15: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,2).....	83
Πίνακας 16: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1).....	84
Πίνακας 17: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2).....	85
Πίνακας 18: Περιγραφικά στατιστικά απόδοσης μετοχής Coca Cola και Γενικού Δείκτη....	107
Πίνακας 19: Αποτελέσματα ανάλυσης κινδύνου απόδοσης μετοχής Coca Cola.....	107
Πίνακας 20: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF χωρίς σταθερό όρο και χρονική τάση Coca Cola.....	108
Πίνακας 21: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF με σταθερό όρο Coca Cola.....	108
Πίνακας 22: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF με σταθερό όρο και χρονική τάση Coca Cola.....	109
Πίνακας 23: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF χωρίς σταθερό όρο και χρονική τάση Γενικού Δείκτη.....	109
Πίνακας 24: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF με σταθερό όρο Γενικού Δείκτη.....	109
Πίνακας 25: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF με σταθερό όρο και χρονική τάση Γενικού Δείκτη.....	110

Πίνακας 26: Συσχετίσεις της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των αποδόσεων της Coca Cola.....	110
Πίνακας 27: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1, 0, 0).....	111
Πίνακας 28: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3, 0, 0).....	111
Πίνακας 29: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(4, 0, 0).....	111
Πίνακας 30: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6, 0, 0).....	112
Πίνακας 31: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(11, 0, 0).....	112
Πίνακας 32: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0, 0, 1).....	112
Πίνακας 33: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0, 0, 3).....	113
Πίνακας 34: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0, 0, 6).....	113
Πίνακας 35: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0, 0, 11).....	113
Πίνακας 36: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1, 0, 3).....	114
Πίνακας 37: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1, 0, 6).....	114
Πίνακας 38: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1, 0, 11).....	114
Πίνακας 39: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3, 0, 1).....	115
Πίνακας 40: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3, 0, 3).....	115
Πίνακας 41: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3, 0, 6).....	115
Πίνακας 42: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3, 0, 11).....	116
Πίνακας 43: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(4, 0, 1).....	116
Πίνακας 44: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(4, 0, 3).....	116
Πίνακας 45: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(4, 0, 6).....	117
Πίνακας 46: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(4, 0, 11).....	117
Πίνακας 47: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6, 0, 1).....	117
Πίνακας 48: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6, 0, 3).....	118
Πίνακας 49: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6, 0, 11).....	118
Πίνακας 50: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(11, 0, 1).....	118
Πίνακας 51: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(11, 0, 3).....	119
Πίνακας 52: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(11, 0, 6).....	119
Πίνακας 53: Συσχετίσεις της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των τετραγώνων των αποδόσεων της Coca Cola	119
Πίνακας 54: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή normal	120

Πίνακας 55: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή normal	120
Πίνακας 56: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή normal.....	121
Πίνακας 57: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3) ARCH(3)-κατανομή t-student's	122
Πίνακας 58: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή t-student's	122
Πίνακας 59: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή t-student's.....	123
Πίνακας 60: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3) ARCH(3)-κατανομή generalized error	124
Πίνακας 61: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή generalized error	124
Πίνακας 62: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή generalized error.....	125
Πίνακας 63: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal.....	126
Πίνακας 64: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal	126
Πίνακας 65: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal	127
Πίνακας 66: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's	128
Πίνακας 67: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's.....	128
Πίνακας 68: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's	129
Πίνακας 69: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error	130
Πίνακας 70: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error	130
Πίνακας 71: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error	131

Πίνακας 72: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή normal.....	132
Πίνακας 73: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή normal	132
Πίνακας 74: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή normal	133
Πίνακας 75: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's	134
Πίνακας 76: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's.....	134
Πίνακας 77: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's	135
Πίνακας 78: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error.....	136
Πίνακας 79: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error	136
Πίνακας 80: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error	137
Πίνακας 81: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή normal.....	138
Πίνακας 82: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή normal.....	138
Πίνακας 83: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή normal	139
Πίνακας 84: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή t-student's	140
Πίνακας 85: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή t-student's	140
Πίνακας 86: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή t-student's.....	141
Πίνακας 87: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή generalized error.....	142
Πίνακας 88: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή generalized error.....	142

Πίνακας 89: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCh(1,2) κατανομή generalized error	143
Πίνακας 90: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA (0,0,1)-GARCh(1,1) κατανομή normal.....	144
Πίνακας 91: Τεστ τετραγώνων(squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,1) κατανομή normal	144
Πίνακας 92: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,1) κατανομή normal	145
Πίνακας 93: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,1) κατανομή t-student's	146
Πίνακας 94: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,1) κατανομή t-student's.....	146
Πίνακας 95: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,1) κατανομή t-student's	147
Πίνακας 96: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,1) κατανομή generalized error.....	148
Πίνακας 97: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,1) κατανομή generalized error	148
Πίνακας 98: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,1) κατανομή generalized error	149
Πίνακας 99: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,2) κατανομή normal.....	150
Πίνακας 100: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,2) κατανομή normal	150
Πίνακας 101: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,2) κατανομή normal	151
Πίνακας 102: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,2) κατανομή t-student's.....	152
Πίνακας 103: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,2) κατανομή t-student's.....	152
Πίνακας 104: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,2) κατανομή t-student's	153
Πίνακας 105: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCh(1,2) κατανομή generalized error	154

Πίνακας 106: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error	154
Πίνακας 107: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error	155
Πίνακας 108: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal (τροποποιημένα δεδομένα)	156
Πίνακας 109: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal	156
Πίνακας 110: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal.....	157

Κεφάλαιο 1^ο - Εισαγωγή

1.1 Γενικά

Τα χρηματοοικονομικά είναι ο κλάδος των οικονομικών που ασχολείται με την εύρεση και διαχείριση των κεφαλαίων λαμβάνοντας υπόψη το ρίσκο απόδοσης των κεφαλαίων (Δριτσάκης κ.ά., 2022). Γενικότερα μπορούμε να πούμε πως τα χρηματοοικονομικά είναι η μελέτη του τρόπου με τον οποίο οι άνθρωποι και οι επιχειρήσεις αξιολογούν τις επενδύσεις τους και προσπαθούν να αντλήσουν κεφάλαια για να τις πραγματοποιήσουν (Sheridan Titman κ.ά., 2015).

Το θέμα της παρούσας εργασίας αφορά την ανάλυση του κινδύνου και την πρόβλεψη της μετοχής «Coca Cola» του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ). Η ανάλυση κινδύνου και πρόβλεψη των μετοχών είναι ένα σημαντικό θέμα για τους επενδυτές και τους επαγγελματίες της χρηματοοικονομικής αγοράς. Οι επενδυτές αναζητούν ασφαλής επενδύσεις με μεγάλη απόδοση και συχνά βασίζονται στην αξιολόγηση των κινδύνων και των προοπτικών των εταιριών για να λάβουν αποφάσεις επένδυσης. Οι επαγγελματίες της χρηματοοικονομικής αγοράς χρησιμοποιούν τέτοιες αναλύσεις για να κατανοήσουν τις εξελίξεις στην αγορά και να συμβουλεύουν τους πελάτες τους σχετικά με τις επενδύσεις.

Αρχικά, στην εν λόγω εργασία θα παρουσιαστεί η θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς και οι διάφορες μέθοδοι που χρησιμοποιούνται για την αξιολόγηση των μετοχών. Για την αξιολόγηση και ερμηνεία των δεδομένων, θα χρησιμοποιηθούν μετρικές όπως η μέση τιμή, η τυπική απόκλιση, ο δείκτης ασυμμετρίας (skewness), η κυρτότητα (kurtosis), το τεστ κανονικότητας (Jarque-Bera), ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller, ο συντελεστής βήτα (beta) και ο συντελεστής άλφα (alpha).

Στη συνέχεια, θα εξεταστεί η χρήση διαφόρων υποδειγμάτων που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη της απόδοσης της επιλεγμένης μετοχής. Ειδικότερα θα χρησιμοποιηθούν τα μοντέλα μηχανικής μάθησης, όπως τα υποδείγματα αυτοπαλίνδρομου ολοκληρωμένου κινητού μέσου όρου (Autoregressive Integrated Moving Average ή ARIMA), τα αυτοπαλίνδρομα μοντέλα ετεροσκεδαστικότητας (Autoregressive Conditional

Heteroscedasticity ή ARCH) και τα γενικευμένα αυτοπαλίνδρομα μοντέλα ετεροσκεδαστικότητας (Generalized error Autoregressive Conditional Heteroscedasticity ή GARCH), τα οποία έχουν επιδείξει αξιολογες επιδόσεις στην πρόβλεψη χρονοσειρών.

Η παρούσα εργασία θα προσφέρει μια εμπειρική προσέγγιση για την αξιολόγηση και πρόβλεψη μετοχών επί δεικτών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών και ειδικότερα του Γενικού Δείκτη (ΓΔ), προκειμένου να βοηθήσει επενδυτές και αναλυτές στη λήψη αποφάσεων. Επιπλέον, μπορεί να παράσχει πληροφορίες για την απόδοση του συστήματος πρόβλεψης και των διαφόρων μοντέλων.

Τέλος, αξίζει να σημειωθεί ότι η επιτυχία στην αξιολόγηση και πρόβλεψη μετοχών εξαρτάται από πολλούς παράγοντες, όπως η επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος, η ποιότητα των δεδομένων, η ανάλυση των θεμελιωδών και τεχνικών δεικτών και άλλοι παράγοντες. Για αυτό το λόγο, είναι σημαντικό να προσεγγίσουμε την αξιολόγηση και πρόβλεψη μετοχών με κριτικό πνεύμα και να αξιολογήσουμε τα αποτελέσματα με βάση την πραγματικότητα.

1.2 Σκοπός και στόχοι της διπλωματικής

Σκοπός της παρούσας διπλωματικής εργασίας είναι μια η σύντομη περιγραφή, ανάλυση και αξιολόγηση της απόδοσης της μετοχής της Coca-Cola στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών με βάση τη θεωρία της αποτελεσματικότητας των αγορών.

Βασιζόμενοι στο υπόδειγμα της αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model ή CAPM) και πιο συγκεκριμένα χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Least Squares ή LS), θα ερευνηθεί και θα πραγματοποιηθεί σύγκριση των επιμέρους αποδόσεων της εξεταζόμενης μετοχής σε σχέση με την απόδοση του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ.

Επιπλέον χρησιμοποιώντας τα μοντέλα ARIMA καθώς και τα μοντέλα ARCH-GARCH, θα πραγματοποιηθεί μια προσπάθεια για να προβλεφθούν οι αποδόσεις στο μέλλον.

Η ανάλυση θα πραγματοποιηθεί μέσω ημερήσιων παρατηρήσεων (5/7) της τιμής κλεισίματος της προαναφερόμενης μετοχής και του ΓΔ του ΧΑΑ. Τα δεδομένα αντλήθηκαν από την βάση της Yahoo Finance και η εξεταζόμενη περίοδος είναι από τον Απρίλιο του 2016 έως και τον Απρίλιο του 2023. Οι εκτιμήσεις θα υπολογιστούν χρησιμοποιώντας το Microsoft Excel 2021 για τον υπολογισμό των αποδόσεων των δεδομένων και το οικονομετρικό λογισμικό Eviews12 για την αξιολόγηση και την πρόβλεψη. Συμπερασματικά μπορούμε να πούμε ότι στόχος της υφιστάμενης διπλωματικής είναι:

- η ανάλυση της απόδοσης της μετοχής της Coca-Cola στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, αξιολογώντας τους κινδύνους και τις προοπτικές της.
- η αξιολόγηση της απόδοσης της μετοχής της Coca-Cola σε σύγκριση με τον Γενικό Δείκτη του Χρηματιστηρίου για την καλύτερη κατανόηση τη σχέση της με την ευρύτερη αγορά.
- η ανάπτυξη ενός υποδείγματος που να μπορεί να προβλέψει τη μεταβλητότητα των αποδόσεων της μετοχής της Coca-Cola, προσφέροντας κατευθυντήριες γραμμές για περαιτέρω έρευνα σε αυτόν τον τομέα.

Συνολικά, ο στόχος είναι να δημιουργηθεί μια ενημερωτική πηγή που θα παρέχει πληροφορίες και κατευθυντήριες γραμμές σε επενδυτές και ερευνητές που ενδιαφέρονται για την αξιολόγηση και πρόβλεψη της αγοράς μετοχών στο ΧΑΑ, με ειδική αναφορά στη μετοχή της Coca-Cola, καθώς και για πιθανές εφαρμογές σε άλλες αγορές.

Η παρούσα διπλωματική εργασία αποτελείται από έξι κεφάλαια. Το 1^ο Κεφάλαιο παρουσιάζει μια γενική εισαγωγή στο θέμα της διπλωματικής και περιλαμβάνει μια σύντομη περιγραφή της δομής της εργασίας και των σκοπών που εξετάζονται. Το 2^ο Κεφάλαιο περιλαμβάνει βασικές έννοιες που αφορούν την θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς, των επενδυτικών κινδύνων, καθώς και εμπειρικές μελέτες που αφορούν στον τομέα αυτό. Το 3^ο Κεφάλαιο εξετάζει τις θεωρίες και τις έννοιες που σχετίζονται με την αξιολόγηση του κινδύνου μετοχών (π.χ., έννοια της απόδοσης χαρτοφυλακίου, η εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης, τα μέτρα κινδύνου, χρονολογικές σειρές, κτλ.) και αναφέρεται επίσης σε κάποια θεωρητικά μοντέλα που χρησιμοποιούνται για την αξιολόγηση κινδύνου και την πρόβλεψη μετοχών. Το 4^ο Κεφάλαιο περιγράφει την μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε στην έρευνα, συμπεριλαμβανομένων των τεχνικών εκτίμησης κινδύνου και απόδοσης, καθώς και των

ελέγχων για τη στασιμότητα των χρονικών σειρών και την επιλογή των κατάλληλων υποδειγμάτων πρόβλεψης. Το 5^ο Κεφάλαιο παρουσιάζει τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν στην έρευνα και πραγματοποιεί την ανάλυση των αποτελεσμάτων. Τέλος στο 6^ο Κεφάλαιο γίνεται μια λεπτομερής ανάλυση των συμπερασμάτων που προκύπτουν από τα αποτελέσματα της παρούσας εργασίας και διατυπώνονται προτάσεις για πιθανές μελλοντικές κατευθύνσεις έρευνας που θα μπορούσαν να αναπτυχθούν ή να εξερευνηθούν περαιτέρω.

Κεφάλαιο 2^ο – Βασικές έννοιες και Βιβλιογραφική ανασκόπηση

2.1 Εισαγωγή

Στο παρόν κεφάλαιο, γίνεται αναφορά στη θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς και στους συναφείς επενδυτικούς κινδύνους που σχετίζονται με αυτήν, αναλύουμε τα διάφορα είδη της, εξετάζουμε τις πιθανές ανωμαλίες σε αυτές και διερευνούμε τους επενδυτικούς κινδύνους που τις επηρεάζουν. Τέλος, πραγματοποιείται μια εκτενής ανασκόπηση διαφόρων σημαντικών ερευνητικών εργασιών που εξετάζουν την εφαρμογή της παραπάνω θεωρίας σε διάφορα Χρηματιστήρια, ενώ γίνεται αναφορά και σε μοντέλα που χρησιμοποιούνται για πρόβλεψη μετοχών, χρηματιστηριακών δεικτών, τιμές πετρελαίου, Bitcoin κα., οι οποίες περιλαμβάνουν τόσο κλασικές προσεγγίσεις όσο και πιο σύγχρονες μεθοδολογίες.

2.2 Θεωρία αποτελεσματικής αγοράς

Στον χώρο των επενδύσεων, ένα ζήτημα που ανακύπτει συχνά είναι εάν είναι δυνατό να προβλέψουμε εγκαίρως τις μεταβολές στις τιμές με σκοπό την επίτευξη σημαντικών κερδών στη χρηματιστηριακή αγορά. Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς αναπτύχθηκε για να αντιμετωπίσει αυτό το ερώτημα μέσω της οικονομικής ανάλυσης και να εξετάσει εάν οι επενδυτές μπορούν πραγματικά να πετύχουν υψηλές αποδόσεις προβλέποντας τις αλλαγές στις τιμές των μετοχών.

Η θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς (Efficient Market Hypothesis ή EMH) είναι μία από τις κύριες θεωρίες στον τομέα της οικονομικής και χρηματοοικονομικής επιστήμης και υποστηρίζει ότι οι αγορές είναι αποτελεσματικές και ανταποκρίνονται γρήγορα και ακριβώς στη διαθέσιμη πληροφορία. Συνεπώς θα μπορούσαμε να πούμε ότι το βασικό χαρακτηριστικό της αποτελεσματικότητας των χρηματοπιστωτικών αγορών είναι η ίση πρόσβαση στην πληροφορία και στην ενημέρωση. Σε μια αποτελεσματική αγορά συμβαίνουν τα παρακάτω (Δριτσάκης κ.ά., 2022):

- Οι τιμές των μετοχών αντιδρούν άμεσα σε κάθε καινούργια πληροφορία.
- Η διάκριση μεταξύ κερδοφόρων και μη κερδοφόρων επενδύσεων δεν είναι εφικτή.
- Οι μεταβολές των προσδοκώμενων αποδόσεων των τιμών των μετοχών από ένα χρονικό διάστημα σε ένα άλλο συνδέονται κυρίως με τις μεταβολές του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο.

2.2.1 Είδη αποτελεσματικής αγοράς

Η θεωρία των αποτελεσματικών αγορών διατυπώθηκε από τον Fama το 1970, ο οποίος καθόρισε τρεις μορφές αποτελεσματικότητας της αγοράς:

- i. Ασθενής αποτελεσματικότητα (Weak Form Efficiency).
- ii. Ημι - ισχυρή αποτελεσματικότητα (Semi Strong Form Efficiency).
- iii. Ισχυρή αποτελεσματικότητα (Strong Form Efficiency).

Στην πρώτη μορφή αποτελεσματικότητας οι τιμές και ο όγκος των μετοχών αντικατοπτρίζουν πλήρως τη διαθέσιμη πληροφορία από ιστορικά δεδομένα. Αυτό σημαίνει ότι δεν είναι δυνατό να προβλέψουμε μελλοντικές τιμές με βάση τα παρελθόντα δεδομένα. Στην δεύτερη μορφή αποτελεσματικότητας οι δημοσιευμένες διαθέσιμες πληροφορίες, όπως ειδήσεις, δημοσιεύσεις εταιρικών αποτελεσμάτων και άλλες δημόσιες πληροφορίες, αντανακλώνται άμεσα και ακριβώς στις τιμές των μετοχών. Αυτό σημαίνει ότι δεν είναι δυνατό να επιτευχθεί αδικαιολόγητα υψηλή απόδοση εκμεταλλευόμενοι δημόσιες πληροφορίες. Τέλος στην τρίτη μορφή αποτελεσματικότητας, οι τιμές των μετοχών αντικατοπτρίζουν ακόμα και μη δημόσιες πληροφορίες, όπως εσωτερικές πληροφορίες των εταιρειών. Αυτό σημαίνει ότι, ακόμα και σε αυτήν την περίπτωση, οι επενδυτές δεν μπορούν να κάνουν χρήση αυτών των πληροφοριών ώστε να προβλέψουν μελλοντικές τιμές και να επιτύχουν σημαντικές αποδόσεις (Σωτηρόπουλος κ.ά., 2018).

Συνοψίζοντας μπορούμε να πούμε ότι στην αποτελεσματική αγορά, οι επιδράσεις που μπορούν να προβλέψουν υπέρμετρα κέρδη για τις επιχειρήσεις είναι περιορισμένες. Αυτό συμβαίνει, καθώς όπως ήδη αναφέρθηκε, οι αγορές λειτουργούν σχετικά αποτελεσματικά και

οι τιμές αντικατοπτρίζουν τις πληροφορίες που είναι διαθέσιμες στο κοινό. Επομένως, ο όσο αφορά τον ρόλο των επαγγελματιών στην αγορά θα παραμένει περιορισμένος καθώς δεν μπορούν να προβλέψουν τις μελλοντικές τιμές (Συριόπουλος & Φίλιππας, 2010).

2.2.2 Ανωμαλίες αποτελεσματικής αγοράς

Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς υποδηλώνει ότι οι χρηματοπιστωτικές αγορές ενσωματώνουν όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες, γεγονός που καθιστά αδύνατη τη συνεχή επίτευξη υψηλότερων αποδόσεων από το μέσο όρο της αγοράς μέσω εμπορικών ή επενδυτικών στρατηγικών. Από διάφορες μελέτες προκύπτει ότι στις αγορές υπάρχουν ορισμένες ανωμαλίες, γεγονός που καταδεικνύει ότι δεν είναι αποτελεσματικές. Οι ανωμαλίες της αποτελεσματικής αγοράς, επίσης γνωστές και ως ανωμαλίες της αγοράς ή ανωμαλίες στα χρηματοοικονομικά, αναφέρονται σε καταστάσεις όπου οι χρηματοπιστωτικές αγορές δεν συμπεριφέρονται σύμφωνα με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (EMH). Οι ανωμαλίες αυτές είναι είτε εποχικές είτε ημερολογιακές είτε οφείλονται σε άλλους παράγοντες. Ορισμένα από τα συνηθέστερα παραδείγματα ανωμαλιών της αποτελεσματικής αγοράς είναι (Elton, κ.ά., 2016):

- **Φαινόμενο του Σαββατοκύριακου (Weekend Effect)**

Το φαινόμενο αυτό αναφέρεται στην τάση των αγορών να εμφανίζουν διαφορές στις τιμές των χρηματοοικονομικών ενεργητικών τις Παρασκευές και τις Δευτέρες, καθώς και την Δευτέρα να είναι συχνά αρνητική για την αγορά. Αυτή η ανωμαλία οφείλεται στην επίδραση των νέων ειδήσεων και εξελίξεων που συμβαίνουν κατά τη διάρκεια του Σαββατοκύριακου και μπορεί να οδηγήσει σε αυξημένη αβεβαιότητα των επενδυτών (French, 1980).

- **Φαινόμενο του Ιανουαρίου (January Effect)**

Το φαινόμενο αυτό παρατηρείται στον χρηματοοικονομικό κόσμο και αφορά την τάση αυξημένων αποδόσεων στις αγορές κατά τον μήνα Ιανουάριο. Οι επενδυτές είναι πιθανό να αναλαμβάνουν νέες θέσεις σε αυτό το διάστημα, μετά το τέλος των διακοπών των γιορτών, οδηγώντας σε αυξημένη ζήτηση για μετοχές και ανοδική πίεση στις τιμές (Thaler, 1987).

- **Φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Month-End Effect)**

Αυτό το φαινόμενο αναφέρεται στην τάση της αγοράς να εμφανίζει ανωμαλίες κοντά στο τέλος κάθε μήνα. Οι επενδυτές μπορεί να πραγματοποιούν προσαρμογές στα χαρτοφυλάκιά τους στο τέλος του μήνα, που μπορεί να επηρεάσουν τις τιμές των μετοχών και των αγαθών (Jog & Riding, 1989).

- **Φαινόμενο ορμής**

Αυτή η ανωμαλία υποδηλώνει ότι τα περιουσιακά στοιχεία που είχαν καλή απόδοση στο πρόσφατο παρελθόν συνεχίζουν να υπέρ αποδίδουν στο εγγύς μέλλον, ενώ τα περιουσιακά στοιχεία με κακή απόδοση στο παρελθόν συνεχίζουν να υπό αποδίδουν. Αυτό έρχεται σε αντίθεση με την αντίληψη της EMH ότι οι κινήσεις των τιμών στο παρελθόν δεν θα πρέπει να επηρεάζουν τις μελλοντικές αποδόσεις (Johnson, 2002).

- **Ανωμαλία του λόγου τιμής προς κέρδη**

Η ανωμαλία της αξίας δηλώνει ότι οι μετοχές με χαμηλότερους δείκτες τιμής προς κέρδη (P/E), τιμής προς λογιστική αξία (P/B) ή άλλους δείκτες που βασίζονται στην αξία τείνουν να υπεραποδίδουν σε σχέση με τις μετοχές με υψηλότερους δείκτες με την πάροδο του χρόνου. Αυτό σημαίνει ότι οι επενδυτές μπορούν να εντοπίσουν υποτιμημένες μετοχές και να επιτύχουν υπερβάλλουσες αποδόσεις. Ο Basu (1977, 1983) σημείωσε ότι οι επιχειρήσεις με υψηλούς δείκτες κέρδους προς τιμή (E/P) κερδίζουν θετικές μη κανονικές αποδόσεις σε σχέση με το CAPM.

- **Επίδραση της μικρής κεφαλαιοποίησης**

Αυτή η ανωμαλία υποδηλώνει ότι οι μετοχές μικρότερων εταιρειών τείνουν να υπεραποδίδουν μακροπρόθεσμα σε σχέση με τις μετοχές μεγαλύτερων εταιρειών. Και πάλι, αυτό έρχεται σε αντίθεση με την EMH, η οποία υποθέτει ότι όλες οι μετοχές θα πρέπει να προσφέρουν παρόμοιες αποδόσεις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο (Schwert, 2003).

- **Κερδοσκοπικές εκπλήξεις**

Οι μετοχές συχνά αντιδρούν έντονα σε εκθέσεις κερδών που υπερβαίνουν ή υπολείπονται των προσδοκιών της αγοράς, γεγονός που υποδηλώνει ότι οι πληροφορίες δεν αντικατοπτρίζονται πλήρως στις τιμές πριν από την ανακοίνωση (Kasznik & Lev, 1995).

- **Επίδραση της μερισματικής απόδοσης**

Αυτή η ανωμαλία υποδηλώνει ότι οι μετοχές με υψηλότερες μερισματικές αποδόσεις τείνουν να υπεραποδίδουν έναντι των μετοχών με χαμηλότερες αποδόσεις. (Black & Scholes, 1974).

Είναι σημαντικό να σημειωθεί ότι, ενώ αυτές οι ανωμαλίες υποδηλώνουν ευκαιρίες για τους επενδυτές να υπέρ αποδώσουν έναντι της αγοράς, δεν αποτελούν αλάνθαστες στρατηγικές. Οι ανωμαλίες της αγοράς μπορεί να είναι δύσκολο να αξιοποιηθούν με συνέπεια συχνά να υπάρχουν έξοδα συναλλαγών και διάφοροι κίνδυνοι. Επιπλέον, καθώς περισσότεροι επενδυτές συνειδητοποιούν αυτές τις ανωμαλίες, μπορεί να γίνουν λιγότερο έντονες ή να εξαφανιστούν με την πάροδο του χρόνου. Οι επενδυτές και οι ερευνητές συνεχίζουν να μελετούν τις ανωμαλίες της αγοράς για να κατανοήσουν καλύτερα τις υποκείμενες αιτίες τους και να καθορίσουν αν μπορούν να αξιοποιηθούν αξιόπιστα για κέρδος.

2.3 Εμπειρικές μελέτες

Μια από πιο επιδραστικές μελέτες στον τομέα της οικονομικής επιστήμης που δημοσιεύτηκαν είναι του Eugene Fama (1965). Σε αυτήν τη μελέτη, ο Fama εξέτασε τη συμπεριφορά των τιμών των μετοχών. Ειδικότερα εξέτασε την υπόθεση ότι οι τιμές των μετοχών ακολουθούν ένα τυχαίο μοτίβο, γνωστό ως τυχαίος περίπατος. Αυτό σημαίνει ότι οι τιμές δεν μπορούν να προβλεφθούν βάσει προηγούμενων τιμών, και κινούνται με βάση τυχαίες επιδράσεις και πληροφορίες. Ο Fama κατέληξε πως αν οι τιμές ακολουθούν ένα τυχαίο μοτίβο, τότε η αγορά είναι αποτελεσματική στο βαθμό που όλες οι διαθέσιμες πληροφορίες αντικατοπτρίζονται στις τιμές. Αυτό σημαίνει ότι είναι δύσκολο, αν όχι αδύνατο, να έχουμε σταθερά ανώτερες αποδόσεις σε μια αποτελεσματική αγορά. Ο Fama χρησιμοποίησε διάφορες στατιστικές δοκιμές για να ελέγξει αν οι τιμές των μετοχών

ακολουθούν την τυχαία περιπλάνηση. Μια από αυτές τις δοκιμές είναι η δοκιμή "runs", που αναζητά ανεπιθύμητα μοτίβα στη σειρά των τιμών. Με αυτήν τη μελέτη, ο Fama προσέφερε σημαντική συνεισφορά στην κατανόηση της συμπεριφοράς των αγορών κεφαλαίων και συνέβαλε στην ανάπτυξη της θεωρίας της αποτελεσματικής αγοράς και του CAPM.

Στην συνέχεια οι Fischer, Black κ.ά. (1972) σε άρθρο τους, πραγματοποίησαν εμπειρικές δοκιμές για να αξιολογήσουν την ισχύ του CAPM στην εξήγηση της σχέσης μεταξύ κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης στην αγορά μετοχών. Οι συγγραφείς επέκτειναν το CAPM προτείνοντας μια δισδιάστατη γραμμική εξίσωση για τη γραμμή της αγοράς ασφαλείας, η οποία αντιπροσώπευε την ισορροπημένη σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και το beta. Στην έρευνα τους οι Black, Jensen και Scholes δοκίμαζαν τις εμπειρικές επιπτώσεις του CAPM χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Χρηματιστήριο Χαρτοφυλακίων της Νέας Υόρκης και εξέτασαν τη σχέση ανάμεσα στο beta και την αναμενόμενη απόδοση για μεμονωμένα αξιόγραφα καθώς και για ομάδες αξιογράφων. Τα εμπειρικά τους ευρήματα έδειξαν ότι τα δεδομένα υποστήριζαν τις γενικές προβλέψεις του CAPM, όσον αφορά τη σχέση κινδύνου-αναμενόμενης απόδοσης, αλλά υπήρχαν κάποιες αποκλίσεις. Αυτή η μελέτη συνέβαλε στην κατανόηση του πόσο καλά στέκεται το CAPM όταν δοκιμάζεται με πραγματικά δεδομένα και ενέπνευσε περαιτέρω έρευνα για τη βελτίωση του υποδείγματος και την εξέταση των περιορισμών του. Συμπερασματικά μπορούμε να πούμε ότι η συγκεκριμένη μελέτη διαδραμάτισε σημαντικό ρόλο στην ανάπτυξη της σύγχρονης θεωρίας των χρηματοοικονομικών προσφέροντας εμπειρικές αποδείξεις και εισάγοντας εισηγήσεις στη σχέση κινδύνου-αναμενόμενης απόδοσης στο πλαίσιο του υποδείγματος CAPM.

Οι Papaioannou και Philippatos (1982) πραγματοποίησαν μελέτη για το πώς οι εκτιμήσεις των συντελεστών beta επηρεάζουν την απόδοση των μετοχών και τον τρόπο πρόβλεψης των μελλοντικών αποδόσεων μέσω του υποδείγματος CAPM. Ειδικότερα εξέτασαν την επίδραση του φαινομένου των διαστημάτων υπό μη συνεχείς συναλλαγές και καθυστερήσεις προσαρμογής των τιμών στις εκτιμήσεις του συντελεστή beta του CAPM, όταν εφαρμόζεται σε χαμηλού όγκου και σπάνιας διαπραγμάτευσης μετοχές. Η βάση δεδομένων της έρευνας αποτελούνταν από 25 κοινές μετοχές με συνέχεια διαπραγμάτευσης του Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ), κατά την περίοδο 2 Ιανουαρίου 1970 έως 31 Δεκεμβρίου 1975 (ημερήσιες τιμές κλεισίματος). Οι 25 τίτλοι ταξινομήθηκαν σε δύο ομάδες ενεργών και μη ενεργών μετοχών από την άποψη ενός δείκτη συνέχειας των συναλλαγών και ενός δείκτη

σχετικής εμπορευσιμότητας. Επίσης κατασκεύασαν τρεις δείκτες της αγοράς, τον δείκτη σταθμισμένης αξίας (Value-Weighted Index), τον δείκτη ίσης στάθμισης (Equally-Weighted Index) και τον δείκτη σταθερών βαρών (Constant Weights Index). Οι εκτιμήσεις των beta των αποδόσεων των μετοχών που παρατηρήθηκαν σε αγορές με χαμηλό όγκο συναλλαγών και σπάνιες συναλλαγές (χαμηλής εμπορευσιμότητας) βρέθηκαν να είναι μεροληπτικές λόγω του φαινομένου της διαλειμματικής ανάλυσης. Αποδείχθηκε ότι η κατεύθυνση και το μέγεθος της μεροληψίας του beta για κάθε ομάδα μετοχών «ενεργές ή αδύναμες», επηρεάζονταν από τον τύπο του δείκτη της αγοράς που χρησιμοποιείται.

Το 1986 οι French και Roll εξέτασαν το φαινόμενο που ονομάζεται «Weekend Effect» στις αποδόσεις των μετοχών. Το «Weekend Effect» αναφέρεται στην παρατήρηση ότι οι αποδόσεις των μετοχών στις αγορές συχνά φαίνεται να είναι ανώτερες τις Δευτέρες σε σχέση με τις υπόλοιπες εργάσιμες μέρες της εβδομάδας. Οι συγγραφείς εξέτασαν το φαινόμενο αυτό στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για μια περίοδο 20 ετών για το διάστημα 1963-1982 στις ημερήσιες αποδόσεις των κοινών μετοχών. Στην συνέχεια διέσπασαν την εικοσαετή περίοδο σε δέκα διετείς υποπεριόδους. Για κάθε μετοχή, υπολόγισαν τις αποκλίσεις των αποδόσεων για τις καθημερινές, τα Σαββατοκύριακα, τις αργίες και τα Σαββατοκύριακα των αργιών κατά τη διάρκεια κάθε υποπεριόδου. Οι εκτιμήσεις αυτές χρησιμοποιήθηκαν για τον υπολογισμό των λόγων διακύμανσης πολλαπλών προς μεμονωμένες ημέρες για κάθε μετοχή σε κάθε υποπερίοδο. Οι αποδόσεις των μετοχών είχαν την τάση να είναι υψηλότερες τις Δευτέρες σε σύγκριση με τις υπόλοιπες ημέρες της εβδομάδας. Οι ερευνητές προσπάθησαν να εξηγήσουν το φαινόμενο αυτό μέσω διάφορων μεταβλητών, όπως η ρευστότητα της αγοράς, η ενημέρωση και η ανάλυση των δεδομένων. Παρόλο που η μελέτη αυτή παρουσίασε τα ευρήματά της για το φαινόμενο του «Weekend Effect», οι εξηγήσεις για τον λόγο που συμβαίνει αυτό το φαινόμενο παραμένουν σε επίπεδο υποθέσεων και διαφορετικές απόψεις έχουν προταθεί από τους ερευνητές στα επόμενα χρόνια. Η μελέτη αυτή συνέβαλε στην επιστημονική συζήτηση για την ανωμαλία των αποδόσεων των μετοχών και τη σχέση τους με το χρονικό πλαίσιο, καθώς και την εξέλιξη του χρόνου.

Το 1987 οι Poterba και Lawrence, εξέτασαν την έννοια της «μέσης αναστροφής» (mean reversion) στις τιμές των μετοχών. Αυτή η εργασία ανέλυσε τα στατιστικά στοιχεία που απαντούν το ερώτημα, εάν προσωρινά στοιχεία είναι υπεύθυνα για ένα μεγάλο ποσοστό της διακύμανσης στις αποδόσεις των κοινών μετοχών. Στο πρώτο μέρος διερευνήθηκαν

μεθοδολογικά ζητήματα που σχετίζονται με τον έλεγχο για μεταβατικές συνιστώσες των αποδόσεων και κατέδειξαν ότι οι λόγοι διακύμανσης είναι από τους πιο ισχυρούς ελέγχους για την ανίχνευση της μεταστροφής του μέσου όρου στις τιμές των μετοχών, αλλά ότι έχουν μικρή ισχύ έναντι των κύριων ενδιαφερουσών εναλλακτικών λύσεων της υπόθεσης του τυχαίου περιπάτου. Στο δεύτερο μέρος οι συγγραφείς εφάρμοσαν τους ελέγχους του λόγου διακύμανσης στις αποδόσεις της αγοράς για τις Ηνωμένες Πολιτείες κατά την περίοδο 1871-1986 και για δεκαεπτά άλλες χώρες κατά την περίοδο 1957-1985, καθώς και στις αποδόσεις μεμονωμένων επιχειρήσεων κατά την περίοδο 1926-1985. Από την έρευνα προέκυψε ότι τις βραχυπρόθεσμες χρονικές περιόδους, οι αποδόσεις των μετοχών συσχετίζονται θετικά, ενώ τις μακροπρόθεσμες χρονικές περιόδους υφίσταται αρνητική αυτοσυσχέτιση. Το συμπέρασμα της μελέτης κατέληξε στο γεγονός ότι η εξήγηση των παρατηρούμενων μεταβατικών συνιστωσών των τιμών των μετοχών με βάση τις κινήσεις των απαιτούμενων αποδόσεων που οφείλονται σε παράγοντες κινδύνου είναι μάλλον δύσκολη και για τον λόγο αυτό απορρίπτεται η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου.

Επίσης το 1988 η μελέτη των Fama και French, προσπάθησε να εξηγήσει τη σχέση μεταξύ της απόδοσης των μετοχών και των αποδόσεων μερισμάτων, ερευνώντας εάν η απόδοση των μερισμάτων επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Οι συγγραφείς εντόπισαν ότι τα μερίσματα προς τις αγοραστικές τιμές (D/P) μπορούν να παρέχουν περισσότερες πληροφορίες σχετικά με την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών από ό,τι το beta του CAPM. Οι επιπρόσθετες μεταβλητές πρόσφεραν μια πιο πλήρη εικόνα για το πώς η τιμή της μετοχής συσχετίζεται με την απόδοσή της. Οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν δεδομένα του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης για την περίοδο 1926-1985 και για ορίζοντα απόδοσης από ένα μήνα έως τέσσερα χρόνια. Από το αποτέλεσμα της έρευνας προέκυψε ότι η σχέση μεταξύ της απόδοσης μερισμάτων και της απόδοσης μετοχών είναι αντίστροφη. Αυτό σημαίνει ότι, όταν οι αποδόσεις μερισμάτων αυξάνονται, οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών μειώνονται και αντιστρόφως. Επομένως το συμπέρασμα της έρευνας ήταν ότι για μεγάλα χρονικά διαστήματα υφίσταται αρνητική αυτοσυσχέτιση στην απόδοση των μετοχών. Η αυτοσυσχέτιση αυτή μπορεί να υποδηλώνει είτε αναποτελεσματικότητα στην αγορά είτε μεταβολή στην ισορροπία των αναμενόμενων αποδόσεων λόγω της ορθολογικής συμπεριφοράς των επενδυτών κατά τη διάρκεια του χρόνου. Επίσης θα πρέπει να σημειωθεί ότι από την ανάλυση των υποπεριόδων παρατηρήθηκε ότι η αρνητική αυτοσυσχέτιση της εξεταζόμενης περιόδου είναι πιο ισχυρή κατά την περίοδο 1927-1956 από ό,τι κατά την

περίοδο 1957- 1986, που οφείλεται κυρίως στην περίοδο 1926-1940, δηλαδή την περίοδο πριν τον Β΄ Παγκόσμιο Πόλεμο. Οι ερευνητές επίσης εξέτασαν την επίδραση του καπιταλιστικού κύκλου στη σχέση μεταξύ απόδοσης μερισμάτων και απόδοσης μετοχών και βρήκαν ότι οι αποδόσεις μετοχών είναι υψηλότερες κατά τις περιόδους ύφεσης και χαμηλότερες κατά τις περιόδους ανάπτυξης της οικονομίας. Τέλος το συμπέρασμα της μελέτης είναι ότι η απόδοση μερισμάτων είναι ένας σημαντικός παράγοντας που επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών. Συνολικά, αυτή η έρευνα προσέφερε βαθύτερη κατανόηση σχετικά με τον τρόπο που οι επενδυτές αντιλαμβάνονται τη σχέση μεταξύ απόδοσης μερισμάτων και απόδοσης μετοχών και πώς αυτό επηρεάζει τις επενδυτικές τους αποφάσεις.

Οι Alexakis και Xanthakis (1995) προσπάθησαν να εξηγήσουν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδας, γνωστό και ως «The Day of the Week Effect», στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Ειδικότερα ερεύνησαν εάν υπάρχουν μοτίβα όσον αφορά την αύξηση ή μείωση των αποδόσεων των μετοχών σε συγκεκριμένες ημέρες της εβδομάδας. Τα αποτελέσματα της μελέτης έδειξαν εάν υπάρχει κάποιο στατιστικά σημαντικό φαινόμενο το οποίο συσχετίζει τις αποδόσεις των μετοχών με συγκεκριμένες ημέρες της εβδομάδας. Αν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδας είναι σημαντικό, αυτό μπορεί να έχει επιπτώσεις στις επενδυτικές στρατηγικές και την αντίληψη για την αγορά μετοχών. Παρουσιάστηκαν στοιχεία που επικεντρώθηκαν στην επίδραση της ημέρας της εβδομάδας στο ελληνικό χρηματιστήριο, το οποίο την δεδομένη χρονική στιγμή βρισκόταν σε μεταβατικό στάδιο. Η ανάλυση που πραγματοποιήθηκε έλαβε υπόψη το γεγονός ότι η διακύμανση εξαρτάται από την πάροδο του χρόνου. Επιπλέον, ένα υπόδειγμα E-GARCH-M διερευνά τη μεταβλητότητα που θεωρείται μη σταθερή στο χρόνο. Κατά την εξεταζόμενη περίοδο, Ιανουάριος 1985 έως Φεβρουάριος 1994, η αγορά χωρίζεται σε δύο υποπεριόδους, μία στην οποία λειτούργησε υπό καθυστερημένες θεσμικές συνθήκες και στην πρόσφατη, δηλαδή από το 1988 και μετέπειτα, κατά την οποία έχουν εισαχθεί σημαντικές αλλαγές που επηρεάζουν όλους τους παράγοντες της αγοράς. Θετική απόδοση διαπιστώνεται για τις Δευτέρες που εξετάζεται η συνολική περίοδος, καθώς και στην πρώτη υποπερίοδο. Αντιθέτως τις Τρίτες οι αποδόσεις είναι αρνητικές. Οι πρόσφατες αλλαγές, ωστόσο, από το 1988 έχουν δημιουργήσει ένα νέο πρότυπο αποδόσεων που πλησιάζει περισσότερο αυτό των περισσότερων άλλων εθνικών χρηματιστηρίων. Παράγοντες που σχετίζονται με τον βαθμό τάξης που έχει καθιερωθεί σε αυτήν την αγορά σε συνδυασμό με τα πρότυπα ανθρώπινης συμπεριφοράς χρησιμοποιούνται

για να εξηγήσουν αυτά τα ευρήματα. Από την πλευρά των στιγμών, τόσο τα προκαταρκτικά στοιχεία όσο και η περαιτέρω διερεύνηση των εξαρτήσεων απεικονίζουν επίσης ένα μεταβαλλόμενο μοτίβο.

Το 1999 οι Lo και MacKinlay εξέτασαν την έννοια του «τυχαίου περιπάτου» (random walk) στις χρηματοοικονομικές αγορές. Αυτή η έννοια αναφέρεται στην υπόθεση ότι οι τιμές των μετοχών και άλλων χρηματοοικονομικών ενεργητικών ακολουθούν την τυχειότητα και δεν μπορούν να προβλεφθούν με βάση προηγούμενες τιμές. Στη μελέτη τους οι συγγραφείς, χρησιμοποίησαν 1216 εβδομαδιαίες παρατηρήσεις για το διάστημα από τις 6 Σεπτεμβρίου 1962 έως τις 26 Δεκεμβρίου 1985. Σε αντίθεση με την αρνητική σειριακή συσχέτιση που διαπίστωσαν οι Fama και French (1987) για τις αποδόσεις μεγάλου χρονικού ορίζοντα οι Lo και MacKinlay διαπίστωσαν σημαντική θετική σειριακή συσχέτιση για τις εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις της περιόδου διακράτησης. Χρησιμοποιώντας διάφορες μεθόδους στατιστικής ανάλυσης (τεστ προσδιορισμού βάσει της μεταβλητότητας) προκειμένου να εξετάσουν την ύπαρξη ανωμαλιών ή μοτίβων στις αποδόσεις των μετοχών πέρα από αυτές που θα περίμεναν να προκύψουν από τυχαίες διακυμάνσεις, κατέληξαν ότι το υπόδειγμά του τυχαίου περιπάτου δεν είναι γενικά συνεπές με τη στοχαστική συμπεριφορά των εβδομαδιαίων αποδόσεων, ιδίως για τις μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης. Τα μοτίβα των απορρίψεων έδειξαν ότι τα σταθερά μοντέλα μέσης αντιστροφής των Shiller και Perron (1985), Summers (1986), Poterba και Summers (1987) και Fama και French (1987) δεν μπορούσαν να εξηγήσουν τις αποκλίσεις των εβδομαδιαίων αποδόσεων από τον τυχαίο περίπατο. Ωστόσο τα αποτελέσματά αυτά επιβάλλουν κάποιους περιορισμούς στο σύνολο των εύλογων οικονομικών μοντέλων για την τιμολόγηση των περιουσιακών στοιχείων. Εφόσον τα εν λόγω μοντέλα βασίζονται συνήθως σε εκτιμήσεις αρμπιτράζ, η συγκεκριμένη οικονομική ισορροπία που παράγει τις τιμές έχει μικρότερη σημασία. Μια συγκεκριμένη διαπίστωση των εμπειρικών τους ευρημάτων ήταν, ότι ο τυπικός τύπος τιμολόγησης Black-Scholes για τα δικαιώματα προαίρεσης χρηματιστηριακών δεικτών είναι λανθασμένα καθορισμένος. Αν και ο έλεγχος με βάση τη διακύμανση μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως διαγνωστικός έλεγχος για την προδιαγραφή του τυχαίου περιπάτου, είναι πιο δύσκολο να προσδιοριστεί επακριβώς ποια στοχαστική διαδικασία ταιριάζει καλύτερα στα δεδομένα. Τέλος η κατασκευή μιας ενιαίας στοχαστικής διαδικασίας που να ταιριάζει τόσο στα δεδομένα των αποδόσεων βραχυχρόνιων όσο και μακροχρόνιων περιόδων διακράτησης είναι μια σημαντική κατεύθυνση για περαιτέρω έρευνα.

Η εργασία των Moberek και Keasey (2000) έδειξε ότι δεν υπάρχει αποτελεσματικότητα ασθενούς μορφής στη χρηματιστηριακή αγορά του Μπαγκλαντές. Η έρευνα χρησιμοποίησε ημερήσια δεδομένα για την περίοδο 1988-1997 από το χρηματιστήριο της Ντάκα και τεχνικές από παραμετρικές (έλεγχος αυτοσυσχέτισης, υπόδειγμα αυτοπαλινδρομικού ολοκληρωμένου κινητού μέσου όρου, ARIMA) και μη παραμετρικές δοκιμές (έλεγχος κανονικότητας Kolmogorov Smirnov) και κατέληξε στο συμπέρασμά ότι δεν υπάρχει αποτελεσματικότητα ασθενούς μορφής.

Οι Apergis και Eleptheriou (2001) εξέτασαν τη συμπεριφορά της μεταβλητότητας του αναδυόμενου ελληνικού χρηματιστηρίου κατά τη διάρκεια της περιόδου 1990-1999. Οι συγγραφείς συγκρίνουν διάφορα υποδείγματα εξαρτημένης μεταβλητότητας ως προς την ικανότητά τους να εξηγήσουν ορισμένα χαρακτηριστικά της άνευ όρων κατανομής των υπερβάλλουσων αποδόσεων των μετοχών, όπως η λεπτοκούρτωση, η λοξότητα και η ομαδοποίηση της μεταβλητότητας. Τα μοντέλα που επιλέχθηκαν ήταν το E-GARCH(1,1), το AGJR(1,1) και το QUADRATIC-GARCH(1,2). Το ασύμμετρο υπόδειγμα G-QARCH(1,2) βρέθηκε ότι παρέχει ικανοποιητική περιγραφή των αποδόσεων μεταβλητότητας, στα ημερήσια δεδομένα υπερβολικών αποδόσεων του ΧΑΑ. Επιπλέον, η παρουσία εμμονής στην ομαδοποίηση της μεταβλητότητας υπονοεί την αναποτελεσματικότητα της αγοράς του Χρηματιστηρίου Αθηνών, παρά τις μεγάλες βελτιώσεις στην ελληνική αγορά τα τελευταία χρόνια. Πιθανοί παράγοντες που θα μπορούσαν να εξηγήσουν αυτήν την αναποτελεσματικότητα είναι η έλλειψη τεχνικής οργάνωσης, που έχει ως αποτέλεσμα τη σταδιακή διάδοση της πληροφορίας που αντανακλάται στις τιμές των μετοχών, καθώς και ο χαμηλός ημερήσιος όγκος συναλλαγών.

Το 2005 οι Tas και Atac διερεύνησαν την αδύναμη αποτελεσματικότητα της αγοράς του Χρηματιστηρίου Αξιών της Κωνσταντινούπολης (ISE) μέσω της υπόθεσης τυχαίου περιπάτου (Random Walk Hypothesis ή RWH), χρησιμοποιώντας δυο τεστ τυχαίου περιπάτου της μοναδιαίας ρίζας του Dickey-Fuller και της τεχνικής runs. Οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν δεδομένα των αποδόσεων των μετοχών που περιλαμβάνονται στον δείκτη BIST-30, καθώς και τις αποδόσεις των δεικτών BIST-30, BIST100 και BISTTUM για την περίοδο 2000-2018. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, η δοκιμή Dickey Fuller απορρίπτει τον τυχαίο περίπατο, γεγονός που οδηγεί ότι η αδύναμη αποτελεσματικότητα της αγοράς του ISE δεν δικαιολογείται. Από την άλλη πλευρά, το run τεστ απέτυχε να δώσει ορισμένα

αποτελέσματα στην αποτελεσματικότητα της αγοράς για το ίδιο σύνολο δεδομένων και την ίδια χρονική περίοδο στο ISE.

Η μελέτη της Dritsaki (2011) εξέτασε την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου στη χρηματιστηριακή αγορά των χωρών του Βίσεγκραντ, ως αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές (Πολωνία, Τσεχία, Ουγγαρία και Σλοβακία). Τα δεδομένα αφορούσαν μηνιαία περίοδο από τον Απρίλιο του 1997 έως τον Φεβρουάριο του 2010 και περιλαμβάναν τους δείκτες WIG για το Πολωνικό χρηματιστήριο, PX-50 για την Τσεχία, BUX για την Ουγγαρία και SAX-16 για τη Σλοβακία. Τα αποτελέσματα τόσο από την ανάλυση της αυτοσυσχέτισης όσο και από τις δοκιμές της μοναδιαίας ρίζας έδειξαν ότι οι μηνιαίοι δείκτες τιμών μετοχών των χωρών του Βίσεγκραντ ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου. Αυτό σημαίνει ότι τα χρηματιστήρια όλων των χωρών του Βίσεγκραντ είναι αποτελεσματικά στην αδύναμη μορφή, δηλαδή ότι σε αυτές τις αγορές προηγούμενες κινήσεις σε τιμές των μετοχών δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των μελλοντικών τους μεταβολών. Επίσης χρησιμοποιώντας το τεστ συνολοκλήρωσης του Johansen και το τεστ αιτιότητας Granger, προσπάθησε να διερευνήσει τις μακροπρόθεσμες και τις βραχυπρόθεσμες σχέσεις των αγορών μεταξύ αυτών των χωρών. Τα αποτελέσματα των δοκιμών Johansen υποδεικνύουν ότι δεν υπάρχουν μακροπρόθεσμες σχέσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων στις χώρες του Βίσεγκραντ, ενώ σύμφωνα με τα αποτελέσματα Granger υπάρχει διμερής σχέση μεταξύ του Χρηματιστηρίου της Τσεχίας και της Πολωνία σε επίπεδο σημαντικότητας 10% και μονόδρομη αιτιώδης σχέση μεταξύ του χρηματιστηρίου της Τσεχίας και του Χρηματιστηρίου της Σλοβακίας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Επίσης σε μια ακόμα μελέτη η Dritsaki (2015) χρησιμοποίησε την αυτοσυσχέτιση για τη μέτρηση της εξάρτησης μιας μεταβλητής από τις προηγούμενες τιμές της. Στόχος του ελέγχου αυτού είναι να προσδιορίσει εάν οι συντελεστές σειριακής συσχέτισης είναι στατιστικά σημαντικοί (διαφορετικοί από το μηδέν). Η υπόθεση της ασθενούς αποτελεσματικότητας θα πρέπει να απορριφθεί εάν οι αποδόσεις των μετοχών συσχετίζονται σειριακά. Στη βιβλιογραφία υπάρχουν πολλές μέθοδοι και προσεγγίσεις για τη διατύπωση μοντέλων πρόβλεψης. Η παρούσα μελέτη ασχολήθηκε με το υπόδειγμα πρόβλεψης χρονολογικών σειρών, και συγκεκριμένα με τα μοντέλα ARIMA και ειδικότερα την μεθοδολογία των Box και Jenkins (1976). Τα αποτελέσματα της σειριακής συσχέτισης έδειξαν ότι η υπόθεση της αποτελεσματικότητας του ΧΑΑ σε ασθενή μορφή πρέπει να απορριφθεί. Οι επαυξημένοι

έλεγχοι Dickey-Fuller και οι έλεγχοι Phillips-Perron επιβεβαίωσαν την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα των τιμών των μετοχών. Η υπόθεση του τυχαίου περιπάτου ταιριάζει με το υπόδειγμα του αυτοπαλινδρομικού ολοκληρωμένου κινητού μέσου όρου ARIMA(0,1,2), όπου οι μελλοντικές τιμές των τιμών των μετοχών δεν μπορούν να προσδιοριστούν από τις παρελθούσες τιμές. Στη συνέχεια, τα αποτελέσματα των δεικτών συντελεστών ανισότητας Theil έδειξαν ότι η ικανότητα πρόβλεψης του υποδείγματος δεν είναι ικανοποιητική.

Το 2015 επίσης, οι Vasileiou και Samitas προσπάθησαν να εξετάζουν το φαινόμενο του μήνα «January effect» και το φαινόμενο του μήνα του έτους «year-end-effect» στην Ελληνική Χρηματιστηριακή αγορά, λαμβάνοντας υπόψη τις οικονομικές τάσεις και την επίδρασή τους στις αποδόσεις της αγοράς και τις ανωμαλίες της. Τα δεδομένα αφορούσαν ημερήσια οικονομικά στοιχεία του Γ.Δ του Χρηματιστηρίου Αθηνών για την περίοδο 2002-2012. Το δείγμα χωρίστηκε σε δύο υποπεριόδους: τη χρηματοοικονομική ανάπτυξη την υποπερίοδο (2002-2007) και την υποπερίοδο της οικονομικής ύφεσης (2008-2012). Οι ερευνητές διαπίστωσαν ότι οι οικονομικές τάσεις επηρέασαν τα αποτελέσματα του ημερολογίου. Συγκεκριμένα, κατά την περίοδο ανάπτυξης, το φαινόμενο του Ιανουαρίου ήταν αισθητό, όμως κατά τη διάρκεια της περιόδου ύφεσης το φαινόμενο αυτό δεν παρατηρήθηκε. Επομένως οι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι οικονομικές τάσεις μπορούν να επηρεάσουν τα αποτελέσματα του ημερολογίου και να αλλάξουν συμπεράσματα, ιδίως κατά διαφορετικές οικονομικές περιόδους.

Το 2017 η Χασανάκου εξέτασε την υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησε αφορούσαν 54 μετοχές για την περίοδο 2007-2016. Χρησιμοποιώντας οικονομετρικά εργαλεία και συγκεκριμένα τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας Dickey-Fuller και Phillips-Perron, καθώς και τους ελέγχους διακύμανσης των Lo & Mackinlay και των Chow & Denning, κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι μετοχές δεν ακολουθούν τη διαδικασία του τυχαίου περιπάτου και επομένως η αγορά του ΧΧΑ στην ασθενή της μορφή δεν είναι αποτελεσματική.

Οι έρευνα των Phuoc κ.ά (2018) επικεντρώθηκε στην αξιολόγηση του συντελεστή beta στο υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων ενεργητικού (CAPM), ο οποίος αποτελεί σημαντικό μέτρο για την αξιολόγηση των διάφορων στοιχείων ενεργητικού. Οι ερευνητές χρησιμοποίησαν ένα δείγμα 50 μεμονωμένων μετοχών του δείκτη S&P 500, με τυχαία

επιλογή και συνέλλεξαν τόσο τις ημερήσιες όσο και τις μηνιαίες αποδόσεις τους για μια περίοδο πέντε ετών. Συλλέχθηκαν επίσης οι ημερήσιες και μηνιαίες αποδόσεις των εντόκων γραμματίων του Δημοσίου και χρησιμοποιήθηκαν ως αποδόσεις χωρίς κίνδυνο. Στην έρευνα χρησιμοποιήθηκαν μη παραμετρικές μέθοδοι, συγκεκριμένα η ισχυρή μέθοδος του ελάχιστου κομμένου τετραγώνου (Least Trimmed Square ή LTS) και ο εκτιμητής μέγιστης πιθανοφάνειας τύπου M (Maximum Likelihood Estimation ή MLE), προκειμένου να εξεταστούν εναλλακτικές προσεγγίσεις για την εκτίμηση του beta. Επιπλέον, χρησιμοποιήθηκε η τεχνική της επαναδειγματοληψίας Jackknife για της επαλήθευση των αποτελεσμάτων. Τα αποτελέσματα της έρευνας κατάδειξαν ότι η ισχυρή μέθοδος Least Trimmed Square (LTS) και ο εκτιμητής τύπου μέγιστης πιθανοφάνειας M παρέχουν πολύ καλύτερες εκτιμήσεις του beta σε σύγκριση με την συνήθη μέθοδο ελαχίστου τετραγώνου (LS), ειδικά σε αγορές με υψηλή δραστηριότητα. Τα ευρήματα υπέδειξαν επίσης ότι τα ημερήσια δεδομένα αποδόσεων παρείχαν πιο ακριβείς εκτιμήσεις από τα μηνιαία δεδομένα αποδόσεων, ανεξάρτητα από τη μέθοδο εκτίμησης που χρησιμοποιήθηκε. Συνεπώς, τα ημερήσια δεδομένα αποδόσεων προτιμήθηκαν για την εκτίμηση του beta στο πλαίσιο του CAPM. Τα αποτελέσματα αυτά υπήρξαν σημαντικά για τη χρηματοοικονομική ανάλυση και την εκτίμηση του κινδύνου των μετοχών στο πλαίσιο του CAPM. Οι μη παραμετρικές μέθοδοι LTS και MLE φαίνεται ότι παρέχουν πιο αξιόπιστες και ακριβείς εκτιμήσεις, καθιστώντας τις προτιμητέες για την αξιολόγηση του συντελεστή beta.

Οι μελέτη των Idrees κ.ά. (2019) προσπάθησε να αναλύσει τα δεδομένα χρονοσειρών της Ινδικής Χρηματιστηριακής αγοράς και να δημιουργήσει ένα στατιστικό μοντέλο που θα μπορούσε να προβλέψει αποτελεσματικά τις μελλοντικές μετοχές. Τα ιστορικά δεδομένα της μελέτης συλλέχθηκαν και από τα δυο Χρηματιστήρια της χώρας, Εθνικό Χρηματιστήριο Αξιών (NSE) και Χρηματιστήριο της Βομβάης (BSE) και αφορούν μετοχές των δεικτών Nifty και Sensex, καθώς και δεδομένα των δεικτών, για την περίοδο Ιανουάριο του 2012 έως Δεκέμβριο του 2016. Τα δεδομένα χωρίστηκαν σε δύο μέρη, το τμήμα εκπαίδευσης και το τμήμα δοκιμών με σκοπό την δημιουργία ενός αποτελεσματικού υποδείγματος ARIMA για την πρόβλεψη της μεταβλητότητας της ινδικής χρηματιστηριακής αγοράς. Η προβλεπόμενη χρονοσειρά συγκρίθηκε με την πραγματική χρονοσειρά, η οποία παρουσίασε περίπου μια απόκλιση 5% μέσο ποσοστιαίο σφάλμα τόσο για τον Nifty όσο και για τον Sensex κατά μέσο όρο. Για την επικύρωση της προβλεπόμενης χρονοσειράς μπορούν να χρησιμοποιηθούν διάφορες δοκιμές. Ωστόσο, στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιήθηκε το "ADF test και το L-

jung box test" για σκοπούς επικύρωσης. Το συμπέρασμα της εργασίας ήταν ότι η προσέγγιση ARIMA είναι αρκετά καλή για το χειρισμό δεδομένων χρονοσειρών και ως εκ τούτου μπορεί να είναι πολύ εποικοδομητική σε διάφορα προβλήματα του πραγματικού κόσμου, όπως του τομέα της υγείας, της εκπαίδευσης, των οικονομικών και άλλων πρακτικών τομέων για πρόβλεψη.

Σύμφωνα με τον Sun (2021) εξετάστηκε η εφαρμογή της ποσοτικής επένδυσης στις φαρμακευτικές μετοχές. Επιλέχθηκαν 12 μετοχές εισηγμένων εταιρειών (Ιανουάριο του 2017 έως Δεκέμβριο του 2020), κατά τη διάρκεια των οποίων η συχνότητα παρατήρησης των δεδομένων είναι ανά μήνα. Για τον υπολογισμό της μηνιαίας απόδοσης των επιμέρους μετοχών λήφθηκε η τιμή κλεισίματος της πρώτης ημέρας διαπραγμάτευσης κάθε μήνα που σημείωσαν καλές επιδόσεις στις χρηματιστηριακές αγορές της Σαγκάης και της Σενζέν. Παρουσιάστηκαν στατιστικές μετρήσεις της απόδοσης των φαρμακευτικών μετοχών και οι αντίστοιχες συσχετίσεις μεταξύ των παραμέτρων που μελετήθηκαν. Από την ανάλυση των δεδομένων και τη φύση κάθε φαρμακευτικής εταιρείας, η μελέτη προτείνει ότι οι επενδυτές με προτίμηση στον κίνδυνο μπορούν να επενδύσουν σε επιχειρήσεις φαρμακευτικής κατασκευής. Όσο για τους επενδυτές με αποστροφή του κινδύνου, μπορούν να επιλέξουν κορυφαίες επιχειρήσεις στον κλάδο των φαρμακευτικών λιανικών πωλήσεων. Επιπλέον, η αγορά εμβολίων στο μέλλον θα αποτελέσει μια πολύ μεγάλη αγορά με σαφή μακροπρόθεσμη αξία. Συνολικά, η μελέτη παρείχε μια εμπειριστατωμένη ανάλυση της ποσοτικής επένδυσης στις φαρμακευτικές μετοχές και τα αποτελέσματα της έρευνας υποδεικνύουν την ύπαρξη συστηματικών παραγόντων που επηρεάζουν την απόδοση των μετοχών. Αυτή η μελέτη μπορεί να αποτελέσει χρήσιμο εργαλείο για επενδυτές και ερευνητές που ενδιαφέρονται για την αξιολόγηση και τη λήψη αποφάσεων σχετικά με φαρμακευτικές μετοχές.

Μια επιπλέον μελέτη των Dritsaki κ.ά (2021) ερευνήσε την μοντελοποίηση και πρόβλεψη της κατανάλωσης πετρελαίου για την Ελλάδα με τη χρήση της μεθοδολογίας Box-Jenkins κατά την περίοδο 1960 ως 2020. Η εκτίμηση του υποδείγματος ARIMA(1,1,1) πραγματοποιήθηκε με την προσέγγιση της μέγιστης πιθανοφάνειας, η οποία μεγιστοποιήθηκε επαναλαμβάνοντας τους αλγόριθμους Marquardt και Berndt-Hall-Hall-Hausman, χρησιμοποιώντας παράγωγους, βέλτιστο μέγεθος βήματος και κριτήριο σύγκλισης για τη μεταβολή του κανόνα του διανύσματος των παραμέτρων από τη μία επανάληψη στην επόμενη. Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι σύμφωνα με τα κριτήρια AIC, SC, Sigma SQ και AjR2, το καταλληλότερο

υπόδειγμα για την εκτίμηση και πρόβλεψη της κατανάλωσης πετρελαίου είναι το ARIMA(1,1,1). Τα αποτελέσματα της εργασίας παρουσίασαν μια απότομη πτώση της κατανάλωσης πετρελαίου για τα επόμενα έτη λόγω δύο βασικών παραγόντων. Ο πρώτος ήταν η κρίση του κοροναϊού που έπληξε την οικονομική δραστηριότητα της χώρας και ο δεύτερος είναι οι προσπάθειες που καταβάλλονται για την αντικατάσταση της κατανάλωσης πετρελαίου με άλλες μορφές ενέργειας.

Την ίδια χρονιά οι Yamaka και Phadkantha (2021) μελέτησαν την προσέγγιση διαστήματος για το υπόδειγμα τιμολόγησης κεφαλαιακών στοιχείων ενεργητικού με μεταγωγή κατά Markov (MS-CAPM) για την ποσοτικοποίηση του κινδύνου beta σε δύο διαφορετικά καθεστάτα, ήτοι σε καθεστάτα ανόδου και πτώσης. Αντί της προσαρμογής ενός MS-CAPM σε συγκεκριμένα σταθερά σημεία αναφοράς, όπως τα μεσαία σημεία (μέθοδος του κέντρου) και τα κατώτερα και ανώτερα όρια (μέθοδος MinMax), η παρούσα μελέτη χρησιμοποίησε δεδομένα σε μορφή διαστήματος (interval-valued data) που περιλάμβαναν τόσο τη χαμηλότερη όσο και τη υψηλότερη τιμή ενός χρηματοοικονομικού ενεργητικού κατά τη διάρκεια της εμπορικής ημέρας. Σε αυτήν την μελέτη, χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος του «Convex Combination» (CC) αντί των μεθόδων «Center» και «MinMax» προκειμένου να βρεθεί ένα σημείο αναφοράς που αντιπροσωπεύει καλύτερα τα διαστήματα. Οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν δεδομένα που αφορούσαν την ημερήσια τιμή δύο μετοχών, του Facebook (FB) και της Microsoft (MSFT), καθώς και δεδομένα του δείκτη S&P500 και του ομολόγου των ΗΠΑ για την περίοδο 3 Ιανουαρίου 2012 έως 29 Δεκεμβρίου 2019, σε διάφορες καταστάσεις της αγοράς (ανοδικές και αρνητικές). Ωστόσο, επειδή οι τιμές των μετοχών διακυμαίνονται συνεχώς, αντί για ένα μόνον αριθμητικό στοιχείο, έχουμε τη χαμηλότερη και την υψηλότερη τιμή της κάθε εμπορικής ημέρας (δηλαδή το διάστημα τιμών της μετοχής). Συνεπώς, η χρήση της χαμηλότερης, της υψηλότερης ή της τιμής κλεισίματος για την εκτίμηση του κινδύνου beta που εξαρτάται από την κατάσταση της αγοράς μπορεί να είναι λιγότερο ακριβής. Οι συγγραφείς πρότειναν τη μέθοδο Interval MS-CAPM βασισμένη στον CC για να εξάγουν τον κίνδυνο beta από τα δεδομένα σε μορφή διαστήματος. Η απόδοση και η ακρίβεια του προτεινόμενου υποδείγματος ελέγχονται μέσω μιας μελέτης προσομοίωσης και μιας μελέτης εφαρμογής. Τα αποτελέσματα της μελέτης προσομοίωσης δείχνουν σαφώς την υψηλότερη απόδοση της μεθόδου CC σε σύγκριση με τις μεθόδους Center και MinMax. Στη μελέτη εφαρμογής, διαπιστώνεται ότι η μέθοδος CC παρέχει επίσης υψηλή απόδοση, με υψηλότερους συντελεστές προσδιορισμού (r^2) και χαμηλότερα σφάλματα τυπικής απόκλισης

(RMSE). Η μελέτη δείχνει ότι το υπόδειγμα Convex Combination μπορεί να εξηγήσει την αλλαγή της συμπεριφοράς της χρηματοοικονομικής αγοράς και η εν λόγω μέθοδος είναι πιο ευέλικτη και αξιόπιστη από τις μεθόδους Center και MinMax.

Το 2022 ο Chong προσπάθησε να υιοθετήσει μια στρατηγική διαπραγμάτευσης χρησιμοποιώντας τις ανοδικές (upside) και τις καθοδικές (downside) εκτιμήσεις του συντελεστή beta. Ο συγγραφέας χρησιμοποίησε 30 μετοχές του βιομηχανικού μέσου όρου του Dow Jones για την περίοδο από 30 Απριλίου 1997 έως τις 30 Απριλίου 2021, καθώς και τους δείκτες αναφοράς S&P 500 Total Return index, Invesco S&P 500 Low Volatility ETF (SPLV) και iShares MSCI USA Min Vol Factor ETF (USMV). Με τον τρόπο αυτό προσπάθησε να διασφαλίσει ότι η εκτίμηση των επιδόσεων είναι ισχυρή και ότι οι σημαντικές οικονομικές και πολιτικές εξελίξεις καλύπτονται (π.χ. η τεχνολογική κατάρρευση, το ευρωπαϊκό δημόσιο χρέος κρίση και οι κρίσεις του 2011 και 2013 για το ανώτατο όριο χρέους των ΗΠΑ, η Μεγάλη Ύφεση, η COVID-19 πανδημία). Σε όλες τις περιόδους, το χαρτοφυλάκιο διπλού beta ήταν συνεπές και είχε καλές επιδόσεις. Υπεραπέδωσε έναντι του δείκτη αγοράς και των ETF χαμηλής μεταβλητότητας όσον αφορά την ετήσια απόδοση και την απόδοση προς κίνδυνο σε ανοδικές και πτωτικές αγορές και παρήγαγε στατιστικά και οικονομικά σημαντικό alpha.

Η μελέτη των Δριτσάκη και Δριτσάκη (2022) είχε ως στόχο τη μοντελοποίηση και πρόβλεψη του συνολικού πληθωρισμού στην περίπτωση της Ελλάδος. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για αυτήν τη μελέτη κάλυπταν την περίοδο από Ιανουάριο του 2009 έως Δεκέμβριο του 2020. Οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν τη μεθοδολογία Box-Jenkins και το υπόδειγμα ARIMA(6,1,6) για να δημιουργήσουν ένα υπόδειγμα πρόβλεψης του γενικού πληθωρισμού. Στο πλαίσιο αυτής της μελέτης, προσπάθησαν να μεγιστοποιήσουν την πιθανοφάνεια εφαρμόζοντας τις μεθόδους Marquardt και Berndt-Hall-Hall-Hausman, χρησιμοποιώντας αριθμητικές παραγώγους, τη βέλτιστη κλίμακα βήματος και ένα κριτήριο σύγκλισης για τη μεταβολή της νόρμας του διανύσματος των παραμέτρων από τη μία επανάληψη στην επόμενη. Τέλος, προκειμένου να προβλεφθεί ο γενικός πληθωρισμός μέσω του παραπάνω υποδείγματος, εφάρμοσαν μια δυναμική διαδικασία και μια στατική διαδικασία. Τα αποτελέσματα της διαδικασίας πρόβλεψης υποδεικνύουν ότι η στατική διαδικασία παρέχει καλύτερες προβλέψεις σε σύγκριση με τη δυναμική. Αυτό το εύρημα

ενισχύει την αξιοπιστία του υποδείγματος ARIMA(6,1,6) ως μέθοδο πρόβλεψης του πληθωρισμού στην περίπτωση της Ελλάδος για την εν λόγω περίοδο.

Σύμφωνα με τους Vendrame κ.ά. (2023) ερευνήθηκε εάν οι δυναμικές και μεταβλητές στιγμιαίες επεκτάσεις του παραδοσιακού υποδείγματος CAPM μπορούν να βελτιώσουν την εμπειρική του απόδοση και να προσφέρουν εναλλακτικές εξηγήσεις για τη διασταυρούμενη της μέσης απόδοσης σε πορτοφόλια μετοχών που έχουν ταξινομηθεί διπλά βάσει του λόγου βιβλίου προς αγοράς και του μεγέθους. Η εν λόγω μελέτη εξέτασε τρεις επεκτάσεις: Πρώτον, εισήγαγε τις μεταβλητές φορτίσεις παραγόντων που ποικίλλουν στον χρόνο και προκύπτουν από ένα πολυμεταβλητό GARCH υπόδειγμα και δυναμικές συνδεσμίδες συνθήκης. Αυτή η επέκταση επιτρέπει την ενσωμάτωση των χρόνο-μεταβαλλόμενων σχέσεων μεταξύ των παραγόντων και των αποτελεσμάτων των περιουσιακών στοιχείων. Δεύτερον επέκτεινε το υπόδειγμα σε ένα τετράμοιρο CAPM, το οποίο περιλαμβάνει συσχέτιση κοσύντονης και κοκυρτότητας. Τέλος, χρησιμοποιήθηκαν χρονικά μεταβαλλόμενα ασφάλιστρα κινδύνου, τα οποία οι συγγραφείς υπέθεσαν ότι μεταβάλλονται ανάλογα με το καθεστώς της αγοράς, τα οποία ορίζονται από μια διαδικασία μεταβολής Markov. Τα αποτελέσματά επιβεβαίωσαν ότι το CAPM υψηλότερης ροπής δεν αποδίδει καλά στην άνευ όρων εκδοχή του, αλλά η απόδοσή του βελτιώνεται σημαντικά με την εισαγωγή μιας υπό όρους εκδοχής που λαμβάνει υπόψη τόσο τις χρονικά μεταβαλλόμενες φορτίσεις των παραγόντων όσο και τα χρονικά μεταβαλλόμενα ασφάλιστρα κινδύνου. Οι δοκιμές του CAPM τετραμοιρών οδηγούν σε μια θετική εκτίμηση της συνολικής αμοιβής κινδύνου 0,67% ανά μήνα για την περίοδο 1926-2021, με όλες τις αμοιβές κινδύνου (beta, συσκευή κοσύντονης και κοκυρτότητας) να έχουν τα αναμενόμενα θεωρητικά σημάδια.

Το 2023, η μελέτη του Suripto προσάθησε να αναπτύξει ένα ακριβές μοντέλο πρόβλεψης για τις τιμές των μετοχών, εστιάζοντας ιδιαίτερα σε ένα ποσοστό σφάλματος κοντά στο 0%. Η μελέτη αυτή επικεντρώθηκε επίσης στον τρόπο που το σύστημα αυτόματης απόρριψης αντιδρά στις τιμές των μετοχών ως αποτέλεσμα της πανδημίας. Για την ανάλυση χρησιμοποιήθηκε το σύνολο δεδομένων από ημερήσιες παρατηρήσεις που καλύπτουν την περίοδο πριν και μετά την πανδημία COVID-19, από τις 02 Ιανουαρίου 2019 έως τις 20 Ιουνίου 2020, για την Trinitan Minerals and Metal Company (κωδικός μετοχής PURE). Στην μελέτη, χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα όπως οι τιμές ανοίγματος και κλεισίματος των αποδόσεων, και αυτά επεξεργάστηκαν με τη χρήση εργαλείων ανάλυσης SAS. Οι αποφάσεις

που βασίστηκαν σε αυτήν τη μελέτη έχουν ως στόχο να βοηθήσουν τους υπεύθυνους χάραξης πολιτικής και τους στρατηγικούς να λαμβάνουν αποφάσεις και να αναπτύσσουν στρατηγικά σχέδια σχετικά με τη χρηματιστηριακή αγορά. Επιπλέον, αναφέρθηκε ότι το 98% του υπόδειγμα ARIMA(1,1,1) μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την πρόβλεψη των τιμών των μετοχών. Εντούτοις, η νέα προσέγγιση που προτάθηκε σε αυτήν τη μελέτη είναι ένας ολοκληρωμένος αυτοπαλινδρομούμενος κινητός μέσος όρος που χρησιμοποιείται για την πρόβλεψη των τιμών των μετοχών κατά τη διάρκεια μιας πανδημίας. Αυτή η νέα προσέγγιση πιθανότατα αποδείχτηκε αποτελεσματική και πρόσφερε έναν διαφορετικό τρόπο για την πρόβλεψη των τιμών των μετοχών σε συνθήκες πανδημίας.

Κεφάλαιο 3^ο – Θεωρητικό Υπόβαθρο

3.1 Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο αυτό, αναλύονται οι βασικές έννοιες και μεθοδολογίες που απαιτούνται για την κατανόηση της οικονομικής ανάλυσης και της λήψης αποφάσεων στον τομέα των επενδύσεων. Παρουσιάζεται η έννοια της απόδοσης χαρτοφυλακίου και του κινδύνου, τα μέτρα κινδύνου, περιλαμβανομένης της διακύμανσης και της τυπικής απόκλισης και η εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης. Αναλύονται επίσης η μεταβλητότητα, ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου (Beta), και το υπόδειγμα Capital Asset Pricing Model (CAPM). Στην συνέχεια γίνεται αναφορά στην έννοια των χρονικών σειρών (υποδείγματα, διάκριση, χαρακτηριστικά, στατιστικά φαινόμενα), ενώ τέλος αναλύονται τα υποδείγματα ARMA-ARIMA, καθώς και τα υποδείγματα ARCH-GARCH που θα χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη της απόδοσης και την ανάλυση των χρηματοοικονομικών δεδομένων.

3.2 Απόδοση χαρτοφυλακίου

Η «απόδοση» στο πλαίσιο των χρηματοοικονομικών και επενδυτικών σκοπών αναφέρεται στο ποσοστό ή το ποσό της κερδοφορίας ή απώλειας που παράγεται από μια επένδυση ή ένα χαρτοφυλάκιο επενδύσεων. Το χρονικό διάστημα που διατηρεί ο επενδυτής την απόδοση ονομάζεται περίοδος διακράτησης. Η απόδοση σχετίζεται με την αβεβαιότητα των επενδυτικών στοιχείων (Δριτσάκης Νικόλαος κ.ά., 2022).

Κατά την επένδυση σε μετοχές και σε άλλα χρηματοπιστωτικά μέσα είναι σημαντικό να λαμβάνονται υπόψη οι κίνδυνοι και να γίνεται προσπάθεια για διαχείριση του ρίσκου (κινδύνου) μέσω, της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου και της προσεκτικής αξιολόγησης των επενδυτικών ευκαιριών.

Η απόδοση κινδύνου αφορά τον τρόπο με τον οποίο η επένδυση ανταμείβει τον επενδυτή για τον αναληφθέντα κίνδυνο. Συνήθως, υπάρχει μια θετική συσχέτιση μεταξύ του κινδύνου και της απόδοσης, δηλαδή όσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος, τόσο μεγαλύτερη είναι η αναμενόμενη απόδοση (Βασιλείου, 2018). Τις αποδόσεις μπορούμε να τις διακρίνουμε σε:

- πραγματοποιηθείσα ή ιστορική απόδοση, η οποία αφορά στην απόδοση που επιτεύχθηκε σε μια δεδομένη χρονική περίοδο.
- αναμενόμενη ή προσδοκώμενη απόδοση, η οποία αφορά την απόδοση την οποία οι επενδυτές προβλέπουν ότι θα αποκομίσουν στο μέλλον.

Ο μαθηματικός τύπος με τον οποίο μπορεί να υπολογιστεί η απόδοση όταν οι διαπραγματεύσεις των περιουσιακών στοιχείων δεν είναι συνεχείς είναι:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

όπου,

- R_t , η απόδοση της μετοχής την χρονική περίοδο t .
- P_t , η τιμή της μετοχής την χρονική περίοδο t .
- P_{t-1} , η τιμή της μετοχής την χρονική περίοδο $t-1$.

Ενώ ο μαθηματικός τύπος με τον οποίο μπορεί να υπολογιστεί η απόδοση όταν οι διαπραγματεύσεις των περιουσιακών στοιχείων είναι συνεχείς είναι:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{D_t}{P_{t-1}}$$

όπου,

- R_t , η απόδοση της μετοχής την χρονική περίοδο t .
- P_t , η τιμή της μετοχής την χρονική περίοδο t .
- P_{t-1} , η τιμή της μετοχής την χρονική περίοδο $t-1$.
- D_t , το μέρισμα της μετοχής την χρονική περίοδο t .

3.3 Εκτίμηση αναμενόμενης απόδοσης

Για την μέτρηση της απόδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου από έναν επενδυτή μπορούν να χρησιμοποιηθούν διάφοροι τρόποι. Ο πιο απλός τρόπος υπολογίζεται ως η μεταβολή της τιμής της μετοχής από την αρχική της τιμή διαιρώντας την με την αρχική της τιμή (Απόδοση

= Τρέχουσα Τιμή - Αρχική Τιμή / Αρχική Τιμή). Αν το πηλίκο είναι θετικό τότε ο επενδυτής έχει κέρδη, ενώ αν είναι αρνητικό τότε έχει απώλειες (Piraeus, 2021).

Όταν ο επενδυτής θέλει να μετρήσει την ετήσια απόδοση μπορεί να χρησιμοποιήσει τον αριθμητικό μέσο ή απλό μέσο, ο οποίος υπολογίζεται προσθέτοντας όλες τις αποδόσεις των μετοχών κατά το διάστημα που μελετάμε και διαιρώντας το άθροισμα τους με τον αριθμό των παρατηρήσεων. Η απόδοση υπολογίζεται συνήθως σε μορφή ποσοστού και δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$AR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n R_i$$

Όταν ο επενδυτής θέλει να μετρήσει την μέση απόδοση μιας επένδυσης που διατηρεί για περισσότερα από ένα χρόνια ή την απόδοση από ένα σύνολο επενδύσεων μπορεί να χρησιμοποιήσει το γεωμετρικό μέσο, ο οποίος υπολογίζεται πολλαπλασιάζοντας όλες τις αποδόσεις των μετοχών κατά το διάστημα που μελετάμε και έπειτα αυξάνοντας την τάξη των παρατηρήσεων κατά $1/n$, όπου n είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων. Στη συνέχεια, γίνεται η ρίζα n -οστή της επένδυσης για να βρεθεί ο γεωμετρικός μέσος. Η απόδοση δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$GR = \sqrt[n]{R_1, R_2, \dots, R_n}$$

Ο γεωμετρικός μέσος είναι πιο κατάλληλος όταν υπάρχουν πολλές παρατηρήσεις και θέλουμε να μετρήσουμε τη συνολική απόδοση της επένδυσης. Αντίθετα, ο αριθμητικός μέσος μπορεί να παραβλέπει την επίδραση πολύ μεγάλων ή μικρών αποδόσεων κατά την υπολογιστική διαδικασία.

Τέλος όταν ο επενδυτής θέλει να μετρήσει την αναμενόμενη απόδοση μπορεί να υπολογιστεί ως ο σταθμικός μέσος όρος όλων των πιθανών αποδόσεων μιας επένδυσης, όπου κάθε πιθανή απόδοση σταθμίζεται από την αντίστοιχη πιθανότητα να συμβεί. Ο μαθηματικό τύπος με την οποία υπολογίζεται η απόδοση είναι (Δριτσάκης κ.ά., 2022):

$$E(R) = \sum_{i=1}^n P_i R_i$$

όπου,

- $E(R)$, η αναμενόμενη απόδοση μιας επένδυσης.
- P_i , η πιθανότητα να συμβεί η i απόδοση.

- R_i , η i πιθανή απόδοση.
- N , το πλήθος των πιθανόν αποδόσεων.

3.4 Κίνδυνος και μέτρα μέτρησης του

Ο κίνδυνος αναφέρεται στην πιθανότητα απώλειας ή ανεπιθύμητων αποτελεσμάτων που συνδέονται με μια συγκεκριμένη δραστηριότητα ή απόφαση. Στον χρηματοοικονομικό τομέα, ο κίνδυνος αναφέρεται στην πιθανότητα απώλειας κεφαλαίου ή μείωσης της απόδοσης σε επενδύσεις. Οι χρηματοοικονομικοί κίνδυνοι διακρίνονται δυο βασικές κατηγορίες: α) στον συστηματικό, που αφορά όλη την αγορά και β) στο μη συστηματικό, που αφορά μια επιμέρους επένδυση ή εταιρεία (Piraeus, 2020).

Ο συστηματικός κίνδυνος, γνωστός και ως κίνδυνος μη συσχετιζόμενος μεμονωμένα με επιμέρους επενδύσεις, αναφέρεται στον κίνδυνο που προέρχεται από γενικές οικονομικές, χρηματοοικονομικές ή πολιτικές συνθήκες (όπως οικονομικές αστάθειες, αλλαγές στις αγορές, πολιτικές αβεβαιότητες, φυσικές καταστροφές κτλ.) και επηρεάζει την απόδοση όλων ή μεγάλου αριθμού επενδύσεων (Sheridan Titman κ.ά., 2015). Ο μη συστηματικός κίνδυνος αναφέρεται στον κίνδυνο που σχετίζεται με μια επιμέρους επένδυση και δεν είναι συσχετισμένος με τις γενικές αγοραστικές συνθήκες. Αυτός ο κίνδυνος είναι εξαρτημένος από παράγοντες που αφορούν μια συγκεκριμένη εταιρεία, όπως οικονομική απόδοση, διαχείριση, ανταγωνιστική θέση, και επιχειρηματικό περιβάλλον.

Υπάρχουν διάφορες μέθοδοι για την μέτρηση και εκτίμηση του κινδύνου, όπως οι στατιστικές μετρικές, οι προβλέψεις με βάση τα ιστορικά δεδομένα και οι αναλύσεις σεναρίων. Η εκτίμηση κινδύνου μπορεί να βασιστεί σε διάφορους παράγοντες, όπως η απόδοση της επένδυσης, η αλληλεπίδραση με την αγορά, οι πολιτικές και οικονομικές συνθήκες και η βαθμολόγηση πιστοληπτικού κινδύνου (Δριτσάκης Νικόλαος κ.ά., 2022).

Ο κίνδυνος αγοράς των επενδυτικών προϊόντων, αφορά την απόκλιση της παρατηρούμενης απόδοσης τους, από την αναμενόμενη απόδοση. Για να μετρήσουμε τον κίνδυνο θα πρέπει να μετρήσουμε το βαθμό διαφοροποίησης της τιμής τους σε σχέση με την αναμενόμενη

διαφοροποίησή της π.χ. εάν αγοράσουμε μια μετοχή αναμένοντας ότι η τιμή της θα αυξηθεί κατά 10% τον επόμενο χρόνο και η απόδοση από την επένδυση μας θα είναι 10%. Ο κίνδυνος συνίσταται στη διαφοροποίηση της τιμής της μετοχής κατά ένα διαφορετικό ποσοστό από αυτό που υπολογίζαμε. Με τον ίδιο τρόπο μπορούμε να προσδιορίσουμε τον κίνδυνο οποιουδήποτε άλλου επενδυτικού προϊόντος. Η σύγχρονη χρηματοοικονομική θεωρία προσεγγίζει τον κίνδυνο απώλειας με διάφορους τρόπους. Ένα πολύ κοινό μέτρο της μεταβλητότητας των αποδόσεων είναι η τυπική απόκλιση (σ) των αποδόσεων ενός περιουσιακού στοιχείου.

Η απόδοση κινδύνου αφορά τον τρόπο με τον οποίο η επένδυση ανταμείβει τον επενδυτή για τον αναληφθέντα κίνδυνο. Συνήθως, υπάρχει μια θετική συσχέτιση μεταξύ του κινδύνου και της απόδοσης, δηλαδή όσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος, τόσο μεγαλύτερη είναι η αναμενόμενη απόδοση. Ωστόσο, αυτό δεν είναι απαραίτητα αληθές για όλες τις περιπτώσεις. Οι επενδυτές πρέπει να αξιολογήσουν την απόδοση κινδύνου για να αποφασίσουν, αν η επένδυση είναι επιθυμητή (Κιόχος κα, 2018).

3.4.1 Διακύμανση και τυπική απόκλιση

Η διακύμανση και η τυπική απόκλιση είναι δύο μετρικές που χρησιμοποιούνται στη στατιστική για να περιγράψουν τη διακύμανση ή την απόκλιση ενός συνόλου δεδομένων (Κιόχος, κ.ά. 2018).

Η διακύμανση (variance) αναφέρεται στο μέτρο της απόκλισης των τιμών ενός συνόλου δεδομένων από τη μέση τιμή του. Με άλλα λόγια, η διακύμανση μετράει πόσο διαφορετικές είναι οι τιμές από τη μέση τιμή τους. Υψηλή διακύμανση υποδηλώνει ότι οι τιμές είναι πιο απομακρυσμένες από τη μέση τιμή, ενώ χαμηλή διακύμανση υποδηλώνει ότι οι τιμές είναι πιο κοντά στη μέση τιμή. Η διακύμανση υπολογίζεται ως το μέσο των τετραγώνων των αποκλίσεων των τιμών από τη μέση τιμή και υπολογίζεται με βάση τον παρακάτω τύπο:

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (r - \bar{r})^2}{n-1}$$

Η τυπική απόκλιση (standard deviation) είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης. Αποτελεί ένα μέτρο της απόκλισης των τιμών από τη μέση τιμή, αλλά είναι ευκολότερο στην ερμηνεία

επειδή είναι στην ίδια κλίμακα με τα αρχικά δεδομένα (Κουρούκλης κα., 2015). Όπως και η διακύμανση, η τυπική απόκλιση μετράει πόσο απομακρυσμένες είναι οι τιμές από τη μέση τιμή, με υψηλή τυπική απόκλιση να υποδηλώνει μεγαλύτερη απόκλιση και υπολογίζεται από τον παρακάτω τύπο:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (r - \bar{r})^2}{n-1}} \quad \text{ή} \quad \sigma = \sqrt{\sigma^2}$$

3.4.2 Μεταβλητότητα

Η μεταβλητότητα αναφέρεται στον βαθμό ποικιλίας, αλλαγής ή διακύμανσης στα δεδομένα και εφαρμόζεται σε πολλούς τομείς, όπως η στατιστική, η οικονομία, τα χρηματοοικονομικά και άλλοι. Ειδικότερα στον τομέα των χρηματοοικονομικών η μεταβλητότητα είναι ένα σημαντικό μέτρο που χρησιμοποιείται για να κατανοήσουμε τον βαθμό των αλλαγών στις αγορές και τον κίνδυνο που συνδέεται με τις επενδύσεις και τις χρηματοοικονομικές αποφάσεις. Η μεταβλητότητα σχετίζεται με τον κίνδυνο αλλά δεν είναι το ίδιο. Ο κίνδυνος όπως αναφέρθηκε και παραπάνω είναι η πιθανότητα εμφάνισης ενός αρνητικού αποτελέσματος στις αποδόσεις των χρεογράφων. Η μεταβλητότητα από την άλλη μετρά την διασπορά των αποτελεσμάτων και επομένως περιλαμβάνει τόσο αρνητικές όσο και θετικές τιμές (Δριτσάκης κ.ά., 2022). Η μεταβλητότητα σχετίζεται με την τυπική απόκλιση των αποδόσεων ενός δείγματος για συγκεκριμένο χρονικό διάστημα.

Βασικά χαρακτηριστικά της μεταβλητότητας όπως έχουν προκύψει από την διεθνή βιβλιογραφία είναι τα παρακάτω:

- **Παχιές ουρές (Fat Tails).** Συχνά, η μεταβλητότητα σε ένα σύνολο δεδομένων δεν ακολουθεί την κανονική κατανομή (καμπύλη κανονικής κατανομής), αλλά μπορεί να έχει «παχιές ουρές». Αυτό σημαίνει ότι υπάρχουν σπάνιες αλλά ακραίες τιμές που είναι μακριά από τη μέση τιμή (είτε θετικές είτε αρνητικές). Η κύρτωση είναι αυτή που μετρά πόσο «παχιές» είναι οι ουρές. Η κατανομή με μηδενική κύρτωση λέγεται μεσόκυρτη (κανονική κατανομή), ενώ η κατανομή με θετική κύρτωση λέγεται λεπτόκυρτη και έχει «παχιές» ουρές. Τέλος να σημειωθεί ότι από τις αρχικές μελέτες

των Fama (1963, 1965) και Mandelbrtot (1963), οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων είναι συνήθως λεπτόκυρτες.

- **Συγκέντρωση μεταβλητότητας (volatility clustering).** Είναι ένα φαινόμενο που παρατηρείται στις χρηματοοικονομικές αγορές κατά την οποία η μεταβλητότητα είναι είτε παρατεταμένα υψηλή, είτε παρατεταμένα χαμηλή. Αναφέρεται στην τάση των περιόδων υψηλής αστάθειας. Δηλαδή, όταν η αγορά εμφανίζει υψηλή αστάθεια για μια περίοδο, είναι πιθανό να συνεχίσει να έχει υψηλή αστάθεια για ένα χρονικό διάστημα, αντί να επανέλθει άμεσα σε μια περίοδο χαμηλής αστάθειας.
- **Ασυμμετρία μεταβλητότητας (asymmetry volatility).** Αφορά στην ανισόμετρη ή μη συμμετρική συμπεριφορά της αστάθειας με την πάροδο του χρόνου ή σε διάφορες συνθήκες της αγοράς. Στο πλαίσιο των χρηματοοικονομικών αγορών, η αστάθεια αντιπροσωπεύει το βαθμό ποικιλομορφίας στην τιμή ενός χρηματοοικονομικού μέσου, όπως μια μετοχή ή ένα ζεύγος νομισμάτων. Σύμφωνα με την βιβλιογραφία Sharpe (1964), δυσμενείς ειδήσεις που φτάνουν στο χρηματιστήριο, οδηγούν σε αύξηση της μεταβλητότητας, αντίθετα καλές ειδήσεις δεν προκαλούν μεγάλη μείωση της. Σύμφωνα λοιπόν με τα παραπάνω μπορούμε να πούμε ότι οι αποδόσεις και η μεταβλητότητα παρουσιάζουν αρνητική συσχέτιση.
- **Επαναφορά στην μέση μεταβλητότητα (mean reversion).** Αυτή η έννοια αναφέρεται σε ένα φαινόμενο όπου μια μεταβλητή ή μια αξία τείνει να επιστρέφει προς την μέση της τιμή με την πάροδο του χρόνου. Συχνά χρησιμοποιείται σε συνδυασμό με την ανάλυση των χρηματοοικονομικών αγορών, όπου οι τιμές των χρηματοοικονομικών ενεργητικών, όπως οι μετοχές ή οι τιμές των αγαθών, μπορεί να έχουν την τάση να εκτρέπονται από τη μέση τιμή τους, αλλά τείνουν να επιστρέφουν σε αυτήν τη μέση τιμή στο μακροπρόθεσμο χρονικό πλαίσιο.
- **Ισχυρή μνήμη της μεταβλητότητας (long memory properties).** Αναφέρεται στα χαρακτηριστικά μιας σειράς χρονοσειρών όπου οι παρατηρήσεις εμφανίζουν ένα υψηλό βαθμό εξάρτησης ή αυτοσυσχέτισης σε ένα μεγάλο εύρος καθυστερήσεων ή χρονικών περιόδων. Με άλλα λόγια, σε μια χρονοσειρά με μεταβλητά χαρακτηριστικά

μακράς μνήμης, οι προηγούμενες τιμές επηρεάζουν σημαντικά τις μελλοντικές τιμές, ακόμη και όταν υπάρχει μεγάλο χρονικό διάστημα μεταξύ τους.

3.5 Συντελεστής συστηματικού κινδύνου (Beta)

Ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου, γνωστός και ως βήτα (beta), είναι ένας όρος που χρησιμοποιείται στη χρηματοοικονομική θεωρία για να μετρήσει τη συστηματική κίνηση της απόδοσης ενός χρεογράφου (όπως μια μετοχή ή ένας δείκτης) σε σχέση με τη συνολική αγορά. Με άλλα λόγια το beta μετρά την μεταβλητότητα ενός μεμονωμένου στοιχείου (μετοχής, αμοιβαίου, χαρτοφυλακίου) σε σύγκριση με τον συστηματικό κίνδυνο ολόκληρης της αγοράς. Με μαθητικούς όρους μπορούμε να πούμε ότι το beta αντιπροσωπεύει τον τρόπο με τον οποίο η απόδοση ενός μεμονωμένου αποθέματος αλλάζει σε αντίδραση με τις αλλαγές στην αγορά συνολικά. Με άλλα λόγια, το beta μετρά την ευαισθησία του αποθέματος έναντι της αγοράς. Ο τύπος για το beta μπορεί να δίνεται από την παρακάτω σχέση ως εξής (Δριτσάκης κ.ά., 2022):

$$b_{i,M} = \frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{Mt})}{\text{Var}(R_{Mt})}$$

όπου,

- R_{it} , η απόδοση του χρεογράφου i την χρονική περίοδο t .
- R_{Mt} , η απόδοση του Γενικού δείκτη M την χρονική περίοδο t .
- Cov , δείχνει τις αλλαγές των αποδόσεων των χρεογράφων που σχετίζονται με αλλαγές στις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς.
- Var , δείχνει πόσο μακριά εξαπλώνονται τα δεδομένα του δείκτη της αγοράς από την μέση τιμή τους.

Ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου beta είναι σημαντικός για τους επενδυτές καθώς μπορεί να τους βοηθήσει να κατανοήσουν πόσο ευάλωτο είναι το επενδυτικό τους χαρτοφυλάκιο σε σχέση με τις αγορές γενικά. Εάν κάποιος έχει ένα επενδυτικό χαρτοφυλάκιο με υψηλό beta, τότε αυτό σημαίνει ότι οι αλλαγές στην αγορά θα έχουν μεγάλη επίδραση στην απόδοσή τους. Από την άλλη πλευρά, ένα χαμηλό beta υποδεικνύει ότι το χαρτοφυλάκιο

είναι λιγότερο επηρεασμένο από τις αλλαγές στην αγορά. Επομένως με βάση την τιμή που λαμβάνει ο συντελεστής beta μπορούμε να ταξινομήσουμε τα χρεόγραφα στις παρακάτω κατηγορίες:

- συντελεστής beta ίσος με 1 υποδεικνύει ότι η απόδοση του χρεογράφου θα κινηθεί παρόμοια με τη συνολική αγορά.
- συντελεστής beta μεγαλύτερος από 1 υποδεικνύει ότι το ενεργητικό έχει μεγαλύτερη ευαισθησία σε σχέση με τις αλλαγές στην αγορά.
- συντελεστής beta μικρότερος του 1 υποδεικνύει μικρότερη ευαισθησία σε σχέση με τις αλλαγές στην αγορά.
- συντελεστής beta ίσος με 0 υποδεικνύει ότι η προσδοκώμενη απόδοση του χρεογράφου ισούται με την απόδοση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο.
- συντελεστής beta με τιμή -1 υποδεικνύει ότι το χρεόγραφο ή χαρτοφυλάκιο σχετίζεται αντιστρόφως με την αγορά.

3.6 Υπόδειγμα CAPM

Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model ή CAPM) είναι ένα χρηματοοικονομικό μοντέλο που χρησιμοποιείται για να εκτιμήσει την αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου, όπως μια μετοχή. Το υπόδειγμα αυτό χρησιμοποιείται για να καθορίσει την προσδοκώμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο, σε σχέση με την απόδοση της αγοράς συνολικά (Συριόπουλος & Φίλιππας, 2010). Η μαθηματική μορφή του υποδείγματος είναι :

$$R_0 = r_f + b (R_M - R_f)$$

όπου,

- R_0 , η προσδοκώμενη απόδοση της μετοχής.
- r_f , η απόδοση μηδενικού κινδύνου, όπως το επιτόκιο εντόκων γραμματίων του δημοσίου (ΕΓΕΔ).
- b , ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου (beta).

- R_M , η απόδοση της συνολικής αγοράς.
- $R_M - R_f$, το περιθώριο κινδύνου της αγοράς.

Το υπόδειγμα αυτό προσπαθεί να εκτιμήσει τον αποδοτικότερο τρόπο αξιολόγησης του κινδύνου ενός περιουσιακού στοιχείου και προβλέπει ότι η προσδοκώμενη απόδοση του είναι ίση με το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο πλέον ένα πολλαπλάσιο του περιθωρίου κινδύνου της αγοράς (risk premium) όπως αυτό αντιπροσωπεύεται από τον συντελεστή beta. Επομένως όταν η αγορά βρίσκεται σε ισορροπία, σύμφωνα με την θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς, η αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου (πχ. μιας μετοχής) θα είναι η γραμμική συνάρτηση του συστηματικού κινδύνου του στοιχείου αυτού (Δριτσάκης κ.ά., 2022).

3.7 Χρονολογικές σειρές (χρονοσειρές)

Μια χρονολογική σειρά είναι μια σειρά δεδομένων που καταγράφει παρατηρήσεις ή μετρήσεις σε συγκεκριμένα χρονικά σημεία ή διαστήματα (έτη, τρίμηνα, μήνες κ.λπ) και χρησιμοποιούνται για να αναλύσουν και να προβλέπουν τις αλλαγές στα δεδομένα με το πέρασμα του χρόνου. Χαρακτηριστικό κάθε χρονικής σειράς είναι η εξάρτηση μεταξύ των διαδοχικών τιμών της. Μαθηματικά, μια χρονοσειρά αναπαρίσταται από τις τιμές Y_1, Y_2, \dots, Y_t , της μεταβλητής Y κατά τις χρονικές στιγμές t_1, t_2, \dots, t_n , και δίνεται από την παρακάτω εξίσωση (Αστερίου & Χαλ, 2018):

$$Y_t = a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + \dots + a_n Y_{t-n} + e_t$$

Οι συντελεστές a_t αποτελούν ένα διάνυσμα παραμέτρων και το e_t είναι το τυχαίο σφάλμα. Η τιμή Y_t σε κάθε χρονική στιγμή t , αποτελούν τα σημεία μιας ακολουθίας που τείνει στο άπειρο και ονομάζεται «Στοχαστική Ανέλιξη» (Συριόπουλος & Φίλιππας, 2010).

Ορισμένα παραδείγματα χρονοσειρών περιλαμβάνουν τις καθημερινές τιμές των μετοχών σε μια χρηματοπιστωτική αγορά, την ημερήσια θερμοκρασία σε μια πόλη, τον μηνιαίο όγκο πωλήσεων ενός προϊόντος, ή την εβδομαδιαία ανεργία σε μια περιοχή.

3.7.1 Διάκριση χρονοσειρών

Πρωτίστως οι χρονολογικές σειρές διακρίνονται σε δυο βασικές κατηγορίες. Στις διακριτές και στις συνεχείς. Διακριτή ονομάζεται μια χρονοσειρά όταν οι τιμές που παίρνουν οι μεταβλητές αφορούν προκαθορισμένα ίσα διαστήματα (μηνιαία, εξαμηνιαία, κτλ.), ενώ συνεχείς όταν οι τιμές των μεταβλητών αφορούν κάθε σημείο του χρόνου.

Επιπλέον τα υποδείγματα των χρονοσειρών διακρίνονται σε προσδιοριστικά και σε στοχαστικά. Οι δύο αυτές μορφές υποδειγμάτων διαφέρουν ως προς το ρόλο που παίζει ο τυχαίος παράγοντας που υπάρχει στη δομή τους. Στα προσδιοριστικά υποδείγματα ο τυχαίος παράγοντας προσδιορίζει το λάθος σε κάθε χρονική περίοδο, ενώ στα στοχαστικά υποδείγματα ο τυχαίος παράγοντας αποτελεί το μηχανισμό μέσα στον οποίο δημιουργείται η χρονική σειρά. (Δριτσάκης κ.ά., 2022).

Μια ακόμα διάκριση των χρονικών σειρών είναι σε στάσιμες και μη στάσιμες. Μια χρονοσειρά, λέγεται στάσιμη αν οι στατιστικές της ιδιότητες παραμένουν αμετάβλητες στον χρόνο. Αυτό σημαίνει ότι ο μέσος η διακύμανσή και η συνδιακύμανση της παραμένουν σταθερές διαχρονικά και η συνδιακύμανση μεταξύ των δύο χρονικών περιόδων εξαρτάται μόνο από την απόσταση ή υστέρηση μεταξύ αυτών των δύο χρονικών περιόδων και όχι από τον πραγματικό χρόνο κατά τον οποίο υπολογίζεται αυτή η συνδιακύμανση ($E(Y_t) = \text{σταθερή}$ για κάθε t , $\text{Var}(Y_t) = \text{σταθερή}$ για κάθε t και $\text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = \text{σταθερή}$ για κάθε t και $k \neq 0$). Αντιθέτως αν τα χαρακτηριστικά της στοχαστικής διαδικασίας, μεταβάλλονται διαχρονικά, τότε η διαδικασία αυτή είναι μη στάσιμη. Αυτό σημαίνει ότι η χρονοσειρά εμφανίζει τάσεις, κύκλους, εποχικότητα ή άλλες δομικές αλλαγές που καθιστούν τη στατιστική ανάλυση και την πρόβλεψη πιο πολύπλοκες (Αστερίου & Χαλ, 2018).

3.7.2 Λευκός θόρυβος και τυχαίος περίπατος

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω οι χρονικές σειρές διακρίνονται σε στάσιμες και μη. Η στάσιμη κατάσταση είναι σημαντική καθώς πολλές στατιστικές μέθοδοι και μοντέλα χρησιμοποιούν ως βασική προϋπόθεση τη στάσιμη φύση των δεδομένων. Μια βασική στάσιμη χρονοσειρά είναι αυτή που αποκαλείται λευκός θόρυβος (white noise) και θεωρείται

τυχαία. Ο λευκός θόρυβος αντιπροσωπεύει μια στατιστική διαδικασία όπου οι δεδομένες τιμές είναι τυχαίες και ανεξάρτητες μεταξύ τους, και έχουν ίση πιθανότητα κατανομής σε όλες τις συχνότητες. Επομένως μπορούμε να πούμε πως μια διαδικασία λευκού θορύβου έχει σταθερό μέσο και διακύμανση και μη μηδενικές αυτοσυνδιακυμάνσεις, εκτός από την μηδενική χρονική υστέρηση και δίνεται από την παρακάτω εξίσωση (Brooks, 2022):

$$Y_t = \mu + e_t$$

όπου μ είναι ο σταθερός μέσος που δεν μεταβάλλεται στον χρόνο και e_t είναι ο λευκός θόρυβος που ικανοποιεί τις παρακάτω συνθήκες,

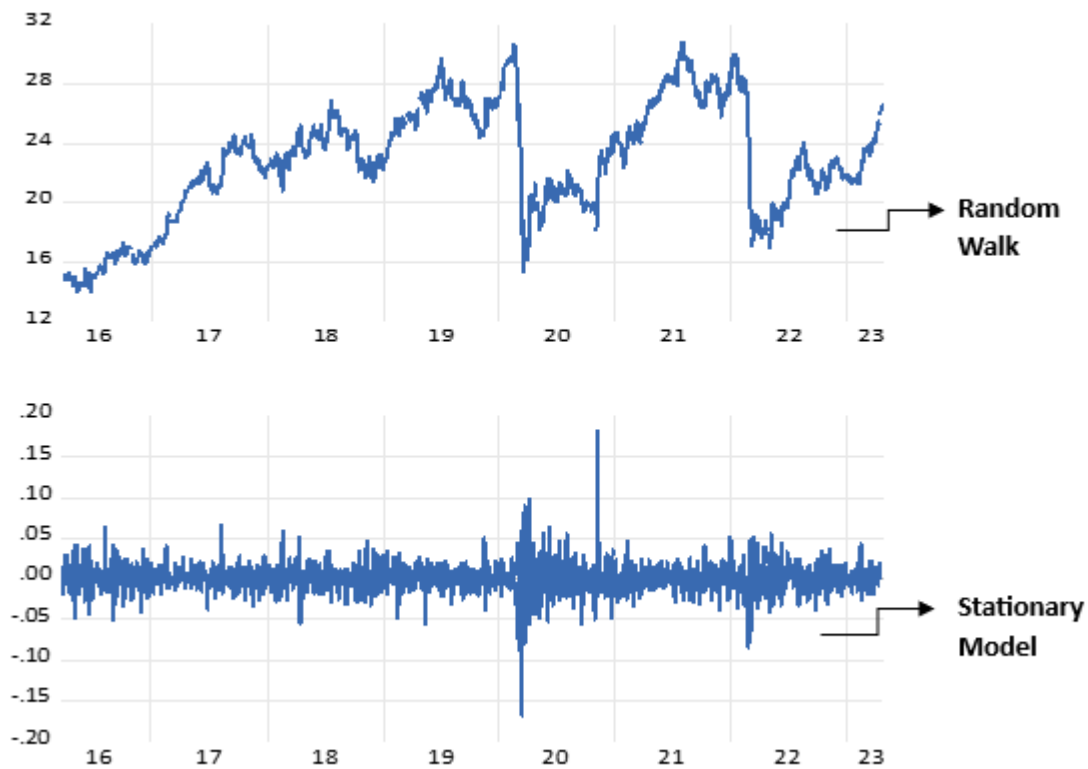
- i. $\mu = E(Y_1) = E(Y_2) = \dots = E(Y_t) = 0$
- ii. $\sigma = E(Y_t - \mu_t)^2 = \sigma^2(Y_1) = \sigma^2(Y_2) = \dots = \sigma^2(Y_t)$
- iii. $E[(Y_t - \mu_t)(Y_{t+s} - \mu_{t+s})] = E(e_t, e_s) = 0$, για $t \neq s$

Από την άλλη πλευρά, οι περισσότερες χρονοσειρές είναι μη στάσιμες, καθώς ο μέσος και η διακύμανση τους εξαρτώνται από τον χρόνο. Ένα υπόδειγμα μιας μη στάσιμης χρονοσειράς που χρησιμοποιείται για να περιγράψει την κίνηση μιας μεταβλητής ή μιας σειράς χρονολογικών δεδομένων, όπου κάθε νέα τιμή προκύπτει ως αποτέλεσμα τυχαίων διακυμάνσεων ή «βημάτων» και ονομάζεται τυχαίος περίπατος (random walk). Στην πιο απλή μορφή του, ένας τυχαίος περίπατος δίνεται από την παρακάτω εξίσωση (Συριόπουλος, & Φίλιππας, 2010):

$$Y_t = b + Y_{t-1} + e_t$$

όπου,

- b αντιπροσωπεύει τη σταθερή προστιθέμενη στην χρονοσειρά, η οποία εκφράζει μια σταθερή τιμή που προστίθεται σε κάθε παρατήρηση της χρονοσειράς.
- Y_t είναι η τιμή της χρονοσειράς στο χρόνο t .
- Y_{t-1} είναι η προηγούμενη τιμή της χρονοσειράς στο χρόνο $t-1$.
- e_t είναι η τυχαία συνιστώσα της χρονοσειράς στο χρόνο t , η οποία αναπαριστά την τυχαιότητα ή την απρόβλεπτη διακύμανση στις τιμές της χρονοσειράς.



Διάγραμμα 1: Τυχαίος περίπατος και στάσιμη χρονοσειρά

3.7.3 Χαρακτηριστικά και υποδείγματα χρονοσειρών

Η ανάλυση των χρονικών σειρών είναι μια διαδικασία που χρησιμοποιείται από πολλές επιχειρήσεις ως πηγή πληροφόρησης και αποφάσεων. Κάθε επιχείρηση καλείται να πάρει αποφάσεις σύμφωνα με τις προβλέψεις των οικονομικών της μεγεθών προσπαθώντας να τις αναλύσει με διάφορες μεθόδους πρόβλεψης.

Η πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών μπορεί να επιτευχθεί σύμφωνα με διάφορες μεθόδους όπως, μέθοδος εξομάλυνσης, διάσπαση χρονολογικών σειρών, ανάλυση ARIMA, ανάλυση ARCH-GARCH καθώς και με αρκετές ακόμα μεθόδους (Δριτσάκης κ.ά., 2022).

Στις προαναφερόμενες μεθόδους χρησιμοποιούνται κάποια κριτήρια αξιολόγησης τα οποία βασίζονται στις αποκλίνουσες τιμές των προβλεπόμενων τιμών από τις αντίστοιχες πραγματικές τιμές της χρονολογικής σειράς. Ορισμένα από τα κυριότερα κριτήρια αξιολόγησης χρονικών σειρών περιλαμβάνουν, το μέσο τετραγωνικό σφάλμα (Mean Squared

Error ή MSE), το μέσο απόλυτο σφάλμα μεταξύ των προβλεπόμενων και των πραγματικών τιμών (Mean Absolute Error ή MAE), η ρίζα του μέσου τετραγωνικού σφάλματος (Root Mean Squared Error ή RMSE), το μέσο απόλυτο ποσοστιαίο σφάλμα (Mean Absolute Percentage Error ή MAPE), ο συντελεστής κυριότητας (Correlation Coefficient).

Η μαθηματική απεικόνιση μιας χρονοσειράς παρουσιάζεται μέσω δύο υποδειγμάτων, αποκαλύπτοντας πώς οι παρατηρήσεις μιας χρονοσειράς καθορίζονται από τις τέσσερις συνιστώσες που αναλύθηκαν παραπάνω. Τα υποδείγματα που χρησιμοποιούνται είναι το προσθετικό (Additive model) και το πολλαπλασιαστικό (multiplicative model). Στο προσθετικό υπόδειγμα το εύρος των μεταβολών στην χρονοσειρά παραμένει σταθερό ως προς τον χρόνο και δίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$Y_t = L_t + S_t + C_t + I_t$$

Αντίθετα στο πολλαπλασιαστικό υπόδειγμα το εύρος των μεταβολών αυξάνει ως προς τον χρόνο, ενώ αξίζει να αναφέρουμε ότι ένα πολλαπλασιαστικό υπόδειγμα μπορεί να μετατραπεί σε προσθετικό αν το λογαριθμίσουμε. Το πολλαπλασιαστικό υπόδειγμα δίνεται από την εξίσωση:

$$Y_t = L_t * S_t * C_t * I_t$$

όπου,

- Y_t είναι η χρονολογική σειρά που μελετάμε.
- L_t είναι η τάση.
- S_t είναι η εποχική μεταβολή.
- C_t είναι η κυκλική διακύμανση.
- I_t είναι η ακανόνιστη μεταβολή.

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω μελετώντας τις χρονολογικές σειρές διακρίνουμε ότι παρουσιάζουν κάποια βασικά χαρακτηριστικά όπως (Συριόπουλος & Φίλιππας, 2010):

- **Η τάση (Trend)**

Με τον όρο τάση εννοούμε την μακροχρόνια εξέλιξη ή μεταβολή που παρατηρείται στις τιμές μιας μεταβλητής κατά τη διάρκεια μιας χρονικής περιόδου. Αυτή η τάση μπορεί να εμφανίζει διάφορα χαρακτηριστικά, όπως η γραμμική, μη γραμμική και μηδενική τάση. Γραμμική είναι η τάση που η μεταβλητή αυξάνεται ή μειώνεται με σταθερό ρυθμό κατά τη διάρκεια του χρόνου και η γραφική της παράσταση είναι μια ευθεία γραμμή. Μη γραμμική τάση έχουμε όταν η μεταβλητή μπορεί να αυξάνεται ή μειώνεται με μη γραμμικό τρόπο κατά τη διάρκεια του χρόνου. Τέλος μηδενική τάση έχουμε όταν η μεταβλητή παραμένει σχεδόν σταθερή κατά τη διάρκεια του χρόνου, χωρίς σημαντική αύξηση ή μείωση.

- **Η εποχική μεταβολή (seasonal variation)**

Με τον παραπάνω ορισμό εννοούμε την περιοδική μεταβολή που παρατηρείται σε μια μεταβλητή μέσα σε ένα χρονικό διάστημα και επαναλαμβάνεται με την ίδια περίοδο και στα επόμενα χρονικά διαστήματα. Τα κυκλικά μοτίβα που επαναλαμβάνονται κατά τη διάρκεια του χρόνου, όπως εποχικές αυξομειώσεις.

- **Η κυκλική διακύμανση (cyclical fluctuation)**

Κυκλική διακύμανση είναι οι κυματοειδείς διακυμάνσεις που παρατηρούνται σε μια μεταβλητή και διαρκούν περισσότερο της μιας χρονικής περιόδου. Το εύρος και η διάρκεια αυτών των διακυμάνσεων δεν είναι σταθερή. Η κυκλικότητα παρουσιάζεται συνήθως σε οικονομικές χρονοσειρές, όπως το ΑΕΠ (Εθνικό Ακαθάριστο Προϊόν), λόγω των διακυμάνσεων που παρουσιάζουν οι οικονομική κύκλοι (άνοδοι και υφέσεις)

- **Η ακανόνιστη μεταβολή (irregular variation)**

Με τον όρο αυτό εννοούμε τις τυχαίες μεταβολές που παρατηρούνται σε μια μεταβλητή της χρονικής σειράς και δεν αποδίδεται στα τρία προηγούμενα αίτια. Η τυχαία ή ακανόνιστη μεταβολή είναι στην ουσία η μεταβολή η οποία οφείλεται σε ένα απρόβλεπτο γεγονός και η επίδραση του στις χρονολογικές σειρές έχει μικρή διάρκεια.

3.7.4 Σημαντικές παραδοχές και στατιστικά φαινόμενα στη ανάλυση χρονοσειρών

Στην ανάλυση των χρονικών σειρών, υπάρχουν αρκετές σημαντικές παραδοχές και στατιστικά φαινόμενα που πρέπει να λάβουμε υπόψη και σχετίζονται με τα τυχαία σφάλματα, τα οποία προκύπτουν από τη διαφορά μεταξύ των προβλεπόμενων τιμών μιας μεταβλητής και των πραγματικών παρατηρήσεων. Αυτές οι παραδοχές περιλαμβάνουν:

1. **Αναμενόμενη τιμή του τυχαίου σφάλματος:** Η αναμενόμενη τιμή του τυχαίου σφάλματος σε κάθε χρονικό σημείο θα πρέπει να είναι 0. Αυτό σημαίνει ότι το υπόδειγμα μας δεν προβλέπει συστηματικά υπερεκτιμήσεις ή υποεκτιμήσεις των τιμών
2. **Σταθερή διακύμανση:** Η διακύμανση του τυχαίου σφάλματος πρέπει να είναι σταθερή σε κάθε χρονικό σημείο. Αυτό υποδηλώνει ότι η απόκλιση των τυχαίων σφαλμάτων παραμένει σταθερή σε όλο το διάστημα της χρονοσειράς
3. **Ανεξαρτησία των σφαλμάτων:** Οι τιμές των τυχαίων σφαλμάτων πρέπει να είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους και από τις επεξηγηματικές μεταβλητές. Αυτό σημαίνει ότι τα σφάλματα σε ένα χρονικό σημείο δεν επηρεάζονται από τις τιμές των σφαλμάτων σε άλλα χρονικά σημεία
4. **Κανονική κατανομή:** Τα τυχαία σφάλματα πρέπει να ακολουθούν κανονική κατανομή. Αυτό διευκολύνει την εφαρμογή της παραμετρικής στατιστικής ανάλυσης, όπου χρησιμοποιούνται παραμετρικά μοντέλα με παραμέτρους που εκτιμώνται με βάση την κανονική κατανομή

Παραβίαση αυτών των παραδοχών μπορεί να οδηγήσει σε φαινόμενα όπως η κανονικότητα, η πολυσυγγραμμικότητα, η ετεροσκεδαστικότητα και η αυτοσυσχέτιση στο υπόδειγμα. Κατανοώντας αυτές τις παραδοχές και τα φαινόμενα, είναι δυνατό να καταστεί η ανάλυση χρονοσειρών πιο αξιόπιστη και αποτελεσματική για αυτό κρίνεται σκόπιμο να εξηγηθούν αναλυτικότερα.

Η **κανονικότητα** είναι καθοριστικός παράγοντας για την εφαρμογή της παραμετρικής στατιστικής αναφοράς. Χωρίς τη δυνατότητα κανονικότητας, δεν μπορούν να πραγματοποιηθούν στατιστικές δοκιμές των παραμέτρων του υποδείγματος. Το πρόβλημα της κανονικότητας των τιμών τυχαίων σφαλμάτων μπορεί να λυθεί με πιθανή εκτίμηση του υποδείγματος σε λογαριθμική μορφή, αλλά αυτή η στρατηγική οδηγεί σε μείωση των τιμών των παρατηρήσεων.

Η **πολυσυγγραμμικότητα** αφορά την ύπαρξη γραμμικών ή μη γραμμικών σχέσεων μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών (ερμηνευτικών μεταβλητών) σε ένα αναλυτικό υπόδειγμα. Στην περίπτωση της πολυσυγγραμμικότητας, είναι δύσκολο να διαχωρίσουμε τον ανεξάρτητο αντίκτυπο της κάθε μεταβλητής στην εξαρτώμενη μεταβλητή. Αυτό μπορεί να οδηγήσει σε προβλήματα κατά την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος και την ερμηνεία των αναλυτικών αποτελεσμάτων.

Η **ετεροσκεδαστικότητα** αναφέρεται στην έλλειψη σταθερής διακύμανσης των τυχαίων σφαλμάτων (απομάκρυνση από το πρότυπο της σταθερής διακύμανσης). Δηλαδή, οι τιμές των τυχαίων σφαλμάτων δεν έχουν σταθερή διακύμανση σε όλο το εύρος των ανεξάρτητων μεταβλητών (οι εκτιμητές με τη μικρότερη απόκλιση δεν θεωρούνται συντελεστές). Αυτό μπορεί να προκαλέσει προβλήματα κατά την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος και την παραγωγή αναλυτικών αποτελεσμάτων.

Η **αυτοσυσχέτιση** είναι ένα στατιστικό φαινόμενο που συμβαίνει στην ανάλυση δεδομένων, και αναφέρεται στη σχέση μεταξύ των τιμών των χρονικών σειρών των παρατηρήσεων που μελετάμε σε διάφορες χρονικές στιγμές. Συγκεκριμένα, η αυτοσυσχέτιση δείχνει το βαθμό με τον οποίο οι τιμές μιας χρονοσειράς σχετίζονται με τις προηγούμενες ή επόμενες τιμές του ίδιου δείγματος. Η αυτοσυσχέτιση είναι σημαντική στην ανάλυση των χρονοσειρών και στον έλεγχο της στασιμότητας του δείγματος. Μπορεί να υποδείξει την ύπαρξη προτύπων στις τιμές της χρονοσειράς, όπως εποχικότητα, τάσεις ή κύκλους. Αν οι τιμές μιας χρονοσειράς εμφανίζουν αυτοσυσχέτιση, αυτό υπονοεί ότι οι παρατηρήσεις δεν είναι ανεξάρτητες από τη μία χρονική στιγμή στην άλλη.

3.8 Υποδείγματα ARMA-ARIMA

Τα αυτοπαλίνδρομα υποδείγματα κινητού μέσου (Autoregressive Moving Average ή ARMA) είναι μοντέλα που χρησιμοποιούνται για την ανάλυση χρονοσειρών. Τα μοντέλα αυτά συνδυάζουν δύο βασικές συνιστώσες, την αυτοσυσχέτιση (Autoregressive ή AR) και τον κινητό μέσο όρο (Moving Average ή MA). Συνήθως, το ARMA μπορεί να παρουσιαστεί ως $ARMA(p, q)$, όπου «p» είναι η τάξη του αυτοπαλίνδρομου μέρους (AR) και «q» είναι η τάξη του κινητού μέσου όρου (MA). Οι τιμές των παραμέτρων «p» και «q» καθορίζονται από την ανάλυση των χρονοσειρών του υποδείγματος. Το υπόδειγμα αυτό χρησιμοποιείται για τη πρόβλεψη χρονοσειρών και είναι ιδιαίτερα χρήσιμο στον χρηματοοικονομικό τομέα για την ανάλυση της απόδοσης των χρηματοοικονομικών δεδομένων και την πρόβλεψη των μελλοντικών τάσεων και αλλαγών των αγορών.

Τα αυτοπαλίνδρομα ολοκληρωμένα υποδείγματα κινητού μέσου (Autoregressive Integrated Moving Average ή ARIMA), αποτελούν την εξέλιξη των υποδειγμάτων ARMA και χρησιμοποιούνται επίσης για την πρόβλεψη χρονολογικών σειρών και συνδυάζουν την αυτοπαλίνδρομη (AR) συνιστώσα, τη συνιστώσα κινητού μέσου (MA) και τη συνιστώσα ολοκλήρωσης (I), η οποία είναι και η βασική διαφοροποίηση τους με τα μοντέλα ARMA.

Οι Box και Jenkins 1976 ήταν οι πρώτοι που εισήγαγαν τα υποδείγματα αυτά, τα οποία, εφαρμόζονται σε μη στάσιμα δεδομένα του μέσου ορού (όχι της διακύμανσης), όπου το πρώτο βήμα είναι η διαφοροποίηση των δεδομένων τουλάχιστον μια ή και περισσότερες φορές προκειμένου να αφαιρεθεί η στασιμότητα της μέσης συνάρτησης

Το μέρος (AR) του υποδείγματος αναφέρεται στην αυτοσυσχέτιση και δείχνει ότι η τρέχουσα τιμή μιας μεταβλητής (χρονοσειράς) εξαρτάται από τις προηγούμενες τιμές της ίδιας μεταβλητής. Το μέρος (MA) αναφέρεται στο κινητό μέρος του και δείχνει ότι η τρέχουσα τιμή μιας μεταβλητής (χρονοσειράς) εξαρτάται από την προηγούμενη τιμή και από το σφάλμα πρόβλεψης του υποδείγματος για την προηγούμενη τιμή. Τέλος το μέρος (I) αναφέρεται στη διαδικασία της διάκρισης (differencing) της αρχικής χρονοσειράς για να επιτευχθεί στάσιμη συμπεριφορά. Η διάκριση αφαιρεί τις τάσεις και τις εποχικότητες που υπάρχουν στην αρχική χρονοσειρά, με σκοπό να την μετατρέψει σε στάσιμη χρονοσειρά.

Αυτό επιτυγχάνεται με την πρακτική της διαφοροποίησης, όπου αφαιρούμε τις τιμές της χρονοσειράς σε διαδοχικά χρονικά βήματα.

Ειδικότερα, η πρώτη διαφοροποίηση (first differencing) περιλαμβάνει την αφαίρεση της προηγούμενης τιμής από την τρέχουσα. Αυτό μπορεί να αφαιρέσει τη γραμμική τάση από τη χρονοσειρά. Εάν η χρονοσειρά παραμένει μη στάσιμη, μπορεί να εφαρμοστεί δεύτερη διαφοροποίηση (second differencing), και αυτό να επαναλαμβάνεται έως ότου να επιτευχθεί στασιμότητα. Με τη διαφοροποίηση, επιτυγχάνεται η εξάλειψη των μη στάσιμων χαρακτηριστικών της χρονοσειράς, επιτρέποντας έτσι την εφαρμογή των μοντέλων πρόβλεψης, όπως τα υποδείγματα ARIMA, που απαιτούν στασιμότητα για να λειτουργήσουν αποτελεσματικά (Brooks, 2022).

3.8.1 Αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα AR(p)

Ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης ονομάζεται αυτοπαλίνδρομο όταν η τρέχουσα τιμή μιας μεταβλητής y εξαρτάται αποκλειστικά από τις τιμές τις οποίες πήρε η μεταβλητή σε προγενέστερες περιόδους συν ένα όρο σφάλματος. Ο όρος αυτόπαλινδρόμηση υποδηλώνει ότι είναι μια παλινδρόμηση της μεταβλητής ενάντια στον εαυτό της. Έτσι, ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα τάξης p μπορεί να γραφεί ως (Hyndman & Athanasopoulos, 2021):

$$Y_t = \mu + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + u_t$$

όπου,

- μ η παράμετρος που σχετίζεται με τη μέση τιμή της χρονοσειράς.
- u_t ένας διαταρακτικός όρος λευκού θορύβου (σφάλμα).
- $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$ οι παράμετροι που αντιστοιχούν στους αυτοπαλινδρομούμενους όρους, προεκτείνοντας την εξάρτηση της εξαρτημένης μεταβλητής Y_t στις προηγούμενες τιμές της ίδιας μεταβλητής.
- p υποδηλώνει την τάξη του αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος και αφορά το μήκος της υστερήσεως.

Χρησιμοποιώντας τον τελεστή υστέρησης L (ο τελεστής L είναι η μετατόπιση των δεδομένων προς τα πίσω μια ή και περισσότερες χρονικές περιόδους), ο οποίος έχει το χαρακτηριστικό $L^i Y^t = Y_{t-n}$, η παραπάνω εξίσωση γίνεται (Brooks, 2022):

$$\varphi(L)Y_t = \mu + u_t, \quad \text{όπου } \varphi(L) = (1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p)$$

Για ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα πρώτου βαθμού, δηλαδή $p=1$, η χρονοσειρά συμβολίζεται με $AR(1)$, δίνεται από τον παρακάτω τύπο, η τιμή φ_1 κυμαίνεται μεταξύ -1 και 1 και μπορούμε να συμπεράνουμε τα εξής:

$$Y_t = \mu + \varphi_1 Y_{t-1} + u_t$$

όπου,

όταν $\varphi_1 = 0$ και $\mu = 0$, η Y_t ισοδυναμεί με λευκό θόρυβο.

όταν $\varphi_1 = 1$ και $\mu = 0$, η Y_t ισοδυναμεί με τυχαίο περίπατο.

όταν $\varphi_1 = 1$ και $\mu \neq 0$, η Y_t ισοδυναμεί με τυχαίο περίπατο με περιπλάνηση.

όταν $\varphi_1 < 0$, η Y_t έχει την τάση να παίρνει τιμές που είναι κοντά στο μέσο όρο.

Για ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα δευτέρου βαθμού, δηλαδή $p=2$, η χρονοσειρά συμβολίζεται με $AR(2)$ και έχουμε, $-1 < \varphi_2 < 1$, $\varphi_1 + \varphi_2 < 1$ και $\varphi_2 - \varphi_1 < 1$. Τέλος, όταν $p \geq 3$, οι περιορισμοί είναι περισσότερο περίπλοκοι (Hyndman & Athanasopoulos, 2021) και οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης τείνουν στο μηδέν, ενώ ταυτόχρονα υφίστανται p σημαντικοί στατιστικά συντελεστές μερικής αυτοσυσχέτισης.

3.8.2 Υπόδειγμα κινητού μέσου $MA(q)$

Το πιο απλό υπόδειγμα χρονοσειρών που μπορούμε να συναντήσουμε είναι αυτό των κινητών μέσων, το οποίο αντί να βασίζεται στη χρήση προηγούμενων τιμών της μεταβλητής πρόβλεψης σε μια παλινδρόμηση, βασίζεται στα προηγούμενα σφάλματα πρόβλεψης και υπολογίζεται από την παρακάτω εξίσωση (Hyndman & Athanasopoulos, 2021):

$$Y_t = \mu + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q}$$

όπου,

- μ είναι μια σταθερά και $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_q$ είναι οι συντελεστές των κινητών μέσων του υποδείγματος
- u_t ένας διαταρακτικός όρος λευκού θορύβου,
- q δείχνει την τάξη του υποδείγματος του κινητού μέσου

Χρησιμοποιώντας και πάλι τον τελεστή υστέρησης L , ο οποίος έχει το χαρακτηριστικό $L^i Y_t = Y_{t-i}$, η παραπάνω εξίσωση γίνεται (Brooks, 2022):

$$Y_t = \mu + \theta(L)u_t, \quad \text{όπου } \theta(L) = (1 + \theta_1 L - \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q)$$

Επομένως, καθώς κάθε διαδικασία $MA(q)$ ορίζεται ως μέσος όρος q στάσιμων διαδικασιών λευκού θορύβου, εξάγεται το συμπέρασμα ότι κάθε υπόδειγμα κινητού μέσου είναι επίσης στάσιμο όταν το q είναι πεπερασμένο.

Επίσης ένα σημαντικό θέμα στην ανάλυση των υποδειγμάτων $MA(q)$ είναι η αντιστρεψιμότητα. Η συνθήκη της αντιστρεψιμότητας είναι μαθηματικός η ίδια με αυτήν της στασιμότητας, αλλά διαφέρει, από την από την άποψη ότι η πρώτη αφορά την διαδικασία MA και η δεύτερη την AR . Μια χρονοσειρά Y_t χαρακτηρίζεται αντιστρέψιμη όταν μπορεί να αναπαρασταθεί από μια πεπερασμένη σειρά MA ή από μια συγκλίνουσα αυτοπαλίνδρομη διαδικασία (δηλ. να υπολογιστούν οι προηγούμενες τυχαίες συνιστώσες από τις μελλοντικές τιμές). Δηλαδή, μπορούμε να γράψουμε οποιαδήποτε αντιστρέψιμη διαδικασία $MA(q)$ ως μία $AR(\infty)$. Για να είναι αντιστρέψιμο ένα υπόδειγμα $MA(q)$, οι ρίζες του χαρακτηριστικού πολυωνύμου του υποδείγματος πρέπει να βρίσκονται εκτός του μοναδιαίου κύκλου. Γενικότερα μπορούμε να πούμε ότι οι διαδικασίες $MA(q)$ είναι αντιστρέψιμες έναντι οι ρίζες του πολυωνύμου: $\theta(z) = 0$ είναι μεγαλύτερες από 1 κατά απόλυτη τιμή (Αστερίου & Χαλ, 2018).

3.8.3 Εποχικά υποδείγματα $ARIMA(p,d,q)$

Τα μη εποχικά υποδείγματα $ARIMA$ παρουσιάζονται με της εξής μορφή $ARIMA(p,d,q)$. Οι παράμετροι p , d και q είναι θετική ακέραιοι αριθμοί. Ειδικότερα η παράμετρος p δείχνει την τάξη του αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος (τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων της

μεταβλητής), η παράμετρος d δείχνει τον βαθμό της διαφοροποίησης (πόσες φορές διαφοροποιούνται τα δεδομένα προκειμένου να γίνουν στάσιμα) και η παράμετρος q δείχνει την τάξη του υποδείγματος του κινητού μέσου. Τα υποδείγματα αυτά έχουν ως στόχο την περιγραφή των αυτοσυσχετίσεων των δεδομένων. Η βασική μορφή ενός υποδείγματος ARIMA δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$Y_t = \mu + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q} + u_t$$

\downarrow
Αυτοπαλίνδρομο μέρος τάξης AR(p)

\downarrow
κινητό μέρος MA(q)

Η παραπάνω εξίσωση μπορεί να γραφτεί χρησιμοποιώντας τον τελεστή υστέρησης ως εξής:

$$(1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p) (1 - L)^d Y_t = (1 + \theta_1 L - \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) u_t$$

\downarrow
Αυτοπαλίνδρομο μέρος τάξης AR(p)

\downarrow
διαφορές d

\downarrow
κινητό μέρος MA(q)

Η σταθερά μ έχει σημαντική επίδραση στις μακροχρόνιες προβλέψεις που λαμβάνονται από αυτά τα υποδείγματα.

- αν $\mu = 0$ και $d = 0$, οι μακροχρόνιες προβλέψεις θα συγκλίνουν στο μηδέν.
- αν $\mu = 0$ και $d = 1$, οι μακροχρόνιες προβλέψεις θα συγκλίνουν προς μια μη μηδενική σταθερά.
- αν $\mu = 0$ και $d = 2$, οι μακροχρόνιες προβλέψεις αναμένεται να ακολουθήσουν μια ευθεία γραμμή.
- αν $\mu \neq 0$ και $d = 0$, οι μακροχρόνιες προβλέψεις θα συγκλίνουν στο μέσο όρο των δεδομένων.
- αν $\mu \neq 0$ και $d = 1$, οι μακροχρόνιες προβλέψεις αναμένεται να ακολουθήσουν μια ευθεία γραμμή.
- αν $\mu \neq 0$ και $d = 2$, οι μακροχρόνιες προβλέψεις αναμένεται να ακολουθήσουν μια τετραγωνική τάση.

Η τιμή του d επιδρά επίσης και στα διαστήματα πρόβλεψης. Όσο πιο υψηλή είναι η τιμή του d , τόσο γρηγορότερα αυξάνονται τα διαστήματα πρόβλεψης σε μέγεθος. Όταν $d=0$, η τυπική απόκλιση της μακροχρόνιας πρόβλεψης θα συγκλίνει προς την τυπική απόκλιση των ιστορικών δεδομένων, συνεπώς όλα τα διαστήματα πρόβλεψης στην ουσία θα είναι τα ίδια (Δριτσάκης κα., 2022).

3.8.4 Συνάρτηση ACF και PACF

Η συνάρτηση μερικής αυτοσυσχέτισης (Partial Autocorrelation Coefficient Function ή PACF) και η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (Autocorrelation Coefficient Function ή ACF) είναι δύο σημαντικά εργαλεία στον τομέα της ανάλυσης χρονοσειρών. Χρησιμοποιούνται για να εξετάσουν τη σχέση μεταξύ παρατηρήσεων (μεταβλητών) σε μια χρονοσειρά και μπορούν να βοηθήσουν στην αναγνώριση πιθανών υποδειγμάτων χρονοσειρών.

Συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (ACF)

Η ACF μετρά τον βαθμό αυτοσυσχέτισης μεταξύ μιας παρατήρησης και των προηγούμενων παρατηρήσεων σε μια χρονοσειρά. Συγκεκριμένα, η ACF υπολογίζει το συντελεστή συσχέτισης για διάφορες χρονικές καθυστερήσεις (lags). Η μαθηματική απεικόνιση της συνάρτησης ACF δίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$ACF(k) = \frac{Cov(Y_t, Y_{t-k})}{Var(Y_t)}$$

όπου,

- $Cov(Y_t, Y_{t-k})$ είναι η συνδιακύμανση (covariance) μεταξύ Y_t , Y_{t-k} .
- $Var(Y_t)$ είναι η διακύμανση (variance) της σειράς Y_t .

Συνάρτηση μερικής αυτοσυσχέτισης (PACF)

Η συνάρτηση PACF, από την άλλη πλευρά, μετρά τη συσχέτιση μεταξύ δύο παρατηρήσεων, αφού έχουν αφαιρεθεί τυχόν ενδιάμεσες παρατηρήσεις και χωρίς να επηρεάζεται από τις ενδιάμεσες παρατηρήσεις. Αυτό το εργαλείο χρησιμοποιείται για να εντοπίσει τυχόν μοντέλα

αυτοσυσχέτισης (AR) στην χρονοσειρά. Η μαθηματική απεικόνιση της συνάρτησης PACF δίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$PACF(k) = \frac{Cov(Y_t, Y_{t-k} - \hat{Y}_{t-k/t})}{Var(Y_t)}$$

όπου,

- $Cov(Y_t, Y_{t-k} - \hat{Y}_{t-k/t})$ είναι η συνδιακύμανση μεταξύ $Y(t)$ και του υπόλοιπου Y_{t-k} μετά την αφαίρεση των επιδράσεων των ενδιάμεσων παρατηρήσεων.
- $Var(Y_t)$ είναι η διακύμανση της σειράς Y_t .

Συνοψίζοντας, η ACF βοηθάει στον εντοπισμό αυτοσυσχετίσεων, ενώ η PACF βοηθάει στον εντοπισμό μερικών αυτοσυσχετίσεων (μετά την αφαίρεση τυχόν ενδιάμεσων επιδράσεων). Και οι δύο συντελεστές είναι σημαντικοί στον προσδιορισμό του κατάλληλου υποδείγματος χρονοσειρών για την ανάλυση και την πρόβλεψη χρονοσειρών.

3.9 Υποδείγματα ARCH - GARCH

Τα υποδείγματα που αναφέρθηκαν στην παραπάνω ενότητα είναι γραμμικά μοντέλα. Σε αυτή την ενότητα θα γίνει αναφορά σε μη γραμμικά υποδείγματα. Τέτοια μοντέλα υπάρχουν πολλά, αλλά τα δημοφιλέστερα μη γραμμικά υποδείγματα που χρησιμοποιούνται για την δημιουργία χρηματοοικονομικών μοντέλων είναι, τα αυτοπαλίνδρομα μοντέλα ετεροσκεδαστικότητας (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity ή ARCH) και τα γενικευμένα αυτοπαλίνδρομα μοντέλα ετεροσκεδαστικότητας (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity ή GARCH).

Συνοψίζοντας μπορούμε να πούμε ότι τα υποδείγματα ARCH και GARCH, αντιπροσωπεύουν την αυτοπαλίνδρομη υπό όρους ετεροσκεδαστικότητας και την γενικευμένη αυτοπαλίνδρομη υπό όρους ετεροσκεδαστικότητας αντίστοιχα. Τα υποδείγματα αυτά χρησιμοποιούνται συχνά για να μοντελοποιήσουν την αυτοσυσχέτιση της διακύμανσης σε χρονοσειρές που παρουσιάζουν φαινόμενα όπως η ομαδοποίηση της μεταβλητότητας (volatility clustering) και είναι χρήσιμα για την πρόβλεψη και τη διαχείριση κινδύνων σε οικονομικές χρονοσειρές αλλά και σε άλλους τομείς (Δριτσάκης κα, 2022).

3.9.1 Υποδείγματα ARCH

Το 1982 ο Robert F. Engle εισήγαγε τα υποδείγματα ARCH(q), τα οποία και αποτελούν μια επέκταση του κλασικού υποδείματος αυτοπαλίνδρομης (AR) χρονοσειράς. Το βασικό χαρακτηριστικό των υποδειγμάτων ARCH είναι ότι θεωρεί ότι η διακύμανση (σ^2) των τρεχόντων σφαλμάτων εξαρτάται από τις διακυμάνσεις των σφαλμάτων των προηγούμενων τιμών των q χρονικών περιόδων (άρα τα σφάλματα δεν είναι ανεξάρτητα μεταξύ τους και μεγαλύτερα κινούμενα σφάλματα έχουν μεγαλύτερη διακύμανση). Γενικότερα μπορούμε να πούμε ότι τα υποδείγματα ARCH είναι στατιστικά υποδείγματα που χρησιμοποιούνται για την ανάλυση και πρόβλεψη χρονοσειρών που παρουσιάζουν συνθήκες αυτοσυσχέτισης και αλληλεξάρτησης της διακύμανσης των σφαλμάτων. Για τα ορίσουμε ένα υπόδειγμα ARCH, ορίζουμε αρχικά τις αποδόσεις r_t , ως εξής:

$$r_t = \mu + e_t$$

$$e_t = z_t \sigma_t$$

όπου e_t είναι μια διαδικασία λευκού θορύβου και $z_t \longrightarrow N(0, 1)$. Επίσης σύμφωνα με τον Engle, η κατανομή N ακολουθεί την κανονική κατανομή. Αργότερα και άλλοι ερευνητές υποστήριξαν ότι τα υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικά σφάλματα μπορούν να ακολουθούν και άλλες κατανομές, όπως την t-student, καθώς και την κατανομή του γενικού σφάλματος (Generalized Error Distribution ή GED). Η διαδικασία z_t , εντείνεται από την υπό συνθήκη διακύμανσή, η οποία είναι μια συνάρτηση των τετραγώνων των καταλοίπων των αποδόσεων του παρελθόντος (σ_t^2). Το υπόδειγμα ARCH(q) δίνεται από την παρακάτω μαθηματική εξίσωση:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q a_j e_{t-j}^2$$

όπου, $\omega > 0$ και $a_j \geq 0$ πρέπει να είναι θετικοί αριθμοί, καθώς η υπό συνθήκη διακύμανση σ_t^2 είναι θετικός αριθμός και $0 \leq \sum_{i=1}^n a_i < 1$

- σ_t^2 είναι η υπό συνθήκη διακύμανση της χρονοσειράς.
- ω είναι μια σταθερή παράμετρος.

- α είναι οι παράμετροι του υποδείγματος.
- e_{t-q}^2 είναι το τυχαίο σφάλμα ή ο διαταρακτικός όρος των παρελθοντικών τιμών (λευκός θόρυβος).
- q είναι η χρονική υστέρηση.

Στο παραπάνω υπόδειγμα ARCH(q) μια μεγάλη μεταβολή αποτυπώνεται από μια μεγάλη απόκλιση στην υπό συνθήκη διακύμανση (σ_t^2) και ταυτόχρονα με μια μεγάλη τιμή του σφάλματος e_t (θετική ή αρνητική). Η διακύμανση του σφάλματος e_t είναι μια αύξουσα συνάρτηση με χρονική υστέρηση q και όσο μεγαλύτερο είναι το μήκος της χρονικής υστέρησης τόσο μακρύτερο θα είναι το χρονικό διάστημα μέσα στο οποίο θα συμβαίνουν οι μεταβολές. Άρα μπορούμε να πούμε ότι οι μεγάλες τιμές των χρονικών υστερήσεων στα υποδείγματα ARCH προϋποθέτουν μεγάλες περιόδους μεταβλητότητας, ενώ μικρές τιμές περιόδους ομαλότητας. Για τον λόγο αυτό η ο καθορισμός της τάξης q στο υπόδειγμα είναι πολύ σημαντικός (Δριτσάκης κα, 2022). Στην απλούστερη μορφή ενός υποδείγματος ARCH(1) η παραπάνω εξίσωση γίνεται:

$$\sigma_t^2 = \omega + a_1 e_{t-1}^2$$

Τέλος θα πρέπει να σημειώσουμε ότι για να έχουμε διαδικασία ARCH θα πρέπει:

H_0 : δεν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα και άρα διαδικασία ARCH.

H_1 : έχουμε ετεροσκεδαστικότητα και άρα διαδικασία ARCH.

Αν p (probability) < 0.05 απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και επομένως έχουμε διαδικασία ARCH.

3.9.2 Υποδείγματα GARCH

Από την άλλη τα υποδείγματα GARCH, τα οποία αναπτύχθηκαν από τους Bollerssev (1986), και Taylor (1986), αποτελούν μια επέκταση των υποδειγμάτων ARCH. Τα υποδείγματα GARCH δίνουν την δυνατότητα εκτός από τα τετράγωνα των καταλοίπων των αποδόσεων του παρελθόντος να εξαρτάται και από την υπό συνθήκη διακύμανση σ_t^2 των των περασμένων τιμών για p χρονικές υστερήσεις. Το υπόδειγμα GARCH(p, q) είναι ένα από τα

πιο γνωστά υποδείγματα GARCH, όπου p αναφέρεται στην τάξη του αυτοπαλίνδρομου μέρους (AR) και q αναφέρεται στην τάξη του κινητού μέσου μέρους (MA). Το AR και MA αναφέρεται στην εξάρτηση της τρέχουσας διακύμανσης από τα προηγούμενα τετραγωνικά σφάλματα. Αυτό σημαίνει ότι η διακύμανση προβλέπεται ως γραμμικός συνδυασμός των προηγούμενων τετραγωνικών σφαλμάτων (Brooks, 2022). Το υπόδειγμα GARCH(p, q) δίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^q a_i e_{t-i}^2$$

όπου, $\omega > 0$

Στην απλούστερη μορφή ενός υποδείματος GARCH(1, 1) η παραπάνω εξίσωση γίνεται:

$$\sigma_t^2 = \omega + a_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

και ισχύουν οι περιορισμοί $a_1 \geq 0$ και $\beta_1 \geq 0$ προκειμένου να έχουμε θετική την υπό συνθήκη διακύμανση σ_t^2 . Επίσης για να επιτευχθεί στασιμότητα στην συνδιακύμανση θα πρέπει:

$$\sum_{j=1}^p \beta_j + \sum_{i=1}^q a_i < 1$$

Το παραπάνω υπόδειγμα περιέχει τρία συνθετικά, τα οποία είναι, η σταθερά $\omega > 0$, ο όρος e_{t-1}^2 , δηλαδή ο όρος ARCH(1) και ο παράγοντας σ_{t-1}^2 , δηλαδή ο όρος GARCH(GARCH term).

Κεφάλαιο 4^ο – Μεθοδολογία Έρευνας

4.1 Εισαγωγή

Το παρόν κεφάλαιο συνιστά ένα σημαντικό μέρος της ερευνητικής διαδικασίας, καθώς παρέχει το πλαίσιο και τα εργαλεία που θα χρησιμοποιηθούν για την ανάλυση και την εκτίμηση των αποτελεσμάτων της έρευνας. Ειδικότερα, παρουσιάζονται τα εργαλεία και οι τεχνικές που θα εφαρμοστούν στην ανάλυση των χρηματοοικονομικών δεδομένων. Συγκεκριμένα, παρουσιάζετε το υπόδειγμα CAPM το οποίο θα χρησιμοποιηθεί για την αξιολόγηση του κινδύνου της εξεταζόμενης μετοχής σε σχέση με τον Γενικό Δείκτη. Επιπλέον, παρουσιάζονται μέθοδοι όπως, ο έλεγχος Jarque-Bera, ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (Unit Root Test) με έμφαση στον έλεγχο επαυξημένου Dickey-Fuller (ADF). Τέλος περιγράφεται η μέθοδος και τα βήματα που θα χρησιμοποιηθούν για την κατασκευή και επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος ARIMA-ARCH και ARIMA-GARCH, το οποίο θα χρησιμοποιηθεί στην ανάλυση και την πρόβλεψη των δεδομένων.

4.2 Απόδοση μετοχών βάσει υποδείγματος CAPM

Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων CAPM, όπως αναφέρθηκε και παραπάνω, χρησιμοποιείται για να καθορίσει την προσδοκώμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο, σε σχέση με την απόδοση της αγοράς συνολικά και δίνεται από τον τύπο:

$$R_0 = r_f + b (R_M - R_f)$$

Στην περίπτωση μας θα χρησιμοποιήσουμε το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα που αναπτύχθηκε από τον William Sharpe (1963) και δεν θα λάβουμε υπόψη την παράμετρο r_f , η οποία είναι το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου και επομένως η παραπάνω μεταβλητή θα μετατραπεί ως εξής:

$$R_{coca_colat} = a + bR_{gnt} + e_t$$

- R_{coca_colat} είναι η απόδοση της μετοχής της Coca Cola την περίοδο t .
- R_{gnt} είναι η απόδοση του Γενικού δείκτη ΧΑ κατά την περίοδο t .
- a είναι το συστατικό της απόδοσης της μετοχής της Coca Cola που δεν σχετίζεται με τις διακυμάνσεις του γενικού δείκτη του ΧΑΑ.

- b ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου (ή συντελεστής beta) της μετοχής της Coca Cola είναι ο οποίος υπολογίζει την ευαισθησία της προαναφερόμενης μετοχής στις διακυμάνσεις του Γενικού δείκτη του ΧΑΑ.
- e_t το σφάλμα της απόδοσης της μετοχής Coca Cola κατά την περίοδο t .

Εφαρμόζοντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (ordinary least squares), εκτιμούμε τους συντελεστές a και b .

4.3 Μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares)

Η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (Least Squares Method ή LSM) είναι μια στατιστική και μαθηματική τεχνική που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση των παραμέτρων ενός μοντέλου ή την προσαρμογή ενός μοντέλου σε δεδομένα. Γενικότερα αν έχουμε ένα μαθηματικό μοντέλο που περιγράφει μια σχέση μεταξύ δύο μεταβλητών $\hat{\alpha}$ και $\hat{\beta}$, η μέθοδος αυτή βρίσκει την ευθεία (ή το μοντέλο) που προσαρμόζεται καλύτερα στα δεδομένα, όπου «καλύτερα» σημαίνει ότι η συνολική τετραγωνική απόκλιση ανάμεσα στις παρατηρούμενες τιμές και τις προβλεπόμενες τιμές είναι η ελάχιστη. Αυτό επιτυγχάνεται συνήθως με την εύρεση των βέλτιστων τιμών των παραμέτρων του μοντέλου και δίνεται από την παρακάτω σχέση (Συριόπουλος, & Φίλιππας, 2010):

$$S = \min \sum_{i \in T} (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_i)^2 = \min \sum_{i \in T} (\hat{\alpha}_i)^2$$

Η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων επιλέγει του συντελεστές $\hat{\alpha}$ και $\hat{\beta}$, οι οποίοι έχουν συγκεκριμένες ιδιότητες (όπως γραμμικότητα, αμεροληψία, αποτελεσματικότητα), αναφέρονται ως Best Linear Unbiased Estimators (BLUE) και δίνονται από την σχέση (Αστερίου & Χαλ, 2018):

$$\hat{\beta} = \frac{\sum X_t Y_t - 1/n \sum X_t \sum Y_t}{\sum X_t^2 - 1/n (\sum X_t)^2} = \frac{Cov(X_t - Y_t)}{Var(X_t)}$$

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum X_t^2 \sum Y_t - \sum X_t \sum X_t Y_t}{n \sum X_t^2 - (\sum X_t)^2}$$

4.3.1 Στατιστικό Jarque-Bera

Το Jarque-Bera τεστ είναι ένα στατιστικό τεστ που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της κανονικότητας των δεδομένων. Η βασική ιδέα είναι ότι εάν τα δεδομένα ακολουθούν μια κανονική κατανομή, τότε η ασυμμετρία ή λοξότητα (skewness) των δεδομένων αγγίζει το μηδέν (0), ενώ η κυρτότητα (kurtosis) το τρία (3). Το Jarque-Bera τεστ χρησιμοποιεί αυτές τις δύο στατιστικές ποσότητες για να ελέγξει την υπόθεση κανονικότητας. Όταν η πιθανότητα είναι υψηλή αυτό υποδεικνύει ότι τα δεδομένα μπορεί να προέρχονται από μια κανονική κατανομή. Ωστόσο, πρέπει πάντα να λαμβάνετε υπόψη το μέγεθος του δείγματος και να εξετάζονται και άλλες πτυχές των δεδομένων κατά την αξιολόγηση της κανονικότητας. Εφόσον τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή τότε έχω $S=0$ και $K=3$. Το στατιστικό Jarque-Bera υπολογίζεται ως εξής (Δριτσάκη & Δριτσάκη, 2020):

$$JB = \frac{n}{6} \left[s^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right]$$

Η στατιστική των Jarque-Bera ακολουθεί την κατανομή χ^2 με δυο βαθμούς ελευθερίας. Στην περίπτωση αυτή οι υποθέσεις μηδενική και εναλλακτική κατανομή μπορούν να εκφραστούν ως εξής:

H_0 : τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή

H_1 : τα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή

Συμπερασματικά μπορούμε να πούμε ότι, εάν η τιμή p-value που σχετίζεται με τη στατιστική Jarque-Bera είναι μικρότερη από ένα επιλεγμένο επίπεδο σημαντικότητας (συνήθως 0.05), η μηδενική υπόθεση ότι τα δεδομένα είναι κανονικά κατανεμημένα απορρίπτεται. Εάν η τιμή p είναι μεγαλύτερη από το επίπεδο σημαντικότητας, η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτετε, υποδεικνύοντας ότι τα δεδομένα μπορεί να είναι κανονικά κατανεμημένα.

4.4 Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (Unit Root Test)

Οι έλεγχοι μοναδικής ρίζας (Unit Root Test) είναι στατιστικές διαδικασίες που χρησιμοποιούνται για να ελέγξουν την ύπαρξη μοναδικής ρίζας σε μια χρονοσειρά, με απώτερο σκοπό να διαπιστώσουν αν η χρονοσειρά είναι στάσιμη ή όχι. Με μαθηματικούς

όρους εννοούμε ότι κάποια ρίζα της παρακάτω εξίσωσης που ισούται με τη μονάδα, βρίσκεται πάνω στο μοναδιαίο κύκλο

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

Το παραπάνω αποτέλεσμα μπορούμε να το λάβουμε από ένα αυτοπαλίνδρομο σχήμα πρώτης τάξης AR(1) με συντελεστή αυτοσυσχέτισης κοντά στη μονάδα και το λευκό θόρυβο να παίζει το ρόλο της τυχαίας μεταβλητής.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

Στην περίπτωση που ο συντελεστής αυτοπαλινδρόμησης ισούται με μονάδα ($\rho=1$) έχει δηλαδή μοναδιαία ρίζα (unit root), το υπόδειγμα είναι μια διαδικασία μη στάσιμη και η παραπάνω συνάρτηση γράφεται ως εξής:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

Η παραπάνω συνάρτηση ονομάζεται τυχαίος περίπατος (random walk) και η χρονοσειρά χαρακτηρίζεται ως μη στάσιμη. Στην περίπτωση αυτή έχουμε τις δύο παρακάτω υποθέσεις:

$H_0: |\rho| \geq 1$, η διαδικασία Y_t είναι μη στάσιμη (υπάρχει μοναδιαία ρίζα)

$H_1: |\rho| < 1$, η διαδικασία Y_t είναι στάσιμη (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα)

Οι πιο δημοφιλείς έλεγχοι μοναδικής ρίζας είναι ο έλεγχος Dickey-Fuller (DF), ο επαυξημένος έλεγχος DF (Augmented Dickey-Fuller), ο έλεγχος Phillips-Perron (PP), ο έλεγχος KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin), ο έλεγχος ERS (Elliott, Rothenberg, and Stock) και ο έλεγχος NG-Perron (Συριόπουλος, & Φίλιππας, 2010).

4.4.1 Έλεγχος επαυξημένου DF (Augmented Dickey-Fuller)

Ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller είναι ένα στατιστικό εργαλείο που χρησιμοποιείται για να ελέγξει τη στασιμότητα μιας χρονοσειράς. Δηλαδή εξετάζει την συνθήκη κατά την οποία μια διαδικασία έχει μοναδιαία ρίζα και κατά πόσο οι πρώτες διαφορές βοηθούν στην απομάκρυνση αυτής της ρίζας. Αν και πάλι υπάρχει πρόβλημα τότε η διαδικασία προχωρά στις δεύτερες διαφορές (Dickey & Fuller, 1979,1981).

Ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller είναι μια επέκταση του κανονικού ελέγχου DF και προσθέτει τον όρο της υστέρησης της μεταβλητής. Ο έλεγχος ADF υπολογίζεται από τα παρακάτω τρία υποδείγματα (Αστερίου & Χαλ, 2018):

1. Χωρίς σταθερό όρο και χρονική τάση (none)

$$\Delta Y_t = \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

2. Με σταθερό όρο (constant)

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

3. Με σταθερό όρο και χρονική τάση (constant and linear trend)

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

όπου t είναι η μεταβλητή του χρόνου ή της τάσης

Η εξαρτημένη μεταβλητή Y μπορεί να είναι είτε η απόδοση των μέτοχων, ή ενός δείκτη της αγοράς κτλ. Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων θα πρέπει να είναι τέτοιος ώστε να μην έχουμε αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα. Για τον προσδιορισμό του κατάλληλου αριθμού των χρονικών υστερήσεων p θα χρησιμοποιήσουμε το κριτήριο των Schwartz (SBIC). Η μηδενική υπόθεση του ελέγχου $H_0: \delta_2=0$ δείχνει ότι η χρονοσειρά περιέχει μοναδιαία ρίζα και επομένως είναι μη στάσιμη, ενώ η υπόθεση ελέγχου $H_1: \delta_2<0$, δείχνει ότι η χρονοσειρά είναι στάσιμη. Οι έλεγχοι διενεργούνται χρησιμοποιώντας την t -Statistic. Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t -Statistic του συντελεστή δ_2 είναι μικρότερο ($\tau_{\delta_2} < \tau_1$) από την κριτική τιμή τ_1 των πινάκων του MacKinnon.

4.5 Κατασκευή υποδείγματος ARIMA-ARCH, ARIMA-GARCH

Για την κατασκευή του υποδείγματος με το οποίο θα εκτιμήσουμε τα δεδομένα μας θα ακολουθήσουμε τα παρακάτω στάδια (Δριτσάκη και Δριτσάκη, 2022):

Βήμα 1: Στασιμότητα, προετοιμασία δεδομένων

Στο αρχικό αυτό στάδιο γίνεται η προετοιμασία των δεδομένων με χρήση γραφικών παραστάσεων των σειρών με τα αρχικά δεδομένα, με εκτίμηση της γραμμικής και εκθετικής τάσης των σειρών, με γραφική παράσταση των συντελεστών αυτοσυσχέτισης, με ελέγχους μοναδιαίας ρίζας και με πρώτες και δεύτερες διαφορές των σειρών. Στο στάδιο αυτό προσδιορίζουμε τον αριθμό των d διαφορών προκειμένου να μετατρέψουμε την χρονοσειρά σε στάσιμη. Αν η χρονοσειρά είναι στάσιμη στα επίπεδα της τότε $d=0$, ενώ αν είναι στάσιμη στις πρώτες και δεύτερες διαφορές τότε $d=1$ και $d=2$, αντίστοιχα. Η στασιμότητα μπορεί να προσδιοριστεί είτε με την βοήθεια της μοναδιαίας ρίζας είτε χρησιμοποιώντας τους συντελεστές αυτοσυσχέτισης. Το υπόδειγμα που θα προκύψει μπορεί να είναι μια απλή σειρά λευκού θορύβου ή ένα σύνθετο υπόδειγμα $AR(I)MA(p, d, q)$.

Βήμα 2: Έλεγχος στάσιμης χρονοσειράς και επιλογή υποδείγματος $AR(I)MA$

Στο δεύτερο στάδιο γίνεται έλεγχος της στάσιμης χρονικής σειράς για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και την επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος $AR(I)MA(p, d, q)$. Ο έλεγχος της αυτοσυσχέτισης όσο και του προσδιορισμού του υποδείγματος γίνεται με το κορελλόγραμμα (correlogram) και την στατιστική Q των Ljung-Box.

Στην περίπτωση που ο έλεγχος γίνεται με το στατιστικό Q -stat των Ljung-Box (1978), το οποίο ακολουθεί την κατανομή X^2 με βαθμούς ελευθερίας ανάλογα με την τάξη της αυτοσυσχέτισης που θέλουμε να εξετάσουμε, αν το Q -stat μεγαλώνει καθώς οι αυτοσυσχετίσεις του δείγματος των καταλοίπων γίνονται μεγαλύτερες, όπως και η τιμή p της πιθανότητας, μπορούμε να πούμε ότι τα κατάλοιπα δεν συσχετίζονται (είναι ανεξάρτητα).

Επίσης οι γραφικές παραστάσεις των συναρτήσεων αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων είναι ένα ακόμα τρόπος αξιολόγησης του υποδείγματος. Οι διακεκομμένες γραμμές στα διαγράμματα αυτά είναι τα κατά προσέγγιση τυπικά σφάλματα που υπολογίζονται ως $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$ (όπου n ο αριθμός παρατηρήσεων). Εάν λοιπόν οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης βρίσκονται εντός των ορίων αυτών τότε

μπορούμε να πούμε ότι σε επίπεδο σημαντικότητας 5% υπάρχει ανεξαρτησία των καταλοίπων. Επίσης, εφόσον οι διαγνωστικοί έλεγχοι δεν είναι ικανοποιητικοί θα πρέπει να επιστρέψουμε στο πρώτο βήμα, ενώ το εκτιμώμενο υπόδειγμα θα πρέπει να συγκριθεί με άλλα υποδείγματα και να επιλεγεί το καλύτερο. Υπάρχουν διαφορετικά κριτήρια, τα οποία διαφέρουν με το πόσο υψηλή είναι η τιμή του όρου ποινής. Τα πιο γνωστά κριτήρια που επιλέγουμε είναι το πληροφοριακό κριτήριο του Akaike (AIC), το κατά Bayes πληροφορικό κριτήριο του Schwartz (SBIC) και το κριτήριο των Hannan-Quinn (HQIC) . Τα παραπάνω κριτήρια δίνονται από τις εξής εξισώσεις (Brooks, 2022):

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}$$

$$SBIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{k}{T} \ln T$$

$$HQIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T} \ln(\ln(T))$$

όπου,

- σ^2 είναι η διακύμανση των καταλοίπων (είναι επίσης ισοδύναμη με το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων διαιρεμένο με τον αριθμό των T παρατηρήσεων).
- $k = p + q + 1$ είναι ο συνολικός αριθμός των εκτιμώμενων παραμέτρων και T είναι το μέγεθος του δείγματος.
- τα πληροφοριακά κριτήρια ελαχιστοποιούνται ως προς $p \leq \bar{p}$, $q \leq \bar{q}$, δηλαδή δημιουργείται ένα ανώτατο όριο στον αριθμό των ορών του κινητού μέσου (\bar{q}) και των αυτοπαλίνδρομων όρων (\bar{p}) που θα εξεταστούν.

Τέλος πρέπει να σημειωθεί ότι πληροφορικό κριτήριο SBIC συνοδεύεται από ένα πολύ πιο αυστηρό όρο ποινής απ' ό τι το πληροφορικό κριτήριο AIC, ενώ το κριτήριο HQIC κινείται ανάμεσα στα δυο προηγούμενα κριτήρια.

Βήμα 3: Εκτίμηση υποδειγμάτων

Στο τρίτο στάδιο πραγματοποιείται προσπάθεια για να εκτιμηθούν τα μοντέλα ταυτοποίησης (υποδείγματα AR(I)MA) που επιλέχθηκαν στο προηγούμενο στάδιο και πραγματοποιείται έλεγχος για την ύπαρξη της υπό συνθήκης ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα αυτών των

υποδειγμάτων (έλεγχος ARCH). Ο έλεγχος για την ύπαρξη της υπό συνθήκης ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα γίνεται από το κορελλόγραμμα (correlogram), καθώς και με τα τετράγωνα των καταλοίπων του υποδείγματος (Q^2).

Βήμα 4: Διαγνωστικοί έλεγχοι

Στο στάδιο αυτό και στην περίπτωση αποδοχής του υποδείγματος ARCH ή GARCH, χρειάζεται η περαιτέρω εξειδίκευση αυτού του υποδείγματος και στη συνέχεια γίνεται η εκτίμηση του από κοινού με τις εξισώσεις του μέσου και της διακύμανσης. Η εκτίμηση των υποδειγμάτων AR(I)MA(p,d,q)-ARCH(q) και AR(I)MA(p,d,q)-GARCH(p,q) γίνεται:

- με την μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας (Maximum Likelihood ή ML).
- με το τεστ ARCH, το οποίο χρησιμοποιείται για να ελέγξει την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στα δεδομένα των χρονοσειρών. Σε αυτό το τεστ, εξετάζεται αν η διακύμανση των υπολοίπων εξαρτάται από τις προηγούμενες τιμές των υπολοίπων. Αν το τεστ ARCH βρει σημαντική ετεροσκεδαστικότητα, αυτό μπορεί να προκαλέσει προβλήματα κατά την εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος και την παραγωγή αναλυτικών αποτελεσμάτων.
- με το τεστ Q^2 των Ljung-Box. Το τεστ Ljung-Box Q ελέγχει αν τα δεδομένα μιας χρονοσειράς είναι λευκός θόρυβος, δηλαδή αν τα δεδομένα είναι ανεξάρτητα. Εάν η τιμή prob. (probability) του τεστ είναι μικρότερο από το επίπεδο σημαντικότητας που έχουμε επιλέξει (5% ή 0.05), τότε απορρίπτουμε την υπόθεση ότι τα δεδομένα είναι λευκός θόρυβος.
- με το τεστ Jarque-Bera, το οποίο ελέγχει την κανονικότητα των δεδομένων της χρονοσειράς. Αν η τιμή Jarque-Bera είναι υψηλή και η τιμή p του τεστ είναι μικρότερη από το επίπεδο σημαντικότητας (0.05), τότε υπάρχουν ενδείξεις ότι τα δεδομένα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή (απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση).

Βήμα 5: Πρόβλεψη

Στο τελευταίο στάδιο πραγματοποιούμε τους διαγνωστικούς ελέγχους για την ερμηνευτικότητα και καταλληλότητα του υποδείγματος για προβλέψεις σε μελλοντικές περιόδους. Όσο αφορά την προβλεπτική ικανότητα του υποδείγματος, αυτή γίνεται με την χρήση δυο μεθόδων την δυναμική και την στατική.

Η δυναμική μέθοδος γνωστή και ως πρόβλεψη πολλαπλών βημάτων (multi-step ahead forecast) χρησιμοποιεί την πραγματική υστερημένη τιμή της μεταβλητής Y προκειμένου να υπολογίσει την πρώτη προβλεπόμενη τιμή. Στην συνέχεια χρησιμοποιώντας την πρώτη προβλεπόμενη τιμή προσπαθεί να υπολογίσει την δεύτερη προβλεπόμενη τιμή και ούτω κάθε εξής. Αντιθέτως η στατική μέθοδος είναι γνωστή και ως πρόβλεψη του ενός βήματος (one-step ahead forecast), η οποία χρησιμοποιεί πάντα τις πραγματικές υστερημένες τιμές της χρονολογικής σειράς Y για τις προβλέψεις (Δριτσάκης κα.,2022). Με βάση τα παραπάνω και έστω s ότι είναι η πρώτη παρατήρηση του δείγματος η πρόβλεψη δίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$\hat{Y}_s = c(1) + c(2)Y_{s-1}$$

όπου, Y_{s-1} είναι η πραγματική τιμή της τελευταίας παρατήρησης του δείγματος και \hat{Y}_s είναι η πρώτη προβλεπόμενη τιμή. Για τον υπολογισμό των υπόλοιπων τιμών χρησιμοποιείται η παρακάτω εξίσωση:

$$\hat{Y}_{s+k} = c(1) + c(2)Y_{s+k-1}$$

όπου, \hat{Y}_{s+k-1} είναι οι υστερημένες προβλεπόμενες τιμές. Η παραπάνω εξίσωση είναι αυτή που χρησιμοποιείται και στην στατική μέθοδο, όταν $k=0$ και η οποία χρησιμοποιεί πάντα τις πραγματικές υστερημένες τιμές της Y για τις προβλέψεις.

Η αξιολόγηση-ακρίβεια των αποτελεσμάτων του υποδείγματος εξαρτάται από το σφάλμα πρόβλεψης (forecasting error). Η επιλογή των σωστών μετρήσεων σφάλματος πρόβλεψης έχει μεγάλη σημασία, οι πιο ευρέως χρησιμοποιούμενες μετρήσεις σφάλματος, οι οποίες θα χρησιμοποιηθούν στην εν λόγω εργασία παρουσιάζονται παρακάτω:

1. Μέσο απόλυτο σφάλμα (Mean Absolute Error ή MAE)

$$\text{MAE} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T |Y_i - \hat{Y}_i|$$

Το μέσο απόλυτο σφάλμα είναι η μέση τιμή των απόλυτων τιμών των διαφορών μεταξύ των προβλεπόμενων από τις πραγματικές τιμές (Y_i η πραγματική τιμή, \hat{Y}_i είναι η προβλεπόμενη τιμή και T ο αριθμός των παρατηρήσεων ή προβλέψεων). Συνίσταται για την αξιολόγηση σε μια μόνο χρονολογική σειρά, ενώ αν θέλουμε να συγκρίνουμε διαφορετικές χρονολογικές σειρές δεν είναι κατάλληλο. Τέλος θα πρέπει να σημειωθεί ότι είναι ευαίσθητο σε ακραίες τιμές.

2. Ρίζα του μέσου τετραγωνικού σφάλματος (Root Mean Square Error ή RMSE)

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (Y_i - \hat{Y}_i)^2}$$

Το μέσο τετραγωνικό σφάλμα μετράει τη ρίζα του μέσου τετραγώνου των αποκλίσεων μεταξύ των προβλεπόμενων και των πραγματικών τιμών, παρέχοντας μια εκτίμηση για το πόσο κοντά είναι οι προβλέψεις στις πραγματικές τιμές. Το RMSE είναι ευαίσθητο σε ακραίες τιμές, αλλά όσο μικρότερες είναι οι τιμές του τόσο καλύτερη η προσαρμογή των προβλεπόμενων χρονολογικών σειρών στις πραγματικές χρονολογικές σειρές.

3. Μέσο απόλυτο ποσοστιαίο σφάλμα (Mean Absolute Percentage Error ή MAPE)

$$\text{MAPE} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left| \frac{Y_i - \hat{Y}_i}{Y_i} \right|$$

Το ποσοστιαίο απόλυτο σφάλμα πρόβλεψης μετρά το μέσο απόλυτο ποσοστό σφάλματος μεταξύ των προβλεπόμενων και των πραγματικών τιμών. Αντίθετα με το MAE που μετράει απλώς την απόκλιση από τις πραγματικές τιμές, το MAPE εστιάζει στο ποσοστό του σφάλματος σε σχέση με τις πραγματικές τιμές. Συνίσταται για την αξιολόγηση πολλαπλών υποδειγμάτων χρονολογικών σειρών με διαφορετικές κλίμακες, γεγονός που μαζί με την εύκολη ερμηνεία του αποτελούν και τα βασικά πλεονεκτήματά του. Ωστόσο υπάρχουν και κάποια μειονεκτήματα όπως:

- δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί ένα υπάρχουν μηδενικές τιμές, καθώς δημιουργεί άπειρες ή απροσδιόριστες τιμές.

- επιβάλλει βαρύτερη ποινή σε αρνητικά σφάλματα.
- δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί, όταν τα ποσοστά δεν έχουν νόημα.
- για πολύ χαμηλές προβλέψεις δεν μπορεί να ξεπερνά το 100%, ενώ για υψηλές δεν υπάρχει ανώτερο ποσοστό.

4. Συμμετρικό μέσο απόλυτο ποσοστιαίο σφάλμα (Symmetric Mean Absolute Percentage Error ή SMAPE)

$$SMAPE = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{|\hat{Y}_i - Y_i|}{\frac{|\hat{Y}_i| + |Y_i|}{2}} \times 100$$

Η εξίσωση αυτή μετρά το μέσο ποσοστιαίο απόλυτο σφάλμα μεταξύ των πραγματικών τιμών και των αντίστοιχων προβλεπόμενων τιμών, για κάθε παρατήρηση από ένα σύνολο δεδομένων μεγέθους παρατηρήσεων. Το SMAPE στην ουσία είναι ο μέσος όρος για όλες τις προβλέψεις που πραγματοποιούνται για μια συγκεκριμένη περίοδο. Το SMAPE αντιμετωπίζει τις προβλέψεις συμμετρικά ανάμεσα στις πραγματικές τιμές και τις προβλεπόμενες τιμές, αφαιρώντας τη δυσαναλογία σε μεγέθη που μπορεί να υπάρχει ανάλογα με την τάση ή την απόκλιση των δεδομένων (αποφεύγει το πρόβλημα των μεγάλων σφαλμάτων). Τέλος αντίθετα με τις προηγούμενες μετρικές το SMAPE έχει τόσο κατώτερο όσο και ανώτερο όριο που είναι μεταξύ 0% και 200%. Ωστόσο ποσοστά μεταξύ 0-100 είναι πολύ πιο εύκολα να εξηγηθούν.

5. Συντελεστής ανισότητας του Theil (Theil's Inequality Coefficient)

Ένα άλλο κριτήριο που μετρά την ακρίβεια της πρόβλεψης είναι οι δυο συντελεστές του Theil που είναι γνωστοί ως Theil U1 και Theil U2. Όσο πιο κοντά στην τιμή 0 είναι και οι δυο συντελεστές τόσο καλύτερη η προβλεπτική ικανότητα των μοντέλων. Το στατιστικό U1 οριοθετείται μεταξύ 0 και 1, ενώ το U2 δεν οριοθετείται. Εφόσον και οι δυο συντελεστές είναι 0 η πρόβλεψη είναι τέλεια. Το στατιστικό U1 δίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$U_1 = \frac{\left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \right]^{1/2}}{\left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T Y_i^2 \right]^{1/2} + \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{Y}_i^2 \right]^{1/2}}$$

Στο eniews το παραπάνω στατιστικό U_1 αναλύεται ως εξής:

$$1. \quad UM = \frac{(\bar{Y}_i - \hat{Y}_i)^2}{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (Y_i - \hat{Y}_i)^2} \quad (\text{Αναλογία μεροληψίας/bias proportion})$$

Η αναλογία μεροληψίας δείχνει πόσο μακριά είναι ο μέσος όρος της προβλεπόμενης χρονοσειράς από τον μέσο όρο της πραγματικής.

$$2. \quad US = \frac{(\sigma_{Y_i} - \sigma_{\hat{Y}_i})^2}{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (Y_i - \hat{Y}_i)^2} \quad (\text{Αναλογίας διακύμανσης/variance proportion})$$

Η αναλογίας της διακύμανσης μετράει πόσο μακριά είναι η διακύμανση της προβλεπόμενης χρονικής σειράς από την διακύμανση της πραγματικής χρονικής σειράς.

$$3. \quad UC = \frac{2(1-\rho)\sigma_{Y_i}\sigma_{\hat{Y}_i}}{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (Y_i - \hat{Y}_i)^2} \quad (\text{Αναλογίας συνδιακύμανσης/covariance proportion})$$

Η αναλογία της συνδιακύμανσης δείχνει τα κατάλοιπα των μη συστηματικών σφαλμάτων της πρόβλεψης.

Σύμφωνα με τα παραπάνω η πρόβλεψη ενός υποδείγματος είναι περισσότερο ικανοποιητική όταν οι αναλογίες μεροληψίας και διακύμανσης πλησιάζουν το μηδέν, ενώ η αναλογία της συνδιακύμανσης θα έχει το περισσότερο σφάλμα της πρόβλεψης, που αναλογεί στο μη συστηματικό σφάλμα, καθώς θα πλησιάζει στο 1 ($UM+US+UC=1$).

Το στατιστικό U_2 δίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$U_2 = \frac{\left[\sum_{i=1}^{T-1} \left(\frac{Y_{i+1} - Y_i}{Y_i} \right)^2 \right]^{1/2}}{\left[\sum_{i=1}^{T-1} \left(\frac{Y_{i+1} - \hat{Y}_i}{Y_i} \right)^2 \right]^{1/2}}$$

Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω το στατιστικό U_2 δεν οριοθετείται και επομένως μπορούμε να πούμε ότι όταν $U_2 < 1$ τότε έχουμε καλό βαθμό πρόβλεψης, ενώ όταν $U_2 > 1$ η υπό εξέταση πρόβλεψη είναι λιγότερο ακριβής.

Κεφάλαιο 5^ο – Δεδομένα και Ανάλυση Αποτελεσμάτων

5.1 Εισαγωγή

Μέσα από τις ενότητες του εν λόγω κεφαλαίου, παρέχεται μια ολοκληρωμένη προσέγγιση για τη διαχείριση και ανάλυση των χρηματοοικονομικών δεδομένων, με έμφαση στη σημασία των αποτελεσμάτων που προκύπτουν από τις αναλύσεις και τις ερμηνείες τους. Για την ανάλυση των δεδομένων θα χρησιμοποιήσουμε το οικονομετρικό πακέτο EViews12. Αρχικά, γίνεται αναφορά στη σημασία των εμπειρικών αποτελεσμάτων στο πλαίσιο της έρευνας, ενώ ακολούθως γίνεται αξιολόγηση και ανάλυση του κινδύνου σε σχέση με την αγορά. Τέλος παρουσιάζεται η διαδικασία δημιουργίας και επιλογής του κατάλληλου υποδείγματος για την πρόβλεψη των αποδόσεων της επιλεγμένης μετοχής.

Πριν ξεκινήσουμε την ανάλυση των αποτελεσμάτων κρίνεται σκόπιμο να γίνει μια συνοπτική αναφορά στην οικονομετρία και ειδικότερα στην χρηματοοικονομική οικονομετρία. Η οικονομετρία, όπως φαίνεται και από τον ίδιο το όνομα της έχει τις ρίζες της στα οικονομικά και αποτελεί έναν σημαντικό κλάδο της οικονομικής επιστήμης που ασχολείται με την εφαρμογή της στατιστικής και των μαθηματικών μεθόδων για την ανάλυση και την εξήγηση οικονομικών φαινομένων. Επομένως μπορούμε να πούμε ότι «οικονομετρία είναι ο κλάδος της οικονομικής επιστήμης που ασχολείται με την εκτίμηση οικονομικών παραμέτρων και τον έλεγχο ορισμένων σχέσεων ανάμεσα σε οικονομικές μεταβλητές, για να δώσει με τον τρόπο αυτό εμπειρικό περιεχόμενο στην οικονομική και διοικητική επιχειρηματολογία» (Δριτσάκη & Δριτσάκη, 2020).

Από την άλλη η χρηματοοικονομική οικονομετρία επικεντρώνεται στην ανάλυση και την ποσοτική μοντελοποίηση οικονομικών σχέσεων και φαινομένων, με σκοπό την πρόβλεψη και την κατανόηση των οικονομικών γεγονότων. Η χρηματοοικονομική οικονομετρία χρησιμοποιεί οικονομικά δεδομένα, όπως τιμές, ποσότητες, επιτόκια, ανεργία, κ.λπ., για να αναλύσει πώς οι αλλαγές σε αυτά τα δεδομένα, επηρεάζουν τις οικονομικές εξελίξεις. Πρωταρχικός της στόχος, είναι η εξαγωγή συμπερασμάτων για τις αιτίες και τις επιπτώσεις οικονομικών γεγονότων. Αυτό επιτυγχάνεται μέσω της εκτίμησης και της δοκιμής

οικονομετρικών μοντέλων. Στην οικονομετρία, υπάρχουν δύο βασικές κατηγορίες μεταβλητών: εξαρτημένες (dependent) και ανεξάρτητες (independent). Ο στόχος είναι να διερευνηθεί πώς οι ανεξάρτητες μεταβλητές επηρεάζουν τις εξαρτημένες (Brooks, 2022).

5.2 Εμπειρικά αποτελέσματα

Προκειμένου να εφαρμόσουμε την μεθοδολογία που προαναφέραμε, έχουμε λάβει ως δεδομένα τις τιμές κλεισίματος της μετοχής της εταιρείας Coca Cola (στις τιμές δεν υπολογίστηκαν τα μερίσματα και τυχόν διασπάσεις) για την χρονική περίοδο Απρίλιος 2016 έως και Απρίλιος 2023, με ημερήσια συχνότητα (5/7), καθώς και ιστορικά στοιχεία της αγοράς. Η αγορά συνήθως νοείται ως ένα υποθετικό χαρτοφυλάκιο που περιέχει όλα τα πιθανά περιουσιακά στοιχεία που υπάρχουν στην οικονομία. Δεδομένου ότι αυτό είναι σχεδόν απίθανο να συμβεί, είναι απαραίτητο να ληφθούν οι τιμές κάποιου δείκτη που προσομοιώνει τη λεγόμενη αγορά όσο το δυνατόν περισσότερο. Ένας τέτοιος δείκτης θα μπορούσε να είναι κάποιος χρηματιστηριακός δείκτης που δείχνει τις αποδόσεις ορισμένων μετοχών. Στην περίπτωσή μας χρησιμοποιήθηκαν οι τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Στην συνέχεια υπολογίστηκαν οι αποδόσεις τόσο της μετοχής που μελετάμε όσο και του Γενικού δείκτη και πραγματοποιήθηκε προσπάθεια να αξιολογήσουμε τα αποτελέσματα που προέκυψαν, με την χρήση του πακέτου Eviews12.

5.2.1 Περιγραφικά στατιστικά μετοχών

Στον πίνακα 1 που παρουσιάζεται παρακάτω αναλύονται τα περιγραφικά στατιστικά των εβδομαδιαίων αποδόσεων της εξεταζόμενης μετοχής και του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ. Σύμφωνα με αυτά παρατηρούμε τα εξής:

Πίνακας 1: Περιγραφικά στατιστικά απόδοσης μετοχής Coca Cola & Γενικού Δείκτη

Περιγραφικά Στατιστικά	Απόδοση Μετοχής Coca Cola	Απόδοση Γενικού Δείκτη
Παρατηρήσεις	1760	1760
Mean	0.000510	0.000485

Median	0.000377	0.001148
Maximum	0.183106	0.114606
Minimum	-0.169321	-0.134226
Std. Dev.	0.019007	0.015452
Skewness	-0.102641	-1.014982
Kurtosis	15.71594	17.17529
Jarque-Bera	11860.73	15037.70
Probability	0.000000	0.000010

Η μέση τιμή της ημερήσιας απόδοσης της μετοχής Coca Cola είναι θετική και περίπου 0.000510, γεγονός που υποδηλώνει ότι η μέση ημερήσια απόδοση της μετοχής είναι περίπου 0,051% και κινείται ελαφρά πάνω από την μέση ημερήσια απόδοση της αγοράς (δηλ. του Γενικού Δείκτη) που είναι 0.049%.

Η τυπική απόκλιση (Standard Deviation) μετράει το βαθμό που οι τιμές διαφέρουν από τη μέση τιμή. Μια υψηλή τυπική απόκλιση υποδηλώνει μεγάλη διασπορά των τιμών, αντίθετα μια μικρή σημαίνει ότι οι τιμές είναι συγκεντρωμένες γύρω από την μέση τους. Στην περίπτωση μας η τυπική απόκλιση της απόδοσης της μετοχής είναι περίπου 1,9%, η οποία είναι λίγο υψηλότερη από αυτή της αγοράς που είναι περίπου 1,5%, υποδηλώνοντας μια μικρή διακύμανση τιμών και επομένως μικρότερη αβεβαιότητα ή κίνδυνο υποδηλώνοντας.

Ο δείκτης ασυμμετρίας (Skewness) μετράει τον βαθμό που η κατανομή των δεδομένων είναι ασύμμετρη. Ένας αριθμός που πλησιάζει το μηδέν υποδηλώνει ότι η κατανομή είναι περίπου συμμετρική. Η ασυμμετρία της απόδοσης της μετοχής Coca Cola είναι περίπου -0.103, υποδηλώνοντας μια ελαφρά αρνητική ασυμμετρία, δηλαδή η πιθανότητα να εμφανιστούν μεγάλες αρνητικές αποδόσεις σε σχέση με τις μεγάλες θετικές είναι μεγαλύτερη. Τέλος η ασυμμετρία της απόδοσης του Γενικού δείκτη είναι περίπου -1.015, υποδηλώνοντας επίσης μια μεγάλη αρνητική ασυμμετρία. Παρόλα αυτά, η πιθανότητα να εμφανίσει η μετοχή της Coca Cola μεγάλες αρνητικές αποδόσεις σε σχέση με τις μεγάλες θετικές είναι μικρότερη σε σχέση με τον γενικό δείκτη (Τσαγκρής & Κουκουριτάκης, 2022).

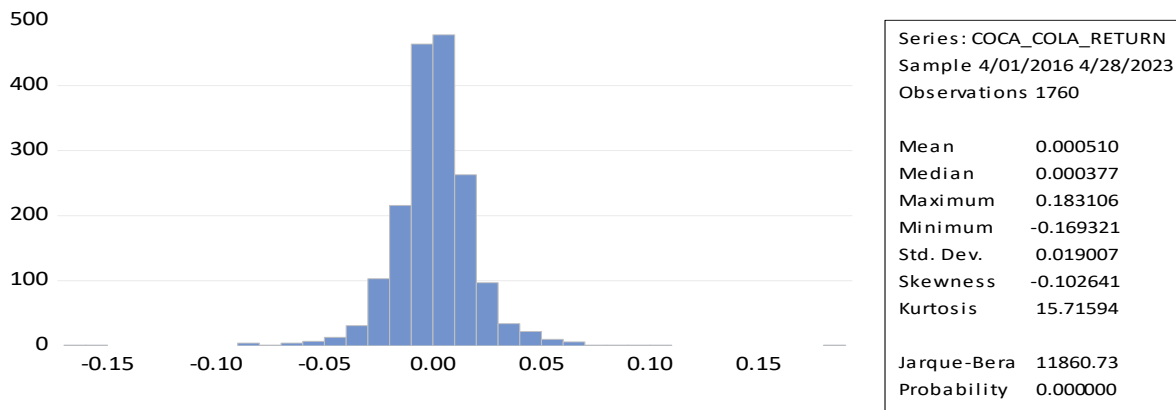
Η κυρτότητα (kurtosis) μετράει τον βαθμό κύρτωσης ή επιπεδότητας της κατανομής. Μια υψηλή κυρτότητα υποδηλώνει μια πιο «κοφτή» κατανομή με πιο έκτακτες τιμές στις ουρές της κατανομής, μια χαμηλή κυρτότητα υποδηλώνει μια πιο «επίπεδη» κατανομή με λιγότερες εκτατές τιμές, ενώ όταν ο συντελεστής κυρτότητας είναι μηδέν τότε η κατανομή είναι κανονική (Τσαγκρής & Κουκουριτάκης, 2022). Η κυρτότητα της απόδοσης της μετοχής της Coca Cola (15.72) υποδηλώνει μια κατανομή λεπτόκυρτη με περισσότερο απότομη κλίση προς τον μέσο σε σχέση με την κανονική κατανομή η οποία φθίνει ταχύτερα ($kurtosis=15.72>3$), παρουσιάζοντας μεταβλητότητα. Αντίστοιχη εικόνα παρουσιάζει και ο Γενικός δείκτης ($kurtosis=17.18$), υποδηλώνοντας επίσης μια πιο «κοφτή» κατανομή με πιο έκτακτες τιμές.

Τα στατιστικά Jarque-Bera (JB) και Probability (prob.) χρησιμοποιούνται για τον έλεγχο της κανονικότητας της κατανομής των αποδόσεων. Στη περίπτωση της εξεταζόμενης μετοχής το Jarque-Bera είναι πολύ υψηλό (11860.73) με πιθανότητα (prob. 0.0000), γεγονός που καταδεικνύει ότι οι αποδόσεις δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή. Επίσης το Jarque-Bera τεστ και για την απόδοση του Γενικού δείκτη παρουσιάζει μια υψηλή τιμή (15037.70) και μια πολύ χαμηλή πιθανότητα (prob. 0.000010).

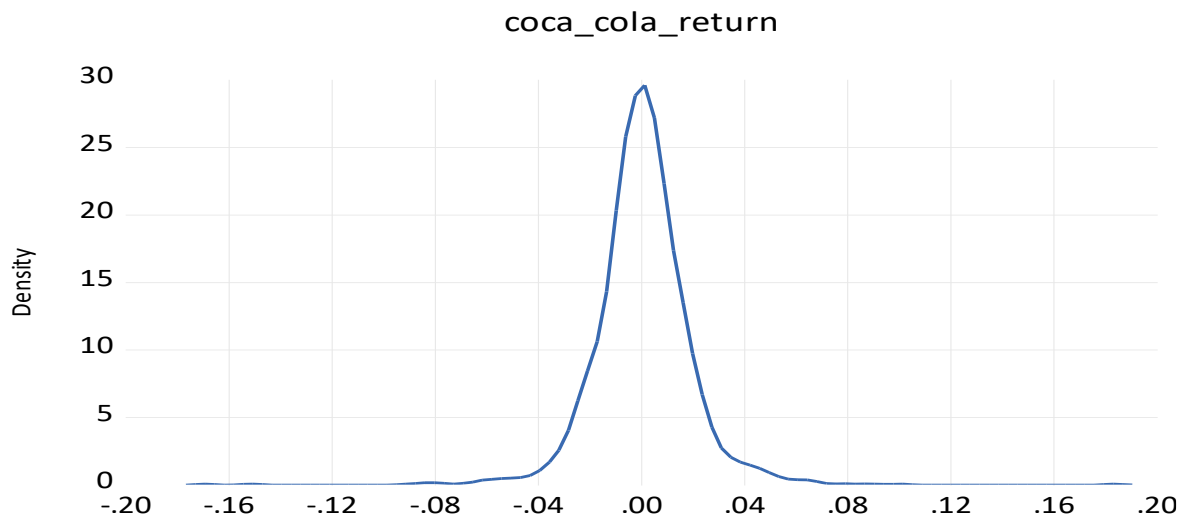
Από τα παραπάνω δεδομένα, της κυρτότητας, της ασυμμετρίας αλλά και του Jarque-Bera τεστ, τόσο για την εξεταζόμενη μετοχή όσο και για τον Γενικό δείκτη, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν στατιστικά στοιχεία υπέρ της απόρριψης της υπόθεσης κανονικότητας.

Είναι σημαντικό να σημειώσουμε ότι η κανονικότητα είναι μια απλουστευμένη υπόθεση για την κατανομή των δεδομένων και δεν λαμβάνει υπόψη την πλήρη φύση των χρηματοοικονομικών δεδομένων. Η απόκλιση από την κανονικότητα μπορεί να είναι συνηθισμένη σε χρηματοοικονομικά δεδομένα λόγω της πολυπλοκότητας και της δυναμικής των χρηματοοικονομικών αγορών, ενώ θα πρέπει πάντα να λαμβάνετε υπόψη και το μέγεθος του δείγματος που εξετάζετε.

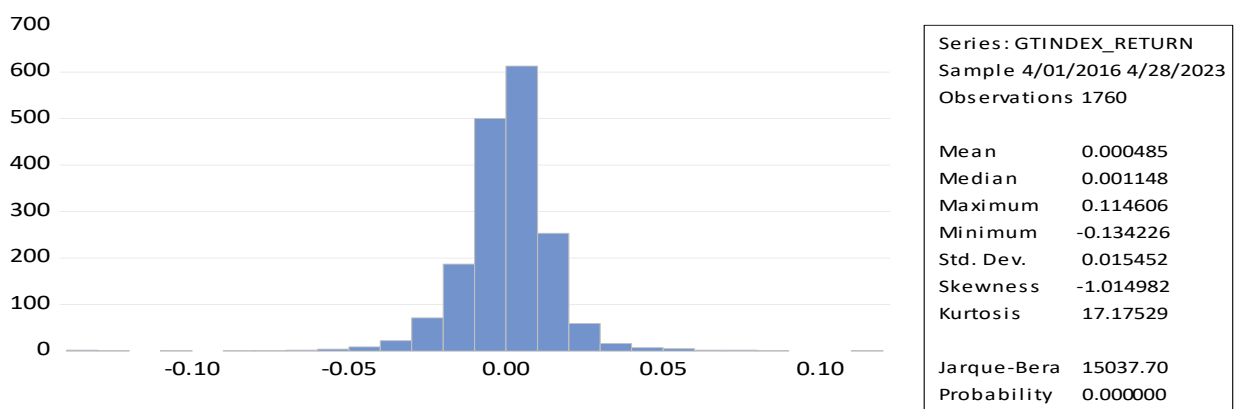
Στα ίδια συμπεράσματα θα μπορούσαμε να καταλήξουμε παρατηρώντας τα ιστογράμματα συχνοτήτων, καθώς και τα διαγράμματα της κατανομής των αποδόσεων για τις αποδόσεις των παραπάνω δεδομένων.



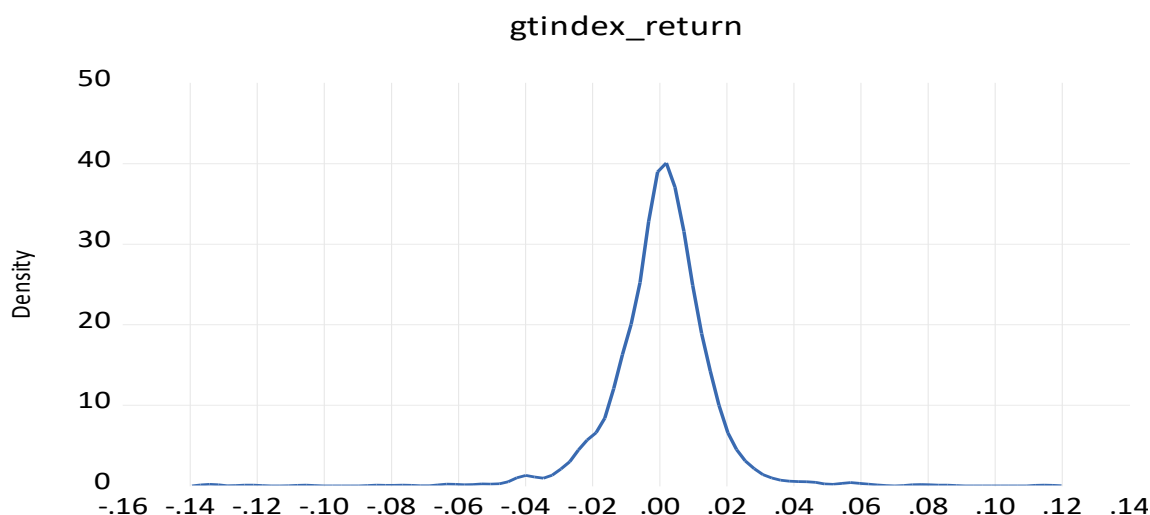
Διάγραμμα 2: Ιστόγραμμα και περιγραφικά στατιστικά αποδόσεων μετοχής Coca Cola



Διάγραμμα 3: Κατανομή αποδόσεων μετοχής Coca Cola



Διάγραμμα 4: Ιστόγραμμα και περιγραφικά στατιστικά αποδόσεων Γενικού Δείκτη ΧΑΑ



Διάγραμμα 5: Κατανομή αποδόσεων Γενικού Δείκτη ΧΑΑ

5.2.2 Έλεγχος στασιμότητας χρονοσειράς

Για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις υπό εξέταση χρονοσειρές χρησιμοποιήθηκε ο επαυξημένος έλεγχος του Dickey-Fuller (ADF). Τα αποτελέσματα του ελέγχου ADF της εξεταζόμενης μετοχής και του Γενικού δείκτη παρουσιάζονται στο πίνακα 2 που ακολουθεί:

Πίνακας 2: Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας ADF

Μετοχή & Γενικός Δείκτης	Επίπεδα		
	Χωρίς σταθερά	Σταθερά	Σταθερά & τάση
Coca Cola_return	-45.040 (0)*	-45.061 (0)*	-45.053 (0)*
Composite Index_return	-41.321 (0)*	-41.350 (0)*	-41.339 (0)*

Σημειώσεις

1. *, **, *** για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.
2. Οι αριθμοί μέσα στις παρενθέσεις, αντιπροσωπεύουν τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής που χρησιμοποιείται για τα σφάλματα του λευκού θορύβου.
3. Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων για την εξίσωση ADF επιλέχτηκε χρησιμοποιώντας το κριτήριο του Schwartz (SIC).
4. Για την απόρριψη της υπόθεσης της μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιούμε τους πίνακες του Mackinnon (1996).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του επαυξημένου τεστ Dickey-Fuller, για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola, η μηδενική υπόθεση είναι ότι η χρονοσειρά Coca_Cola_RTN έχει μοναδιαία ρίζα, γεγονός που καταδεικνύει πως είναι χρονικά ανεξάρτητη. Το μήκος της

καθυστέρησης έχει προσδιοριστεί αυτόματα χρησιμοποιώντας το κριτήριο SIC (Schwartz Information Criterion) και έχει οριστεί ως 0. Από τα αποτελέσματα του τεστ, προκύπτει ότι η τιμή του t-statistic είναι σε απόλυτη τιμή πολύ μεγαλύτερη από τις κρίσιμες τιμές, σε όλες τις περιπτώσεις (3 υποδείγματα), για τα επίπεδα εμπιστοσύνης 1%, 5% και 10%. Αυτό σημαίνει ότι απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και συμπεραίνουμε ότι η χρονοσειρά **Coca Cola_return** δεν έχει μοναδιαία ρίζα και είναι στάσιμη στα επίπεδα. Τέλος να σημειωθεί ότι η τιμή του **R-Squared** (0.5357,0.5361,0.5362 αντίστοιχα για τα 3 υποδείγματα) υποδεικνύουν ότι το υπόδειγμα προσαρμόζεται σχετικά καλά στα δεδομένα.

Τέλος όσο αφορά την Γενικό δείκτη του ΧΑΑ, η μηδενική υπόθεση είναι ότι η χρονοσειρά **Composite_index_return** έχει μοναδιαία ρίζα, γεγονός που καταδεικνύει πως είναι χρονικά ανεξάρτητη. Το μήκος της καθυστέρησης έχει προσδιοριστεί αυτόματα χρησιμοποιώντας το κριτήριο SIC (Schwartz Information Criterion) και έχει οριστεί ως 0. Από τα αποτελέσματα του τεστ, προκύπτει ότι η τιμή του t-statistic είναι σε απόλυτη τιμή πολύ μεγαλύτερη από τις κρίσιμες τιμές, στις σε όλες τις περιπτώσεις (3 υποδείγματα), για τα επίπεδα εμπιστοσύνης 1%, 5% και 10%. Αυτό σημαίνει ότι απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και συμπεραίνουμε ότι η χρονοσειρά **Composite_index_return** δεν έχει μονάδα ρίζα και είναι στάσιμη στα επίπεδα. Τέλος να σημειωθεί ότι η τιμή του **R-squared** (0.4927, 0.4932, 0.4932, αντίστοιχα για τα 3 υποδείγματα) υποδεικνύουν ότι το υπόδειγμα προσαρμόζεται σχετικά καλά στα δεδομένα.

5.2.3 Αξιολόγηση και ανάλυση κινδύνου

Ο παρακάτω πίνακας 3 δείχνει τις εκτιμήσεις του συντελεστή συστηματικού κινδύνου (συντελεστής b), του μη συστηματικού κινδύνου (συντελεστής α) και των μεταβλητών του τετραγώνου R, εφαρμόζοντας το μονομεταβλητό υπόδειγμα της αγοράς (αναλυτικά αποτελέσματα παράρτημα, πίνακες 18 και 19):

Πίνακας 3: Αποτελέσματα ανάλυσης κινδύνου απόδοσης μετοχής Coca Cola

Μετοχή	Beta coefficient	t-statistic Beta	F-statistic	S.D. dependent var	R-squared	Probability
Coca Cola	0.705	29.333	860.406	0.019	0.329	0.0000

Η τιμή της τυπικής απόκλισης της μετοχής της Coca Cola χαρακτηρίζεται χαμηλή, γεγονός που οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η μετοχή παρουσιάζει μικρότερες διακυμάνσεις από τις αντίστοιχες του δείκτη (Phuoc κα., 2018).

Ο σταθερός όρος a σε επίπεδο σημαντικότητας 5% δεν είναι στατιστικά σημαντικός και επομένως δεν τον λαμβάνουμε υπόψη. Ο συντελεστής βήτα ή β της μετοχής είναι περίπου 0.71 και επομένως η μετοχή μπορεί να χαρακτηριστεί ως αμυντική ($\beta = 0.71 < 1$). Παρόλα αυτά ο β της μετοχής πλησιάζει προς το, γεγονός που υποδηλώνει ότι η μετοχή έχει μια θετική συσχέτιση με την αγορά, καθώς αυξήσεις στην αγορά οδηγούν σε αυξήσεις στη μετοχή (και το αντίστροφο). Αναφορικά με την στατιστική σημασία του συντελεστή βήτα (t -statistic b) το υψηλό t -statistic (29.333) υποδηλώνει ότι ο συσχετισμός μεταξύ της μετοχής της Coca Cola με την αγορά είναι στατιστικά σημαντικός. Επίσης και το γεγονός ότι η τιμή της πιθανότητας ($\text{prob.}=0$) είναι μικρότερη από το επίπεδο σημαντικότητας 5% ($0 < 0.05$), υποδηλώνει ότι ο συσχετισμός είναι στατιστικά σημαντικός στο επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Το R-squared της μετοχής είναι περίπου 0.33 και υποδεικνύει ότι περίπου το 33.00% της διακύμανσης των αποδόσεων της εξεταζόμενης μετοχής εξηγείται από την τις μεταβολές των αποδόσεων του γενικού δείκτη, φανερώνοντας μια ικανοποιητική ερμηνευτική ικανότητα του υποδείγματος.

Τέλος το F-statistic χρησιμοποιείται συνήθως σε ανάλυση της διακύμανσης για να αξιολογήσει τη σημαντικότητα του γενικού υποδείγματος. Ένα υψηλό F-statistic υποδηλώνει ότι το γενικό υπόδειγμα είναι στατιστικά σημαντικό. Επομένως, το F-statistic 860.406 υποδηλώνει ότι το υπόδειγμα που χρησιμοποιείται είναι στατιστικά σημαντικό.

5.2.4 Έλεγχος στάσιμης χρονοσειράς και επιλογή υποδείγματος AR(I)MA

Στο σημείο αυτό αφού προηγήθηκε ο έλεγχος στασιμότητας πραγματοποιείται ο έλεγχος της στάσιμης χρονικής σειράς για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και την επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος ARIMA(p, d, q). Να σημειωθεί ότι $d=0$, καθώς η χρονοσειρά ήταν στάσιμη στα επίπεδα και δεν χρησιμοποιήθηκαν διαφορές. Ο έλεγχος της αυτοσυσχέτισης όσο και του

προσδιορισμού του υποδείγματος γίνεται με το κορελλόγραμμα (correlogram) και την στατιστική Q των Ljung-Box (παράρτημα, πίνακας 26).

Αρχικά θα υπολογίσουμε τα όρια του τυπικού σφάλματος σύμφωνα με τον τύπο $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$ που έχουμε προαναφέρει στο προηγούμενο κεφάλαιο. Εφαρμόζοντας τον παραπάνω τύπο προκύπτει $\pm \frac{2}{\sqrt{1760}} = \pm \frac{2}{41.9523} = \pm 0.04767$, άρα τα όρια των δυο τυπικών σφάλματων είναι ± 0.04767 . Από τα αποτελέσματα του πίνακα 26, προκύπτει ότι οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης δεν είναι όλοι στα μέσα στα όρια των τυπικών σφαλμάτων και επομένως οι αποδόσεις των τιμών της εξεταζόμενης μετοχής συσχετίζονται γραμμικά. Επειδή όμως σύμφωνα με το στατιστικό Ljung-Box η τιμή probability Q-stat σε όλες τις υστερήσεις, είναι μικρότερη του 5%, η διαδικασία ARCH-CARCH δεν μπορεί να απορριφθεί. Επομένως από τον ίδιο πίνακα 26, βρίσκουμε όλα τα υποδείγματα ARIMA(p, d, q), που προκύπτουν σύμφωνα με τα αποτελέσματα του διαγράμματος αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης, τα οποία και παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας 4: Υποδείγματα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA

ARIMA model	AIC	SC	HQ
ARIMA(1, 0, 0)	-5.090676	-5.084457	-5.088378
ARIMA(3, 0, 0)	-5.089480	-5.083261	-5.087182
ARIMA(4, 0, 0)	-5.087523	-5.081303	-5.085224
ARIMA(6, 0, 0)	-5.090695	-5.084475	-5.088396
ARIMA(11, 0, 0)	-5.088593	-5.082374	-5.086295
ARIMA(0, 0, 1)	-5.090315	-5.084095	-5.088016
ARIMA(0, 0, 3)	-5.090134	-5.083914	-5.087835
ARIMA(0, 0, 6)	-5.090531	-5.084312	-5.088233
ARIMA(0, 0, 11)	-5.088555	-5.082335	-5.086256
ARIMA(1, 0, 3)	-5.095067	-5.085737	-5.091619
ARIMA(1, 0, 6)	-5.093988	-5.084658	-5.090540

ARIMA(1, 0, 11)	-5.092476	-5.083147	-5.089029
ARIMA(3, 0, 1)	-5.093899	-5.084570	-5.090452
ARIMA(3, 0, 3)	-5.091460	-5.082131	-5.088012
ARIMA(3, 0, 6)	-5.093710	-5.084381	-5.090263
ARIMA(3, 0, 11)	-5.091509	-5.082180	-5.088061
ARIMA(4, 0, 1)	-5.091758	-5.082429	-5.088310
ARIMA(4, 0, 3)	-5.091259	-5.081930	-5.087011
ARIMA(4, 0, 6)	-5.091412	-5.082083	-5.087964
ARIMA(4, 0, 11)	-5.089112	-5.079782	-5.085664
ARIMA(6, 0, 1)	-5.093782	-5.084453	-5.090335
ARIMA(6, 0, 3)	-5.093873	-5.084543	-5.090425
ARIMA(6, 0, 11)	5.092393	-5.083064	-5.088946
ARIMA(11,0, 1)	-5.092128	-5.082799	-5.088681
ARIMA(11, 0, 3)	-5.092240	-5.082911	5.088792
ARIMA(11, 0, 6)	-5.092221	-5.082892	-5.088773

5.2.5 Εκτίμηση και διαγνωστικοί έλεγχοι υποδειγμάτων ARIMA-ARCH και ARIMA-GARCH

Στην υπό ενότητα αυτή υπολογίζουμε τους συντελεστές αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των τετράγωνων των αποδόσεων της εξεταζόμενης μετοχής (παράρτημα, πίνακας 53) προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει συσχέτιση υψηλότερης τάξης, δηλαδή αν έχουμε διαδικασία ARCH (prob. < 0.05). Σύμφωνα και πάλι με το στατιστικό Ljung-Box η τιμή probability Q-stat σε όλες τις υστερήσεις, είναι μικρότερη του 5%, επομένως η μηδενική υπόθεση πρέπει να απορριφθεί και άρα έχουμε διαδικασία ARCH. Τέλος με βάση τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα και πραγματοποιώντας δοκιμές ξεκινώντας από τις μικρότερες τιμές, σύμφωνα με τα κριτήρια που εξετάστηκαν (AIC, SC, HQ), καταλήγουμε στα υποδείγματα ARIMA-ARCH και ARIMA-GARCH που παρουσιάζονται στους παρακάτω πίνακες (αναλυτικά αποτελέσματα παράρτημα, πίνακες 54-107 και διαγράμματα 16-33):

Πίνακας 5: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(2)

<i>ARIMA(1,0,3)-ARCH(2)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
AR(1)	-0.112723[0.0000]	-0.130367[0.0000]	-0.122048[0.0000]
MA(3)	-0.035236[0.0132]	-0.014183[0.4595]	-0.021425[0.2306]
ω	0.000184[0.0000]	0.000198[0.0000]	0.000188[0.0000]
α_1	0.378377[0.0000]	0.280001[0.0000]	0.293578[0.0000]
α_2	0.134018[0.0000]	0.141183[0.0003]	0.138309[0.0005]
		D.O.F=4.470051[0.0000]	PAR= 1.165067[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4662.362	4771.187	4760.773
ARCH(10)	24.60112[0.0062]	25.07063[0.0052]	24.53694[0.0063]
Q ² (10)	25.363[0.0005]	26.243[0.0003]	25.541[0.0004]
Jarque-Bera	3347.091[0.0000]	4101.441[0.0000]	3920.329[0.0000]

Σημείωση

1. Σε αγκύλες παρουσιάζονται οι πιθανότητες (Prob.)

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε ότι το υπόδειγμα ARIMA(1,0,3)-ARCH(2) με την κανονική κατανομή (normal) είναι το καταλληλότερο σε σχέση με τις άλλες δυο κατανομές (t-student's και generalized error), καθώς οι τιμές p σε όλες τις παραμέτρους του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση, ενώ απορρίπτεται η υπόθεση της κανονικής κατανομής.

Πίνακας 6: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3)

<i>ARIMA(1,0,3)-ARCH(3)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
AR(1)	-0.164555[0.0000]	-0.132781[0.0000]	-0.131796[0.0000]
MA(3)	0.101875[0.0000]	0.004484[0.8543]	0.004596 [0.8424]
ω	0.000155[0.0000]	0.000173[0.0000]	0.000166[0.0000]
α_1	0.314725[0.0000]	0.247750[0.0000]	0.260699[0.0000]
α_2	0.062389[0.0014]	0.094108[0.0059]	0.090038[0.0110]
α_3	0.212593[0.0000]	0.137312[0.0004]	0.145050[0.0004]
		D.O.F= 4.823244 [0.0000]	PAR= 1.196071[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4688.168	4781.718	4772.330
ARCH(10)	12.36016[0.2617]	12.19486 [0.2722]	11.93976 [0.2891]
Q²(10)	12.094[0.279]	12.148[0.275]	11.843[0.296]
Jarque-Bera	2579.847[0.0000]	4341.668[0.0000]	4171.814[0.0000]

Από τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε ότι το υπόδειγμα ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) με την κανονική κατανομή (normal) είναι το καταλληλότερο σε σχέση με τις άλλες δυο κατανομές (t-student's και generalized error), καθώς οι τιμές prob. σε όλες τις παραμέτρους του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση. Ο μόνος από του ελέγχους που προβληματίζει είναι αυτός της κανονικότητας, καθώς από τα αποτελέσματα προκύπτει ότι δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Πίνακας 7: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,6)-ARCH(1)

<i>ARIMA(1,0,6)-ARCH(1)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
AR(1)	-0.061273[0.0006]	-0.123752[0.0000]	-0.106312[0.0000]
MA(6)	-0.076361[0.0000]	-0.026280[0.1646]	-0.035834[0.0355]
ω	0.000211[0.0000]	0.000232[0.0000]	0.000216[0.0000]
α_1	0.444682[0.0000]	0.340604[0.0000]	0.358091[0.0000]
		D.O.F=4.138844[0.0000]	PAR=1.131931[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4637.783	4757.360	4744.952
ARCH(10)	81.84696[0.0000]	87.81599 [0.0000]	84.81815[0.0000]
Q²(10)	104.52[0.000]	120.09[0.000]	113.42[0.000]
Jarque-Bera	1953.795[0.0000]	3382.553[0.0000]	2937.363[0.0000]

Με βάση τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε ότι το υπόδειγμα ARIMA(1,0,6)-ARCH(1) με την κανονική κατανομή (normal) και με την κατανομή του γενικευμένου σφάλματος (generalized error) είναι τα καταλληλότερα σε σχέση με το υπόδειγμα της t-student's κατανομής, καθώς οι τιμές prob. σε όλες τις παραμέτρους του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση. Τέλος προκύπτει ότι τα αποτελέσματα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Πίνακας 8: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,6)-ARCH(2)

<i>ARIMA(1,0,6)-ARCH(2)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
AR(1)	-0.122576[0.0000]	-0.130924[0.0000]	-0.126937[0.0000]
MA(6)	-0.067912[0.0000]	-0.017928[0.3619]	-0.026090[0.1528]
ω	0.000187[0.0000]	0.000199[0.0000]	0.000189[0.0000]
α_1	0.370376[0.0000]	0.278116[0.0000]	0.292618[0.0000]
α_2	0.120534[0.0000]	0.138463[0.0003]	0.133122[0.0005]
		D.O.F= 4.464906[0.0000]	PAR= 1.167317[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4665.569	4771.334	4761.035
ARCH(10)	28.92572[0.0013]	26.49988[0.0031]	26.61816[0.0030]
Q²(10)	29.864[0.001]	27.799[0.002]	27.766[0.002]
Jarque-Bera	2330.953[0.0000]	3781.289[0.0000]	3450.331[0.0000]

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι το υπόδειγμα ARIMA(1,0,6)-ARCH(2) με την κανονική κατανομή (normal) είναι το καταλληλότερο σε σχέση με τις άλλες δυο κατανομές (t-student's και generalized error), καθώς οι τιμές p σε όλες τις παραμέτρους του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση. Τέλος και πάλι δεν ακολουθείται η κανονική κατανομή.

Πίνακας 9: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3,0,1)-ARCH(2)

<i>ARIMA(3,0,1)-ARCH(2)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
AR(3)	-0.030769[0.0290]	-0.013820[0.4719]	-0.022885[0.2026]
MA(1)	-0.113897[0.0000]	-0.133079[0.0000]	-0.122030[0.0000]
ω	0.000185[0.0000]	0.000199[0.0000]	0.000189[0.0000]
α1	0.377944[0.0000]	0.279048[0.0000]	0.292314[0.0000]
α2	0.132143[0.0000]	0.139169[0.0003]	0.136390[0.0005]
		D.O.F= 4.456948[0.0000]	PAR= 1.165660[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4656.760	4766.039	4755.312
ARCH(10)	24.51781[0.0063]	24.53799[0.0063]	24.06066[0.0074]
Q²(10)	25.375[0.005]	25.783[0.004]	25.146[0.005]
Jarque-Bera	3432.552[0.0000]	4204.572[0.0000]	4014.571[0.0000]

Από τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε ότι το υπόδειγμα ARIMA(3,0,1)-ARCH(2) με την κανονική κατανομή (normal) είναι το καταλληλότερο σε σχέση με τις άλλες δυο κατανομές (t-student's και generalized error), καθώς οι τιμές p σε όλες τις παραμέτρους του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση, ενώ και πάλι απορρίπτεται η υπόθεση της κανονικής κατανομής

Πίνακας 10: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,3)-ARCH(2)

<i>ARIMA(6,0,3)-ARCH(2)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
AR(6)	-0.056073[0.0001]	-0.016640[0.4039]	-0.030150[0.1012]
MA(3)	-0.041818[0.0006]	-0.015575[0.4104]	-0.025406[0.1370]
ω	0.000184[0.0000]	0.000202[0.0000]	0.000191[0.0000]
α1	0.395150[0.0000]	0.274070[0.0000]	0.292369[0.0000]
α2	0.124986[0.0000]	0.138264[0.0005]	0.133576[0.0008]
		D.O.F= 4.544899[0.0000]	PAR= 1.172488[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4642.059	4743.029	4733.955
ARCH(10)	30.88540[0.0006]	30.80530[0.0006]	29.98841[0.0009]
Q²(10)	32.041[0.000]	32.581[0.000]	31.564[0.000]
Jarque-Bera	2160.988[0.0000]	3671.585[0.0000]	3215.468[0.0000]

Από τον παραπάνω πίνακα προκύπτει ότι το υπόδειγμα ARIMA(6,0,3)-ARCH(2) με την κανονική κατανομή (normal) είναι το καταλληλότερο σε σχέση με τις άλλες δυο κατανομές (t-student's και generalized error), καθώς οι τιμές p σε όλες τις παραμέτρους του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση. Τέλος θα πρέπει να σημειωθεί ότι τα αποτελέσματα δείχνουν ότι δεν ακολουθείται η κανονική κατανομή και σε αυτή την περίπτωση.

Πίνακας 11: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-ARCH(1)

<i>ARIMA(6,0,1)-ARCH(1)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
AR(6)	-0.075005[0.0000]	-0.027523[0.1447]	-0.038171[0.0241]
MA(1)	-0.067871[0.0001]	-0.129983[0.0000]	-0.110591[0.0000]
ω	0.000212[0.0000]	0.000233[0.0000]	0.000216[0.0000]
α1	0.446001[0.0000]	0.340860[0.0000]	0.360660[0.0000]
		D.O.F= 4.130279[0.0000]	PAR= 1.132087[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4622.950	4742.741	4730.160
ARCH(10)	82.28754[0.0000]	85.80613[0.0000]	83.41609[0.0000]
Q²(10)	105.46[0.0000]	117.57[0.000]	111.74[0.000]
Jarque-Bera	1969.067[0.0000]	3473.982[0.0000]	2932.188[0.0000]

Με βάση τα παραπάνω δεδομένα παρατηρούμε ότι το υπόδειγμα ARIMA(6,0,1)-ARCH(1) με την κανονική κατανομή (normal) και με την κατανομή του γενικευμένου σφάλματος (generalized error) είναι τα καταλληλότερα σε σχέση με το υπόδειγμα της t-student's κατανομής, καθώς οι τιμές p σε όλες τις παραμέτρους του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στη διακύμανση και αυτοσυσχέτιση, ενώ και σε από το υπόδειγμα απορρίπτεται η υπόθεση της κανονικής κατανομής.

Πίνακας 12: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-ARCH(2)

<i>ARIMA(6,0,1)-ARCH(2)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
AR(6)	-0.067802[0.0000]	-0.018582[0.3446]	-0.027468[0.1316]
MA(1)	-0.126742[0.0000]	-0.133794[0.0000]	-0.127493[0.0000]
ω	0.000188[0.0000]	0.000200[0.0000]	0.000189[0.0000]
α1	0.371690[0.0000]	0.276022[0.0000]	0.292252[0.0000]
α2	0.117716[0.0000]	0.137078[0.0003]	0.130734[0.0005]
		D.O.F= 4.460853[0.0000]	PAR= 1.168642 [0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4650.287	4756.032	4745.638
ARCH(10)	28.49213[0.0015]	25.84235[0.0040]	26.14572[0.0035]
Q²(10)	29.483[0.001]	27.153[0.002]	27.322[0.002]
Jarque-Bera	2351.421[0.0000]	3861.406[0.0000]	3483.807[0.0000]

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε ότι το υπόδειγμα ARIMA(6,0,1)-ARCH(2) με την κανονική κατανομή (normal) είναι το καταλληλότερο σε σχέση με τις άλλες δυο κατανομές (t-student's και generalized error), καθώς οι τιμές p σε όλες τις παραμέτρους του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση. Τέλος από τα αποτελέσματα προκύπτει ότι και σε αυτή την περίπτωση δεν ακολουθείται η κανονική κατανομή.

Πίνακας 13: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2)

<i>ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
AR(6)	-0.042946[0.0400]	-0.18251[0.4250]	-0.023700[0.2692]
MA(1)	-0.136162[0.0000]	-0.128755[0.0000]	-0.128852[0.0000]
ω	0.0000396[0.0000]	0.0000365[0.0001]	0.0000385[0.0000]
α_1	0.237708[0.0000]	0.180085[0.0000]	0.203743[0.0000]
β_1	0.198947[0.0011]	0.362563[0.0436]	0.294167[0.0476]
β_2	0.450756[0.0000]	0.341816[0.0259]	0.379423[0.0032]
		D.O.F=5.206847[0.0000]	PAR=1.243786[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4704.982	4781.232	4774.096
ARCH(10)	11.55591[0.3159]	11.13808[0.3469]	11.02595[0.355]
Q ² (10)	11.625[0.311]	11.263[0.337]	11.158[0.345]
Jarque-Bera	1613.569[0.0000]	2176.815[0.0000]	1999.793[0.0000]

Από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα προκύπτει ότι το υπόδειγμα ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) με την κανονική κατανομή (normal) είναι το καταλληλότερο σε σχέση με τις άλλες δυο κατανομές (t-student's και generalized error), καθώς οι τιμές p σε όλες τις παραμέτρους του υποδείγματος είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση . Ο μόνος από του ελέγχους που και πάλι προβληματίζει είναι αυτός της κανονικότητας, καθώς τα δεδομένα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Πίνακας 14: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1)

<i>ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
AR(1)	-0.132231[0.0000]	-0.122260[0.0000]	-0.122290[0.0000]
ω	0.0000264[0.0000]	0.0000305[0.0000]	0.0000295[0.0000]
α_1	0.155014[0.0000]	0.142893[0.0000]	0.149469[0.0000]
β_1	0.768777[0.0000]	0.761272[0.0000]	0.756497[0.0000]
		D.O.F=5.140213[0.0000]	PAR=1.233567[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4712.267	4794.272	4786.465
ARCH(10)	11.64281[0.3097]	11.29794[0.3348]	11.18484[0.3433]
Q²(10)	12.083[0.280]	11.630[0.311]	11.561[0.315]
Jarque-Bera	2306.153[0.0000]	2592.678[0.0000]	2524.456[0.0000]

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε ότι όλοι συντελεστές του υποδείγματος ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) σε όλες τις κατανομές είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση. Ο μόνος από του ελέγχους που προβληματίζει είναι αυτός της κανονικότητας, καθώς τα δεδομένα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή. Επομένως από το παραπάνω υπόδειγμα το καταλληλότερο είναι αυτό με την μεγαλύτερη τιμή LL, δηλαδή αυτό της t-student's κατανομής.

Πίνακας 15: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,2)

<i>ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,2)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
AR(1)	-0.138528[0.0000]	-0.125007[0.0000]	-0.126813[0.0000]
ω	0.0000385[0.0000]	0.0000365[0.0001]	0.0000383[0.0000]
α_1	0.232771[0.0000]	0.181285[0.0000]	0.202827[0.0000]
β_1	0.186333[0.0014]	0.358669[0.0447]	0.296753[0.0511]
β_2	0.471393[0.0000]	0.344871[0.0238]	0.378850[0.0040]
		D.O.F=5.222530[0.0000]	PAR=1.243196[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4718.986	4796.198	4788.862
ARCH(10)	11.96363[0.2875]	11.24653[0.3386]	11.17485[0.3441]
Q ² (10)	12.078[0.280]	11.413[0.326]	11.362[0.330]
Jarque-Bera	1816.508[0.0000]	2255.792[0.0000]	2131.119[0.0000]

Από τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε ότι όλοι συντελεστές του υποδείγματος ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,2) στην κανονική κατανομή και στην t-student's είναι στατιστικά σημαντικοί (ο συντελεστής β_1 της generalized κατανομής έχει τιμή p μη στατιστικά σημαντική). Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομενων, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση. Ο μόνος από του ελέγχους που προβληματίζει είναι αυτός της κανονικότητας, καθώς τα δεδομένα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή (Jarque-Bera τεστ είναι στατιστικά σημαντικό). Επομένως από το παραπάνω υπόδειγμα το καταλληλότερο είναι αυτό με την μεγαλύτερη τιμή LL, δηλαδή αυτό της t-student's κατανομής.

Πίνακας 16: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1)

<i>ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
MA(1)	-0.132983[0.0000]	-0.127085[0.0000]	-0.124761[0.0000]
ω	0.0000263[0.0000]	0.0000306[0.0000]	0.0000293[0.0000]
α_1	0.154763[0.0000]	0.142936[0.0000]	0.149076[0.0000]
β_1	0.769447[0.0000]	0.760616[0.0000]	0.757045[0.0000]
		D.O.F=5.143373[0.0000]	PAR=1.235154[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4714.966	4797.157	4789.114
ARCH(10)	11.46734[0.3223]	11.16160[0.3541]	11.04572[0.3540]
Q²(10)	11.932[0.290]	11.518[0.319]	11.443[0.324]
Jarque-Bera	2337.839[0.0000]	2614.798[0.0000]	2549.084[0.0000]

Σύμφωνα με τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε ότι όλοι συντελεστές του υποδείγματος ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) σε όλες τις κατανομές είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση. Ο μόνος από του ελέγχους που εξακολουθεί να προβληματίζει είναι αυτός της κανονικότητας, καθώς τα δεδομένα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή. Επομένως από το παραπάνω υπόδειγμα το καταλληλότερο είναι αυτό με την μεγαλύτερη τιμή LL, δηλαδή αυτό της t-student's κατανομής.

Πίνακας 17: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2)

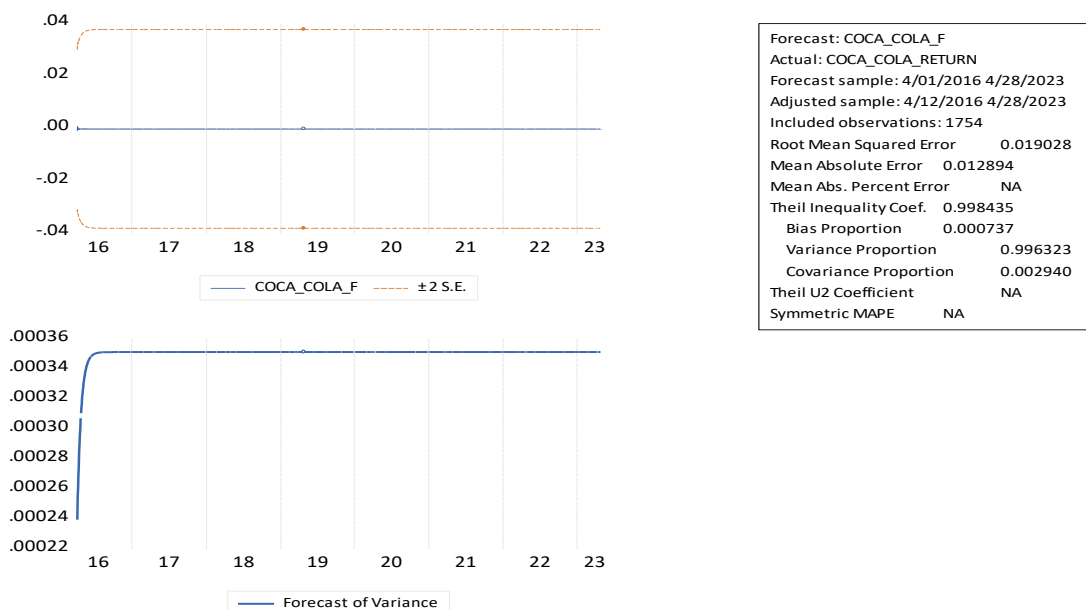
<i>ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2)</i>			
Parameter	Normal	t-Student's	GED
MA(1)	-0.138255[0.0000]	-0.130078[0.0000]	-0.128075[0.0000]
ω	0.0000382[0.0000]	0.0000366[0.0001]	0.0000377[0.0000]
α_1	0.232014[0.0000]	0.181366[0.0000]	0.200831[0.0000]
β_1	0.189075[0.0013]	0.355964[0.0436]	0.297838[0.0498]
β_2	0.470153[0.0000]	0.346794[0.0214]	0.380926[0.0037]
		D.O.F=5.222881[0.0000]	PAR=1.244867[0.0000]
<i>Διαγνωστικά τεστ (Diagnostic tests)</i>			
LL	4721.472	4798.961	4791.409
ARCH(10)	11.62770[0.3107]	11.03733[0.3546]	10.95293[0.3612]
Q ² (10)	11.735[0.303]	11.214[0.341]	11.138[0.347]
Jarque-Bera	1863.178[0.0000]	2281.107[0.0000]	2165.404[0.0000]

Βάση των δεδομένων του παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι όλοι συντελεστές του υποδείγματος ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) σε όλες τις κατανομές είναι στατιστικά σημαντικοί. Από τα διαγνωστικά τεστ προκύπτει ότι για όλες τις κατανομές, στα κατάλοιπα των δεδομένων, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση. Ο μόνος από του ελέγχους που και σε αυτή την περίπτωση προβληματίζει είναι αυτός της κανονικότητας, καθώς τα δεδομένα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή. Επομένως από το παραπάνω υπόδειγμα το καταλληλότερο είναι αυτό με την μεγαλύτερη τιμή LL, δηλαδή αυτό της t-student's κατανομής.

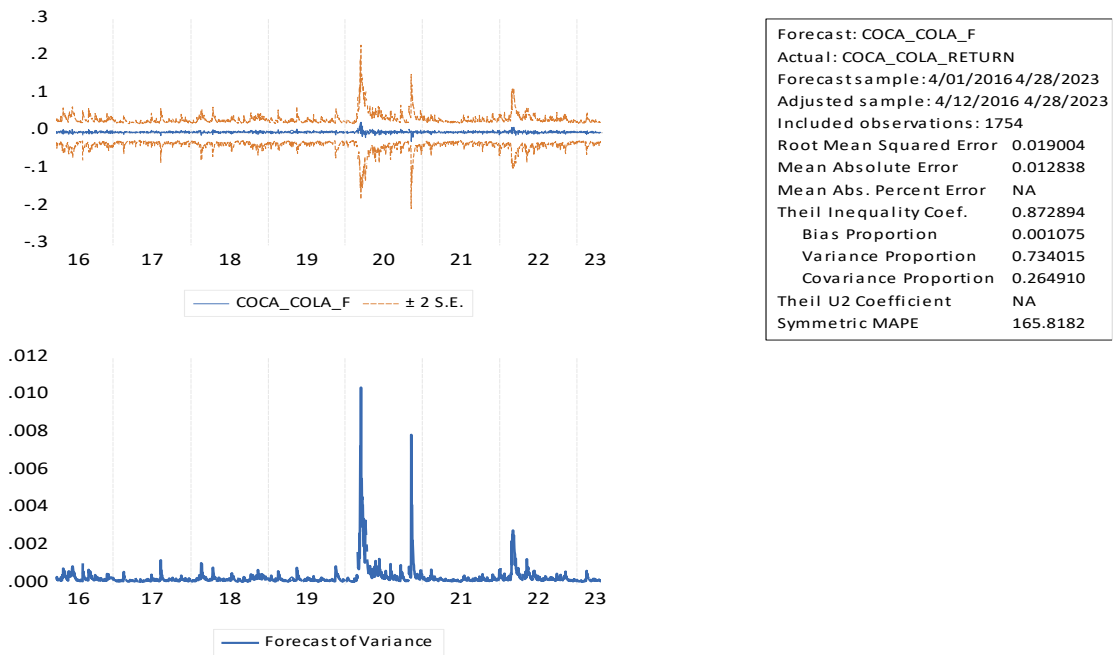
5.2.6 Επιλογή κατάλληλου υποδείγματος και διενέργεια προβλέψεων

Σύμφωνα με τα υποδείγματα που αναλύθηκαν στην προηγούμενη υπό ενότητα και με βάση τους διαγνωστικούς ελέγχους που διενεργήθηκαν καταλήγουμε σε έξι τελικά υποδείγματα τα οποία είναι: το ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) στην t-student's κατανομή, το ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) επίσης στην normal κατανομή, το ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) στην t-student's κατανομή, το ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,2) στην t-student's κατανομή, το ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) στην t-student's κατανομή και το ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) και πάλι στην t-student's (στο παράρτημα βρίσκονται αναλυτικά τα αποτελέσματα και οι ελέγχοι που διενεργήθηκαν μέσω του enviews-12, για τα υποδείγματα αυτά). Από τα παραπάνω υποδείγματα αυτό το οποίο θα αναλυθεί περαιτέρω και το οποίο δίνει τα καλύτερα αποτελέσματα είναι το υπόδειγμα **ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2)**.

Για την διενέργεια των προβλέψεων ακολουθούμε δυο διαδικασίες την δυναμική και την στατική για όλες τις παρατηρήσεις του δείγματος. Όπως ήδη αναφέρθηκε και παραπάνω η δυναμική πρόβλεψη χρησιμοποιεί τις προηγούμενες προβλεπόμενες τιμές. Από την άλλη η στατική διαδικασία χρησιμοποιεί πάντα τις πραγματικές τιμές. Στα παρακάτω διαγράμματα παρουσιάζονται τα κριτήρια για την αξιολόγηση των προβλέψεων στις τιμές των αποδόσεων της coca cola με την χρήση των δυο διαδικασιών:



Διάγραμμα 6: Δυναμική πρόβλεψη του υποδείγματος ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) για τις αποδόσεις των τιμών της Coca Cola

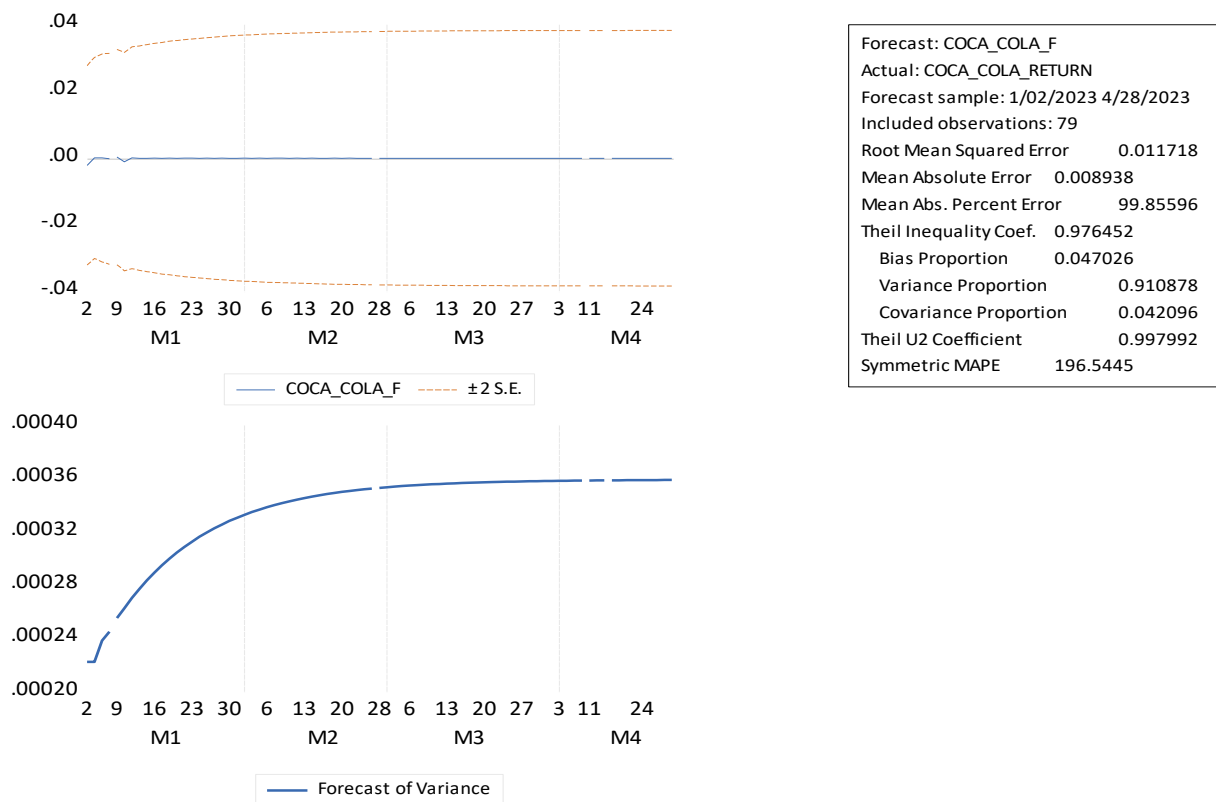


Διάγραμμα 7: Στατική πρόβλεψη του υποδείγματος ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) για τις αποδόσεις των τιμών της Coca Cola

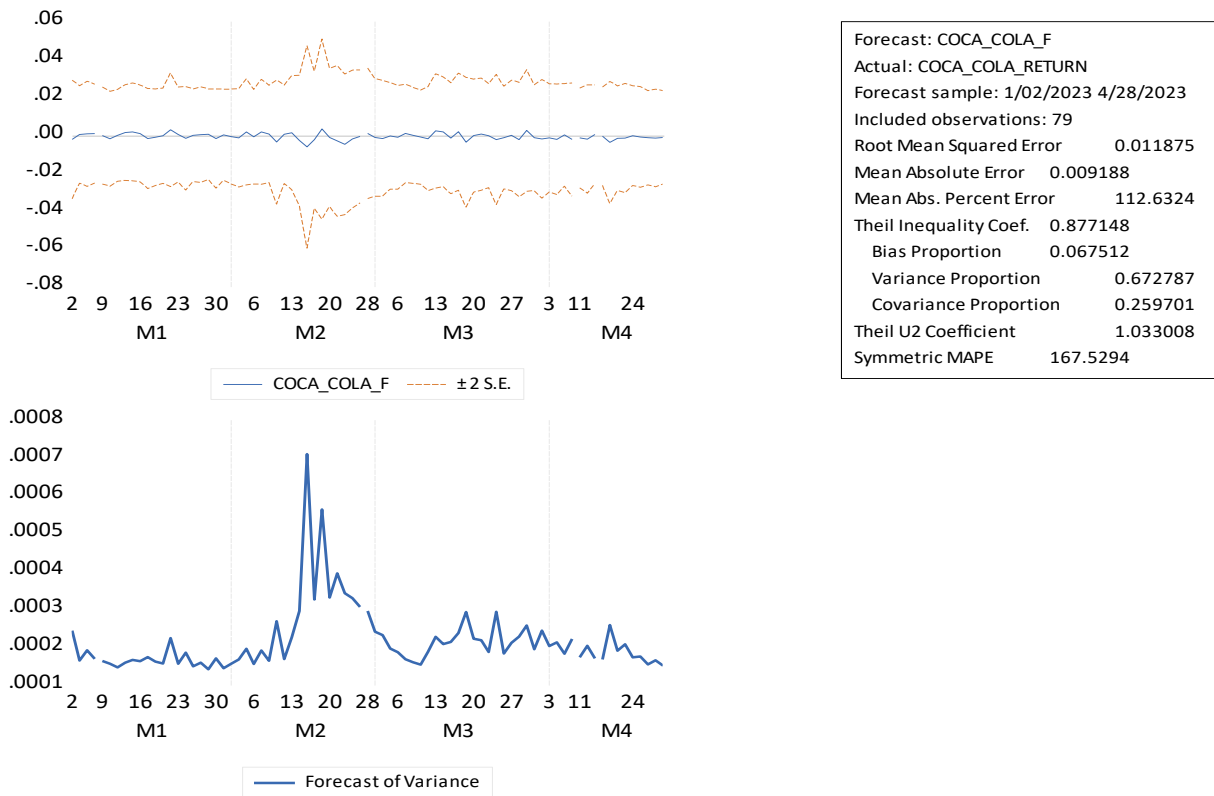
Οι αποδόσεις της μετοχής της coca cola είναι σταθερές αλλά παρουσιάζουν έντονη μεταβλητότητα. Η σύγκριση των αποτελεσμάτων των δυο αυτών διαδικασιών δείχνει ότι η στατική διαδικασία έχει καλύτερα αποτελέσματα. Οι τιμές του RMSE και του MAE, οι οποίες μετρούν την απόκλιση μεταξύ των πραγματικών και των προβλεπόμενων τιμών, είναι παρόμοιες ανάμεσα στις δυο διαδικασίες αλλά και στις δυο περιπτώσεις είναι κοντά στο μηδέν που είναι επιθυμητό και λέμε ότι η προβλεπτική ικανότητα του υποδείγματος είναι καλή. Ωστόσο, η τιμή του Theil's U_1 , η οποία αντιπροσωπεύει τη σχέση μεταξύ πραγματικών και προβλεπόμενων τιμών, είναι μικρότερη στην στατική διαδικασία, υπονοώντας μικρότερη απόκλιση μεταξύ των προβλεπόμενων τιμών και των πραγματικών (όσο το Theil's U_1 πλησιάζει το 0 υποδεικνύει μικρή απόκλιση ανάμεσα στις προβλεπόμενες και τις πραγματικές τιμές). Επίσης όπως αναφέρθηκε και στην μεθοδολογία όσο μικρότεροι είναι οι δυο πρώτοι παράγοντες του Theil's U_1 (UM και US) τόσο καλύτερη είναι η προβλεπτική ικανότητα του υποδείγματος. Συμπερασματικά μπορούμε να πούμε ότι οι μετρικές αξιολόγησης με την στατική διαδικασία δείχνουν καλύτερη απόδοση, κυρίως λόγω της μικρότερης τιμής του Theil's U_1 .

Στην συνέχεια πραγματοποιήθηκε εκ νέου η διενέργεια προβλέψεων με τις δυο παραπάνω διαδικασίες αλλά σε τροποποιημένο δείγμα. Δηλαδή από το δείγμα των αποδόσεων για το

διάστημα 01/01/2016 έως 28/04/2023 (1760 παρατηρήσεις) υπολογίσαμε εκ νέου το υπόδειγμα ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) χρησιμοποιώντας τις παρατηρήσεις από 01/01/2016 έως 31/12/2022 καθώς θέλαμε να προβλέψουμε τις αποδόσεις για το εναπομείναντα διάστημα 01/01/2023 έως 28/04/2023. Πριν αναλύσουμε τα νέα αποτελέσματα που προέκυψαν θα θέλαμε να αναφέρουμε ότι το νέο υπόδειγμα που δημιουργήθηκε είναι στατιστικά σημαντικό καθώς όλοι συντελεστές του υποδείγματος στην normal κατανομή είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ από τα διαγνωστικά τεστ προέκυψε ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση στα δεδομένα (αναλυτικά τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στο παράρτημα, πίνακες 108-110 και διάγραμμα 34).



Διάγραμμα 8: Δυναμική πρόβλεψη του τροποποιημένου υποδείγματος ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) για τις αποδόσεις των τιμών της Coca Cola



Διάγραμμα 9: Στατική πρόβλεψη του τροποποιημένου υποδείγματος ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) για τις αποδόσεις των τιμών της Coca Cola

Από την σύγκριση των αποτελεσμάτων του νέου τροποποιημένου δείγματος με τις δυο μεθόδους που αναφέρθηκαν παραπάνω παρατηρούμε ότι οι τιμές του RMSE και του MAE, είναι παρόμοιες ανάμεσα στις δυο διαδικασίες αλλά και στις δυο περιπτώσεις είναι και πάλι κοντά στο μηδέν. Επίσης οι τιμές αυτές είναι μικρότερες από το αρχικό δείγμα. Η τιμή του Theil's U_1 , είναι μικρότερη στην στατική διαδικασία, υπονοώντας μικρότερη απόκλιση μεταξύ των προβλεπόμενων τιμών και των πραγματικών. Τέλος στο τροποποιημένο δείγμα εμφανίζεται και τιμή του Theil's U_2 η οποία στην δυναμική διαδικασία είναι <1 ενώ στην στατική >1 , γεγονός που καταδεικνύει ότι τα αποτελέσματα της στατικής διαδικασίας είναι λιγότερο ακριβή. Αξιολογώντας όλες τις παραπάνω παραμέτρους μπορούμε να πούμε ότι οι μετρικές αξιολόγησης με την στατική διαδικασία και πάλι δείχνουν καλύτερη απόδοση.

Κεφάλαιο 6^ο - Συμπεράσματα και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Η παρούσα διπλωματική είχε ως σκοπό την εξέταση της ισχύς της θεωρίας της αποτελεσματικής αγοράς στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, την εκτίμηση του κίνδυνου της απόδοσης της μετοχής της Coca Cola σε σχέση με τον Γενικό Δείκτη, καθώς και την μοντελοποίηση και πρόβλεψη της. Το εμπειρικό μέρος της εργασίας χωρίστηκε σε δύο ενότητες. Στην πρώτη ενότητα αναλύθηκαν τα περιγραφικά στατιστικά των υπό εξέταση μεταβλητών, δηλαδή της απόδοσης της τιμής της μετοχής της Coca Cola και του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ. Στην δεύτερη ενότητα διενεργήθηκαν όλοι οι απαραίτητοι έλεγχοι που οδήγησαν στην επιλογή του καλύτερου υποδείγματος για την πρόβλεψη της μετοχής της Coca Cola. Για την ανάλυση χρησιμοποιήθηκαν οι ημερήσιες τιμές κλεισίματος της μετοχής της εταιρείας Coca Cola (1760 παρατηρήσεις) και του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (1760 παρατηρήσεις), για την χρονική περίοδο Απρίλιος 2016 έως και Απρίλιος 2023.

Από την ανάλυση των περιγραφικών στατιστικών μπορούμε να πούμε ότι η μέση τιμή της ημερήσιας απόδοσης της μετοχής Coca Cola είναι θετική και κινείται ελαφρά πάνω από την μέση ημερήσια απόδοση της αγοράς. Επίσης και η μετοχή και ο Γενικός Δείκτης έχουν αρνητική ασυμμετρία, υποδηλώνοντας μεγαλύτερη πιθανότητα για μεγάλες αρνητικές αποδόσεις σε σχέση με τις μεγάλες θετικές, ωστόσο η μετοχή της Coca-Cola έχει μικρότερη πιθανότητα να εμφανίσει μεγάλες αρνητικές αποδόσεις σε σχέση με τον Γενικό Δείκτη. Τέλος μπορούμε να πούμε ότι καθώς και οι δύο χρονοσειρές έχουν μια λεπτόκυρτη κατανομή, η οποία είναι χαρακτηριστική των χρονοσειρών με έντονη μεταβλητότητα και λαμβάνοντας υπόψη ότι τα δεδομένα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν στατιστικά στοιχεία που υποστηρίζουν την απόρριψη της υπόθεσης κανονικότητας στα δεδομένα των χρονοσειρών.

Επιπλέον, χρησιμοποιώντας το μονομεταβλητό υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM) αναλύθηκε ο συστηματικός κίνδυνος της απόδοσης της μετοχής της Coca Cola. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, η μετοχή χαρακτηρίζεται ως αμυντική (beta 0,71) ενώ το γεγονός ότι ο συντελεστής πλησιάζει προς το 1, δείχνει μια θετική συσχέτιση, που υποδεικνύει ότι αυξήσεις στην αγορά συνήθως σχετίζονται με αυξήσεις στη μετοχή και

αντίστροφα. Επίσης, το R^2 (R-squared) είναι περίπου 0.33, που σημαίνει ότι περίπου το 33% της μεταβολής των αποδόσεων της μετοχής Coca Cola εξηγείται από τις μεταβολές του γενικού δείκτη. Αναφορικά με τον συντελεστή του μη συστηματικού κινδύνου (α) από την ανάλυση προέκυψε ότι δεν είναι στατιστικά σημαντικός και επομένως δεν χρήζει περαιτέρω σχολιασμού.

Στο δεύτερο στάδιο έπρεπε να επιλέξουμε το κατάλληλο υπόδειγμα προκειμένου να πραγματοποιηθούν οι προβλέψεις για την επιλεγμένη μετοχή. Αρχικά ελέγξαμε αν η χρονοσειρά των αποδόσεων της υπό αξιολόγησης μετοχής ήταν στάσιμη ή όχι. Για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς, χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος του επαυξημένου Dickey-Fuller (ADF) επιλέγοντας το κριτήριο Schwartz και χρησιμοποιώντας τρία υποδείγματα (το απλό, με σταθερό όρο και με σταθερό όρο και τάση). Σύμφωνα με τους ελέγχους που πραγματοποιήθηκαν καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι η χρονοσειρά είναι στάσιμη στα επίπεδα της, για όλα τα επίπεδα εμπιστοσύνης (1%,5%,10%) και για τον λόγω αυτό απορρίψαμε την μηδενική υπόθεση (H_0 =υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Μετά τον έλεγχο της στασιμότητας πραγματοποιήθηκαν έλεγχοι στα δεδομένα προκειμένου να διαπιστώσουμε την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και πολυσυγγραμμικότητας στην στάσιμη χρονοσειρά και την επιλογή του κατάλληλου υποδείγματος ARIMA (κορελλόγραμμα, Ljung-Box). Από τα αποτελέσματα προέκυψε ότι οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης δεν είναι όλοι μέσα στα όρια των τυπικών σφαλμάτων και επομένως οι αποδόσεις των τιμών της εξεταζόμενης μετοχής συσχετίζονται γραμμικά (ύπαρξη πολυσυγγραμμικότητας). Επίσης σύμφωνα με το στατιστικό Ljung-Box η τιμή probability Q-stat σε όλες τις υστερήσεις, είναι μικρότερη του 5% και επομένως συμπεραίνουμε ότι υπάρχει αυτοσυσχέτιση (διαδικασία ARCH).

Στην συνέχεια και πάλι χρησιμοποιώντας τα υποδείγματα ARIMA που προέκυψαν στο προηγούμενο βήμα και ξεκινώντας με αυτά που παρουσιάζουν μικρότερες τιμές βάση του κριτηρίου Schwartz, δημιουργούμε τα νέα υποδείγματα ARIMA-ARCH και ARIMA-GARCH. Μετά την ανάλυση των παραπάνω υποδειγμάτων και διενεργώντας τα κατάλληλα διαγνωστικά τεστ, όπως ARCH (ετεροσκεδαστικότητα), Q^2 (αυτοσυσχέτιση), Jarque Bera (κανονικότητα) και Log-Likelihood (λογαριθμική πιθανοφάνεια), προέκυψε ότι το υπόδειγμα ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) εμφανίζει την καλύτερη απόδοση για την πρόβλεψη των τιμών

της απόδοσης της μετοχής της Coca-Cola. Για την πρόβλεψη χρησιμοποιήθηκαν δυο μέθοδοι ή διαδικασίες, η δυναμική και η στατική. Η στατική μέθοδος πρόβλεψης έδειξε καλύτερα αποτελέσματα σε σύγκριση με τη δυναμική, καθώς προσεγγίζει καλύτερα τις πραγματικές τιμές. Η αξιολόγηση της απόδοσης των μοντέλων βασίστηκε σε μετρικές όπως το RMSE, το MAE και το Theil's U1, όπου παρατηρήθηκε πως η στατική μέθοδος εμφάνισε λιγότερη απόκλιση από τις πραγματικές τιμές. Από τα αποτελέσματα της ανισότητας των συντελεστών Theil προέκυψε ότι η ικανότητα πρόβλεψης του υποδείγματος δεν είναι απολύτως ικανοποιητική, καθώς οι τιμές και των δύο μεθόδων πλησιάζουν το 1 (δυναμική 0.97 και στατική 0.86).

Το επιλεγμένο υπόδειγμα μπορεί να αναλυθεί περαιτέρω για ενδεχόμενες βελτιώσεις ή προσαρμογές που θα μπορούσαν να ενισχύσουν την ακρίβεια των προβλέψεων. Η προσθήκη ή η εξέταση άλλων δεδομένων που συνδέονται με τις αποδόσεις της Coca-Cola (όπως δεδομένα οικονομικών δεικτών ή εξωτερικών παραγόντων) θα μπορούσε να βελτιώσει την προβλεπτική ικανότητα του υποδείγματος. Η συλλογή διαφορετικού δείγματος δεδομένων, όπως οι τιμές κλεισίματος σε εβδομαδιαία βάση, μπορεί να προσφέρει μια πιο σταθερή και συγκρίσιμη βάση για τη μελέτη των αλληλεπιδράσεων στο χρηματιστήριο, προσφέροντας μια πιο σαφή κατανόηση των τάσεων και των αλλαγών της αγοράς, ανεξάρτητα από τις καθημερινές ανωμαλίες που μπορεί να προκύψουν στις καθημερινές συναλλαγές. Επιπλέον, η χρήση και άλλων μοντέλων, ειδικότερα η χρήση της τεχνητής νοημοσύνης και μοντέλων που βασίζονται σε αυτήν, μπορεί να βελτιώσει περαιτέρω την προβλεπτική ικανότητα.

Όπως έχει ήδη αναφερθεί η διαδικασία του τυχαίου περιπάτου (random walk) αφορά την ιδέα ότι οι τιμές των χρηματοοικονομικών αγορών είναι τυχαίες και ότι μελλοντικές τιμές δεν μπορούν να προβλεφθούν με βάση τις προηγούμενες (ιστορικές τιμές). Από τα παραπάνω αποτέλεσμα συμπεραίνουμε ότι οι αποδόσεις των τιμών της εξεταζόμενης μετοχής (αλλά και του ΓΔ) δεν ακολουθούν την διαδικασία του τυχαίου περιπάτου (random walk) και επομένως η υπόθεση της αποτελεσματικότητας του Χρηματιστηρίου Αθηνών στην ασθενή μορφή πρέπει να απορριφθεί.

Στα ίδια συμπεράσματα έχουν καταλήξει και προηγούμενες έρευνες, οι οποίες χρησιμοποίησαν διάφορες μεθοδολογίες και οικονομετρικά εργαλεία για να αξιολογήσουν τη σταθερότητα των αγορών και τη συμπεριφορά των τιμών των μετοχών, όπως των

Papaioannou και Philippatos (1982), των Alexakis και Xanthakis (1995), των Vasileiou και Samitas (2015), της Dritsaki (2015) και της Χασανάκου (2017). Τα ευρήματα αυτών των ερευνών έδειξαν συνολικά ότι η αγορά του Ελληνικού Χρηματιστηρίου δεν ακολουθεί απαραίτητα τη διαδικασία τυχαίου περιπάτου ή την αποτελεσματική αγορά, καθώς σε πολλές περιπτώσεις δεν βρήκαν αποδείξεις υπέρ της αποτελεσματικής αγοράς.

Επίσης είναι σημαντικό να ληφθεί υπόψη ότι οι αγορές μπορούν να είναι επηρεασμένες από διάφορους παράγοντες πέραν των διαθέσιμων πληροφοριών και οι παράγοντες αυτοί μπορεί να επηρεάσουν τις τιμές των μετοχών κατά τρόπο που δεν μπορεί να προβλεφθεί πλήρως από τα μοντέλα και τα στατιστικά δεδομένα. Συνεπώς, η εφαρμογή της θεωρίας των αποτελεσματικών αγορών σε ένα πραγματικό περιβάλλον μπορεί να είναι πιο πολύπλοκη από αυτό που μπορεί να προβλέψουν ή να περιγράψουν τα μοντέλα.

Τα παραπάνω συμπεράσματα μπορούν να αποτελέσουν ένα καλό ξεκίνημα για περαιτέρω μελέτη και βελτίωση της προβλεπτικής ανάλυσης των τιμών της Coca-Cola με τη χρήση και άλλων υποδειγμάτων της οικογένεια ARCH-GARCH (πχ. EGARCH, TGARCH, APARCH και άλλα) ή την χρήση τροποποιημένου δείγματος (πχ. εβδομαδιαίες τιμές μετοχών ή συλλογή δείγματος συγκεκριμένων ημερών προκειμένου να μελετηθούν τα φαινόμενα ανωμαλιών της αγοράς, όπως το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου, του Ιανουαρίου κτλ.).

Επιπλέον η συνεχής εξέλιξη των μεθόδων πρόβλεψης και η εφαρμογή των πιο πρόσφατων τεχνικών στο πεδίο της ανάλυσης χρονοσειρών, θα μπορούσε να αποτελέσει θέμα ενδιαφέροντος για μελλοντική έρευνα. Μία πιθανή επέκταση της παρούσας έρευνας μπορεί να εστιάσει στην χρήση προηγμένων τεχνικών πρόβλεψης χρησιμοποιώντας σύγχρονες μεθόδους της τεχνητής νοημοσύνης, όπως τα Νευρωνικά Δίκτυα (Neural Networks) και τα Βαθιά Νευρωνικά Δίκτυα (deep neural networks), τα Δέντρα Αποφάσεων (Random Forest) και οι Μηχανές Διανυσμάτων Υποστήριξης (Support Vector Machines). Όλες οι παραπάνω μέθοδοι έχουν επιδείξει εντυπωσιακή απόδοση στην ανάλυση χρηματοοικονομικών δεδομένων. Η δυνατότητά τους να ανακαλύπτουν πολύπλοκα πρότυπα από μεγάλα σύνολα δεδομένων τα καθιστά αξιόπιστα εργαλεία για την πρόβλεψη αποδόσεων μετοχών.

Τέλος παράλληλα με τη χρήση των παραπάνω η ανάλυση συναισθημάτων από δεδομένα κοινωνικών μέσων θα είναι μια πολύτιμη προσθήκη στην ανάλυση απόδοσης μετοχών, καθώς οι αλγόριθμοι μηχανικής μάθησης μπορούν να εκτιμήσουν την επίδραση του κοινού συναισθήματος στις αγορές. Η χρήση πιο προηγμένων τεχνικών και η συνεχής ανάπτυξη μεθόδων ανάλυσης μπορούν να ενισχύσουν την πρόβλεψη αποδόσεων μετοχών, επιτρέποντας την πιο ακριβή και ευέλικτη ανάλυση της αγοράς.

Βιβλιογραφία – Αρθρογραφία

Ελληνική

Αστερίου, Δ., & Χαλ, Σ. (2018). *Εφαρμοσμένη Οικονομετρία*. Προπομπός.

Βασιλείου, Δ. (2018). *Ανάλυση επενδύσεων και διαχείριση χαρτοφυλακίου*. Rosili.

Γζουντέλλης, Ε. (2020). Αξιολόγηση αμοιβαίων κεφαλαίων επί δεικτών: Μια μεθοδολογική προσέγγιση [Διπλωματική Εργασία, Ελληνικό Ανοικτό Πανεπιστήμιο. Σχολή Κοινωνικών Επιστημών]. <https://apothesis.eap.gr/archive/item/149235>.

Διακογιάννης, Γ. (2019). *Σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου*. Διπλογραφία.

Δριτσάκη, Χ., & Δριτσάκη, Μ. (2020). *Εισαγωγή στην οικονομετρία με την χρήση του λογισμικού EViews* (2η). Κλειδάριθμος.

Δριτσάκης, Ν., Δριτσάκη, Χ., & Δριτσάκη, Μ. (2022). *Εισαγωγή στη χρηματοοικονομική οικονομετρία με τη χρήση του λογισμικού EViews*. Κλειδάριθμος.

Καράμαρκου, Ν. (2015). Προβλεπτική ικανότητα υποδειγμάτων για το Γενικό Δείκτη Χρηματιστηρίου Αθηνών για τις περιόδους 2000-2007 και 2008-2015 [Διπλωματική Εργασία, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας Διοίκηση Επιχειρήσεων. Τμήμα Λογιστικής και Χρηματοοικονομικής]. <http://dspace.lib.uom.gr/handle/2159/1859>.

Καρτσωνάκης Μαδεμλής, Δ. (2021). Προβλεψιμότητα στις σχέσεις μεταβλητότητας των τιμών πετρελαίου και των χρηματιστηριακών αποδόσεων με τη χρήση των μονομεταβλητών πολυμεταβλητών και υβριδικών υποδειγμάτων garch [Διδακτορική Διατριβή, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας Οικονομικών και Κοινωνικών Επιστημών. Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής]. <http://hdl.handle.net/10442/hedi/48932>.

Κιόχος, Π., Παναγόπουλος, Α., & Κυρμιζογλου, Π. (2018). *Διαχείριση κινδύνων & διαχείριση χαρτοφυλακίου*. Ελένη Κιόχου.

Κουρούκλης, Σ., Πετρόπουλος, Κ., & Πιπερίγκου, Β. (2015). *Θέματα παραμετρικής στατιστικής συμπερασματολογίας: Εκτιμητική και διαστήματα εμπιστοσύνης*. Σύνδεσμος Ελληνικών Ακαδημαϊκών Βιβλιοθηκών. <https://repository.kallipos.gr/handle/11419/5687>.

Μιχαηλίδης, Γ. (2009). Η ανάλυση της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς υπό το πρίσμα της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου [Διδακτορική Διατριβή, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας Οικονομικών και Κοινωνικών Επιστημών. Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής]. <https://www.didaktorika.gr/eadd/handle/10442/18137>.

Παπαδάμου, Σ., & Συριόπουλος, Κ. (2015). *Βασικές αρχές αξιολόγησης επενδύσεων: Χρηματοοικονομική και κοινωνικοοικονομική προσέγγιση*. Σύνδεσμος Ελληνικών Ακαδημαϊκών Βιβλιοθηκών. <http://hdl.handle.net/11419/4365>.

Παπαθανασίου, Π. (2018). Εκτίμηση & αξιολόγηση κινδύνου μετοχών του δείκτη Dow Jones για την περίοδο 2013-2017 [Μεταπτυχιακή Εργασία, Πανεπιστήμιο Πειραιώς. Σχολή Οικονομικών, Επιχειρηματικών και Διεθνών Σπουδών. Τμήμα Οργάνωσης και Διοίκησης Επιχειρήσεων]. <https://dione.lib.unipi.gr/xmlui/handle/unipi/11642>.

Συριόπουλος, Κ., & Φίλιππας, Δ. (2010). *Οικονομετρικά υποδείγματα και εφαρμογές με το EViews*. Ανικούλα.

Σωτηρόπουλος, Ι., Παπανικολάου Γ., & Κιόχος, Π. (2018). *Αγορά χρήματος-κεφαλαίου & διαχείριση χαρτοφυλακίου χρεογράφων*. Ελένη Κιόχου.

Τσαγκρής, Μ., & Κουκουριτάκης, Μ. (2022). *Στατιστική με τη χρήση των IBM SPSS 26 και EViews 11*. Κάλλιπος, Ανοικτές Ακαδημαϊκές Εκδόσεις. <http://repository.kallipos.gr/handle/11419/8556>.

Χασανάκου, Δ. (2017). Έλεγχος αποτελεσματικότητας αγοράς για το Ελληνικό Χρηματιστήριο περιόδου 2007-2016 [Μεταπτυχιακή Εργασία, Πάντειο Πανεπιστήμιο. Σχολή Κοινωνικών και Πολιτικών Επιστημών]. Πάνδημος - Ψηφιακή Βιβλιοθήκη, Πάντειο Πανεπιστήμιο (panteion.gr).

Χασιρτζόγλου, Μ. (2020). Ανάλυση και πρόβλεψη χρονοσειρών με μοντέλα Arima και εφαρμογές [Μεταπτυχιακή Εργασία, Εθνικό Μετσόβειο Πολυτεχνείο. Σχολή Εφαρμοσμένων Μαθηματικών και Φυσικών Επιστημών]. <http://dx.doi.org/10.26240/heal.ntua.19920>.

Διεθνείς

Alexakis, P., & Xanthakis, M. (1995). Day of the week effect on the Greek stock market. *Applied Financial Economics*, 5(1), 43–50. <https://doi.org/10.1080/758527670>.

Apergis, N., Eleptheriou, S. (2001). Stock returns and volatility: Evidence from the Athens Stock market index. *J Econ Finan* 25, 50–61. <https://doi.org/10.1007/BF02759686>.

Banz, R. (1981). The relationship between return and market value of common stock. *Journal of Financial Economics*, 9:3-18.

Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earning ratios: a test of the efficient market hypothesis. *Journal of Finance*, 32:663-682.

Basu, S. (1983). The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12:129-156.

Black, F., & Scholes, M. (1974). The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns. *Journal of Financial Economics*, 1(1), 1–22. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(74\)90006-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(74)90006-3).

Bollerslev, T. (1986). General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1).

Brooks, C. (2022). *Εισαγωγή στην χρηματοοικονομική οικονομετρία*. Gutenberg.

Brown, S. J. (2020). The Efficient Market Hypothesis, the Financial Analysts Journal, and the Professional Status of Investment Management. *Financial Analysts Journal*, 76(2), 5–14. <https://doi.org/10.1080/0015198X.2020.1734375>.

Chong, J. (2022). A trading strategy with dual-beta estimates. *Managerial Finance*, 48(5), 720–732. <https://doi.org/10.1108/MF-07-2021-0310>.

Dadhich, M., Doshi, R., Rao, S. S., & Sharma, R. (2022). *Estimating and Predicting Models Using Stochastic Time Series ARIMA Modeling in Emergent Economy*. 425, 295–305. https://doi.org/10.1007/978-981-19-0707-4_28.

Dickey, D., & Fuller, W. (1981). The Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>.

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(366a), 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>.

Dritsaki, C. (2011). The random walk hypothesis and correlation in the Visegrad countries emerging stock markets. *The Romanian Economic Journal*, 14(40), 25-56.

Dritsaki, C. (2015). Box–Jenkins modeling of greek stock prices data. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(3), 740–747.

Dritsaki, C., Niklis, D., & Stamatiou, P. (2021). Oil consumption forecasting using arima models: An empirical study for Greece. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 11(4), 214–224. <https://doi.org/10.32479/ijeep.11231>.

Dritsaki, M., & Dritsaki, C. (2022). *Comparative Study of Static and Dynamic ARIMA Models in Forecasting of Seasonally Headline Inflation*. 113–128. https://doi.org/10.1007/978-3-030-98179-2_9.

Elton, E., Gruber M., Brown, S., & Goetzmann W. (2016). *Σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου και ανάλυση επενδύσεων* (1η Ελληνική-9η Αμερικανική). Utopia.

Engle, R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50, 1-50. <https://doi.org/10.2307/1912773>.

- Faiteh, A., & Mohammed, R. A. (2022). Accounting Beta as an Indicator of Risk Measurement: The Case of the Casablanca Stock Exchange. *Risks*, 10(8). <https://doi.org/10.3390/risks10080149>.
- Fama, E. F. (1963). Mandelbrot and the stable Paretian hypothesis. *Journal of Business* 36(4), 420-429.
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34–105. <http://www.jstor.org/stable/2350752>.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1988). Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 22(1), 3–25. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90020-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90020-7).
- French, K. R. (1980). Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 55–69. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90021-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(80)90021-5).
- French, K. R., & Roll, R. (1986). Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders. *Journal of Financial Economics*, 17(1), 5–26. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90004-8](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90004-8).
- Hans, C., Allenby, G. M., Craigmile, P. F., Lee, J., MacEachern, S. N., & Xu, X. (2012). Covariance Decompositions for Accurate Computation in Bayesian Scale-Usage Models. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 21(2), 538–557. <https://doi.org/10.1080/10618600.2012.672087>.
- Hyndman, R. J., & Athanasopoulos, G. (2021). *Forecasting: principles and practice*, 3rd edition, OTexts: Melbourne, Australia. OTexts.com/fpp3. Accessed on 15.07.2023.
- Idrees, S. M., Alam, M. A., & Agarwal, P. (2019). A Prediction Approach for Stock Market Volatility Based on Time Series Data. *IEEE Access*, 7, 17287–17298. <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2019.2895252>.
- Jensen, M., Fischer B., & Myron S. (1972). *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*. Studies in the Theory of Capital Markets, Praeger Publishers Inc. <https://ssrn.com/abstract=908569>.

- Jog, V. M., & Riding, A. L. (1989). The Month-End Effect in Canadian Stock Prices: Some Anomalous Findings. *Canadian Journal of Administrative Sciences / Revue Canadienne des Sciences de l'Administration*, 6(4), 7–17. <https://doi.org/10.1111/j.1936-4490.1989.tb00517.x>
- Johnson, T. C. (2002). Rational Momentum Effects. *The Journal of Finance*, 57(2), 585–608. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00435>.
- Kant, N. (2022). An analytical study of stakeholders relevance based on their perceived preference in terms of climate strategy proactivity (CSP). *Competitiveness Review: An International Business Journal*, 32(2), 185–199. <https://doi.org/10.1108/CR-10-2020-0122>.
- Kaszniak, R., & Lev, B. (1995). To Warn or Not to Warn: Management Disclosures in the Face of an Earnings Surprise. *The Accounting Review*, 70(1), 113–134. <http://www.jstor.org/stable/248391>.
- Ljung, G. M. & Box, G.E.P. (1978). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65, 297-303. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>.
- Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1999). *A Non-Random Walk Down Wall Street*. Princeton University Press. <http://www.jstor.org/stable/j.ctt7tccx>.
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, vol. 36, 394–419. <http://www.jstor.org/stable/2350970>.
- Mestre, R. (2023). Stock profiling using time–frequency-varying systematic risk measure. *Financial Innovation*, 9(1). <https://doi.org/10.1186/s40854-023-00457-7>.
- Mustapa, F. H., & Ismail, M. T. (2019). *Modelling and forecasting S&P 500 stock prices using hybrid Arima-Garch Model*. 1366(1). <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1366/1/012130>.
- Papaioannou, G. J., & Philippatos G. C. (1982). The intervaling effect under non-synchronous trading and price adjustment lags in the Athens stock exchange. 847 (unipi.gr).
- Papathanasiou, S., Dokas, I., & Koutsokostas, D. (2022). Value investing versus other investment strategies: A volatility spillover approach and portfolio hedging strategies for

investors. *North American Journal of Economics and Finance*, 62. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2022.101764>.

Phuoc, L. T., Kim, K. S., & Su, Y. (2018). Reexamination of estimating beta coefficient as a risk measure in CAPM. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 5(1), 11–16. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2018.vol5.no1.11>.

Piraeus Bank/Group Human Resources. (2020). Innovative Training Solutions- ITS Designed by Learning & Knowledge Sharing.

Piraeus Bank/Group Human Resources. (2021). Innovative Training Solutions- ITS Designed by Learning & Knowledge Sharing.

Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1987). *Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications*. From *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, pp. 27-59. [w2343.pdf \(nber.org\)](https://www.nber.org/papers/w2343).

Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory* 13, 341–60. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6).

Schwert, G. W. (2003). Chapter 15 Anomalies and market efficiency. *Handbook of the Economics of Finance* (τ.1, σσ. 939–974). [https://doi.org/10.1016/S1574-0102\(03\)01024-0](https://doi.org/10.1016/S1574-0102(03)01024-0).

Shalit, H. (2020). Using the Shapley value of stocks as systematic risk. *Journal of Risk Finance*, 21(4), 459–468. <https://doi.org/10.1108/JRF-08-2019-0149>.

Shannon P. Pratt & Roger J. Grabowski. (2014). *Cost of Capital: Applications and Examples*. Fifth Edition. John Wiley & Sons, Inc.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19, 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>.

Sheridan Titman, Arthur J. Keown, & John D. Martin. (2015). *Χρηματοοικονομική διαχείριση. Αρχές και εφαρμογές* (Ενδέκατη Αμερικάνικη Έκδοση). Παπαζήσης. <https://books.google.gr/books?id=6nHoCQAAQBAJ&lpg=PA654&dq=%CE%95%CE%9A%CE%A4%CE%99%CE%9C%CE%97%CE%A3%CE%97%20%CE%9A%CE%91%CE%99%20%CE%91%CE%9E%CE%99%CE%9F%CE%9B%CE%9F%CE%93%CE%97%CE%>

[A3%CE%97%20%CE%9A%CE%99%CE%9D%CE%94%CE%A5%CE%9D%CE%9F%CE%9A5&hl=el&pg=PA9#v=onepage&q&f=false](#)

Singh, N., Mathur, T., Agarwal, S., & Tiwari, K. (2021). *Stock Price Prediction using Fractional Gradient-Based Long Short Term Memory*. 1969(1).

<https://doi.org/10.1088/1742-6596/1969/1/012038>

Siqueira, H., Belotti, J. T., Boccato, L., Luna, I., Attux, R., & Lyra, C. (2023). Recursive linear models optimized by bioinspired metaheuristics to streamflow time series prediction. *International Transactions in Operational Research*, 30(2), 742–773.

<https://doi.org/10.1111/itor.12908>

Subekti, R., & Rosadi, D. (2022). Toward the Black–Litterman with Shariah-compliant asset pricing model: A case study on the Indonesian stock market during the COVID-19 pandemic. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 15(6), 1150–1164. <https://doi.org/10.1108/IMEFM-12-2020-0633>

Sukono, Hasbullah, E. S., Hidayat, Y., & Subiyanto. (2019). Estimation of Beta-Adjusted Parameters in Capital Asset Pricing Model under Non-Constant Volatility. Στο Mujiarto, Simarmata J., Sukono, & Rahim R. (Επιμ.), *J. Phys. Conf. Ser.* (τ. 1179, Τεύχος 1). Institute of Physics Publishing; <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1179/1/012004>

Sun, Q. (2021). *Empirical analysis of quantitative investment in pharmaceutical stocks*. 265–268. <https://doi.org/10.1145/3481127.3481262>.

Sun, Y., Dong, T., & Shan, B. (2022). *Research on stock quantitative investment strategy based on ARIMA-GARCH-MLP Model*. 984–990.

<https://doi.org/10.1109/TOCS56154.2022.10015947>.

Suripto. (2023). Decision-making model to predict auto-rejection: An implementation of ARIMA for accurate forecasting of stock price volatility during the Covid-19. *Decision Science Letters*, 12(1), 107–116. <https://doi.org/10.5267/j.dsl.2022.10.002>.

Tas, O., Atac, C.G., (2019). Testing random walk hypothesis for Istanbul stock exchange. *PressAcademia Procedia (PAP)*, V.9, p.48-53.

<https://doi.org/10.17261/Pressacademia.2019.1063>

Taylor, S.J. (1986). *Modelling Financial Time Series*. John Wiley and Sons, Ltd., Chichester.

Teetranont, T., Yamaka, W., & Sriboonchitta, S. (2018). *Asymmetric effect with quantile regression for interval-valued variables*. 753, 628. Scopus. https://doi.org/10.1007/978-3-319-70942-0_44.

Thaler, R. H. (1987). Anomalies: The January Effect. *Journal of Economic Perspectives*, 1(1), 197–201. <https://doi.org/10.1257/jep.1.1.197>.

Urom, C., Chevallier, J., & Zhu, B. (2020). A dynamic conditional regime-switching GARCH CAPM for energy and financial markets. *Energy Economics*, 85. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104577>.

Vasileiou, E., & Samitas, A. (2015), "Does the financial crisis influence the month and the trading month effects? Evidence from the Athens Stock Exchange", *Studies in Economics and Finance*, Vol. 32 No. 2, pp. 181-203. <https://doi.org/10.1108/SEF-01-2014-0002>.

Vendrame, V., Guermat, C., & Tucker, J. (2023). A conditional higher-moment CAPM. *International Review of Financial Analysis*, 86. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102524>.

Vergara-Fernández, M., Heilmann, C., & Szymanowska, M. (2023). Contextualist model evaluation: Models in financial economics and index funds. *European Journal for Philosophy of Science*, 13(1). <https://doi.org/10.1007/s13194-022-00506-5>.

Yamaka, W., & Phadkantha, R. (2021). A convex combination approach for Markov switching CAPM of interval data. *Soft Computing*, 25(12), 7839–7851. <https://doi.org/10.1007/s00500-021-05798-y>.

Παράρτημα

coca_colo_close



Διάγραμμα 10: Ιστόγραμμα τιμών κλεισίματος μετοχής Coca Cola

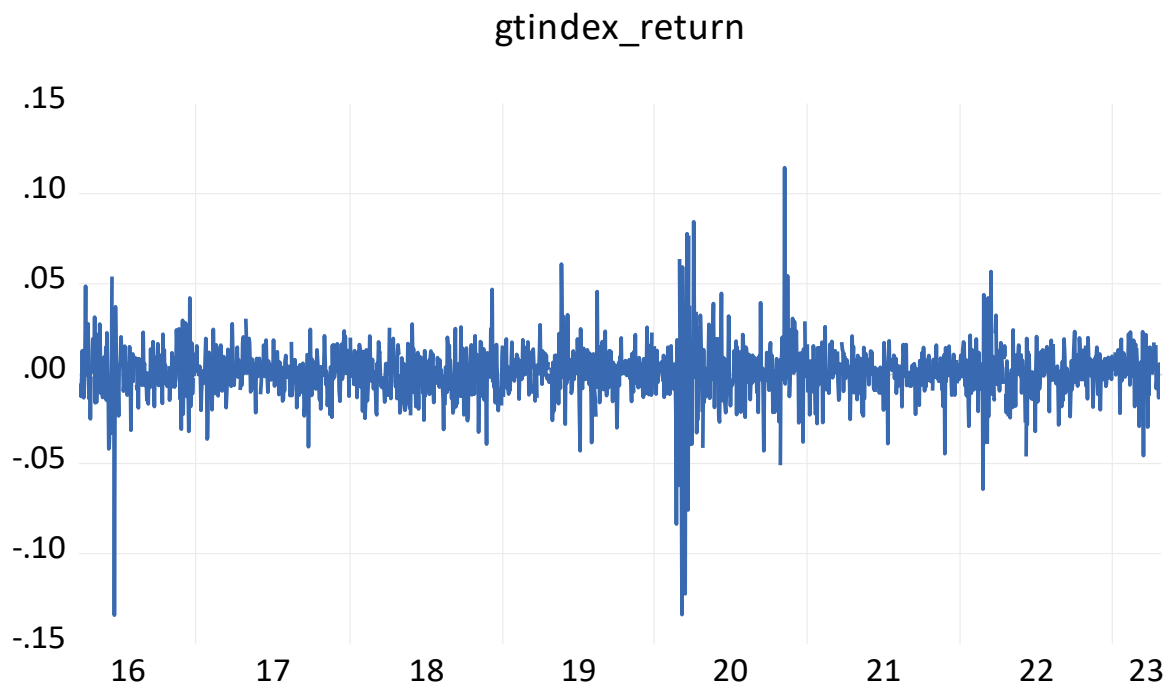
coca_colo_return



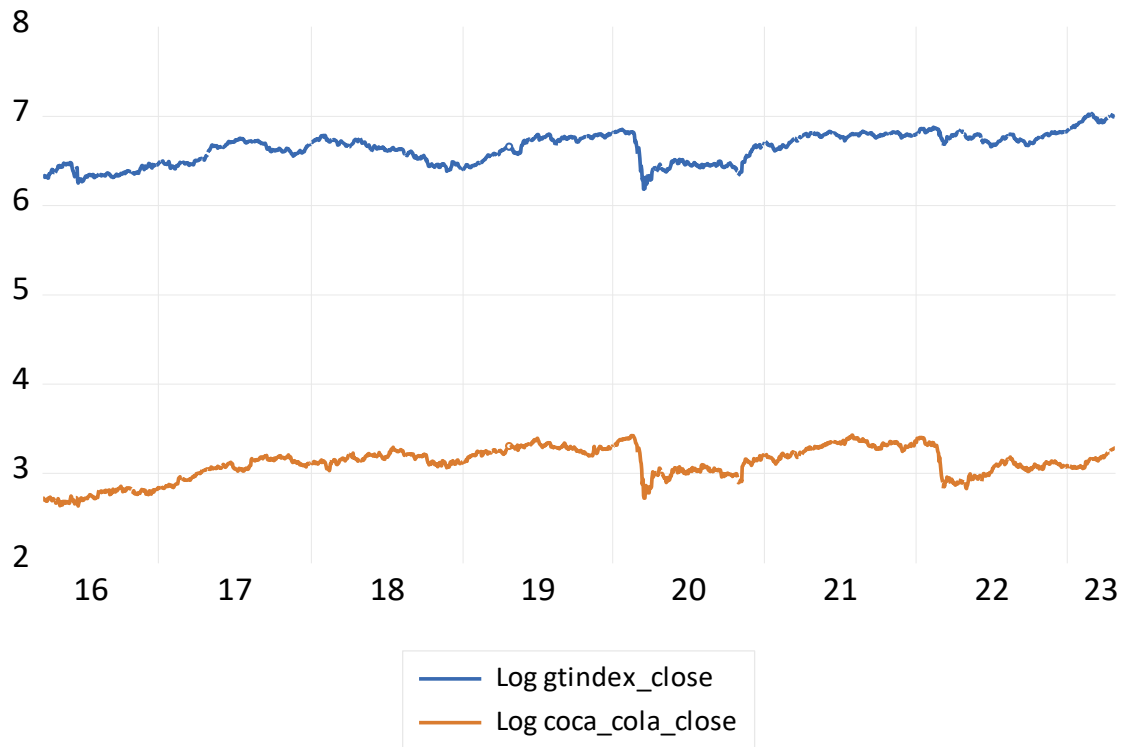
Διάγραμμα 11: Ιστόγραμμα αποδόσεων μετοχής Coca Cola



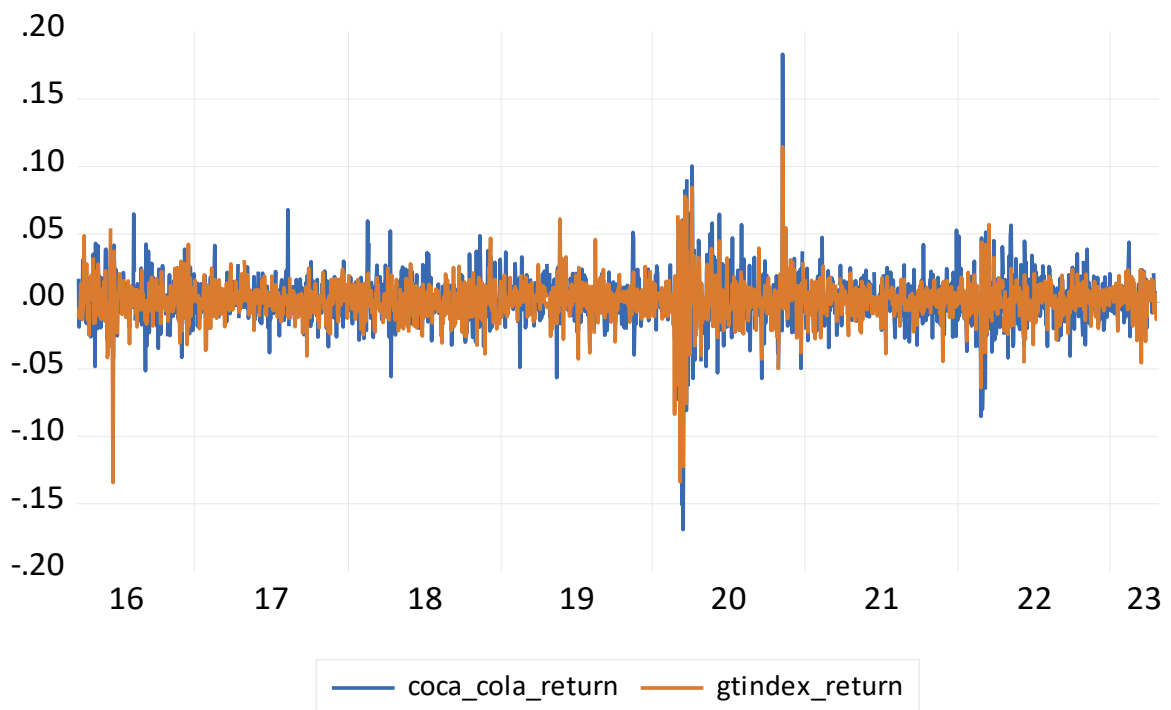
Διάγραμμα 12: Ιστόγραμμα τιμών κλεισίματος Γενικού Δείκτη



Διάγραμμα 13: Ιστόγραμμα αποδόσεων Γενικού Δείκτη



Διάγραμμα 14: Συγκριτικό ιστόγραμμα τιμών κλεισίματος μετοχής Coca Cola & Γενικού Δείκτη



Διάγραμμα 15: Συγκριτικό ιστόγραμμα αποδόσεων μετοχής Coca Cola & Γενικού Δείκτη

Πίνακας 18: Περιγραφικά στατιστικά απόδοσης μετοχής Coca Cola και Γενικού Δείκτη

	Coca_Cola_Return	Gt_Index_Return
Mean	0.000510	0.000485
Median	0.000377	0.001148
Maximum	0.183106	0.114606
Minimum	-0.169321	-0.134226
Std. Dev.	0.019007	0.015452
Skewness	-0.102641	-1.014982
Kurtosis	15.71594	17.17529
Jarque-Bera	11860.73	15037.70
Probability	0.000000	0.000000
Sum	0.896753	0.853714
Sum Sq. Dev.	0.635472	0.419994
Observations	1760	1760

Πίνακας 19: Αποτελέσματα ανάλυσης κινδύνου απόδοσης μετοχής Coca Cola

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: Least Squares
 Date: 10/22/23 Time: 11:38
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000167	0.000372	0.450824	0.6522
GTINDEX_RETURN	0.705115	0.024039	29.33267	0.0000
R-squared	0.328599	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.328217	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.015579	Akaike info criterion		-5.484695
Sum squared resid	0.426657	Schwarz criterion		-5.478476
Log likelihood	4828.532	Hannan-Quinn criter.		-5.482397
F-statistic	860.4058	Durbin-Watson stat		2.142856
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 20: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF χωρίς σταθερό όρο και χρονική τάση Coca Cola

Null Hypothesis: COCA_COLA_RETURN has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.04023	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.566277	
5% level	-1.941004	
10% level	-1.616578	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(COCA_COLA_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 10/21/23 Time: 22:59
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COCA_COLA_RETURN(-1)	-1.071248	0.023784	-45.04023	0.0000
R-squared	0.535734	Mean dependent var		-9.71E-06
Adjusted R-squared	0.535734	S.D. dependent var		0.027836
S.E. of regression	0.018967	Akaike info criterion		-5.091685
Sum squared resid	0.632422	Schwarz criterion		-5.088574
Log likelihood	4479.137	Hannan-Quinn criter.		-5.090536
Durbin-Watson stat	1.994101			

Πίνακας 21: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF με σταθερό όρο Coca Cola

Null Hypothesis: COCA_COLA_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.06111	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.433865	
5% level	-2.862979	
10% level	-2.567583	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(COCA_COLA_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 10/21/23 Time: 23:13
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COCA_COLA_RETURN(-1)	-1.072006	0.023790	-45.06111	0.0000
C	0.000537	0.000452	1.187228	0.2353
R-squared	0.536106	Mean dependent var		-9.71E-06
Adjusted R-squared	0.535842	S.D. dependent var		0.027836
S.E. of regression	0.018965	Akaike info criterion		-5.091350
Sum squared resid	0.631915	Schwarz criterion		-5.085128
Log likelihood	4479.843	Hannan-Quinn criter.		-5.089051
F-statistic	2030.504	Durbin-Watson stat		1.994139
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 22: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF με σταθερό όρο και χρονική τάση Coca Cola

Null Hypothesis: COCA_COLA_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.05310	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963268	
5% level	-3.412366	
10% level	-3.128123	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(COCA_COLA_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 10/21/23 Time: 23:04
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COCA_COLA_RETURN(-1)	-1.072121	0.023797	-45.05310	0.0000
C	0.000890	0.000906	0.981863	0.3263
@TREND("4/01/2016")	-4.00E-07	8.91E-07	-0.449097	0.6534

R-squared	0.536159	Mean dependent var	-9.71E-06
Adjusted R-squared	0.535631	S.D. dependent var	0.027836
S.E. of regression	0.018969	Akaike info criterion	-5.090328
Sum squared resid	0.631842	Schwarz criterion	-5.080995
Log likelihood	4479.944	Hannan-Quinn criter.	-5.086879
F-statistic	1014.891	Durbin-Watson stat	1.994133
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας 23: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF χωρίς σταθερό όρο και χρονική τάση Γενικού Δείκτη

Null Hypothesis: GTINDEX_RETURN has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-41.32065	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566277	
5% level	-1.941004	
10% level	-1.616578	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GTINDEX_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 10/22/23 Time: 11:59
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GTINDEX_RETURN(-1)	-0.985346	0.023846	-41.32065	0.0000

R-squared	0.492699	Mean dependent var	1.12E-06
Adjusted R-squared	0.492699	S.D. dependent var	0.021706
S.E. of regression	0.015460	Akaike info criterion	-5.500569
Sum squared resid	0.420176	Schwarz criterion	-5.497458
Log likelihood	4838.750	Hannan-Quinn criter.	-5.499419
Durbin-Watson stat	2.001011		

Πίνακας 24: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF με σταθερό όρο Γενικού Δείκτη

Null Hypothesis: GTINDEX_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-41.35023	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433865	
5% level	-2.862979	
10% level	-2.567583	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GTINDEX_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 10/22/23 Time: 11:58
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GTINDEX_RETURN(-1)	-0.986344	0.023853	-41.35023	0.0000
C	0.000485	0.000369	1.316455	0.1882

R-squared	0.493199	Mean dependent var	1.12E-06
Adjusted R-squared	0.492910	S.D. dependent var	0.021706
S.E. of regression	0.015457	Akaike info criterion	-5.500418
Sum squared resid	0.419762	Schwarz criterion	-5.494196
Log likelihood	4839.617	Hannan-Quinn criter.	-5.498118
F-statistic	1709.841	Durbin-Watson stat	2.000922
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας 25: Αποτελέσματα μοναδιαίας ρίζας ADF με σταθερό όρο και χρονική τάση Γενικού Δείκτη

Null Hypothesis: GTINDEX_RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-41.33868	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963268	
5% level	-3.412366	
10% level	-3.128123	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GTINDEX_RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 10/21/23 Time: 23:10
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GTINDEX_RETURN(-1)	-0.986354	0.023860	-41.33868	0.0000
C	0.000418	0.000738	0.566110	0.5714
@TREND("4/01/2016")	7.66E-08	7.26E-07	0.105479	0.9160

R-squared	0.493202	Mean dependent var	1.12E-06
Adjusted R-squared	0.492625	S.D. dependent var	0.021706
S.E. of regression	0.015461	Akaike info criterion	-5.499287
Sum squared resid	0.419759	Schwarz criterion	-5.489954
Log likelihood	4839.623	Hannan-Quinn criter.	-5.495838
F-statistic	854.4450	Durbin-Watson stat	2.000914
Prob(F-statistic)	0.000000		

Πίνακας 26: Συσχετίσεις της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των αποδόσεων της Coca Cola

Date: 10/22/23 Time: 13:50
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
█	█	1 -0.072	-0.072	9.1409	0.002
█	█	2 0.035	0.030	11.355	0.003
█	█	3 0.062	0.067	18.070	0.000
█	█	4 0.043	0.052	21.383	0.000
█	█	5 0.032	0.035	23.166	0.000
█	█	6 -0.072	-0.076	32.385	0.000
█	█	7 0.029	0.009	33.862	0.000
█	█	8 0.010	0.011	34.027	0.000
█	█	9 -0.026	-0.019	35.225	0.000
█	█	10 -0.031	-0.032	36.922	0.000
█	█	11 0.054	0.053	42.134	0.000
█	█	12 0.019	0.026	42.786	0.000
█	█	13 -0.046	-0.039	46.508	0.000
█	█	14 -0.035	-0.046	48.658	0.000
█	█	15 0.028	0.016	50.032	0.000
█	█	16 0.008	0.012	50.157	0.000
█	█	17 -0.060	-0.044	56.501	0.000
█	█	18 -0.014	-0.019	56.849	0.000
█	█	19 -0.007	-0.016	56.943	0.000
█	█	20 -0.028	-0.027	58.344	0.000
█	█	21 0.028	0.042	59.745	0.000
█	█	22 0.008	0.019	59.851	0.000
█	█	23 -0.007	-0.017	59.938	0.000
█	█	24 0.008	0.006	60.058	0.000
█	█	25 -0.026	-0.021	61.302	0.000
█	█	26 -0.005	-0.019	61.344	0.000
█	█	27 -0.001	-0.005	61.347	0.000
█	█	28 -0.046	-0.038	65.111	0.000
█	█	29 0.053	0.055	70.204	0.000
█	█	30 -0.033	-0.020	72.180	0.000
█	█	31 -0.021	-0.027	72.942	0.000
█	█	32 0.026	0.019	74.112	0.000
█	█	33 0.007	0.009	74.189	0.000
█	█	34 0.001	-0.003	74.191	0.000
█	█	35 -0.015	-0.005	74.570	0.000
█	█	36 -0.001	-0.011	74.572	0.000

Πίνακας 27: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1, 0, 0)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 10/22/23 Time: 16:28
Sample: 4/04/2016 4/28/2023
Included observations: 1760
Convergence achieved after 16 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.071239	0.012541	-5.680595	0.0000
SIGMASQ	0.000359	4.48E-06	80.28724	0.0000
R-squared	0.004363	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.003797	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018971	Akaike info criterion		-5.090676
Sum squared resid	0.632700	Schwarz criterion		-5.084457
Log likelihood	4481.795	Hannan-Quinn criter.		-5.088378
Durbin-Watson stat	1.995131			
Inverted AR Roots	-.07			

Πίνακας 28: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3, 0, 0)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 10/22/23 Time: 16:42
Sample: 4/04/2016 4/28/2023
Included observations: 1760
Convergence achieved after 23 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(3)	0.062313	0.012845	4.851338	0.0000
SIGMASQ	0.000360	4.88E-06	73.68302	0.0000
R-squared	0.003176	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.002609	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018982	Akaike info criterion		-5.089480
Sum squared resid	0.633454	Schwarz criterion		-5.083261
Log likelihood	4480.743	Hannan-Quinn criter.		-5.087182
Durbin-Watson stat	2.153191			
Inverted AR Roots	.40	-.20-.34i	-.20+.34i	

Πίνακας 29: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(4, 0, 0)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 10/22/23 Time: 16:18
Sample: 4/04/2016 4/28/2023
Included observations: 1760
Convergence achieved after 14 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(4)	0.043947	0.014821	2.965277	0.0031
SIGMASQ	0.000361	4.62E-06	78.10235	0.0000
R-squared	0.001220	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.000652	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.019001	Akaike info criterion		-5.087523
Sum squared resid	0.634697	Schwarz criterion		-5.081303
Log likelihood	4479.020	Hannan-Quinn criter.		-5.085224
Durbin-Watson stat	2.150958			
Inverted AR Roots	.46	.00-.46i	.00+.46i	-.46

Πίνακας 30: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6, 0, 0)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 16:46
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 21 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(6)	-0.071301	0.014449	-4.934721	0.0000
SIGMASQ	0.000359	4.49E-06	80.14109	0.0000
R-squared	0.004396	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.003830	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018971	Akaike info criterion		-5.090695
Sum squared resid	0.632679	Schwarz criterion		-5.084475
Log likelihood	4481.811	Hannan-Quinn criter.		-5.088396
Durbin-Watson stat	2.134620			
Inverted AR Roots	.56+.32i	.56-.32i	-.00-.64i	-.00+.64i
	-.56+.32i	-.56-.32i		

Πίνακας 31: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(11, 0, 0)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 16:36
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 12 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(11)	0.054725	0.016924	3.233633	0.0012
SIGMASQ	0.000360	4.58E-06	78.60142	0.0000
R-squared	0.002303	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.001736	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018991	Akaike info criterion		-5.088593
Sum squared resid	0.634009	Schwarz criterion		-5.082374
Log likelihood	4479.962	Hannan-Quinn criter.		-5.086295
Durbin-Watson stat	2.141763			
Inverted AR Roots	.77	.65+.42i	.65-.42i	.32+.70i
	.32-.70i	-.11+.76i	-.11-.76i	-.50-.58i
	-.50+.58i	-.74+.22i	-.74-.22i	

Πίνακας 32: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0, 0, 1)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 16:37
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 31 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.065917	0.012757	-5.167307	0.0000
SIGMASQ	0.000360	4.47E-06	80.46723	0.0000
R-squared	0.004003	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.003437	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018974	Akaike info criterion		-5.090315
Sum squared resid	0.632928	Schwarz criterion		-5.084095
Log likelihood	4481.477	Hannan-Quinn criter.		-5.088016
Durbin-Watson stat	2.005541			
Inverted MA Roots	.07			

Πίνακας 33: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0, 0, 3)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 16:39
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 44 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(3)	0.072578	0.012900	5.626054	0.0000
SIGMASQ	0.000360	4.91E-06	73.28640	0.0000
R-squared	0.003829	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.003263	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018976	Akaike info criterion		-5.090134
Sum squared resid	0.633039	Schwarz criterion		-5.083914
Log likelihood	4481.318	Hannan-Quinn criter.		-5.087835
Durbin-Watson stat	2.154531			
Inverted MA Roots	.21+.36i	.21-.36i	-.42	

Πίνακας 34: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0, 0, 6)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 16:51
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 24 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(6)	-0.069082	0.014400	-4.797325	0.0000
SIGMASQ	0.000360	4.49E-06	80.15700	0.0000
R-squared	0.004232	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.003666	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018972	Akaike info criterion		-5.090531
Sum squared resid	0.632783	Schwarz criterion		-5.084312
Log likelihood	4481.667	Hannan-Quinn criter.		-5.088233
Durbin-Watson stat	2.134744			
Inverted MA Roots	.64	.32+.55i	.32-.55i	-.32-.55i
	-.32+.55i	-.64		

Πίνακας 35: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0, 0, 11)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 16:51
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 15 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(11)	0.054040	0.017055	3.168599	0.0016
SIGMASQ	0.000360	4.59E-06	78.53549	0.0000
R-squared	0.002264	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.001697	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018991	Akaike info criterion		-5.088555
Sum squared resid	0.634033	Schwarz criterion		-5.082335
Log likelihood	4479.928	Hannan-Quinn criter.		-5.086256
Durbin-Watson stat	2.141637			
Inverted MA Roots	.74+.22i	.74-.22i	.50+.58i	.50-.58i
	.11+.76i	.11-.76i	-.32+.70i	-.32-.70i
	-.65+.41i	-.65-.41i	-.77	

Πίνακας 36: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1, 0, 3)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 16:59
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 47 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.078087	0.012819	-6.091693	0.0000
MA(3)	0.079944	0.012770	6.260148	0.0000
SIGMASQ	0.000358	4.94E-06	72.38186	0.0000
R-squared	0.009862	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.008735	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018924	Akaike info criterion		-5.095067
Sum squared resid	0.629205	Schwarz criterion		-5.085737
Log likelihood	4486.659	Hannan-Quinn criter.		-5.091619
Durbin-Watson stat	1.994256			
Inverted AR Roots	-.08			
Inverted MA Roots	.22-.37i	.22+.37i	-.43	

Πίνακας 37: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1, 0, 6)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 16:59
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 32 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.067780	0.012812	-5.290161	0.0000
MA(6)	-0.065586	0.014430	-4.545041	0.0000
SIGMASQ	0.000358	4.47E-06	80.00718	0.0000
R-squared	0.008796	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.007668	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018934	Akaike info criterion		-5.093988
Sum squared resid	0.629883	Schwarz criterion		-5.084658
Log likelihood	4485.709	Hannan-Quinn criter.		-5.090540
Durbin-Watson stat	1.994764			
Inverted AR Roots	-.07			
Inverted MA Roots	.64	.32-.55i	.32+.55i	-.32-.55i
	-.32+.55i	-.64		

Πίνακας 38: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1, 0, 11)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:00
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 35 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.071026	0.013045	-5.444572	0.0000
MA(11)	0.053682	0.017317	3.099965	0.0020
SIGMASQ	0.000358	4.61E-06	77.67965	0.0000
R-squared	0.007301	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.006171	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018948	Akaike info criterion		-5.092476
Sum squared resid	0.630833	Schwarz criterion		-5.083147
Log likelihood	4484.379	Hannan-Quinn criter.		-5.089029
Durbin-Watson stat	1.994582			
Inverted AR Roots	-.07			
Inverted MA Roots	.74+.22i	.74-.22i	.50+.58i	.50-.58i
	.11+.76i	.11-.76i	-.32+.70i	-.32-.70i
	-.64+.41i	-.64-.41i	-.77	

Πίνακας 39: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3, 0, 1)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:00
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 35 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(3)	0.068911	0.012664	5.441422	0.0000
MA(1)	-0.072103	0.013008	-5.542759	0.0000
SIGMASQ	0.000358	4.89E-06	73.26271	0.0000
R-squared	0.008702	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.007574	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018935	Akaike info criterion		-5.093899
Sum squared resid	0.629942	Schwarz criterion		-5.084570
Log likelihood	4485.631	Hannan-Quinn criter.		-5.090452
Durbin-Watson stat	2.005341			
Inverted AR Roots	.41	-.20-.36i	-.20+.36i	
Inverted MA Roots	.07			

Πίνακας 40: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3, 0, 3)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:03
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 41 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(3)	-0.466971	0.151771	-3.076819	0.0021
MA(3)	0.541084	0.146823	3.685274	0.0002
SIGMASQ	0.000359	4.91E-06	73.03982	0.0000
R-squared	0.006287	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.005156	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018958	Akaike info criterion		-5.091460
Sum squared resid	0.631477	Schwarz criterion		-5.082131
Log likelihood	4483.485	Hannan-Quinn criter.		-5.088012
Durbin-Watson stat	2.150418			
Inverted AR Roots	.39+.67i	.39-.67i	-.78	
Inverted MA Roots	.41-.71i	.41+.71i	-.81	

Πίνακας 41: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3, 0, 6)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:04
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 40 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(3)	0.065678	0.013171	4.986672	0.0000
MA(6)	-0.072106	0.014980	-4.813615	0.0000
SIGMASQ	0.000358	4.90E-06	73.00140	0.0000
R-squared	0.008528	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.007399	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018937	Akaike info criterion		-5.093710
Sum squared resid	0.630053	Schwarz criterion		-5.084381
Log likelihood	4485.465	Hannan-Quinn criter.		-5.090263
Durbin-Watson stat	2.146811			
Inverted AR Roots	.40	-.20-.35i	-.20+.35i	
Inverted MA Roots	.65	.32+.56i	.32-.56i	-.32-.56i
	-.32+.56i	-.65		

Πίνακας 42: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(3, 0, 11)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:04
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 39 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(3)	0.063893	0.012990	4.918638	0.0000
MA(11)	0.055732	0.017079	3.263248	0.0011
SIGMASQ	0.000359	4.98E-06	72.08582	0.0000
R-squared	0.006345	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.005214	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018957	Akaike info criterion		-5.091509
Sum squared resid	0.631440	Schwarz criterion		-5.082180
Log likelihood	4483.528	Hannan-Quinn criter.		-5.088061
Durbin-Watson stat	2.153208			
Inverted AR Roots	.40	-.20-.35i	-.20+.35i	
Inverted MA Roots	.74+.22i	.74-.22i	.50+.58i	.50-.58i
	.11+.76i	.11-.76i	-.32+.70i	-.32-.70i
	-.65+.42i	-.65-.42i	-.77	

Πίνακας 43: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(4, 0, 1)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:06
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 27 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(4)	0.050951	0.014430	3.530842	0.0004
MA(1)	-0.070454	0.012688	-5.552927	0.0000
SIGMASQ	0.000359	4.61E-06	77.75030	0.0000
R-squared	0.006575	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.005445	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018955	Akaike info criterion		-5.091758
Sum squared resid	0.631294	Schwarz criterion		-5.082429
Log likelihood	4483.747	Hannan-Quinn criter.		-5.088310
Durbin-Watson stat	2.006259			
Inverted AR Roots	.48	-.00+.48i	-.00-.48i	-.48
Inverted MA Roots	.07			

Πίνακας 44: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(4, 0, 3)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:08
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 41 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(4)	0.047571	0.014770	3.220842	0.0013
MA(3)	0.075294	0.013095	5.749901	0.0000
SIGMASQ	0.000359	5.08E-06	70.66790	0.0000
R-squared	0.006086	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.004954	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018960	Akaike info criterion		-5.091259
Sum squared resid	0.631605	Schwarz criterion		-5.081930
Log likelihood	4483.308	Hannan-Quinn criter.		-5.087811
Durbin-Watson stat	2.157768			
Inverted AR Roots	.47	.00-.47i	.00+.47i	-.47
Inverted MA Roots	.21+.37i	.21-.37i	-.42	

Πίνακας 45: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(4, 0, 6)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:10
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 28 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(4)	0.044867	0.015648	2.867303	0.0042
MA(6)	-0.069701	0.014578	-4.781323	0.0000
SIGMASQ	0.000359	4.70E-06	76.32747	0.0000
R-squared	0.006244	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.005113	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018958	Akaike info criterion		-5.091412
Sum squared resid	0.631504	Schwarz criterion		-5.082083
Log likelihood	4483.443	Hannan-Quinn criter.		-5.087964
Durbin-Watson stat	2.143951			
Inverted AR Roots	.46	.00-.46i	-.00+.46i	-.46
Inverted MA Roots	.64	.32+.56i	.32-.56i	-.32-.56i
	-.32+.56i	-.64		

Πίνακας 46: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(4, 0, 11)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:10
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 24 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(4)	0.041168	0.015321	2.687021	0.0073
MA(11)	0.051798	0.017369	2.982161	0.0029
SIGMASQ	0.000360	4.65E-06	77.33131	0.0000
R-squared	0.003955	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.002821	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018980	Akaike info criterion		-5.089112
Sum squared resid	0.632959	Schwarz criterion		-5.079782
Log likelihood	4481.418	Hannan-Quinn criter.		-5.085664
Durbin-Watson stat	2.150349			
Inverted AR Roots	.45	.00-.45i	.00+.45i	-.45
Inverted MA Roots	.73+.22i	.73-.22i	.50+.58i	.50-.58i
	.11-.76i	.11+.76i	-.32-.70i	-.32+.70i
	-.64+.41i	-.64-.41i	-.76	

Πίνακας 47: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6, 0, 1)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:12
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 31 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(6)	-0.067818	0.014460	-4.690108	0.0000
MA(1)	-0.062168	0.013034	-4.769836	0.0000
SIGMASQ	0.000358	4.47E-06	80.16040	0.0000
R-squared	0.008593	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.007465	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018936	Akaike info criterion		-5.093782
Sum squared resid	0.630011	Schwarz criterion		-5.084453
Log likelihood	4485.528	Hannan-Quinn criter.		-5.090335
Durbin-Watson stat	2.005671			
Inverted AR Roots	.55-.32i	.55+.32i	-.00+.64i	-.00-.64i
Inverted MA Roots	-.55-.32i	-.55+.32i		
	.06			

Πίνακας 48: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6, 0, 3)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:13
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 39 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(6)	-0.069970	0.014840	-4.714847	0.0000
MA(3)	0.065596	0.013200	4.969303	0.0000
SIGMASQ	0.000358	4.90E-06	72.97416	0.0000
R-squared	0.008690	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.007562	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018935	Akaike info criterion		-5.093873
Sum squared resid	0.629950	Schwarz criterion		-5.084543
Log likelihood	4485.608	Hannan-Quinn criter.		-5.090425
Durbin-Watson stat	2.146727			
Inverted AR Roots	.56-.32i	.56+.32i	.00+.64i	-.00-.64i
	-.56-.32i	-.56+.32i		
Inverted MA Roots	.20+.35i	.20-.35i	-.40	

Πίνακας 49: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6, 0, 11)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:15
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 24 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(6)	-0.070380	0.014684	-4.792999	0.0000
MA(11)	0.052955	0.018443	2.871233	0.0041
SIGMASQ	0.000358	4.63E-06	77.41161	0.0000
R-squared	0.007232	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.006102	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018949	Akaike info criterion		-5.092393
Sum squared resid	0.630877	Schwarz criterion		-5.083064
Log likelihood	4484.306	Hannan-Quinn criter.		-5.088946
Durbin-Watson stat	2.133995			
Inverted AR Roots	.56-.32i	.56+.32i	.00+.64i	-.00-.64i
	-.56-.32i	-.56+.32i		
Inverted MA Roots	.73+.22i	.73-.22i	.50+.58i	-.50-.58i
	.11-.76i	.11+.76i	-.32-.70i	-.32+.70i
	-.64+.41i	-.64-.41i	-.77	

Πίνακας 50: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(11, 0, 1)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:17
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 31 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(11)	0.054215	0.017134	3.164247	0.0016
MA(1)	-0.065277	0.013228	-4.934940	0.0000
SIGMASQ	0.000359	4.58E-06	78.30808	0.0000
R-squared	0.006955	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.005825	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018952	Akaike info criterion		-5.092128
Sum squared resid	0.631053	Schwarz criterion		-5.082799
Log likelihood	4484.073	Hannan-Quinn criter.		-5.088681
Durbin-Watson stat	2.006034			
Inverted AR Roots	.77	.65+.41i	.65-.41i	.32+.70i
	.32-.70i	-.11+.76i	-.11-.76i	-.50-.58i
	-.50+.58i	-.74+.22i	-.74-.22i	
Inverted MA Roots	.07			

Πίνακας 51: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(11, 0, 3)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:17
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 42 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(11)	0.056864	0.016997	3.345476	0.0008
MA(3)	0.074366	0.012987	5.726120	0.0000
SIGMASQ	0.000359	5.00E-06	71.65369	0.0000
R-squared	0.007075	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.005945	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018950	Akaike info criterion		-5.092240
Sum squared resid	0.630976	Schwarz criterion		-5.082911
Log likelihood	4484.171	Hannan-Quinn criter.		-5.088792
Durbin-Watson stat	2.154727			
Inverted AR Roots	.77	.65+.42i	.65-.42i	.32+.70i
	.32-.70i	-.11+.76i	-.11-.76i	-.50-.58i
	-.50+.58i	-.74+.22i	-.74-.22i	
Inverted MA Roots	.21-.36i	.21+.36i	-.42	

Πίνακας 52: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(11, 0, 6)

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 10/22/23 Time: 17:17
 Sample: 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760
 Convergence achieved after 28 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(11)	0.053082	0.018302	2.900241	0.0038
MA(6)	-0.067585	0.014622	-4.622153	0.0000
SIGMASQ	0.000359	4.62E-06	77.53935	0.0000
R-squared	0.007059	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	0.005929	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.018951	Akaike info criterion		-5.092221
Sum squared resid	0.630986	Schwarz criterion		-5.082892
Log likelihood	4484.154	Hannan-Quinn criter.		-5.088773
Durbin-Watson stat	2.134832			
Inverted AR Roots	.77	.64+.41i	.64-.41i	.32+.70i
	.32-.70i	-.11+.76i	-.11-.76i	-.50-.58i
	-.50+.58i	-.73+.22i	-.73-.22i	
Inverted MA Roots	.64	.32-.55i	.32+.55i	-.32-.55i
	-.32+.55i	-.64		

Πίνακας 53: Συσχετίσεις της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των τετραγώνων των αποδόσεων της Coca Cola

Date: 10/22/23 Time: 18:45
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		0.1773	0.1773	52.5225	0.0000
2		0.2800	0.2588	191.1111	0.0000
3		0.1966	-0.1288	2259.1188	0.0000
4		0.1088	-0.0091	2739.6222	0.0000
5		0.2338	0.1869	3772.2888	0.0000
6		0.1422	0.0664	4112.9966	0.0000
7		0.1225	0.0004	4402.5511	0.0000
8		0.1194	-0.1000	5006.9911	0.0000
9		0.0799	-0.0099	5177.8899	0.0000
10		0.1555	0.0044	5602.5544	0.0000
11		0.0773	-0.0221	5699.9900	0.0000
12		0.0556	-0.0227	5755.3366	0.0000
13		0.0444	-0.0446	5799.7733	0.0000
14		0.0997	0.0688	5988.9977	0.0000
15		0.0888	0.0337	6088.9922	0.0000
16		0.1099	-0.0040	6229.9922	0.0000
17		0.0522	-0.0133	6341.7744	0.0000
18		0.0422	-0.0224	6448.9944	0.0000
19		0.0665	-0.0222	6457.1466	0.0000
20		0.0322	-0.0112	6477.2299	0.0000
21		0.0226	-0.0226	6488.5522	0.0000
22		0.0000	-0.0466	6493.5222	0.0000
23		0.0007	-0.0005	6488.6222	0.0000
24		0.0020	-0.0008	6499.3311	0.0000
25		0.0026	-0.0188	6500.5566	0.0000
26		0.0000	-0.0100	6500.6000	0.0000
27		0.0006	-0.0001	6500.6000	0.0000
28		0.0007	0.0013	6500.7755	0.0000
29		0.0025	0.0025	6500.7755	0.0000
30		0.0032	0.0021	6503.6677	0.0000
31		0.0111	-0.0068	6503.8888	0.0000
32		0.0113	-0.0001	6504.1188	0.0000
33		0.0022	-0.0114	6504.1188	0.0000
34		-0.0043	-0.0399	6507.5500	0.0000
35		0.0001	-0.0228	6507.5500	0.0000
36		0.0003	-0.0113	6507.5500	0.0000

Πίνακας 54: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή normal

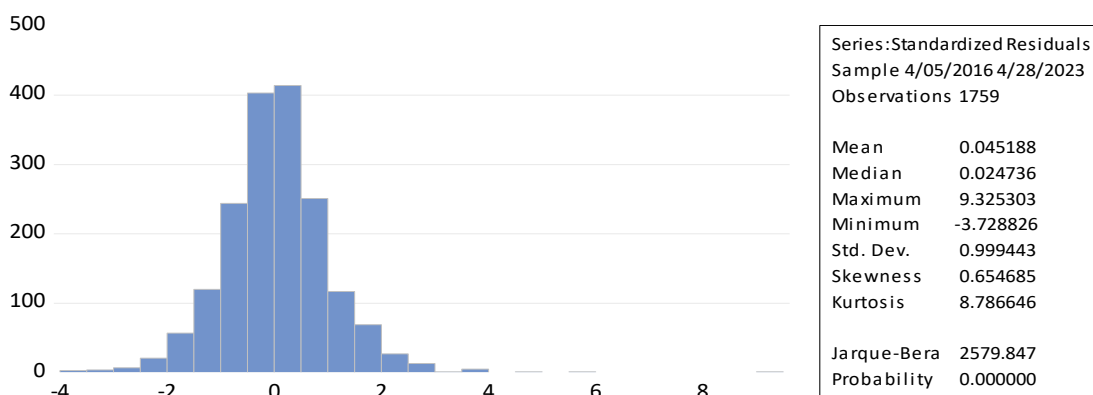
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 16:38
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments
 Convergence achieved after 18 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 3/31/2016 4/04/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2 + C(6)*RESID(-3)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.164555	0.023813	-6.910231	0.0000
MA(3)	0.101875	0.023180	4.395018	0.0000
Variance Equation				
C	0.000155	7.79E-06	19.93670	0.0000
RESID(-1)^2	0.314725	0.026524	11.86561	0.0000
RESID(-2)^2	0.062389	0.019490	3.200995	0.0014
RESID(-3)^2	0.212593	0.028194	7.540387	0.0000
R-squared	0.002346	Mean dependent var		0.000500
Adjusted R-squared	0.001778	S.D. dependent var		0.019009
S.E. of regression	0.018992	Akaike info criterion		-5.323670
Sum squared resid	0.633720	Schwarz criterion		-5.305003
Log likelihood	4688.168	Hannan-Quinn criter.		-5.316772
Durbin-Watson stat	1.820299			
Inverted AR Roots	-.16			
Inverted MA Roots	.23+.40i	.23-.40i	-.47	

Πίνακας 55: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή normal

Date: 11/04/23 Time: 16:43
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.009	-0.009	0.1310	0.717
		2	-0.010	-0.010	0.2978	0.862
		3	-0.017	-0.017	0.8256	0.843
		4	0.010	0.010	1.0065	0.909
		5	0.040	0.040	3.8570	0.570
		6	-0.015	-0.014	4.2516	0.643
		7	0.026	0.027	5.4259	0.608
		8	0.059	0.061	11.612	0.169
		9	-0.012	-0.012	11.878	0.220
		10	0.011	0.012	12.094	0.279



Διάγραμμα 16: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή normal

Πίνακας 56: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή normal

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.236986	Prob. F(10,1738)	0.2620
Obs*R-squared	12.36018	Prob. Chi-Square(10)	0.2617

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 22:46

Sample (adjusted): 4/19/2016 4/28/2023

Included observations: 1749 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.913465	0.100817	9.060661	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.008496	0.023986	-0.354191	0.7232
WGT_RESID^2(-2)	-0.009390	0.023985	-0.391479	0.6955
WGT_RESID^2(-3)	-0.020091	0.023942	-0.839183	0.4015
WGT_RESID^2(-4)	0.010603	0.023923	0.443193	0.6577
WGT_RESID^2(-5)	0.041076	0.023922	1.717058	0.0861
WGT_RESID^2(-6)	-0.014292	0.023923	-0.597419	0.5503
WGT_RESID^2(-7)	0.027324	0.023924	1.142102	0.2536
WGT_RESID^2(-8)	0.060753	0.023928	2.539050	0.0112
WGT_RESID^2(-9)	-0.011917	0.023971	-0.497149	0.6191
WGT_RESID^2(-10)	0.011664	0.023972	0.486583	0.6266

R-squared	0.007067	Mean dependent var	1.001202
Adjusted R-squared	0.001354	S.D. dependent var	2.814657
S.E. of regression	2.812751	Akaike info criterion	4.912473
Sum squared resid	13750.31	Schwarz criterion	4.946855
Log likelihood	-4284.957	Hannan-Quinn criter.	4.925183
F-statistic	1.236986	Durbin-Watson stat	2.000296
Prob(F-statistic)	0.262039		

Πίνακας 57: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3) ARCH(3)-κατανομή t-student's

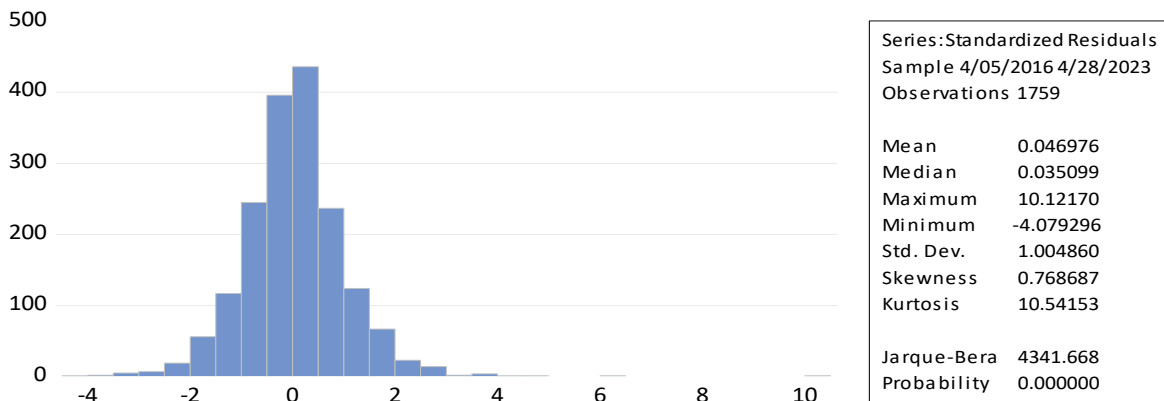
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 16:38
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments
 Convergence achieved after 17 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 3/31/2016 4/04/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2 + C(6)*RESID(-3)^2$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.132781	0.026031	-5.100952	0.0000
MA(3)	0.004484	0.024421	0.183608	0.8543
Variance Equation				
C	0.000173	1.56E-05	11.12849	0.0000
RESID(-1) ²	0.247750	0.051349	4.824848	0.0000
RESID(-2) ²	0.094108	0.034187	2.752752	0.0059
RESID(-3) ²	0.137321	0.038665	3.551529	0.0004
T-DIST. DOF	4.823240	0.537833	8.967907	0.0000
R-squared	0.001247	Mean dependent var		0.000500
Adjusted R-squared	0.000679	S.D. dependent var		0.019009
S.E. of regression	0.019002	Akaike info criterion		-5.428900
Sum squared resid	0.634418	Schwarz criterion		-5.407122
Log likelihood	4781.718	Hannan-Quinn criter.		-5.420852
Durbin-Watson stat	1.869042			
Inverted AR Roots	-.13			
Inverted MA Roots	.08-.14i	.08+.14i	-.16	

Πίνακας 58: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή t-student's

Date: 11/04/23 Time: 16:44
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.001	-0.001	0.0017	0.967
		2	-0.012	-0.012	0.2510	0.882
		3	-0.005	-0.005	0.3021	0.960
		4	0.010	0.010	0.4914	0.974
		5	0.051	0.051	5.0949	0.404
		6	-0.009	-0.008	5.2242	0.515
		7	0.026	0.028	6.4337	0.490
		8	0.054	0.055	11.652	0.167
		9	-0.009	-0.010	11.808	0.224
		10	0.014	0.013	12.148	0.275



Διάγραμμα 17: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή t-student's

Πίνακας 59: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή t-student's

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.220348	Prob. F(10,1738)	0.2726
Obs*R-squared	12.19509	Prob. Chi-Square(10)	0.2722

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 22:47

Sample (adjusted): 4/19/2016 4/28/2023

Included observations: 1749 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.893594	0.105848	8.442233	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.001486	0.023985	-0.061940	0.9506
WGT_RESID^2(-2)	-0.012669	0.023984	-0.528226	0.5974
WGT_RESID^2(-3)	-0.008186	0.023950	-0.341803	0.7325
WGT_RESID^2(-4)	0.010441	0.023933	0.436254	0.6627
WGT_RESID^2(-5)	0.051129	0.023934	2.136258	0.0328
WGT_RESID^2(-6)	-0.008014	0.023934	-0.334846	0.7378
WGT_RESID^2(-7)	0.027566	0.023934	1.151764	0.2496
WGT_RESID^2(-8)	0.054932	0.023942	2.294389	0.0219
WGT_RESID^2(-9)	-0.009696	0.023977	-0.404397	0.6860
WGT_RESID^2(-10)	0.013129	0.023978	0.547550	0.5841

R-squared	0.006973	Mean dependent var	1.012608
Adjusted R-squared	0.001259	S.D. dependent var	3.150164
S.E. of regression	3.148181	Akaike info criterion	5.137796
Sum squared resid	17225.39	Schwarz criterion	5.172178
Log likelihood	-4482.003	Hannan-Quinn criter.	5.150506
F-statistic	1.220348	Durbin-Watson stat	2.000381
Prob(F-statistic)	0.272620		

Πίνακας 60: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3) ARCH(3)-κατανομή generalized error

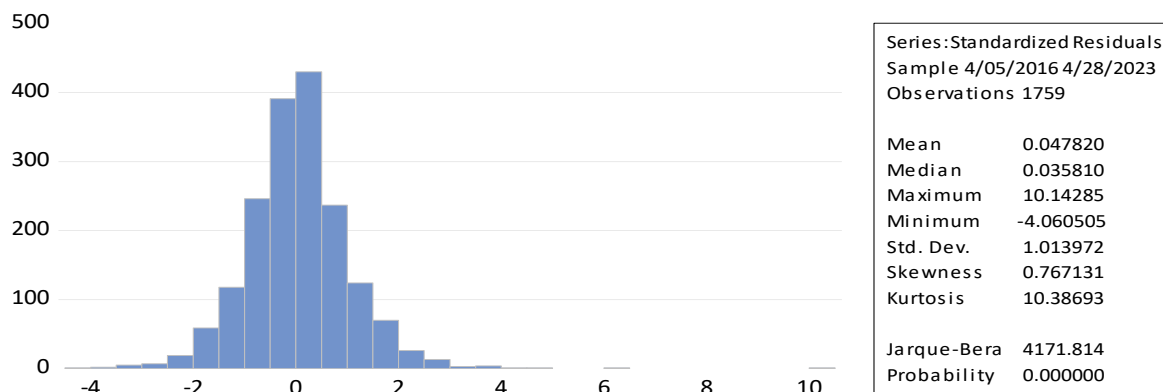
Dependent Variable: COCA COLA RETURN
 Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 16:38
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments
 Convergence achieved after 21 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 3/31/2016 4/04/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2 + C(6)*RESID(-3)^2$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.131796	0.024519	-5.375212	0.0000
MA(3)	0.004596	0.023120	0.198807	0.8424
Variance Equation				
C	0.000166	1.37E-05	12.12129	0.0000
RESID(-1)^2	0.260699	0.052562	4.959813	0.0000
RESID(-2)^2	0.090038	0.035413	2.542498	0.0110
RESID(-3)^2	0.145050	0.041014	3.536600	0.0004
GED PARAMETER	1.196071	0.036373	32.88341	0.0000
R-squared	0.001382	Mean dependent var	0.000500	
Adjusted R-squared	0.000814	S.D. dependent var	0.019009	
S.E. of regression	0.019001	Akaike info criterion	-5.418226	
Sum squared resid	0.634332	Schwarz criterion	-5.396448	
Log likelihood	472.330	Hannan-Quinn criter.	-5.410177	
Durbin-Watson stat	1.871053			
Inverted AR Roots	-.13			
Inverted MA Roots	.08-.14i	.08+.14i	-.17	

Πίνακας 61: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή generalized error

Date: 11/04/23 Time: 16:46
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.003	-0.003	0.0189	0.891
		2	-0.012	-0.012	0.2826	0.868
		3	-0.008	-0.008	0.3929	0.942
		4	0.010	0.010	0.5733	0.966
		5	0.050	0.050	4.9315	0.424
		6	-0.010	-0.009	5.0943	0.532
		7	0.025	0.026	6.1622	0.521
		8	0.054	0.055	11.349	0.183
		9	-0.010	-0.010	11.529	0.241
		10	0.013	0.013	11.843	0.296



Διάγραμμα 18: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή generalized error

Πίνακας 62: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,3)-ARCH(3) κατανομή generalized error

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.194622	Prob. F(10,1738)	0.2896
Obs*R-squared	11.93976	Prob. Chi-Square(10)	0.2891

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 22:48

Sample (adjusted): 4/19/2016 4/28/2023

Included observations: 1749 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.919068	0.107655	8.537197	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.003618	0.023985	-0.150837	0.8801
WGT_RESID^2(-2)	-0.012729	0.023985	-0.530735	0.5957
WGT_RESID^2(-3)	-0.010653	0.023950	-0.444803	0.6565
WGT_RESID^2(-4)	0.010338	0.023934	0.431944	0.6658
WGT_RESID^2(-5)	0.049880	0.023935	2.084033	0.0373
WGT_RESID^2(-6)	-0.008826	0.023935	-0.368769	0.7123
WGT_RESID^2(-7)	0.026125	0.023935	1.091498	0.2752
WGT_RESID^2(-8)	0.055061	0.023941	2.299832	0.0216
WGT_RESID^2(-9)	-0.010154	0.023976	-0.423494	0.6720
WGT_RESID^2(-10)	0.012812	0.023977	0.534344	0.5932
R-squared	0.006827	Mean dependent var	1.031060	
Adjusted R-squared	0.001112	S.D. dependent var	3.181996	
S.E. of regression	3.180226	Akaike info criterion	5.158051	
Sum squared resid	17577.85	Schwarz criterion	5.192434	
Log likelihood	-4499.716	Hannan-Quinn criter.	5.170761	
F-statistic	1.194622	Durbin-Watson stat	2.000378	
Prob(F-statistic)	0.289585			

Πίνακας 63: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal

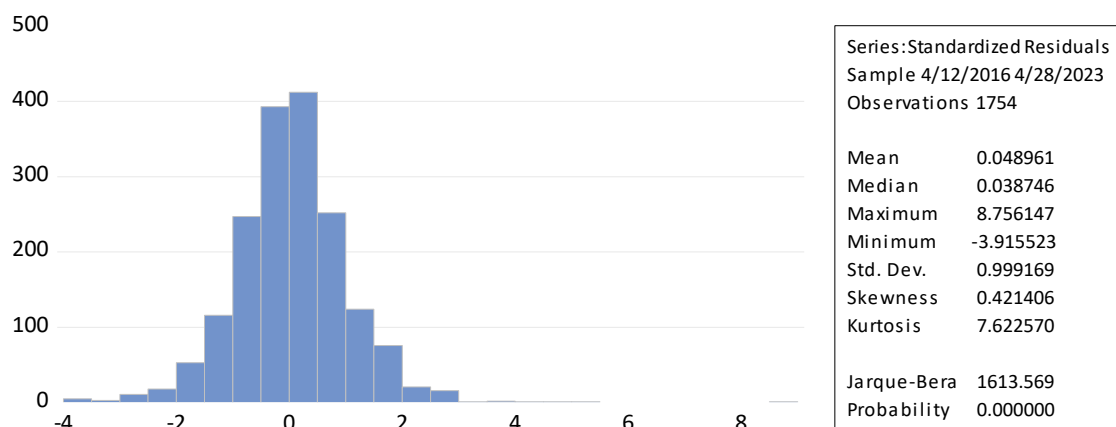
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 21:32
 Sample (adjusted): 4/12/2016 4/28/2023
 Included observations: 1754 after adjustments
 Convergence achieved after 26 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 4/11/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(6)	-0.042946	0.020908	-2.054099	0.0400
MA(1)	-0.136162	0.027221	-5.002046	0.0000
Variance Equation				
C	3.96E-05	5.39E-06	7.345483	0.0000
RESID(-1)^2	0.237708	0.023103	10.28892	0.0000
GARCH(-1)	0.198947	0.061103	3.255947	0.0011
GARCH(-2)	0.450756	0.058243	7.739178	0.0000
R-squared	0.001881	Mean dependent var		0.000517
Adjusted R-squared	0.001312	S.D. dependent var		0.019028
S.E. of regression	0.019015	Akaike info criterion		-5.358018
Sum squared resid	0.633493	Schwarz criterion		-5.339308
Log likelihood	4704.982	Hannan-Quinn criter.		-5.351103
Durbin-Watson stat	1.851417			
Inverted AR Roots	.51+.30i	.51-.30i	-.00-.59i	-.00+.59i
Inverted MA Roots	-.51+.30i	-.51-.30i		
	.14			

Πίνακας 64: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal

Date: 11/04/23 Time: 21:33
 Sample (adjusted): 4/12/2016 4/28/2023
 Included observations: 1754 after adjustments

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
			1 -0.004	-0.004	0.0236	0.878
			2 -0.000	-0.000	0.0236	0.988
			3 -0.012	-0.012	0.2712	0.965
			4 -0.013	-0.013	0.5676	0.967
			5 -0.009	-0.009	0.7009	0.983
			6 -0.025	-0.026	1.8459	0.933
			7 0.026	0.025	3.0251	0.883
			8 0.065	0.064	10.385	0.239
			9 -0.026	-0.027	11.619	0.236
			10 -0.002	-0.002	11.625	0.311



Διάγραμμα 19: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal

Πίνακας 65: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.155962	Prob. F(10,1733)	0.3165
Obs*R-squared	11.55591	Prob. Chi-Square(10)	0.3159

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 22:27

Sample (adjusted): 4/26/2016 4/28/2023

Included observations: 1744 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.000394	0.099088	10.09598	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.003205	0.024022	-0.133418	0.8939
WGT_RESID^2(-2)	0.002023	0.024014	0.084249	0.9329
WGT_RESID^2(-3)	-0.011846	0.023964	-0.494344	0.6211
WGT_RESID^2(-4)	-0.012217	0.023959	-0.509906	0.6102
WGT_RESID^2(-5)	-0.008575	0.023952	-0.358020	0.7204
WGT_RESID^2(-6)	-0.026082	0.023952	-1.088905	0.2763
WGT_RESID^2(-7)	0.025672	0.023959	1.071487	0.2841
WGT_RESID^2(-8)	0.064589	0.023965	2.695194	0.0071
WGT_RESID^2(-9)	-0.026956	0.024010	-1.122706	0.2617
WGT_RESID^2(-10)	-0.002256	0.024019	-0.093923	0.9252
R-squared	0.006626	Mean dependent var	1.001539	
Adjusted R-squared	0.000894	S.D. dependent var	2.592322	
S.E. of regression	2.591163	Akaike info criterion	4.748378	
Sum squared resid	11635.58	Schwarz criterion	4.782841	
Log likelihood	-4129.586	Hannan-Quinn criter.	4.761120	
F-statistic	1.155962	Durbin-Watson stat	1.999757	
Prob(F-statistic)	0.316460			

Πίνακας 66: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's

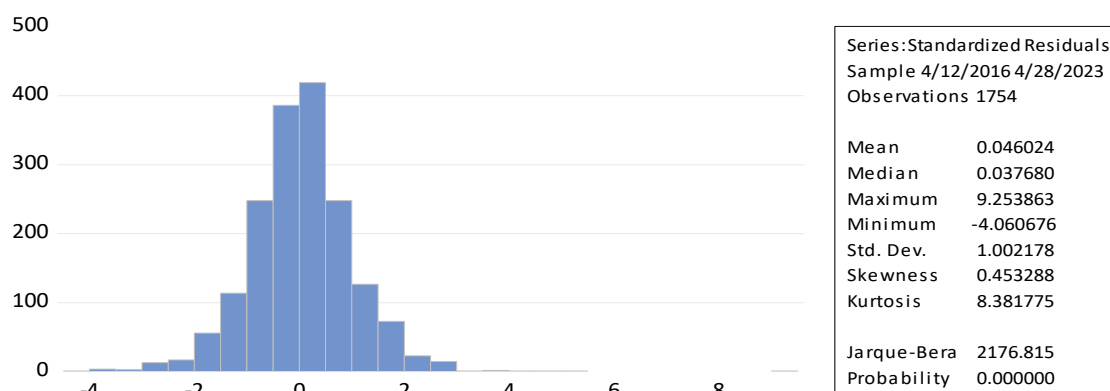
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 21:35
 Sample (adjusted): 4/12/2016 4/28/2023
 Included observations: 1754 after adjustments
 Convergence achieved after 40 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 4/11/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(6)	-0.018251	0.022878	-0.797764	0.4250
MA(1)	-0.128755	0.025350	-5.078981	0.0000
Variance Equation				
C	3.65E-05	9.12E-06	4.001412	0.0001
RESID(-1)^2	0.180085	0.036115	4.986473	0.0000
GARCH(-1)	0.362563	0.179696	2.017645	0.0436
GARCH(-2)	0.341816	0.153394	2.228361	0.0259
T-DIST. DOF	5.206847	0.625781	8.320552	0.0000
R-squared	0.001424	Mean dependent var	0.000517	
Adjusted R-squared	0.000854	S.D. dependent var	0.019028	
S.E. of regression	0.019020	Akaike info criterion	-5.443822	
Sum squared resid	0.633784	Schwarz criterion	-5.421993	
Log likelihood	4781.232	Hannan-Quinn criter.	-5.435753	
Durbin-Watson stat	1.870275			
Inverted AR Roots	.44+.26i	.44-.26i	.00-.51i	-.00+.51i
Inverted MA Roots	-.44+.26i	-.44-.26i		

Πίνακας 67: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's

Date: 11/04/23 Time: 21:36
 Sample (adjusted): 4/12/2016 4/28/2023
 Included observations: 1754 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.005	0.005	0.0412	0.839
		2	-0.004	-0.004	0.0656	0.968
		3	-0.001	-0.001	0.0685	0.995
		4	-0.014	-0.014	0.4162	0.981
		5	-0.000	-0.000	0.4165	0.995
		6	-0.023	-0.023	1.3429	0.969
		7	0.034	0.034	3.3806	0.848
		8	0.062	0.062	10.224	0.250
		9	-0.024	-0.025	11.263	0.258
		10	-0.000	-0.000	11.263	0.337



Διάγραμμα 20: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's

Πίνακας 68: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.113897	Prob. F(10,1733)	0.3476
Obs*R-squared	11.13808	Prob. Chi-Square(10)	0.3469

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 22:30

Sample (adjusted): 4/26/2016 4/28/2023

Included observations: 1744 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.970928	0.100748	9.637242	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.005257	0.024022	0.218847	0.8268
WGT_RESID^2(-2)	-0.001820	0.024015	-0.075800	0.9396
WGT_RESID^2(-3)	-0.001178	0.023969	-0.049139	0.9608
WGT_RESID^2(-4)	-0.013212	0.023956	-0.551520	0.5813
WGT_RESID^2(-5)	-0.000442	0.023952	-0.018460	0.9853
WGT_RESID^2(-6)	-0.023138	0.023952	-0.966009	0.3342
WGT_RESID^2(-7)	0.033878	0.023957	1.414122	0.1575
WGT_RESID^2(-8)	0.061956	0.023970	2.584738	0.0098
WGT_RESID^2(-9)	-0.024836	0.024012	-1.034325	0.3011
WGT_RESID^2(-10)	-0.000370	0.024019	-0.015397	0.9877

R-squared	0.006387	Mean dependent var	1.007322
Adjusted R-squared	0.000653	S.D. dependent var	2.751494
S.E. of regression	2.750595	Akaike info criterion	4.867799
Sum squared resid	13111.49	Schwarz criterion	4.902262
Log likelihood	-4233.721	Hannan-Quinn criter.	4.880541
F-statistic	1.113897	Durbin-Watson stat	1.999783
Prob(F-statistic)	0.347562		

Πίνακας 69: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error

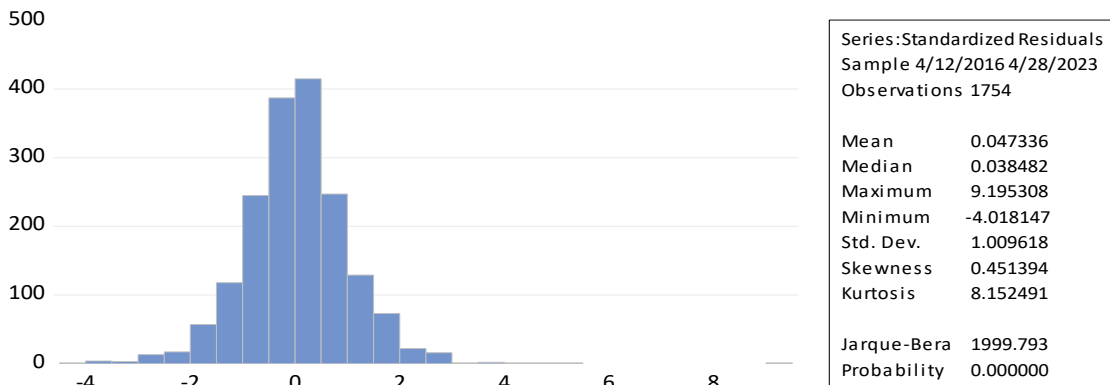
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 21:38
 Sample (adjusted): 4/12/2016 4/28/2023
 Included observations: 1754 after adjustments
 Convergence achieved after 32 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 4/11/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(6)	-0.023700	0.021448	-1.104990	0.2692
MA(1)	-0.128852	0.024414	-5.277756	0.0000
Variance Equation				
C	3.85E-05	9.23E-06	4.168620	0.0000
RESID(-1)^2	0.203743	0.037626	5.414983	0.0000
GARCH(-1)	0.294167	0.148504	1.980870	0.0476
GARCH(-2)	0.379423	0.128599	2.950446	0.0032
GED PARAMETER				
	1.243786	0.041332	30.09254	0.0000
R-squared	0.001874	Mean dependent var		0.000517
Adjusted R-squared	0.001305	S.D. dependent var		0.019028
S.E. of regression	0.019015	Akaike info criterion		-5.435686
Sum squared resid	0.633498	Schwarz criterion		-5.413857
Log likelihood	4774.096	Hannan-Quinn criter.		-5.427617
Durbin-Watson stat	1.869397			
Inverted AR Roots	.46-.27i	.46+.27i	.00+.54i	-.00-.54i
Inverted MA Roots	-.46-.27i	-.46+.27i		
	.13			

Πίνακας 70: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error

Date: 11/04/23 Time: 21:40
 Sample (adjusted): 4/12/2016 4/28/2023
 Included observations: 1754 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.000	0.000	0.0002	0.989
		2	-0.004	-0.004	0.0276	0.986
		3	-0.005	-0.005	0.0808	0.994
		4	-0.014	-0.014	0.4473	0.978
		5	-0.003	-0.003	0.4674	0.993
		6	-0.024	-0.024	1.5039	0.959
		7	0.030	0.030	3.1013	0.875
		8	0.063	0.063	10.083	0.259
		9	-0.025	-0.025	11.157	0.265
		10	-0.001	-0.001	11.158	0.345



Διάγραμμα 21: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error

Πίνακας 71: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.102611	Prob. F(10,1733)	0.3562
Obs*R-squared	11.02595	Prob. Chi-Square(10)	0.3555

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 22:30

Sample (adjusted): 4/26/2016 4/28/2023

Included observations: 1744 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.002965	0.102220	9.811793	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.000745	0.024022	0.031030	0.9752
WGT_RESID^2(-2)	-0.001976	0.024015	-0.082301	0.9344
WGT_RESID^2(-3)	-0.005495	0.023968	-0.229280	0.8187
WGT_RESID^2(-4)	-0.013532	0.023958	-0.564804	0.5723
WGT_RESID^2(-5)	-0.003386	0.023953	-0.141375	0.8876
WGT_RESID^2(-6)	-0.024436	0.023953	-1.020161	0.3078
WGT_RESID^2(-7)	0.029900	0.023959	1.247998	0.2122
WGT_RESID^2(-8)	0.062719	0.023969	2.616707	0.0090
WGT_RESID^2(-9)	-0.024992	0.024012	-1.040820	0.2981
WGT_RESID^2(-10)	-0.000501	0.024019	-0.020854	0.9834

R-squared	0.006322	Mean dependent var	1.022458
Adjusted R-squared	0.000588	S.D. dependent var	2.749652
S.E. of regression	2.748843	Akaike info criterion	4.866524
Sum squared resid	13094.78	Schwarz criterion	4.900987
Log likelihood	-4232.609	Hannan-Quinn criter.	4.879266
F-statistic	1.102611	Durbin-Watson stat	1.999770
Prob(F-statistic)	0.356232		

Πίνακας 72: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή normal

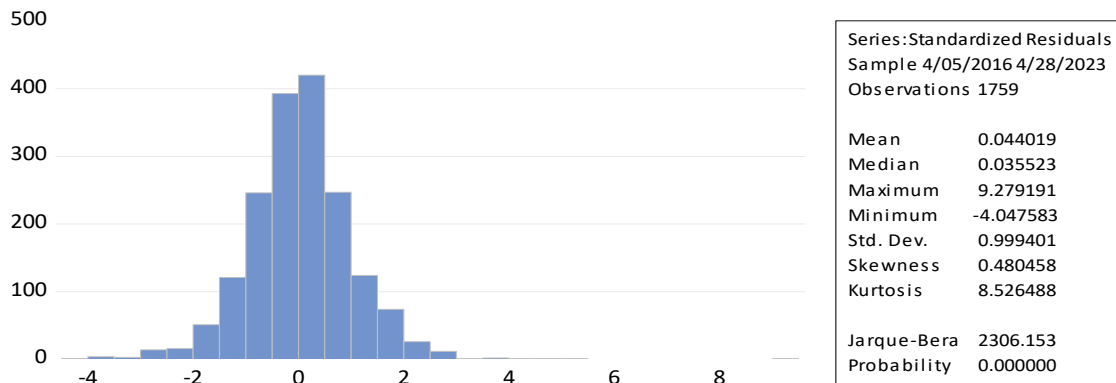
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 21:59
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments
 Convergence achieved after 18 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.132231	0.023986	-5.512815	0.0000
Variance Equation				
C	2.64E-05	3.51E-06	7.528954	0.0000
RESID(-1)^2	0.155014	0.017033	9.100760	0.0000
GARCH(-1)	0.768777	0.022252	34.54820	0.0000
R-squared	0.000666	Mean dependent var		0.000500
Adjusted R-squared	0.000666	S.D. dependent var		0.019009
S.E. of regression	0.019002	Akaike info criterion		-5.353345
Sum squared resid	0.634787	Schwarz criterion		-5.340900
Log likelihood	4712.267	Hannan-Quinn criter.		-5.348746
Durbin-Watson stat	1.869406			
Inverted AR Roots	-13			

Πίνακας 73: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή normal

Date: 11/04/23 Time: 22:02
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 0.009	0.009	0.1342	0.714
		2 -0.019	-0.019	0.7786	0.678
		3 -0.006	-0.005	0.8349	0.841
		4 -0.020	-0.020	1.5512	0.818
		5 -0.007	-0.007	1.6439	0.896
		6 -0.024	-0.025	2.6595	0.850
		7 0.037	0.037	5.0226	0.657
		8 0.057	0.055	10.855	0.210
		9 -0.026	-0.026	12.053	0.210
		10 -0.004	-0.002	12.083	0.280



Διάγραμμα 22: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή normal

Πίνακας 74: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή normal

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.164711	Prob. F(10,1738)	0.3102
Obs*R-squared	11.64281	Prob. Chi-Square(10)	0.3097

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 22:52

Sample (adjusted): 4/19/2016 4/28/2023

Included observations: 1749 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.000046	0.101542	9.848637	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.009206	0.023988	0.383790	0.7012
WGT_RESID^2(-2)	-0.017060	0.023981	-0.711417	0.4769
WGT_RESID^2(-3)	-0.004547	0.023946	-0.189865	0.8494
WGT_RESID^2(-4)	-0.019491	0.023910	-0.815165	0.4151
WGT_RESID^2(-5)	-0.006131	0.023907	-0.256433	0.7976
WGT_RESID^2(-6)	-0.024551	0.023908	-1.026903	0.3046
WGT_RESID^2(-7)	0.035564	0.023911	1.487363	0.1371
WGT_RESID^2(-8)	0.055616	0.023926	2.324551	0.0202
WGT_RESID^2(-9)	-0.026154	0.023961	-1.091509	0.2752
WGT_RESID^2(-10)	-0.002207	0.023968	-0.092070	0.9267

R-squared	0.006657	Mean dependent var	1.000386
Adjusted R-squared	0.000941	S.D. dependent var	2.760794
S.E. of regression	2.759494	Akaike info criterion	4.874241
Sum squared resid	13234.53	Schwarz criterion	4.908624
Log likelihood	-4251.524	Hannan-Quinn criter.	4.886951
F-statistic	1.164711	Durbin-Watson stat	1.999984
Prob(F-statistic)	0.310231		

Πίνακας 75: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's

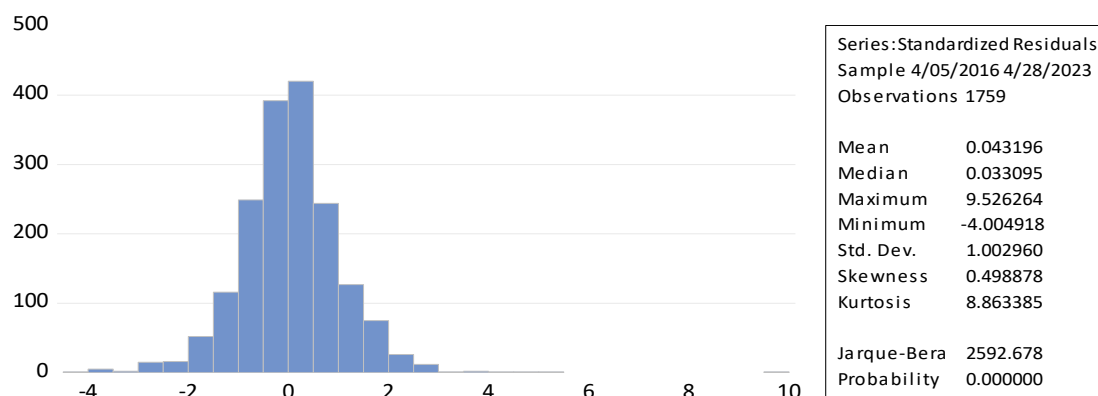
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 22:04
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments
 Convergence achieved after 29 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.122260	0.024645	-4.960897	0.0000
Variance Equation				
C	3.05E-05	7.11E-06	4.285001	0.0000
RESID(-1)^2	0.142893	0.027224	5.248730	0.0000
GARCH(-1)	0.761272	0.038694	19.67415	0.0000
T-DIST. DOF	5.140213	0.605517	8.488969	0.0000
R-squared	0.001784	Mean dependent var		0.000500
Adjusted R-squared	0.001784	S.D. dependent var		0.019009
S.E. of regression	0.018992	Akaike info criterion		-5.445449
Sum squared resid	0.634077	Schwarz criterion		-5.429893
Log likelihood	4794.272	Hannan-Quinn criter.		-5.439700
Durbin-Watson stat	1.889603			
Inverted AR Roots	-.12			

Πίνακας 76: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's

Date: 11/04/23 Time: 22:04
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 0.010	0.010	0.1782	0.673
		2 -0.015	-0.015	0.5885	0.745
		3 -0.002	-0.001	0.5931	0.898
		4 -0.017	-0.017	1.1145	0.892
		5 -0.002	-0.002	1.1248	0.952
		6 -0.022	-0.022	1.9477	0.924
		7 0.038	0.039	4.5672	0.713
		8 0.059	0.057	10.633	0.223
		9 -0.024	-0.024	11.625	0.235
		10 -0.002	-0.000	11.630	0.311



Διάγραμμα 23: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's

Πίνακας 77: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.129988	Prob. F(10,1738)	0.3354
Obs*R-squared	11.29794	Prob. Chi-Square(10)	0.3348

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 22:54

Sample (adjusted): 4/19/2016 4/28/2023

Included observations: 1749 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.979675	0.102451	9.562335	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.010581	0.023987	0.441120	0.6592
WGT_RESID^2(-2)	-0.013455	0.023982	-0.561034	0.5748
WGT_RESID^2(-3)	-0.000668	0.023945	-0.027906	0.9777
WGT_RESID^2(-4)	-0.016512	0.023910	-0.690611	0.4899
WGT_RESID^2(-5)	-0.001364	0.023907	-0.057074	0.9545
WGT_RESID^2(-6)	-0.022045	0.023907	-0.922089	0.3566
WGT_RESID^2(-7)	0.037926	0.023910	1.586167	0.1129
WGT_RESID^2(-8)	0.057093	0.023927	2.386100	0.0171
WGT_RESID^2(-9)	-0.023818	0.023966	-0.993836	0.3204
WGT_RESID^2(-10)	-0.000122	0.023971	-0.005089	0.9959

R-squared	0.006460	Mean dependent var	1.007651
Adjusted R-squared	0.000743	S.D. dependent var	2.841923
S.E. of regression	2.840867	Akaike info criterion	4.932365
Sum squared resid	14026.57	Schwarz criterion	4.966747
Log likelihood	-4302.353	Hannan-Quinn criter.	4.945075
F-statistic	1.129988	Durbin-Watson stat	1.999959
Prob(F-statistic)	0.335435		

Πίνακας 78: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error

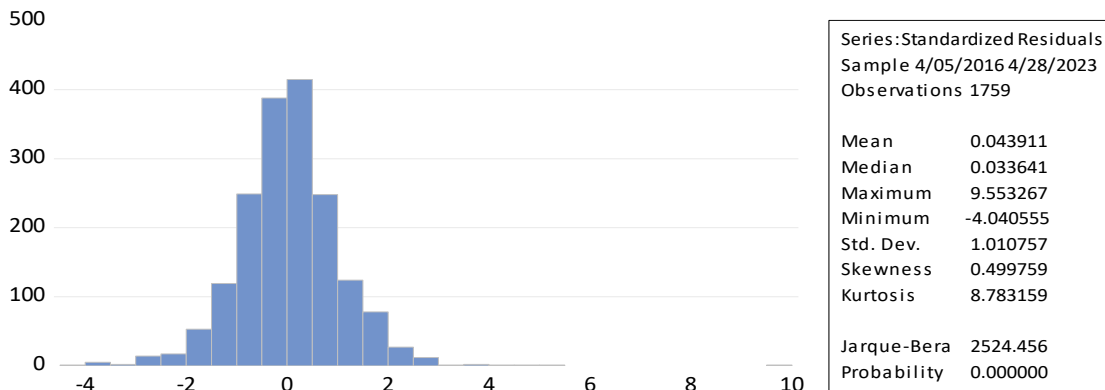
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 22:06
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments
 Convergence achieved after 45 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.122290	0.023440	-5.217181	0.0000
Variance Equation				
C	2.95E-05	6.83E-06	4.310183	0.0000
RESID(-1)^2	0.149469	0.028316	5.278628	0.0000
GARCH(-1)	0.756497	0.039638	19.08500	0.0000
GED PARAMETER	1.233567	0.038679	31.89269	0.0000
R-squared	0.001781	Mean dependent var		0.000500
Adjusted R-squared	0.001781	S.D. dependent var		0.019009
S.E. of regression	0.018992	Akaike info criterion		-5.436572
Sum squared resid	0.634078	Schwarz criterion		-5.421016
Log likelihood	4786.465	Hannan-Quinn criter.		-5.430823
Durbin-Watson stat	1.889541			
Inverted AR Roots	-.12			

Πίνακας 79: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error

Date: 11/04/23 Time: 22:06
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.008	0.008	0.1220	0.727
		2	-0.017	-0.017	0.6557	0.720
		3	-0.004	-0.003	0.6804	0.878
		4	-0.018	-0.019	1.2783	0.865
		5	-0.004	-0.004	1.3113	0.934
		6	-0.023	-0.023	2.2082	0.900
		7	0.037	0.037	4.5888	0.710
		8	0.058	0.056	10.515	0.231
		9	-0.024	-0.024	11.552	0.240
		10	-0.002	-0.001	11.561	0.315



Διάγραμμα 24: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error

Πίνακας 80: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.118603	Prob. F(10,1738)	0.3440
Obs*R-squared	11.18484	Prob. Chi-Square(10)	0.3433

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 22:54

Sample (adjusted): 4/19/2016 4/28/2023

Included observations: 1749 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.008895	0.104279	9.675002	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.008808	0.023987	0.367186	0.7135
WGT_RESID^2(-2)	-0.015557	0.023982	-0.648715	0.5166
WGT_RESID^2(-3)	-0.002806	0.023946	-0.117165	0.9067
WGT_RESID^2(-4)	-0.017734	0.023912	-0.741661	0.4584
WGT_RESID^2(-5)	-0.003288	0.023909	-0.137508	0.8906
WGT_RESID^2(-6)	-0.022960	0.023910	-0.960274	0.3371
WGT_RESID^2(-7)	0.035957	0.023912	1.503688	0.1328
WGT_RESID^2(-8)	0.056343	0.023928	2.354716	0.0186
WGT_RESID^2(-9)	-0.024215	0.023965	-1.010444	0.3124
WGT_RESID^2(-10)	-0.000519	0.023971	-0.021647	0.9827

R-squared	0.006395	Mean dependent var	1.023379
Adjusted R-squared	0.000678	S.D. dependent var	2.871774
S.E. of regression	2.870800	Akaike info criterion	4.953328
Sum squared resid	14323.72	Schwarz criterion	4.987711
Log likelihood	-4320.686	Hannan-Quinn criter.	4.966039
F-statistic	1.118603	Durbin-Watson stat	1.999962
Prob(F-statistic)	0.343985		

Πίνακας 81: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή normal

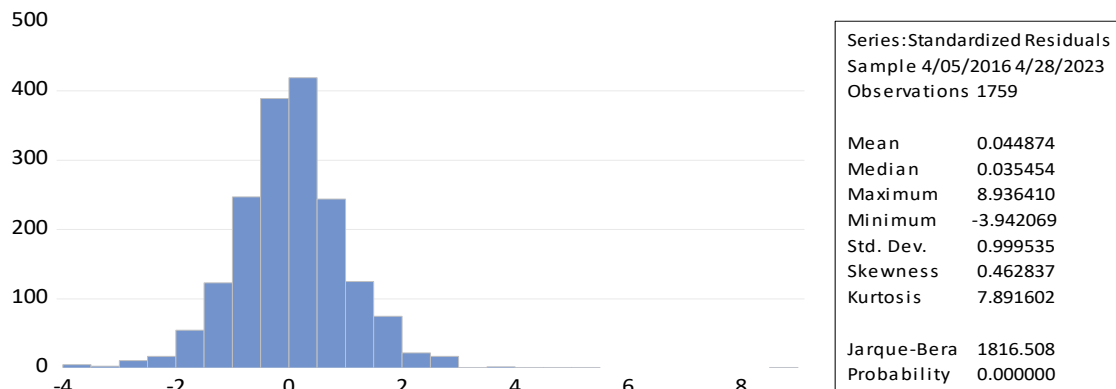
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 22:11
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments
 Convergence achieved after 30 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1) + C(5)*GARCH(-2)$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.138528	0.025859	-5.357083	0.0000
Variance Equation				
C	3.85E-05	5.24E-06	7.348458	0.0000
RESID(-1)^2	0.232771	0.022964	10.13643	0.0000
GARCH(-1)	0.186333	0.058258	3.198423	0.0014
GARCH(-2)	0.471393	0.054159	8.703934	0.0000
R-squared	-0.000143	Mean dependent var		0.000500
Adjusted R-squared	-0.000143	S.D. dependent var		0.019009
S.E. of regression	0.019010	Akaike info criterion		-5.359848
Sum squared resid	0.635300	Schwarz criterion		-5.344292
Log likelihood	4718.986	Hannan-Quinn criter.		-5.354099
Durbin-Watson stat	1.856703			
Inverted AR Roots	-0.14			

Πίνακας 82: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή normal

Date: 11/04/23 Time: 22:12
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.005	-0.005	0.0397	0.842
		2	0.001	0.001	0.0432	0.979
		3	-0.011	-0.011	0.2690	0.966
		4	-0.014	-0.014	0.6197	0.961
		5	-0.010	-0.010	0.7858	0.978
		6	-0.025	-0.025	1.8489	0.933
		7	0.026	0.025	3.0060	0.884
		8	0.066	0.066	10.800	0.213
		9	-0.027	-0.027	12.077	0.209
		10	-0.000	-0.001	12.078	0.280



Διάγραμμα 25: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή normal

Πίνακας 83: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή normal

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.197027	Prob. F(10,1738)	0.2880
Obs*R-squared	11.96363	Prob. Chi-Square(10)	0.2875

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 22:58

Sample (adjusted): 4/19/2016 4/28/2023

Included observations: 1749 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.995506	0.099655	9.989481	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.003866	0.023988	-0.161182	0.8720
WGT_RESID^2(-2)	0.003932	0.023979	0.163984	0.8698
WGT_RESID^2(-3)	-0.010964	0.023926	-0.458229	0.6468
WGT_RESID^2(-4)	-0.012986	0.023893	-0.543498	0.5869
WGT_RESID^2(-5)	-0.009214	0.023887	-0.385740	0.6997
WGT_RESID^2(-6)	-0.025526	0.023887	-1.068590	0.2854
WGT_RESID^2(-7)	0.025469	0.023894	1.065931	0.2866
WGT_RESID^2(-8)	0.066204	0.023900	2.770099	0.0057
WGT_RESID^2(-9)	-0.027181	0.023955	-1.134704	0.2567
WGT_RESID^2(-10)	-0.001202	0.023963	-0.050153	0.9600

R-squared	0.006840	Mean dependent var	1.000289
Adjusted R-squared	0.001126	S.D. dependent var	2.643050
S.E. of regression	2.641562	Akaike info criterion	4.786887
Sum squared resid	12127.50	Schwarz criterion	4.821270
Log likelihood	-4175.133	Hannan-Quinn criter.	4.799598
F-statistic	1.197027	Durbin-Watson stat	1.999954
Prob(F-statistic)	0.287968		

Πίνακας 84: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή t-student's

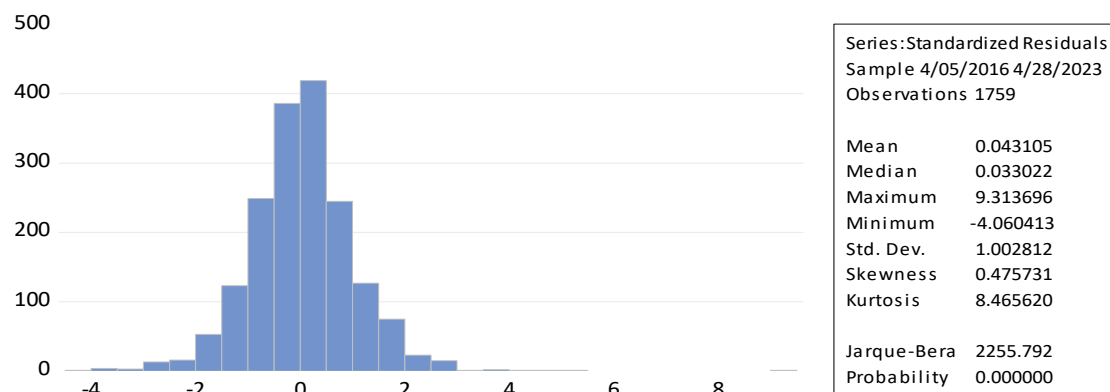
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 22:10
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments
 Convergence achieved after 39 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1) + C(5)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.125007	0.025583	-4.886324	0.0000
Variance Equation				
C	3.65E-05	9.09E-06	4.013970	0.0001
RESID(-1)^2	0.181285	0.036264	4.999062	0.0000
GARCH(-1)	0.358669	0.178645	2.007720	0.0447
GARCH(-2)	0.344871	0.152599	2.259984	0.0238
T-DIST. DOF	5.222530	0.625236	8.352889	0.0000
R-squared	0.001496	Mean dependent var		0.000500
Adjusted R-squared	0.001496	S.D. dependent var		0.019009
S.E. of regression	0.018994	Akaike info criterion		-5.446502
Sum squared resid	0.634260	Schwarz criterion		-5.427835
Log likelihood	4796.198	Hannan-Quinn criter.		-5.439603
Durbin-Watson stat	1.884029			
Inverted AR Roots	-13			

Πίνακας 85: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή t-student's

Date: 11/04/23 Time: 22:14
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.003	0.003	0.0196	0.889
		2	-0.004	-0.004	0.0494	0.976
		3	-0.002	-0.002	0.0552	0.997
		4	-0.015	-0.015	0.4529	0.978
		5	-0.001	-0.001	0.4561	0.994
		6	-0.022	-0.022	1.3387	0.969
		7	0.033	0.033	3.2551	0.860
		8	0.063	0.063	10.356	0.241
		9	-0.024	-0.025	11.413	0.248
		10	0.000	0.000	11.413	0.326



Διάγραμμα 26: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή t-student's

Πίνακας 86: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή t-student's

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.124812	Prob. F(10,1738)	0.3393
Obs*R-squared	11.24653	Prob. Chi-Square(10)	0.3386

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 23:01

Sample (adjusted): 4/19/2016 4/28/2023

Included observations: 1749 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.972604	0.101036	9.626279	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.004090	0.023988	0.170498	0.8646
WGT_RESID^2(-2)	-0.001914	0.023981	-0.079794	0.9364
WGT_RESID^2(-3)	-0.001465	0.023932	-0.061210	0.9512
WGT_RESID^2(-4)	-0.013877	0.023897	-0.580708	0.5615
WGT_RESID^2(-5)	-0.000995	0.023893	-0.041645	0.9668
WGT_RESID^2(-6)	-0.022838	0.023893	-0.955849	0.3393
WGT_RESID^2(-7)	0.032744	0.023897	1.370186	0.1708
WGT_RESID^2(-8)	0.062847	0.023910	2.628478	0.0087
WGT_RESID^2(-9)	-0.024754	0.023960	-1.033161	0.3017
WGT_RESID^2(-10)	5.03E-05	0.023966	0.002099	0.9983

R-squared	0.006430	Mean dependent var	1.006902
Adjusted R-squared	0.000714	S.D. dependent var	2.767783
S.E. of regression	2.766795	Akaike info criterion	4.879526
Sum squared resid	13304.66	Schwarz criterion	4.913908
Log likelihood	-4256.145	Hannan-Quinn criter.	4.892236
F-statistic	1.124812	Durbin-Watson stat	1.999950
Prob(F-statistic)	0.339305		

Πίνακας 87: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή generalized error

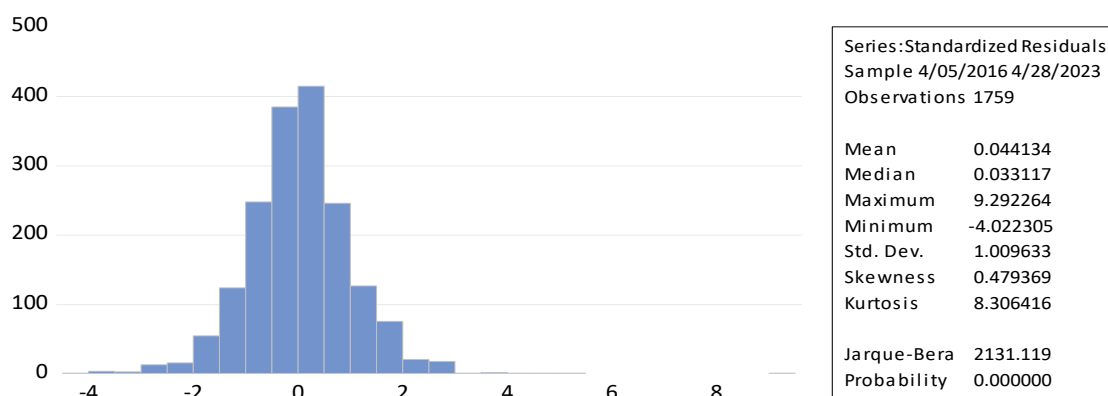
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 22:15
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments
 Convergence achieved after 35 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1) + C(5)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.126813	0.024437	-5.189460	0.0000
Variance Equation				
C	3.83E-05	9.20E-06	4.160171	0.0000
RESID(-1)^2	0.202827	0.037869	5.355976	0.0000
GARCH(-1)	0.296753	0.152132	1.950630	0.0511
GARCH(-2)	0.378850	0.131479	2.881443	0.0040
GED PARAMETER	1.243196	0.040235	30.89859	0.0000
R-squared	0.001298	Mean dependent var		0.000500
Adjusted R-squared	0.001298	S.D. dependent var		0.019009
S.E. of regression	0.018996	Akaike info criterion		-5.438161
Sum squared resid	0.634385	Schwarz criterion		-5.419494
Log likelihood	4788.862	Hannan-Quinn criter.		-5.431262
Durbin-Watson stat	1.880368			
Inverted AR Roots	-0.13			

Πίνακας 88: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή generalized error

Date: 11/04/23 Time: 22:16
 Sample (adjusted): 4/05/2016 4/28/2023
 Included observations: 1759 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.001	-0.001	0.0013	0.971
		2	-0.004	-0.004	0.0337	0.983
		3	-0.005	-0.005	0.0867	0.993
		4	-0.016	-0.016	0.5129	0.972
		5	-0.004	-0.004	0.5414	0.991
		6	-0.023	-0.024	1.5140	0.959
		7	0.029	0.029	3.0504	0.880
		8	0.064	0.064	10.275	0.246
		9	-0.025	-0.025	11.362	0.252
		10	0.000	0.000	11.362	0.330



Διάγραμμα 27: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή generalized error

Πίνακας 89: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(1,0,0)-CARCH(1,2) κατανομή generalized error

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.117597	Prob. F(10,1738)	0.3447
Obs*R-squared	11.17485	Prob. Chi-Square(10)	0.3441

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 23:02

Sample (adjusted): 4/19/2016 4/28/2023

Included observations: 1749 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.001545	0.102535	9.767880	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.000107	0.023988	-0.004476	0.9964
WGT_RESID^2(-2)	-0.002054	0.023981	-0.085663	0.9317
WGT_RESID^2(-3)	-0.005228	0.023931	-0.218441	0.8271
WGT_RESID^2(-4)	-0.014354	0.023898	-0.600630	0.5482
WGT_RESID^2(-5)	-0.003686	0.023894	-0.154286	0.8774
WGT_RESID^2(-6)	-0.023942	0.023894	-1.002021	0.3165
WGT_RESID^2(-7)	0.029232	0.023899	1.223173	0.2214
WGT_RESID^2(-8)	0.063496	0.023908	2.655801	0.0080
WGT_RESID^2(-9)	-0.024835	0.023959	-1.036563	0.3001
WGT_RESID^2(-10)	9.08E-05	0.023966	0.003789	0.9970
R-squared	0.006389	Mean dependent var		1.020693
Adjusted R-squared	0.000672	S.D. dependent var		2.776157
S.E. of regression	2.775223	Akaike info criterion		4.885609
Sum squared resid	13385.84	Schwarz criterion		4.919991
Log likelihood	-4261.465	Hannan-Quinn criter.		4.898319
F-statistic	1.117597	Durbin-Watson stat		1.999944
Prob(F-statistic)	0.344747			

Πίνακας 90: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA (0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή normal

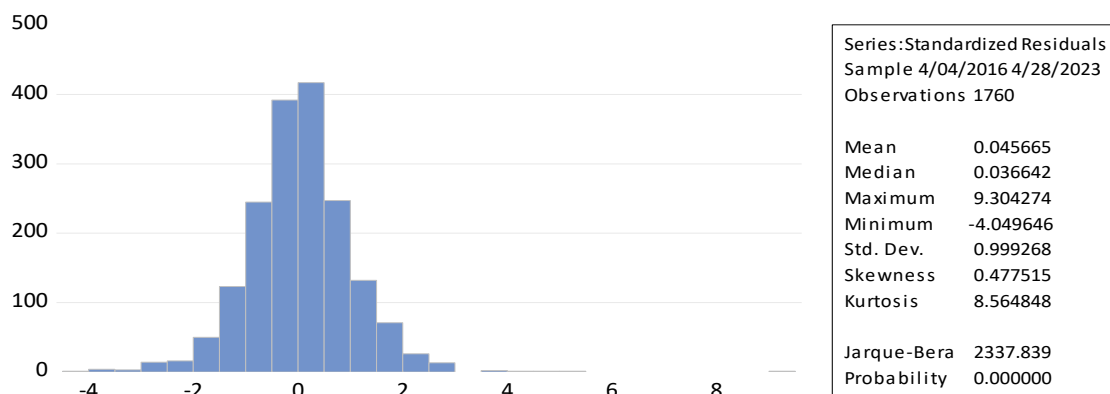
Dependent Variable: COCA COLA RETURN
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 22:23
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments
 Convergence achieved after 19 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 4/01/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.132983	0.024493	-5.429471	0.0000
Variance Equation				
C	2.63E-05	3.46E-06	7.601973	0.0000
RESID(-1)^2	0.154763	0.016886	9.165395	0.0000
GARCH(-1)	0.769447	0.021919	35.10423	0.0000
R-squared	-0.001049	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	-0.001049	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.019017	Akaike info criterion		-5.353371
Sum squared resid	0.636139	Schwarz criterion		-5.340932
Log likelihood	4714.966	Hannan-Quinn criter.		-5.348774
Durbin-Watson stat	1.864013			
Inverted MA Roots	.13			

Πίνακας 91: Τεστ τετραγώνων(squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή normal

Date: 11/04/23 Time: 22:26
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.009	0.009	0.1397	0.709
		2	-0.019	-0.019	0.7625	0.683
		3	-0.006	-0.005	0.8193	0.845
		4	-0.020	-0.020	1.5224	0.823
		5	-0.007	-0.007	1.6078	0.900
		6	-0.024	-0.025	2.6502	0.851
		7	0.038	0.038	5.1395	0.643
		8	0.056	0.054	10.730	0.217
		9	-0.026	-0.026	11.900	0.219
		10	-0.004	-0.002	11.932	0.290



Διάγραμμα 28: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή normal

Πίνακας 92: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή normal

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.147043	Prob. F(10,1739)	0.3229
Obs*R-squared	11.46734	Prob. Chi-Square(10)	0.3223

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 23:07

Sample (adjusted): 4/18/2016 4/28/2023

Included observations: 1750 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.999606	0.101609	9.837740	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.009246	0.023981	0.385554	0.6999
WGT_RESID^2(-2)	-0.016737	0.023974	-0.698138	0.4852
WGT_RESID^2(-3)	-0.004854	0.023924	-0.202889	0.8392
WGT_RESID^2(-4)	-0.019309	0.023908	-0.807640	0.4194
WGT_RESID^2(-5)	-0.005817	0.023906	-0.243335	0.8078
WGT_RESID^2(-6)	-0.024581	0.023906	-1.028203	0.3040
WGT_RESID^2(-7)	0.036384	0.023909	1.521768	0.1282
WGT_RESID^2(-8)	0.054464	0.023924	2.276543	0.0229
WGT_RESID^2(-9)	-0.025858	0.023959	-1.079266	0.2806
WGT_RESID^2(-10)	-0.002410	0.023967	-0.100541	0.9199

R-squared	0.006553	Mean dependent var	1.000179
Adjusted R-squared	0.000840	S.D. dependent var	2.768206
S.E. of regression	2.767044	Akaike info criterion	4.879702
Sum squared resid	13314.71	Schwarz criterion	4.914068
Log likelihood	-4258.739	Hannan-Quinn criter.	4.892406
F-statistic	1.147043	Durbin-Watson stat	1.999942
Prob(F-statistic)	0.322890		

Πίνακας 93: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's

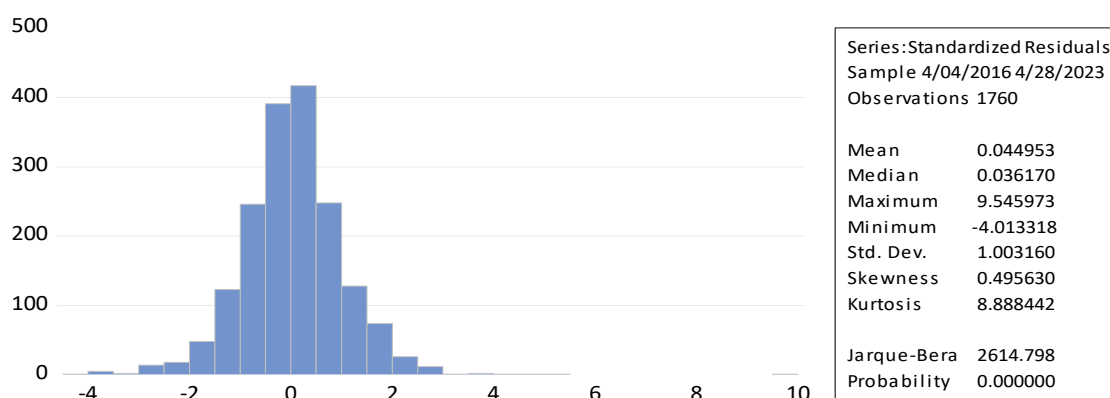
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 22:23
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments
 Convergence achieved after 28 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 4/01/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.127085	0.024468	-5.194025	0.0000
Variance Equation				
C	3.06E-05	7.12E-06	4.293898	0.0000
RESID(-1)^2	0.142936	0.027165	5.261812	0.0000
GARCH(-1)	0.760616	0.038658	19.67541	0.0000
T-DIST. DOF	5.143373	0.605808	8.490099	0.0000
R-squared	-0.000189	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	-0.000189	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.019009	Akaike info criterion		-5.445632
Sum squared resid	0.635592	Schwarz criterion		-5.430084
Log likelihood	4797.157	Hannan-Quinn criter.		-5.439886
Durbin-Watson stat	1.876566			
Inverted MA Roots	.13			

Πίνακας 94: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's

Date: 11/04/23 Time: 22:27
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.010	0.010	0.1871	0.665
		2	-0.015	-0.015	0.5863	0.746
		3	-0.001	-0.001	0.5900	0.899
		4	-0.017	-0.017	1.1030	0.894
		5	-0.002	-0.002	1.1108	0.953
		6	-0.022	-0.022	1.9461	0.925
		7	0.040	0.040	4.7181	0.694
		8	0.057	0.056	10.550	0.229
		9	-0.023	-0.023	11.513	0.242
		10	-0.002	-0.000	11.518	0.319



Διάγραμμα 29: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's

Πίνακας 95: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή t-student's

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.116273	Prob. F(10,1739)	0.3458
Obs*R-squared	11.16169	Prob. Chi-Square(10)	0.3451

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 23:08

Sample (adjusted): 4/18/2016 4/28/2023

Included observations: 1750 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.979231	0.102534	9.550310	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.010707	0.023981	0.446460	0.6553
WGT_RESID^2(-2)	-0.013258	0.023975	-0.553001	0.5803
WGT_RESID^2(-3)	-0.000741	0.023925	-0.030954	0.9753
WGT_RESID^2(-4)	-0.016388	0.023907	-0.685505	0.4931
WGT_RESID^2(-5)	-0.001026	0.023904	-0.042909	0.9658
WGT_RESID^2(-6)	-0.021951	0.023905	-0.918279	0.3586
WGT_RESID^2(-7)	0.038904	0.023907	1.627278	0.1039
WGT_RESID^2(-8)	0.055983	0.023925	2.339942	0.0194
WGT_RESID^2(-9)	-0.023477	0.023962	-0.979749	0.3273
WGT_RESID^2(-10)	-0.000252	0.023969	-0.010526	0.9916

R-squared	0.006378	Mean dependent var	1.008075
Adjusted R-squared	0.000664	S.D. dependent var	2.848678
S.E. of regression	2.847732	Akaike info criterion	4.937189
Sum squared resid	14102.56	Schwarz criterion	4.971555
Log likelihood	-4309.040	Hannan-Quinn criter.	4.949893
F-statistic	1.116273	Durbin-Watson stat	1.999916
Prob(F-statistic)	0.345752		

Πίνακας 96: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error

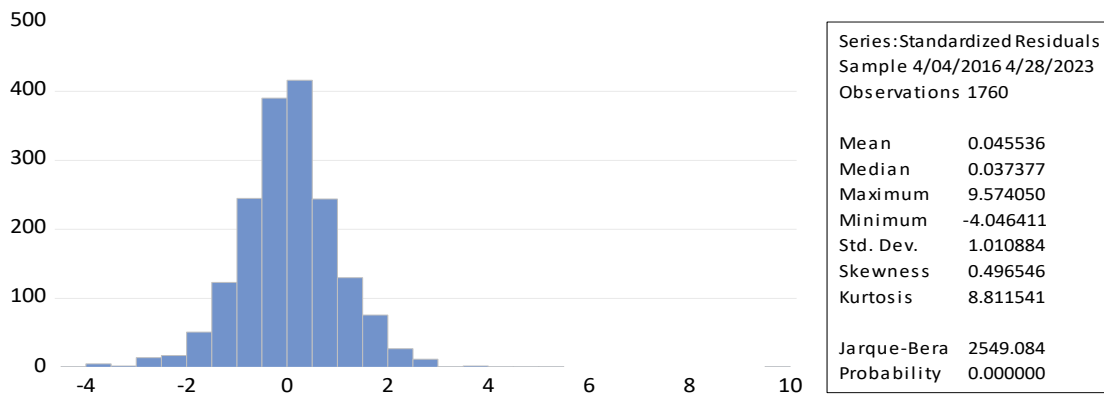
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 22:24
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments
 Convergence achieved after 28 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 4/01/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.124761	0.023425	-5.325986	0.0000
Variance Equation				
C	2.93E-05	6.79E-06	4.320760	0.0000
RESID(-1)^2	0.149076	0.028078	5.309406	0.0000
GARCH(-1)	0.757045	0.039325	19.25083	0.0000
GED PARAMETER	1.235154	0.038578	32.01731	0.0000
R-squared	0.000128	Mean dependent var	0.000510	
Adjusted R-squared	0.000128	S.D. dependent var	0.019007	
S.E. of regression	0.019006	Akaike info criterion	-5.436493	
Sum squared resid	0.635391	Schwarz criterion	-5.420945	
Log likelihood	4789.114	Hannan-Quinn criter.	-5.430747	
Durbin-Watson stat	1.881508			
Inverted MA Roots	.12			

Πίνακας 97: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error

Date: 11/04/23 Time: 22:31
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.009	0.009	0.1291	0.719
		2	-0.017	-0.017	0.6462	0.724
		3	-0.004	-0.003	0.6700	0.880
		4	-0.018	-0.018	1.2579	0.868
		5	-0.004	-0.004	1.2872	0.936
		6	-0.023	-0.023	2.2030	0.900
		7	0.038	0.038	4.7108	0.695
		8	0.057	0.055	10.419	0.237
		9	-0.024	-0.024	11.433	0.247
		10	-0.002	-0.001	11.443	0.324



Διάγραμμα 30: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error

Πίνακας 98: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,1) κατανομή generalized error

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.104601	Prob. F(10,1739)	0.3547
Obs*R-squared	11.04572	Prob. Chi-Square(10)	0.3540

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 23:09

Sample (adjusted): 4/18/2016 4/28/2023

Included observations: 1750 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.008637	0.104361	9.664901	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.008931	0.023981	0.372418	0.7096
WGT_RESID^2(-2)	-0.015280	0.023975	-0.637333	0.5240
WGT_RESID^2(-3)	-0.002985	0.023925	-0.124750	0.9007
WGT_RESID^2(-4)	-0.017586	0.023909	-0.735554	0.4621
WGT_RESID^2(-5)	-0.003005	0.023907	-0.125680	0.9000
WGT_RESID^2(-6)	-0.022939	0.023907	-0.959512	0.3374
WGT_RESID^2(-7)	0.036801	0.023910	1.539161	0.1239
WGT_RESID^2(-8)	0.055312	0.023925	2.311852	0.0209
WGT_RESID^2(-9)	-0.023957	0.023961	-0.999835	0.3175
WGT_RESID^2(-10)	-0.000707	0.023968	-0.029501	0.9765

R-squared	0.006312	Mean dependent var	1.023651
Adjusted R-squared	0.000598	S.D. dependent var	2.878784
S.E. of regression	2.877923	Akaike info criterion	4.958281
Sum squared resid	14403.17	Schwarz criterion	4.992647
Log likelihood	-4327.496	Hannan-Quinn criter.	4.970985
F-statistic	1.104601	Durbin-Watson stat	1.999920
Prob(F-statistic)	0.354691		

Πίνακας 99: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal

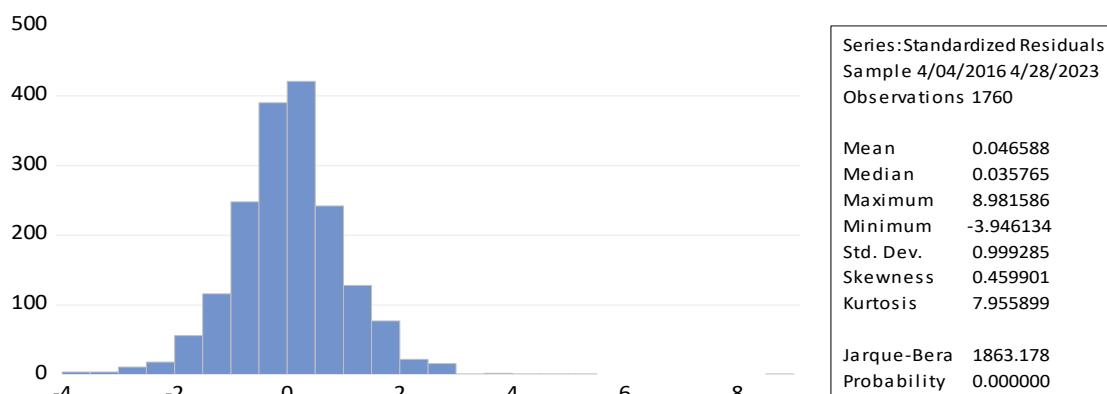
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 22:34
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments
 Convergence achieved after 26 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 4/01/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1) + C(5)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.138255	0.026719	-5.174466	0.0000
Variance Equation				
C	3.82E-05	5.19E-06	7.361577	0.0000
RESID(-1)^2	0.232014	0.022799	10.17668	0.0000
GARCH(-1)	0.189075	0.058605	3.226253	0.0013
GARCH(-2)	0.470153	0.054056	8.697482	0.0000
R-squared	-0.001889	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	-0.001889	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.019025	Akaike info criterion		-5.359628
Sum squared resid	0.636673	Schwarz criterion		-5.344079
Log likelihood	4721.472	Hannan-Quinn criter.		-5.353881
Durbin-Watson stat	1.852772			
Inverted MA Roots	.14			

Πίνακας 100: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal

Date: 11/04/23 Time: 22:36
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.004	-0.004	0.0352	0.851
		2	0.002	0.002	0.0407	0.980
		3	-0.011	-0.011	0.2613	0.967
		4	-0.014	-0.014	0.6012	0.963
		5	-0.009	-0.009	0.7508	0.980
		6	-0.025	-0.025	1.8432	0.934
		7	0.027	0.026	3.0964	0.876
		8	0.065	0.065	10.504	0.231
		9	-0.026	-0.027	11.735	0.229
		10	-0.001	-0.001	11.735	0.303



Διάγραμμα 31: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal

**Πίνακας 101: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola,
ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal**

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.163190	Prob. F(10,1739)	0.3113
Obs*R-squared	11.62770	Prob. Chi-Square(10)	0.3107

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 23:12

Sample (adjusted): 4/18/2016 4/28/2023

Included observations: 1750 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.994671	0.099771	9.969582	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.003773	0.023981	-0.157351	0.8750
WGT_RESID^2(-2)	0.004266	0.023972	0.177952	0.8588
WGT_RESID^2(-3)	-0.011120	0.023901	-0.465226	0.6418
WGT_RESID^2(-4)	-0.012785	0.023895	-0.535052	0.5927
WGT_RESID^2(-5)	-0.008708	0.023889	-0.364527	0.7155
WGT_RESID^2(-6)	-0.025572	0.023890	-1.070433	0.2846
WGT_RESID^2(-7)	0.026328	0.023895	1.101795	0.2707
WGT_RESID^2(-8)	0.064642	0.023902	2.704506	0.0069
WGT_RESID^2(-9)	-0.026785	0.023954	-1.118197	0.2636
WGT_RESID^2(-10)	-0.001298	0.023963	-0.054168	0.9568

R-squared	0.006644	Mean dependent var	0.999896
Adjusted R-squared	0.000932	S.D. dependent var	2.655325
S.E. of regression	2.654088	Akaike info criterion	4.796345
Sum squared resid	12249.83	Schwarz criterion	4.830711
Log likelihood	-4185.802	Hannan-Quinn criter.	4.809049
F-statistic	1.163190	Durbin-Watson stat	1.999908
Prob(F-statistic)	0.311307		

Πίνακας 102: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's

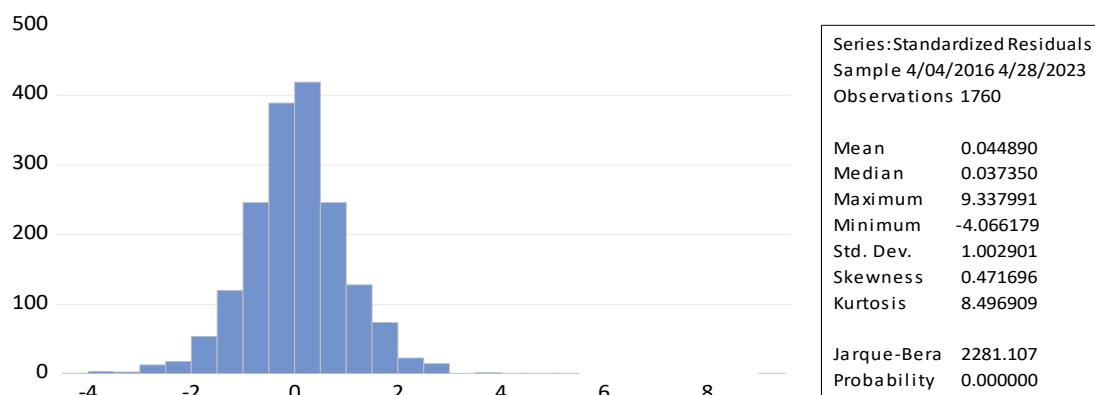
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 22:34
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments
 Convergence achieved after 37 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 4/01/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1) + C(5)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.130078	0.025331	-5.135101	0.0000
Variance Equation				
C	3.66E-05	9.10E-06	4.021857	0.0001
RESID(-1)^2	0.181366	0.036144	5.017890	0.0000
GARCH(-1)	0.355964	0.176426	2.017639	0.0436
GARCH(-2)	0.346794	0.150689	2.301388	0.0214
T-DIST. DOF	5.222881	0.625120	8.354999	0.0000
R-squared	-0.000615	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	-0.000615	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.019013	Akaike info criterion		-5.446547
Sum squared resid	0.635863	Schwarz criterion		-5.427889
Log likelihood	4798.961	Hannan-Quinn criter.		-5.439652
Durbin-Watson stat	1.870198			
Inverted MA Roots	.13			

Πίνακας 103: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's

Date: 11/04/23 Time: 22:37
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.004	0.004	0.0231	0.879
		2	-0.004	-0.004	0.0459	0.977
		3	-0.002	-0.002	0.0507	0.997
		4	-0.015	-0.015	0.4355	0.979
		5	-0.001	-0.001	0.4373	0.994
		6	-0.022	-0.023	1.3321	0.970
		7	0.034	0.034	3.3839	0.847
		8	0.062	0.061	10.189	0.252
		9	-0.024	-0.024	11.214	0.261
		10	0.000	-0.000	11.214	0.341



Διάγραμμα 32: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's

**Πίνακας 104: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola,
ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή t-student's**

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.103757	Prob. F(10,1739)	0.3553
Obs*R-squared	11.03733	Prob. Chi-Square(10)	0.3546

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 23:14

Sample (adjusted): 4/18/2016 4/28/2023

Included observations: 1750 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.971816	0.101107	9.611758	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.004198	0.023981	0.175072	0.8610
WGT_RESID^2(-2)	-0.001421	0.023974	-0.059272	0.9527
WGT_RESID^2(-3)	-0.001578	0.023911	-0.065981	0.9474
WGT_RESID^2(-4)	-0.013659	0.023897	-0.571552	0.5677
WGT_RESID^2(-5)	-0.000641	0.023893	-0.026816	0.9786
WGT_RESID^2(-6)	-0.022758	0.023894	-0.952444	0.3410
WGT_RESID^2(-7)	0.033745	0.023898	1.412080	0.1581
WGT_RESID^2(-8)	0.061592	0.023911	2.575881	0.0101
WGT_RESID^2(-9)	-0.024444	0.023959	-1.020273	0.3077
WGT_RESID^2(-10)	-1.92E-05	0.023966	-0.000800	0.9994

R-squared	0.006307	Mean dependent var	1.007208
Adjusted R-squared	0.000593	S.D. dependent var	2.775404
S.E. of regression	2.774581	Akaike info criterion	4.885142
Sum squared resid	13387.34	Schwarz criterion	4.919509
Log likelihood	-4263.500	Hannan-Quinn criter.	4.897846
F-statistic	1.103757	Durbin-Watson stat	1.999903
Prob(F-statistic)	0.355343		

Πίνακας 105: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error

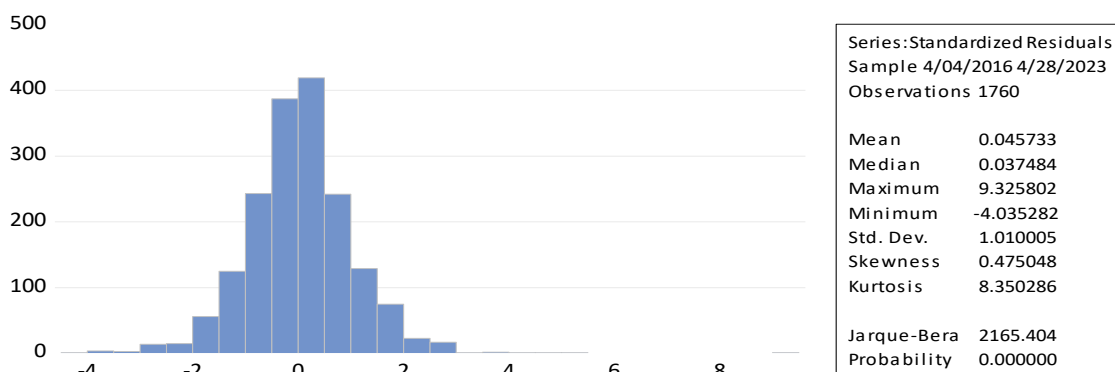
Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
 Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 11/04/23 Time: 22:34
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments
 Convergence achieved after 34 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 MA Backcast: 4/01/2016
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1) + C(5)*GARCH(-2)$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.128075	0.024364	-5.256815	0.0000
Variance Equation				
C	3.77E-05	9.12E-06	4.139527	0.0000
RESID(-1)^2	0.200831	0.037398	5.370053	0.0000
GARCH(-1)	0.297838	0.151805	1.961975	0.0498
GARCH(-2)	0.380926	0.131265	2.901960	0.0037
GED PARAMETER	1.244867	0.040014	31.11103	0.0000
R-squared	-0.000327	Mean dependent var		0.000510
Adjusted R-squared	-0.000327	S.D. dependent var		0.019007
S.E. of regression	0.019010	Akaike info criterion		-5.437964
Sum squared resid	0.635680	Schwarz criterion		-5.419306
Log likelihood	4791.409	Hannan-Quinn criter.		-5.431069
Durbin-Watson stat	1.874460			
Inverted MA Roots	.13			

Πίνακας 106: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error

Date: 11/04/23 Time: 22:39
 Sample (adjusted): 4/04/2016 4/28/2023
 Included observations: 1760 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.000	-0.000	0.0002	0.988
		2 -0.004	-0.004	0.0240	0.988
		3 -0.005	-0.005	0.0742	0.995
		4 -0.015	-0.015	0.4851	0.975
		5 -0.004	-0.004	0.5091	0.992
		6 -0.024	-0.024	1.5006	0.959
		7 0.031	0.030	3.1489	0.871
		8 0.063	0.062	10.076	0.260
		9 -0.024	-0.025	11.138	0.266
		10 -0.000	-0.000	11.138	0.347



Διάγραμμα 33: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error

**Πίνακας 107: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola,
ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή generalized error**

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.095264	Prob. F(10,1739)	0.3619
Obs*R-squared	10.95293	Prob. Chi-Square(10)	0.3612

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/11/23 Time: 23:19

Sample (adjusted): 4/18/2016 4/28/2023

Included observations: 1750 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.001348	0.102684	9.751776	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	0.000215	0.023981	0.008974	0.9928
WGT_RESID^2(-2)	-0.001442	0.023973	-0.060161	0.9520
WGT_RESID^2(-3)	-0.005345	0.023909	-0.223554	0.8231
WGT_RESID^2(-4)	-0.014090	0.023898	-0.589594	0.5555
WGT_RESID^2(-5)	-0.003338	0.023894	-0.139701	0.8889
WGT_RESID^2(-6)	-0.023935	0.023894	-1.001707	0.3166
WGT_RESID^2(-7)	0.030149	0.023899	1.261546	0.2073
WGT_RESID^2(-8)	0.062255	0.023909	2.603862	0.0093
WGT_RESID^2(-9)	-0.024664	0.023958	-1.029488	0.3034
WGT_RESID^2(-10)	-0.000123	0.023966	-0.005112	0.9959

R-squared	0.006259	Mean dependent var	1.021541
Adjusted R-squared	0.000544	S.D. dependent var	2.787751
S.E. of regression	2.786992	Akaike info criterion	4.894069
Sum squared resid	13507.38	Schwarz criterion	4.928435
Log likelihood	-4271.310	Hannan-Quinn criter.	4.906773
F-statistic	1.095264	Durbin-Watson stat	1.999899
Prob(F-statistic)	0.361947		

**Πίνακας 108: Υπόδειγμα αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal
(τροποποιημένα δεδομένα)**

Dependent Variable: COCA_COLA_RETURN
Method: ML - ARCH
Date: 11/15/23 Time: 19:18
Sample (adjusted): 4/12/2016 12/30/2022
Included observations: 1675 after adjustments
Convergence achieved after 31 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
MA Backcast: 4/11/2016
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(6)	-0.051835	0.021374	-2.425105	0.0153
MA(1)	-0.138025	0.028210	-4.892697	0.0000

Variance Equation				
C	4.18E-05	5.76E-06	7.251038	0.0000
RESID(-1)^2	0.235826	0.023453	10.05528	0.0000
GARCH(-1)	0.189414	0.059975	3.158193	0.0016
GARCH(-2)	0.458524	0.058702	7.811059	0.0000

R-squared	0.002586	Mean dependent var	0.000423
Adjusted R-squared	0.001990	S.D. dependent var	0.019307
S.E. of regression	0.019288	Akaike info criterion	-5.326984
Sum squared resid	0.622378	Schwarz criterion	-5.307556
Log likelihood	4467.349	Hannan-Quinn criter.	-5.319786
Durbin-Watson stat	1.846584		

Inverted AR Roots	.53+.31i	.53-.31i	-.00-.61i	-.00+.61i
	-.53+.31i	-.53-.31i		
Inverted MA Roots	.14			

**Πίνακας 109: Τεστ τετραγώνων (squared test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(0,0,1)-GARCH(1,2)
κατανομή normal**

Date: 11/15/23 Time: 19:29
Sample (adjusted): 4/12/2016 12/30/2022
Included observations: 1675 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.003	-0.003	0.0201	0.887
		2 0.001	0.001	0.0208	0.990
		3 -0.012	-0.012	0.2479	0.970
		4 -0.014	-0.014	0.5860	0.965
		5 -0.008	-0.008	0.6888	0.984
		6 -0.025	-0.026	1.7714	0.939
		7 0.027	0.026	2.9964	0.885
		8 0.064	0.064	9.8364	0.277
		9 -0.027	-0.027	11.045	0.273
		10 -0.001	-0.002	11.048	0.354

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Πίνακας 110: Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (Heteroskedasticity test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.098915	Prob. F(10,1654)	0.3591
Obs*R-squared	10.98922	Prob. Chi-Square(10)	0.3584

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

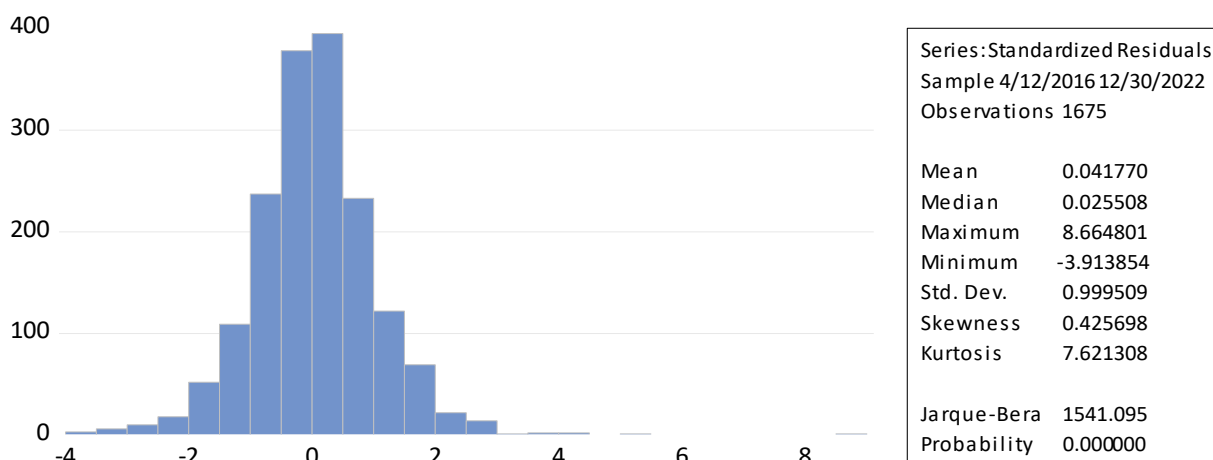
Method: Least Squares

Date: 11/15/23 Time: 19:30

Sample (adjusted): 4/26/2016 12/30/2022

Included observations: 1665 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.999322	0.101245	9.870309	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.002992	0.024589	-0.121690	0.9032
WGT_RESID^2(-2)	0.002786	0.024581	0.113361	0.9098
WGT_RESID^2(-3)	-0.011624	0.024532	-0.473824	0.6357
WGT_RESID^2(-4)	-0.013309	0.024526	-0.542653	0.5874
WGT_RESID^2(-5)	-0.007768	0.024520	-0.316820	0.7514
WGT_RESID^2(-6)	-0.025974	0.024519	-1.059317	0.2896
WGT_RESID^2(-7)	0.026797	0.024525	1.092609	0.2747
WGT_RESID^2(-8)	0.063769	0.024532	2.599372	0.0094
WGT_RESID^2(-9)	-0.027353	0.024574	-1.113117	0.2658
WGT_RESID^2(-10)	-0.001970	0.024582	-0.080121	0.9362
R-squared	0.006600	Mean dependent var	1.001640	
Adjusted R-squared	0.000594	S.D. dependent var	2.591375	
S.E. of regression	2.590605	Akaike info criterion	4.748245	
Sum squared resid	11100.38	Schwarz criterion	4.784037	
Log likelihood	-3941.914	Hannan-Quinn criter.	4.761509	
F-statistic	1.098915	Durbin-Watson stat	1.999680	
Prob(F-statistic)	0.359136			



Διάγραμμα 34: Τεστ κανονικότητας (normality test) αποδόσεων Coca Cola, ARIMA(6,0,1)-GARCH(1,2) κατανομή normal