

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
«ΑΝΑΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΕΠΙΣΤΗΜΗ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ»

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ ΜΕ ΘΕΜΑ
**ΕΠΟΧΙΚΑ ΜΟΤΙΒΑ ΣΤΙΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ
ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΤΟΥ ΧΑΑ**

ΤΣΑΚΑΝΙΚΑΣ ΝΙΚΟΛΑΟΣ

ΙΟΥΝΙΟΣ 2010

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΜΕΛΟΣ ΔΕΠ:

ΠΑΝΟΠΟΥΛΟΥ ΑΙΚΑΤΕΡΙΝΗ, ΛΕΚΤΟΡΑΣ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟΥ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΣΥΜΒΟΥΛΕΥΤΙΚΗ ΕΠΙΤΡΟΠΗ:

ΓΚΛΕΖΑΚΟΣ ΜΙΧΑΗΛ, ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟΥ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΑΓΓΕΛΙΔΗΣ ΤΙΜΟΘΕΟΣ, ΛΕΚΤΟΡΑΣ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟΥ ΠΕΛΛΟΠΟΝΗΣΟΥ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στην παρούσα έρευνα εξετάζονται τα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών (εποχικά μοτίβα) στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Πιο αναλυτικά, εξετάζεται το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος (Day-of-the-week effect), το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect), το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Turn-of-the-month effect) και το φαινόμενο της παραμονής των εορτών (Pre-holiday effect). Η ύπαρξη των παραπάνω φαινομένων ερευνάται τόσο στο Γενικό δείκτη τιμών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) όσο και σε επτά ακόμη μετοχές του συγκεκριμένου δείκτη.

Το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρατηρήθηκε στο Γενικό δείκτη τιμών και σε όλες τις υπό εξέταση μετοχές. Ωστόσο, οι ημέρες που παρατηρήθηκε το φαινόμενο διαφέρουν από μετοχή σε μετοχή. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου παρατηρείται στο Γενικό δείκτη τιμών και στις μέσες αποδόσεις των μετοχών της Coca Cola 3E, της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, της Alpha Bank, της ΔΕΗ, ενώ δεν εμφανίζεται καθόλου στις μέσες αποδόσεις των μετοχών της Marfin Investment Group, του ΟΠΑΠ και της Τράπεζας Πειραιώς. Στο φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, εξετάσαμε ως ημέρες αλλαγής του μήνα τις τέσσερις τελευταίες και τις τέσσερις πρώτες ημέρες συναλλαγής του μήνα. Το συγκεκριμένο φαινόμενο παρατηρήθηκε στις μέσες αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών και των μετοχών της Alpha Bank, της ΔΕΗ, της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος και της Τράπεζας Πειραιώς. Όσον αφορά το φαινόμενο της παραμονής των εορτών, εξεταστήκαν οι εξής εορτές: Πρωτοχρονιά, Καθαρά Δευτέρα, 25^η Μαρτίου, Πάσχα, Πρωτομαγιά, Αγίου Πνεύματος, Δεκαπενταύγουστος, 28^η Οκτωβρίου και Χριστούγεννα. Το φαινόμενο της παραμονής των εορτών εμφανίστηκε (σε συγκεκριμένες εορτές) στις μέσες αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών και των μετοχών της Alpha Bank, της Coca Cola 3E και της Marfin Investment Group. Σε αντίθεση, το φαινόμενο δεν εμφανίστηκε καθόλου στις μέσες αποδόσεις των μετοχών της ΔΕΗ, της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, του ΟΠΑΠ και της Τράπεζας Πειραιώς. Επίσης, την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας και της 28^{ης} Οκτωβρίου, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν εμφανίζεται ούτε στις μέσες αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών ούτε στις μέσες αποδόσεις των υπολοίπων επτά μετοχών.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 :ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	7
1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	7
1.2 ΣΤΟΧΟΣ ΤΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ.....	8
1.3 ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΤΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ.....	9
1.4 ΣΥΝΟΨΗ ΤΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ.....	9
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: Η ΕΝΝΟΙΑ ΤΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ.....	13
2.1 Η ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΟΥ ΤΥΧΑΙΟΥ ΠΕΡΙΠΑΤΟΥ (RANDOM WALK HYPOTHESIS).....	13
2.2 Η ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ.....	14
2.3 Ο ΑΝΤΙΛΟΓΟΣ ΣΤΗΝ ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ....	15
2.4 ΜΟΡΦΕΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ.....	17
2.4.1 Ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (Strong form).....	17
2.4.2 Ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (Semi-strong form).....	17
2.4.3 Ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας Weak form).....	18
2.5 ΠΡΟΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΥΠΑΡΞΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΩΝ ΑΓΟΡΩΝ.....	19
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 : ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΑΓΟΡΩΝ	
ΕΠΙΧΙΚΑ ΜΟΤΙΒΑ.....	21
3.1 ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ ΣΤΙΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ.....	21
3.2 ΗΜΕΡΟΛΟΓΙΑΚΕΣ ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ.....	22
3.2.1 Το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος (Day-of-the-week effect).....	22
3.2.2 Πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος.....	22
3.2.3 Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect).....	24
3.2.4 Πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου του Ιανουαρίου.....	25
3.2.5 Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Turn-of-the-month effect).....	26
3.2.6 Πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου της αλλαγής του μήνα.....	27
3.2.7 Το φαινόμενο της παραμονής των εορτών (Pre-Holiday effect).....	27

3.2.8	Πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου της παραμονής των εορτών.....	28
3.3	ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ ΣΧΕΤΙΚΑ ΜΕ ΤΑ ΕΤΑΙΡΙΚΑ ΜΕΓΕΘΗ.....	29
3.3.1	Ο δείκτης τιμής προς κέρδη (Price to Earnings ratio – P/E).....	29
3.3.2	Ο δείκτης τιμής προς πωλήσεις (Price to Sales ratio – P/S).....	29
3.3.3	Ο δείκτης τιμής προς λογιστική αξία (Price to Book Value ratio – P/BV).....	29
3.3.4	Η μερισματική απόδοση	30
3.4	ΑΛΛΕΣ ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ ΣΤΙΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ.....	30
3.4.1	Το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας.....	30
3.4.2	Το φαινόμενο των αρχικών δημοσίων εγγραφών.....	31
3.4.3	Το φαινόμενο της αναγγελίας νέων μετοχών.....	31
3.4.4	Το φαινόμενο της αύξησης του Μετοχικού Κεφαλαίου.....	31
3.4.5	Το φαινόμενο των συναλλαγών « εκ των έσω ».....	32
3.4.6	Το παράδοξο των αμοιβαίων κεφαλαίων κλειστού τύπου.....	32
3.4.7	Το φαινόμενο της ένταξης μιας μετοχής σε δείκτη.....	32
3.4.8	Το φαινόμενο των καιρικών συνθηκών.....	32
	ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 : ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ.....	34
4.1	ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑ ΤΩΝ ΑΓΟΡΩΝ.....	34
4.1.1	Μελέτες για την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς.....	34
4.1.2	Αποτελεσματικότητα στην ελληνική αγορά.....	36
4.2	ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΗΜΕΡΑΣ ΤΗΣ ΕΒΔΟΜΑΔΟΣ.....	37
4.2.1	Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Αμερικανική αγορά.....	37
4.2.2	Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου σε άλλες Διεθνείς αγορές.....	42
4.2.3	Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Ελληνική αγορά.....	48
4.3	ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ.....	49
4.3.1	Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Αμερικανική αγορά.....	50
4.3.2	Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου σε άλλες Διεθνείς αγορές.....	53

4.3.3 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Ελληνική αγορά.....	56
4.4 ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΑΛΛΑΓΗΣ ΤΟΥ ΜΗΝΑ.....	57
4.4.1 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Αμερικανική αγορά.....	58
4.4.2 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου σε άλλες Διεθνείς αγορές.....	60
4.4.3 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Ελληνική αγορά.....	62
4.5 ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΠΑΡΑΜΟΝΗΣ ΤΩΝ ΕΟΡΤΩΝ.....	63
4.5.1 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Αμερικανική αγορά.....	63
4.5.2 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου σε άλλες Διεθνείς αγορές.....	65
4.5.3 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Ελληνική αγορά.....	66
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 : Η ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ.....	68
5.1 Το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ).....	68
5.2 Ο ρόλος του ΧΑΑ.....	68
5.3 Οι χρηματιστηριακοί δείκτες.....	69
5.4 Αναθεώρηση των δεικτών FTSE/ASE.....	70
5.5 Παράγοντες που επηρεάζουν τις χρηματιστηριακές εξελίξεις.....	70
5.6 Η πορεία του ΧΑΑ από το 1990 έως το 1999.....	72
5.7 Το χρηματιστηριακό «κραχ» του 1999.....	76
5.8 Η πορεία του ΧΑΑ από το 2000 έως το 2009.....	83
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6 : ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΡΕΥΝΑΣ.....	91
6.1 Ανάλυση γενικής μεθοδολογίας.....	91
6.2 Ανάλυση μεθοδολογίας για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος.....	94
6.3 Ανάλυση μεθοδολογίας για το φαινόμενο του Ιανουαρίου.....	96
6.4 Ανάλυση μεθοδολογίας για το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα.....	97
6.5 Ανάλυση μεθοδολογίας για το φαινόμενο της παραμονής των εορτών.....	98
6.6 Παραμετρικοί έλεγχοι.....	99
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7 : ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΑΣ.....	101

7.1 Ανάλυση γενικών στατιστικών στοιχείων και ελέγχων.....	101
7.1.1 Για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ.....	101
7.1.2 Για τη μετοχή της Alpha Bank.....	108
7.1.3 Για τη μετοχή της Coca cola 3E.....	116
7.1.4 Για τη μετοχή της ΔΕΗ.....	125
7.1.5 Για τη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος.....	131
7.1.6 Για τη μετοχή της Marfin Investment Group.....	139
7.1.7 Για τη μετοχή του ΟΠΑΠ.....	146
7.1.8 Για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς.....	152
7.2 Αποτελέσματα σχετικά με το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος.....	159
7.2.1 Για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ.....	159
7.2.2 Για τη μετοχή της Alpha Bank.....	164
7.2.3 Για τη μετοχή της Coca cola 3E.....	167
7.2.4 Για τη μετοχή της ΔΕΗ.....	172
7.2.5 Για τη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος.....	177
7.2.6 Για τη μετοχή της Marfin Investment Group.....	183
7.2.7 Για τη μετοχή του ΟΠΑΠ.....	187
7.2.8 Για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς.....	192
7.3 Αποτελέσματα σχετικά με το φαινόμενο του Ιανουαρίου.....	196
7.3.1 Για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ.....	197
7.3.2 Για τη μετοχή της Alpha Bank.....	199
7.3.3 Για τη μετοχή της Coca cola 3E.....	203
7.3.4 Για τη μετοχή της ΔΕΗ.....	207
7.3.5 Για τη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος.....	209
7.3.6 Για τη μετοχή της Marfin Investment Group.....	212
7.3.7 Για τη μετοχή του ΟΠΑΠ.....	215
7.3.8 Για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς.....	218

7.4	Αποτελέσματα σχετικά με το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα.....	228
7.4.1	Για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ.....	229
7.4.2	Για τη μετοχή της Alpha Bank.....	230
7.4.3	Για τη μετοχή της Coca cola 3E.....	231
7.4.4	Για τη μετοχή της ΔΕΗ.....	233
7.4.5	Για τη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος.....	234
7.4.6	Για τη μετοχή της Marfin Investment Group.....	235
7.4.7	Για τη μετοχή του ΟΠΑΠ.....	236
7.4.8	Για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς.....	237
7.5	Αποτελέσματα σχετικά με το φαινόμενο της παραμονής των εορτών.....	239
7.5.1	Για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ.....	239
7.5.2	Για τη μετοχή της Alpha Bank.....	249
7.5.3	Για τη μετοχή της Coca cola 3E.....	259
7.5.4	Για τη μετοχή της ΔΕΗ.....	269
7.5.5	Για τη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος.....	278
7.5.6	Για τη μετοχή της Marfin Investment Group.....	288
7.5.7	Για τη μετοχή του ΟΠΑΠ.....	298
7.5.8	Για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς.....	307
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 8 : ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΑΣ.....		318
8.1	Συμπεράσματα σχετικά με τα Γενικά στατιστικά στοιχεία.....	318
8.2	Συμπεράσματα σχετικά με το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος.....	320
8.3	Συμπεράσματα σχετικά με το φαινόμενο του Ιανουαρίου.....	322
8.4	Συμπεράσματα σχετικά με το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα.....	324
8.5	Συμπεράσματα σχετικά με το φαινόμενο της παραμονής των εορτών.....	325
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....		328

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 :ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η αποτελεσματικότητα των χρηματιστηριακών αγορών έχει αποτελέσει αντικείμενο μελέτης πολλών επιστημόνων από τις αρχές του 20^{ου} αιώνα μέχρι και σήμερα. Οι έρευνες που είχαν πραγματοποιηθεί μέχρι το 1950 δεν είχαν κατορθώσει να διατυπώσουν μια σαφή άποψη για τις χρηματιστηριακές αγορές. Έως τη δεκαετία του 1970 υπήρξαν αρκετές ακόμη μελέτες, με σημαντικότερη αυτή του Maurice Kendal (1953), που υποστήριζαν ότι η πορεία των αξιογράφων ακολουθεί στοχαστική ανέλιξη «τυχαίου περιπάτου» (Random Walk). Ωστόσο, η πρώτη ολοκληρωμένη και τεκμηριωμένη διατύπωση για την αποτελεσματικότητα των αγορών έγινε από τον Eugene Fama (1970), ο οποίος διατύπωσε την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (Efficient Market Hypothesis) και εντόπισε τρεις μορφές αποτελεσματικής αγοράς: την Ισχυρή μορφή (Strong form), την Ημι-Ισχυρή μορφή (Semi-Strong form) και την Ασθενή μορφή (Weak form) αποτελεσματικότητας. Σύμφωνα με τον Fama, οι τρέχουσες τιμές των αξιογράφων ακολουθούν πορεία «τυχαίου περιπάτου» και αντικατοπτρίζουν πλήρως, χωρίς καμιά καθυστέρηση και με ακρίβεια κάθε διαθέσιμη πληροφορία. Συνεπώς, οι τρέχουσες τιμές των αξιογράφων αντανακλούν ανά πάσα στιγμή τις πραγματικές τους αξίες. Με βάση αυτή τη θεωρία, οποιαδήποτε υπερβάλλουσα απόδοση στις τιμές των αξιογράφων είναι τυχαία και δεν μπορεί να προβλεφθεί με κανένα τρόπο.

Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς αποτέλεσε αντικείμενο συζήτησης και αντιπαράθεσης τόσο στους ακαδημαϊκούς όσο και στους επενδυτικούς κύκλους. Οι υποστηρικτές της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς, αλλά και οι ενάντιοί της διατύπωσαν ένα μεγάλο αριθμό επιχειρημάτων σχετικά με την ισχύ της υπόθεσης. Όπως είναι λογικό, υπήρξε ένας τεράστιος αριθμός ερευνών γύρω από αυτή την υπόθεση, όπου τα συμπεράσματα που εξήχθησαν ήταν ποικίλα. Ωστόσο, αυτό που θεωρείται σχεδόν βέβαιο είναι ότι η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς αποτέλεσε τον ακρογωνιαίο λίθο της σύγχρονης χρηματοοικονομικής θεωρίας.

Σε αρκετές από τις έρευνες που πραγματοποιήθηκαν παρατηρήθηκαν συνεπή μοτίβα στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές, τα οποία ονομάστηκαν και «ανωμαλίες των αγορών». Αυτά τα μοτίβα αποτέλεσαν τρανταχτό και αδιάσειστο επιχείρημα για την αναποτελεσματικότητα των αγορών, όπως αυτή διατυπώθηκε από το Fama (1970). Ένα από τα σημαντικότερα είδη συνεπών μοτίβων είναι τα εποχικά ή αλλιώς «ημερολογιακές ανωμαλίες». Αυτές οι ανωμαλίες προκαλούνται από κάποια φαινόμενα που παρουσιάζονται στις χρηματιστηριακές αγορές και μέσω της σωστής και έγκαιρης εκμετάλλευσής τους είναι πιθανόν να επιτευχθούν αποδόσεις που υπερβαίνουν τις αποδόσεις της αγοράς. Ορισμένα από τα βασικότερα εποχικά μοτίβα είναι το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος (Day-of-the-week effect), το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect), το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Turn-of-the-month effect) και το φαινόμενο της παραμονής των εορτών (Pre-holiday effect). Το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος αφορά τη διαφορά των αποδόσεων κατά τις ημέρες συναλλαγής της

εβδομάδος. Οι περισσότερες έρευνες που πραγματοποιήθηκαν για το συγκεκριμένο φαινόμενο έδειξαν ασυνήθιστη αύξηση των τιμών των αξιόγραφων την τελευταία ημέρα συναλλαγής της εβδομάδος (συνήθως Παρασκευή) και αντίστοιχη πτώση την ημέρα έναρξης των συναλλαγών (Δευτέρα). Το φαινόμενο του Ιανουαρίου αναφέρεται στις υψηλές αποδόσεις που παρατηρούνται στα αξιόγραφα κατά τον εν λόγω μήνα και ειδικότερα κατά τις πρώτες ημέρες του. Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα αναφέρεται στις υψηλές αποδόσεις που παρατηρούνται στα αξιόγραφα στην αρχή και στο τέλος του μήνα. Οι πρώτες έρευνες πάνω σε αυτό το φαινόμενο έδειξαν σημαντική διαφορά ανάμεσα στο πρώτο και το δεύτερο μισό του μήνα και συγκεκριμένα οι αποδόσεις στο πρώτο μισό ήταν υψηλότερες από αυτές στο δεύτερο μισό. Ωστόσο μετέπειτα έρευνες περιόρισαν το διάστημα που παρατηρούνται υψηλές αποδόσεις, σε μερικές ημέρες πριν τη λήξη του μήνα και μερικές ημέρες μετά την έναρξη του νέου. Το φαινόμενο της παραμονής των εορτών αναφέρεται στις υψηλές αποδόσεις που παρατηρούνται στα αξιόγραφα την ημέρα συναλλαγής που προηγείται κάποιας εορτής (αργίας).

Για τα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών πραγματοποιήθηκε ένας μεγάλος αριθμός ερευνών, τα αποτελέσματα των οποίων διαφέρουν από αγορά σε αγορά αλλά και από περίοδο σε περίοδο. Επίσης, υπήρξαν ερευνητές που μελέτησαν την ίδια αγορά, ως προς το ίδιο φαινόμενο και για την ίδια χρονική περίοδο και τα αποτελέσματα τους ερχόταν σε αντίθεση. Αυτό μπορεί να οφείλεται σε διαφορετικές μεθόδους ανάλυσης και εκτίμησης των δεδομένων που χρησιμοποιήθηκαν ή ακόμη και σε διαφορετικά δεδομένα, τα οποία σχετίζονται τόσο με τις βάσεις δεδομένων όσο και με τα αξιόγραφα που επιλέχθηκαν να εξεταστούν.

Τέλος, πολλές έρευνες ασχολήθηκαν με την εξήγηση των φαινομένων ημερολογιακών ανωμαλιών. Οι ερμηνείες που δόθηκαν από τους αναλυτές ποικίλουν και αποτελούν απλά και μόνο πιθανές εξηγήσεις, καθώς δεν υπήρξε κάποια εξήγηση που να έτυχε καθολικής αποδοχής.

1.2 ΣΤΟΧΟΣ ΤΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

Ο στόχος της παρούσας εργασίας είναι η μελέτη των τεσσάρων βασικότερων φαινομένων ημερολογιακών ανωμαλιών και η επιρροή τους στην ελληνική κεφαλαιαγορά. Τα φαινόμενα που εξετάζουμε είναι τα εξής: της ημέρας της εβδομάδος (Day-of-the-week effect), του Ιανουαρίου (January effect), της αλλαγής του μήνα (Turn-of-the-month effect) και της παραμονής των εορτών (Pre-holiday effect). Περίοδος μελέτης είναι το διάστημα 02/01/1990 έως 31/12/2009 και σε αυτό το διάστημα αναλύουμε τις αποδόσεις των τιμών του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ καθώς και άλλων επτά μετοχών (Alpha Bank, Coca Cola 3E, ΔΕΗ, Εθνική Τράπεζα της Ελλάδος, Marfin Investment Group, ΟΠΑΠ, Τράπεζα Πειραιώς) του ΧΑΑ.

Επίσης, στόχος της συγκεκριμένης εργασίας είναι η αναλυτική παρουσίαση της έννοιας της αποτελεσματικής αγοράς, των ανωμαλιών της αγοράς, με διεξοδικότερη αναφορά στα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών, καθώς και των μελετών που έχουν

πραγματοποιηθεί τόσο για την αποτελεσματικότητα των αγορών όσο και για τα φαινόμενα των ημερολογιακών ανωμαλιών στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές.

1.3 ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήσαμε προέρχονται από το χρηματοοικονομικό ιστότοπο www.capital.gr και πιο συγκεκριμένα χρησιμοποιήσαμε τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος και τον όγκο των συναλλαγών για Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ και για τις εξής μετοχές: Alpha Bank, Coca Cola 3E, ΔΕΗ, Εθνική Τράπεζα της Ελλάδος, Marfin Investment Group, ΟΠΑΠ, Τράπεζα Πειραιώς. Για τη δημιουργία και την ανάλυση των αποδόσεων, καθώς και για την εξαγωγή συμπερασμάτων χρησιμοποιήθηκε το στατιστικό πακέτο Eviews6. Επίσης, για τη δημιουργία των απαραίτητων ψευδομεταβλητών (dummy variables) χρησιμοποιήθηκαν τα λογιστικά φύλλα του Microsoft Office Excel 2007. Επιπλέον, η εύρεση των κινητών εορτών του έτους, που είναι απαραίτητη για την εξέταση του φαινομένου της παραμονής των εορτών, έγινε μέσω του ιστότοπου www.eortologio.gr.

Για την ανάλυση μας, χρησιμοποιούνται οι λογαριθμικές αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, καθώς και των υπό εξέταση μετοχών. Επίσης, ως μέση απόδοση για καθένα από τα εξεταζόμενα φαινόμενα, χρησιμοποιήθηκε η μακροχρόνια μέση απόδοση για κάθε υπό εξέταση περίοδο, σύμφωνα με το μοντέλο παλινδρόμησης που είχε επιλεγεί. Επιπλέον, η εκτίμηση των μοντέλων παλινδρόμησης πραγματοποιήθηκε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (O.L.S Method).

Για τον έλεγχο της κανονικότητας των αποδόσεων χρησιμοποιήθηκε το τεστ Jarque-Bera, ενώ για την περαιτέρω μελέτη και ανάλυση των αποδόσεων του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, αλλά και των υπόλοιπων υπό εξέταση μετοχών χρησιμοποιήθηκαν παραμετρικά τεστ. Τα παραμετρικά τεστ που χρησιμοποιήθηκαν είναι το t-test, το οποίο ελέγχει αν η ημερήσια απόδοση κάθε μετοχής διαφέρει στατιστικά από το μηδέν, καθώς και το F-test (one-way Anova), το οποίο εξετάζει αν οι αποδόσεις για όλες τις ημέρες ισούνται μεταξύ τους (ή με το μηδέν) ή εάν παρατηρείται στατιστικά σημαντική διαφορά ανάμεσα στις αποδόσεις των υπό εξέταση περιόδων του κάθε φαινομένου και των υπολοίπων περιόδων. Πιο συγκεκριμένα, για την επιλογή του καταλληλότερου μοντέλου, με το οποίο θα μοντελοποιήσουμε το μέσο και τη διακύμανση, χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο του Schwartz, ενώ για τον έλεγχο των συντελεστών των αποδόσεων, χρησιμοποιήθηκε το Wald test.

1.4 ΣΥΝΟΨΗ ΤΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

Στην παρούσα έρευνα εξετάζονται τα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών (εποχικά μοτίβα) στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Πιο αναλυτικά, εξετάζεται το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος (Day-of-the-week effect), το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect), το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Turn-of-the-month effect) και το φαινόμενο της παραμονής των εορτών (Pre-holiday effect). Η ύπαρξη των παραπάνω φαινομένων ερευνάται τόσο στο Γενικό δείκτη τιμών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) όσο και σε επτά ακόμη μετοχές του συγκεκριμένου δείκτη. Πιο

συγκεκριμένα, οι μετοχές που εξετάζονται ως προς τα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών είναι οι ακόλουθες: Alpha Bank, Coca Cola 3E, ΔΕΗ, Εθνική Τράπεζα της Ελλάδος, Marfin Investment Group, ΟΠΑΠ και Τράπεζα Πειραιώς. Περίοδος μελέτης είναι το διάστημα 02/01/1990 έως 31/12/2009, ωστόσο σε μετοχές εταιριών που δεν είχαν εισαχθεί στο ΧΑΑ έως το 1990, χρησιμοποιείται ως ημερομηνία έναρξης της μελέτης τους, η ημερομηνία που εισήχθησαν στο ΧΑΑ.

Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι οι μέσες αποδόσεις τόσο του Γενικού δείκτη τιμών όσο και των υπολοίπων ημερών δεν παρουσίασαν ούτε κανονικότητα ούτε συμμετρία ως προς την κατανομή τους και παρουσίασαν υπερβάλλουσα κύρτωση. Το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρατηρήθηκε στο Γενικό δείκτη τιμών και σε όλες τις υπό εξέταση μετοχές. Ωστόσο, οι ημέρες που παρατηρήθηκε το φαινόμενο διαφέρουν από μετοχή σε μετοχή. Πιο συγκεκριμένα, στο Γενικό δείκτη τιμών παρατηρούνται σημαντικά υψηλές μέσες αποδόσεις την Πέμπτη και την Παρασκευή, και αρνητική μέση απόδοση τη Δευτέρα. Μάλιστα η μέση απόδοση της Παρασκευής είναι η υψηλότερη που παρατηρείται. Στη μετοχή της Alpha Bank παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση την Τετάρτη και θετική μέση απόδοση την Πέμπτη και την Παρασκευή. Η υψηλότερη μέση απόδοση παρατηρείται την Παρασκευή. Στη μετοχή της Coca Cola 3E παρατηρούνται θετικές μέσες αποδόσεις την Τετάρτη και την Πέμπτη, μάλιστα η μέση απόδοση της Πέμπτης είναι η υψηλότερη που παρατηρείται. Στη μετοχή της ΔΕΗ, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρουσιάζεται μόνο την Πέμπτη, όπου παρατηρείται η υψηλότερη μέση απόδοση της εβδομάδος. Στη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται μόνο την Παρασκευή, όπου παρατηρείται η υψηλότερη μέση απόδοση της εβδομάδος. Στη μετοχή της Marfin Investment Group παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση τη Δευτέρα και σημαντικά υψηλή μέση απόδοση την Παρασκευή, μάλιστα την Παρασκευή παρατηρείται η υψηλότερη μέση απόδοση της εβδομάδος. Στη μετοχή του ΟΠΑΠ, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται μόνο την Πέμπτη, όπου παρατηρείται η υψηλότερη μέση απόδοση της εβδομάδος. Στη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς, παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση τη Δευτέρα και θετική μέση απόδοση όλες τις υπόλοιπες ημέρες. Η μεγαλύτερη μέση απόδοση είναι η μέση απόδοση της Παρασκευής και η μικρότερη είναι η μέση απόδοση της Δευτέρας. Στατιστικά σημαντικές αποδόσεις παρατηρήθηκαν την Τετάρτη, την Πέμπτη και την Παρασκευή.

Όσον αφορά το φαινόμενο του Ιανουαρίου, τα αποτελέσματα διαφέρουν αρκετά μεταξύ τους και παρουσιάζουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον. Πιο συγκεκριμένα, το φαινόμενο του Ιανουαρίου παρατηρείται στο Γενικό δείκτη τιμών και στις μέσες αποδόσεις των μετοχών της Coca Cola 3E, της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, της Alpha Bank, της ΔΕΗ, ενώ δεν εμφανίζεται καθόλου στις μέσες αποδόσεις των μετοχών της Marfin Investment Group, του ΟΠΑΠ και της Τράπεζας Πειραιώς. Επίσης, στη μετοχή της Alpha Bank και στη μετοχή της Coca Cola 3E παρατηρούνται σημαντικά υψηλές μέσες αποδόσεις τον Ιούλιο και το Νοέμβριο αντίστοιχα. Στη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος παρατηρείται σημαντικά υψηλή μέση απόδοση και τον Ιούνιο, ενώ στη μετοχή της Marfin Investment Group παρατηρείται σημαντικά αρνητική μέση απόδοση

τον Απρίλιο. Στη μετοχή του ΟΠΑΠ παρατηρούνται σημαντικά υψηλές μέσες αποδόσεις το Νοέμβριο και τον Ιούνιο και σημαντικά αρνητική μέση απόδοση τον Ιούνιο. Επιπλέον, στη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς παρατηρούνται σημαντικά υψηλές μέσες αποδόσεις το Φεβρουάριο, τον Απρίλιο, το Μάιο και το Σεπτέμβριο.

Στο φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, εξετάσαμε ως ημέρες αλλαγής του μήνα τις τέσσερις τελευταίες και τις τέσσερις πρώτες ημέρες συναλλαγής του μήνα. Το συγκεκριμένο φαινόμενο παρατηρήθηκε στις μέσες αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών και των μετοχών της Alpha Bank, της ΔΕΗ, της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος και της Τράπεζας Πειραιώς. Στις μετοχές της Coca Cola 3E, της Marfin Investment Group και του ΟΠΑΠ παρατηρήθηκαν θετικές μέσες αποδόσεις κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα, οι οποίες ωστόσο δεν ήταν στατιστικά σημαντικές.

Όσον αφορά το φαινόμενο της παραμονής των εορτών, εξετάστηκαν οι εξής εορτές: Πρωτοχρονιά, Καθαρά Δευτέρα, 25^η Μαρτίου, Πάσχα, Πρωτομαγιά, Αγίου Πνεύματος, Δεκαπενταύγουστος, 28^η Οκτωβρίου και Χριστούγεννα. Τα αποτελέσματα της έρευνας ήταν διαφορετικά από μετοχή σε μετοχή. Πιο συγκεκριμένα, στο Γενικό δείκτη τιμών παρατηρήθηκε υψηλή μέση απόδοση την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς. Στη μετοχή της Alpha Bank παρατηρήθηκαν υψηλές μέσες αποδόσεις την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς και την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος, ενώ παρατηρήθηκε αρνητική μέση απόδοση την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς. Οπότε, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών εμφανίζεται στην εορτή της Πρωτομαγιάς και του Αγίου Πνεύματος, ενώ το αντίθετο φαινόμενο εμφανίζεται στην εορτή της Πρωτοχρονιάς. Στη μετοχή της Coca Cola 3E, παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος και σημαντικά υψηλή μέση απόδοση την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου. Επομένως, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών εμφανίζεται στην εορτή του Δεκαπενταύγουστου και το αντίθετο φαινόμενο εμφανίζεται στην εορτή του Αγίου Πνεύματος. Στη μετοχή της ΔΕΗ παρουσιάζεται θετική μέση απόδοση κατά την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος και κατά την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων. Η προηγούμενη ημέρα συναλλαγής όλων των υπόλοιπων εορτών παρουσιάζει αρνητική μέση απόδοση. Ωστόσο, καμιά από τις παραπάνω αποδόσεις δεν είναι στατιστικά σημαντική και επομένως, στη μετοχή της ΔΕΗ, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται για καμία εορτή. Στη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος παρουσιάζεται αρνητική μέση απόδοση κατά την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου και θετική μέση απόδοση την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής όλων των υπολοίπων εορτών. Ωστόσο, κατά τον έλεγχο των μοντέλων παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι καμιά από τις μέσες αποδόσεις δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, στη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται για καμία εορτή. Στη μετοχή της Marfin Investment Group το φαινόμενο της παραμονής των εορτών εμφανίζεται στην εορτή της 25^{ης} Μαρτίου, του Πάσχα και των Χριστουγέννων, όπου την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής αυτών των εορτών παρατηρούνται υψηλές μέσες

αποδόσεις. Στη μετοχή του ΟΠΑΠ παρατηρείται θετική μέση απόδοση την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής της Πρωτοχρονιάς, της 25^{ης} Μαρτίου, του Αγίου Πνεύματος, του Δεκαπενταύγουστου και των Χριστουγέννων και αρνητική μέση απόδοση την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής της Καθαρά Δευτέρας, του Πάσχα, της Πρωτομαγιάς και της 28^{ης} Οκτωβρίου. Ωστόσο, καμία από τις μέσες αποδόσεις δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, στη μετοχή του ΟΠΑΠ, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται για καμία εορτή. Στη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας και της 28^{ης} Οκτωβρίου, ενώ την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής των υπολοίπων εορτών παρατηρείται θετική μέση απόδοση. Ωστόσο, καμία από τις αποδόσεις δεν είναι στατιστικά σημαντική και επομένως το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν παρατηρείται στην Τράπεζα Πειραιώς για καμία εορτή.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: Η ΕΝΝΟΙΑ ΤΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο περιγράφεται η έννοια της αποτελεσματικής αγοράς, όπως αυτή έχει διατυπωθεί από το Fama (1970) και άλλους ερευνητές. Πιο συγκεκριμένα, αναλύεται η πορεία προς την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, η θεωρία του «τυχαίου περιπάτου» (Random Walk Theory), η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς και οι μορφές της όπως διατυπώθηκαν από το Fama (1970), καθώς και οι προϋποθέσεις ύπαρξης αποτελεσματικής αγοράς.

2.1 Η ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΟΥ ΤΥΧΑΙΟΥ ΠΕΡΙΠΑΤΟΥ (RANDOM WALK HYPOTHESIS)

Οι πρώτες σημαντικές έρευνες σχετικά με την πρόβλεψη της κίνησης των μετοχών εμφανίστηκαν κατά τη δεκαετία του 1950. Πιο συγκεκριμένα, ο Maurice Kendall (1953), μέσω της εργασίας του με τίτλο « The Analytics of Economic Time Series; Part 1: Prices » , ήταν ο πρώτος που προσπάθησε να διερευνήσει τη συμπεριφορά των τιμών των μετοχών. Στόχος της έρευνας του ήταν να εντοπίσει τακτικές κινήσεις στις τιμές των μετοχών. Ο Kendall στην πρωτοποριακή έρευνά του ανέμενε να διαπιστώσει ότι οι τιμές των μετοχών ακολουθούν κάποια συγκεκριμένη πορεία, ωστόσο κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η απόδοση μιας μετοχής από μέρα σε μέρα ακολουθεί στοχαστική ανέλιξη «τυχαίου περιπάτου». Στη συνέχεια, ο καθηγητής του Massachusetts Institute of Technology, Paul Cootner (1964), με το βιβλίο του «The Random Character of Stock Market Prices» ενίσχυσε την υπόθεση του Kendall. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν και ο Eugene Fama (1965) με το άρθρο του «Random Walks in Stock Market Prices» και ο καθηγητής του Princeton University, Burton Malkiel, με το βιβλίο του «A Random Walk Down Wall Street».

Σύμφωνα με τη θεωρία του «τυχαίου περιπάτου» (Random Walk Theory), οι μεταβολές των τιμών των μετοχών έχουν την ίδια κατανομή και είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους, έτσι ώστε η τελευταία κίνηση ή τάση της τιμής μιας μετοχής να μην μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την πρόβλεψη της μελλοντικής κίνησης της τιμής. Το ίδιο ισχύει γενικότερα σε όλους τους τίτλους των χρηματιστηριακών αγορών. Με λίγα λόγια, η συγκεκριμένη θεωρία υποστηρίζει ότι οι μετοχές ακολουθούν μια τυχαία και απρόβλεπτη πορεία. Στην αρχή η θεωρία του «τυχαίου περιπάτου» (Random Walk Theory) έτυχε καθολικής αποδοχής και αποτέλεσε εφαλτήριο για την υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών. Μερικά χρόνια αργότερα ωστόσο, αποτέλεσε αντικείμενο έντονης αντιπαράθεσης και αμφισβήτησης.

Οι υποστηρικτές της θεωρίας του «τυχαίου περιπάτου» πιστεύουν ότι είναι αδύνατο κάποιος επενδυτής να ξεπεράσει τις αποδόσεις της αγοράς χωρίς να αναλάβει επιπλέον κίνδυνο. Οι επικριτές της θεωρίας από την άλλη, πιστεύουν ότι οι μετοχές διατηρούν τις τάσεις των τιμών με την πάροδο του χρόνου και υποστηρίζουν ότι οι

επενδυτές, με προσεκτική επιλογή των σημείων εισόδου και εξόδου, μπορούν να δημιουργήσουν στρατηγικές που θα τους αποδώσουν σημαντικά κέρδη.

2.2 ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

Η πρώτη αναφορά στην αποτελεσματικότητα των αγορών έγινε από το Γάλλο μαθηματικό Louis Bachelier (1900) στη διατριβή του με τίτλο «The Theory of Speculation». Μέχρι τη δεκαετία του 1950 πραγματοποιήθηκαν κάποιες ακόμη έρευνες, οι οποίες ενίσχυαν την άποψη του Bachelier, χωρίς ωστόσο καμία να γίνει ευρέως αποδεκτή. Έρευνες κατά τη δεκαετία του 1960 εντόπισαν τη τυχαία κίνηση των τιμών των μετοχών και διατύπωσαν θεωρίες σχετικά με την αποτελεσματικότητα των αγορών. Ο Eugene Fama (1970) επέκτεινε τις μέχρι τότε έρευνες και δημοσίευσε μια αναθεώρηση, τόσο της θεωρίας της αποτελεσματικότητας των αγορών όσο και της απόδειξής της, η οποία έγινε ευρέως γνωστή ως υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (Efficient Market Hypothesis). Μάλιστα ο συγκεκριμένος ερευνητής τελειοποίησε τη θεωρία του εντοπίζοντας τρεις μορφές αποτελεσματικής αγοράς.

Σύμφωνα με την θεωρία αυτή, σε μια αποτελεσματική αγορά, οι τιμές των μετοχών εμπεριέχουν όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση και επομένως η τιμή τους αντικατοπτρίζει την πραγματική τους αξία και θεωρείται δίκαιη. Ως εκ τούτου, οι μετοχές συναλλάσσονται πάντα στην δίκαιη αξία τους στο χρηματιστήριο, καθιστώντας αδύνατο στους επενδυτές είτε να τις αγοράσουν σε χαμηλότερη τιμή είτε να τις πουλήσουν σε διογκωμένη, δηλαδή, η υπερτίμηση ή υποτίμηση της αξίας μιας μετοχής είναι αδύνατη. Συνεπώς, η θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς υποστηρίζει ότι δεν υπάρχει πιθανότητα οι επενδυτές να καταφέρουν να ξεπεράσουν τις αποδόσεις της αγοράς μέσω ειδικής επιλογής μετοχών ή σωστού συγχρονισμού (timing). Άρα, σύμφωνα με τη θεωρία αυτή, ο μόνος τρόπος να αποκομίσει κάποιος επενδυτής υπερκέρδη είναι να αναλάβει μεγαλύτερο κίνδυνο.

Πιο αναλυτικά, η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς υποστηρίζει ότι οι τιμές των μετοχών ανταποκρίνονται άμεσα στις πληροφορίες που διατίθενται στην αγορά και επειδή όλοι οι συμμετέχοντες είναι κοινωνοί ιδίων πληροφοριών, κανείς δεν μπορεί να κερδοσκοπήσει εις βάρος του άλλου. Επίσης, η υπόθεση αυτή υποστηρίζει ότι οι τιμές των μετοχών δεν μπορούν να προβλεφθούν αφού κινούνται τυχαία. Επομένως, δεν μπορεί να διακριθεί κάποιο πρότυπο επενδύσεων και ως εκ τούτου καμία επενδυτική στρατηγική δεν μπορεί να «κερδίσει» την αγορά με συνέπεια. Στην πράξη, η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς προτείνει ότι, δεδομένου του κόστους συναλλαγής που εμπεριέχεται στη διαχείριση ενός χαρτοφυλακίου, θα ήταν πιο επικερδές για έναν επενδυτή να τοποθετήσει τα χρήματά του σε ένα χαρτοφυλάκιο δεικτών. Επιπλέον, η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς δεν απαιτεί οι τιμές των μετοχών να ισούνται με την πραγματική τους αξία συνεχώς, ωστόσο, υποστηρίζει ότι οποιαδήποτε απόκλιση της τιμής από την πραγματική της αξία μπορεί να οφείλεται μόνο σε τυχαίο γεγονός, με αποτέλεσμα οι τιμές τελικά να επανέλθουν στη μέση τιμή τους. Δηλαδή, η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς δεν αποκλείει την πιθανότητα ανωμαλιών στη χρηματιστηριακή αγορά, οι οποίες θα έχουν ως αποτέλεσμα κέρδη πέραν του

κανονικού, ωστόσο επειδή θεωρεί ότι αυτές οι ανωμαλίες οφείλονται σε τυχαία συμβάντα, υποστηρίζει πως καμία επενδυτική στρατηγική δεν είναι δυνατόν να είναι με συνέπεια επιτυχής. Μάλιστα, υποστηρικτές της συγκεκριμένης υπόθεσης επισημαίνουν ότι τα υπερκέρδη των επενδυτών οφείλονται στο νόμο των πιθανοτήτων, δηλαδή, υποστηρίζουν ότι ανά πάσα στιγμή, σε μια αγορά με μεγάλο αριθμό επενδυτών, ορισμένοι θα έχουν υψηλότερα κέρδη ενώ άλλοι θα παραμένουν στο μέσο όρο.

Η θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς αποτελεί τον ακρογωνιαίο λίθο της σύγχρονης χρηματοοικονομικής θεωρίας. Για περίπου δέκα χρόνια μετά τη δημοσίευση του Fama (1970), η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς κυριαρχούσε στην ακαδημαϊκή και επιχειρησιακή σκηνή. Μια σταθερή ροή μελετών και άρθρων, τόσο θεωρητική όσο και εμπειρική, στήριζε σχεδόν ομόφωνα τις διαπιστώσεις της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς. Ο Jensen (1978) έγραψε ότι «δεν υπάρχει άλλη πρόταση, που να έχει πιο στέρεη εμπειρικά απόδειξη από την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς». Ωστόσο, αρκετά χρόνια μετά τη διατύπωση της, η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς αμφισβητήθηκε έντονα και μέχρι και σήμερα αποτελεί αντικείμενο έντονης αντιπαράθεσης. Οι υποστηρικτές της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς πιστεύουν πως είναι μάταιο να ψάχνεις για υποτιμημένες μετοχές ή να προσπαθείς να προβλέψεις τη μελλοντική τους πορεία μέσω θεμελιώδους ή τεχνικής ανάλυσης.

Οι κυριότερες μελέτες που πραγματοποιήθηκαν για την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς παρουσιάζονται αναλυτικά στη ενότητα 4.1.1.

2.3 Ο ΑΝΤΙΛΟΓΟΣ ΣΤΗΝ ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

Τόσο στους πανεπιστημιακούς κύκλους, όσο και στον κόσμο των επενδύσεων γενικότερα υπάρχει μια ισόποση συμφωνία και διαφωνία πάνω στη θεωρία αυτή. Αρκετοί επιστήμονες διαπίστωσαν ότι ένας αυξανόμενος όγκος θεωρητικής και εμπειρικής έρευνας έρχεται σε αντίθεση με την ορθότητα της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς. Επίσης, πολλοί είναι αυτοί που υποστηρίζουν πως υπάρχουν προφανή αντεπιχειρήματα στην υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς. Για παράδειγμα, υπήρξαν επενδυτές, όπως ο Warren Buffett*, που είχαν «κερδίσει» την αγορά για μεγάλες χρονικές περιόδους, κάτι το οποίο είναι αδύνατο σύμφωνα με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς. Ο συγκεκριμένος επενδυτής επικέντρωσε τη στρατηγική του σε υποτιμημένες μετοχές και κέρδισε μεγάλα χρηματικά ποσά, αποτελώντας παράδειγμα για πολλούς επενδυτές με τις ίδιες βλέψεις. Επιπλέον, δυσφημιστές της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς επισημαίνουν γεγονότα, όπως το «κραχ» του 1987 στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, όταν ο Dow Jones Industrial Average (DJIA) υποχώρησε περισσότερο από 20% σε μια ημέρα, ως απόδειξη ότι οι τιμές των μετοχών αποκλίνουν σημαντικά από τις πραγματικές τους αξίες.

* Warren Buffett, Chairman & CEO of Berkshire Hathaway, Investor

Ένα άλλο αντεπιχείρημα στην υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, είναι ότι υπάρχουν διαχειριστές χαρτοφυλακίων που έχουν καλύτερο ιστορικό τιμών από άλλους, αλλά και επενδυτικοί οίκοι που πραγματοποιούν καλύτερη ανάλυση δεδομένων από άλλους. Συνεπώς, τα χρηματοοικονομικά εργαλεία δεν είναι ίδια για όλους και αυτό έχει ως αποτέλεσμα να υπάρχουν επενδυτές που ωφελούνται από τις αποδόσεις των μετοχών και «νικούν» την αγορά.

Ένα ακόμη σοβαρό επιχείρημα που έρχεται σε αντίθεση με όσα υποστηρίζει η υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς, είναι τα συνεπή μοτίβα που έχουν παρατηρηθεί στις περισσότερες χρηματιστηριακές αγορές. Για παράδειγμα, στις περισσότερες διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές έχουν παρατηρηθεί ημερολογιακές ανωμαλίες, οι οποίες εμφανίζουν έντονη εποχικότητα και επηρεάζουν άμεσα τις τιμές των μετοχών.

Η «συμπεριφορική χρηματοοικονομική» (Behavioral Finance) είναι ένας κλάδος που εξετάζει τις επιπτώσεις της ψυχολογίας των επενδυτών στις τιμές των μετοχών. Σύμφωνα με μελέτες που πραγματοποιήθηκαν ως προς αυτή τη κατεύθυνση, διαπιστώθηκε ότι υπάρχουν ορισμένες προβλέψιμες εξελίξεις στη χρηματιστηριακή αγορά. Όπως υποστηρίζει ο συγκεκριμένος κλάδος, σε μια αγορά με μεγάλο αριθμό συμμετεχόντων, οι επενδυτές έχουν τη τάση να αγοράζουν υποτιμημένες μετοχές και να πωλούν υπερτιμημένες. Το αποτέλεσμα αυτών των πράξεων, σύμφωνα πάντα με τις μελέτες, μπορεί να είναι οποιοδήποτε αλλά είναι πάντοτε σημαντικό.

Ορισμένοι ακόμη επικριτές της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς έχουν παράγει ένα ευρύ φάσμα επιχειρημάτων που έρχεται σε αντίθεση με αυτή. Μερικά από αυτά στηρίζονται στο ότι δεν υπάρχουν αποδεικτικά στοιχεία για την ορθολογική συμπεριφορά των επενδυτών. Πιο συγκεκριμένα, οι επικριτές της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς υποστηρίζουν ότι οι επενδυτές διακατέχονται από ένστικτα «αγέλης», έχουν την τάση να αντιδρούν θετικά ή αρνητικά σε νέες ειδήσεις και παρουσιάζουν ασύμμετρες κρίσεις σχετικά με τα αίτια των προηγούμενων κερδών ή ζημιών που είχαν.

Στην πραγματικότητα, οι αγορές δεν μπορούν να είναι ούτε απόλυτα αποτελεσματικές, ούτε πλήρως αναποτελεσματικές. Θα ήταν λογικό, να δούμε τις αγορές ως ένα μίγμα των δυο, όπου καθημερινά γεγονότα και αποφάσεις δεν μπορεί να αντανακλώνται άμεσα στην αγορά. Επίσης, αν όλοι οι συμμετέχοντες σε μια αγορά πιστεύουν πως είναι αποτελεσματική, τότε κανείς δεν θα επιζητήσει υπερκέρδη. Ωστόσο, στη σημερινή εποχή της τεχνολογίας των πληροφοριών, οι περισσότερες αγορές του κόσμου αποκτούν μεγαλύτερη αποτελεσματικότητα, καθώς παρέχεται η δυνατότητα στους επενδυτές να έχουν μια αποτελεσματική και γρήγορα μεταδιδόμενη πληροφόρηση.

2.4 ΜΟΡΦΕΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

Ο Fama (1970), επεκτείνοντας την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, εντόπισε τρία ξεχωριστά επίπεδα, κάτω από τα οποία μια αγορά μπορεί να είναι αποτελεσματική. Αυτά τα επίπεδα έγιναν ευρέως γνωστά ως οι μορφές της αποτελεσματικής αγοράς. Πιο συγκεκριμένα, οι μορφές αποτελεσματικής αγοράς που εντόπισε ο ερευνητής ήταν: η Ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (Strong form), η Ημι-Ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (Semi-Strong form) και η Ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας (Weak form).

2.4.1 Ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (Strong form)

Η ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας αποτελεί την αυστηρότερη μορφή αποτελεσματικότητας. Σύμφωνα με αυτή τη μορφή, μια αγορά είναι αποτελεσματική, εάν όλες οι πληροφορίες, σχετικά με την αξία μιας μετοχής, έστω και αν δεν είναι γενικά διαθέσιμες στους υφιστάμενους ή δυνητικούς επενδυτές, αντικατοπτρίζονται γρήγορα και με ακρίβεια στην τιμή της μετοχής και γενικότερα στην αγορά. Δηλαδή, η συγκεκριμένη μορφή αποτελεσματικότητας, αναφέρει ότι κάθε είδους πληροφορία, είτε είναι δημόσια είτε ιδιωτική, αντανακλάται πλήρως στην τιμή της μετοχής. Μάλιστα, σύμφωνα με αυτή την ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας, ακόμη και εμπιστευτικές πληροφορίες δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να αποφέρουν κέρδη πέραν του κανονικού στους επενδυτές, ακόμη και αν αυτοί είναι στελέχη μιας εταιρίας και έχουν εσωτερική πληροφόρηση (insider information). Με λίγα λόγια, οποιαδήποτε πληροφορία και αν έχει κάποιος επενδυτής, δεν μπορεί να την εκμεταλλευτεί και να αποκομίσει κέρδη που υπερβαίνουν τις κανονικές αποδόσεις. Η συγκεκριμένη θεωρία βασίζεται στο ότι η αγορά έχει εκτιμήσει πολύ πιο ορθολογικά από ότι τα στελέχη μιας εταιρίας οποιαδήποτε μελλοντική πληροφόρηση.

Η ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας είναι ίσως η πιο ικανοποιητική και ελκυστική μορφή αποτελεσματικότητας σε μια θεωρητική έννοια, υποφέρει ωστόσο στην πράξη από ένα μεγάλο μειονέκτημα. Για να επιβεβαιωθεί εμπειρικά η συγκεκριμένη μορφή αποτελεσματικότητας, θα πρέπει να κερδίσει τη συνεργασία του σχετικού τμήματος της χρηματοοικονομικής κοινότητας που κατέχει εμπιστευτικές πληροφορίες (insider dealers), κάτι που είναι αδύνατο να συμβεί. Επιπλέον, σύμφωνα με έρευνες που έχουν πραγματοποιηθεί, η ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας δεν φαίνεται να ισχύει στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν οι ερευνητές, φαίνεται να είναι λογικό, καθώς αν ίσχυε στην πράξη η συγκεκριμένη μορφή αποτελεσματικότητας, θα είχαν καταρρεύσει όλα τα μοντέλα της θεωρίας χαρτοφυλακίου.

2.4.2 Ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (Semi-strong form)

Η ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας αποτελεί μια λιγότερο αυστηρή μορφή αποτελεσματικότητας. Σύμφωνα με αυτή τη μορφή αποτελεσματικότητας, όλες οι διαθέσιμες πληροφορίες αντικατοπτρίζονται γρήγορα στην τρέχουσα τιμή της μετοχής και γενικότερα στην αγορά. Η συγκεκριμένη μορφή αποτελεσματικότητας,

αναφέρει ότι η αγορά θα αφομοιώσει γρήγορα τη δημοσιοποίηση νέων πληροφοριών μετακινώντας την τιμή σε ένα νέο επίπεδο ισορροπίας, που θα αντανakλά τη μεταβολή που προκλήθηκε από την εμφάνιση των εν λόγω πληροφοριών.

Η ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας, αναφέρει επίσης ότι ούτε η θεμελιώδης ούτε η τεχνική ανάλυση μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την επίτευξη κερδών που υπερβαίνουν τις κανονικές αποδόσεις. Δηλαδή, υποστηρίζει ότι ούτε χρηματοοικονομικές αναλύσεις που εξετάζουν το σύνολο της οικονομίας, τις συνθήκες της βιομηχανίας, την οικονομική κατάσταση των επιχειρήσεων και τη διαχείρισή τους, αλλά ούτε και οποιεσδήποτε νέες ανακοινώσεις των εταιριών μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την επίτευξη κερδών πέραν του κανονικού. Μάλιστα, η συγκεκριμένη μορφή αποτελεσματικότητας, αναφέρει ότι πιθανά κέρδη μπορούν να προκύψουν μόνο από τις δημόσια διαθέσιμες πληροφορίες. Η θεωρία αυτή, προκαλεί αμφιβολίες για την ορθότητα, την αξία και τη χρησιμότητα ενός μεγάλου κλάδου των χρηματοοικονομικών υπηρεσιών, όπως είναι η έρευνα και η ανάλυση των επενδύσεων.

Αν η ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας είναι η πιο ελκυστική μορφή αποτελεσματικότητας, η ημι-ισχυρή είναι πιο κοντά στη κοινή λογική. Η ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας, υπερτερεί της ισχυρής μορφής στο ότι είναι λιγότερο δύσκολο να ελέγχει εμπειρικά. Πιο συγκεκριμένα, για να εξεταστεί εμπειρικά η συγκεκριμένη μορφή αποτελεσματικότητας, θα πρέπει να ελεγχθεί αν οι μεταβολές των τιμών έπεται από τις ανακοινώσεις των εταιριών είναι λογικές για την αγορά. Επίσης, θα πρέπει να ελεγχθεί και η ταχύτητα με την οποία αυτές οι ανακοινώσεις ενσωματώθηκαν στις τιμές της αγοράς. Ένα πρόβλημα της ημι-ισχυρής μορφής αποτελεσματικότητας είναι ο προσδιορισμός των δημόσια διαθέσιμων πληροφοριών. Στην πραγματικότητα, η συγκεκριμένη μέθοδος είναι λιγότερο σαφής, καθώς οι δημόσια διαθέσιμες πληροφορίες δεν αναφέρουν ποιες μετοχές επηρεάζονται και ποιες όχι. Ωστόσο, σύμφωνα με μελέτες, η ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας ισχύει σε ορισμένες διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές, κυρίως ανεπτυγμένων χωρών.

2.4.3 Ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας (Weak form)

Η ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας αποτελεί την λιγότερο αυστηρή μορφή αποτελεσματικότητας. Η συγκεκριμένη μορφή αποτελεσματικότητας περιορίζεται στο ότι μόνο ένα υποσύνολο των δημόσια διαθέσιμων πληροφοριών, και συγκεκριμένα οι προηγούμενες τιμές μιας μετοχής και ο αριθμός των μετοχών που διακινήθηκε στην αγορά, αντικατοπτρίζονται στην τρέχουσα τιμή της μετοχής. Δηλαδή, αναφέρει ότι μόνο πληροφορίες που σχετίζονται με ιστορικά στοιχεία αντανakλώνται στην τρέχουσα τιμή της μετοχής. Ο λόγος που η συγκεκριμένη μορφή αποτελεσματικότητας ονομάστηκε ασθενής είναι ότι οι πληροφορίες που σχετίζονται με ιστορικά στοιχεία είναι διαθέσιμες σε όλους τους επενδυτές.

Η ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας βασίζεται στο γεγονός ότι οι νέες πληροφορίες δεν πρέπει εξ' ορισμού να σχετίζονται με προηγούμενες πληροφορίες, διαφορετικά δεν είναι νέες. Επομένως, κάθε κίνηση στην τιμή της μετοχής με βάση τις

νέες πληροφορίες δεν μπορεί να προβλεφθεί από προηγούμενες κινήσεις. Με άλλα λόγια, η εξέλιξη της τιμής της μετοχής λαμβάνει χαρακτηριστικά «τυχαίου περιπάτου» (Random Walk Hypothesis). Ως εκ τούτου, η τεχνική ανάλυση δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την επίτευξη κερδών που υπερβαίνουν τις αποδόσεις της αγοράς.

Σύμφωνα λοιπόν με την ασθενή μορφή αποτελεσματικότητας, δεν μπορούν οι επενδυτές να αποκομίσουν υπερκέρδη χρησιμοποιώντας τη τεχνική ανάλυση, ωστόσο είναι πιθανόν να καταφέρουν να «κερδίσουν» την αγορά μέσω της θεμελιώδους ανάλυσης. Πιο συγκεκριμένα, οι επενδυτές μπορούν να εκμεταλλευτούν αναλύσεις που αφορούν την οικονομική κατάσταση των εταιριών, τη διαχείρισή τους, καθώς και άλλους χρηματοοικονομικούς δείκτες, για να αποκομίσουν υπερκέρδη. Δηλαδή, μέσω της θεμελιώδους ανάλυσης, οι επενδυτές μπορούν να διαμορφώσουν μια κερδοφόρα στρατηγική. Επιπλέον, σύμφωνα με έρευνες που έχουν πραγματοποιηθεί, η ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας φαίνεται να ισχύει στην πράξη στις περισσότερες διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές.

2.5 ΠΡΟΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΥΠΑΡΞΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

Στις πρώτες μελέτες για την αποτελεσματικότητα των αγορών, είχε διατυπωθεί η άποψη ότι για να είναι μια αγορά αποτελεσματική πρέπει να διέπεται από τα παρακάτω στοιχεία:

1. Η πληροφόρηση να είναι ίδια για όλους και να παρέχεται δωρεάν.
2. Το κόστος συναλλαγών να είναι μηδενικό.
3. Να μην υπάρχουν φόροι.

Με αυτόν τον τρόπο οι επενδυτές θα έχουν τις ίδιες προσδοκίες και δεν θα μπορούν οι μεμονωμένοι επενδυτές να επηρεάσουν σημαντικά την αγορά. Στη συνέχεια, ο Fama (1970) στη διατύπωση της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς, υποστήριξε ότι για να θεωρηθεί μια αγορά αποτελεσματική πρέπει:

1. Να υπάρχει πλήρης πληροφόρηση στην αγορά, η οποία θα παρέχεται με χαμηλό κόστος.
2. Να υπάρχουν χαμηλοί φορολογικοί συντελεστές και χαμηλό κόστος συναλλαγών.

Έτσι, οι μεμονωμένοι επενδυτές δεν θα έχουν τη δυνατότητα να επηρεάσουν σημαντικά τις τιμές των αξιογράφων.

Ωστόσο, για να είναι μια αγορά αποτελεσματική δεν είναι απαραίτητο να ισχύουν οι παραπάνω προϋποθέσεις. Στην πραγματικότητα, καμία αγορά δεν πληροί τις παραπάνω προϋποθέσεις. Αυτό δεν σημαίνει όμως, ότι όλες οι αγορές είναι αναποτελεσματικές. Παρόλο που μπορεί να υπάρξουν επενδυτικές στρατηγικές που να προσπαθούν να εκμεταλλευτούν τις ανωμαλίες που παρουσιάζουν οι αγορές, στην πράξη αυτό δεν είναι εύκολο, καθώς ο ανταγωνισμός των επενδυτών και το υψηλό κόστος συναλλαγών εκμηδενίζουν τα επιπλέον κέρδη. Ειδικότερα στη σημερινή εποχή

της τεχνολογίας, όπου είναι πιο εύκολο στους επενδυτές να έχουν μια ολοκληρωμένη πληροφόρηση.

Αξίζει όμως να σημειωθεί ότι κερδοσκοπικά «παιχνίδια» στις χρηματιστηριακές αγορές πάντα υπήρχαν και υπάρχουν ακόμη. Αυτό ως ένα βαθμό σχετίζεται και με την πληροφόρηση και είναι σχεδόν ακατόρθωτο οι χρηματιστηριακές αγορές να το αποφύγουν. Για παράδειγμα, αν το φαινόμενο αυτό εμφανιστεί σε μια χρηματιστηριακή αγορά, θα περάσει ένα μεγάλο χρονικό διάστημα για να αντιμετωπιστεί, καθώς δεν υπάρχουν οι κατάλληλοι μηχανισμοί, αλλά ακόμη και αν αντιμετωπιστεί, σίγουρα θα ξανακάνει την εμφάνιση του σε κάποια άλλη χρηματιστηριακή αγορά.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 : ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΑΓΟΡΩΝ

ΕΠΟΧΙΚΑ ΜΟΤΙΒΑ

Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο παρουσιάζονται οι κυριότερες ανωμαλίες που έχουν παρατηρηθεί στις χρηματιστηριακές αγορές. Πιο συγκεκριμένα, οι ανωμαλίες αυτές χωρίζονται σε ημερολογιακές ανωμαλίες (calendar anomalies), σε ανωμαλίες σχετικά με τα εταιρικά μεγέθη και σε άλλες ανωμαλίες των χρηματιστηριακών αγορών, οι οποίες δεν μπορούν να κατηγοριοποιηθούν με βάση κάποιο κριτήριο.

3.1 ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ ΣΤΙΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ

Ως ανωμαλία ορίζεται ένα γεγονός που δεν μπορεί να ερμηνευτεί από την επικρατούσα θεωρία. Στην περίπτωση των χρηματιστηριακών αγορών, ανωμαλία είναι κάθε συμβάν που επηρεάζει την ομαλή λειτουργία των αγορών, εμφανίζοντας απόκλιση από το μέσο όρο στις τιμές των αξιογράφων, είτε θετική είτε αρνητική. Οι ανωμαλίες των αγορών αντιτίθενται στην υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς και δεν μπορούν να ερμηνευτούν από αυτή. Όπως είδαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο, τόσο η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, όσο και η θεωρία του «τυχαίου περιπάτου», αναφέρουν πως οι μεταβολές στις τιμές των μετοχών είναι τυχαίες και δεν υπάρχει τρόπος πρόβλεψής τους.

Παρά τα ισχυρά στοιχεία σχετικά με την αποτελεσματικότητα των χρηματιστηριακών αγορών, υπήρξαν μελέτες που τεκμηρίωσαν την ύπαρξη μακροπρόθεσμων ιστορικών ανωμαλιών. Αν και η ύπαρξη των ανωμαλιών στις αγορές έγινε ευρέως αποδεκτή, ένα ερώτημα, που απασχολεί ακόμη και σήμερα τους ερευνητές, είναι κατά πόσο μπορούν οι επενδυτές να εκμεταλλευτούν τις ανωμαλίες αυτές, αποκομίζοντας κέρδη που υπερβαίνουν τις κανονικές αποδόσεις.

Οι επενδυτές, αξιολογώντας τις ανωμαλίες των αγορών, θα πρέπει να έχουν κατά νου ότι ακόμη και αν υπήρξαν στο παρελθόν, δεν υπάρχει καμία εγγύηση ότι θα συνεχιστούν στο μέλλον. Επίσης, κατά την αξιολόγηση των επενδυτικών στρατηγικών τους, θα πρέπει να εξετάσουν τις φορολογικές επιδράσεις στα χαρτοφυλάκια τους, καθώς υπάρχει ενδεχόμενο να εντοπίσουν κάποια ανωμαλία αλλά να μην μπορέσουν να την εκμεταλλευτούν λόγω του κόστους συναλλαγής. Επιπλέον, οι επενδυτές κατά την «άντληση» των δεδομένων, θα πρέπει να εξετάσουν και τις πιθανές παγίδες που υπάρχουν, καθώς κατά την αναζήτηση μεγάλου όγκου δεδομένων μπορούν να εμφανιστούν τυχαίες αυτοσυσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών, οι οποίες ωστόσο δεν έχουν καμία προγνωστική αξία.

Στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές, έχουν εντοπιστεί κατά διαστήματα σημαντικές ανωμαλίες, οι οποίες επηρεάζουν άμεσα τις τιμές των μετοχών. Μερικές τέτοιες ανωμαλίες είναι οι ημερολογιακές, οι ανωμαλίες που αφορούν εταιρικά μεγέθη, καθώς και διάφορες άλλες τεχνικές ή θεσμικές ανωμαλίες.

3.2 ΗΜΕΡΟΛΟΓΙΑΚΕΣ ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ (CALENDAR ANOMALIES)

Οι ημερολογιακές ανωμαλίες (εποχικά μοτίβα) είναι κάποια φαινόμενα που εμφανίζονται στις χρηματιστηριακές αγορές σε διάφορες χρονικές περιόδους και προκαλούν ασυνήθιστες μεταβολές στις τιμές των μετοχών. Παρόλο που τα φαινόμενα αυτά έχουν εντοπιστεί εδώ και αρκετές δεκαετίες, δεν έχει δοθεί καμία πειστική εξήγηση για την ύπαρξή τους. Ωστόσο, πολλοί ερευνητές που έχουν παρατηρήσει την ύπαρξη ημερολογιακών ανωμαλιών, σε διάφορες χρηματιστηριακές αγορές, έχουν διατυπώσει αρκετούς πιθανούς λόγους εμφάνισης των ανωμαλιών αυτών. Οι σημαντικότερες έρευνες που έχουν πραγματοποιηθεί για τα φαινόμενα των ημερολογιακών ανωμαλιών, καθώς και οι πιθανές εξηγήσεις που έχουν δοθεί σχετικά με την ύπαρξη των φαινομένων αυτών, παρουσιάζονται αναλυτικά στο κεφάλαιο 4.

Τα σημαντικότερα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών είναι τα εξής: το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος (Day-of-the-week effect), το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect), το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Turn-of-the-month effect) και το φαινόμενο της παραμονής των εορτών (Pre-holiday effect). Στις παρακάτω υποενότητες παρουσιάζεται αναλυτικά κάθε ένα από τα παραπάνω φαινόμενα, καθώς και οι πιθανοί λόγοι εμφάνισης του.

3.2.1 Το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος (Day-of-the-week effect)

Το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος (Day-of-the-week effect) είναι ένα φαινόμενο που έχει παρατηρηθεί σε αρκετές διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές από τη δεκαετία του 1970 έως και σήμερα. Σύμφωνα με αυτό το φαινόμενο, οι αποδόσεις των μετοχών συνδέονται άμεσα με την ημέρα της εβδομάδος που παρατηρούνται. Πιο συγκεκριμένα, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος αναφέρει ότι ορισμένες ημέρες της εβδομάδος παρουσιάζουν συστηματικά υψηλότερη ή χαμηλότερη απόδοση από τις υπόλοιπες ημέρες.

Για το συγκεκριμένο φαινόμενο έχει πραγματοποιηθεί ένας μεγάλος αριθμός ερευνών, οι περισσότερες εκ των οποίων έχουν καταλήξει στο συμπέρασμα ότι παρατηρείται συχνά χαμηλότερη απόδοση στις μετοχές τη Δευτέρα σε σχέση με την Παρασκευή. Γι' αυτό το λόγο το φαινόμενο αυτό ονομάζεται και Monday ή Blue Monday effect. Στην επόμενη υποενότητα αναφέρονται ορισμένοι από τους πιθανούς λόγους ύπαρξης του συγκεκριμένου φαινομένου. Οι σημαντικότερες έρευνες που έχουν πραγματοποιηθεί για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος, καθώς και οι ερμηνείες που έχουν δοθεί γι' αυτό, παρουσιάζονται αναλυτικά στην ενότητα 4.2.

3.2.2 Πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος

Πολλοί ερευνητές που εντόπισαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος, σε διάφορες χρηματιστηριακές αγορές, προσπάθησαν να το ερμηνεύσουν διατυπώνοντας τους πιθανούς λόγους εμφάνισής του. Στη συνέχεια, παρουσιάζονται οι σημαντικότεροι από τους πιθανούς λόγους εμφάνισης του συγκεκριμένου φαινομένου.

1. Ένας σημαντικός λόγος εμφάνισης του φαινομένου, σύμφωνα με τους ερευνητές, είναι η τάση των εταιριών να παρουσιάζουν «κακές» ειδήσεις την Παρασκευή, όταν οι αγορές έχουν κλείσει, και «καλές» ειδήσεις τη Δευτέρα, με σκοπό να ακολουθήσει η μετοχή τους ανοδική πορεία κατά τη διάρκεια της εβδομάδος. Οι εταιρίες επιλέγουν αυτόν τον επιλεκτικό τρόπο ανακοινώσεων, επειδή πιστεύουν πως οι επενδυτές θα αξιολογήσουν πιο ψύχραιμα τα αρνητικά νέα κατά τη διάρκεια του σαββατοκύριακου, ενώ μόλις ακούσουν τα θετικά νέα, θα σπεύσουν να εκμεταλλευτούν την κατάσταση με σκοπό το κέρδος. Ωστόσο, σύμφωνα με ερευνητές, αυτές οι ειδήσεις επηρεάζουν σημαντικά τους επενδυτές και τους οδηγούν σε συστηματικές πωλήσεις μετοχών τη Δευτέρα. Αρκετές έρευνες, έχουν αποδείξει ότι ο συγκεκριμένος τρόπος επιλεκτικών ανακοινώσεων των εταιριών ισχύει στην πράξη και αποτελεί ένα πιθανό λόγο εμφάνισης του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος.
2. Άλλες έρευνες, αναφέρουν ότι οι επενδυτές, κατά τη διάρκεια της εβδομάδος, εμπιστεύονται τις συναλλαγές τους σε χρηματιστές, ενώ τη Δευτέρα αποφασίζουν μόνοι τους, καθώς έχουν το χρόνο να εξετάσουν και να αξιολογήσουν το χαρτοφυλάκιο τους κατά το σαββατοκύριακο. Η θεωρία αυτή βασίζεται στο ότι οι χρηματιστηριακοί αναλυτές και σύμβουλοι επενδύσεων, προτρέπουν κατά κύριο λόγο τους επενδυτές να αγοράζουν μετοχές. Επομένως, οι επενδυτές που έχουν πετύχει υψηλές αποδόσεις κατά τη διάρκεια της εβδομάδος, σπεύδουν να τις εξαργυρώσουν τη Δευτέρα, πουλώντας τις μετοχές τους. Σύμφωνα με αυτή τη θεωρία, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος, οφείλεται στις προσωπικές αποφάσεις των επενδυτών, δηλαδή, η εμφάνισ του σχετίζεται με τις πράξεις μεμονωμένων επενδυτών.
3. Ένας άλλος πιθανός λόγος εμφάνισης του φαινομένου, έχει να κάνει με το χρόνο που μεσολαβεί από την εντολή της συναλλαγής μέχρι την εκκαθάριση της. Σύμφωνα με αυτή τη θεωρία, ο χρόνος εκκαθάρισης των συναλλαγών είναι τρεις εργάσιμες ημέρες. Συνεπώς, αν κάποιος επενδυτής δώσει εντολή συναλλαγής τη Δευτέρα ή την Τρίτη, η συναλλαγή του θα εκκαθαριστεί εντός της εβδομάδος, ενώ αν η εντολή συναλλαγής δοθεί κάποια άλλη ημέρα, η εκκαθάριση της θα γίνει μετά το σαββατοκύριακο. Αξίζει να σημειωθεί ότι οι χρηματιστηριακές εταιρίες δίνουν στους επενδυτές δυο ημέρες πίστωση για τις συναλλαγές της Παρασκευής, άτοκα. Επομένως, σύμφωνα με την παραπάνω θεωρία, οι εντολές αγοράς τη Δευτέρα θα είναι πολύ λιγότερες από αυτές της Παρασκευής. Άρα, είναι λογικό την Παρασκευή να παρατηρούνται υψηλότερες αποδόσεις από τη Δευτέρα.
4. Αρκετές ακόμη από τις έρευνες που πραγματοποιήθηκαν, εντόπισαν τους πιθανούς λόγους εμφάνισης του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, στη διαφορά της ώρας που υπάρχει ανάμεσα στις διεθνείς χρηματαγορές και στις

short θέσεις που προσπαθούν να καταλάβουν κάποιοι επενδυτές σε συγκεκριμένες ημέρες της εβδομάδος (short-selling).

5. Άλλοι ερευνητές, υποστήριξαν πως η εμφάνιση του φαινομένου οφείλεται στα λάθη που μπορούν να εμφανιστούν στις μετρήσεις των μετοχών, κυρίως σε μετοχές με μικρό όγκο συναλλαγών και στην επίδραση των μερισμάτων.

Οι παραπάνω πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου, είναι οι βασικότεροι που έχουν δοθεί, με βάση τα χρηματοοικονομικά κριτήρια, κανείς όμως από αυτούς δεν έτυχε καθολικής αποδοχής.

6. Επιπλέον, υπήρξαν έρευνες, που πραγματοποιήθηκαν κυρίως τα τελευταία έτη και προσπάθησαν να εντοπίσουν τους πιθανούς λόγους εμφάνισης του φαινομένου σε ψυχολογικούς παράγοντες που επηρεάζουν τους επενδυτές. Οι περισσότερες από αυτές τις έρευνες εστιάζουν στην αρνητική ψυχολογία των επενδυτών τη Δευτέρα. Οι ψυχολόγοι επιβεβαιώνουν αυτή τη θεωρία, υποστηρίζοντας ότι τη Δευτέρα, οι περισσότεροι άνθρωποι είναι πιο απαισιόδοξοι από οποιαδήποτε άλλη ημέρα. Επίσης, τα τελευταία χρόνια έκανε την εμφάνιση του ένας νέος κλάδος της ψυχολογίας που ονομάζεται «Συμπεριφορική Χρηματοοικονομική» (Behavioral Finance). Ο συγκεκριμένος κλάδος προσπαθεί να εξηγήσει διάφορα φαινόμενα στις χρηματιστηριακές αγορές με τη βοήθεια της ψυχολογίας. Ωστόσο, για τα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών δεν έχει κατορθώσει μέχρι σήμερα να δώσει κάποια ευρέως αποδεκτή εξήγηση.

3.2.3 Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect)

Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect) είναι ένα από τα πιο γνωστά εποχικά μοτίβα που έχουν εμφανιστεί στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές. Το συγκεκριμένο φαινόμενο, αναφέρεται στην ασυνήθιστα μεγάλη αύξηση των τιμών των μετοχών κατά τη διάρκεια του Ιανουαρίου και κατά κύριο λόγο στο πρώτο μισό του μήνα. Η αύξηση αυτή συνδυάζεται συνήθως με μια αντίστοιχη πτώση των τιμών κατά το δεύτερο μισό του Δεκεμβρίου. Ένα στοιχείο που καθιστά ιδιαίτερα ενδιαφέρον το συγκεκριμένο φαινόμενο είναι ότι έχει παρατηρηθεί σε αρκετές διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές.

Υπήρξαν πάρα πολλές μελέτες, που διαπίστωσαν ότι η μέση απόδοση των τιμών των μετοχών τον Ιανουάριο είναι μεγαλύτερη από τη μέση απόδοση για το σύνολο του έτους. Πιο συγκεκριμένα, οι μελέτες αυτές εντόπισαν μια έντονη τάση των επενδυτών να πωλούν τις ημέρες πριν την αλλαγή του έτους και να αγοράζουν στην αρχή του νέου έτους. Επίσης, ορισμένες έρευνες διαπίστωσαν συσχέτιση ανάμεσα στο συγκεκριμένο φαινόμενο και το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας (Size effect). Πιο συγκεκριμένα, πολλοί ερευνητές υποστήριξαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζεται πιο έντονα σε μετοχές εταιριών με μικρό όγκο συναλλαγών.

Τα τελευταία έτη, το φαινόμενο αυτό φαίνεται να εμφανίζεται όλο και λιγότερο στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές. Μια πιθανή εξήγηση αυτής της τάσης, είναι ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου αποτελεί ένα ευρέως γνωστό φαινόμενο στον κόσμο των επενδύσεων και επομένως είναι πιθανό οι χρηματιστηριακές αγορές να έχουν προσαρμοστεί σε αυτό.

Στην υποενότητα που ακολουθεί αναφέρονται ορισμένοι από τους πιθανούς λόγους εμφάνισης του φαινομένου, όπως αυτοί έχουν διατυπωθεί από τους ερευνητές. Αναλυτική παρουσίαση των βασικότερων ερευνών που έχουν πραγματοποιηθεί για το φαινόμενο του Ιανουαρίου, καθώς και των πιθανών ερμηνειών που έχουν δοθεί για την ύπαρξη του, γίνεται στην ενότητα 4.3.

3.2.4 Πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου του Ιανουαρίου

Πολλές από τις έρευνες που πραγματοποιήθηκαν για το φαινόμενο του Ιανουαρίου, δεν αρκέστηκαν στο να εντοπίσουν το φαινόμενο στις χρηματιστηριακές αγορές, αλλά προσπάθησαν να δώσουν και κάποια εξήγηση για την ύπαρξη του. Στη συνέχεια παρουσιάζονται ορισμένοι από τους πιθανούς λόγους εμφάνισης του συγκεκριμένου φαινομένου.

1. Αρκετοί ερευνητές, κυρίως στις πρώτες έρευνες που πραγματοποιήθηκαν, υποστήριζαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου οφείλεται στην υπόθεση του tax-loss selling. Η συγκεκριμένη υπόθεση υποστηρίζει ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου οφείλεται στη διάθεση των επενδυτών να πουλήσουν τις μετοχές του χαρτοφυλακίου τους που παρουσιάζουν αρνητική απόδοση, με σκοπό τη μείωση του ποσού φορολογίας τους. Με λίγα λόγια, υποστηρίζει ότι οι επενδυτές επιθυμούν να πωλούν τις μετοχές που έχουν αρνητική απόδοση στο τέλος του φορολογικού έτους, αποσκοπώντας σε φορολογικές ελαφρύνσεις και στην αντιστάθμιση των κερδών τους από άλλες επενδύσεις. Η συγκεκριμένη πράξη των επενδυτών συνδυάζεται με αγορά νέων μετοχών, ή των ιδίων αν πιστεύουν ότι στη συνέχεια θα ακολουθήσουν ανοδική πορεία, στις αρχές του νέου έτους. Αυτός είναι και ο λόγος σύμφωνα με αυτήν την υπόθεση που παρατηρείται το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Ωστόσο, η συγκεκριμένη θεωρία είναι αρκετά αμφισβητήσιμη, καθώς το φαινόμενο του Ιανουαρίου έχει παρατηρηθεί και σε χρηματιστηριακές αγορές, όπως το Ηνωμένο Βασίλειο και η Αυστραλία, όπου το φορολογικό έτος δεν λήγει στο τέλος του Δεκεμβρίου. Επομένως, το φαινόμενο του Ιανουαρίου αποκλείεται να οφείλεται αποκλειστικά στην υπόθεση του tax-loss selling.
2. Άλλοι ερευνητές του φαινομένου υποστήριζαν ότι οι επαγγελματίες διαχειριστές χαρτοφυλακίων προσπαθούν να ξεφορτωθούν μετοχές που παρουσιάζουν ζημία, έτσι ώστε να μην τις εμφανίσουν στην ετήσια έκθεσή τους στο τέλος του έτους. Σύμφωνα με αυτή τη θεωρία, η πράξη αυτή των διαχειριστών συνδυάζεται με την επαναγορά των μετοχών, που ίδιοι πιστεύουν πως θα ακολουθήσει ανοδική πορεία, τον Ιανουάριο και έτσι εξηγούνται οι ιδιαίτερα υψηλές αποδόσεις το

συγκεκριμένο μήνα. Η θεωρία αυτή ονομάζεται Year-End Window Dressing, καθώς σχετίζεται άμεσα με την εικόνα του χαρτοφυλακίου που θέλουν να εμφανίσουν οι επαγγελματίες διαχειριστές.

3. Μια άλλη εξήγηση του φαινομένου του Ιανουαρίου σχετίζεται με τη ρευστότητα (liquidity) των επενδυτών στο τέλος του έτους. Σύμφωνα με αυτή τη θεωρία, οι επενδυτές παρουσιάζουν μεγάλη ρευστότητα στο τέλος του έτους, αφού λαμβάνουν επιπλέον χρήματα από τους εργοδότες τους, είτε αυτά είναι bonus επίδοσης είτε δώρα λόγω εορτών. Επομένως, η εξήγηση που δίνεται από αυτή τη θεωρία για το φαινόμενο του Ιανουαρίου, είναι ότι ορισμένοι από τους επενδυτές θα επιλέξουν να επενδύσουν αυτά τα επιπλέον χρήματα τον Ιανουάριο και έτσι παρατηρούνται ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις το συγκεκριμένο μήνα.
4. Ένας ακόμη πιθανός λόγος εμφάνισης του φαινομένου είναι η περίοδος εορτών που προηγείται του Ιανουαρίου. Σύμφωνα με αυτήν την εξήγηση, οι επενδυτές τις ημέρες των εορτών ασχολούνται περισσότερο με τις οικογένειες τους και παραμελούν για λίγο τις επενδύσεις τους. Μόλις περάσουν οι εορτές, οι επενδυτές επιστρέφουν δυναμικά στις αγορές και έτσι δικαιολογούνται οι υψηλές αποδόσεις του Ιανουαρίου. Αυτή η θεωρία υστερεί αρκετά, καθώς οι ημέρες που προηγούνται του Ιανουαρίου δεν είναι εορτές για όλους τους επενδυτές.
5. Έρευνες που εστιάζει στον τομέα της ψυχολογίας των επενδυτών, υποστηρίζουν ότι με την αλλαγή του έτους, οι περισσότεροι επενδυτές έχουν αρκετά ανεβασμένη ψυχολογία και επομένως η αισιοδοξία τους, τους οδηγεί στην πραγματοποίηση επενδύσεων, με απώτερη συνέπεια τις υψηλές αποδόσεις στην αγορά τον Ιανουάριο.

Για το φαινόμενο του Ιανουαρίου έχουν δοθεί αρκετές ακόμη ερμηνείες, χωρίς όμως καμία να είναι πειστική και να τύχει καθολικής αποδοχής.

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

Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Turn-of-the-month effect) αναφέρεται στην ιδιαίτερα μεγάλη αύξηση των τιμών των μετοχών κατά τις τελευταίες και τις πρώτες ημέρες του κάθε μήνα. Έρευνες που πραγματοποιήθηκαν για το συγκεκριμένο φαινόμενο έδειξαν ότι ο αριθμός των ημερών στην αρχή αλλά και στο τέλος κάθε μήνα, που παρουσιάζουν υψηλές αποδόσεις, μπορεί να είναι διαφορετικός από αγορά σε αγορά, αλλά και από μετοχή σε μετοχή. Οι πιο σύγχρονες επιστημονικές μελέτες έδειξαν ότι το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα αφορά τις δυο ημέρες πριν τελειώσει ο μήνας και τις τέσσερις πρώτες ημέρες του επόμενου. Δηλαδή, περιόρισαν το διάστημα αλλαγής του μήνα σε [-2, +4] ημέρες από τη λήξη του μήνα.. Ωστόσο, για να εξετάσει κάποιος το συγκεκριμένο φαινόμενο, είναι φρονιμότερο να χρησιμοποιήσει ένα διάστημα [-4,+4] ημερών.

Στην επόμενη υποενότητα, παρουσιάζονται οι βασικότεροι πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου της αλλαγής του μήνα. Επίσης, στην ενότητα 4.4 παρουσιάζονται αναλυτικά οι κυριότερες μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί για το συγκεκριμένο φαινόμενο, καθώς και οι ερμηνείες που έχουν δοθεί για την ύπαρξή του.

3.2.6 Πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου της αλλαγής του μήνα

Για την εξήγηση του φαινομένου της αλλαγής του μήνα έχουν πραγματοποιηθεί αρκετές επιστημονικές έρευνες, χωρίς καμία ωστόσο να δώσει μια πειστική και ευρέως αποδεκτή εξήγηση.

1. Η πιο λογική εξήγηση από αυτές που δοθήκαν, ήταν ότι οι αυξημένες αποδόσεις στο τέλος του μήνα, αλλά και στην αρχή του επόμενου, οφείλονται στη μεγάλη ρευστότητα (liquidity) που παρουσιάζουν οι επενδυτές το συγκεκριμένο χρονικό διάστημα. Πιο συγκεκριμένα, η άποψη αυτή υποστηρίζει ότι οι επενδυτές στο τέλος του μήνα έχουν μεγάλη ρευστότητα, καθώς όλες οι πληρωμές που έχουν να λαμβάνουν, πραγματοποιούνται τη συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Επομένως, ορισμένοι από αυτούς θα επενδύσουν περισσότερα χρήματα εκείνες τις ημέρες στην αγορά και έτσι προκαλείται αύξηση των τιμών της αγοράς.
2. Άλλοι ερευνητές του φαινομένου διατύπωσαν την άποψη ότι στο διάστημα της αλλαγής του μήνα παρατηρείται υψηλότερος κίνδυνος στις μετοχές και επομένως είναι λογικό να παρουσιάζονται υψηλότερες αποδόσεις.
3. Μια άλλη πιθανή εξήγηση που δόθηκε για το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, ήταν ότι οι εταιρίες συνηθίζουν να δημοσιοποιούν τις ανακοινώσεις που σχετίζονται με τα κέρδη τους στις αρχές του μήνα και επομένως οι επενδυτές εμφανίζουν εντονότερη διάθεση για αγορά μετοχών εκείνες τις ημέρες, με απώτερη συνέπεια την αύξηση των τιμών των μετοχών.

Τέλος, πολλές έρευνες προσπάθησαν να δώσουν μια εξήγηση για το συγκεκριμένο φαινόμενο, εστιάζοντας στους ψυχολογικούς παράγοντες που επηρεάζουν τη συμπεριφορά των επενδυτών. Ωστόσο, η μοναδική εξήγηση που δόθηκε από αυτές τις έρευνες, ήταν ότι οι επενδυτές προτιμούν να αναβάλουν τις επενδυτικές αποφάσεις τους και συνεπώς τις συναλλαγές τους για τις αρχές του επόμενου μήνα.

3.2.7 Το φαινόμενο της παραμονής των εορτών (Pre-Holiday effect)

Το φαινόμενο της παραμονής των εορτών (Pre-Holiday effect) αναφέρεται στις υψηλές αποδόσεις που παρατηρούνται κατά την ημέρα συναλλαγής που προηγείται μιας εορτής (αργίας). Ένα στοιχείο που κάνει πιο ενδιαφέρον το συγκεκριμένο φαινόμενο είναι ότι οι έρευνες που πραγματοποιήθηκαν πάνω σε αυτό έδειξαν ότι ισχύει σε αρκετές διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές. Επομένως, λόγω του ότι κάθε χώρα και επομένως κάθε χρηματιστηριακή αγορά έχει διαφορετικές εορτές και αργίες, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν μπορεί να οφείλεται σε σύμπτωση. Επίσης,

υπήρξαν επιστημονικές μελέτες που έδειξαν ότι το συγκεκριμένο φαινόμενο σχετίζεται με το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας (Size effect). Πιο συγκεκριμένα, οι αναλυτές διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο της παραμονής των εορτών εμφανίζεται πιο έντονα σε μετοχές εταιριών με μικρό όγκο συναλλαγών.

Στην επόμενη υποενότητα αναφέρονται οι κυριότεροι πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου της παραμονής των εορτών, όπως έχουν διατυπωθεί από τους ερευνητές. Επίσης, στην ενότητα 4.5 παρουσιάζονται αναλυτικά οι σημαντικότερες μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί για το φαινόμενο αυτό, καθώς και οι ερμηνείες που έχουν δοθεί για την ύπαρξη του.

3.2.8 Πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου της παραμονής των εορτών

Αρκετές πιθανές εξηγήσεις έχουν δοθεί για την ύπαρξη του φαινομένου αυτού στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές. Ορισμένες από αυτές εστίασαν σε καθαρά χρηματοοικονομικά κριτήρια και άλλες σε ψυχολογικούς παράγοντες που επηρεάζουν τη συμπεριφορά των επενδυτών εκείνες τις ημέρες.

1. Πολλοί αναλυτές απέδωσαν το φαινόμενο της παραμονής των εορτών στο χρονικό διάστημα που απαιτείται για την εκκαθάριση των συναλλαγών. Πιο συγκεκριμένα, υποστήριξαν πως ο λόγος που παρατηρείται το συγκεκριμένο φαινόμενο είναι ότι οι επενδυτές προτιμούν να συναλλάσσονται την ημέρα που προηγείται μιας αργίας, καθώς με αυτόν τον τρόπο κερδίζουν μια ημέρα στην εκκαθάριση της συναλλαγής τους. Ειδικά, όταν η αργία προηγείται ή έπεται σαββατοκύριακου, το φαινόμενο είναι πιο έντονο.
2. Άλλοι ερευνητές υποστήριξαν πως η εμφάνιση του φαινομένου είναι λογική και οφείλεται στη συνήθη αύξηση των τιμών που παρατηρείται την ημέρα που προηγείται ενός διαστήματος διακοπής συναλλαγών.
3. Μελέτες που εστίασαν στους ψυχολογικούς παράγοντες που επηρεάζουν έναν επενδυτή, διαπίστωσαν ότι οι επενδυτές τη συγκεκριμένη ημέρα διακατέχονται από αισιοδοξία και εμφανίζονται πιο χαλαροί στις αποφάσεις τους λόγω της εορτής που έπεται. Επομένως, δεν προβαίνουν σε σωστή επεξεργασία και αξιολόγηση των δεδομένων της αγοράς, με αποτέλεσμα να μην έχουν σαφή εικόνα για τις αγορές που πραγματοποιούν.

Στη συγκεκριμένη ενότητα αναφέρθηκαν οι σημαντικότερες και περισσότερο γνωστές ημερολογιακές ανωμαλίες που έχουν παρατηρηθεί στις χρηματιστηριακές αγορές. Ωστόσο, υπάρχουν και κάποιες ακόμη ανωμαλίες, οι οποίες δεν φαίνεται να έχουν την ίδια επιρροή στις χρηματιστηριακές αγορές και δεν έχουν μελετηθεί αρκετά ώστε να μπορούμε να βγάλουμε ασφαλή συμπεράσματα. Μερικές από αυτές της ανωμαλίες είναι: το φαινόμενο της ώρας της ημέρας (Time-of-the-Day Effect), το φαινόμενο της Παρασκευής και 13 (Friday-the-Thirteenth Effect) και το φαινόμενο του έτους που λήγει σε 5 (Years Ending in Five Effect)

3.3 ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ ΣΧΕΤΙΚΑ ΜΕ ΤΑ ΕΤΑΙΡΙΚΑ ΜΕΓΕΘΗ

Ένας μεγάλος αριθμός μεμονωμένων αλλά και θεσμικών επενδυτών πιστεύει πως ένας τρόπος με τον οποίο μπορούν να αποκομίσουν κέρδη είναι η θεμελιώδης ανάλυση (Fundamental Analysis). Η συγκεκριμένη ανάλυση έγκειται στην μελέτη και αξιολόγηση χρηματοοικονομικών, οικονομικών, ποιοτικών και ποσοτικών παραγόντων που μπορούν να επηρεάσουν τις τιμές των μετοχών. Με λίγα λόγια η θεμελιώδης ανάλυση εξετάζει εταιρικά και αλλά χρηματοοικονομικά μεγέθη με σκοπό τη μέτρηση της εσωτερικής αξίας μιας μετοχής. Ουσιαστικά, ο σκοπός της συγκεκριμένης ανάλυσης είναι να βρει αν μια μετοχή είναι υποτιμημένη ή υπερτιμημένη έτσι ώστε να μπορέσει ο επενδυτής να πάρει τη σωστή απόφαση για αποκομίσει κέρδος. Η θεμελιώδης ανάλυση θεωρείται αντίθετη της τεχνικής ανάλυσης.

Μετά από έρευνες που πραγματοποιήθηκαν πρόεκυψε ότι εμφανίζονται κάποιες ανωμαλίες στις χρηματιστηριακές αγορές που σχετίζονται με τα εταιρικά μεγέθη. Στις επόμενες υποενότητες αναφέρονται ορισμένα από τα βασικότερα εταιρικά μεγέθη που μπορεί να επηρεάσουν την τιμή μιας μετοχής και την αγορά γενικότερα.

3.3.1 Ο δείκτης τιμής προς κέρδη (Price to Earnings ratio – P/E)

Σύμφωνα με επιστημονικές μελέτες, η απόδοση μιας μετοχής συνδέεται άμεσα με το δείκτη τιμής προς κέρδη. Πιο συγκεκριμένα, οι επιστήμονες υποστήριξαν ότι μετοχές εταιριών με υψηλό δείκτη τιμής προς κέρδη(P/E), παρουσιάζουν μεγαλύτερη απόδοση από μετοχές εταιριών με χαμηλό δείκτη τιμής προς κέρδη (P/E). Το συγκεκριμένο φαινόμενο συνδέεται άμεσα με το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας (Size effect), καθώς εμφανίζεται πιο έντονα σε μετοχές εταιριών με μεγάλο όγκο συναλλαγών.

3.3.2 Ο δείκτης τιμής προς πωλήσεις (Price to Sales ratio – P/S)

Αρκετοί ερευνητές επισημαίνουν ότι ο δείκτης τιμής προς πωλήσεις (P/S) αποτελεί το σημαντικότερο δείκτη για την πρόβλεψη της μελλοντικής πορείας μιας μετοχής. Οι ερευνητές, υποστηρίζουν πως η απόδοση της μετοχής μιας εταιρίας συνδέεται άμεσα με το δείκτη τιμής προς πωλήσεις (P/S). Πιο συγκεκριμένα, μετοχές εταιριών με χαμηλό δείκτη τιμής προς πωλήσεις (P/S) παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις από αυτές με υψηλό δείκτη τιμής προς πωλήσεις (P/S).

3.3.3 Ο δείκτης τιμής προς λογιστική αξία (Price to Book Value ratio – P/BV)

Σύμφωνα με πολλούς ερευνητές της αποτελεσματικότητας των αγορών, όπως ο Fama, υπάρχει σημαντική συσχέτιση μεταξύ της απόδοσης μιας μετοχής και του δείκτη τιμής προς λογιστική αξία (P/BV). Πιο συγκεκριμένα, ένας μεγάλος αριθμός ερευνητών

υποστήριξε ότι μετοχές εταιριών με χαμηλό δείκτη τιμής προς λογιστική αξία (P/BV) παρουσιάζουν μεγαλύτερες αποδόσεις από αυτές με υψηλό δείκτη.

3.3.4 Η μερισματική απόδοση

Ορισμένοι αναλυτές υποστηρίζουν πως οι αποδόσεις των μετοχών σχετίζονται με το ποσοστό μερισματικής απόδοσης που προσφέρουν. Σύμφωνα με αυτή τη θεωρία, οι μετοχές που δίνουν υψηλότερο ποσοστό μερισματικής απόδοσης εμφανίζουν υψηλότερες αποδόσεις από αυτές που δίνουν χαμηλό.

Έχουν διατυπωθεί και άλλες ανωμαλίες των αγορών που αφορούν τα εταιρικά μεγέθη, χωρίς ωστόσο να τυγχάνουν αντίστοιχης υποστήριξης. Η πιο δημοφιλής από αυτές σχετίζεται με τις «παραμελημένες» μετοχές (Neglected Stocks) και υποστηρίζει ότι οι μετοχές με χαμηλές αποδόσεις στο παρελθόν είναι σχεδόν βέβαιο ότι θα παρουσιάσουν υψηλότερες αποδόσεις στο μέλλον.

3.4 ΑΛΛΕΣ ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ ΣΤΙΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ

Στη συγκεκριμένη ενότητα παρουσιάζονται ορισμένα από τα φαινόμενα ανωμαλιών που έχουν παρατηρηθεί στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές και τα οποία δεν μπορούν να κατηγοριοποιηθούν με βάση κάποιο κριτήριο.

3.4.1 Το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας (Size effect)

Το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας ονομάζεται και φαινόμενο της μικρής εταιρίας (Small firm's effect) καθώς αναφέρεται κυρίως στις μικρές εταιρίες. Αρκετές έρευνες έχουν δείξει ότι οι μικρές εταιρίες (είτε σε κεφαλαιοποίηση είτε σε όγκο συναλλαγών) παρουσιάζουν ασυνήθιστα υψηλή απόδοση.

Ο Banz (1981), σε μια σημαντική μελέτη της μακροπρόθεσμης απόδοσης των μετοχών της αγοράς των Η.Π.Α, ήταν ο πρώτος που παρατήρησε και παρουσίασε το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας. Πιο συγκεκριμένα, ο ερευνητής διατύπωσε την άποψη ότι οι μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές εταιριών με υψηλή κεφαλαιοποίηση. Την έρευνα του Banz ακολούθησαν και άλλες συγκλίνουσες μελέτες σε χρηματιστηριακές αγορές όπως αυτές των Η.Π.Α, του Ηνωμένου Βασιλείου και άλλων. Όμως, στη συνέχεια σημειώθηκε απότομη αντιστροφή της τάσης αυτής, με αποτέλεσμα στο σύνολο του 20^{ου} αιώνα να είναι λιγότερο αισθητό το φαινόμενο αυτό. Ερευνητές υποστήριξαν ότι όποιοι και αν είναι οι λόγοι εμφάνισης του συγκεκριμένου φαινομένου, είναι προφανές πως υπήρξε μια διακριτή τάση που συνεχίστηκε για μεγάλο χρονικό διάστημα και επομένως το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας δεν μπορεί να χαρακτηριστεί ως συμπτωματικό, στα πλαίσια της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς.

Το συγκεκριμένο φαινόμενο αποτέλεσε αντικείμενο έντονης αντιπαράθεσης για τους ερευνητές. Αρκετοί ήταν οι ερευνητές που άσκησαν κριτική και αμφισβήτησαν έντονα την έρευνα του Banz. Ένας από τους κυριότερους επικριτές της έρευνας αυτής

ήταν ο David Dreman (1997), ο οποίος υποστήριξε πως οι μετοχές του NYSE που επέλεξε ο Banz είναι αρκετά μεγαλύτερες από μετοχές άλλων χρηματιστηριακών αγορών. Επίσης, ο David Dreman επισήμανε ότι οι μετοχές που επιλέχθηκαν από τον Banz είχαν μικρή εμπορευσιμότητα και επομένως δεν μπορεί κάποιος να τις αγοράσει σε μεγάλες ποσότητες, χωρίς να αυξηθεί η τιμή τους.

3.4.2 Το φαινόμενο των αρχικών δημοσίων εγγραφών

(Initial Public Offerings – IPOs)

Αρκετές μελέτες κατέληξαν στο συμπέρασμα πως η μετοχή μιας εταιρίας που εισάγεται για πρώτη φορά στο χρηματιστήριο, ακολουθεί μια συγκεκριμένη πορεία. Σύμφωνα με αυτή τη θεωρία, οι αρχικές δημόσιες εγγραφές (IPOs) παρουσιάζουν κατά μέσο όρο χαμηλότερη απόδοση από αυτήν της αγοράς. Πιο συγκεκριμένα, οι αποδόσεις των IPOs είναι υψηλότερες από αυτές της αγοράς βραχυχρόνια και ως εκ τούτου οι επενδυτές μπορούν να επιτύχουν σημαντικά κέρδη για μικρό χρονικό διάστημα. Στη συνέχεια όμως, οι αποδόσεις των IPOs παρουσιάζουν σημαντικά χαμηλότερη απόδοση τόσο από την απόδοση της αγοράς όσο και από την απόδοση παλαιότερα εισηγμένων μετοχών στο χρηματιστήριο. Οι Bala Dharan και David Ikenberry (1995) διαπίστωσαν ότι μετοχές νεοεισηγμένων εταιριών που ανήκουν στο NYSE ή στο AMEX παρουσιάζουν αισθητά χαμηλότερες αποδόσεις από αυτήν της αγοράς.

3.4.3 Το φαινόμενο της αναγγελίας νέων μετοχών

(Announcement Based Effect)

Το φαινόμενο της αναγγελίας νέων μετοχών αναφέρεται στην τάση αλλαγής των τιμών των μετοχών μετά από την αρχική δημόσια εγγραφή τους. Πολλές έρευνες υποστήριξαν ότι οι τιμές των μετοχών ακολουθούν την ίδια πορεία με αυτή που είχαν ακολουθήσει στην πρώτη αντίδραση της αγοράς, από την ανακοίνωση κάποιου σημαντικού συμβάντος. Πιο συγκεκριμένα, όσες μετοχές είχαν προκαλέσει θετική αντίδραση, έχουν την τάση να ακολουθούν μια ακόμη πιο ανοδική πορεία σε μια νέα θετική ανακοίνωση. Όπως υποστήριξε ο Robert Haugen στο βιβλίο του « The New Finance: The Case Against Efficient Market », οι επενδυτές αρχικά είναι επιφυλακτικοί με τις μετοχές που έχουν υψηλή απόδοση και τις υποτιμούν, ενώ στη συνέχεια εμφανίζονται υπερβολικοί και υπεραντιδρούν. Μάλιστα, όπως ανέφερε ο συγκεκριμένος ερευνητής «Η αγορά αντιδρά έντονα αλλά με καθυστέρηση». Ωστόσο, λόγω της εξέλιξης της τεχνολογίας (fax, internet, κ.λ.π) δεν απαιτείται πλέον το ίδιο διάστημα για να απορροφήσει η αγορά την ανακοίνωση κάποιου θετικού γεγονότος.

3.4.4 Το φαινόμενο των αυξήσεων του Μετοχικού Κεφαλαίου

(Seasoned Equity Offerings – SEOs)

Όπως διαπίστωσαν πολλοί ερευνητές, κατά την αύξηση του Μετοχικού Κεφαλαίου μια εταιρίας, μέσω έκδοσης νέων μετοχών, η τιμή της μετοχής της εταιρίας αυτής παρουσιάζει μια βραχυχρόνια αύξηση. Ωστόσο, μακροπρόθεσμα η απόδοση της μετοχής είναι κατά μέσο όρο χαμηλότερη από την απόδοση νεοεισηγμένων μετοχών.

3.4.5 Το φαινόμενο των συναλλαγών « εκ των έσω » (Insider Transactions)

Έχουν πραγματοποιηθεί αρκετές έρευνες που έχουν τεκμηριώσει τη σχέση της απόδοσης μιας μετοχής με τις συναλλαγές «εκ των εσω». Οι έρευνες αυτές εστίασαν στην παρακολούθηση των συναλλαγών των διευθυντικών και άλλων στελεχών μιας εταιρίας και εξέτασαν την αντίδραση της αγοράς στις συναλλαγές αυτές. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν ήταν ότι όταν περισσότερα από ένα άτομα που έχουν πρόσβαση στην εσωτερική πληροφόρηση μιας εταιρίας προβαίνουν σε αγορά μετοχών αυτής της εταιρίας, τότε οι περισσότεροι επενδυτές της αγοράς πιστεύουν πως η μετοχή αυτή είναι υποτιμημένη, με αποτέλεσμα η μετοχή να ακολουθήσει ανοδική πορεία στη συνέχεια. Βέβαια, υπήρξαν και αρκετοί ερευνητές που αμφισβήτησαν το συγκεκριμένο φαινόμενο.

3.4.6 Το παράδοξο των αμοιβαίων κεφαλαίων κλειστού τύπου

(The Close End Mutual Fund Paradox)

Ένα αμοιβαίο κεφάλαιο κλειστού τύπου είναι ένα μίγμα τίτλων το οποίο μπορεί να αγοραστεί ή να πωληθεί και μεμονωμένα. Δηλαδή, οι μεμονωμένοι επενδυτές μπορούν να δημιουργήσουν και μόνοι τους ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο. Το παράδοξο είναι ότι η αγοραστική αξία των νεοεισηγμένων αμοιβαίων κεφαλαίων κλειστού τύπου είναι αρκετά υψηλότερη από την αγοραστική αξία των τίτλων που περιέχει. Επίσης, το αντίθετο φαινόμενο παρουσιάζεται στα αμοιβαία κεφάλαια κλειστού τύπου που βρίσκονται για μεγάλο χρονικό διάστημα στην αγορά. Σύμφωνα με αυτή τη θεωρία, η απόδοση των αμοιβαίων κεφαλαίων συνδέεται άμεσα με τη χρονική περίοδο που υπάρχουν στην αγορά και όχι με την ποιότητα των τίτλων που περιέχουν. Μέχρι σήμερα ωστόσο, δεν έχει δοθεί κάποια ικανοποιητική εξήγηση για το συγκεκριμένο φαινόμενο και αποτελεί αντικείμενο συζήτησης.

3.4.7 Το φαινόμενο της ένταξης μιας μετοχής σε δείκτη (The S&P Game)

Το φαινόμενο αυτό εμφανίστηκε για πρώτη φορά στο δείκτη S&P 500 του NYSE. Το φαινόμενο της ένταξης μιας μετοχής σε δείκτη αναφέρεται στην αγορά μετοχών που πραγματοποιείται από τη στιγμή που ανακοινώνεται η εισαγωγή μιας εταιρίας στο δείκτη S&P 500 μέχρι την ημερομηνία οριστικής ένταξης της μετοχής στο δείκτη. Έπειτα από έρευνες που πραγματοποιήθηκαν, το συγκεκριμένο φαινόμενο εντοπίστηκε και σε δείκτες άλλων διεθνών χρηματιστηριακών αγορών.

3.4.8 Το φαινόμενο των καιρικών συνθηκών

(The Wall Street Weather Effect)

Υπήρξαν έρευνες που υποστήριξαν ότι η απόδοση των μετοχών στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης σχετίζεται άμεσα με τις καιρικές συνθήκες που επικρατούν στη συγκεκριμένη πόλη. Αυτή η θεωρία βασίζεται αποκλειστικά στη ψυχολογία των επενδυτών και επισημαίνει ότι η διάθεση των επενδυτών επηρεάζεται

σημαντικά από τις καιρικές συνθήκες. Πιο συγκεκριμένα, οι ερευνητές υποστήριξαν ότι όταν επικρατεί ηλιοφάνεια στη Νέα Υόρκη, παρατηρείται άνοδος στο χρηματιστήριο της, ενώ όταν έχει συννεφιά το χρηματιστήριο ακολουθεί καθοδική πορεία.

Επίσης, υπήρξαν έρευνες που εντόπισαν αρκετά ακόμη φαινόμενα ανωμαλιών στις χρηματιστηριακές αγορές. Ορισμένα από αυτά είναι: το φαινόμενο της επαναγοράς ιδίων κεφαλαίων (Stock Buybacks), το φαινόμενο επιθετικής εξαγοράς (Hostile Takeover) και το φαινόμενο των εταιριών που συγχωνεύονται (Stock Merger).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 : ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ

Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο παρουσιάζονται οι σημαντικότερες μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί για τα βασικότερα εποχικά μοτίβα (ημερολογιακές ανωμαλίες) και για την αποτελεσματικότητα των αγορών. Πιο συγκεκριμένα, παρουσιάζονται οι μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί για την αποτελεσματικότητα των αγορών, για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος (Day-of-the-week effect), για το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect), για το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Turn-of-the-month effect) και για το φαινόμενο της παραμονής των εορτών (Pre-holiday effect).

4.1 ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑ ΤΩΝ ΑΓΟΡΩΝ

Οι πρώτες έρευνες σχετικά με την αποτελεσματικότητα των αγορών εντοπίζονται στις αρχές του 20^{ου} αιώνα. Ωστόσο, δεν υπήρξαν στοιχεία των ερευνών αυτών που να αποδείκνυαν εμπειρικά την αποτελεσματικότητα των αγορών. Έτσι, οι πρώτες μελέτες που διατύπωσαν και τεκμηρίωσαν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς εντοπίζονται στις αρχές της δεκαετίας του 1970. Στη συνέχεια, παρουσιάζεται αναλυτικά η πορεία προς τη διατύπωση της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς καθώς και ορισμένες σημαντικές μελέτες που πραγματοποιήθηκαν πάνω στην υπόθεση αυτή. Επίσης, αναλύεται η ελληνική αγορά ως προς την αποτελεσματικότητά της.

4.1.1 Μελέτες για την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς

Η πρώτη έρευνα πάνω στην αποτελεσματικότητα των αγορών, πραγματοποιήθηκε από το Γάλλο μαθηματικό Louis Bachelier (1900), στη διατριβή του με τίτλο «The Theory of Speculation». Παρόλο, που υπήρξαν ανεξάρτητες έρευνες κατά τη δεκαετία του 1930 που ενίσχυαν τη θέση του για την αποτελεσματικότητα των αγορών, μέχρι τη δεκαετία του 1950 η διατριβή του Bachelier αγνοούταν από τους επιστημονικούς κύκλους. Πιο συγκεκριμένα, ο Alfred Cowles*, κατά τη δεκαετία του 1930 και του 1940, υποστήριξε ότι οι επενδυτές είναι αδύνατο να επιτύχουν υψηλότερες αποδόσεις από αυτές της αγοράς. Επίσης, υπήρξε ένας μικρός αριθμός ερευνητών που υποστήριξε ότι οι τιμές των μετοχών στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α και σε άλλες συναφείς αγορές ακολουθούν ένα μοντέλο «τυχαίου περιπάτου», χωρίς όμως να μπορέσουν να δώσουν κάποια πειστική απόδειξη. Ο πρώτος που κατόρθωσε να τεκμηριώσει τη θεωρία του «τυχαίου περιπάτου» (Random Walk Theory) ήταν ο Maurice Kendall (1953). Ο ερευνητής αυτός, στην πρωτοποριακή εργασία που παρουσίασε, με τίτλο «The Analytics of Economic Time Series; Part1: Prices», προσπάθησε να εντοπίσει την πορεία που ακολουθούν οι μετοχές, αναμένοντας να βρει κάποια συσχέτιση σε αυτή. Ωστόσο, ο Kendall κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η απόδοση των μετοχών ακολουθεί τη στοχαστική ανέλιξη του «τυχαίου περιπάτου» (Random Walk).

*Alfred Cowles, the American economist and businessman, founded and funded both the Econometric Society and its journal, *Econometrica*

Κατά τη δεκαετία του 1960 έκαναν την εμφάνιση τους οι πρώτες σημαντικές έρευνες που προσπάθησαν να αποδείξουν την αποτελεσματικότητα των αγορών. Ο καθηγητής του Massachusetts Institute of Technology, Paul Cootner (1964), δημοσίευσε τη διατριβή του Bachelier, μαζί με άλλες μελέτες που είχαν πραγματοποιηθεί, στο βιβλίο του «The Random Character of Stock Market Prices». Το 1965 ο Eugene Fama στο άρθρο του «Random Walks in Stock Market Prices», διατύπωσε την άποψη ότι οι τιμές των μετοχών ακολουθούν πορεία «τυχαίου περιπάτου». Το ίδιο υποστήριξε και ο Roberts το 1967. Ο Fama (1970) επέκτεινε και τεκμηρίωσε τη θεωρία της αποτελεσματικότητας των αγορών, διατυπώνοντας την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς. Επίσης, ο Fama (1970) διέκρινε τρεις μορφές αποτελεσματικότητας των αγορών: την Ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (Strong form), την Ημι-Ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (Semi-Strong form) και την ασθενή μορφή αποτελεσματικότητας (Weak form). Το 1973 ο καθηγητής του Princeton University, Burton Malkiel, με στο βιβλίο του «A Random Walk Down Wall Street», υποστήριξε την θεωρία του Fama και μάλιστα απέδειξε ότι η συγκεκριμένη θεωρία ισχύει στην πράξη στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α.

Στις επόμενες δεκαετίες, η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς αποτέλεσε αντικείμενο έντονης αντιπαράθεσης και πολλοί ήταν αυτοί που υποστήριζαν ότι δεν ισχύει στην πράξη. Επίσης, υπήρξαν ερευνητές οι όποιοι αρχικά υποστήριζαν την υπόθεση αυτή και στη συνέχεια ήρθαν σε αντίθεση με αυτή, όπως ο Jensen (1978), ο οποίος αρχικά διατύπωσε την άποψη ότι «δεν υπάρχει άλλη θεωρία που να έχει πιο στέρεη εμπειρικά απόδειξη από την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς» και στη συνέχεια υποστήριξε πως ένας μεγάλος αριθμός θεωρητικών και εμπειρικών μελετών έρχεται σε αντίθεση με αυτή την υπόθεση.

Τη δεκαετία του 1990 δημιουργήθηκε ένας νέος κλάδος της ψυχολογίας, ο οποίος είναι γνωστός ως «Συμπεριφορική Χρηματοοικονομική» (Behavioral Finance). Ο συγκεκριμένος κλάδος εστιάζει τις μελέτες του στους ψυχολογικούς παράγοντες που επηρεάζουν τη συμπεριφορά των επενδυτών και πως αυτή η επιρροή εμφανίζεται στις τιμές των μετοχών. Οι αναλυτές αυτού του κλάδου εντόπισαν την ύπαρξη κάποιων προβλέψιμων εξελίξεων στις χρηματιστηριακές αγορές, οι οποίες οφείλονται στη συμπεριφορά των επενδυτών. Πιο συγκεκριμένα, διατύπωσαν την άποψη ότι οι επενδυτές έχουν την τάση να αγοράζουν μετοχές που είναι υποτιμημένες και να πωλούν αυτές που είναι υπερτιμημένες. Αρκετοί ακόμη ερευνητές εντόπισαν σημαντικά προβλήματα στην υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς. Η βασικότερη αντίθεση τους σε αυτή τη θεωρία, ήταν ότι οι μετοχές με χαμηλά κέρδη έχουν την τάση να παρουσιάζουν υψηλότερη απόδοση από τις υπόλοιπες. Γενικότερα, έρευνες που πραγματοποιήθηκαν, έδειξαν ότι μέσω της θεμελιώδους ανάλυσης δίνεται η δυνατότητα στους επενδυτές να αποκομίσουν κέρδη που υπερβαίνουν τις αποδόσεις της αγοράς. Σύμφωνα με αυτή τη θεωρία, η ανάλυση εταιρικών μεγεθών, όπως η λογιστική αξία μιας εταιρίας, τα κέρδη της κ.α., μπορεί να οδηγήσει τους επενδυτές στη διαμόρφωση μια κερδοφόρας στρατηγικής.

Παρόλο που πολλές έρευνες αμφισβήτησαν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, υπήρξαν και έρευνες που υποστήριξαν πως η υπόθεση αυτή παραμένει μια σημαντική αφετηρία και αποτελεί τον ακρογωνιαίο λίθο της σύγχρονης χρηματοοικονομικής θεωρίας. Επίσης, πολλοί ερευνητές υποστηρίζουν ότι ακόμη και αν δεν είναι μια αγορά αποτελεσματική, με τον τρόπο που ορίζει η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, αυτό δεν σημαίνει ότι είναι και αναποτελεσματική. Μάλιστα, επισημαίνουν ότι είναι σχεδόν αδύνατο στην εποχή της τεχνολογίας να υπάρχουν αγορές πλήρως αναποτελεσματικές.

4.1.2 Αποτελεσματικότητα στην ελληνική αγορά

Η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά έχει αναπτυχθεί έντονα τα τελευταία 18 χρόνια, μετά τις θεσμικές αλλαγές που πραγματοποιήθηκαν το 1992. Ωστόσο, ακόμη και σήμερα η χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδος παραμένει μια αναδυόμενη αγορά και δεν μπορεί σε καμιά περίπτωση να πλησιάσει τις μεγάλες χρηματιστηριακές αγορές, τόσο σε αποτελεσματικότητα όσο και σε μια σειρά άλλων χρηματοοικονομικών κριτηρίων. Η πορεία της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς παρουσιάζεται αναλυτικά στο κεφάλαιο 5.

Όσον αφορά την αποτελεσματικότητα της ελληνικής αγοράς, δεν υπήρξε κανείς ερευνητής που να μπορέσει να εντοπίσει αποδεικτικά στοιχεία για την ύπαρξη της. Μάλιστα, οι περισσότερες έρευνες που πραγματοποιήθηκαν, διαπίστωσαν ότι μάλλον είναι μια μη αποτελεσματική αγορά, η οποία επηρεάζεται σημαντικά από εξωτερικούς παράγοντες.

Οι Niarchos and Alexakis (1998), μελετώντας κοινές και προνομιούχες μετοχές του ΧΑΑ, διαπίστωσαν ότι η χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδος δεν παρουσιάζει στοιχεία αποτελεσματικότητας. Σύμφωνα με τους συγκεκριμένους αναλυτές, η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά επηρεάζεται σημαντικά από παράγοντες που δεν έχουν να κάνουν με την πληροφόρηση των επενδυτών.

Οι Kavussanos and Dockery (2001) εξέτασαν την αποτελεσματικότητα της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς και υποστήριξαν ότι η αγορά αυτή παρουσιάζει έντονα στοιχεία αναποτελεσματικότητας. Επιπλέον, οι ερευνητές διατύπωσαν την άποψη, ότι υπάρχει σημαντική συσχέτιση ανάμεσα στις τιμές των μετοχών κατά το παρελθόν και στις μελλοντικές τιμές. Σύμφωνα με αυτή την άποψη, η τεχνική ανάλυση είναι ένας καλός οδηγός για τους επενδυτές και μπορεί να τους βοηθήσει αρκετά στη διαμόρφωση μιας κερδοφόρας στρατηγικής.

Αξίζει επίσης να σημειωθεί πως ένας σημαντικός αριθμός ερευνητών εντόπισε σημαντικές ανωμαλίες στη χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδος, όπως είναι οι ημερολογιακές και οι ανωμαλίες που αφορούν εταιρικά μεγέθη. Ένας πιθανός λόγος, πέραν των συνηθισμένων, που εντοπίζονται αυτά τα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών στη Ελληνική αγορά είναι ότι η χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδος, ως αναδυόμενη αγορά που είναι, δεν έχει προσαρμοστεί σε αυτά. Αναλυτικότερη

παρουσίαση των ερευνών που αφορούν τις ημερολογιακές ανωμαλίες στην Ελληνική αγορά, γίνεται στις παρακάτω ενότητες.

Τέλος, στον κόσμο των επενδύσεων επικρατεί η άποψη πως η χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδος δεν αποτελεί μια αποτελεσματική αγορά, όπως αυτή ορίζεται από την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, ωστόσο δεν είναι εύκολο για τους μεμονωμένους επενδυτές να αποκομίσουν σημαντικά κέρδη, καθώς τόσο το κόστος των συναλλαγών όσο και οι φόροι είναι υψηλοί. Επίσης, στη συγκεκριμένη αγορά, παρατηρούνται συχνά κερδοσκοπικά «παιχνίδια» από ξένους επενδυτές, οι οποίοι αποτελούν ένα σημαντικό ποσοστό της αγοράς.

4.2 ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΗΜΕΡΑΣ ΤΗΣ ΕΒΔΟΜΑΔΟΣ

Οι πρώτες έρευνες σχετικά με το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος (Day-of-the-week effect) εμφανίστηκαν αρκετές δεκαετίες πριν και μάλιστα σύμφωνα με ορισμένους ερευνητές, το φαινόμενο αυτό είχε εντοπιστεί από τη δεκαετία του 1920. Ωστόσο, οι πιο γνωστές και σαφώς πιο εμπεριστατωμένες έρευνες για το συγκεκριμένο φαινόμενο, εντοπίζονται μετά τη δεκαετία του 1960. Σε αυτό συνέβαλε καθοριστικά και η τεχνολογία, καθώς η σωστή κατάρτιση βάσεων δεδομένων έγινε πιο εύκολη. Στις παρακάτω υποενότητες παρουσιάζονται αναλυτικά οι σημαντικότερες μελέτες του φαινομένου στην χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α καθώς και σε άλλες χρηματιστηριακές αγορές.

4.2.1 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Αμερικανική αγορά

Οι πρώτες έρευνες για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος πραγματοποιήθηκαν στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α και στη συνέχεια επεκταθήκαν και σε άλλες διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές. Το 1934, όπου τα χρηματιστήρια λειτουργούσαν και το Σάββατο, ο Fields (1934) διαπίστωσε σημαντική εποχικότητα στις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη Dow Jones. Πιο συγκεκριμένα, ο ερευνητής αυτός παρατήρησε ότι η μέση απόδοση των μετοχών το Σάββατο, ήταν υψηλότερη τόσο από αυτή της Παρασκευής όσο και από αυτή της Δευτέρας. Ακολούθησαν αρκετές ακόμη έρευνες μέχρι τη δεκαετία που κατέληξαν στο ίδιο συμπέρασμα, χωρίς ωστόσο να τυγχάνουν καθολικής αποδοχής.

Ο Cross (1973), μελετώντας το δείκτη S&P 500 από το 1953 έως το 1970, διαπίστωσε ότι, κατά μέσο όρο, την Παρασκευή παρατηρείται σημαντικά υψηλότερη μέση απόδοση από τη Δευτέρα. Ο French (1980) μελέτησε τις αποδόσεις του S&P Composite Index για το διάστημα 1953-1977 και κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις της Δευτέρας είναι κατά μέσο όρο αρνητικές και χαμηλότερες από αυτές των υπολοίπων ημερών. Επίσης, ο συγκεκριμένος ερευνητής διαπίστωσε ότι οι αποδόσεις των υπολοίπων ημερών είναι κατά μέσο όρο θετικές. Ωστόσο, επεσήμανε πως τα πιθανά κέρδη από την εκμετάλλευση αυτής της ανωμαλίας θα είναι μικρότερα από τα αναμενόμενα, λόγω του υψηλού κόστους συναλλαγών.

Οι Gibbons and Hess (1981) αναλύοντας τα δεδομένα του δείκτη S&P 500 για το χρονικό διάστημα 1962-1978 εντόπισαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. Πιο συγκεκριμένα, οι ερευνητές παρατήρησαν ότι τη Δευτέρα παρουσιάζονται αρνητικές ή πολύ χαμηλές αποδόσεις σε σχέση με τις υπόλοιπες ημέρες. Μια ακόμη σημαντική έρευνα, είναι αυτή των Lakonishok and Leví (1982). Οι συγκεκριμένοι ερευνητές, ανέλυσαν τα δεδομένα του δείκτη S&P 500 για τη χρονική περίοδο 1957-1981 και παρατήρησαν σημαντική διαφορά ανάμεσα στις αποδόσεις της Δευτέρας και της Παρασκευής. Πιο συγκεκριμένα, διαπίστωσαν ότι οι αποδόσεις της Δευτέρας είναι κατά πολύ χαμηλότερες από αυτές της Παρασκευής. Οι ερευνητές απέδωσαν τη μεγάλη διαφορά των αποδόσεων σε λόγους εκκαθάρισης των συναλλαγών. Δηλαδή, υποστήριξαν ότι το διάστημα που μεσολαβεί από την εντολή για συναλλαγή μέχρι την εκκαθάριση της, επηρεάζει σημαντικά τις αποφάσεις των επενδυτών και κατά συνέπεια και τις αποδόσεις των δυο ημερών.

Οι Keim and Stambaugh (1984) μελέτησαν την ημερήσια απόδοση του δείκτη S&P 500 για το χρονικό διάστημα 1928-1982 και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι παρατηρείται στατιστικά αρνητική απόδοση τη Δευτέρα και ασυνήθιστα υψηλή απόδοση την Παρασκευή. Επίσης, επεσήμαναν ότι το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος είναι πιο έντονο σε μετοχές με μικρή κεφαλαιοποίηση.

Ο Rogalski (1984) παρουσίασε μια πολύ ενδιαφέρουσα έρευνα σχετικά με το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος, στην οποία ανέλυσε τα δεδομένα του δείκτη S&P 500 και του δείκτη Dow Jones Industrial Average (DJIA) για τη χρονική περίοδο 1978-1983 και 1974-1984 αντίστοιχα. Ο συγκριμένος ερευνητής πρωτοτύπησε, χωρίζοντας την απόδοση της Δευτέρας σε Non-Trading Day Return, δηλαδή, σε απόδοση που προκύπτει κατά το σαββατοκύριακο και σε Trading Day Return, δηλαδή, σε απόδοση που προκύπτει τη Δευτέρα. Ουσιαστικά, παρουσίασε δυο ξεχωριστές έρευνες, όπου και στις δυο το άνοιγμα του χρηματιστηρίου ήταν η Δευτέρα αλλά το κλείσιμο των συναλλαγών, στη μια ήταν η Παρασκευή και στην άλλη η Δευτέρα. Σύμφωνα με τον ερευνητή, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται μόνο στη Non-Trading Day Return και ο λόγος που εμφανίζεται μόνο εκεί είναι ότι το σαββατοκύριακο κυκλοφορούν συνήθως αρνητικά νέα, τα οποία επηρεάζουν σημαντικά τους επενδυτές στη λήψη αποφάσεων. Τέλος, ο Rogalski διαπίστωσε πως το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος επηρεάζεται σημαντικά από το φαινόμενο του Ιανουαρίου, αφού οι αποδόσεις της Δευτέρας κατά τον Ιανουάριο είναι θετικές, ενώ όλους τους άλλους μήνες είναι αρνητικές.

Ο Harris (1986), αναλύοντας τα δεδομένα του Dow Jones Composite Index από το 1981 έως το 1983, δεν αρκέστηκε απλά στο να εντοπίσει το φαινόμενο, αλλά προσπάθησε να βρει και τη χρονική στιγμή που αυτό είναι πιο έντονο. Αρχικά, κατέληξε στο συμπέρασμα ότι παρατηρούνται αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα και ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις την Παρασκευή. Στη συνέχεια, μέσω της περαιτέρω ανάλυσης που πραγματοποίησε, παρατήρησε ότι το φαινόμενο αυτό εμφανίζεται έντονα στις μετοχές μικρών εταιριών τη Δευτέρα και ειδικά κατά τα πρώτα 45 λεπτά από την έναρξη των

συναλλαγών, όπου παρατηρούνται σημαντικά αρνητικές αποδόσεις. Στις μετοχές μεγάλων εταιριών, διαπίστωσε ότι οι αρνητικές αποδόσεις παρατηρούνται ανάμεσα στο κλείσιμο της Παρασκευής και στο άνοιγμα της Δευτέρας.

Οι Lakonishok and Smidt (1988) μελέτησαν τα δεδομένα του DJIA για ένα χρονικό διάστημα 90 ετών και συγκεκριμένα για το διάστημα 1897-1986. Οι δυο ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι τη Δευτέρα παρατηρούνται ασυνήθιστα χαμηλές αποδόσεις, ενώ την τελευταία ημέρα συναλλαγής της εβδομάδος, είτε αυτή είναι η Παρασκευή είτε είναι το Σάββατο, παρατηρούνται πολύ υψηλές αποδόσεις. Επίσης, ο Miller (1988) εντόπισε το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α και το συνέδεσε άμεσα με τις αποφάσεις των μεμονωμένων επενδυτών. Πιο συγκεκριμένα, ο ερευνητής ανέφερε πως τη Δευτέρα οι επενδυτές πραγματοποιούν περισσότερες πωλήσεις από οποιαδήποτε άλλη ημέρα. Αυτό οφείλεται είτε στην πληροφόρηση που έχουν είτε στην προσπάθεια τους να εξαργυρώσουν τα κέρδη που αποκόμισαν τις προηγούμενες ημέρες.

Ο Connolly (1989) εξέτασε τις αποδόσεις του δείκτη S&P 500 και του Center for Research in Security Prices (CRSP) equally-weighted Index και value-weighted Index, για το χρονικό διάστημα 1963-1983. Σύμφωνα με αυτήν την έρευνα, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται τη Δευτέρα, παρουσιάζοντας χαμηλές αποδόσεις. Ωστόσο, ο συγκεκριμένος ερευνητής υποστήριξε ότι το φαινόμενο δεν ήταν τόσο ισχυρό όσο παρουσιάζόταν από προηγούμενες μελέτες. Επιπλέον, σύμφωνα με τον Connolly, το φαινόμενο αυτό έχει εξαλειφθεί από το 1975 από τη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α.

Οι Jaffe, Westerfield and Ma (1989) ανέλυσαν τα δεδομένα του δείκτη S&P 500 από το 1931 έως το 1981 και υποστήριξαν ότι υπάρχει συσχέτιση ανάμεσα στην απόδοση της Δευτέρας και στην πορεία της αγοράς την προηγούμενη εβδομάδα. Πιο συγκεκριμένα, διατύπωσαν την άποψη ότι όταν έχει προηγηθεί ύφεση στην αγορά, παρατηρούνται αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα, ενώ όταν έχει προηγηθεί άνοδος παρατηρούνται θετικές αποδόσεις.

Οι Lakonishok and Maberly (1990), εξετάζοντας τα ημερήσια δεδομένα για τον όγκο συναλλαγών του NYSE από το 1962 μέχρι το 1986, συνδύασαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος με τους μεμονωμένους επενδυτές. Οι δυο αναλυτές, στη μελέτη τους, κατέληξαν στο συμπέρασμα πως τη Δευτέρα παρατηρούνται ιδιαίτερα χαμηλές αποδόσεις και υποστήριξαν πως το φαινόμενο αυτό οφείλεται κυρίως στις αποφάσεις των μεμονωμένων επενδυτών. Πιο συγκεκριμένα, υποστήριξαν ότι οι επενδυτές προβαίνουν σε πολύ περισσότερες πωλήσεις τη Δευτέρα απ' ότι οποιαδήποτε άλλη ημέρα. Μάλιστα, οι ερευνητές, αναλύοντας τον όγκο των συναλλαγών του NYSE, παρατήρησαν ότι τη Δευτέρα ο όγκος συναλλαγών των μεμονωμένων επενδυτών είναι πάρα πολύ μεγάλος, ενώ αντίστοιχα των θεσμικών επενδυτών είναι πολύ μικρός.

Οι Liano, Huang and Cup (1993) ανέλυσαν τα δεδομένα του δείκτη S&P 500 από το 1962 έως το 1989 και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο της ημέρας

της εβδομάδος παρατηρείται τη Δευτέρα, όπου παρουσιάζονται ιδιαίτερα χαμηλές αποδόσεις. Επίσης, διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο αυτό είναι πολύ πιο έντονο σε περιόδους οικονομικής ύφεσης. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν και για την αγορά Over The Counter (OTC) στο δείκτη NASDAQ για τη χρονική περίοδο 1973-1989.

Οι Bessembinder and Hertz (1993) εξέτασαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α για μια περίοδο μεγαλύτερη των 100 ετών. Πιο συγκεκριμένα, η έρευνα τους εξέτασε την πιθανή εμφάνιση του φαινομένου για την περίοδο 1885-1989 τόσο στο σύνολο της όσο και σε υποδιαστήματα της περιόδου. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν ήταν ότι υπάρχει σημαντική συσχέτιση της απόδοσης της Δευτέρας με αυτή της Παρασκευής τόσο στο σύνολο του δείγματος όσο και σε δέκα διαφορετικές υποπεριόδους.

Οι Abraham and Ikenberry (1994) ανέλυσαν τις μέσες ημερήσιες αποδόσεις του CRSP value and equally-weighted Index από το 1963 έως το 1991 με σκοπό να εξετάσουν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. Οι ερευνητές παρατήρησαν ότι οι αποδόσεις της Δευτέρας είναι αρκετά χαμηλότερες από αυτές της Παρασκευής. Επίσης, διαπίστωσαν ότι στις μετοχές μικρών και μικρομεσαίων εταιριών παρατηρείται μια μείωση της τάξης του 80% τη Δευτέρα σε σχέση με την Παρασκευή. Προσπαθώντας να εξηγήσουν αυτό το φαινόμενο, απέδωσαν την ύπαρξη του, κυρίως στα άσχημα νέα που εμφανίζονται το σαββατοκύριακο και οδηγούν τους επενδυτές σε πωλήσεις μετοχών τη Δευτέρα.

Οι Dubois and Louvet (1996) εξέτασαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος σε εννέα χώρες, μεταξύ των οποίων και οι Η.Π.Α. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν οι ερευνητές ήταν ότι το φαινόμενο αυτό υπήρξε για αρκετά χρόνια στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, ωστόσο έχει εξαφανιστεί πλέον από τη συγκεκριμένη αγορά.

Οι Brooks and Kim (1997) προσπάθησαν να εξηγήσουν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος μέσω της συμπεριφοράς των μεμονωμένων επενδυτών. Εξετάζοντας τον όγκο των συναλλαγών, διαπίστωσαν ότι τη Δευτέρα οι θεσμικοί επενδυτές πραγματοποιούν σχετικά λίγες συναλλαγές, ενώ οι μεμονωμένοι επενδυτές εμφανίζουν έντονη συναλλακτική δραστηριότητα, η οποία σχετίζεται κυρίως με πωλήσεις μετοχών. Μάλιστα, οι πωλήσεις που πραγματοποιούνται τη Δευτέρα είναι περισσότερες από κάθε άλλη ημέρα. Οπότε, σύμφωνα με τους ερευνητές αυτός είναι και ο λόγος που παρατηρείται το συγκεκριμένο φαινόμενο.

Οι Chow, Hsiao and Solt (1997) εξετάζοντας τις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη S&P 500 για τη χρονική περίοδο 1970-1993, κατέληξαν επίσης στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. Πιο συγκεκριμένα, οι ερευνητές διαπίστωσαν ότι υπάρχει σημαντική αρνητική συσχέτιση ανάμεσα στις αποδόσεις της Παρασκευής και της Δευτέρας.

Οι Wang and Erickson (1997) ανέλυσαν τα δεδομένα του δείκτη S&P Composite Index από 4/1/1928 μέχρι 31/12/1993 και του δείκτη NASDAQ equally and value

weighted από 2/1/1973 μέχρι 31/12/1993. Οι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται έντονα στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. Εξετάζοντας διεξοδικότερα το φαινόμενο, οι ερευνητές παρατήρησαν ότι εμφανίζεται πιο έντονα κατά τις δυο τελευταίες εβδομάδες κάθε μήνα.

Ο Kamara (1997) εξέτασε την ύπαρξη του φαινομένου αναλύοντας τα δεδομένα του δείκτη S&P 500 από το 1928 έως το 1993 και διαπίστωσε ότι το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος είναι εντονότερο στις μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση. Ο ερευνητής απέδωσε την ύπαρξη του φαινομένου αυτού στα μειωμένα έξοδα συναλλαγής.

Οι Aggarwal and Schatzberg (1997) εξέτασαν το φαινόμενο για το χρονικό διάστημα 1980-1993 και διαπίστωσαν ότι παρατηρούνται αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα και ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις την Παρασκευή. Οι συγκεκριμένοι ερευνητές παρατήρησαν ότι όσο μικρότερη είναι μια εταιρία τόσο εντονότερο παρουσιάζεται το φαινόμενο στη μετοχή της.

Οι Brusa, Lin and Schulman (2000) παρουσίασαν μια ενδιαφέρουσα μελέτη, σύμφωνα με την οποία, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος όχι μόνο δεν ισχύει πλέον, αλλά έχει αντιστραφεί κιόλας. Οι αναλυτές, μελέτησαν τους δείκτες NYSE, DJIA και CRSP και διαπίστωσαν ότι τα τελευταία χρόνια οι αποδόσεις της Δευτέρας παρουσιάζουν μια αυξητική τάση. Επίσης, υποστήριξαν πως το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος επαλείφθηκε από τη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α το 1988 και το αντίθετο φαινόμενο εμφανίστηκε το 1990.

Οι Mehdian and Perry (2001) μελέτησαν τα δεδομένα πέντε χρηματιστηριακών δεικτών στην αγορά των Η.Π.Α για το χρονικό διάστημα 1964-1999 και διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α μέχρι το 1987. Πιο συγκεκριμένα, μέχρι το έτος 1987, παρατηρούνται αρνητικές αποδόσεις στην αμερικανική αγορά. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των ερευνητών, μετά το έτος 1987 οι μετοχές μεγάλων εταιριών παρουσιάζουν θετικές αποδόσεις τη Δευτέρα, ενώ οι μετοχές μικρών εταιριών συνεχίζουν να εμφανίζουν αρνητικές αποδόσεις.

Οι Chan, Leung and Wang (2004) εξέτασαν τις αποδόσεις όλων των μετοχών που διαπραγματεύονται στα χρηματιστήρια AMEX και NYSE για το χρονικό διάστημα 1981-1998, εστιάζοντας στη συμπεριφορά των θεσμικών επενδυτών. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν οι ερευνητές, ήταν ότι από το 1981 μέχρι το 1990 το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται τη Δευτέρα, όπου παρατηρούνται ιδιαίτερα χαμηλές αποδόσεις, ενώ από το 1990 έως το 1998, το φαινόμενο αυτό δεν υφίσταται στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. Μια πιθανή εξήγηση της εξάλειψης του φαινομένου από το 1990 και μετά, σύμφωνα με τους ερευνητές, είναι η μεγαλύτερη συμμετοχή θεσμικών επενδυτών στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. Επίσης, οι ερευνητές υποστήριξαν ότι η εξαφάνιση του φαινομένου μπορεί να οφείλεται στη γενικότερη ανοδική πορεία που παρουσιάστηκε εκείνο το διάστημα στις αγορές.

4.2.2 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου σε άλλες Διεθνείς αγορές

Αρκετές έρευνες για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος πραγματοποιήθηκαν και σε άλλες διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές έκτος της Αμερικανικής. Ορισμένες από τις σημαντικότερες παρουσιάζονται στη συνέχεια.

Οι Theobald and Price (1984) εξέτασαν την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος στο χρηματιστήριο του Λονδίνου για τη χρονική περίοδο 1975-1981. Οι ερευνητές εντόπισαν το φαινόμενο αυτό και προσπάθησαν να το συνδέσουν με τις μετοχές μικρής εμπορευσιμότητας. Ωστόσο, παρατήρησαν ότι το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος είναι πιο έντονο σε μετοχές μεγάλης εμπορευσιμότητας.

Οι Jaffe and Westerfield (1985), στα πλαίσια μια μεγάλης έρευνας που πραγματοποίησαν, εξέτασαν την ύπαρξη του φαινομένου σε τέσσερις μεγάλες χρηματιστηριακές αγορές (Ηνωμένο Βασίλειο, Καναδάς, Ιαπωνία και Αυστραλία). Πιο συγκεκριμένα, μελέτησαν τα δεδομένα των παρακάτω δεικτών: Financial Times Ordinary Share Index (Ηνωμένο Βασίλειο) από το 1950 μέχρι το 1983, Stock Exchange Index (Καναδάς) από το 1976 έως το 1983, Nikkei-Dow (Ιαπωνία) από το 1970 μέχρι το 1983 και Statex Actuaries Index (Αυστραλία) από το 1973 έως το 1983. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, παρατηρήθηκαν αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα και ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις την Παρασκευή και στις τέσσερις χρηματιστηριακές αγορές. Επίσης, στην αγορά της Ιαπωνίας και της Αυστραλίας, παρουσιάστηκαν αρνητικές αποδόσεις και την Τρίτη. Όπως εξήγησαν οι ερευνητές, αυτό οφείλεται πιθανώς στη διαφορά της ώρας που υπάρχει ανάμεσα σε αυτές τις χώρες και τις υπόλοιπες. Στη συνέχεια, οι ερευνητές εξέτασαν τη συσχέτιση των αποδόσεων των αγορών αυτών με την αγορά των Η.Π.Α, αναλύοντας τα δεδομένα του δείκτη S&P 500, για να διαπιστώσουν αν η διαφορά της ώρας επηρεάζει τις αποδόσεις των αγορών. Η μεγαλύτερη συσχέτιση εμφανίστηκε μεταξύ Η.Π.Α και Καναδά, η αμέσως μικρότερη μεταξύ Η.Π.Α και Ηνωμένου Βασιλείου και έπονται οι συσχετίσεις μεταξύ Η.Π.Α και Ιαπωνίας και Η.Π.Α και Αυστραλίας αντίστοιχα. Τέλος, προσπάθησαν να εξηγήσουν το φαινόμενο αυτό μέσω της εκκαθάρισης των συναλλαγών, χωρίς όμως να κατορθώσουν να αιτιολογήσουν τις αρνητικές αποδόσεις της Τρίτης στην αγορά της Ιαπωνίας και της Αυστραλίας.

Ο Kim (1988) εξέτασε το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στην αγορά της Αυστραλίας, αναλύοντας τα δεδομένα του δείκτη All Ordinaries Index (AOI). Ο ερευνητής διαπίστωσε ότι η χαμηλότερη μέση απόδοση της εβδομάδος εμφανίζεται την Τρίτη και απέδωσε το φαινόμενο αυτό στην καθυστερημένη αντίδραση της αγοράς αυτής. Δηλαδή, ο Kim υποστήριξε πως το φαινόμενο της Τρίτης οφείλεται στη καθυστερημένη αντίδραση της αγοράς από το φαινόμενο της Δευτέρας που εμφανίζεται στην αγορά των Η.Π.Α.

Οι Aggarwal and Rivoli (1989) εξέτασαν το φαινόμενο στις ασιατικές αγορές και συγκεκριμένα σε αγορές όπως του Χονγκ Κονγκ, της Σιγκαπούρης, της Μαλαισίας,

των Φιλιππινών και άλλων, από το 1976 έως το 1988. Οι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα πως εκείνη την περίοδο εμφανίζεται κάποιου είδους εποχικότητα σε όλες τις ασιατικές αγορές που εξέτασαν. Στις περισσότερες από αυτές παρατηρούνται σημαντικά αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα και σε ορισμένες και την Τρίτη. Η εμφάνιση των αρνητικών αποδόσεων την Τρίτη αποδόθηκε από τους ερευνητές στη διαφορά της ώρας που υπάρχει ανάμεσα σε αυτές τις χώρες και τις Η.Π.Α. Επίσης, στα χρηματιστήρια του Χονγκ Κονγκ, της Σιγκαπούρης και της Μαλαισίας εντοπίστηκε και το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Οι Solnik and Bousquet (1990) εξέτασαν το φαινόμενο στην αγορά της Γαλλίας, μελετώντας τις ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη CAC από το 1978 έως το 1987. Σύμφωνα με την έρευνα αυτή, στη χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας παρουσιάζονται ανεξήγητα αρνητικές μέσες αποδόσεις την Τρίτη και ασυνήθιστα υψηλές μέσες αποδόσεις την Παρασκευή. Επίσης, ο Barone (1990), αναλύοντας τις ημερήσιες αποδόσεις του MIB (Μιλάνο) τη χρονική περίοδο 1975-1989, παρατήρησε πολύ χαμηλές αποδόσεις τη Δευτέρα και την Τρίτη, μάλιστα, η αποδόσεις της Τρίτης ήταν χαμηλότερες από αυτές της Δευτέρας.

Ο Kato (1990) εστίασε την έρευνα του στην Ιαπωνική χρηματιστηριακή αγορά, αναλύοντας τα δεδομένα του δείκτη TOPIX για το διάστημα 1978-1987. Σύμφωνα με την έρευνα αυτή, οι χαμηλότερες αποδόσεις της εβδομάδος παρατηρήθηκαν την Τρίτη και οι υψηλότερες την Τετάρτη. Ο ερευνητής απέδωσε τις χαμηλές αποδόσεις της Τρίτης στη διαφορά της ώρας που υπάρχει ανάμεσα στην Ιαπωνία και τις Η.Π.Α. Στην περαιτέρω έρευνα που πραγματοποίησε διαπίστωσε ότι στην Ιαπωνία, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται έντονα την Τρίτη και είναι όμοιο με αυτό της Δευτέρας στην αγορά των Η.Π.Α.

Οι Chang, Pinegar and Ravichandran (1993) εξέτασαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος σε χώρες της Ευρώπης, όπως η Γαλλία, η Ιταλία, η Ισπανία, η Ολλανδία, η Σουηδία και άλλες καθώς και στην αγορά του Καναδά και του Χονγκ Κονγκ, από το 1985 έως το 1992. Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται στις περισσότερες ευρωπαϊκές χώρες, καθώς και στον Καναδά και το Χονγκ Κονγκ. Στην έρευνα τους αυτή μελέτησαν και άλλες χώρες όπως οι Η.Π.Α, η Γερμανία, η Δανία, το Βέλγιο και άλλες, χωρίς ωστόσο να εντοπίσουν το φαινόμενο στις αγορές αυτών των χωρών.

Οι Agrawal and Tandon (1994) σε μια μεγάλη έρευνα που πραγματοποίησαν, μελέτησαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος σε 18 χώρες (10 ευρωπαϊκές, 3 ασιατικές, 2 χώρες της Λατινικής Αμερικής, Καναδάς, Νέα Ζηλανδία και Αυστραλία), από το 1971 έως το 1987. Τα αποτελέσματα αυτής της έρευνας έδειξαν ότι σε όλες τις χώρες αυτές εμφανίζεται κάποιου είδους εποχικότητα, ωστόσο το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται και είναι σημαντικό μόνο σε 9 χώρες. Επίσης, σε 8 χώρες παρατηρείται αρνητική απόδοση την Τρίτη, ενώ όπως επισημαίνουν οι ερευνητές, το φαινόμενο γενικά ήταν πιο έντονο κατά την πρώτη δεκαετία της περιόδου μελέτης και έτεινε να επαλειφθεί τα τελευταία έτη.

Οι Athanassakos and Robinson (1994) εξέτασαν το φαινόμενο στο χρηματιστήριο του Τορόντο από το 1975 μέχρι το 1989 και διαπίστωσαν ότι παρατηρούνται ιδιαίτερα χαμηλές αποδόσεις την Τρίτη, κάτι που, όπως επισημαίνουν οι ερευνητές, είναι πιθανόν να συμβαίνει λόγω καθυστερημένης αντίδρασης της αγοράς σε άσχημα νέα.

Οι Easton and Faff (1994) εξέτασαν το φαινόμενο στην αγορά της Αυστραλίας από το 1974 έως το 1985 και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι παρατηρούνται ιδιαίτερα χαμηλές αποδόσεις την Τρίτη και ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις την Πέμπτη. Οι ερευνητές υποστήριζαν ότι το συγκεκριμένο φαινόμενο δεν μπορεί να ερμηνευθεί από τη διαφορά της ώρας ανάμεσα στην Αυστραλία και τις Η.Π.Α και επομένως είναι ένα νέο ανεξάρτητο φαινόμενο.

Ο Balaban (1995) ανέλυσε τις ημερήσιες αποδόσεις του Istanbul Securities Exchange Composite Index (ISECI) της Τουρκίας από το 1988 μέχρι το 1994, με σκοπό να εξετάσει το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος σε μια αναπτυσσόμενη αγορά. Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι υπάρχει σημαντική συσχέτιση ανάμεσα στις αποδόσεις της Δευτέρας και της Παρασκευής. Πιο συγκεκριμένα, τη Δευτέρα παρατηρούνται ασυνήθιστα χαμηλές αποδόσεις, ενώ την Παρασκευή παρουσιάζονται υψηλότερες αποδόσεις από οποιαδήποτε άλλη ημέρα. Ωστόσο, αξίζει να σημειωθεί ότι, σύμφωνα με αυτή την έρευνα, οι χαμηλότερες αποδόσεις δεν παρουσιαζόταν τη Δευτέρα αλλά την Τρίτη.

Οι Dubois and Louvet (1996) μελέτησαν το φαινόμενο σε 9 χώρες χρησιμοποιώντας τα δεδομένα 11 χρηματιστηριακών δεικτών. Σύμφωνα με την έρευνα αυτή, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρατηρήθηκε στα χρηματιστήρια της Ευρώπης, του Χονγκ Κονγκ και του Τορόντο, όπου παρατηρούνταν στατιστικά σημαντικές αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα και ασυνήθιστα υψηλές την Παρασκευή. Επίσης, στα χρηματιστήρια της Ιαπωνίας και της Αυστραλίας παρατηρήθηκαν αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη. Επιπλέον, σε ορισμένες αγορές, παρατηρήθηκαν στατιστικά σημαντικές θετικές αποδόσεις και την Τετάρτη, ενώ για τη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, οι ερευνητές επεσήμαναν πως το φαινόμενο είχε εξαλειφθεί.

Οι Arsad and Coutts (1997) προέβησαν σε μια ανασκόπηση της Αγγλικής χρηματιστηριακής αγοράς τα τελευταία 60 έτη. Οι ερευνητές εξέτασαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στο χρηματιστήριο του Λονδίνου από το 1935 μέχρι το 1994 και διαπίστωσαν την ύπαρξη του φαινομένου αυτού, υποστηρίζοντας πως υπάρχει σημαντική συσχέτιση στις αποδόσεις της Δευτέρας και της Παρασκευής. Οι ερευνητές απέδωσαν την εμφάνιση του φαινομένου, κυρίως σε λόγους ρευστότητας των αγορών.

Οι Tan and Tat (1998) εξέτασαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στη χρηματιστηριακή αγορά της Σιγκαπούρης, χρησιμοποιώντας δεδομένα της αγοράς αυτής από το 1975 έως το 1994. Οι ερευνητές παρατήρησαν ότι το φαινόμενο εμφανίζεται στη συγκεκριμένη αγορά, αν και τα τελευταία έτη υπήρξε μια τάση να εξαφανιστεί.

Μια ακόμη έρευνα του φαινομένου σε αναπτυσσόμενη αγορά, πραγματοποίησε ο Bildik (1999), ο οποίος εξέτασε το φαινόμενο στην αγορά της Τουρκίας. Ο Bildik ανέλυσε τα δεδομένα του Istanbul Stock Exchanges Composite Index (ISECI) για τη χρονική περίοδο 1988-1999, χωρίζοντας το δείγμα του σε αρκετές υποπεριόδους. Τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξε ο ερευνητής ήταν: Για την περίοδο 1990-1999, οι αποδόσεις της Δευτέρας και της Τρίτης ήταν αρνητικές, ενώ ιδιαίτερα υψηλές αποδόσεις παρουσιάστηκαν την Τετάρτη και την Παρασκευή. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξε και όταν εξέτασε ξεχωριστά την περίοδο 1990-1994. Για την περίοδο 1994-1999, η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρατηρήθηκε την Παρασκευή και εν συνεχεία την Πέμπτη, ενώ η χαμηλότερη μέση απόδοση ήταν αυτή της Δευτέρας. Στη συνολική περίοδο της μελέτης, 1988-1999, την υψηλότερη μέση απόδοση παρουσίασε η Παρασκευή, ενώ η χαμηλότερη και μοναδική αρνητική μέση απόδοση εμφανίστηκε την Τρίτη.

Ο Choudry (2000) εξέτασε το φαινόμενο σε 7 ασιατικές αναπτυσσόμενες χρηματιστηριακές αγορές και στην αγορά της Ιαπωνίας. Πιο συγκεκριμένα, ο ερευνητής μελέτησε την αγορά της Ινδίας, της Ινδονησίας, της Μαλαισίας, των Φιλιππινών, της Νότιας Κορέας, της Ταϊβάν, της Ταϊλάνδης και της Ιαπωνίας, για το χρονικό διάστημα 1990-1995. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρατηρείται σε όλες τις παραπάνω χώρες, ωστόσο υπάρχουν διαφορές στις ημέρες εμφάνισης του φαινομένου από χώρα σε χώρα.

Οι Chen, Kwok and Rui (2001) εξέτασαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στην ιδιαίτερη αγορά της Κίνας. Η ιδιαιτερότητα της χρηματιστηριακής αγοράς της Κίνας, έγκειται στο ότι η συγκεκριμένη χώρα εξέδιδε δυο ειδών μετοχές και συγκεκριμένα εξέδιδε μετοχές για ξένους επενδυτές και μετοχές για εγχώριους επενδυτές. Για την έρευνα αυτή, ανέλυσαν τα δεδομένα του χρηματιστηρίου της Σαγκάης από το 1992 έως το 1997. Οι ερευνητές χώρισαν την περίοδο μελέτης σε δυο υποπεριόδους, την υποπερίοδο 1992-1994 και την υποπερίοδο 1995-1997. Ο λόγος που χώρισαν ένα σχετικά μικρό διάστημα σε δυο υποπεριόδους είναι, ότι το 1994 στη Κίνα εφαρμόστηκε για πρώτη φορά νόμος που υποχρέωνε τις επιχειρήσεις να δημοσιοποιούν τα οικονομικά τους στοιχεία. Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι παρατηρούταν σημαντικά αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη αλλά μετά το έτος 1995. Σύμφωνα με τους ερευνητές, αυτό πιθανόν να οφείλεται σε διοχέτευση πληροφοριών από την αγορά των Η.Π.Α και του Χονγκ Κονγκ, στην αγορά της Κίνας. Επίσης, οι ερευνητές υποστήριζαν ότι δεν υπάρχει στρατηγική που να μπορεί να αποφέρει κέρδη πέραν του κανονικού στους επενδυτές, καθώς το κόστος των συναλλαγών στη συγκεκριμένη χώρα είναι ιδιαίτερα υψηλό.

Ο Steeley (2001) μελέτησε το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στη χρηματιστηριακή αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου, εξετάζοντας τις ημερήσιες αποδόσεις του FTSE 100 από το 1991 έως το 1998. Το βασικότερο συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε ο ερευνητής ήταν ότι το φαινόμενο αυτό έχει εξαφανιστεί από την Αγγλική αγορά από το 1990. Επίσης, ο Steeley διατύπωσε την άποψη ότι το φαινόμενο

αυτό ήταν εντονότερο στις μετοχές εταιριών με υψηλή κεφαλαιοποίηση και σε περιόδους ύφεσης.

Οι Angelidis and Lyroudi (2003) εξέτασαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στη χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας, αναλύοντας τις τιμές κλεισίματος του δείκτη CAC 40 για τη χρονική περίοδο 2000-2003. Σύμφωνα με αυτή την έρευνα, η χαμηλότερη απόδοση της εβδομάδος παρατηρείται την Τετάρτη, ενώ η υψηλότερη την Πέμπτη. Ωστόσο, οι αποδόσεις αυτές δεν είναι στατιστικά σημαντικές και επομένως δεν μπορούμε να βγάλουμε χρήσιμα συμπεράσματα.

Οι Gregoriou, Kontonikas and Tsitsianis (2004) μελέτησαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στο χρηματιστήριο του Λονδίνου για το χρονικό διάστημα 1986-1997. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν ήταν οι ημερήσιες τιμές του δείκτη FTSE 100. Οι ερευνητές συμπέραναν ότι το φαινόμενο εμφανίζεται τη Δευτέρα, όπου παρατηρείται αρκετά χαμηλή απόδοση, ωστόσο υποστήριξαν ότι δεν μπορεί να υπάρξει στρατηγική που να αποδώσει κέρδος πέραν του κανονικού, καθώς το κόστος των συναλλαγών είναι ιδιαίτερα υψηλό.

Οι Tonchev and Kim (2004) ερεύνησαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος σε τρεις χώρες της Ανατολικής Ευρώπης και συγκεκριμένα στη Σλοβακία, στη Τσεχία και στη Σλοβενία. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν αφορούσαν τους δείκτες: SAX (Σλοβακία), PX-D (Τσεχία), PX-50 (Τσεχία), SBI-20 (Σλοβενία) και SBI-20NT (Σλοβενία). Οι ερευνητές εντόπισαν το φαινόμενο μόνο στη χρηματιστηριακή αγορά της Σλοβενίας. Πιο συγκεκριμένα, στην αγορά της Σλοβενίας, κατά την περίοδο 2000-2003 παρατηρήθηκαν σημαντικά αρνητικές αποδόσεις την Τετάρτη. Επίσης, χωρίζοντας το δείγμα τους σε θετικές και αρνητικές αποδόσεις, διαπίστωσαν ότι τη Δευτέρα παρατηρούνται στατιστικά θετικές αποδόσεις και την Τρίτη εμφανίζονται αρνητικές αποδόσεις στο δείκτη SBI-20.

Οι Aly, Mehdian and Perry (2004) ανέλυσαν τα δεδομένα του δείκτη Capital Market Authority (CMA) για τη χρονική περίοδο 1998-2001, με σκοπό να εξετάσουν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στο χρηματιστήριο της Αιγύπτου. Στο συγκεκριμένο χρηματιστήριο οι διαπραγματεύσεις πραγματοποιούνται από Δευτέρα μέχρι Πέμπτη και ο αριθμός των μετοχών που διαπραγματεύονται δεν είναι μεγάλος. Σύμφωνα με αυτή την έρευνα, διαπιστώθηκε ότι παρατηρούνται αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα, οι οποίες ωστόσο δεν είναι στατιστικά σημαντικές.

Οι Yakob, Beal and Delpachitra (2005) μελέτησαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στις χώρες του «Ειρηνικού» για το χρονικό διάστημα 2000-2005 και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι εμφανίζονται αρνητικές στατιστικά σημαντικές αποδόσεις την Τρίτη στην αγορά της Κίνας και τη Δευτέρα στη αγορά της Ινδονησίας. Επίσης, διαπίστωσαν ότι στην αγορά της Ταϊβάν και της Αυστραλίας παρατηρούνται θετικές στατιστικά σημαντικές αποδόσεις την Παρασκευή.

Η Chukwuogor-Ndu (2006) εξέτασε το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος σε 15 ευρωπαϊκές χώρες για το χρονικό διάστημα 1997-2004. Πιο συγκεκριμένα, εξέτασε

τις παρακάτω χώρες: Ηνωμένο Βασίλειο, Βέλγιο, Αυστρία, Γερμανία, Δανία, Γαλλία, Ελβετία, Ιταλία, Ισπανία, Τσεχία, Ολλανδία, Ρωσία, Σλοβακία, Σουηδία και Τουρκία. Σύμφωνα με την έρευνα αυτή, παρατηρούνται χαμηλές αποδόσεις τη Δευτέρα στις αγορές των χωρών: Ηνωμένο Βασίλειο, Γαλλία, Ισπανία, Ιταλία, Σλοβακία, Τουρκία και Τσεχία. Επίσης, παρατηρούνται χαμηλές αποδόσεις την Τετάρτη στις χώρες: Γερμανία, Δανία, Ελβετία, Ρωσία, Σουηδία, Τσεχία και Ισπανία. Επιπλέον, παρατηρήθηκε ιδιαίτερα μεγάλη διακύμανση στις αποδόσεις της αγοράς της Ρωσίας, της Τουρκίας και της Ισπανίας. Επίσης, οι Ckukwuogor-Ndu and Feridun (2006) μελέτησαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος σε 15 αναπτυσσόμενες και ανεπτυγμένες χώρες (Αυστραλία, Ιαπωνία, Ινδία, Ινδονησία, Κίνα, Μαλαισία, Νέα Ζηλανδία, Νότια Κορέα, Πακιστάν, Σιγκαπούρη, Σρι Λάνκα, Ταϊβάν, Ταϊλάνδη, Φιλιππίνες και Χονγκ Κονγκ) για τη χρονική περίοδο 1998-2004. Το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρατηρήθηκε σε όλες τις παραπάνω χώρες, ωστόσο υπήρξαν διαφορές στην ημέρα εμφάνισης του φαινομένου. Επιπλέον, με εξαίρεση την Αυστραλία, το Πακιστάν και την Ινδία, όλες οι υπόλοιπες χώρες εμφάνισαν θετικές αποδόσεις την Παρασκευή, όμως μόνο οι αποδόσεις στη Σρι Λάνκα, τη Νότια Κορέα, τη Μαλαισία και την Ταϊλάνδη ήταν στατιστικά σημαντικές.

Οι Apolinario, Santana, Sales and Caro (2006) μελέτησαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος από το 1997 έως το 2004 στις εξής ευρωπαϊκές χώρες: Ηνωμένο Βασίλειο, Γαλλία, Βέλγιο, Πορτογαλία, Αυστρία, Γερμανία, Δανία, Ελβετία, Ισπανία, Ιταλία, Ολλανδία, Τσεχία και Σουηδία. Στην έρευνα αυτή, παρατηρήθηκαν υψηλές αποδόσεις τη Δευτέρα στην αγορά της Σουηδίας και της Γαλλίας. Ωστόσο, με βάση τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος δεν φαίνεται να ισχύει σε καμία από τις παραπάνω χώρες για τη χρονική περίοδο που εξετάστηκε, καθώς καμία από τις αποδόσεις δεν ήταν στατιστικά σημαντική.

Οι Ricky Chee-Jiun Chia, Venus Khim-Sen Liew, Syed Azizi Wafa and Syed Khalid Wafa (2006) σε έρευνα που πραγματοποίησαν πριν, μετά αλλά και κατά τη διάρκεια της ασιατικής χρηματοοικονομικής κρίσης διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος υπήρξε και εμφανιζόταν τη Δευτέρα, όπου παρουσιαζόταν ιδιαίτερα χαμηλές αποδόσεις στα ασιατικά χρηματιστήρια. Σε μια ακόμη έρευνα για την αγορά της Ασίας, οι Zhang and Li (2006) εξέτασαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στη χρηματιστηριακή αγορά της Κίνας για το χρονικό διάστημα 1991-2004. Οι συγκεκριμένοι ερευνητές παρατήρησαν ότι το φαινόμενο αυτό έχει εξαφανιστεί από τη συγκεκριμένη αγορά μετά το 1997.

Η Chiaku Chukwuogor (2008) μελέτησε το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος σε πέντε αφρικάνικες χώρες και πιο συγκεκριμένα στην Αίγυπτο, στη Γκάνα, στη Νιγηρία, στη Νότιο Αφρική και στη Μποτσουάνα, για τη χρονική περίοδο 1997-2004. Οι δείκτες που μελέτησε ήταν οι εξής: Botswana Domestic Companies Index (Μποτσουάνα), CCSI (Αίγυπτος), All Share Index (Γκάνα), LSE All Share Index (Νιγηρία) και JSE All Share Index (Νότιος Αφρική). Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος δεν εμφανίζεται σε καμία από τις

παραπάνω χώρες για το χρονικό διάστημα 1997-2004. Ωστόσο, η ερευνητής κατέληξε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει θετική συσχέτιση ανάμεσα στα κέρδη και στη μείωση της απόδοσης της αγοράς.

4.2.3 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Ελληνική αγορά

Στη συγκεκριμένη ενότητα αναφέρονται οι βασικότερες έρευνες που έχουν πραγματοποιηθεί για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, καθώς και οι ερμηνείες που έχουν δοθεί για την ύπαρξη του φαινομένου αυτού.

Οι Alexakis and Xanthakis (1995) ερεύνησαν την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά ως προς το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος. Για την έρευνα τους, χρησιμοποίησαν τα δεδομένα του Γενικού δείκτη τιμών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ), από τον Ιανουάριο του 1985 μέχρι τον Φεβρουάριο του 1994. Οι ερευνητές χώρισαν τη συγκεκριμένη χρονική περίοδο σε δυο υποπεριόδους, την υποπερίοδο 1985-1987 και την υποπερίοδο 1988-1994. Τα αποτελέσματα της έρευνας ήταν τα εξής: Για την υποπερίοδο 1985-1987, παρουσιάστηκε ιδιαίτερα υψηλή μέση απόδοση την Παρασκευή, ενώ για την υποπερίοδο 1988-1994 παρατηρήθηκε αρνητική μέση απόδοση τη Δευτέρα και κυρίως τη Τρίτη. Στη συνολική χρονική περίοδο της έρευνας παρατηρούνται θετικές μέσες αποδόσεις για όλες τις ημέρες της εβδομάδος, εκτός της Τρίτης. Επίσης, την Παρασκευή παρατηρείται η υψηλότερη μέση απόδοση.

Ο Νίκου (1997) εξέτασε το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, αναλύοντας τα δεδομένα του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, του Βιομηχανικού δείκτη, του δείκτη των Τραπεζών και του δείκτη των Ασφαλειών, από το 1989 έως τον Ιούλιο του 1995. Για το Γενικό δείκτη τιμών, διαπίστωσε ότι η χαμηλότερη μέση απόδοση της εβδομάδος παρατηρείται τη Τρίτη και η υψηλότερη την Παρασκευή. Επίσης, η μέση απόδοση της Δευτέρας είναι αρκετά χαμηλή σε σχέση με αυτή της Παρασκευής, ενώ η μέση απόδοση της Τέταρτης είναι αρνητική. Η μέση απόδοση της Πέμπτης είναι υψηλή αλλά είναι χαμηλότερη από αυτή της Παρασκευής. Τέλος, για το Βιομηχανικό δείκτη και το δείκτη Ασφαλειών, ο ερευνητής διαπίστωσε ότι παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση τη Δευτέρα και τη Τρίτη και θετική μέση απόδοση την Τετάρτη.

Οι Mills, Siriopoulos, Markellos and Harizanis (2000) προσπάθησαν να επεκτείνουν την έρευνα των Alexakis and Xanthakis (1995), χρησιμοποιώντας τις τιμές κλεισίματος του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, αλλά και κάθε μετοχής που περιέχει αυτός ο δείκτης, από το 1986 μέχρι το 1997. Σύμφωνα με την έρευνα αυτή, στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά παρουσιάζονται ιδιαίτερα χαμηλές αποδόσεις τη Τρίτη. Το φαινόμενο αυτό, σύμφωνα με τους ερευνητές, μοιάζει με το αντίστοιχο φαινόμενο που παρατηρείται στη χρηματιστηριακή αγορά της Αυστραλίας, της Ιαπωνίας και της Γαλλίας και ονομάζεται Tuesday effect.

Οι Coutts, Kaplanidis and Roberts (2000) εξέτασαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, αναλύοντας τα δεδομένα του

Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, του δείκτη των Τραπεζών, του δείκτη των Ασφαλειών και του δείκτη του Leasing, από το 1986 μέχρι το 1996. Οι ερευνητές εξέτασαν το φαινόμενο τόσο στο σύνολο του χρονικού διαστήματος, όσο και στα υποδιαστήματα: 1986-1990, 1990-1996 και 1992-1996. Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν ήταν παρόμοια με αυτά των Alexakis and Xanthakis (1995). Πιο συγκεκριμένα, για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ, παρατήρησαν θετικές στατιστικά σημαντικές αποδόσεις την Παρασκευή και μόνο για το διάστημα 1992-1996 παρατηρήθηκαν και αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα. Σύμφωνα με τους ερευνητές, ένας πιθανός λόγος εμφάνισης του συγκεκριμένου φαινομένου είναι η επίδραση των θεσμικών αλλαγών στη λειτουργία του ΧΑΑ κατά τα χρόνια αυτά. Όσον αφορά τους υπόλοιπους δείκτες που εξέτασαν, οι ερευνητές δεν διαπίστωσαν κάποια εποχικότητα για κανένα από τα υπό εξέταση χρονικά διαστήματα.

Μια ακόμη έρευνα για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά παρουσιάστηκε από τους Lyroudi, Noulas and Komisopoulos (2002). Οι συγκεκριμένοι αναλυτές μελέτησαν τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, του Βιομηχανικού δείκτη, του δείκτη Επενδύσεων και του δείκτη Κατασκευών, για το χρονικό διάστημα 1994-1999. Οι ερευνητές μελέτησαν τα δεδομένα τους τόσο για το συνολικό χρονικό διάστημα 1994-1999 όσο και για τα υποδιαστήματα 1994-1996 και 1997-1999. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται πιο έντονα την περίοδο 1997-1999 και πιθανόν να οφείλεται στο «εκσυγχρονισμό» της ελληνικής αγοράς στα πρότυπα των διεθνών αγορών.

Ο Tsangarakis (2007) μελέτησε το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος, αναλύοντας τις ημερήσιες αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ για τη χρονική περίοδο 1981-2002. Τα αποτελέσματα της συγκεκριμένης έρευνας διαφέρουν από αυτά των υπολοίπων ερευνών. Πιο συγκεκριμένα, ο ερευνητής αυτός παρατήρησε θετικές στατιστικά σημαντικές αποδόσεις την Παρασκευή τόσο για τη συνολική περίοδο μελέτης όσο και για την υποπερίοδο 1998-2002. Επίσης, την υποπερίοδο 1981-1987, παρατήρησε θετικές στατιστικά σημαντικές αποδόσεις τη Δευτέρα, εντοπίζοντας ουσιαστικά το αντίθετο φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος (Reserve Day-of-the-week effect) και αρνητικές αποδόσεις την Τετάρτη. Τέλος, μελετώντας κάθε έτος ξεχωριστά, διαπίστωσε ότι το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος δεν εμφανιζόταν με συνέπεια στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, καθώς παρουσιαζόταν κατά περιόδους.

4.3 ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ

Οι πρώτες μελέτες για το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect) εντοπίζονται στις αρχές του 20^{ου} αιώνα. Από τότε, έχουν πραγματοποιηθεί πάρα πολλές έρευνες, σε αρκετές διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές, γύρω από τη συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών. Η εξήγηση που έχει επικρατήσει για την ύπαρξη του φαινομένου είναι ότι επενδυτές πραγματοποιούν πολλές πωλήσεις μετοχών με αρνητική απόδοση το Δεκέμβριο, έτσι ώστε να γλιτώσουν τη φορολόγηση αυτών των μετοχών

και προβαίνουν σε επαναγορά των ίδιων μετοχών ή αγορά νέων τον Ιανουάριο. Γι' αυτό το λόγο, στις περισσότερες περιπτώσεις, η αύξηση των τιμών των μετοχών τον Ιανουάριο συνδέεται με αντίστοιχη πτώση των τιμών το Δεκέμβριο. Στις επόμενες υποενότητες, παρουσιάζονται οι βασικότερες μελέτες του φαινομένου, καθώς οι ερμηνείες που έχουν δοθεί για την ύπαρξη του, τόσο στην αγορά των Η.Π.Α, όσο και στις υπόλοιπες διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές.

4.3.1 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Αμερικανική αγορά

Έως τη δεκαετία του 1930 είχαν πραγματοποιηθεί κάποιες έρευνες σχετικά με το φαινόμενο του Ιανουαρίου, οι οποίες δεν εντόπιζαν κάποια εποχικότητα στις τιμές των μετοχών κατά τον Ιανουάριο, αλλά και κανέναν άλλο μήνα.

Ο Watchel (1942) ερεύνησε το φαινόμενο του Ιανουαρίου στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, αναλύοντας τις τιμές των μετοχών του δείκτη Dow Jones Industrial Average (DJIA), για τη χρονική περίοδο 1928-1940. Σύμφωνα με αυτήν την έρευνα, παρατηρούταν στατιστικά υψηλές αποδόσεις στις μετοχές του δείκτη DJIA τους μήνες Δεκέμβριο και Ιανουάριο. Επίσης, ο Watchel παρατήρησε ότι κατά τον Ιανουάριο παρουσιάζονταν μεγάλες διακυμάνσεις στις αποδόσεις των μετοχών.

Οι Rozeff and Kinney (1976) μελέτησαν τις τιμές των μετοχών του New York Stock Exchange (NYSE) από το 1904 έως το 1974 και διαπίστωσαν ότι μετά το 1940, υπάρχουν στατιστικά σημαντικές διαφορές στις αποδόσεις μεταξύ των μηνών, κάτι που οφείλεται κυρίως στις αποδόσεις του Ιανουαρίου. Ωστόσο, οι ερευνητές διαπίστωσαν πως δεν υπάρχει κάποια συνεπής εποχικότητα στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης.

Ο Roll (1973) εξετάζοντας το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αγορά των Η.Π.Α, παρατήρησε υψηλές μέσες αποδόσεις Ιανουάριο τόσο σε μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση, όσο και σε μετοχές εταιριών με υψηλή κεφαλαιοποίηση. Επίσης, διαπίστωσε ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών των εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση είναι υψηλότερες από τις μέσες αποδόσεις των μετοχών των εταιριών με υψηλή κεφαλαιοποίηση. Σύμφωνα με τον ερευνητή, αυτό το εποχικό μοτίβο δεν μπορεί να εξηγηθεί ούτε από τα λάθη στα δεδομένα ούτε από τις διαγραφές από τις λίστες αλλά ούτε και από τις ακραίες τυχαίες τιμές. Αντίθετα, είναι στενά συνδεδεμένο με την προσπάθεια μείωσης της φορολογίας από τους επενδυτές (tax-loss selling hypothesis), οι οποίοι προβαίνουν σε πωλήσεις μετοχών με αρνητική απόδοση το Δεκέμβριο και σε αγορές μετοχών τον Ιανουάριο. Επίσης, ο ερευνητής διαπίστωσε πως οι μετοχές με χαμηλές αποδόσεις κατά τη διάρκεια του χρόνου, παρουσιάζουν ιδιαίτερα υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο. Όμως, υποστήριξε ότι είναι πιθανόν οι επενδυτές να μην μπορέσουν να αποκομίσουν κέρδη που ξεπερνούν τις αποδόσεις της αγοράς, ακόμη κι αν εκμεταλλευτούν σωστά αυτό το φαινόμενο, καθώς το κόστος συναλλαγής είναι ιδιαίτερα υψηλό.

Ο Dyl (1977), μελετώντας το φαινόμενο στην αγορά των Η.Π.Α, διαπίστωσε ότι ο όγκος των συναλλαγών το Δεκέμβριο είναι αντιστρόφως ανάλογος με την αλλαγή των τιμών των μετοχών από τον Ιανουάριο μέχρι το Νοέμβριο.

Ο Keim (1983) εξέτασε μήνα-μήνα τη σχέση μεταξύ των αποδόσεων και της αγοραίας αξίας των μετοχών του NYSE και του AMEX από το 1963 έως το 1979. Ο ερευνητής για να εξετάσει και τη πιθανή συσχέτιση του φαινομένου με το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας (Size effect), χώρισε τα δεδομένα του σε δέκα χαρτοφυλάκια, ανάλογα με την κεφαλαιοποίηση των μετοχών. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζεται και είναι πιο έντονο σε μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση. Μάλιστα, διαπίστωσε ότι αυτό συμβαίνει ακόμη και σε περιόδους όπου οι μεγάλες εταιρίες προσπαθούν να επιτύχουν υψηλότερες αποδόσεις, λαμβάνοντας τον αντίστοιχο κίνδυνο. Επίσης, παρατήρησε ότι το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας οφείλεται κατά 50% στο φαινόμενο του Ιανουαρίου και ειδικότερα στις υψηλές αποδόσεις που παρατηρούνται κατά την πρώτη εβδομάδα του συγκεκριμένου μήνα. Ο ίδιος ερευνητής, σε έρευνα του το 1989, υποστήριξε ότι οι αποδόσεις των μετοχών υπολογίζονται με βάση τις τιμές κλεισίματος και δεν αντιπροσωπεύουν τις πραγματικές αξίες τους, με αποτέλεσμα να εισάγουν σφάλματα μέτρησης στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Επίσης, στην έρευνα του, διαπίστωσε ότι παρατηρείται συστηματική τάση πώλησης μετοχών το Δεκέμβριο και αγοράς τον Ιανουάριο.

Ο Reinganum (1983) εξέτασε το φαινόμενο του Ιανουαρίου στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για το χρονικό διάστημα 1962-1980, χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Center for Research in Security Prices (CRSP). Η έρευνα του εστίασε στη σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις του Ιανουαρίου και στο φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας, προσπαθώντας να αιτιολογήσει της ύπαρξη του φαινομένου μέσω της υπόθεσης του tax-loss selling. Σύμφωνα με την έρευνα, το φαινόμενο είναι πιο έντονο στις μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση και εμφανίζεται κυρίως στο πρώτο μισό του Ιανουαρίου. Επίσης, ο ερευνητής διαπίστωσε πως η εμφάνιση του φαινομένου στις πρώτες ημέρες του Ιανουαρίου συνδέεται άμεσα με την υπόθεση του tax-loss selling. Ωστόσο, το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν μπορεί να εξηγηθεί στο σύνολο του από την υπόθεση αυτή.

Ο Constantinides (1984) εξέτασε το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αμερικανική αγορά, για το χρονικό διάστημα 1962-1977 και συμπέρανε ότι το φαινόμενο εμφανίζεται αλλά δεν μπορεί να εξηγηθεί από την υπόθεση του tax-loss selling. Ο ερευνητής απέδωσε την εμφάνιση του φαινομένου σε παράλογες κινήσεις των επενδυτών και στην άγνοια τους σχετικά με την εποχικότητα των τιμών.

Οι Jones, Pearce and Wilson (1987) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, για τη χρονική περίοδο 1871-1938. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο υπήρχε στην αγορά των Η.Π.Α από το 1918 και συνέχιζε να υπάρχει μέχρι και το 1938.

Οι Corhay, Hawawini and Michel (1987) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου, μελετώντας τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE), του Λονδίνου (LSE), του Παρισιού (PSE) και των Βρυξελλών (BSE). Οι ερευνητές παρατήρησαν υψηλές αποδόσεις των Ιανουάριο στο χρηματιστήριο της

Νέας Υόρκης και στο χρηματιστήριο των Βρυξελλών. Επίσης, στο χρηματιστήριο του Λονδίνου παρατηρήθηκαν υψηλές αποδόσεις τον Απρίλιο, ενώ στο χρηματιστήριο του Παρισιού, παρατηρήθηκαν υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο, οι οποίες όμως δεν ήταν στατιστικά σημαντικές.

Οι Lakonishok and Smidt (1988) ερευνήσαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αμερικανική αγορά, αναλύοντας τα δεδομένα του δείκτη DJIA από το 1897 έως το 1986, πραγματοποιώντας ουσιαστικά μια ανασκόπηση 90 ετών για τη συμπεριφορά των μετοχών αυτού του δείκτη. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν ήταν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α και συνδέεται με την αλλαγή του έτους.

Ο Ritter (1988) μελέτησε το φαινόμενο του Ιανουαρίου στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, αναλύοντας δεδομένα 47 ετών. Σύμφωνα με την έρευνα του, παρατηρούνται ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο, οι οποίες εμφανίζονται εντονότερα σε μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση. Επομένως, ο ερευνητής συνέδεσε το συγκεκριμένο φαινόμενο με το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας και υποστήριξε ότι η ύπαρξη αυτού του φαινομένου σχετίζεται με την αναλογία αγορών και πωλήσεων που πραγματοποιούνται από μεμονωμένους επενδυτές εκείνο το διάστημα. Αναλυτικότερα, παρατήρησε ότι ο λόγος αγορών/πωλήσεων των μεμονωμένων επενδυτών είναι αρκετά χαμηλός προς το τέλος Δεκεμβρίου και ιδιαίτερα υψηλός στις αρχές του Ιανουαρίου.

Οι Bhardwaj, Ravinder and Brooks (1992) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου, εστιάζοντας στη σχέση του φαινομένου με το ύψος της αξίας των μετοχών και το κόστος συναλλαγών. Για την έρευνα τους ανέλυσαν τις αποδόσεις όλων των μετοχών του NYSE και του AMEX για τη χρονική περίοδο 1967-1986. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι εντονότερο σε μετοχές χαμηλής αξία απ' ό,τι σε μετοχές με υψηλή αξία. Επίσης, διαπίστωσε ότι, λόγω του υψηλού κόστους συναλλαγής, είναι σχεδόν αδύνατο να υπάρξει στρατηγική που να αποδίδει στους επενδυτές κέρδη που υπερβαίνουν τις αποδόσεις της αγοράς.

Οι Haugen and Jorion (1996) ερευνήσαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αγορά των Η.Π.Α, αναλύοντας τις αποδόσεις των μετοχών του NYSE από το 1926 έως το 1993. Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι παρατηρούνται υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο στις περισσότερες μετοχές. Ωστόσο, σε μετοχές εταιριών με πολύ υψηλή κεφαλαιοποίηση το φαινόμενο δεν εμφανίζεται. Ένα επίσης ενδιαφέρον εύρημα της συγκεκριμένης έρευνας είναι ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου συνέχισε να εμφανίζεται και τη χρονική περίοδο 1977-1993, κάτι που έρχεται σε αντίθεση με άλλες έρευνες.

Οι Sias and Starks (1997) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αγορά των Η.Π.Α, μελετώντας τις αποδόσεις των μετοχών του NYSE, για τη χρονική περίοδο 1977-1991. Οι ερευνητές διαπίστωσαν ότι συνδέεται άμεσα με την υπόθεση του tax-loss selling. Επίσης, εξέτασαν την επιρροή μεμονωμένων και θεσμικών επενδυτών στο φαινόμενο και συμπέραναν ότι το φαινόμενο σχετίζεται κυρίως με τις κινήσεις των

μεμονωμένων επενδυτών. Επιπλέον, ελέγχοντας πιθανή συσχέτιση του φαινομένου με το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας, διαπίστωσαν πως δεν υπάρχει καμιά σχέση, καθώς αυτό εμφανίζεται με την ίδια ένταση, τόσο σε μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση όσο και σε μετοχές εταιριών με υψηλή κεφαλαιοποίηση. Επίσης, υποστήριξαν πως το φαινόμενο εμφανίζεται πιο έντονα στις πρώτες ημέρες του Ιανουαρίου και η πιο πιθανή εξήγηση για την εμφάνιση του είναι η υπόθεση του tax-loss selling.

Ο Riepe (1998) εξέτασε το φαινόμενο του Ιανουαρίου στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, μελετώντας τις αποδόσεις των μετοχών του NYSE από το 1926 μέχρι το 1993. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπήρξε στην αγορά των Η.Π.Α, ωστόσο από το 1993 έως το 1997 το φαινόμενο εμφανίστηκε μόνο σε μετοχές με πολύ χαμηλή κεφαλαιοποίηση, κάτι που δείχνει την τάση εξαφάνισης του από τη συγκεκριμένη αγορά.

Οι Sullivan, Timmerman and White (2001) εξέτασαν το φαινόμενο στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, αναλύοντας δεδομένα 100 ετών. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν οι ερευνητές ήταν ότι το φαινόμενο υπήρξε έντονα στην αγορά της Αμερικής αλλά έχει εξαφανιστεί πλέον.

Οι Compton and Kunkel (2000) εξέτασαν την αμερικανική αγορά ως προς το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το χρονικό διάστημα 1988-1998. Οι ερευνητές ανέλυσαν τις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη DJIA και του δείκτη S&P 500 και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν υφίσταται στην αγορά των Η.Π.Α για την περίοδο 1988-1998.

Οι Poterba and Weisbenner (2001) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου για τη χρονική περίοδο 1963-1996 και διαπίστωσαν ότι οι συναλλαγές των θεσμικών επενδυτών δεν συνδέονται με αυτό, ενώ υπάρχει σημαντική συσχέτιση μεταξύ του φαινομένου και των κινήσεων των μεμονωμένων επενδυτών. Πιο συγκεκριμένα, οι ερευνητές διαπίστωσαν ότι οι μεμονωμένοι επενδυτές επιλέγουν να πωλούν περισσότερο στο τέλος του Δεκεμβρίου και να αγοράζουν στις αρχές του Ιανουαρίου, με σκοπό να αποφύγουν το φόρο που θα πλήρωναν για μετοχές με αρνητικές αποδόσεις που κατείχαν. Επομένως, υποστήριξαν ότι η πιο πιθανή εξήγηση για την εμφάνιση του φαινομένου είναι η υπόθεση του tax-loss selling.

4.3.2 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου σε άλλες Διεθνείς αγορές

Ο Officer (1975) εξέτασε το φαινόμενο του Ιανουαρίου στη χρηματιστηριακή αγορά της Αυστραλίας και διαπίστωσε ότι όντως παρατηρείται μια εποχικότητα κατά τον Ιανουάριο, αλλά δεν είναι από τις πιο έντονες εποχικότητες στην αγορά της Αυστραλίας. Ο ερευνητής υποστήριξε πως μια πιθανή εξήγηση του συγκεκριμένου φαινομένου είναι η δομή της οικονομίας της χώρας, για παράδειγμα οι αλλαγές του κόστους ευκαιρίας του χρήματος κατά τη διάρκεια του έτους.

Οι Gultekin and Gultekin (1983) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε 17 βιομηχανικές χώρες και παρατήρησαν σημαντική εποχικότητα στις περισσότερες χρηματιστηριακές αγορές. Η εποχικότητα σε αυτές τις χώρες εμφανίζεται κυρίως λόγω του φαινομένου του Ιανουαρίου. Στην αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου εμφανίστηκαν υψηλές αποδόσεις και τον Απρίλιο. Αυτό οφείλεται στο ότι ο συγκεκριμένος μήνας είναι ο μήνας που λήγει το φορολογικό έτος στο Ηνωμένο Βασίλειο, δηλαδή οι υψηλές αποδόσεις του Απριλίου οφείλονται στην υπόθεση του tax-loss selling, ενώ το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν οφείλεται αποκλειστικά στην υπόθεση αυτή.

Οι Berges, McConelland and Schlarbaum (1984) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στη χρηματιστηριακή αγορά του Καναδά, αναλύοντας τις μηνιαίες τιμές 391 μετοχών του χρηματιστηρίου του Τορόντο και του Μόντρεαλ, για τη χρονική περίοδο 1951-1980. Οι ερευνητές χώρισαν την περίοδο εξέτασης σε δυο υποπεριόδους, την υποπερίοδο 1951-1972 και την υποπερίοδο 1973-1980 και δημιούργησαν πέντε χαρτοφυλάκια, κατατάσσοντας τις μετοχές με βάση την αξία τους. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζεται έντονα και στις δυο υποπεριόδους. Στην περεταίρω ανάλυση που πραγματοποίησαν οι ερευνητές για την εξήγηση του φαινομένου, διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο δεν σχετίζεται με την υπόθεση του tax-loss selling.

Οι Kato and Schallheim (1985) ερεύνησαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αγορά της Ιαπωνίας, για το χρονικό διάστημα 1952-1980 και εξέτασαν και την πιθανή σχέση του φαινομένου με το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας. Οι ερευνητές ανέλυσαν τις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη value-weighted equally-weighted του χρηματιστηρίου της Ιαπωνίας, εξετάζοντας τα δεδομένα τόσο για ολόκληρο το χρονικό διάστημα 1952-1980 όσο και για τα διαστήματα 1952-1963 και 1964-1980. Ο λόγος που χώρισαν το δείγμα τους σε δυο υποπεριόδους είναι διότι το 1964 επιτράπηκε για πρώτη φορά στο χρηματιστήριο της Ιαπωνίας η είσοδος μεμονωμένων επενδυτών. Οι Kato and Schallheim παρατήρησαν υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο, για την περίοδο 1952-1980 και εξήγησαν το φαινόμενο αυτό μέσω της εισόδου μεμονωμένων επενδυτών το 1964, αφού για την υποπερίοδο 1952-1963 διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν υφίσταται.

Οι Reinganum and Shapiro (1987) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου, αναλύοντας τις αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου του Λονδίνου, για τη χρονική περίοδο 1955-1980. Οι ερευνητές χώρισαν το δείγμα του σε δυο περιόδους, την περίοδο 1955-1964 και την περίοδο 1965-1980. Ο λόγος που το έκαναν αυτό είναι διότι μέχρι την 6^η Απριλίου του 1965 δεν υπήρχε φόρος στα κεφαλαιουχικά κέρδη των επιχειρήσεων στη συγκεκριμένη χώρα. Επίσης, επεσήμαναν ότι στη συγκεκριμένη χώρα, το φορολογικό έτος λήγει την 5^η Απριλίου. Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν οι ερευνητές ήταν τα εξής: για την περίοδο 1955-1964 παρατήρησαν υψηλές αποδόσεις τον Απρίλιο, οι οποίες ωστόσο δεν ήταν στατιστικά σημαντικές. Κατά την περίοδο 1965-1980 διαπίστωσαν ότι εμφανίζονταν υψηλές αποδόσεις τόσο τον Ιανουάριο όσο και τον Απρίλιο.

Οι Aggarwal and Rivoli (1989) ερεύνησαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε αρκετές ασιατικές χώρες και κατέληξαν στο συμπέρασμα πως το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανιζόταν έντονα στην αγορά του Χονγκ Κονγκ, της Σιγκαπούρης και της Μαλαισίας. Μια ακόμη έρευνα για το φαινόμενο στις ασιατικές αγορές, παρουσίασε ο Ho (1990), ο οποίος ανέλυσε τις αποδόσεις των μετοχών εννέα χρηματιστηριακών δεικτών και διαπίστωσε ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανιζόταν στις περισσότερες χώρες, αλλά μόνο σε τρεις από αυτές σχετιζόνταν με την υπόθεση του tax-loss selling.

Οι Lakonishok, Shleifer, Thaler and Vishny (1991) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου, μελετώντας μεμονωμένα χαρτοφυλάκια, καθώς όπως υποστήριζαν, οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων συχνά είναι «θορυβώδεις» και παραπλανούν. Η έρευνα τους εστίασε στις αποφάσεις και τις στρατηγικές που ακολουθούν οι επενδυτές. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο εμφανίζεται λόγω του υψηλού αριθμού πωλήσεων μετοχών με αρνητική απόδοση, που πραγματοποιούν οι επενδυτές πριν τη λήξη του έτους και στην αντίστοιχη υψηλή τάση αγοράς μετοχών τον Ιανουάριο.

Ο Lee (1992) εξέτασε το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αγορά του Χονγκ Κονγκ, της Σιγκαπούρης, της Νότιας Κορέας, της Ταϊβάν και της Ιαπωνίας, για τη χρονική περίοδο 1970-1989. Ο ερευνητής μελέτησε τους εξής δείκτες: Hang-Seng (Χονγκ Κονγκ), Straits Times (Σιγκαπούρη), KOSPI (Νότια Κορέα), Nikkei (Ιαπωνία) και TSEg (Ταϊβάν). Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο του Ιανουαρίου ήταν έντονο στην αγορά του Χονγκ Κονγκ, της Ταϊβάν και της Σιγκαπούρης.

Οι Agrawal and Tandon (1994) μελέτησαν τις χρηματιστηριακές αγορές 18 χωρών ως προς το φαινόμενο του Ιανουαρίου, για το χρονικό διάστημα 1971-1987. Οι ερευνητές παρατήρησαν κάποιου είδους εποχικότητα σε όλες τις αγορές, ωστόσο το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίστηκε μόνο σε 9 χώρες. Πιο συγκεκριμένα, οι ερευνητές παρατήρησαν υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο στις χρηματιστηριακές αγορές των ακόλουθων χωρών: Βραζιλία, Βέλγιο, Αυστραλία, Γαλλία, Δανία, Ελβετία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ιταλία και Μέξικο. Επίσης, οι αποδόσεις του Ιανουάριο ήταν υψηλές και στη Γερμανία, αλλά δεν ήταν στατιστικά σημαντικές. Οι Hawawini and Keim (1995) ήταν ακόμη δυο ερευνητές που εντόπισαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε αρκετές χώρες και μάλιστα στις περισσότερες παρατήρησαν και άλλα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών.

Οι Clare, Psaradakis and Thomas (1995) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στη χρηματιστηριακή αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου, αναλύοντας τις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη FTSE-All Share Index. Οι ερευνητές δημιούργησαν χαρτοφυλάκια μετοχών ανάλογα με τη κεφαλαιοποίηση τους, με σκοπό να εξετάσουν τη σχέση του συγκεκριμένου φαινομένου με το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, παρατηρήθηκαν στατιστικά υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο και τον Απρίλιο και χαμηλές το Σεπτέμβριο. Οι αποδόσεις του Απριλίου ήταν

λογικές σύμφωνα με τους ερευνητές, καθώς ο συγκεκριμένος μήνας, είναι ο μήνας που λήγει το φορολογικό έτος στο Ηνωμένο Βασίλειο. Επιπλέον, οι ερευνητές δεν διαπίστωσαν κάποια σχέση ανάμεσα στο φαινόμενο του Ιανουαρίου και το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας, αφού οι αποδόσεις του Ιανουαρίου στις μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση δεν διαφέρουν σημαντικά από τις αποδόσεις στις μετοχές με υψηλή κεφαλαιοποίηση.

Οι Arsad and Coutts (1997) μελέτησαν την αγορά του Λονδίνου ως προς το φαινόμενο του Ιανουαρίου, για το χρονικό διάστημα 1935-1994. Στην έρευνα τους χρησιμοποίησαν τις αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου του Λονδίνου και διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζονταν έντονα. Επίσης, εμφανίζονταν υψηλές αποδόσεις και τον Απρίλιο, κάτι που οφείλεται στην υπόθεση του tax-loss selling, καθώς το συγκεκριμένο μήνα λήγει το φορολογικό έτος στο Ηνωμένο Βασίλειο. Επιπλέον, οι ερευνητές υποστήριζαν πως το φαινόμενο του Ιανουαρίου, πιθανόν να οφείλεται στην υψηλή ρευστότητα των επενδυτών στις αρχές του έτους.

Οι Fountas and Segredakis (1999) μελέτησαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε 18 χρηματιστηριακές αγορές. Πιο συγκεκριμένα, ανέλυσαν τις αποδόσεις των μετοχών των ακόλουθων χρηματιστηριακών αγορών: Χιλή, Κολομβία, Ινδία, Μαλαισία, Μεξικό, Νιγηρία, Ζιμπάμπουε, Ελλάδα, Τουρκία, Κορέα, Ταϊβάν, Ταϊλάνδη, Ιορδανία, Πακιστάν, Φιλιππίνες, Πορτογαλία, Βενεζουέλα και Αργεντινή. Σε όλες τις χώρες εμφανίστηκε κάποιου είδους εποχικότητα, ωστόσο τα αποτελέσματα από χώρα σε χώρα διέφεραν. Υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο παρατηρήθηκαν στις εξής χώρες: Χιλή, Ελλάδα, Ταϊβάν, Κορέα και Τουρκία. Ωστόσο, μόνο στην αγορά της Χιλής το συγκεκριμένο φαινόμενο συνδέεται με την υπόθεση του tax-loss selling. Στην αγορά της Ταϊλάνδης, της Βενεζουέλας και της Ζιμπάμπουε οι αποδόσεις του Ιανουαρίου δεν διαφέρουν με τις αποδόσεις των υπολοίπων μηνών..

Οι Asteriou and Kavetsos (2006) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε αρκετές ευρωπαϊκές χώρες. Πιο συγκεκριμένα, ανέλυσαν τις αποδόσεις των μετοχών στη χρηματιστηριακή αγορά της Τσεχίας, της Σλοβενίας, της Σλοβακίας, της Ρωσίας, της Πολωνίας, της Ρουμανίας, της Ουγγαρίας και της Λιθουανίας. Σύμφωνα με το άρθρο που δημοσίευσαν οι συγκριμένοι ερευνητές, παρατήρησαν υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο στις παρακάτω χώρες: Πολωνία, Ουγγαρία, Ρουμανία και Σλοβακία και μάλιστα για την αγορά της Ρουμανίας και της Ουγγαρίας διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου σχετίζεται με την υπόθεση του tax-loss selling.

4.3.3 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Ελληνική αγορά

Στη συγκεκριμένη υποενότητα, παρουσιάζονται οι σημαντικότερες έρευνες που έχουν πραγματοποιηθεί για το φαινόμενο του Ιανουαρίου στη χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδος.

Οι Fountas and Segredakis (1999) στην έρευνα τους για το φαινόμενο σε 18 χώρες, συμπεριέλαβαν και την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Τα αποτελέσματα της έρευνας για την ελληνική αγορά, έδειξαν ότι παρατηρούνται υψηλές αποδόσεις στις

μετοχές τον Ιανουάριο, οι οποίες ωστόσο δεν εξηγούνται από την υπόθεση του tax-loss selling.

Οι Coutts, Kaplanidis and Roberts (2000) ερεύνησαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, για το χρονικό διάστημα 1986-1996. Οι ερευνητές ανέλυσαν τα δεδομένα του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, του δείκτη των Τραπεζών, του δείκτη των Ασφαλειών και του δείκτη του Leasing και εξέτασαν το φαινόμενο τόσο για ολόκληρο το χρονικό διάστημα 1986-1996, όσο και για τα υποδιαστήματα 1986-1990 και 1990-1996. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο του Ιανουαρίου, παρατηρείται μόνο στο Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ και στο δείκτη των Τραπεζών. Όσον αφορά το δείκτη των Ασφαλειών και το δείκτη του Leasing, παρατηρηθήκαν θετικές αποδόσεις το Φεβρουάριο, οι οποίες όμως δεν είναι στατιστικά σημαντικές.

Οι Koutianoudis and Wang (2002) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδος, μελετώντας τις αποδόσεις τόσο του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ όσο άλλων 95 μεμονωμένων τίτλων, για τη χρονική περίοδο 1992-2001. Οι ερευνητές δημιούργησαν χαρτοφυλάκια μετοχών ανάλογα με τη κεφαλαιοποίηση τους και τα αναθεωρούσαν κάθε χρόνο, με βάση τις αλλαγές που παρατηρούταν στη κεφαλαιοποίηση. Με αυτόν τον τρόπο, προσπάθησαν να εξετάσουν πιθανή σύνδεση του φαινομένου του Ιανουαρίου με αυτό του μεγέθους της εταιρίας (Size effect). Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, παρατηρούνται υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο και σε ορισμένες περιπτώσεις και το Φεβρουάριο. Μια πιθανή εξήγηση, σύμφωνα με τους ερευνητές, για την ύπαρξη υψηλών αποδόσεων το Φεβρουάριο, είναι η παρατεταμένη επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, η οποία μεταφέρεται στις πρώτες ημέρες του Φεβρουαρίου. Επιπλέον, οι ερευνητές διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο είναι πιο έντονο σε μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση. Τέλος, υποστήριξαν ότι στη ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, παρόλο το κόστος των συναλλαγών, υπάρχει η δυνατότητα δημιουργίας μιας κερδοφόρας στρατηγικής, μέσω της εκμετάλλευσης του φαινομένου του Ιανουαρίου.

Ο Rompotis (2007) ερεύνησε γενικότερα την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά ως προς τα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, παρατηρείται μια γενικότερη εποχικότητα στο ελληνικό χρηματιστήριο. Όσον αφορά το φαινόμενο του Ιανουαρίου, ο ερευνητής διαπίστωσε πως εμφανίζεται στην ελληνική αγορά σπασμωδικά, καθώς εξετάζοντας κάθε έτος ξεχωριστά, παρατήρησε πως εμφανίζεται μόνο σε ένα.

4.4 ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΑΛΛΑΓΗΣ ΤΟΥ ΜΗΝΑ

Οι πρώτες σημαντικές έρευνες που εντόπισαν το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές, πραγματοποιήθηκαν κατά τη δεκαετία του 1980. Στην αρχή, οι ερευνητές παρατήρησαν ότι υπήρχε σημαντική διαφορά στις αποδόσεις των μετοχών ανάμεσα στο πρώτο και το δεύτερο μισό του μήνα. Στη συνέχεια, πραγματοποιήθηκαν έρευνες που έδειξαν ότι οι αποδόσεις που παρατηρούνται στις

πρώτες και τις τελευταίες ημέρες συναλλαγής κάθε μήνα είναι σημαντικά διαφορετικές από τις αποδόσεις των υπολοίπων ημερών. Πιο συγκεκριμένα, διαπίστωσαν ότι κατά τις πρώτες και τελευταίες ημέρες συναλλαγής κάθε μήνα, παρατηρούνται στατιστικά υψηλότερες αποδόσεις από τις υπόλοιπες ημέρες συναλλαγής του μήνα. Στις επόμενες υποενότητες, παρουσιάζονται οι σημαντικότερες έρευνες που πραγματοποιήθηκαν για το φαινόμενο του Ιανουαρίου, καθώς και οι ερμηνείες που έχουν δοθεί σχετικά με την ύπαρξη του τόσο στην αγορά των Η.Π.Α όσο και στις περισσότερες διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές.

4.4.1 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Αμερικανική αγορά

Η πρώτη ολοκληρωμένη έρευνα που εντόπισε το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Turn-of-the-month effect) στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, ήταν αυτή του Ariel (1987), οποίος παρατήρησε διαφορά στις αποδόσεις ανάμεσα στο πρώτο και στο δεύτερο μισό του μήνα. Ο ερευνητής ανέλυσε τις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη CRSP value-weighted και του δείκτη CRSP equally-weighted. Αρχικά, ο Ariel εντόπισε σημαντικά υψηλές αποδόσεις στο πρώτο μισό του μήνα και κατά την τελευταία ημέρα του, ενώ τις υπόλοιπες ημέρες του μήνα οι αποδόσεις ήταν αρνητικές. Στη συνέχεια, χώρισε τον μήνα στα δυο και παρατήρησε ότι οι αποδόσεις του πρώτου μισού του μήνα ήταν κατά πολύ υψηλότερες από αυτές του δεύτερου μισού. Επιπλέον, ο ερευνητής εξέτασε την πιθανή σχέση του φαινομένου με άλλα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών και διαπίστωσε ότι το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα δεν σχετίζεται με κανένα άλλο φαινόμενο ημερολογιακών ανωμαλιών.

Η έρευνα του Penman (1987) για το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, ενίσχυσε ακόμη περισσότερο την έρευνα του Ariel (1987), καθώς υποστήριξε πως το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα υπήρχε για 55 χρόνια (πριν το 1987) στην αμερικανική αγορά. Ο Penman εξήγησε το φαινόμενο αυτό μέσω της πληροφόρησης που λαμβάνουν οι επενδυτές. Πιο συγκεκριμένα, υποστήριξε ότι κατά το πρώτο μισό του μήνα οι εταιρίες διοχέτευαν την αγορά με θετικές ειδήσεις που αφορούσαν τα κέρδη τους, ενώ το αντίθετο έπρατταν κατά το δεύτερο μισό του μήνα.

Οι Lakonishok and Smidt (1988) εξέτασαν το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, για τη χρονική περίοδο 1897-1986. Οι ερευνητές σε αυτή τη ενενηντάχρονη ανασκόπηση που πραγματοποίησαν, ανέλυσαν τις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη DJIA και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι την τελευταία ημέρα του μήνα αλλά και τις τρεις πρώτες του επόμενου, παρατηρούνταν ιδιαίτερα υψηλές αποδόσεις, ενώ κατά τις υπόλοιπες ημέρες του μήνα, οι αποδόσεις δεν διέφεραν σημαντικά από το μηδέν. Επίσης, οι ερευνητές εξέτασαν την πιθανή σχέση του φαινομένου με το φαινόμενο του Ιανουαρίου, αφαιρώντας από το δείγμα τους τις αποδόσεις του Δεκεμβρίου και του Ιανουαρίου. Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα συνεχίζει να υπάρχει και μετά την αφαίρεση των δυο μηνών. Επομένως, υποστήριξαν ότι το φαινόμενο αυτό δεν σχετίζεται με εκείνο του Ιανουαρίου.

Οι Jacobs and Levy (1988) απέδωσαν την εμφάνιση του φαινομένου σε ψυχολογικούς παράγοντες που επηρεάζουν τους επενδυτές και τους οδηγούν στην αναβολή των αποφάσεων τους για την αρχή του μήνα. Επίσης, ο Ogden (1990) μελέτησε τη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α ως προς το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα για τη χρονική περίοδο 1969-1986 και απέδωσε την εμφάνιση του στην υψηλή ρευστότητα που παρατηρείται στους επενδυτές κατά το τέλος του μήνα και οφείλεται σε μισθούς, ενοίκια, κ.α. που λαμβάνουν.

Οι Hensel and Ziemba (1996) εξέτασαν το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα στην αμερικανική χρηματιστηριακή αγορά, αναλύοντας τις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη S&P 500 από το 1928 μέχρι το 1993. Σε αυτήν την ανασκόπηση για την αγορά των Η.Π.Α, οι ερευνητές παρατήρησαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών κατά τις τελευταίες ημέρες του μήνα είναι κατά μέσο όρο υψηλότερες από τις αποδόσεις των μετοχών κατά τις υπόλοιπες ημέρες του μήνα. Επίσης, οι ερευνητές υποστήριξαν ότι με σωστή εκμετάλλευση αυτού του φαινομένου, οι επενδυτές μπορούν να αποκομίσουν σημαντικά κέρδη.

Οι Kohers and Patel (1999) ερεύνησαν τη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α ως προς το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, μελετώντας τις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη S&P 500 για το χρονικό διάστημα 1960-1995 και του δείκτη NASDAQ για το χρονικό διάστημα 1972-1995. Οι ερευνητές για να εξετάσουν το φαινόμενο, χώρισαν το μήνα σε τρία διαστήματα. Το πρώτο ήταν από την 28^η ημέρα του μήνα μέχρι την 7^η, το δεύτερο ήταν από την 8^η ημέρα μέχρι τη 17^η και το τρίτο από τη 18^η ημέρα μέχρι την 27^η. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, οι αποδόσεις των μετοχών ήταν υψηλότερες κατά το πρώτο διάστημα και χαμηλότερες κατά το τρίτο, όπου συνήθως ήταν αρνητικές.

Οι Compton and Kunkel (2000) εξέτασαν το φαινόμενο αλλαγής του μήνα στη χρηματιστηριακή αγορά της Αμερικής, αναλύοντας τις αποδόσεις του δείκτη S&P 500 και του δείκτη DJIA, για τη χρονική περίοδο 1988-1998. Οι ερευνητές επέλεξαν ως ημέρες αλλαγής του μήνα τις εννέα τελευταίες και τις εννέα πρώτες ημέρες του μήνα. Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι κατά τις δυο πρώτες ημέρες του μήνα υπήρξαν στατιστικά υψηλές αποδόσεις και στους δυο δείκτες. Επίσης, στο δείκτη DJIA παρατηρήθηκαν στατιστικά υψηλές αποδόσεις και την τετάρτη και δεύτερη ημέρα πριν το τέλος του μήνα, ενώ στο δείκτη S&P 500 παρατηρήθηκαν στατιστικά υψηλές αποδόσεις και τις τρεις τελευταίες ημέρες του μήνα.

Οι Maberly and Waggoner (2000) ερεύνησαν την χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α ως προς το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, μελετώντας τις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη S&P 500 και διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο υπήρχε στη συγκεκριμένη αγορά. Ωστόσο, παρατήρησαν ότι το φαινόμενο αυτό, όπως και άλλα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών έχουν εξαφανιστεί από τη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, από το 1990. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν και οι Sullivan, Timmerman and White (2000).

4.4.2 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου σε άλλες Διεθνείς αγορές

Οι Jaffe and Westerfield (1989) εξέτασαν το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα στη χρηματιστηριακή αγορά του Καναδά, του Ηνωμένου Βασιλείου, της Ιαπωνίας και της Αυστραλίας, μελετώντας τις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών των παρακάτω δεικτών και για τα αντίστοιχα χρονικά διαστήματα: equally-weighted Index του χρηματιστηρίου του Τορόντο (Καναδάς) για το χρονικό διάστημα 1977-1983, Financial Times Ordinary Share Index (Ηνωμένο Βασίλειο) για το χρονικό διάστημα 1950-1983, Nikkei-Dow (Ιαπωνία) για το χρονικό διάστημα 1970-1983 και Statex Actuaries Index για το χρονικό διάστημα 1973-1985. Οι ερευνητές επέλεξαν ως ημέρες αλλαγής του μήνα τις εννέα τελευταίες και τις εννέα πρώτες ημέρες του μήνα. Τα αποτελέσματα της έρευνας ήταν διαφορετικά, αναλόγως με τη χώρα. Αναλυτικότερα, το φαινόμενο εμφανίστηκε και ήταν ισχυρό στη χρηματιστηριακή αγορά της Αυστραλίας, όπου η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρατηρήθηκε την τελευταία ημέρα συναλλαγής του μήνα. Στη χρηματιστηριακή αγορά του Καναδά, όπως και σε αυτή του Ηνωμένου Βασιλείου, παρατηρήθηκαν υψηλές μέσες αποδόσεις κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα, οι οποίες ωστόσο δεν ήταν στατιστικά σημαντικές. Όσον αφορά τη χρηματιστηριακή αγορά της Ιαπωνίας, οι ερευνητές παρατήρησαν το αντίθετο φαινόμενο, δηλαδή, οι μέσες αποδόσεις των ημερών αλλαγής του μήνα, ήταν σημαντικά χαμηλότερες από τις μέσες αποδόσεις των υπολοίπων ημερών. Στο ίδιο συμπέρασμα για τη χρηματιστηριακή αγορά της Ιαπωνίας κατέληξε και ο Ziemba (1991).

Ο Cadsby (1989) μελέτησε τη χρηματιστηριακή αγορά του Καναδά και διαπίστωσε ότι το φαινόμενο εμφανιζόταν και ήταν ισχυρό. Επίσης, οι Cadsby and Ratner (1992) εξέτασαν το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα σε 10 χώρες για τη χρονική περίοδο 1962-1989. Τα δεδομένα που ανέλυσαν, αφορούσαν τις τιμές κλεισίματος των μετοχών των παρακάτω δεικτών και για τις αντίστοιχες χρονικές περιόδους: CRSP equally-weighted Index (Η.Π.Α) για τη χρονική περίοδο 1962-1987, equally-weighted Index του χρηματιστηρίου του Τορόντο (Καναδάς) για τη χρονική περίοδο 1975-1987, Hang-Seng (Χονγκ Κονγκ) για τη χρονική περίοδο 1980-1989, Nikkei (Ιαπωνία) για τη χρονική περίοδο 1979-1988, Financial Times 500 (Ηνωμένο Βασίλειο) για τη χρονική περίοδο 1983-1988, All Ordinaries Share Index (Αυστραλία) για τη χρονική περίοδο 1980-1989, Swiss Bank Corporation Industrials (Ελβετία) για τη χρονική περίοδο 1980-1989, Commerz-Bank (Δυτική Γερμανία) για τη χρονική περίοδο 1980-1989, Banca Commerciale (Ιταλία) για τη χρονική περίοδο 1980-1989 και Compagnie des Agents de Change (Γαλλία) για τη χρονική περίοδο 1980-1989. Οι ερευνητές εξέτασαν το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, εστιάζοντας στη τελευταία και στις τρεις πρώτες ημέρες συναλλαγής του μήνα. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο εμφανίζεται έντονα στις χρηματιστηριακές αγορές των ακόλουθων χωρών: Η.Π.Α, Καναδάς, Ηνωμένο Βασίλειο, Αυστραλία, Ελβετία και Δυτική Γερμανία. Όσον αφορά τη χρηματιστηριακή αγορά του Χονγκ Κονγκ, της Ιαπωνίας, της Ιταλίας και της Ελβετίας, οι ερευνητές δεν εντόπισαν το φαινόμενο κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα.

Ο Boudreaux (1995) εξέτασε το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα σε οχτώ χρηματιστηριακές αγορές, για το χρονικό διάστημα 1978-1992. Ο ερευνητής μελέτησε τις χρηματιστηριακές αγορές των ακόλουθων χωρών: Γαλλία, Γερμανία, Δανία, Ισπανία, Ελβετία, Νορβηγία, Σιγκαπούρη και Μαλαισία. Για τα δεδομένα του χρησιμοποίησε δείκτες που αναφέρονται από την Morgan Stanley Capital International Perspective (CIP). Ο ερευνητής επέλεξε ως ημέρες αλλαγής του μήνα την τελευταία και τις τρεις πρώτες ημέρες του μήνα. Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα εμφανίστηκε σε έξι από τις οχτώ χώρες, ενώ σε δυο χώρες παρατηρήθηκε το αντίθετο φαινόμενο. Πιο συγκεκριμένα, το φαινόμενο εμφανίστηκε έντονα στη χρηματιστηριακή αγορά της Γερμανίας, της Δανίας και της Νορβηγίας και λιγότερο έντονα στη χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας, της Ελβετίας και της Ισπανίας, ενώ στη χρηματιστηριακή αγορά της Μαλαισίας και της Σιγκαπούρης, παρατηρήθηκε το αντίθετο φαινόμενο. Στη συνέχεια, ο ερευνητής εξέτασε την πιθανή σχέση του φαινομένου με το φαινόμενο του Ιανουαρίου, αφαιρώντας από τα δεδομένα του τις αποδόσεις του Ιανουαρίου. Ο ερευνητής διαπίστωσε ότι το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, συνέχιζε να υπάρχει και μετά την αφαίρεση του Ιανουαρίου, επομένως δεν υπήρχε καμιά σχέση ανάμεσα στα δυο φαινόμενα. Τέλος, ο Boudreaux υποστήριξε πως η εμφάνιση του φαινομένου, πιθανόν να οφείλεται στις αποδόσεις των μερισμάτων ή στις ανακοινώσεις οικονομικών και πολιτικών εξελίξεων.

Οι Arsad and Coutts (1997) εξέτασαν το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, όπως και άλλα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών, στο χρηματιστήριο του Λονδίνου, για τη χρονική περίοδο 1935-1994. Οι ερευνητές διαπίστωσαν την έντονη εμφάνιση του φαινομένου της αλλαγής του μήνα και την απέδωσαν στην υψηλότερη ρευστότητα που εμφανίζουν οι ερευνητές κατά το τέλος του μήνα.

Οι Balaban and Bulu (1996) εξέτασαν το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα στη χρηματιστηριακή αγορά της Τουρκίας, για το χρονικό διάστημα 1988-1995 και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο αυτό παρατηρείται μόνο κατά το έτος 1994.

Ο Kok Kim Lian (2000) ερεύνησε το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα για τις ακόλουθες χώρες και για τα αντίστοιχα χρονικά διαστήματα: Η.Π.Α (1977-1999), Ιαπωνία (1977-1999), Χονγκ Κονγκ (1976-1999), Αυστραλία (1976-1999), Σιγκαπούρη (1981-1999) και Μαλαισία (1974-1999). Ο ερευνητής χώρισε το συνολικό χρονικό διάστημα σε τρία μικρότερα διαστήματα και εξέτασε το φαινόμενο σε καθένα από αυτά. Τα διαστήματα που εξέτασε ήταν 1974-1979, 1980-1989 και 1990-1999. Επίσης, αφαίρεσε 10 ημέρες από τον Οκτώβριο του 1987, όπου υπήρξε κραχ στις χρηματιστηριακές αγορές. Ο ερευνητής εξέτασε το φαινόμενο σε τρεις διαφορετικές μορφές, στις οποίες μπορεί να εμφανιστεί. Η πρώτη μορφή ονομάστηκε turn-of-the-month effect και λαμβάνονταν ως ημέρες αλλαγής του μήνα, η τελευταία ημέρα του μήνα και οι τρεις πρώτες του επόμενου. Η δεύτερη μορφή ονομάστηκε half-month effect και ως ημέρες αλλαγής του μήνα χρησιμοποιούσε το πρώτο μισό του μήνα. Η τρίτη μορφή ονομάστηκε third-month effect και ως ημέρες αλλαγής του μήνα χρησιμοποιούσε το διάστημα από την 28^η ημέρα του μήνα μέχρι 7^η ημέρα του επόμενου

μήνα. Τα αποτελέσματα αυτής της ενδιαφέρουσας έρευνας, ήταν τα εξής: για τη περίοδο 1974-1979, παρατηρήθηκε το turn-of-the-month effect στη χρηματιστηριακή αγορά της Αυστραλίας, της Ιαπωνίας και του Χονγκ Κονγκ. Επίσης, το half-month effect παρατηρήθηκε μόνο στη χρηματιστηριακή αγορά της Αυστραλίας, ενώ το third-month effect εμφανίστηκε στη χρηματιστηριακή αγορά της Αυστραλίας και του Χονγκ Κονγκ. Για την περίοδο 1980-1989, παρατηρήθηκε το turn-of-the-month μόνο στη χρηματιστηριακή αγορά της Αυστραλίας, το third-month effect δεν παρατηρήθηκε σε καμιά χρηματιστηριακή αγορά, ενώ το half-month effect εμφανίστηκε στη χρηματιστηριακή αγορά της Αυστραλίας και του Χονγκ Κονγκ. Επιπλέον, για το συγκεκριμένο διάστημα εμφανίστηκε το αντίθετο φαινόμενο του half-month effect στη χρηματιστηριακή αγορά της Ιαπωνίας. Για την περίοδο 1990-1999, το turn-of-the-month effect εμφανίστηκε μόνο στη χρηματιστηριακή αγορά της Μαλαισίας, το half-month effect δεν παρατηρήθηκε σε καμιά χώρα, ενώ το third-month effect παρατηρήθηκε μόνο στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α. Επίσης, το turn-of-the-month effect δεν παρατηρήθηκε σε καμιά χρονική περίοδο στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α και της Σιγκαπούρης. Στη συνέχεια, ο ερευνητής αφαίρεσε από τα δεδομένα του τις αποδόσεις του Ιανουαρίου για να εξετάσει την πιθανή συσχέτιση του φαινομένου της αλλαγής του μήνα με το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπήρξε σημαντική συσχέτιση ανάμεσα στα φαινόμενα αυτά σε καμιά χώρα και για καμιά χρονική περίοδο.

Ο Conejos (2001) εξέτασε το φαινόμενο του Ιανουαρίου στη χρηματιστηριακή αγορά της Αργεντινής, για το χρονικό διάστημα 1992-2000. Ο ερευνητής ανέλυσε τις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη Merval και του δείκτη Burcap και διαπίστωσε ότι στη χρηματιστηριακή αγορά της Αργεντινής, το φαινόμενο παρουσιάστηκε στις δυο τελευταίες και στις πρώτες ημέρες του μήνα, όπου παρατηρούνται σημαντικά υψηλές αποδόσεις.

Οι Kunkel, Compton and Beyer (2003) εξέτασαν το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα σε 19 χώρες, για τη χρονική περίοδο 1988-2000. Πιο συγκεκριμένα, το δείγμα του περιελάμβανε 8 χώρες της Ευρώπης, 6 χώρες της Άπω Ανατολής, 2 χώρες της Λατινικής Αμερικής, 2 χώρες της Βόρειας Αμερικής και τη Νότιο Αφρική. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα παρατηρείται σε όλες τις χώρες. Επίσης, σε 16 χώρες οι αποδόσεις των υπολοίπων ημερών ήταν θετικές, ενώ στη χρηματιστηριακή αγορά της Ιαπωνίας, της Μαλαισίας και της Νότιας Αφρικής, οι αποδόσεις των υπολοίπων ημερών ήταν αρνητικές.

4.4.3 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Ελληνική αγορά

Όσον αφορά την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, δεν έχουν πραγματοποιηθεί πολλές έρευνες σχετικά με το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα. Ωστόσο, υπάρχουν ενδείξεις ότι το φαινόμενο αυτό παρατηρείται στο ΧΑΑ.

Μια ενδιαφέρουσα έρευνα για το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, είναι αυτή των Mills, Siriopoulos, Markellos and Harizani (2000), οι οποίοι μελέτησαν τις

αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ αλλά και 60 μεμονωμένων μετοχών, για το χρονικό διάστημα 1986-1997. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν οι ερευνητές, ήταν ότι το φαινόμενο παρατηρείται στην ελληνική αγορά και είναι πιθανόν να οφείλεται στις συχνές ανακοινώσεις κερδών από τις εταιρίες κατά το πρώτο μισό του μήνα.

4.5 ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΠΑΡΑΜΟΝΗΣ ΤΩΝ ΕΟΡΤΩΝ

Το φαινόμενο της παραμονής των εορτών (Pre-holiday effect) είναι ένα αρκετά ενδιαφέρον φαινόμενο ημερολογιακών ανωμαλιών, καθώς έχει παρατηρηθεί σε αρκετές διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές, οι οποίες διαφέρουν μεταξύ τους ως προς τις εορτές που έχουν. Σύμφωνα με ερευνητές που εντόπισαν το συγκεκριμένο φαινόμενο, οι μέσες αποδόσεις των μετοχών μια ημέρα πριν τις εορτές είναι εννέα με δεκατέσσερις φορές μεγαλύτερες από τις μέσες αποδόσεις των μετοχών τις υπόλοιπες ημέρες του χρόνου.

Οι πρώτες σημαντικές μελέτες που παρατηρούν το φαινόμενο της παραμονής των εορτών πραγματοποιήθηκαν στα μέσα της δεκαετίας του 1960. Ωστόσο, το φαινόμενο είχε παρατηρηθεί και από τον Fields (1934) σε μια πιο «ασθενή» μορφή. Πιο συγκεκριμένα, ο Fields σε έρευνα που πραγματοποίησε στις τιμές των μετοχών του δείκτη Dow Jones Industrial Average (DJIA) για την περίοδο 1901-1932, παρατήρησε δυσαναλογία στις τιμές των μετοχών πριν το σαββατοκύριακο. Στη συνέχεια πραγματοποιήθηκαν αρκετές έρευνες που δεν εστίαζαν στις τιμές των μετοχών πριν το σαββατοκύριακο, αλλά πριν από κάθε εορτή (αργία) του χρόνου. Οι σημαντικότερες από αυτές τις μελέτες παρουσιάζονται στις παρακάτω υποενότητες.

4.5.1 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Αμερικανική αγορά

Ο Merrill (1966) σε έρευνα που πραγματοποίησε για το φαινόμενο της παραμονής των εορτών, εξέτασε τις τιμές των μετοχών του δείκτη DJIA για τη χρονική περίοδο 1897-1965. Στην έρευνα αυτή ο Merrill εντόπισε δυσαναλογία στις τιμές των μετοχών την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των εορτών. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξε και ο Fosback (1976), μελετώντας το δείκτη S&P 500.

Ο Roll (1973) παρατήρησε υψηλές αποδόσεις σε μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς. Οι Lakonishok and Smidt (1984) εντόπισαν υψηλές τιμές στις μετοχές κατά τις ημέρες συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων. Επίσης, οι ερευνητές παρατήρησαν ότι το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν σχετίζεται με αυτό του μεγέθους της εταιρίας (Size effect), καθώς οι τιμές ήταν υψηλές τόσο σε μετοχές εταιριών με μεγάλη κεφαλαιοποίηση όσο και σε μετοχές εταιριών με μικρή κεφαλαιοποίηση.

Ο Rogalski (1984) εντόπισε επίσης το φαινόμενο της παραμονής των εορτών στην έρευνα του για τις μετοχές του δείκτη DJIA για το χρονικό διάστημα 1978-1983 και του δείκτη S&P 500 για τη χρονική περίοδο 1974-1984. Επίσης, το συγκεκριμένο φαινόμενο παρατηρήθηκε και από τους Lakonishok and Smidt (1988) στη έρευνα που πραγματοποίησαν στις μετοχές του δείκτη DJIA για τη χρονική περίοδο 1897-1986.

Επιπλέον, οι ερευνητές προσπάθησαν να συνδέσουν το φαινόμενο της παραμονής των εορτών με αλλά φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών, χωρίς όμως να διαπιστώσουν κάποια συσχέτιση.

Ο Keim (1989) εντόπισε το φαινόμενο της παραμονής των εορτών στην αγορά των Η.Π.Α και υποστήριξε ότι πιθανόν να οφείλεται στις διαφορές που παρατηρούνται ανάμεσα στις τιμές προσφοράς και ζήτησης εκείνες τις ημέρες. Επίσης, ο Pettengill (1989) διαπίστωσε ότι το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν σχετίζεται με το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας (Size effect), αφού επηρεάζει τόσο τις μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση όσο και τις μετοχές εταιριών με υψηλή κεφαλαιοποίηση.

Μια πολύ ενδιαφέρουσα έρευνα για το φαινόμενο της παραμονής των εορτών στη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α παρουσίασε ο Ariel (1990). Ο ερευνητής μελέτησε τις αποδόσεις του δείκτη value-weighted και του δείκτη equally-weighted του Center for Research in Security Prices (CRSP) για τη χρονική περίοδο 1963-1982. Επίσης, για την ίδια χρονική περίοδο ανέλυσε τις ωριαίες αποδόσεις των μετοχών που ανήκουν στο δείκτη DJIA δυο ημέρες πριν τις εορτές και μια ημέρα μετά από αυτές. Οι μετοχές που επέλεξε να μελετήσει ήταν οι ακόλουθες: Ημέρα των Ευχαριστιών, Μεγάλη Παρασκευή, Πρωτοχρονιά, Χριστούγεννα, 14^η Ιουλίου, Ημέρα μνήμης, Πρωτομαγιά και Ημέρα του Πρόεδρου. Αρχικά, ο ερευνητής διαπίστωσε ότι υψηλές αποδόσεις στις μετοχές παρατηρούνται μόνο την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των εορτών. Επίσης, επεσήμανε ότι την ημέρα αυτή οι τιμές ανοίγματος των μετοχών είναι αρκετά υψηλότερες από τις τιμές κλεισίματος της προηγούμενης ημέρας. Στη συνέχεια, παρατήρησε ότι το 25% των υψηλών αποδόσεων κατά την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των εορτών οφείλεται στη τελευταία ώρα των συναλλαγών της συγκεκριμένης ημέρας. Επιπλέον, διαπίστωσε ότι το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν συνδέεται με άλλα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών. Πιθανές εξηγήσεις του φαινομένου, σύμφωνα με τον Ariel, είναι είτε ότι οι επενδυτές προτιμούν συστηματικά να αγοράζουν πριν τις εορτές, είτε ότι οι επενδυτές επιθυμούν να πάρουν μια ριψοκίνδυνη short θέση πριν τις εορτές για να επωφεληθούν στη συνέχεια (short-selling).

Οι Kim and Park (1994) εξέτασαν το φαινόμενο στην αγορά των Η.Π.Α, αναλύοντας τα δεδομένα του NYSE, του AMEX και του NASQAD. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο παρατηρείται έντονα στην αγορά των Η.Π.Α και είναι ανεξάρτητο από τα αντίστοιχα φαινόμενα στις αγορές της Ιαπωνίας και του Ηνωμένου Βασιλείου. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν αργότερα και οι Brockman and Michayluk (1998).

Οι Liano and White (1994) ερεύνησαν το φαινόμενο της παραμονής των εορτών στην αγορά των Η.Π.Α, μελετώντας τις ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη S&P 500 για το διάστημα 1962-1991 και του δείκτη NASQAD για τη χρονική περίοδο 1972-1991. Αρχικά, οι ερευνητές συμπέραναν πως το φαινόμενο εμφανίζεται και στους δυο δείκτες αλλά είναι πιο έντονο στο δείκτη NASQAD. Επομένως, υποστήριξαν πως το φαινόμενο

αυτό σχετίζεται με το φαινόμενο του μεγέθους της εταιρίας (Size effect). Στην περαιτέρω ανάλυσή τους, διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο είναι πιο έντονο σε μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση. Στη συνέχεια, εξέτασαν την πιθανή σχέση του φαινομένου με τις περιόδους οικονομικής ανάπτυξης και ύφεσης και κατέληξαν στο συμπέρασμα πως σε περιόδους οικονομικής ύφεσης, το φαινόμενο εμφανίζεται πιο έντονα σε μετοχές εταιριών με υψηλή κεφαλαιοποίηση, ενώ σε περιόδους οικονομικής ανάπτυξης, το φαινόμενο είναι πιο έντονο σε μετοχές εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση.

Οι Sullivan, Timmerman and White (2001) υποστήριξαν πως το φαινόμενο της παραμονής των εορτών εμφανιζόταν έντονα στην αγορά των Η.Π.Α, αλλά έχει εξαφανιστεί πλέον από αυτή την αγορά, όπως και τα περισσότερα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών.

4.5.2 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου σε άλλες Διεθνείς αγορές

Ο Barrone (1990) εξέτασε το φαινόμενο της παραμονής των εορτών στην αγορά της Ιταλίας, μελετώντας τα δεδομένα του δείκτη MIB του χρηματιστηρίου του Μιλάνου. Ο ερευνητής κατέληξε στο συμπέρασμα πως ο μέσος ρυθμός αλλαγής του δείκτη MIB, τις ημέρες συναλλαγής που προηγούνται των εορτών, είναι σημαντικά υψηλότερος από τον ρυθμό αλλαγής του δείκτη τις υπόλοιπες ημέρες. Επίσης, οι Wong, Neoh, Lee and Thong (1990) παρατήρησαν σημαντικά υψηλές αποδόσεις κατά τις ημέρες συναλλαγής που προηγούνται της κινέζικης Πρωτοχρονιάς, στην αγορά της Μαλαισίας, της Σιγκαπούρης και του Χονγκ Κονγκ. Ο Ziemba (1991) εντόπισε το φαινόμενο της παραμονής των εορτών στην αγορά της Ιαπωνίας.

Οι Cadsby and Ratner (1992), σε μια ενδιαφέρουσα έρευνα, εξέτασαν το φαινόμενο της παραμονής των εορτών σε 10 χώρες για τη χρονική περίοδο 1962-1998. Πιο συγκεκριμένα, οι ερευνητές μελέτησαν τα δεδομένα των παρακάτω δεικτών, για τις αντίστοιχες χρονικές περιόδους: CRSP equally-weighted Index και value-weighted Index (Η.Π.Α) για τη χρονική περίοδο 1962-1987, equally-weighted Index του χρηματιστηρίου του Τορόντο (Καναδάς) για τη χρονική περίοδο 1975-1987, Hong-Seng (Χονγκ Κονγκ) για τη χρονική περίοδο 1980-1984, Nikkei (Ιαπωνία) για τη χρονική περίοδο 1978-1988, Financial Times 500 (Ηνωμένο Βασίλειο) για τη χρονική περίοδο 1983-1988, All Ordinaries Share Index (Αυστραλία) για τη χρονική περίοδο 1980-1989, Swiss Bank Corporation Industrial Index (Ελβετία) για τη χρονική περίοδο 1980-1989, Commerz Bank (Δυτική Γερμανία) για τη χρονική περίοδο 1980-1989, Banca Commerciale (Ιταλία) για τη χρονική περίοδο 1980-1989 και Compagnie des Agents de Change (Γαλλία) για τη χρονική περίοδο 1980-1989. Για κάθε χώρα βρήκαν τις εορτές (αργίες) και εξέτασαν τις αποδόσεις των μετοχών του αντίστοιχου δείκτη. Τα αποτελέσματα της έρευνας ήταν τα ακόλουθα: στην αγορά των Η.Π.Α παρατήρησαν ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών του δείκτη equally-weighted τις ημέρες συναλλαγής που προηγούνται των εορτών, είναι κατά επτάμισι φορές μεγαλύτερες από τις μέσες αποδόσεις των υπολοίπων ημερών. Επίσης, στο δείκτη value-weighted της ίδιας αγοράς, η διαφορά των εν λόγω αποδόσεων ξεπερνούσε τις δέκα φορές. Όσον αφορά την αγορά

του Καναδά, εντόπισαν επίσης υψηλότερες μέσες αποδόσεις τις ημέρες που προηγούνται των εορτών σε σχέση με τις υπόλοιπες ημέρες. Το ίδιο φαινόμενο παρατήρησαν και στις αγορές του Χονγκ Κονγκ, της Αυστραλίας, της Ελβετίας, της Ιταλίας και της Ιαπωνίας. Μάλιστα, στην αγορά της Ιαπωνίας οι μέσες αποδόσεις των μετοχών του δείκτη Νίκκεί κατά τις ημέρες συναλλαγής που προηγούνται των εορτών, ήταν κατά τεσσεράμισι φορές υψηλότερες από τις μέσες αποδόσεις των υπολοίπων ημερών. Το φαινόμενο της παραμονής των εορτών, δεν παρατηρήθηκε στις αγορές του Ηνωμένου Βασιλείου, της Γαλλίας και της Δυτικής Γερμανίας. Αυτό συνέβη είτε γιατί οι αποδόσεις των μετοχών στους δείκτες αυτών των χωρών δεν ήταν στατιστικά σημαντικές, είτε γιατί δεν υπήρξε διαφορά ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών τις ημέρες προ εορτών και τις υπόλοιπες ημέρες. Επίσης, οι Agrawal and Tandon (1994) στην έρευνα που πραγματοποίησαν σε 18 χώρες, εντόπισαν το φαινόμενο της παραμονής των εορτών σε 11 από αυτές.

Οι Mills and Coutts (1995) που μελέτησαν το δείκτη FTSE-Mid250 και οι Arsad and Coutts (1997) που ανέλυσαν τα δεδομένα του δείκτη FT 30 του χρηματιστηρίου του Λονδίνου από το 1935 έως το 1994, κατέληξαν στο συμπέρασμα, πως το φαινόμενο της παραμονής των εορτών εμφανίζεται στη χρηματιστηριακή αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου και είναι έντονο. Το συμπέρασμα τους αυτό, ερχόταν σε αντίθεση με την έρευνα των Cadsby and Ratner (1992), οι οποίοι είχαν υποστηρίξει, πως το συγκεκριμένο φαινόμενο δεν εμφανίζεται στις ευρωπαϊκές αγορές και ειδικότερα σε αυτές του Ηνωμένου Βασιλείου και της Γαλλίας.

Οι Lucey and Pardo (2003) ερεύνησαν το φαινόμενο της παραμονής των εορτών στην αγορά της Ισπανίας, για τη χρονική περίοδο 1990-2000 και στην αγορά της Ιρλανδίας, για τη χρονική περίοδο 1996-2000. Οι ερευνητές σε αντίθεση με τους υπόλοιπους, δεν χρησιμοποίησαν dummy variables (ψευδομεταβλητές) για την εξέταση του φαινομένου, αλλά ακολούθησαν μια διαφορετική μέθοδο. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο εμφανίζεται έντονα τόσο στην αγορά της Ισπανίας όσο και στην αγορά της Ιρλανδίας.

Μια ακόμη έρευνα που παρατηρούσε το φαινόμενο της παραμονής των εορτών σε ευρωπαϊκή αγορά ήταν αυτή των Meneu and Pardo (2004). Πιο συγκεκριμένα, οι εν λόγω ερευνητές, μελέτησαν το φαινόμενο στην αγορά της Ισπανίας, αναλύοντας τις ημερήσιες τιμές των 5 μεγαλύτερων σε εμπορευσιμότητα μετοχών του δείκτη IBEX-35. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας αυτής, οι τιμές των μετοχών τις ημέρες πριν τις εορτές, ήταν από έξι έως δεκατέσσερις φορές υψηλότερες από τις τιμές των μετοχών τις υπόλοιπες ημέρες του χρόνου.

4.5.3 Μελέτες και ερμηνείες του φαινομένου στην Ελληνική αγορά

Η χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδας είναι μια αναδυόμενη αγορά, η οποία αν και έχει αναβαθμιστεί μετά τις θεσμικές αλλαγές που πραγματοποιήθηκαν το 1992, δεν έχει φτάσει τα επίπεδα των μεγάλων ευρωπαϊκών αγορών. Ως εκ τούτου, δεν έχουν πραγματοποιηθεί πολλές έρευνες πάνω στο φαινόμενο της παραμονής των εορτών (Pre-

holiday effect). Ωστόσο, το συγκεκριμένο φαινόμενο παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον στην ελληνική αγορά.

Οι Coutts, Kaplanidis and Roberts (2000), ερεύνησαν το φαινόμενο της παραμονής των εορτών στην ελληνική αγορά, για τη χρονική περίοδο 1986-1996. Στην έρευνα τους, ανέλυσαν τα δεδομένα του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, του δείκτη των Τραπεζών, του δείκτη των Ασφαλειών και του δείκτη του Leasing. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών εμφανίζεται έντονα στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Όπως, μάλιστα υποστήριξαν οι ερευνητές, το συγκεκριμένο φαινόμενο παρουσιάζει τις περισσότερες επιδράσεις στη ελληνική αγορά από οποιοδήποτε άλλο φαινόμενο ημερολογιακών ανωμαλιών. Ωστόσο, διαπίστωσαν πως δεν μπορεί να υπάρξει στρατηγική που να εκμεταλλεύεται αυτό το φαινόμενο και να αποφέρει κέρδη πέραν του κανονικού.

Το φαινόμενο της παραμονής των εορτών στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά εντόπισαν και οι Mills, Sirioroulos, Markellos and Harizanis (2000), μελετώντας τα δεδομένα του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και των μετοχών που περιέχει αυτός ο δείκτης, για τη χρονική περίοδο 1986-1997.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: Η ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ

Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο παρουσιάζεται μια ανασκόπηση 20 ετών για το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Πιο συγκεκριμένα, περιγράφεται ο ρόλος του, οι δείκτες που υπάρχουν σε αυτό, οι παράγοντες που το επηρεάζουν καθώς και η πορεία του από 1990 έως το 2010, ανά περιόδους αλλά και συνολικά.

5.1 Το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ)

Η χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδος δεν έχει τόσο μακρόχρονη ιστορία. Το Χρηματιστήριο Αθηνών ιδρύθηκε μόλις τον 19ο αιώνα. Όσο η ελληνική οικονομία όμως είχε μαζικό κρατικό έλεγχο και το τραπεζικό σύστημα ήταν μη ανταγωνιστικό, το χρηματιστήριο απευθυνόταν μόνο σε λίγες, σχετικά μικρές εταιρείες και σε περιορισμένους επενδυτές. Μαζικά γνωστό έγινε την δεκαετία του 1990, καθώς το ελληνικό τραπεζικό σύστημα άρχισε να απελευθερώνεται, μεγάλες τράπεζες ιδιωτικοποιήθηκαν και τα επιτόκια άρχισαν να πέφτουν στον δρόμο προς την ΟΝΕ.

Μετοχοποιήσεις μεγάλων δημόσιων εταιρειών όπως ο ΟΤΕ και αρκετά αργότερα η ΔΕΗ, βοήθησαν στο να διαδοθεί η διαπραγμάτευση μετοχών στους Έλληνες. Κατά το τέλος της δεκαετίας το χρηματιστήριο είχε περίπου 1,5 εκατομμύρια ενεργούς μετόχους, οι οποίοι έψαχναν για πιο αποδοτικές επενδύσεις από τα πενιχρά επιτόκια καταθέσεων και τα ελάχιστα άλλα επενδυτικά εργαλεία.

Η μεγάλη πτώση που παρουσιάστηκε στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) από το 1999 μέχρι το 2003 ονομάστηκε «Χρηματιστηριακό κραχ του 1999» και επηρέασε σχεδόν ολόκληρη την οικονομική πορεία της Ελλάδας. Ο αριθμός των ενεργών επενδυτών σήμερα είναι σημαντικά χαμηλότερος, λόγω της πτώσης των τιμών και την συνακόλουθη μείωση του ενθουσιασμού. Αυτή η αρκετά μεγάλη πτώση ήταν παράλληλη με την πτώση τιμών στα περισσότερα δυτικά χρηματιστήρια που ακολούθησε την "φούσκα" των μετοχών υψηλής τεχνολογίας. Στην Ελλάδα όμως, λόγω της μεγάλης απειρίας των μετόχων και του "τυχοδιωκτικού" χαρακτήρα των περισσότερων επενδυτών, η πτώση έγινε πιο αισθητή. Οι επιπτώσεις στην πραγματική οικονομία όμως παρέμειναν πολύ περιορισμένες.

5.2 Ο ρόλος του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών

Στις 30 Αυγούστου 2002 εγκρίθηκε, με απόφαση της Γενικής Γραμματείας Εμπορίου, η συγχώνευση των ανωνύμων εταιριών Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών ΑΕ και Χρηματιστήριο Παραγωγών Αθηνών ΑΕ. Κατόπιν έγκρισης του σχεδίου συγχώνευσης από τις αρμόδιες υπηρεσίες του Υπουργείου Ανάπτυξης, από την Παρασκευή 31 Αυγούστου 2002, η επωνυμία της νέας εταιρίας είναι «Χρηματιστήριο Αθηνών ΑΕ (ΧΑ)».

Σκοπός του Χρηματιστηρίου Αθηνών ΑΕ είναι η οργάνωση, υποστήριξη και παρακολούθηση των συναλλαγών επί κινητών αξιών, παράγωγων προϊόντων και λοιπών

χρηματοοικονομικών προϊόντων, η διασφάλιση της εύρυθμης λειτουργίας της αγοράς και η προστασία του επενδυτικού κοινού, καθώς και κάθε άλλη συναφής δραστηριότητα.

5.3 Οι χρηματιστηριακοί δείκτες

✓ Γενικός Δείκτης Κύριας Αγοράς

Ο Γενικός Δείκτης Κύριας Αγοράς του ΧΑΑ συντίθεται από τις 60 «πρώτες» μετοχές της Κύριας Αγοράς, οι οποίες συμμετέχουν και στους κλαδικούς δείκτες και απεικονίζει τη γενικότερη τάση του συνόλου της χρηματιστηριακής αγοράς. Προκειμένου να καθοριστούν οι μετοχές που θα συμμετάσχουν στο Γενικό Δείκτη Κύριας Αγοράς, χρησιμοποιούνται τα κριτήρια της Μέσης Χρηματιστηριακής Αξίας (ΜΧΑ) και της αξίας συναλλαγών (πλην της αξίας συναλλαγών των πακέτων) των μετοχών αυτών.

✓ Γενικός Δείκτης Παράλληλης Αγοράς

Ο Γενικός Δείκτης Παράλληλης Αγοράς του ΧΑΑ συντίθεται από τις 40 «πρώτες» μετοχές της Παράλληλης Αγοράς, οι οποίες συμμετέχουν και στους κλαδικούς δείκτες. Προκειμένου να καθοριστούν οι μετοχές που θα συμμετάσχουν στο Γενικό Δείκτη Παράλληλης Αγοράς, χρησιμοποιούνται τα κριτήρια της Μέσης Χρηματιστηριακής Αξίας (ΜΧΑ) και της αξίας συναλλαγών (πλην της αξίας συναλλαγών των πακέτων) των μετοχών αυτών.

✓ FTSE/ASE 20 (Financial Times Stock Exchange / Athens Stock Exchange 20)

Ο δείκτης FTSE/ASE 20 είναι ένας δείκτης υψηλής κεφαλαιοποίησης που περιλαμβάνει τις είκοσι μεγαλύτερες εταιρίες της αγοράς. Τα κριτήρια συμμετοχής των μετοχών είναι η κεφαλαιοποίησή τους, η εμπορευσιμότητά τους και το ποσοστό ευρείας διασποράς τους. Ο Δείκτης σχεδιάστηκε από το ΧΑΑ σε συνεργασία με το Χρηματιστήριο Αξιών του Λονδίνου (LSE) και την FTSE International Limited και τέθηκε σε ισχύ από το Σεπτέμβριο του 1997.

Ο δείκτης ελέγχεται από ανεξάρτητη Συμβουλευτική Επιτροπή, η οποία συστήθηκε από το ΧΑΑ, το Χρηματιστήριο Αξιών του Λονδίνου καθώς και από εκπροσώπους θεσμικών επενδυτών της αλλοδαπής και της ημεδαπής. Ως εκ τούτου, για τον σχεδιασμό του δείκτη έχουν υιοθετηθεί σταθεροί κανόνες. Η Επιτροπή αποφασίζει την αναπροσαρμογή του δείκτη κάθε εξάμηνο και το ΧΑΑ είναι υπεύθυνο για τον καθημερινό υπολογισμό του, ενώ ελέγχεται σε πραγματικό χρόνο από την FTSE International.

✓ FTSE/ASE Mid 40

Ο δείκτης FTSE/ASE Mid 40, όπως συμφωνήθηκε από την Επιτροπή που επιβλέπει και τους άλλους δείκτες FTSE, επικεντρώνεται σε μετοχές μεσαίας κεφαλαιοποίησης, που δεν περιλαμβάνονται στον FTSE/ASE 20 και τέθηκε σε ισχύ τον

Δεκέμβριο του 1999. Ο τρόπος υπολογισμού του είναι ίδιος με των άλλων δεικτών FTSE.

✓ **FTSE/ASE Small Cap 80**

Ο δείκτης FTSE/ASE Small Cap 80 τέθηκε σε ισχύ την 1η Ιουνίου 2001 και επικεντρώνεται σε μετοχές μεσαίας κεφαλαιοποίησης που δεν περιλαμβάνονται στους δύο προηγούμενους δείκτες. Ο τρόπος υπολογισμού του είναι ίδιος με των άλλων δεικτών FTSE.

✓ **FTSE Med 100**

Ο Δείκτης FTSE Med 100 απεικονίζει την απόδοση των Χρηματιστηρίων που δραστηριοποιούνται στην περιοχή της Ανατολικής Μεσογείου. Ο Δείκτης FTSE Med 100 περιλαμβάνει 100 εταιρείες με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση, οι οποίες έχουν εμπορευσιμότητα και είναι εισηγμένες στα Χρηματιστήρια Αξιών Ελλάδος, Κύπρου και Ισραήλ. Ο Δείκτης FTSE Med 100 είναι ένας διαπραγματεύσιμος δείκτης, υπολογίζεται σε πραγματικό χρόνο και σχεδιάστηκε έτσι ώστε ο αριθμός των χρηματιστηρίων που συμμετέχουν σ' αυτόν να μπορεί να επεκταθεί. Αναμένεται η δημιουργία παράγωγων προϊόντων (Συμβόλαια Μελλοντικής Εκπλήρωσης και Δικαιώματα) στο μέλλον.

5.4 Αναθεώρηση των δεικτών FTSE/ASE

Η Συμβουλευτική Επιτροπή συνεδριάζει δύο φορές το χρόνο, την τελευταία εβδομάδα του Απριλίου και Οκτωβρίου (ή μόλις είναι πρακτικά δυνατό μετά την προαναφερθείσα χρονική περίοδο) για να επανεξετάσει τις εταιρίες που συμμετέχουν στη σύνθεση των δεικτών. Η επανεξέταση των συμμετεχόντων εταιριών γίνεται με βάση τα στοιχεία που έχουν συγκεντρωθεί μέχρι το τέλος του Μαρτίου και Σεπτεμβρίου. Μεταβολές στην σύνθεση των δεικτών γίνονται μετά την ολοκλήρωση των εργασιών της τελευταίας ημέρας συναλλαγών του Μαΐου και του Νοεμβρίου.

5.5 Παράγοντες που επηρεάζουν τις Χρηματιστηριακές Εξελίξεις

Πολλοί είναι οι παράγοντες στους οποίους βασίζουν τις αποφάσεις των τοποθετήσεών τους οι επενδυτές, και στους οποίους μπορούν αντιστοίχως να αποδοθούν οι διακυμάνσεις του χρηματιστηρίου. Οι παράγοντες αυτοί αντικατοπτρίζουν την ποικιλία των διαφορετικών επενδυτικών αποφάσεων που λαμβάνουν οι συμμετέχοντες, είτε είναι θεσμικοί (τράπεζες, επενδυτικές εταιρείες, ασφαλιστικά ταμεία κ.λ.π.), είτε είναι ιδιώτες ή ξένοι επενδυτές.

i. Οι Προοπτικές της Εγχώριας Οικονομίας.

Το μακροοικονομικό πλαίσιο, εντός του οποίου θα πραγματοποιηθεί μία επένδυση, είναι ίσως ο σημαντικότερος παράγοντας. Η ελληνική οικονομία με την πρόοδο που έχει επιτύχει τα τελευταία χρόνια και τις προοπτικές που ανοίγονται από την ισότιμη συμμετοχή της στην Ευρωπαϊκή Ένωση, αποτελεί μία ελκυστική επενδυτική επιλογή.

ii. Η προεξόφληση της επιτυχίας ενός Οικονομικού Στόχου.

Ιδιαίτερα το 1999, η έκρηξη του χρηματιστηρίου, βασίστηκε στην μεγάλη εμπιστοσύνη των αγορών ότι η ελληνική οικονομία θα κάλυπτε τους στόχους του Μάαστριχτ και ότι θα επικυρωνόταν στις αρχές του 2000 η επιτυχία αυτή από το Ευρωπαϊκό Συμβούλιο.

iii. Οι Εναλλακτικές Μορφές Επενδυτικών Τοποθετήσεων.

Η εξέλιξη του πληθωρισμού, το ύψος των επιτοκίων των ομολόγων, τα αποταμιευτικά επιτόκια και η συναλλαγματική ισοτιμία είναι μερικοί από τους δείκτες, η εξέλιξη των οποίων επηρεάζει τις τοποθετήσεις στο χρηματιστήριο.

iv. Η διεθνής Οικονομική Κατάσταση.

Στα πλαίσια της παγκοσμιοποίησης και της ελεύθερης κίνησης των κεφαλαίων, οι επενδυτικές αποφάσεις εξαρτώνται όλο και πιο άμεσα από τις οικονομικές εξελίξεις μεταξύ περιοχών της υφελίου. Η μεταφορά κεφαλαίων από περιοχή σε περιοχή και από χώρα σε χώρα γίνεται ακόμα και για κερδοσκοπικούς λόγους. Επίσης υπάρχει η μετάδοση των επιδράσεων μεταξύ των αγορών (contagious effect). Η δανειοδότηση του ιδιωτικού τομέα, η καταναλωτική πίστη, τα συνολικά περιθώρια κέρδους των επιχειρήσεων, οι δείκτες αξιολόγησης των μετοχών είναι μερικά από τα στοιχεία που επηρεάζουν τις αποφάσεις για επενδύσεις στο Χρηματιστήριο.

v. Τα Διαθέσιμα προς Επένδυση Κεφάλαια.

Η άντληση κεφαλαίων μέσω αυξήσεων των μετοχικών κεφαλαίων, ο αριθμός των νεοεισερχόμενων εταιριών στο χρηματιστήριο και η συνολική αποταμίευση της οικονομίας είναι μερικοί από τους σημαντικότερους παράγοντες που επηρεάζουν τις χρηματιστηριακές εξελίξεις.

vi. Η Εμπιστοσύνη των Επενδυτών και η Προσδοκία Κερδών (Ψυχολογικοί Παράγοντες).

Οι ψυχολογικοί παράγοντες, σε τέτοιου είδους αγορές, είναι από τους πλέον σημαντικούς. Οι παράγοντες αυτοί προκαλούν συνήθως τη μαζική συμμετοχή του κοινού στις χρηματιστηριακές εξελίξεις και είναι συνήθως απρόβλεπτοι και έντονοι στις επιδράσεις τους, είτε αυτές είναι θετικές είτε είναι αρνητικές.

vii. Το Θεσμικό Πλαίσιο Λειτουργίας των Χρηματιστηριακών Αγορών.

Το φορολογικό σύστημα που ισχύει, το πλαίσιο λειτουργίας της αγοράς, η εποπτεία του συστήματος, η διοίκηση του Χρηματιστηρίου και τα δάνεια για μετοχές, είναι παράγοντες που βοηθούν και επηρεάζουν την ομαλή εξέλιξη των αγορών.

5.6 Η πορεία του ΧΑΑ από το 1990 έως το 1999

Το Χρηματιστήριο Αθηνών παίζει μεγάλο ρόλο στην οικονομική ανάπτυξη της Ελλάδας στο τελευταίο μισό του 20ου αιώνα. Γεγονότα τα οποία επηρέασαν ο Χρηματιστήριο είναι η ένταξη της Ελλάδας στην Νομισματική και Οικονομική Ενοποίηση (ONE) και το Χρηματιστηριακό κραχ του 1999 το οποίο σημάδεψε τις ζωές πολλών ελληνικών οικογενειών.

➤ 1990

Το ότι το 1990 ήταν μία θετική χρηματιστηριακή χρονιά, φάνηκε από τις πρώτες συνεδριάσεις του έτους. Η γενικότερη ατμόσφαιρα ήταν θετική. Η δημόσια εγγραφή της «Balkan Export» που είχε πραγματοποιηθεί το Δεκέμβριο του 1989, είχε σημειώσει σημαντική υπερκάλυψη. Οι συναλλαγές εμφανίζονταν σημαντικά αυξημένες. Νέοι πελάτες – επενδυτές έκαναν την εμφάνιση τους στα γραφεία των χρηματιστών. Κατά το μήνα Ιανουάριο του 1990, ο Δείκτης σημείωσε άνοδο κατά 17,6%.

Βέβαια, η ίδια θετική ατμόσφαιρα επικρατούσε και στο εξωτερικό. Την εποχή εκείνη, στις διεθνείς αγορές κυριαρχούσε ο Δείκτης Nikkei 225 του Χρηματιστηρίου του Τόκιο, ο οποίος πλησίασε στις 40,000 μονάδες (για να ακολουθήσει στη συνέχεια η υπερδεκαετής πορεία πτώσης του).

Οι τιμές των μετοχών ξεκίνησαν την ξέφρενη ανοδική τους πορεία, αμέσως μετά τις εκλογές της 8^{ης} Απριλίου. Η εκλογική νίκη της συντηρητικής παράταξης δημιούργησε στο επενδυτικό κοινό ελπίδες για την επίλυση των σοβαρότατων προβλημάτων που αντιμετώπιζε η οικονομία. Ο καλπασμός των τιμών κορυφώθηκε στις αρχές του Ιουλίου, όταν πλέον η κατάσταση θύμιζε έντονα την περίοδο του καλοκαιριού και του φθινοπώρου του 1987. Το διάστημα ,μεταξύ 6 Απριλίου και 5 Ιουλίου 1990 ο Γενικός Δείκτης βρέθηκε από τις 671,99 στις 1684,31 μονάδες, σημειώνοντας αύξηση κατά 150,6% μέσα σε τρεις μόλις μήνες.

Ο ημερήσιος όγκος συναλλαγών το Μάιο του 1990 ξεπέρασε το φράγμα των 2 δισεκατομμυρίων δραχμών (τη στιγμή που για όλο το έτος 1984 έφτασε μόλις το 1,5 δισεκατομμύρια δραχμές). Για όλο το 1990, ο όγκος συναλλαγών έφτασε στο εκπληκτικό – για την εποχή εκείνη – ύψος των 609 δισεκατομμύρια δραχμές.

Την άνοδο της χρηματιστηριακής «έκρηξης» ήρθε να διακόψει η ιρακινή εισβολή στο Κουβέιτ, η οποία προκάλεσε την οργισμένη αντίδραση της διεθνούς κοινωνίας, λόγω του κινδύνου διακοπής της ομαλής ροής του πετρελαίου και αύξησης της τιμής του. Πέρα όμως από της διεθνείς περιστάσεις, στην Ελλάδα η απώλεια της Ολυμπιάδας (Σεπτέμβριος 1990) προσγείωσε τους επενδυτές στην πραγματικότητα και τις τιμές των μετοχών σε πιο ρεαλιστικά επίπεδα. Η απογοήτευση προκλήθηκε από την επιδίωξη των προβλημάτων της οικονομίας και την πτωτική τάση που επικράτησε στις διεθνείς αγορές κατά τη διάρκεια της οικονομικής ύφεσης της περιόδου 1991 – 1992. Στα μέσα του 1992 ο Γενικός Δείκτης είχε επιστρέψει στις 550 μονάδες, δηλαδή στα επίπεδα προ εκλογών του 1990.

➤ **1991-1992 – Οι θεσμικές αλλαγές στην ελληνική κεφαλαιαγορά**

Κατά την περίοδο αυτή πραγματοποιήθηκαν, με επιτυχία, οι δημόσιες εγγραφές 19 νέων εταιριών, Αυτό σήμαινε ότι, το Χρηματιστήριο άρχισε – μετά από πολλά χρόνια – να επιτελεί σωστά το ρόλο του, ως χώρος εξεύρεσης φθηνών επενδυτικών κεφαλαίων, από αναπτυξιακές εταιρίες με θετικές προοπτικές.

Λειτουργήσε με επιτυχία η Παράλληλη Αγορά του Χρηματιστηρίου. Η νέα αυτή αγορά είχε βέβαια «εγκαινιασθεί» κατά το 1990, αλλά πήρε την ουσιαστική υπόσταση της στα χρόνια που ακολούθησαν. Επίσης εγκαταστάθηκε το Αυτόματο Σύστημα Ηλεκτρονικών Συναλλαγών, θέτοντας τέρμα σε μία περίοδο 116 ετών, κατά την οποία οι συναλλαγές πραγματοποιούνταν με τη μέθοδο της «αντιφώνησης».

Επιπλέον, αναπτύχθηκε, σε σημαντικό βαθμό, ο τομέας της επενδυτικής ενημέρωσης. Η ανάπτυξη του έγινε κυρίως μέσω του ειδικού ή του οικονομικού Τύπου, καθώς επίσης και από τα ειδικά τμήματα «Ανάλυσης» των μεγάλων χρηματιστηριακών εταιριών.

Το 1992 αποφασίζεται και εφαρμόζεται η συνθήκη του Μάαστριχ (Δεκέμβριος 1992), γεγονός που επηρέασε θετικά τη χρηματιστηριακή αγορά, με αποτέλεσμα να αυξηθεί τόσο ο όγκος των συναλλαγών όσο και ο αριθμός των θεσμικών επενδυτών που μετείχαν στο χρηματιστήριο.

Παρόλο που υπήρξε ύφεση στο χρηματιστήριο αυτή τη διετία, έπειτα από τις θεσμικές αλλαγές που πραγματοποιήθηκαν, το χρηματιστήριο αποτέλεσε μοχλό ανάπτυξης της ελληνικής οικονομίας.

➤ **1993-1996**

Η περίοδος 1993 – 1996 χαρακτηρίζεται από την είσοδο – και έξαρση – του κλάδου των κατασκευαστικών εταιριών και τις μεγάλες διακυμάνσεις στις τιμές των μετοχών και των δεικτών.

Η συνθήκη του Μάαστριχ πέρα από τη δημιουργία της Οικονομικής και Νομισματικής Ένωσης, αποφάσισε την κοινοτική χρηματοδότηση των ασθενέστερων οικονομιών της Ευρωπαϊκής Κοινότητας για την αναβάθμιση των υποδομών τους και την υποβάθμιση της προσπάθειας σύγκλισης των οικονομιών των κρατών – μελών. Η κοινοτική αυτή απόφαση δημιούργησε το Α' Κοινοτικό Πλαίσιο Στήριξης, το οποίο συνεπαγόταν μεταφορές μεγάλου ύψους κεφαλαίων στην Ελλάδα.

Παράλληλα με την κερδοσκοπία επί των μετοχών των κατασκευαστικών εταιριών, από το 1993, άρχισαν να διαφαίνονται οι προοπτικές ανάπτυξης της οικονομίας και των ελληνικών επιχειρήσεων. Η έντονη φιλολογία της εποχής για τη μετοχοποίηση του Οργανισμού Τηλεπικοινωνιών Ελλάδος και οι θέσεις των πολιτικών κομμάτων, έδειξαν ότι, ανεξάρτητα από το ποιο κόμμα θα κέρδιζε τις εκλογές η ελληνική οικονομία μπορούσε – και ουσιαστικά, ήταν αναγκασμένη – να κινηθεί μόνο

προς μία κατεύθυνση: αυτή της σύγκλισης με τις οικονομίες των υπόλοιπων κρατών μελών της Ευρωπαϊκής Κοινότητας.

Το 1993 ο δείκτης σημείωσε άνοδο κατά 42,59%. Ο όγκος των συναλλαγών έφθασε στα 637 εκατομμύρια δραχμές υπερβαίνοντας την προηγούμενη απόδοση του το 1990. την επόμενη χρονιά, ο όγκος των συναλλαγών αυξήθηκε σε 1.263 δισεκατομμύρια δραχμές, παρά την πτώση του Δείκτη Τιμών κατά 9,36%. Η αυξητική τάση του όγκου διατηρήθηκε – και μάλιστα επιταχυνόμενη – έως και τη μεγάλη άνοδο του 1999.

Την περίοδο 1993 – 1994, εισήλθαν στο Χρηματιστήριο 56 νέες εταιρίες, ανεβάζοντας τον αριθμό των διαπραγματευόμενων εταιριών στις 196. πρόκειται για το μεγαλύτερο αριθμό εταιριών που διαπραγματεύονταν μέχρι τότε στο Χρηματιστήριο της Αθήνας, Βέβαια, κατά τα επόμενα χρόνια, ο αριθμός αυτός έμελλε να ξεπερασθεί σημαντικά.

Για την περίοδο 1995 και 1996, η γενική εικόνα της αγοράς παρέμεινε στάσιμη. Όμως κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου, σημειωθήκαν σημαντικές διακυμάνσεις από μήνα σε μήνα, καθώς επίσης και σημαντικές αποκλίσεις μεταξύ τιμών των μετοχών. Οι διακυμάνσεις προκαλούνταν κυρίως από τη διαρκώς μεγαλύτερη συσχέτιση μεταξύ της πορείας των τιμών στο Χρηματιστήριο της Αθήνας, με την πορεία των τιμών στις μεγάλες διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές. Τα κυριότερα φαινόμενα της περιόδου αυτής υπήρξαν η διαρκής αύξηση του μεγέθους των θεσμικών επενδυτών και η περαιτέρω θεσμική ανανέωση και θωράκιση του χώρου, μέσα από μία σειρά νομοθετημάτων, με κυριότερο μεταξύ αυτών, την ψήφιση και εφαρμογή (από την 1^η Νοεμβρίου 1996), του Ν. 2396, περί Εταιριών Παροχής Επενδυτικών Υπηρεσιών.

Το 1995 η συνολική αξία των συναλλαγών έφθασε στα 1.408 δισεκατομμύρια δραχμές, για να ανέβει ακόμη περισσότερο στα 1.990 το 1996.

➤ **1997-1999**

Εξετάζοντας, από ιστορική σκοπιά, τις οικονομικές και χρηματιστηριακές εξελίξεις των τελευταίων ετών, μπορούμε με βεβαιότητα να χαρακτηρίσουμε το 1997 ως ένα πολύ σημαντικό έτος ή καλύτερα, ως ένα έτος «σταθμό» στην οικονομική ιστορία της Ελλάδας και στην ιστορία του Χρηματιστηρίου της Αθήνας,

Στα τέλη του 1996 και στις αρχές του 1997, ολοκληρώθηκε ένας μεγάλος «κύκλος» της ελληνικής οικονομίας. Ένας πτωτικός κύκλος, ο οποίος ξεκίνησε στις αρχές του 1974, όταν εμφανίζονταν οι πρώτες επιδράσεις της πετρελαικής κρίσης και όταν σχεδόν το σύνολο της παγκόσμιας οικονομίας εισερχόταν με ταχείς ρυθμούς σε μία φάση ύφεσης. Ο κύκλος αυτός ολοκληρώθηκε οριστικά και έκλεισε προς τα τέλη του 1996, οπότε επιτεύχθηκε ένας υψηλός ρυθμός αύξησης του εθνικού προϊόντος και συγχρόνως ένας χαμηλός αριθμός πληθωρισμού.

Με αφορμή την εξέλιξη του σκανδάλου της «Δέλτα Χρηματιστηριακής», η πολιτική ηγεσία, συνεπικουρούμενη από σύσσωμη την χρηματιστηριακή κοινότητα, δήλωσε και υλοποίησε - μέσα από μία σειρά παρεμβάσεων θεσμικού και λειτουργικού χαρακτήρα - την απόφαση να περιφρουρήσει τη διαφάνεια τη φερεγγυότητα και τη λειτουργικότητα του χώρου της ευρύτερης κεφαλαιαγοράς. Οι δυνάμεις της αγοράς απελευθερώθηκαν και με τη βοήθεια της θετικής διεθνούς συγκυρίας, ο επί σειρά ετών στάσιμος χώρος του Χρηματιστηρίου, «ζωντάνεψε» και αναπτύχθηκε.

Κατά τη διάρκεια 1997 – 2000 η ελληνική οικονομία χαρακτηρίστηκε από την προσπάθεια προσαρμογής των μακροοικονομικών μεγεθών στους όρους ένταξης στην Οικονομική και Νομισματική Ένωση της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Κύριοι στόχοι της προσπάθειας ήταν η μείωση του πληθωρισμού κάτω από το 3%, η μείωση των δημοσιονομικών ελλειμμάτων μέσα από την επίτευξη δημοσιονομικής «πειθαρχίας» και η αναστροφή της ανοδικής τάσης του δημόσιου χρέους.

Στη διάρκεια αυτών των ετών το ακαθάριστο εθνικό προϊόν αυξήθηκε με μέσω ρυθμό 3,5% ενώ στο τέλος της περιόδου, ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού, είχε υποχωρήσει στο 3,2%.

Το διάστημα της τριετίας 1997-1999, η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά γνώρισε τη μεγαλύτερη φάση ανάπτυξης της ιστορίας της. Αυτό, όχι τόσο σε επίπεδο εξέλιξης της τιμής του Γενικού Δείκτη, αλλά σε πολλούς άλλους τομείς :

✓ Στη μαζικότερη προσέλκυση του επενδυτικού κοινού, αφού στα τέλη του 1999 ο αριθμός των ενεργών επενδυτών έφθανε στα 1.500.000.

✓ Στο μέγεθος των συναλλαγών, αφού κατά το 1999 ο μέσος ημερήσιος όγκος συναλλαγών ξεπέρασε τα 220 δισεκατομμύρια δραχμές.

✓ Στην αποτίμηση της συνολικής κεφαλαιοποίησης της χρηματιστηριακής αγοράς σε σχέση προς το ΑΕΠ, αφού στα μέσα του Σεπτεμβρίου του 1999, η κεφαλαιοποίηση έφθανε στο 120% του ΑΕΠ,

✓ Στη δραστηριοποίηση των ξένων θεσμικών ή ιδιωτών ξένων επενδυτών.

✓ Στην άντληση κεφαλαίων από την – πρωτογενή – χρηματιστηριακή αγορά, αφού μόνο κατά το 1999 αντλήθηκαν περί τα 4,4 τρισεκατομμύρια δραχμές. Κατά το σύνολο δε της τετραετίας 1997-2000 αντλήθηκαν από την κεφαλαιαγορά 10,8 τρισεκατομμύρια δραχμές.

Ήδη, από τις αρχές του 1997, παρατηρήθηκε μία σημαντική αναζωογόνηση των συναλλαγών και αυξητική τάση των τιμών. Προς την κατεύθυνση αυτή βοήθησε η διεθνής συγκυρία και οι προσπάθειες του κράτους, το οποίο είχε διαβλέψει το ρόλο της κεφαλαιαγοράς στον επιχειρούμενο εκσυγχρονισμό του και στις προσπάθειες αποκρατικοποίησης ενός μεγάλου τμήματος του δυναμικού του.

Παρά την απειλητική εξέλιξη της διεθνούς χρηματιστηριακής κρίσης κατά το φθινόπωρο του 1998, σύντομα αποδείχθηκε ότι η ανοδική ορμή των παγκόσμιων αγορών ήταν τόσο ισχυρή που δύσκολα θα μπορούσε να ανακοπεί. Η ανοδική τάση συνεχίστηκε του πρώτους μήνες του 1999 σε βαθμό ώστε κατά το δεύτερο ήμισυ του

έτους να ενταθεί περαιτέρω. Παρατηρήθηκαν ισχυρές κερδοσκοπικές τάσεις με το Γενικό Δείκτη και το επίπεδο των συναλλαγών να σημειώνουν καθημερινά νέα ανώτατα επίπεδα.

Η ανοδική πορεία των τιμών των μετοχών κορυφώθηκε στα μέσα του 1999, όπου ο Γενικός Δείκτης τη 17^η Σεπτεμβρίου 1999 κατέγραψε την ανώτατη ιστορική τιμή στις 6.355 μονάδες.

5.7 Το χρηματιστηριακό «κραχ» του 1999

Η ιστορία του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών σημαδεύτηκε από το κραχ του 1999. Έχει εκτιμηθεί ότι περίπου εκατό δισεκατομμύρια ευρώ «άλλαξαν χέρια», μεγάλο μέρος από τα οποία έχασαν οι λεγόμενοι μικροεπενδυτές.

Η απότομη πτώση του Χρηματιστηρίου ακολούθησε την άνοδο των προηγούμενων ετών, που κορυφώθηκε το 1999 και συνδέθηκε με την ένταξη της Ελλάδας στην ΟΝΕ και την προοπτική ανάληψης των Ολυμπιακών Αγώνων της Αθήνας του 2004. Ανάλογη πορεία ακολουθούσαν και τα χρηματιστήρια διεθνώς, λόγω της αισιοδοξίας περί νέας οικονομίας, δηλαδή μόνιμη και σημαντική άνοδος της παραγωγικότητας χάριν στις επαναστάσεις της πληροφορικής. Πρελούδιο της κρίσης θεωρείται η οικονομική κρίση στην Ασία που προκάλεσε το μίνι κραχ του 1997 (October 27, 1997 mini-crash).

Στην Ελλάδα, το καλοκαίρι του 1999, πολλοί Έλληνες ασχολούνταν με το χρηματιστήριο: ακόμα και σε μικρά χωριά υπήρχαν ΕΛΔΕ (γραφεία αγοράς και πώλησης μετοχών), και πολλές μικρές εταιρίες εισήχθησαν στο Χρηματιστήριο. Οι ενεργοί κωδικοί επενδυτών στο ΧΑΑ έφτασαν το 1,5 εκ περίπου, όταν οι Έλληνες εργαζόμενοι είναι περίπου 4,5 εκ. Με τον γενικό δείκτη να καταρρίπτει καθημερινά κάθε ρεκόρ πολλοί Έλληνες πίστεψαν ότι έλυσαν το οικονομικό πρόβλημα της ζωής τους. Η πτώση που ξεκίνησε στις 23 Σεπτεμβρίου συνεχίστηκε για αρκετά χρόνια εξανεμίζοντας την αξία των μετοχών. Πολλές από τις μετοχές που είχαν εισαχθεί στο Χρηματιστήριο αποδείχτηκαν "φούσκες", δηλαδή άνευ αντικρίσματος μετοχές με εταιρίες χωρίς έργο και με μόνο σκοπό την ελκυστική εικόνα στο χρηματιστήριο.

Δεν έχει ξαναζήσει ποτέ στην ιστορία του το ελληνικό χρηματιστήριο την απόλυτη κατάρρευση δεικτών, κεφαλαιοποιήσεων, αποδόσεων και περιουσιακών στοιχείων εταιρειών και επενδυτών σε λιγότερους από 12 μήνες, όταν απαιτήθηκαν δεκαετίες ολόκληρες για να δημιουργηθεί μία χρηματιστηριακή αγορά η οποία συνθλίφθηκε και απαξιώθηκε. Τα ξένα χαρτοφυλάκια, υπό το κράτος του πανικού για να επιβιώσουν στη μεγαλύτερη οικονομική κρίση μετά τον Β΄ Παγκόσμιο Πόλεμο, σφυροκοπούσαν ανελέητα το ΧΑΑ όπως και τις άλλες αναδυόμενες αγορές.

Χαρακτηριστική ημερομηνία αποτελεί η 31η Μαρτίου 2003. Εκείνη την περίοδο κυριαρχούσε στο διεθνές σκηνικό η είσοδος των Αμερικανών στο Ιράκ και επικρατούσε

αβεβαιότητα για τη διάρκεια των πολεμικών επιχειρήσεων, έτσι επηρεαζόταν αρνητικά η εμπιστοσύνη των καταναλωτών. Ο Γενικός Δείκτης στο ΧΑΑ στις 31 Μαρτίου 2003 ουσιαστικά κατέγραψε τα χαμηλότερα επίπεδα, από τα υψηλά του Σεπτεμβρίου 1999 (6.355,04 μονάδες) και διολίσθησε στις 1.467,30 μονάδες, ενώ σε πορεία πτώσης είχαν βρεθεί όλες οι αγορές της Ευρώπης και της Αμερικής

Στοιχεία του υπουργείου οικονομικών για την περίοδο της κρίσης

Ο γενικός δείκτης τιμών των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών στη διάρκεια του ενδεκάμηνου Ιανουαρίου - Νοεμβρίου παρουσίασε διακυμάνσεις γύρω από μία πτωτική τάση. Αναλυτικότερα, ο γενικός δείκτης τιμών διαμορφώθηκε, μέχρι το τέλος Νοεμβρίου του έτους 2000, στα επίπεδα των 3245,8 μονάδων έναντι 5535,1 μονάδων και 2737,6 μονάδων που είχε διαμορφωθεί στο τέλος του Δεκεμβρίου του 1999 και του 1998 αντιστοίχως.

Πίνακας 1

Γενικός	Δείκτης	Χρηματιστηρίου	Αξιών	Αθηνών
		1998	1999	2000 (μέχρι Νοε.)
Γενικός	Δείκτης	2737,6	5535,1	3245,8
Μετοχών				
Μεταβολή		85%	102,2%	-41,4%

Η ποσοστιαία μείωση από το τέλος του Δεκεμβρίου του 1999 μέχρι το Νοέμβριο του 2000 ήταν 41,4%, έναντι αύξησης 102,2% και 85% που είχε σημειωθεί στο τέλος του 1999 και του 1998 αντιστοίχως. Ιστορικά ο δείκτης έχει σημειώσει αρκετές βραχυπρόθεσμες διακυμάνσεις, πολλές φορές έντονες, που άλλοτε ακολουθούν ανοδική και άλλοτε πτωτική τάση, όμως, είναι σημαντικό να τονιστεί ότι, μακροχρόνια η τάση του δείκτη ήταν μόνο ανοδική.

Αντίθετα με τις παραπάνω εξελίξεις, η άντληση κεφαλαίων από το ΧΑΑ διαμορφώθηκε σε σημαντικά υψηλότερο επίπεδο στην περίοδο του δεκάμηνου Ιανουαρίου - Οκτωβρίου 2000, από ότι στην αντίστοιχη περίοδο του 1999. Το ποσό που αντλήθηκε φθάνει τα 2.619 δισ. δρχ. έναντι 2.926 δισ. δρχ. για όλη την περίοδο του 1999, η οποία ήταν σημειωτέων ιδιαίτερα ευνοϊκή με εξαπλασιασμό των αντληθέντων κεφαλαίων έναντι του 1998. Τα κεφάλαια αυτά αντλήθηκαν από 126 εταιρίες έναντι 96 εταιριών το 1999 και 50 εταιριών το 1998. Επίσης το 2000 διπλασιάστηκε σχεδόν ο αριθμός των εταιριών που εισήγαγαν για πρώτη φορά τις μετοχές τους στο

Χρηματιστήριο, φθάνοντας σε 44 τον αριθμό έναντι 25 εταιριών το 1999 και 24 εταιριών το 1998.

Οι εξελίξεις αυτές δείχνουν ότι το 2000 ήταν μία χρονιά μειωμένων αποδόσεων των μετοχών, απορροφήθηκαν περισσότερα κεφάλαια και ενίσχυσαν την κεφαλαιακή τους βάση περισσότερες επιχειρήσεις, με αποτέλεσμα τη μείωση των χρηματοοικονομικών τους δαπανών και την στήριξη των επενδυτικών τους δραστηριοτήτων.

Κατά το έτος 2000 η αξία των χρηματιστηριακών συναλλαγών, καθώς και η αντίστοιχη μέση ημερήσια αξία των χρηματιστηριακών συναλλαγών, σημείωσε σημαντική πτώση σε σχέση με το 1999. Στη διάρκεια της περιόδου Ιανουαρίου – Οκτωβρίου 2000 η σωρευτική αξία των συναλλαγών έφθασε το ποσό των 31.111 δισ. δρχ. με μέση ημερήσια αξία 141 δισ. δρχ., έναντι 58.800 δισ. δρχ. και 222,7 δισ. δρχ. αντιστοίχως για όλο το 1999. Ανάλογη ήταν και η εξέλιξη του δείκτη εμπορευσιμότητας των μετοχών, δηλαδή του αριθμού των μετοχών που αποτέλεσαν αντικείμενο συναλλαγών προς το συνολικό αριθμό των μετοχών, ο οποίος μειώθηκε σε 4,5% τον Οκτώβριο του 2000 έναντι 12,6% για όλο το 1999.

Επίσης η χρηματιστηριακή αξία των εισηγμένων στο Χρηματιστήριο μετοχών (η κεφαλαιοποίηση του Χρηματιστηρίου) διαμορφώθηκε στα 43.935 δισ. δρχ. ή στο 107,4% του ΑΕΠ τον Οκτώβριο του 2000, από 67.311 δισ. δρχ. ή 176,5% του ΑΕΠ το Δεκέμβριο του 1999. Η κεφαλαιοποίηση του ΧΑΑ, θεωρείτο ιδιαίτερος μεγάλη για το έτος 2000 και είχε ξεπεράσει στο δείκτη αυτό, ακόμη και μεγάλα Χρηματιστήρια των αναπτυγμένων χωρών. Επιπλέον σύμφωνα με τις τότε εκτιμήσεις διεθνών επενδυτικών οίκων, ο λόγος της τιμής της μετοχής προς τα εκτιμώμενα κέρδη για το ΧΑΑ είχε διαμορφωθεί στο 14,3, αρκετά χαμηλότερα από τον αντίστοιχο λόγο του Dow Jones (19,7) και του FTSE-100 (36,4).

Πίνακας 2

Διάφοροι Δείκτες Συναλλαγών του Χρηματιστηρίου Α.Α.

	1998	1999	2000(μέχρι Οκτ.)
Αξία Χρηματιστηριακών Συναλλαγών (σφρευτική, σε δισ. δρχ.)	14212,0	58800,4	31111,0
Μέση Ημερήσια Αξία (σε δισ. δρχ.)	53,8	222,7	141,4
Χρηματιστηριακή Αξία των Εισηγμένων Μετοχών (σε δισ. δρχ.)	22839	67311	43935
(ως ποσοστό του ΑΕΠ)	63,7	176,5	107,4
Αριθμός Νέων Επιχειρήσεων στο ΧΑΑ	24	25	44
Αντληθέντα Κεφάλαια (σε δισ. δρχ.)	494	2926	2619
Αριθμός Επιχειρήσεων με αύξηση Μ.Κ	50	96	126
Δείκτης Εμπορευσιμότητας Μετοχών (τα στοιχεία αφορούν τον Οκτώβριο)	7%	12,6%	4,5%

Επιπτώσεις στους πολίτες

Θεωρείται από ορισμένους το μεγαλύτερο οικονομικοπολιτικό σκάνδαλο της μεταδικτατορικής Ελλάδας, καθώς αποτέλεσε την αφορμή για σημαντικού μεγέθους αναδιανομή πλούτου. Οι επιπτώσεις στην πραγματική οικονομία όμως ήταν μάλλον μικρές και οι επιπτώσεις στους πολίτες υπερτιμηθήκαν από μέρος της πολιτικής και τον τύπο. Για παράδειγμα, αιτιάσεις ότι χάθηκαν δεκάδες δισεκατομμύρια ευρώ από την περιουσία του ελληνικού λαού υπόκεινται συνήθως σε δυο λόγους :

1. Μεγάλο μέρος του ΧΑΑ είναι σε χέρια ξένων επενδυτών (τον Αύγουστο 2006 σχεδόν 42%).
2. Η άνοδος μιας μετοχής κατά 100% δεν σημαίνει πραγματικά κέρδη 100% για τους επενδυτές. Είναι μόνο χάρτινα κέρδη, αν όλοι οι επενδυτές προσπαθούσαν να ρευστοποιήσουν, οι τιμές θα έπεφταν κατά πολύ. Έτσι η πτώση από τα ανώτατα επίπεδα του 1999 δεν σημαίνει ότι οι επενδυτές είχαν μεγάλα κέρδη και τα έχασαν, σημαίνει ότι ποτέ δεν μπόρεσαν να ρευστοποιήσουν δυνάμει κέρδη. Πραγματικά χαμένοι επενδυτές είναι μόνο αυτοί που αγόρασαν στα υψηλότερα και πούλησαν στα χαμηλότερα σημεία, δηλαδή ένα πολύ μικρό ποσοστό των επενδυτών.

Το σημαντικότερο πρόβλημα που εντοπίζεται στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά μετά την κρίση του χρηματιστηρίου, είναι η επενδυτική παιδεία των συμμετεχόντων στην αγορά.

Το συμβάν της τριετίας 1997 - 1999 δεν ήταν βέβαια το μοναδικό παγκοσμίως αν και πολλοί προσπάθησαν να το παρουσιάσουν ως τέτοιο φαινόμενο. Δείκτες ή αγορές, όπως ο ΝΙΚΚΕΙ (Ιαπωνία) και ο NASDAQ (Η.Π.Α.), πραγματοποίησαν παρόμοιες πτώσεις στον απόηχο των εκεί κερδοσκοπικών ανόδων. Όμως η ειδοποιός διαφορά μεταξύ μιας ώριμης αγοράς από μία αναδυόμενη - στην πράξη και όχι στους τύπους - σαν και αυτήν της Σοφοκλέους, είναι τα αποτελέσματα και η αντίδραση μετά την πτώση.

Το οικονομικό και το κοινωνικό κόστος από την πτώση του ΧΑΑ ήταν πολύ μεγαλύτερα από τις αντίστοιχες επιπτώσεις σε οργανωμένες αγορές. Ο λόγος συνδέεται κυρίως με τον επιμερισμό του κινδύνου σε διάφορα επενδυτικά προϊόντα (μετοχές, ομόλογα, κλπ.), τα οποία στην περίπτωση της Ελλάδας δεν ήταν διαθέσιμα όπως θα έπρεπε στο επενδυτικό κοινό. Κατά συνέπεια, η συμπεριφορά «αγέλης» είχε σαν αποτέλεσμα τον εγκλωβισμό των επενδυτών σε τίτλους χωρίς χρηματοοικονομικό υπόβαθρο και μέλλον.

Το σημαντικό της όλης ιστορίας είναι ότι η συμπεριφορά των επενδυτών δεν φαίνεται να έχει αλλάξει. Η εμπλοκή των ξένων κυρίως θεσμικών επενδυτών δεν έχει προσθέσει αξία ούτε στο βάθος της αγοράς, αλλά ούτε και στις συναλλαγές. Η αναβάθμιση της αγοράς το έτος 2001 δεν πρόσθεσε τίποτα το ουσιαστικό. Το μόνο που υπενθύμισε σε χιλιάδες επενδυτές είναι ότι φανφάρες και δηλώσεις δεν αλλάζουν την προδιαγεγραμμένη πορεία μιας αγοράς, η οποία ταυτόχρονα παρουσιάζει σημαντικά διαρθρωτικά προβλήματα.

Δυστυχώς στη χρηματιστηριακή αγορά της Ελλάδος υπάρχουν σοβαρές ελλείψεις επενδυτικής παιδείας και από τους θεωρητικά «ειδικούς» στις επενδύσεις. Στα παραπάνω δυσμενή φαινόμενα έρχονται μάλιστα να προστεθούν ειδήσεις, οι οποίες μάλλον αποδεικνύουν ότι η σημασία της Ελληνικής αγοράς μετοχών ως τυπικά «ανεπτυγμένης» είναι πολύ μικρότερη από εκείνη που όλοι βιώσαμε μετά την υποτίμηση της δραχμής – Μάρτιος 1998 – και μέχρι τα μέσα περίπου του 1999 – όταν αποχωρούσαν σημαντικά ξένα θεσμικά κεφάλαια, έχοντας πλέον εκπληρώσει με τον καλύτερο δυνατό τρόπο την αποστολή τους (υψηλές αποδόσεις). Τότε - έτος 1998 – η εγχώρια αγορά ήταν «αναδυόμενη» και το σενάριο της Ευρωπαϊκής Σύγκλισης προσέλκυε σημαντικά επενδυτικά κεφάλαια τόσο από το εσωτερικό όσο και από το διεθνές περιβάλλον.

Σήμερα, η Ελληνική αγορά μετοχών αποκαλείται μεν «ανεπτυγμένη», αλλά η πτώση των κεφαλαιοποιήσεων έχει οδηγήσει στο φαινόμενο του μαζικού παραμερισμού των Ελληνικών μετοχών από τους διεθνείς χρηματιστηριακούς δείκτες και από τα αντίστοιχα ξένα θεσμικά χαρτοφυλάκια. Κατά συνέπεια, η ανασύνταξη δυνάμεων στο Ελληνικό Χρηματιστήριο παραμένει – όπως εδώ και πολύ καιρό – μία «εσωτερική

υπόθεση» ενός επενδυτικού κοινού, το οποίο όμως βρίσκεται ακόμη σε νάρκωση και δεν δείχνει να πιστεύει ιδιαίτερα στις προοπτικές τόσο της Ελληνικής οικονομίας όσο και των εισηγμένων επιχειρήσεων.

Ξένοι επενδυτές

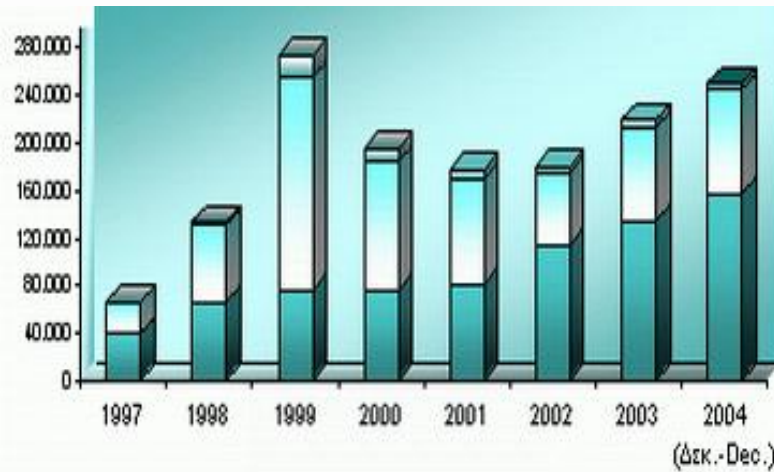
Για να αποφύγουν την κρίση του 2000 οι κεντρικές τράπεζες έριξαν τα επιτόκια, (η Fed τα περιόρισε στο 1%). Έτσι, όλοι έσπευσαν να δανειστούν και με φθηνό χρήμα να αγοράσουν ακίνητα ή να επενδύσουν σε χρεόγραφα με υψηλότερες αποδόσεις. Η παγκοσμιοποίηση των χρηματαγορών, η μείωση των επιτοκίων σε μηδενικά επίπεδα στις αρχές της δεκαετίας μας και η ανεξέλεγκτη παραγωγή πιστώσεων από τις τράπεζες μέσω της τιτλοποίησης οδήγησαν στις «φούσκες» των ακινήτων και μετοχών που σήμερα καταρρέουν παρασύροντας σε ύφεση την οικονομία.

Η συρρίκνωση του κλάδου των θεσμικών επενδυτών που συνοδεύθηκε από την απορρόφηση των εταιρειών επένδυσης από τις μητρικές τους εταιρείες (τράπεζες) ήταν το τελειωτικό χτύπημα στον κλάδο, που μέχρι σήμερα δεν μπορεί να συνέλθει από όσα συνέβησαν το καλοκαίρι του 1999, οπότε οι μισοί Έλληνες συμβούλευαν τους άλλους μισούς για επενδύσεις στη Σοφοκλέους. Στο πλαίσιο αυτό οι θεσμικοί ακολούθησαν μια πτωτική πορεία τα τελευταία 11 χρόνια και οδηγήθηκαν στο περιθώριο, καθώς το ζητούμενο ήταν να επιβιώσουν και να προστατεύσουν τις αποδόσεις τους. Παράλληλα σημειώθηκαν πολλές απολύσεις εργαζομένων και γενικά υπήρξε μια μεγάλη μετάλλαξη σε ανθρώπους και εταιρείες. Σχεδόν 17 δισ. ευρώ ρευστοποίησαν τα ελληνικά χαρτοφυλάκια την τριετία 2003-2006, παραδίδοντας ουσιαστικά το ΧΑΑ στους ξένους.

Η μεγάλη υποχώρηση των τιμών των μετοχών που έλαβε χώρα προς τα τέλη του 1999 και στη διάρκεια του 2000 ήταν ένα «ξεφούσκωμα» μιας υπερβολικής ανόδου των αποτιμήσεων. Η πτώση εκείνη ήταν κυρίως χρηματιστηριακού χαρακτήρα, καθώς δεν υπήρχαν στοιχεία τραπεζικής κρίσης ή προβλήματα των μεγάλων οικονομιών.

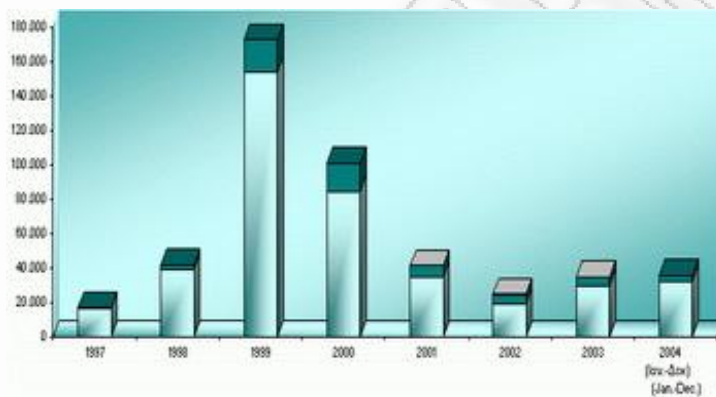
1997 – 2004 : Η πορεία προς την κρίση αλλά και αμέσως μετά από αυτή
 διαγραμματικά

Χρηματιστηριακή Αξία (Εκατ. Ευρώ) - Market Capitalization (Mil. Euro)



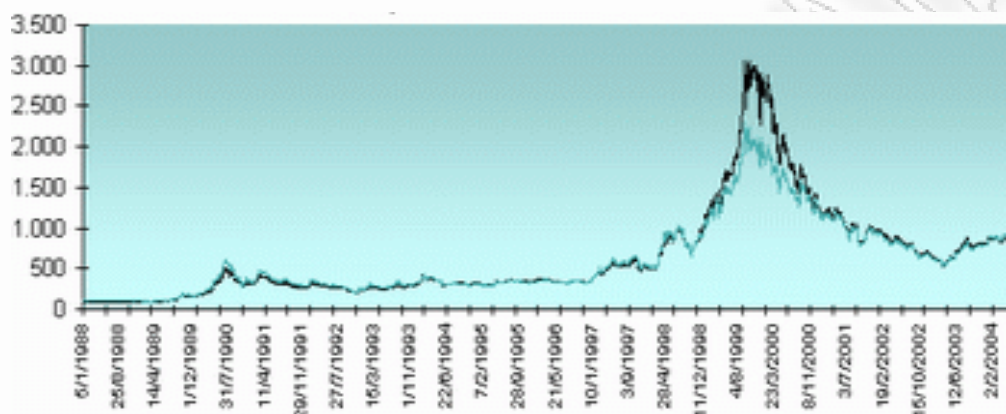
- Ε.ΑΓ.Α.Κ. - Ε.ΑΓ.Α.Κ.
- Νέα Χρηματιστηριακή Αγορά - New Market
- Μετοχές Παράλληλης Αγοράς - Parallel Market Shares
- Μετοχές Κύριας Αγοράς - Main Market Shares
- Δάνεια - Bonds

Αξία Συναλλαγών (Εκατ. Ευρώ) - Value of Transactions (Mil. Euro)



- Ε.ΑΓ.Α.Κ. - Ε.ΑΓ.Α.Κ.
- Νέα Χρηματιστηριακή Αγορά - New Market
- Μετοχές Παράλληλης Αγοράς - Parallel Market Shares
- Μετοχές Κύριας Αγοράς - Main Market Shares
- Δάνεια - Bonds

Διάγραμμα Γενικού Δείκτη Χρηματιστηρίου Αθηνών - Διάγραμμα δείκτη Όλων των μετοχών
Athens Exchange Composite Index Diagram - All Share Index Diagram
(Βάση - Base: 4.1.1988 = 100 Μονάδες - Units)



5.8 Η πορεία του ΧΑ από το 2000 έως το 2009

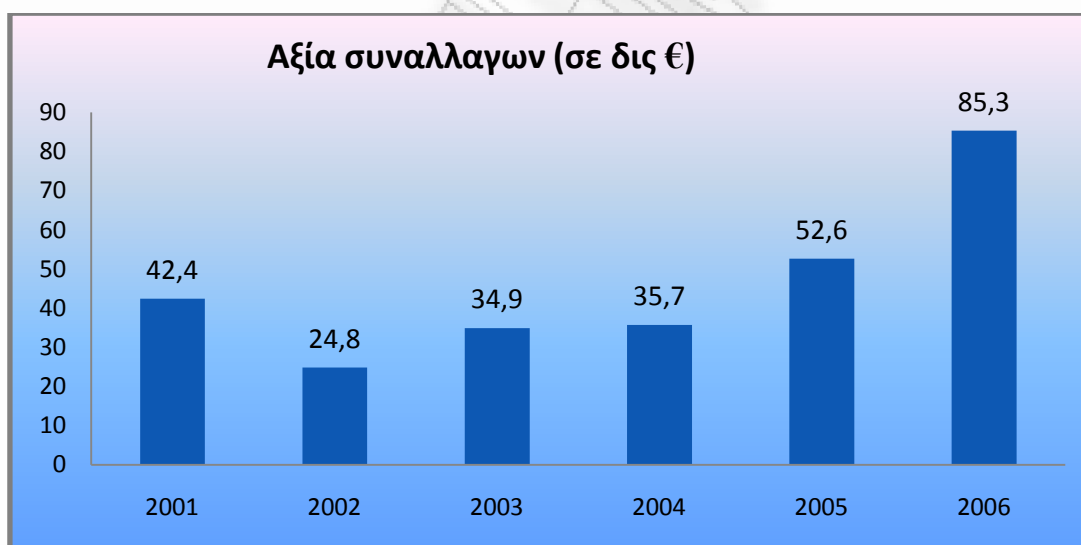
Το 2001 θα μπορούσε να αποτελέσει έτος «σταθμό» για την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, καθώς αναβαθμίστηκε από αναπτυσσόμενη σε αναπτυγμένη και ώριμη αγορά. Ωστόσο, λόγω της κρίσης η χρηματιστηριακή αγορά δεν αποκόμισε τα πολλαπλά οφέλη που θα μπορούσε να είχε. Ο όγκος των συναλλαγών παρέμεινε στα ίδια επίπεδα με το 2000, ενώ ο τζίρος αυξήθηκε ελάχιστα.

Η πρόταση επτά ελληνικών τραπεζών να αποκτήσουν με διαδικασία εξαγοράς και underwriting τις μετοχές της EXAE που κατείχε το ελληνικό Δημόσιο σε ποσοστό 33,4%, έγινε αποδεκτή το 2003. Έτσι το σύνολο των μετοχών κυριότητας ελληνικού δημοσίου μεταβιβάζεται στις επτά τράπεζες-αναδόχους οι οποίες τις διέθεσαν με δημόσια προσφορά στους υπόλοιπους μετόχους της EXAE και στους πρώην κατόχους μετόχων. Ουσιαστικά, μέσω του προγράμματος αποκρατικοποιήσεων που εφάρμοσε το ελληνικό δημόσιο, το χρηματιστήριο Αθηνών πέρασε σε μια νέα εποχή πλήρης ιδιωτικοποίησης.

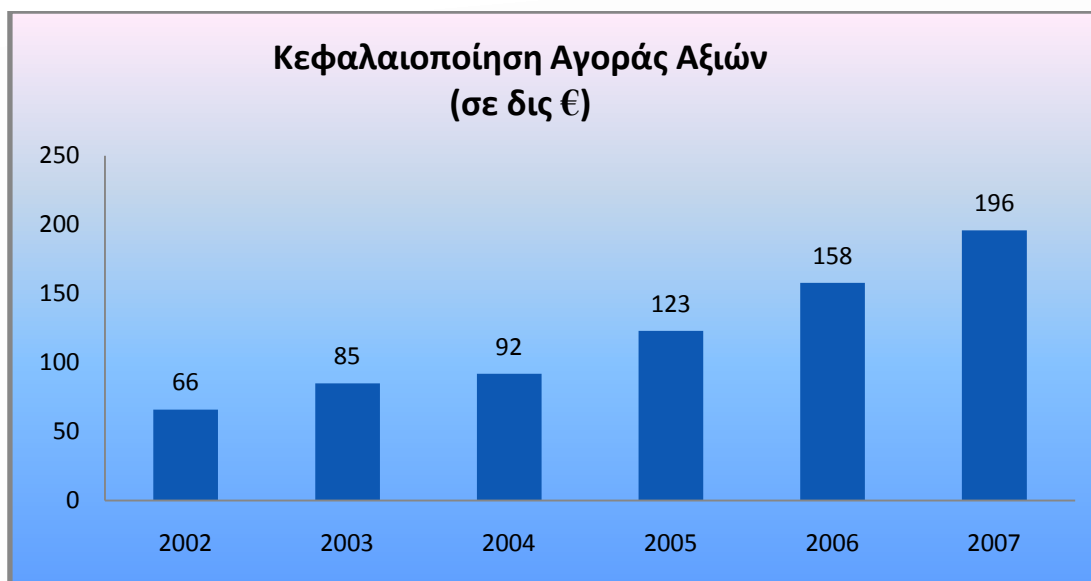
Οι δυο αυτές σημαντικές αλλαγές που πραγματοποιήθηκαν στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά το 2001 και το 2003, δημιούργησαν νέο ενδιαφέρον για το ΧΑΑ, ωστόσο οι επενδυτές παρέμειναν επιφυλακτικοί. Μια θετική - αν τελικά μπορεί να την αποκαλέσει έτσι κανείς- συνέπεια της αλλαγής της αγοράς από αναπτυσσόμενη σε αναπτυγμένη εμφανίστηκε μετά το 2001, όπου αυξήθηκε αισθητά ο αριθμός των ξένων επενδυτών στο ΧΑΑ. Στο παρακάτω διάγραμμα, βλέπουμε τη μεταβολή στο ποσοστό ξένων και εγχώριων επενδυτών, όπως αυτή διαμορφώθηκε από το 2001 έως το 2007.



Όπως είναι εμφανές, η αλλαγή της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς από αναπτυσσομένη σε ανεπτυγμένη αύξησε σε μεγάλο βαθμό το ποσοστό των ξένων επενδυτών στην ελληνική αγορά. Η αύξηση αυτή άρχισε να φαίνεται από το 2002 και με το πέρασμα των ετών γινόταν συνεχώς και πιο έντονη. Σε αυτή τη μεταβολή είναι πιθανόν να συνέβαλε και η πλήρης ιδιωτικοποίηση που πραγματοποιήθηκε το 2003. Παρόμοια πορεία ακολούθησε αυτά τα έτη και η αξία των συναλλαγών αλλά και η κεφαλαιοποίηση της αγοράς των αξιών. Στα επόμενα γραφήματα φαίνονται οι μεταβολές αυτές από το 2001 έως το 2007.



Η αξία των συναλλαγών παρουσίασε πτώση το 2002, αλλά από εκείνη τη χρονιά και έπειτα η πορεία ήταν ανοδική με αποκορύφωμα το έτος 2006 όπου παρατηρήθηκε διπλάσια αξία συναλλαγών σε σχέση με το 2001.



Η κεφαλαιοποίηση της αγοράς αξιών παρουσίασε συνεχή αύξηση από το 2002 έως το 2006, η οποία όμως ήταν εντονότερη το 2007, όπου η κεφαλαιοποίηση ήταν σχεδόν τριπλάσια από αυτή του 2002.

Το 2007 ήταν ένα έτος που ανέτρεψε τα δεδομένα στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Μια σημαντική αλλαγή που έλαβε χώρα στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά ήταν η εφαρμογή της ευρωπαϊκής οδηγίας MiFID το 2007. Η Ευρωπαϊκή Οδηγία 2004/39/ΕΚ «Markets in Financial Instruments Directive» (η «MiFID» όπως είναι η συνήθης χρησιμοποιούμενη σύντμηση) είναι μία εκ των οδηγιών της Ε.Ε. Η MiFID θεσπίστηκε προς εναρμόνιση των νόμων και των κανονισμών που διέπουν τις αγορές των χρηματοπιστωτικών μέσων, δηλαδή τις επενδυτικές υπηρεσίες σε κινητές αξίες, στην ενιαία αγορά του Ευρωπαϊκού Οικονομικού Χώρου, γνωστό ως «Ε.Ο.Χ.» (European Economic Area, the «EEA»). Ο Ε.Ο.Χ αποτελείται από τα κράτη μέλη της Ε.Ε. συν την Ισλανδία, τη Νορβηγία και το Λιχτενστάιν. Η συγκεκριμένη οδηγία, σύμφωνα με τον Γενικό Γραμματέα της Ελληνικής Ένωσης Τραπεζών (ΕΕΤ) κ. Χρήστος Γκόρτσο, παρέχει επιπλέον προστασία στους επενδυτές και τους καταναλωτές με τρεις κυρίως τρόπους:

«Πρώτον, θα παρέχεται σε αυτούς ακόμη μεγαλύτερη και λεπτομερής πληροφόρηση για τα χρηματοπιστωτικά μέσα στα οποία επιθυμούν να επενδύουν και τους κινδύνους που αναλαμβάνουν. Δεύτερον, θα προστατεύονται ακόμη πιο αποτελεσματικά αναφορικά με ενδεχόμενες συγκρούσεις συμφερόντων, και τρίτον, θα δίνεται ιδιαίτερη έμφαση στη βέλτιστη εκτέλεση των εντολών τους, στην επίτευξη δηλαδή του ευνοϊκότερου γι' αυτούς αποτελέσματος».

Ωστόσο αυτό που επηρέασε περισσότερο – από όσο τουλάχιστον αναμέναμε- το ΧΑΑ ήταν η διεθνής χρηματοπιστωτική κρίση που ξέσπασε στο τέλος του 2007. Όταν εμφανίστηκε η εν λόγω κρίση κανείς δεν φανταζόταν πως θα επηρεάσει τόσο την ελληνική αγορά, καθώς η εμφάνιση της οφειλόταν στα σύνθετα χρηματοοικονομικά

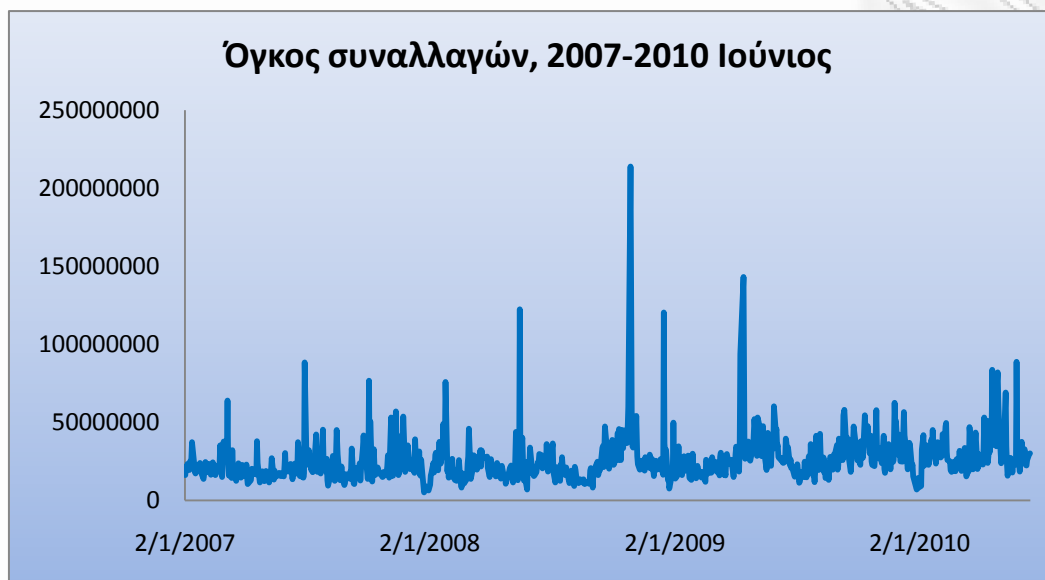
προϊόντα που χρησιμοποιούσαν αρκετοί χρηματοπιστωτικοί οργανισμοί και τα οποία δεν υπήρχαν στις ελληνικές τράπεζες παρά μόνο σε ένα ελάχιστο ποσοστό. Αυτός είναι και ο λόγος που αμφισβητείται η σχέση της κρίσης αυτής με την κρίση που βιώνει τα τελευταία έτη η ελληνική οικονομία.

Σίγουρα, από τη στιγμή που μιλάμε για μια παγκοσμιοποιημένη οικονομία δεν θα μπορούσε να αποφευχθεί και η παγκόσμια κρίση, πόσο μάλλον όταν αυτή ξεκίνησε από τη «Μέκκα» του συστήματος. Έτσι λοιπόν, είναι σίγουρο ότι αυτή η κρίση θα είχε επιπτώσεις στο σύνολο της παγκόσμιας οικονομίας, συμπεριλαμβανομένης και της χώρας μας. Επίσης, ήταν αναμενόμενο, ως ένα βαθμό, ότι θα επηρεαζόταν σημαντικά η ελληνική χρηματιστηριακή από την κρίση αυτή, καθώς η Ελλάδα δεν ήταν κατάλληλα «οχυρωμένη», ώστε να μην επηρεαστεί από μια τόσο μεγάλη κρίση. Όμως, αυτό που όπως αποδείχθηκε προκάλεσε την κατάρρευση της ελληνικής οικονομίας γενικότερα ήταν τα άσχημα δημοσιονομικά στοιχεία της, όπως το δημόσιο χρέος, το έλλειμμα, ο πληθωρισμός, ο ρυθμός ανάπτυξης κ.α. Τα στοιχεία αυτά για τη χώρα μας ήταν τόσο άσχημα που θα μπορούσαμε να πούμε ότι ακόμη κι αν δεν είχε επέλθει η διεθνής χρηματοπιστωτική κρίση, η ελληνική οικονομία θα έφτανε και πάλι στα όρια της κατάρρευσης.

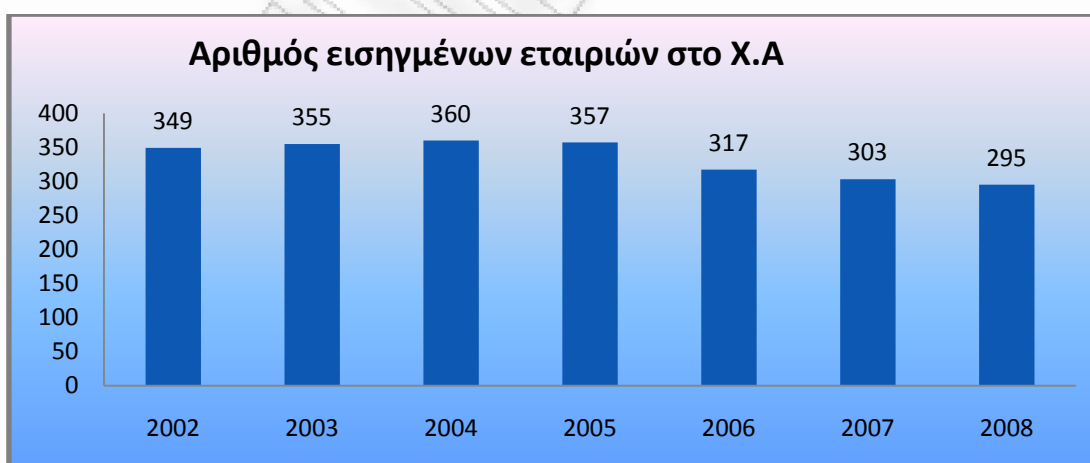
Εν μέσω ασταθούς πολιτικού σκηνικού στη χώρα μας, οι κερδοσκόποι δεν έχασαν την ευκαιρία και οδήγησαν το ΧΑΑ σε ιστορικά χαμηλά. Οι πραγματικά μεγάλες επιπτώσεις στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά έκαναν την εμφάνισή τους το 2008, το οποίο ήταν ένα έτος που χαρακτηρίστηκε από ύφεση στο ΧΑΑ. Το 2009 αρχικά ήταν ένα έτος ανάκαμψης και έδειχνε ότι ίσως σταματήσουν εκεί οι επιπτώσεις της κρίσης στο ΧΑΑ, ωστόσο η κατάρρευση τόσο των αγορών όσο και της ελληνικής οικονομίας εν γένει, επήλθε στις αρχές του 2010. Τις επιπτώσεις αυτές βιώνουμε μέχρι και σήμερα και κανείς δεν μπορεί να γνωρίζει αν τα χειρότερα έχουν παρέλθει για την ελληνική οικονομία. Στο επόμενο γραφήματα παρουσιάζεται η πορεία του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και του όγκου των συναλλαγών από το 2007 έως τον Ιούνιο του 2010.



Σε αυτό το γράφημα είναι εμφανές ότι η χρηματοπιστωτική κρίση επηρέασε σημαντικά το Γενικό δείκτη τιμών από το 2008 και έπειτα. Το έτος 2009 φάνηκε να είναι ένα έτος ανάκαμψης, καθώς από την αρχή του έτους μέχρι και τον Οκτώβριο η χρηματιστηριακή αγορά σηματοδεύτηκε από σημαντική άνοδο. Ωστόσο, στο τέλος του 2009 παρουσιάστηκε μια αντίστοιχα σημαντική πτώση, η οποία συνεχίστηκε και μάλιστα πιο έντονα το 2010.



Ο όγκος των συναλλαγών παρουσίασε μεγάλες και απότομες διακυμάνσεις, ειδικά τη διετία 2008-2010. Αυτό το γεγονός ενδέχεται να οφείλεται σε κερδοσκοπικά «παιχνίδια» που έλαβαν χώρα στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, κυρίως από ξένους επενδυτές. Επίσης, η χρηματοπιστωτική κρίση του 2007 επηρέασε και τον αριθμό των εισηγμένων εταιριών στο ΧΑΑ, ο οποίος είχε ήδη μειωθεί σημαντικά από το 2006 και συνέχισε να μειώνεται και τα επόμενα δυο έτη. Στο επόμενο γράφημα φαίνεται ο αριθμός των εισηγμένων εταιριών στο ΧΑΑ από το 2002 μέχρι το 2008.



Το έτος 2009 αξίζει να αναλυθεί ξεχωριστά, καθώς ήταν ένα έτος που, ενώ συνολικά παρουσιάστηκε άνοδος στο ΧΑΑ, στο τέλος υπήρξαν σημαντικές εξελίξεις, κυρίως στα δημοσιονομικά της Ελλάδος, οι οποίες επηρέασαν σε πολύ μεγάλο βαθμό τη χρηματιστηριακή αγορά.

Το 2009 ήταν χρονιά ανάκαμψης των διεθνών χρηματιστηρίων μετά τη μεγάλη πτώση του 2008. Ο συνδυασμός της υψηλής ρευστότητας, λόγω των έκτακτων μέτρων που έλαβαν οι κυβερνήσεις, των χαμηλών επιτοκίων και της βελτίωσης των εταιρικών αποτελεσμάτων τροφοδότησαν την άνοδο των χρηματιστηρίων. Η ελληνική αγορά ακολούθησε μέχρι τα μέσα Οκτωβρίου παράλληλη πορεία με τις ευρωπαϊκές αγορές. Στη συνέχεια όμως, υπό το μέγεθος της δημοσιονομικής κρίσης της χώρας, το χρηματιστήριο υποχώρησε ραγδαία ακολουθώντας αντίθετη πορεία από τις ευρωπαϊκές αγορές. Οι βελτιούμενες διεθνείς εξελίξεις επηρέασαν την πορεία της ελληνικής κεφαλαιαγοράς, η οποία κατά το 2009 χαρακτηρίστηκε αφενός από σημαντική άνοδο των χρηματιστηριακών τιμών, αυξημένη συναλλακτική δραστηριότητα στις αγορές του Χρηματιστηρίου Αθηνών (ΧΑ), αλλά αφετέρου από οριακή δραστηριότητα αρχικών δημοσίων προσφορών, αν και η συνολική δραστηριότητα στην πρωτογενή αγορά ήταν σημαντικά αυξημένη έναντι του 2008.

Οι τιμές των μετοχών στις διεθνείς αγορές ανέκαμψαν, ιδιαίτερα αυτές των εταιριών του χρηματοπιστωτικού κλάδου, οι οποίες είχαν μειωθεί σημαντικά λόγω της χρηματοπιστωτικής κρίσης. Στην τελευταία συνεδρίαση του έτους 2009 ο Γενικός Δείκτης Τιμών (ΓΔΤ) του Χρηματιστηρίου Αθηνών έκλεισε στις 2.196,16 μονάδες πραγματοποιώντας ετήσια άνοδο 22,9%. Η μέση τιμή κλεισίματος του ΓΔΤ κατά τη διάρκεια του έτους ήταν 2.186,64 μονάδες. Το 2009 η πορεία του ΓΔΤ χαρακτηρίστηκε από διακυμάνσεις. Επηρεασμένος από την χρηματοοικονομική αναταραχή που σημειώθηκε στις διεθνείς αγορές, ο ΓΔΤ ακολούθησε κατά τους τρεις πρώτους μήνες του έτους καθοδική πορεία. Στην συνεδρίαση της 9.03.2009 ο ΓΔΤ σημείωσε τη χαμηλότερη ενδοσυνεδριακή τιμή έτους (1.457,83 μονάδες) και τη χαμηλότερη τιμή κλεισίματος (1.469,41 μονάδες), η οποία αποτελεί την χαμηλότερη τιμή που έχει σημειωθεί από το Μάρτιο του 2003. Στη συνέχεια ο ΓΔΤ κινήθηκε ανοδικά ως το τέλος Οκτωβρίου. Η υψηλότερη ετήσια τιμή κλεισίματος του ΓΔΤ σημειώθηκε στις 24.10.2009 (2.896,61 μονάδες), ενώ η υψηλότερη ετήσια τιμή του δείκτη κατά τη διάρκεια της συνεδρίασης σημειώθηκε στις 15.10.2009 (2.932,45 μονάδες). Από το Νοέμβριο 2009 οι χρηματιστηριακοί δείκτες ακολούθησαν πτωτική πορεία κυρίως λόγω των αρνητικών δημοσιονομικών εξελίξεων. Στο επόμενο γράφημα παρουσιάζεται η μέση ετήσια μεταβολή του γενικού δείκτη τιμών από το 1999 έως το 2009.

Μέση ετήσια μεταβολή (%) του ΓΔΤ του Χρηματιστηρίου Αθηνών, 1999-2009											
Έτος Τοποθέτησης											
Έτος Απόδοσης	Έτος	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
	2000	-38,8									
	2001	-31,6	-23,5								
	2002	-31,9	-28,2	-32,5							
	2003	-20,0	-12,6	-6,5	29,9						
	2004	-12,8	-4,8	2,4	26,2	23,1					
	2005	-6,6	1,6	9,0	28,0	27,2	31,5				
	2006	-3,2	4,4	11,1	25,9	24,7	25,6	19,9			
	2007	5,4	6,2	12,2	24,3	23,0	23,0	18,9	17,9		
	2008	-6,9	-7,7	-5,2	0,4	-4,6	-10,5	-21,3	-36,2	-65,5	
	2009	-4,2	-4,7	-2,0	3,3	-0,5	-4,6	-12,0	-20,6	-34,9	22,9

Τέλος, παρατηρούμε τη συνολική πορεία του Γενικού δείκτη τιμών από το 1990 έως το 2010, όπως αυτή έχει διαμορφωθεί από τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος του δείκτη.



Όπως φαίνεται από το παραπάνω γράφημα, από το 1990 έως το 1997 παρατηρήθηκε μια μικρή μείωση στην αρχή και στασιμότητα στη συνέχεια. Από το 1997 μέχρι και το 1999 το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών παρουσίασε μεγάλη άνθηση που συνδέθηκε και με υψηλό όγκο συναλλαγών και μάλιστα ο Γενικός δείκτης τιμών έφτασε σε ιστορικά υψηλά που δύσκολα θα ξαναεμφανιστούν στο μέλλον. Το 1999 ήταν ένα πολύ έντονο χρηματιστηριακά έτος, καθώς είχαμε το κραχ του χρηματιστηρίου, το οποίο επηρέασε σημαντικά τους επενδυτές και έτσι οδηγηθήκαμε σε

μα συνεχή πτώση του Γενικού δείκτη τιμών μέχρι το 2003. Το έτος αυτό υπήρξε αφετηρία για μια ανοδική πορεία που ακολούθησε τα επόμενα έτη ο Γενικός δείκτης τιμών, η οποία μάλιστα συνεχίστηκε μέχρι το 2008. Έπειτα τα γεγονότα ήταν τόσο δυσάρεστα και οι εξελίξεις τόσο γρήγορες, λόγω της χρηματοπιστωτικής κρίσης αλλά κυρίως εξαιτίας των χειρίστων δημοσιονομικών μεγεθών της Ελλάδος, που το χρηματιστήριο ακολούθησε κατακόρυφη πτώση. Σήμερα, κανείς δεν μπορεί να προβλέψει πως θα κινηθεί η αγορά είτε βραχυχρόνια είτε μακροχρόνια, καθώς όπως αποδείχθηκε στην πράξη, οι παράγοντες που την επηρεάζουν είναι πολλοί και δύσκολο να προβλεφθούν.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6 : ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΡΕΥΝΑΣ

Στο κεφάλαιο αυτό περιγράφεται η μεθοδολογία που χρησιμοποιούμε για τη γενική ανάλυση των αποδόσεων του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και των υπολοίπων υπό εξέταση μετοχών καθώς και η μεθοδολογία που ακολουθούμε για την εξέταση κάθε φαινομένου ημερολογιακών ανωμαλιών ξεχωριστά. Επίσης, αναλύονται όλοι οι έλεγχοι που χρησιμοποιούνται στην έρευνα μας.

6.1 Ανάλυση γενικής μεθοδολογίας

Σε αυτήν την ενότητα παρουσιάζεται η μεθοδολογία που ακολουθούμε για την ανάλυση της απόδοσης του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και των άλλων επτά υπό εξέταση μετοχών. Αναλύεται ο τρόπος με τον οποίο υπολογίζουμε τις αποδόσεις, ο τρόπος ανάλυσης των γενικών στατιστικών στοιχείων καθώς και οι έλεγχοι που ακολουθούνται για τη συμμετρία, την κύρτωση και την κανονικότητα των αποδόσεων.

Η μεθοδολογία που ακολουθούμε είναι η εξής:

Αρχικά υπολογίζονται οι λογαριθμικές ημερήσιες αποδόσεις τόσο του Γενικού δείκτη όσο και των υπόλοιπων μετοχών με βάση την ακόλουθη εξίσωση:

$$R_t = 100 * \ln (P_t / P_{t-1})$$

Όπου,

R_t : ημερήσια απόδοση την ημέρα t.

P_t : τιμή κλεισίματος την ημέρα t.

P_{t-1} : τιμή κλεισίματος την ημέρα t-1.

Η συγκεκριμένη εξίσωση υπερτερεί της απλής εξίσωσης υπολογισμού αποδόσεων καθώς στην περίπτωση που παρατηρούνται μεγάλες και απότομες διακυμάνσεις, εξομαλύνει την επίδραση τους ενώ στην περίπτωση μικρών διακυμάνσεων τα μοντέλα δεν διαφέρουν σημαντικά.

Στη συνέχεια υπολογίζουμε τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς, δηλαδή, τη μέση απόδοση, τη διάμεσο, τη μέγιστη και την ελάχιστη τιμή, τη τυπική απόκλιση, τη διακύμανση, τους συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσης, καθώς και το τεστ Jarque-Bera. Το τεστ Jarque-Bera είναι ένα τεστ που ελέγχει την κανονικότητα των δεδομένων. Ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι ένα μέτρο που περιγράφει τη συμμετρία της κατανομής των δεδομένων. Αν η κατανομή είναι συμμετρική, ο συντελεστής ασυμμετρίας θα είναι μηδενικός, ενώ αν η κατανομή δεν είναι συμμετρική, δηλαδή «έχει ουρά» τότε ο συντελεστής ασυμμετρίας θα είναι διαφορετικός του μηδενός (αρνητικός αν η κατανομή «έχει ουρά» προς τα αριστερά ή θετικός αν η κατανομή «έχει ουρά» προς τα δεξιά). Ο συντελεστής κύρτωσης είναι ένα μέτρο που μας δείχνει το

σχήμα (κύρτωση) της κατανομής των δεδομένων και στην κανονική κατανομή είναι ίσος με τρία. Επίσης, παρουσιάζεται το Ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων του Γενικού δείκτη και των οχτώ σειρών.

Για την κατανόηση των παραπάνω εννοιών αρκεί να δώσουμε ένα απλό παράδειγμα. Έστω ότι έχουμε ένα δείγμα τιμών $[\chi_1, \chi_2, \dots, \chi_T]$, όπου χ οι αποδόσεις των τιμών και T ο συνολικός αριθμός των τιμών, τότε:

Η μέση απόδοση δίνεται από τον τύπο:

$$\hat{\mu}_\chi = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \chi_t$$

Η διακύμανση δίνεται από τον τύπο:

$$\hat{\sigma}_\chi^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\chi_t - \hat{\mu}_\chi)^2$$

Η ασυμμετρία δίνεται από τον τύπο:

$$\hat{S}(\chi) = \frac{1}{(T-1)\hat{\sigma}_\chi^3} \sum_{t=1}^T (\chi_t - \hat{\mu}_\chi)^3$$

Η κύρτωση δίνεται από τον τύπο:

$$\hat{K}(\chi) = \frac{1}{(T-1)\hat{\sigma}_\chi^4} \sum_{t=1}^T (\chi_t - \hat{\mu}_\chi)^4$$

Κάτω από την υπόθεση της κανονικής κατανομής των δεδομένων, ισχύει:

$$\hat{S}(\chi) \sim N\left(0, \frac{6}{T}\right), \quad \hat{K}(\chi) - 3 \sim N\left(0, \frac{24}{T}\right)$$

Αν έχουμε μεγάλο αριθμό δεδομένων, τότε τα τεστ που χρησιμοποιούμε για τον έλεγχο της συμμετρίας, της κύρτωσης και της κανονικής κατανομής των δεδομένων είναι τα εξής:

A) Για την ασυμμετρία των δεδομένων:

$$S^* = \frac{\hat{S}(\chi)}{\sqrt{\frac{6}{T}}} \sim N(0,1), \text{ αν ισχύει η κανονικότητα των δεδομένων.}$$

Απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0 , δηλαδή, ότι τα δεδομένα είναι συμμετρικά κατανομημένα, αν $|S^*| > Z_{\alpha/2}$ ή αν p-value $< \alpha$, όπου α είναι το επίπεδο σημαντικότητας και p-value είναι το στατιστικό επίπεδο σημαντικότητας, δηλαδή, είναι ένα τυποποιημένο μέτρο που χρησιμοποιείται για να υπολογιστεί ποσοτικά η αξιοπιστία μιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών που παρατηρούνται στο δείγμα μας.

B) Για την κύρτωση των δεδομένων:

$$K^* = \frac{\hat{K}(\chi) - 3}{\sqrt{24/T}} \sim N(0,1), \text{ αν ισχύει η κανονικότητα των δεδομένων, όπου}$$

$\hat{K}(\chi) - 3$: Υπερβάλλουσα κύρτωση.

Απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 των κανονικών ουρών των δεδομένων, αν $|K^*| > Z_{\alpha/2}$ ή αν p-value $< \alpha$.

Γ) Για την κανονικότητα των δεδομένων (Jarque-Bera test):

$JB = (K^*)^2 + (S^*)^2 \sim X_2^2$, αν ισχύει η κανονικότητα, όπου X_2^2 δηλώνει μια X^2 κατανομή με δυο βαθμούς ελευθερίας.

Απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 της κανονικότητας των δεδομένων αν $JB > X_2^2(\alpha)$ ή αν p-value $< \alpha$.

Έπειτα, πραγματοποιούμε τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας (Unit Root test) για να εξασφαλιστεί ότι τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν εμφανίζουν στασιμότητα και να διασφαλιστεί η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων. Ο τύπος που χρησιμοποιούμε για αυτό το τεστ είναι, ο Augmented Dickey-Fuller και η επιλογή του μήκους των κελίων γίνεται με βάση το κριτήριο του Schwarz. Η υπόθεση που εξετάζουμε είναι η ακόλουθη:

H_0 : η σειρά έχει μοναδιαία ρίζα

H_1 : η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα

Απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση (H_0) αν p-value $< \alpha$, όπου α είναι το επίπεδο σημαντικότητας.

Επιπλέον, ελέγχουμε την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων τόσο του Γενικού δείκτη όσο και των υπόλοιπων μετοχών, με απώτερο σκοπό να βρεθεί το

καταλληλότερο μοντέλο για την ανάλυση τους. Το τεστ που χρησιμοποιούμε για αυτόν τον έλεγχο είναι το Joint test (Ljung-Box Statistics).

$$Q(m) = T(T + 2) \sum_{l=1}^m \frac{\hat{\rho}_l^2}{T - l}$$

Η υπόθεση που εξετάζουμε είναι η εξής:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$$

$$H_1 : \rho_i \neq 0$$

Απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή την υπόθεση ότι οι αυτοσυσχετίσεις είναι μηδέν, αν $Q(m) > X_m^2(\alpha)$ ή αν $p\text{-value} < \alpha$. Σε διαφορετική περίπτωση δεχόμαστε ότι δεν υπάρχουν αυτοσυσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων. Επίσης, θα ελέγξουμε αν το μοντέλο που ακολουθούμε είναι επαρκές μέσω των καταλοίπων (Residual tests) και θα ελέγξουμε την ετεροσκεδαστικότητα (Correlogram of Squared Residuals) με σκοπό να καταλήξουμε στο καταλληλότερο μοντέλο παλινδρόμησης.

Στη συνέχεια περιγράφεται η αναλυτική μεθοδολογία που χρησιμοποιούμε για τη διεξοδικότερη μελέτη του κάθε φαινομένου.

6.2 Ανάλυση μεθοδολογίας για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος

Όσον αφορά το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος (day-of-the-week-effect) εξετάζουμε τις αποδόσεις κάθε ημέρας σε σχέση με τις αποδόσεις των υπόλοιπων ημερών, χρησιμοποιώντας το ακόλουθο γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης:

$$R_t = b_1 Mon_t + b_2 Tue_t + b_3 Wed_t + b_4 Thu_t + b_5 Fri_t + e_t$$

Όπου,

R_t : ημερήσια απόδοση την ημέρα t .

b_i : μέση ημερήσια απόδοση για κάθε ημέρα.

Mon_t, \dots, Fri_t : Ψευδομεταβλητές (dummy variables) που παίρνουν τις

τιμές : = 1, για την i ημέρα

= 0, αλλιώς.

e_t : σφάλμα παλινδρόμησης, $e_t \sim N(0, \sigma^2)$

Η εκτίμηση του μοντέλου πραγματοποιείται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (O.L.S Method).

Οι Ψευδομεταβλητές (dummy variables) είναι μεταβλητές οι οποίες παίρνουν την τιμή 1 εάν η ημέρα (που βρισκόμαστε) είναι η υπό εξέταση ημέρα και την τιμή 0 για οποιαδήποτε άλλη ημέρα. Για παράδειγμα, αν η ημέρα που θέλουμε να εξετάσουμε είναι η Παρασκευή, τότε θα χρησιμοποιήσουμε την ψευδομεταβλητή Fri_t για να δώσουμε την τιμή 1 σε όλες τις Παρασκευές του χρονικού διαστήματος που μελετούμε και την τιμή 0 σε όλες τις υπόλοιπες ημέρες. Στην έρευνα μας εξετάζουμε την ύπαρξη του φαινομένου για κάθε εργάσιμη ημέρα της εβδομάδας, γι' αυτό χρησιμοποιούμε 5 ψευδομεταβλητές.

Η δημιουργία των παραπάνω ψευδομεταβλητών (dummy variables) πραγματοποιείται σε λογιστικά φύλλα του Microsoft Office Excel 2007 και οι συναρτήσεις που χρησιμοποιούμε είναι η WEEKDAY, η οποία προσδιορίζει την ημέρα της εβδομάδας που αντιστοιχεί σε μια ημερομηνία, και η συνάρτηση IF, η οποία με την κατάλληλη συνθήκη κάθε φορά μας έδωσε τις τιμές που θέλαμε σε κάθε ψευδομεταβλητή.

Η υπόθεση που εξετάζουμε είναι η εξής:

$$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = 0 \text{ , έναντι της}$$

$$H_1 : b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq b_4 \neq b_5 \neq 0$$

Εάν δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση (H_0), τότε απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, ενώ σε αντίθετη περίπτωση δεν μπορούμε να απορρίψουμε την ύπαρξη του φαινομένου.

6.3 Ανάλυση μεθοδολογίας για το φαινόμενο του Ιανουαρίου

Για το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect) αναλύουμε τις αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών και των επτά μετοχών κατά τον μήνα Ιανουάριο και κατά τους υπόλοιπους μήνες. Το μοντέλο που χρησιμοποιούμε για το συγκεκριμένο φαινόμενο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = b_1Jan_t + b_2Feb_t + b_3Mar_t + b_4Apr_t + b_5May_t + b_6Jun_t \\ + b_7Jul_t + b_8Aug_t + b_9Sep_t + b_{10}Oct_t + b_{11}Nov_t \\ + b_{12}Dec_t + e_t$$

Όπου,

R_t : ημερήσια απόδοση την ημέρα t .

b_i : μέση μηνιαία απόδοση κάθε μήνα.

Jan_t, \dots, Dec_t : μηνιαίες ψευδομεταβλητές (dummy variables) που

παίρνουν τις τιμές:

= 1 , αν ο μήνας είναι Ιανουάριος, ..., Δεκέμβριος

= 0 , διαφορετικά

e_t : σφάλμα παλινδρόμησης , $e_t \sim N(0, \sigma^2)$

Η δημιουργία των παραπάνω ψευδομεταβλητών (dummy variables) πραγματοποιείται σε λογιστικά φύλλα του Microsoft Office Excel 2007 και οι συναρτήσεις που χρησιμοποιούμε είναι η MONTH, η οποία προσδιορίζει τον μήνα από μια συγκεκριμένη ημερομηνία, και η συνάρτηση IF, η οποία με την κατάλληλη συνθήκη κάθε φορά μας έδωσε τις τιμές που θέλαμε σε κάθε ψευδομεταβλητή.

Η υπόθεση που εξετάζουμε είναι η εξής:

$H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_{11} = b_{12} = 0$, έναντι της

$H_1 : b_1 \neq b_2 \neq \dots \neq b_{11} \neq b_{12} \neq 0$

Αν δεχτούμε τη μηδενική υπόθεση (H_0) τότε απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου, καθώς οι αποδόσεις των υπολοίπων μηνών δεν είναι σημαντικά διαφορετικές από τις αποδόσεις του Ιανουαρίου. Αν οι εκτιμήσεις των παραμέτρων b_i είναι διαφορετικές μεταξύ τους και οι αποδόσεις κατά το μήνα

Ιανουάριο είναι μεγαλύτερες από τις αποδόσεις των υπολοίπων μηνών, τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση (H_0), επομένως παρουσιάζεται το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

6.4 Ανάλυση της μεθοδολογίας για το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα

Όσον αφορά το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (turn-of-the-month-effect) εξετάζουμε τις αποδόσεις των τεσσάρων τελευταίων και των τεσσάρων πρώτων ημερών του μήνα σε σχέση με τις υπόλοιπες ημέρες του μήνα. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης που χρησιμοποιούμε για την ανάλυση αυτού του φαινομένου είναι το ακόλουθο:

$$R_t = c + d_1 D_{TOTM} + e_t \quad , \text{ με } t=1, \dots, T$$

Όπου,

R_t : απόδοση του δείκτη μακροχρόνιας περιόδου για την ημέρα t .

d_1 : μέση απόδοση των ημερών αλλαγής του μήνα.

D_{TOTM} : ψευδομεταβλητή (dummy variable) που παίρνει τις τιμές

= 1 , για τις ημέρες αλλαγής του μήνα.

= 0 , για τις υπόλοιπες ημέρες του μήνα.

e_t : τυχαίο σφάλμα μοντέλου με μηδενικό μέσο , $e_t \sim N(0, \sigma^2)$

Η δημιουργία των παραπάνω ψευδομεταβλητών (dummy variables) πραγματοποιείται σε λογιστικά φύλλα του Microsoft Office Excel 2007 και οι συναρτήσεις που χρησιμοποιούμε είναι η COUNTIF, η οποία μετρά το πλήθος των κελιών σε μια περιοχή που ικανοποιεί την καθορισμένη συνθήκη. Στην περίπτωση μας χρησιμοποιούμε τη συνάρτηση αυτή για να καθορίσουμε τις ημέρες διαπραγμάτευσης του χρηματιστηρίου και εν συνεχεία με την συνάρτηση IF βρίσκουμε όλες τις ημέρες που δεν υπήρξε συνεδρίαση. Έπειτα, με τη συνάρτηση EOMONTH δημιουργούμε δυο στήλες, μια που για όλες τις ημέρες του κάθε μήνα μας δίνει την πρώτη ημέρα του μήνα και άλλη μια που μας δίνει την τελευταία ημέρα του μήνα. Στη συνέχεια, με τη συνάρτηση NETWORKDAYS δημιουργούμε άλλες δυο στήλες, μια που μας δίνει για κάθε ημερομηνία τις ημέρες λειτουργίας του χρηματιστηρίου από την αρχή του μήνα και άλλη μια που μας δίνει τις ημέρες λειτουργίας που απομένουν μέχρι το τέλος του μήνα. Τέλος, χρησιμοποιούμε πολλαπλή συνάρτηση IF για να πάρουμε την τιμή 1 για κάθε ημέρα αλλαγής του μήνα και την τιμή 0 για τις υπόλοιπες ημέρες του μήνα.

Η υπόθεση που εξετάζουμε είναι η εξής:

$$H_0 : d_1 = 0$$

$$H_1 : d_1 \neq 0$$

Αν δεχτούμε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή δεχτούμε ότι δεν υπάρχει διαφορά μεταξύ των αποδόσεων των ημερών αλλαγής του μήνα και των υπολοίπων ημερών του μήνα, τότε απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της αλλαγής του μήνα. Διαφορετικά το φαινόμενο αυτό υπάρχει και είναι σημαντικό.

6.5 Ανάλυση μεθοδολογίας για το φαινόμενο της παραμονής των εορτών

Για το φαινόμενο της παραμονής των εορτών (pre-holiday effect), εξετάζουμε την προηγούμενη ημέρα διαπραγμάτευσης του χρηματιστηρίου από εννέα σημαντικές εορτές σε σχέση με τις υπόλοιπες ημέρες του χρόνου. Οι εορτές που μελετάμε είναι οι ακόλουθες: Πρωτοχρονιά, Καθαρά Δευτέρα, 25^η Μαρτίου, Πάσχα, Πρωτομαγιά, Αγίου Πνεύματος, Δεκαπενταύγουστος, 28^η Οκτωβρίου, Χριστούγεννα. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης που χρησιμοποιούμε για τη μελέτη του συγκεκριμένου φαινομένου είναι το εξής:

$$R_t = c + b_{it}D_{it} + e_t$$

Όπου,

R_t : απόδοση την περίοδο t .

b_{it} : μέση απόδοση των ημερών συναλλαγής που προηγούνται των εορτών.

D_{it} : ψευδομεταβλητή (dummy variable) που παίρνει τις τιμές

= 1, για ημέρα συναλλαγής που προηγείται εορτής.

= 0, για τις υπόλοιπες ημέρες.

e_t : σφάλμα παλινδρόμησης , $e_t \sim N(0, \sigma^2)$

Η δημιουργία των παραπάνω ψευδομεταβλητών (dummy variables) πραγματοποιείται σε λογιστικά φύλλα του Microsoft Office Excel 2007. Οι ημερομηνίες των κινητών εορτών για κάθε έτος βρέθηκαν από τον ιστότοπο www.eortologio.gr.

Η υπόθεση που εξετάζουμε είναι η εξής:

$$H_0 : b_i = 0$$

$$H_1 : b_i \neq 0$$

Αν δεχτούμε τη μηδενική υπόθεση (H_0) τότε απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών, αφού δεν υπάρχει σημαντική διαφορά ανάμεσα στη μέση απόδοση των ημερών συναλλαγής που προηγούνται των εορτών και στη μέση απόδοση των υπολοίπων ημερών.

Συμπερασματικά, και για τα τέσσερα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών, για να αποδειχθεί η ύπαρξη τους θα πρέπει να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση, δηλαδή, θα πρέπει να παρατηρηθούν στατιστικά σημαντικές διαφορές ανάμεσα στις αποδόσεις των υπό εξέταση περιόδων και στις αποδόσεις των υπολοίπων ημερών.

6.6 Παραμετρικοί έλεγχοι

Στη συγκεκριμένη ενότητα παρουσιάζονται τα τεστ που χρησιμοποιήθηκαν για τον έλεγχο της σημαντικότητας των αποδόσεων και την επιλογή του κατάλληλου μοντέλου παλινδρόμησης κάθε μετοχής για κάθε φαινόμενο ημερολογιακών ανωμαλιών. Επίσης, αναλύεται ο τρόπος υπολογισμού της μακροχρόνιας μέσης απόδοσης για κάθε φαινόμενο που μελετάμε.

Για την μελέτη και ανάλυση των αποδόσεων του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, αλλά και των υπόλοιπων υπό εξέταση μετοχών χρησιμοποιήθηκαν παραμετρικά τεστ. Τα παραμετρικά τεστ που χρησιμοποιήσαμε είναι το t-test, το οποίο ελέγχει αν η ημερήσια απόδοση κάθε μετοχής διαφέρει στατιστικά από το μηδέν, καθώς και το F-test (one-way Anova), το οποίο εξετάζει αν οι αποδόσεις για όλες τις ημέρες ισούνται μεταξύ τους (ή με το μηδέν) ή εάν παρατηρείται στατιστικά σημαντική διαφορά ανάμεσα στις αποδόσεις των υπό εξέταση περιόδων του κάθε φαινομένου και των υπολοίπων περιόδων. Συγκεκριμένα, για τον έλεγχο των συντελεστών των αποδόσεων, χρησιμοποιήθηκε το Wald test. Για μια τυπική, γραμμική παλινδρόμηση, της μορφής:

$$y = X\beta + e$$

Με γραμμικούς περιορισμούς:

$$H_0 : R\beta - r = 0$$

Όπου, R είναι ένας γνωστός πίνακας, μεγέθους $q \times k$ και r είναι ένα διάνυσμα μήκους q .

Το Wald τεστ είναι το ακόλουθο:

$$W = (Rb - r)'(Rs^2(X'X)^{-1}R')^{-1}(Rb - r)$$

Και υπό τους γραμμικούς περιορισμούς, το W ακολουθεί την ασυμπτωτική κατανομή $X^2(q)$. Αν υποθέσουμε επιπλέον, ότι τα στατιστικά σφάλματα e είναι ανεξάρτητα και κανονικά κατανομημένα, τότε το F-test είναι το εξής:

$$F = \frac{W}{q} = \frac{(\tilde{u}'\tilde{u} - u'u)/q}{(u'u)/(T-k)}$$

Όπου, \tilde{u} είναι το διάνυσμα των καταλοίπων της παλινδρόμησης.

Σε αυτή την περίπτωση, το F συγκρίνει το άθροισμα των τετραγώνων υπολογιζόμενο με και χωρίς τους επιβαλλόμενους περιορισμούς.

Επίσης, για την επιλογή του καταλληλότερου μοντέλου, με το οποίο θα μοντελοποιήσουμε το μέσο και τη διακύμανση, θα χρησιμοποιηθεί το κριτήριο του Schwartz. Το Μπευζιανό κριτήριο πληροφοριών (BIC) ή Schwarz κριτήριο (επίσης SBC, SBIC) είναι ένα κριτήριο για την επιλογή μοντέλου ανάμεσα σε μια κατηγορία παραμετρικών μοντέλων με διαφορετικό αριθμό παραμέτρων. Το Schwartz criterion ορίζεται ως:

$$-2(l - T) + k \log(T)/T$$

Όπου, l είναι η τιμή της λογαριθμημένης συνάρτησης πιθανοφάνειας, με k εκτιμωμένες παραμέτρους και έχοντας χρησιμοποιήσει T παρατηρήσεις.

Τέλος, αξίζει να σημειωθεί ότι η μακροχρόνια μέση απόδοση για κάθε χρονική περίοδο που εξετάζουμε δεν είναι αυτή που εκτιμά το μοντέλο. Γενικά, όταν έχουμε ένα γραμμικό μοντέλο της μορφής:

$$Y_t = c + b_1 Y_{t-1} + e_t$$

Στην ισορροπία ή στο long-run η μακροχρόνια μέση απόδοση δίνεται από τον τύπο:

$$E(Y_t) = c + b_1 E(Y_{t-1}) + E(e_t)$$

Όπου,

$$E(e_t) = 0 \text{ και } E(Y_t) = E(Y_{t-1})$$

Οπότε, λύνοντας ως προς $E(Y_t)$ για να βρούμε τη μακροχρόνια μέση απόδοση παίρνουμε:

$$E(Y_t) = \frac{c}{1 - b_1}$$

Αυτόν τον τύπο θα χρησιμοποιήσουμε σε κάθε ένα από τα φαινόμενα που θα εξετάσουμε για να δώσουμε τη μακροχρόνια απόδοση.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7 : ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΑΣ

Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο παρουσιάζονται αναλυτικά τα αποτελέσματα της έρευνας σχετικά με την επίδραση των τεσσάρων βασικών φαινομένων ημερολογιακών ανωμαλιών στο Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ και στις υπόλοιπες επτά υπό εξέταση μετοχές. Τα αποτελέσματα της έρευνας είναι κατηγοριοποιημένα με βάση την ανάλυση των γενικών στατιστικών στοιχείων, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος, το φαινόμενο του Ιανουαρίου, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα και το φαινόμενο της παραμονής των εορτών.

7.1 Ανάλυση γενικών στατιστικών στοιχείων και ελέγχων

Σε αυτήν την ενότητα αναλύουμε και παρουσιάζουμε τη διαχρονική εξέλιξη της τιμής κλεισίματος και της απόδοσης των υπό εξέταση μετοχών και του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, καθώς και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς των αποδόσεων. Επίσης, ελέγχουμε τη κανονικότητα, τη συμμετρία και τη κύρτωση των αποδόσεων. Τέλος, πραγματοποιούμε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας και βρίσκουμε το κατάλληλο μοντέλο παλινδρόμησης.

Για διευκόλυνση των ελέγχων που θα δούμε στη συνέχεια αξίζει να δώσουμε τα παρακάτω στοιχεία:

Για την τυπική κανονική κατανομή:

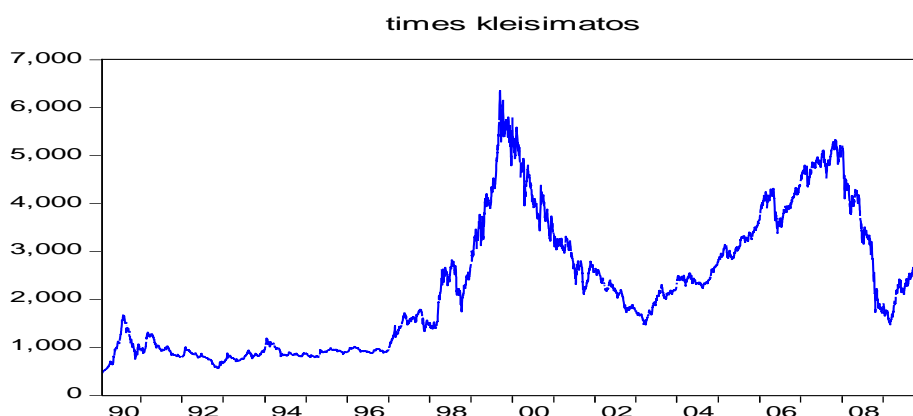
$$Z_{0,05} = 1,645 \quad , \quad Z_{0,025} = 1,96 \quad , \quad Z_{0,005} = 2,57$$

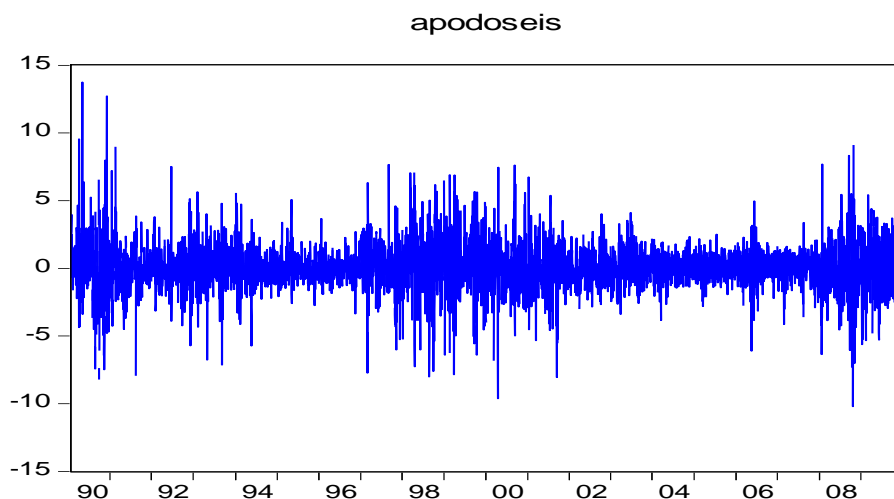
Για την κατανομή Χ-τετράγωνο:

$$X_2^2(0,1) = 4,605 \quad , \quad X_2^2(0,05) = 5,991 \quad , \quad X_2^2(0,01) = 9,210.$$

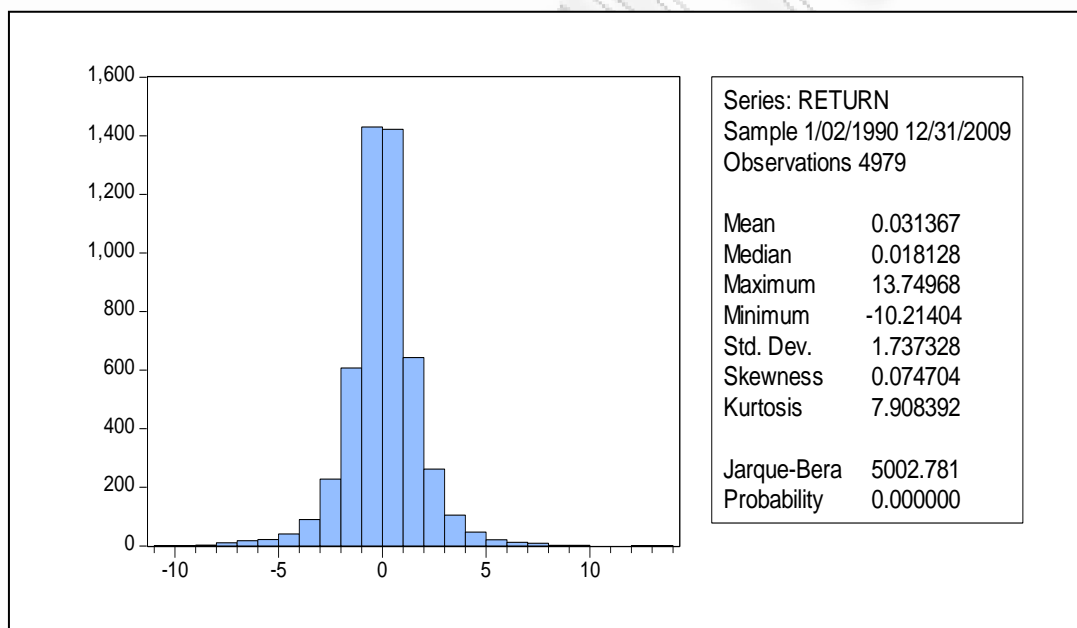
7.1.1 Για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ

Η διαχρονική εξέλιξη των τιμών κλεισίματος και των αποδόσεων του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ παρουσιάζεται στα παρακάτω γραφήματα:





Στο επόμενο γράφημα βλέπουμε τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς καθώς και το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων των αποδόσεων του δείκτη.



Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του δείκτη είναι 0,031367%, η μέγιστη απόδοση που είχε είναι 13,74968% και η ελάχιστη -10,21404%. Η διάμεσος των αποδόσεων είναι 0,018128% και η τυπική απόκλιση 1,737328%. Επίσης, $\hat{S}(x) = 0,074704$, $\hat{K}(x) = 7,908392$, $JB=5002,781$, $p\text{-value}=0$ και $T=4980$ παρατηρήσεις. Οπότε,

$$S^* = \frac{\hat{S}(x)}{\sqrt{6/T}} = 2,1522, \quad K^* = \frac{\hat{K}(x) - 3}{\sqrt{24/T}} = 70,7047. \quad \text{Δηλαδή, σε επίπεδο}$$

σημαντικότητας 5% αλλά και 10% βλέπουμε ότι:

$$|S^*| > Z_{\alpha/2} , |K^*| > Z_{\alpha/2} , JB > \chi^2_2(\alpha) \text{ και } p\text{-value} < \alpha .$$

Άρα, στα παραπάνω επίπεδα σημαντικότητας απορρίπτεται η υπόθεση των συμμετρικά κατανομημένων δεδομένων, των κανονικών ουρών των δεδομένων καθώς και της κανονικότητάς τους.

Στην συνέχεια πραγματοποιούμε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας:

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-60.65503	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.431482	
5% level	-2.861925	
10% level	-2.567018	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RETURN)
Method: Least Squares
Date: 05/11/10 Time: 09:55
Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
Included observations: 4978 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.849923	0.014012	-60.65503	0.0000
C	0.026138	0.024348	1.073506	0.2831
R-squared	0.425074	Mean dependent var		-0.000514
Adjusted R-squared	0.424959	S.D. dependent var		2.265023
S.E. of regression	1.717601	Akaike info criterion		3.920135
Sum squared resid	14679.96	Schwarz criterion		3.922752
Log likelihood	-9755.217	Hannan-Quinn criter.		3.921053
F-statistic	3679.032	Durbin-Watson stat		1.988262
Prob(F-statistic)	0.000000			

Βλέπουμε ότι $p\text{-value}=0,0001$, δεν είναι στατιστικά σημαντικό και επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή, η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα.

Έπειτα, υπολογίζουμε τις 5 πρώτες αυτοσυσχετίσεις :

Correlogram of return
Date: 05/11/10 Time: 09:56
Sample: 1/02/1990 12/31/2009
Included observations: 4979

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	0.150	0.150	112.21	0.000
		2	-0.017	-0.040	113.65	0.000
		3	0.007	0.016	113.87	0.000
		4	0.032	0.028	118.94	0.000
		5	0.001	-0.008	118.94	0.000

Παρατηρούμε ότι υπάρχει σημαντική αυτοσυσχέτιση στην πρώτη παρατήρηση, επομένως δοκιμάζουμε να φτιάξουμε ένα μοντέλο AR(1) για να μοντελοποιήσουμε το μέσο.

Το μοντέλο μας θα έχει τη μορφή:

$$r_t = \Phi_0 + \Phi_1 r_{t-1} + a_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο AR(1).

AR(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/11/10 Time: 09:58

Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026138	0.024348	1.073506	0.2831
RETURN(-1)	0.150077	0.014012	10.71029	0.0000
R-squared	0.022533	Mean dependent var		0.030844
Adjusted R-squared	0.022337	S.D. dependent var		1.737111
S.E. of regression	1.717601	Akaike info criterion		3.920135
Sum squared resid	14679.96	Schwarz criterion		3.922752
Log likelihood	-9755.217	Hannan-Quinn criter.		3.921053
F-statistic	114.7102	Durbin-Watson stat		1.988262
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(1) για τις αποδόσεις του δείκτη είναι το εξής:

$$r_t = 0,026138 + 0,150077r_{t-1} + a_t$$

Ελέγχουμε το παραπάνω μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/11/10 Time: 10:01

Sample: 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.005	0.005	0.1475	0.701
		2	-0.042	-0.042	8.7823	0.012
		3	0.005	0.005	8.8834	0.031
		4	0.032	0.030	13.916	0.008
		5	-0.005	-0.005	14.052	0.015

Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα μας δεν έχουν καθαρίσει πλήρως και επομένως δοκιμάζουμε ένα AR(2) μοντέλο το οποίο θα έχει τη μορφή:

$$r_t = \Phi_0 + \Phi_1 r_{t-1} + \Phi_2 r_{t-2} + \alpha_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο AR(2).

AR(2)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/11/10 Time: 10:04

Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026523	0.024328	1.090236	0.2757
RETURN(-1)	0.155518	0.014161	10.98179	0.0000
RETURN(-2)	-0.040332	0.014158	-2.848648	0.0044

R-squared	0.023954	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.023562	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.715811	Akaike info criterion	3.918251
Sum squared resid	14643.49	Schwarz criterion	3.922177
Log likelihood	-9747.568	Hannan-Quinn criter.	3.919627
F-statistic	61.03663	Durbin-Watson stat	1.998061
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο AR(2) είναι το εξής:

$$r_t = 0,026523 + 0,155518r_{t-1} - 0,040332r_{t-2} + \alpha_t$$

Ελέγχουμε το μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/11/10 Time: 10:06

Sample: 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.001	0.001	0.0042	0.948
		2	-0.001	-0.001	0.0120	0.994
		3	0.010	0.010	0.5128	0.916
		4	0.032	0.032	5.4826	0.241
		5	-0.004	-0.004	5.5643	0.351

Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα έχουν καθαρίσει πλήρως στις πρώτες πέντε παρατηρήσεις, επομένως το συγκεκριμένο μοντέλο είναι καλύτερο από το AR(1), όπως φαίνεται και από τη σύγκριση τους με βάση το κριτήριο του Schwartz. Θα βρούμε ένα μοντέλο για να μοντελοποιήσουμε και τη διακύμανση.

Δοκιμάζουμε ένα AR(2)-ARCH(1) μοντέλο το οποίο θα έχει μέσο ίδιας μορφής με το μοντέλο AR(2) και διακύμανση που θα έχει την εξής μορφή:

$$\sigma_t^2 = \Phi_0 + \Phi_1 \alpha_{t-1}^2$$

Δημιουργούμε το μοντέλο AR(2)-ARCH(1).

AR(2)-ARCH(1,1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/11/10 Time: 10:15

Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977 after adjustments

Convergence achieved after 10 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.013578	0.019664	0.690498	0.4899
RETURN(-1)	0.168249	0.010370	16.22442	0.0000
RETURN(-2)	-0.031897	0.008113	-3.931410	0.0001

Variance Equation

C	1.909864	0.025459	75.01586	0.0000
RESID(-1)^2	0.389184	0.019595	19.86191	0.0000

R-squared	0.023639	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.022853	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.716433	Akaike info criterion	3.800891
Sum squared resid	14648.23	Schwarz criterion	3.807434
Log likelihood	-9453.518	Hannan-Quinn criter.	3.803185
F-statistic	30.09404	Durbin-Watson stat	2.023384
Prob(F-statistic)	0.000000		

Άρα, το μοντέλο AR(2)-ARCH(1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,013578 + 0,168249r_{t-1} - 0,031897r_{t-2} + \alpha_t$$

και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 1,909864 + 0,389184\alpha_{t-1}^2$$

Ελέγχουμε το μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/11/10 Time: 10:21

Sample: 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.027	-0.027	3.6081	0.057
*	*	2	0.110	0.110	64.319	0.000
*	*	3	0.096	0.102	109.77	0.000
*	*	4	0.085	0.081	146.16	0.000
*	*	5	0.074	0.060	173.49	0.000

Τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει, επομένως θα φτιάξουμε ένα μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1) το οποίο θα έχει μέσο ίδιας μορφής με το μοντέλο AR(2) και διακύμανση της μορφής:

$$\sigma_t^2 = \Phi_0 + \Phi_1 \alpha_{t-1}^2 + \Phi_2 \sigma_{t-1}^2$$

Δημιουργούμε το μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1).

AR(2)-GARCH(1,1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/11/10 Time: 10:24

Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977 after adjustments

Convergence achieved after 20 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.036217	0.016373	2.211951	0.0270
RETURN(-1)	0.162378	0.014566	11.14762	0.0000
RETURN(-2)	-0.034072	0.014216	-2.396714	0.0165

Variance Equation

C	0.051447	0.005268	9.766735	0.0000
RESID(-1)^2	0.162874	0.007689	21.18181	0.0000
GARCH(-1)	0.833225	0.005684	146.6029	0.0000

R-squared	0.023821	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.022839	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.716445	Akaike info criterion	3.580229
Sum squared resid	14645.48	Schwarz criterion	3.588080
Log likelihood	-8903.399	Hannan-Quinn criter.	3.582981
F-statistic	24.26103	Durbin-Watson stat	2.011790
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,036217 + 0,162378r_{t-1} - 0,034072r_{t-2} + \alpha_t$$

και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 0,051447 + 0,162874a_{t-1}^2 + 0,833225\sigma_{t-1}^2 .$$

Ελέγχουμε το συγκεκριμένο μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/11/10 Time: 10:38

Sample: 1/05/1990 12/31/2009

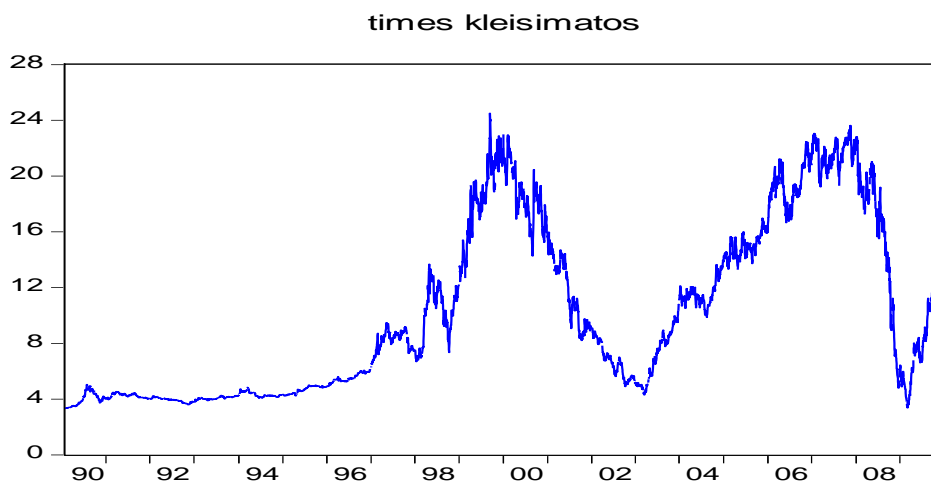
Included observations: 4977

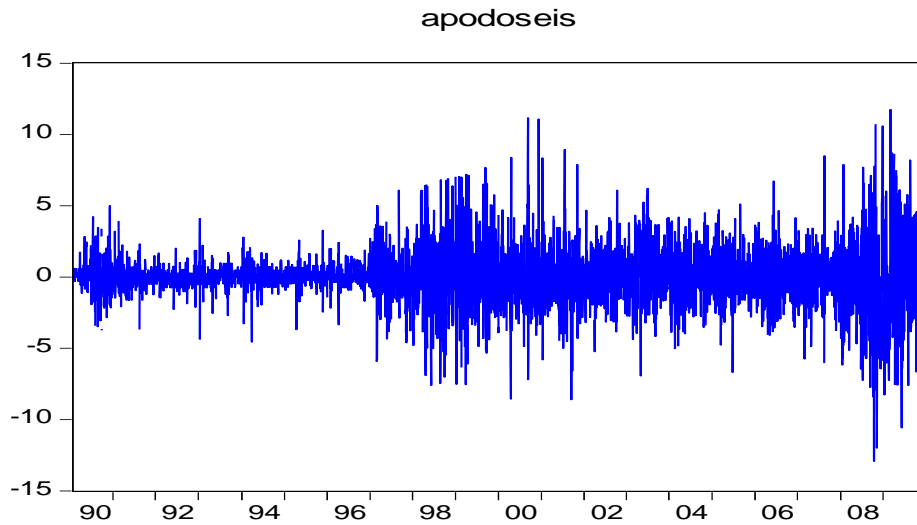
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.000	-0.000	0.0009	0.976
		2	0.020	0.020	2.0562	0.358
		3	0.005	0.005	2.1603	0.540
		4	0.005	0.005	2.2803	0.684
		5	-0.016	-0.016	3.4969	0.624

Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα έχουν καθαρίσει πλήρως. Επομένως, το μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1) είναι ένα επαρκές μοντέλο και θα το χρησιμοποιήσουμε στη περαιτέρω έρευνα για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ.

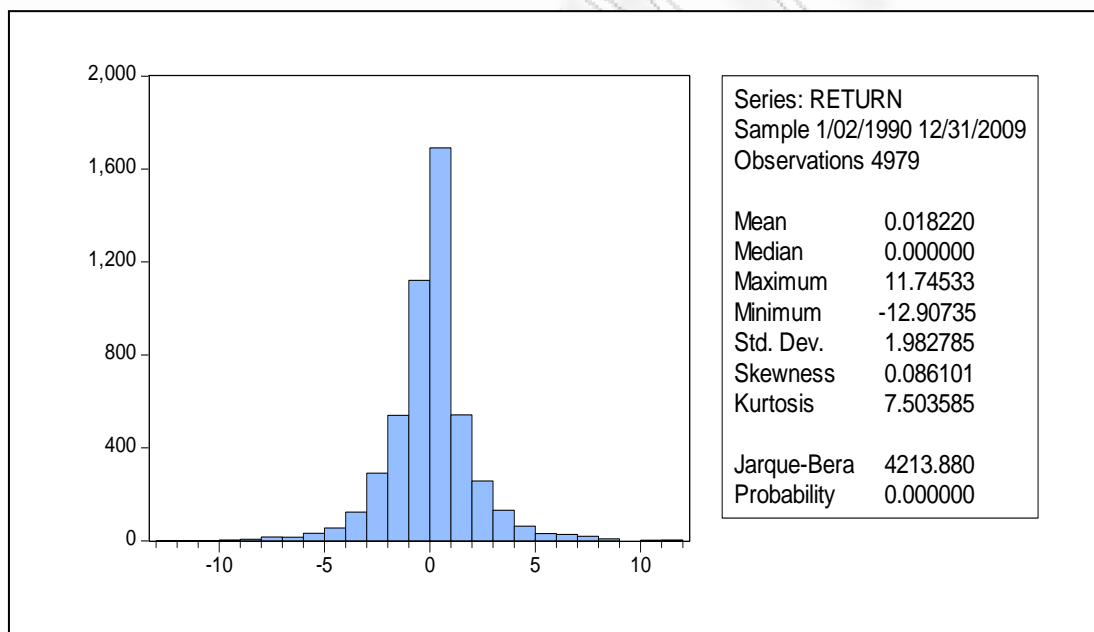
7.1.2 Για τη μετοχή της Alpha Bank

Η εξέλιξη των τιμών κλεισίματος και της απόδοσης της μετοχής Alpha Bank τα τελευταία 20 χρόνια φαίνεται στα παρακάτω γραφήματα:





Υπολογίζουμε τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς καθώς και το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων των αποδόσεων της μετοχής.



Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του δείκτη είναι 0,018220%, η μέγιστη απόδοση που είχε είναι 11,74533% και η ελάχιστη -12,90735%. Η διάμεσος των αποδόσεων είναι σχεδόν μηδενική και η τυπική απόκλιση 1,982785%. Επίσης, $\hat{S}(x) = 0,086101$, $\hat{K}(x) = 7,503585$, $JB = 4213,880$, $p\text{-value} = 0$ και $T = 4980$ παρατηρήσεις. Οπότε,

$$S^* = \frac{\hat{S}(x)}{\sqrt{6/T}} = 2,4805, \quad K^* = \frac{\hat{K}(x) - 3}{\sqrt{24/T}} = 64,8735. \quad \text{Δηλαδή, σε επίπεδο}$$

σημαντικότητας 5% αλλά και 10% βλέπουμε ότι:

$$|S^*| > Z_{\alpha/2}, \quad |K^*| > Z_{\alpha/2}, \quad JB > \chi^2_2(\alpha) \quad \text{και} \quad p\text{-value} < \alpha.$$

Άρα, στα παραπάνω επίπεδα σημαντικότητας απορρίπτεται η υπόθεση των συμμετρικά κατανομημένων δεδομένων, των κανονικών ουρών των δεδομένων καθώς και της κανονικότητάς τους.

Στην συνέχεια πραγματοποιούμε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας:

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-63.48374	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.431482	
5% level	-2.861925	
10% level	-2.567018	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RETURN)
Method: Least Squares
Date: 05/09/10 Time: 03:50
Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
Included observations: 4978 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.894982	0.014098	-63.48374	0.0000
C	0.016313	0.027954	0.583551	0.5595
R-squared	0.447491	Mean dependent var		2.45E-05
Adjusted R-squared	0.447380	S.D. dependent var		2.653025
S.E. of regression	1.972217	Akaike info criterion		4.196596
Sum squared resid	19354.85	Schwarz criterion		4.199212
Log likelihood	-10443.33	Hannan-Quinn criter.		4.197513
F-statistic	4030.185	Durbin-Watson stat		1.998384
Prob(F-statistic)	0.000000			

Βλέπουμε ότι $p\text{-value}=0,0001$, δεν είναι στατιστικά σημαντικό και επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή, η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα.

Υπολογίζουμε τις 5 πρώτες αυτοσυσχετίσεις:

Correlogram of return
Date: 05/11/10 Time: 11:35
Sample: 1/02/1990 12/31/2009
Included observations: 4979

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	0.105	0.105	54.945	0.000
		2	0.004	-0.008	55.007	0.000
		3	0.003	0.003	55.039	0.000
		4	-0.011	-0.011	55.613	0.000
		5	0.003	0.006	55.666	0.000

Βλέπουμε ότι υπάρχει σημαντική αυτοσυσχέτιση στην πρώτη παρατήρηση. Επομένως, θα φτιάξουμε ένα AR(1) μοντέλο.

Dependent Variable: RT
 Method: Least Squares
 Date: 05/09/10 Time: 05:23
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.016313	0.027954	0.583551	0.5595
RT(-1)	0.105018	0.014098	7.449245	0.0000
R-squared	0.011029	Mean dependent var		0.018224
Adjusted R-squared	0.010830	S.D. dependent var		1.982984
S.E. of regression	1.972217	Akaike info criterion		4.196596
Sum squared resid	19354.85	Schwarz criterion		4.199212
Log likelihood	-10443.33	Hannan-Quinn criter.		4.197513
F-statistic	55.49125	Durbin-Watson stat		1.998384
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(1) για τις αποδόσεις της μετοχής είναι το ακόλουθο:

$$r_t = 0,016313 + 0,105018r_{t-1} + a_t$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων (Residual test) για να δούμε αν το μοντέλο αυτό είναι επαρκές.

Correlogram of Residuals
 Date: 05/11/10 Time: 11:37
 Sample: 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.001	0.001	0.0032	0.955
		2	-0.008	-0.008	0.3079	0.857
		3	0.003	0.003	0.3642	0.948
		4	-0.012	-0.012	1.0324	0.905
		5	0.005	0.005	1.1569	0.949

Τα κατάλοιπα έχουν καθαρίσει πλήρως, επομένως το μοντέλο μας κρίνεται επαρκές. Ωστόσο, θα δημιουργήσουμε και ένα μοντέλο AR(2) για να εξετάσουμε αν είναι καλύτερο του AR(1).

Dependent Variable: RETURN
 Method: Least Squares
 Date: 05/11/10 Time: 11:42
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.016321	0.027962	0.583666	0.5595
RETURN(-1)	0.105816	0.014179	7.463100	0.0000
RETURN(-2)	-0.007591	0.014179	-0.535351	0.5924
R-squared	0.011086	Mean dependent var		0.018107
Adjusted R-squared	0.010688	S.D. dependent var		1.983166
S.E. of regression	1.972539	Akaike info criterion		4.197123
Sum squared resid	19353.40	Schwarz criterion		4.201049
Log likelihood	-10441.54	Hannan-Quinn criter.		4.198499
F-statistic	27.88015	Durbin-Watson stat		1.999946
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(2) είναι το εξής:

$$r_t = 0,016321 + 0,105816r_{t-1} - 0,007591r_{t-2} + a_t$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/11/10 Time: 11:49
 Sample: 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.000	0.000	3.E-06	0.999
		2 -0.000	-0.000	0.0008	1.000
		3 0.004	0.004	0.0882	0.993
		4 -0.012	-0.012	0.7584	0.944
		5 0.005	0.005	0.8890	0.971

Βλέπουμε ότι και το συγκεκριμένο μοντέλο καθαρίζει πλήρως τα κατάλοιπα, όμως σύμφωνα με το κριτήριο Schwartz το μοντέλο AR(1) είναι καλύτερο.

Θα βρούμε ένα μοντέλο με στόχο να μοντελοποιήσουμε και τη διακύμανση. Δοκιμάζουμε ένα AR(1)-ARCH(1) μοντέλο, το οποίο θα έχει μέσο ίδιας μορφής με το μοντέλο AR(1) και διακύμανση που θα έχει την εξής μορφή:

$$\sigma_t^2 = \Phi_0 + \Phi_1 a_{t-1}^2$$

AR(1)-ARCH(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/11/10 Time: 11:58

Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978 after adjustments

Convergence achieved after 21 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.016364	0.018968	0.862721	0.3883
RETURN(-1)	0.016234	0.007791	2.083754	0.0372
Variance Equation				
C	2.191088	0.031652	69.22367	0.0000
RESID(-1)^2	0.545334	0.024537	22.22491	0.0000
R-squared	0.003146	Mean dependent var		0.018224
Adjusted R-squared	0.002544	S.D. dependent var		1.982984
S.E. of regression	1.980460	Akaike info criterion		4.041501
Sum squared resid	19509.13	Schwarz criterion		4.046735
Log likelihood	-10055.30	Hannan-Quinn criter.		4.043336
F-statistic	5.231836	Durbin-Watson stat		1.821910
Prob(F-statistic)	0.001324			

Το μοντέλο AR(1)-ARCH(1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,016364 + 0,016234r_{t-1} + \alpha_t$$

Και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 2,191088 + 0,545334\alpha_{t-1}^2$$

Ελέγχουμε το συγκεκριμένο μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/11/10 Time: 12:05

Sample: 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.033	-0.033	5.2885	0.021
*	*	2	0.128	0.127	86.795	0.000
*	*	3	0.146	0.157	193.72	0.000
*	*	4	0.139	0.141	290.64	0.000
*	*	5	0.093	0.074	333.40	0.000

Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει και δοκιμάζουμε ένα μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1).

AR(1)-GARCH(1,1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/11/10 Time: 12:07

Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978 after adjustments

Convergence achieved after 21 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.038705	0.013354	2.898435	0.0038
RETURN(-1)	0.084066	0.014569	5.770288	0.0000

Variance Equation				
C	0.013431	0.001101	12.19457	0.0000
RESID(-1)^2	0.111121	0.006120	18.15638	0.0000
GARCH(-1)	0.893618	0.005048	177.0095	0.0000

R-squared	0.010467	Mean dependent var	0.018224
Adjusted R-squared	0.009671	S.D. dependent var	1.982984
S.E. of regression	1.973373	Akaike info criterion	3.600060
Sum squared resid	19365.86	Schwarz criterion	3.606602
Log likelihood	-8955.549	Hannan-Quinn criter.	3.602353
F-statistic	13.15019	Durbin-Watson stat	1.956480
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,038705 + 0,084066r_{t-1} + \alpha_t$$

και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 0,013431 + 0,111121\alpha_{t-1}^2 + 0,893618\sigma_{t-1}^2 .$$

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/11/10 Time: 12:14

Sample: 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.044	0.044	9.5333	0.002
		2	0.010	0.008	9.9999	0.007
		3	-0.006	-0.006	10.155	0.017
		4	-0.014	-0.014	11.125	0.025
		5	-0.013	-0.012	11.991	0.035

Βλέπουμε ότι αυτό το μοντέλο δεν καθαρίζει τα κατάλοιπα. Τέλος, θα εξετάσουμε ένα μοντέλο AR(1)-GARCH(2,1).

AR(1)-GARCH(2,1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/13/10 Time: 21:14

Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978 after adjustments

Convergence achieved after 32 iterations

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.
C	0.036737	0.013518	2.717520	0.0066
RETURN(-1)	0.081365	0.015105	5.386770	0.0000
Variance Equation				
C	0.015979	0.001605	9.954775	0.0000
RESID(-1)^2	0.134713	0.010910	12.34775	0.0000
GARCH(-1)	0.559541	0.101867	5.492846	0.0000
GARCH(-2)	0.310715	0.094219	3.297806	0.0010
R-squared	0.010368	Mean dependent var		0.018224
Adjusted R-squared	0.009372	S.D. dependent var		1.982984
S.E. of regression	1.973670	Akaike info criterion		3.598424
Sum squared resid	19367.79	Schwarz criterion		3.606274
Log likelihood	-8950.478	Hannan-Quinn criter.		3.601176
F-statistic	10.41761	Durbin-Watson stat		1.951147
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο αυτό έχει μέσο:

$$r_t = 0,036737 + 0,081365r_{t-1} + \alpha_t$$

και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 0,015979 + 0,134713\alpha_{t-1}^2 + 0,559541\sigma_{t-1}^2 + 0,310715\sigma_{t-2}^2$$

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/13/10 Time: 21:19

Sample: 1/04/1990 12/31/2009

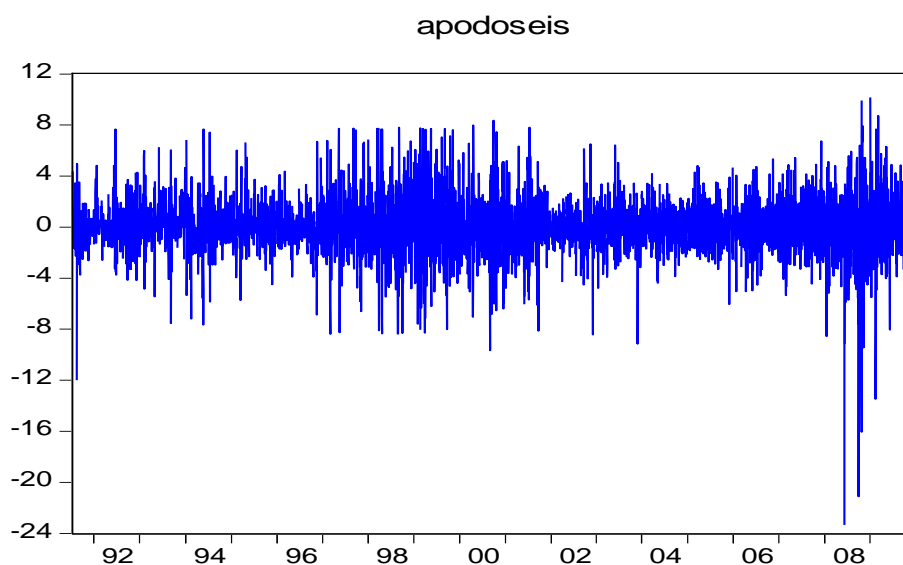
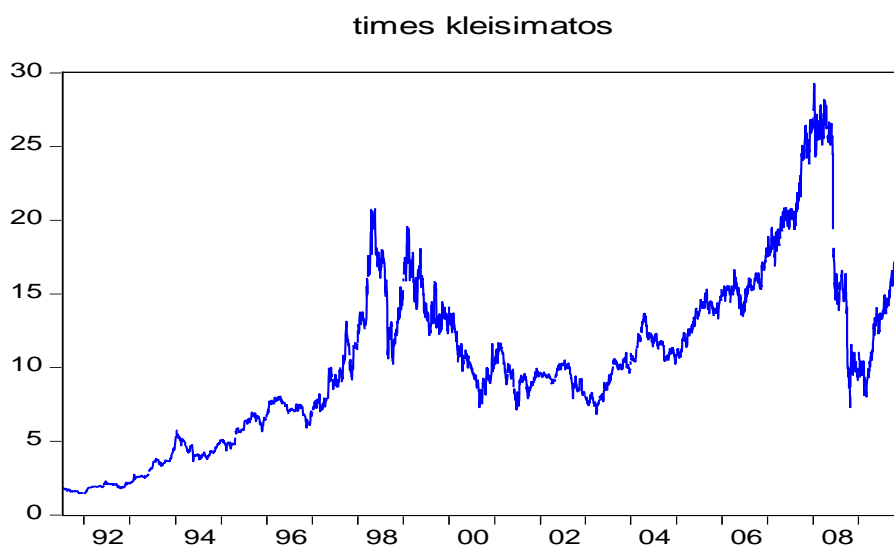
Included observations: 4978

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.029	0.029	4.2513	0.039
		2	0.018	0.017	5.9166	0.052
		3	-0.004	-0.005	5.9961	0.112
		4	-0.010	-0.011	6.5407	0.162
		5	-0.010	-0.010	7.0872	0.214

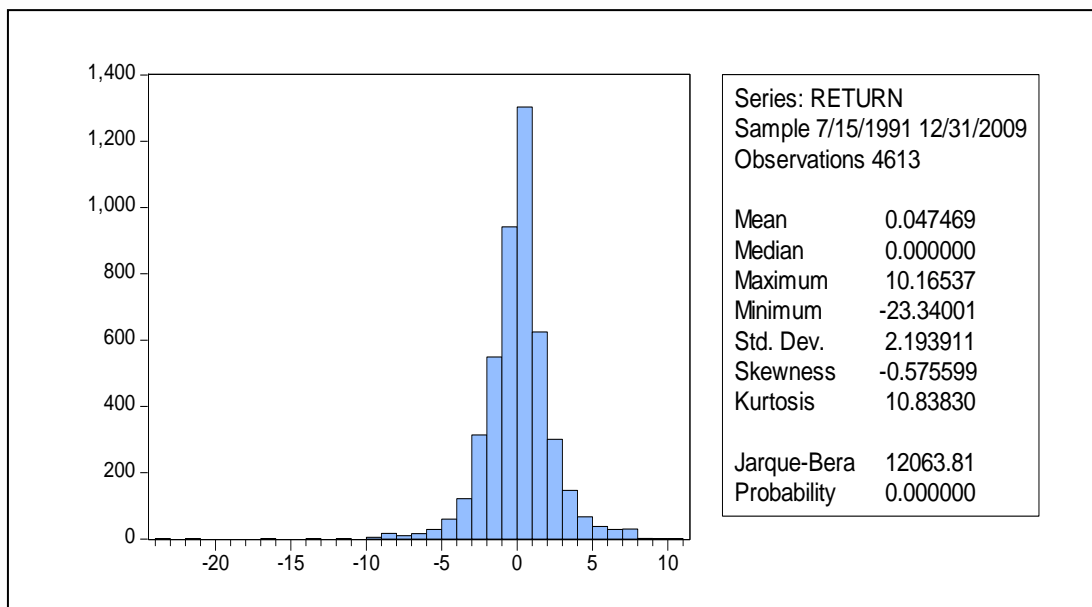
Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει πλήρως, καθώς παρουσιάζεται οριακά πρόβλημα στην πρώτη παρατήρηση. Ωστόσο, το συγκεκριμένο μοντέλο είναι ένα καλό μοντέλο και θα το χρησιμοποιήσουμε στη μελέτη μας, καθώς προκρίνεται και με βάση το κριτήριο του Schwartz.

7.1.3 Για τη μετοχή της Coca Cola 3E

Στα παρακάτω γραφήματα παρουσιάζουμε την εξέλιξη των τιμών κλεισίματος και των αποδόσεων για τη μετοχή της Coca Cola 3E, από την 15/07/1991 (ημερομηνία ένταξης της εταιρίας στο XAA) έως την 31/12/2009.



Έπειτα υπολογίζουμε τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς και το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων των αποδόσεων της μετοχής.



Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του δείκτη είναι 0,047469%, η μέγιστη απόδοση που είχε είναι 10,16537% και η ελάχιστη -23,34001%. Η διάμεσος των αποδόσεων είναι σχεδόν μηδενική και η τυπική απόκλιση 2,193911%. Επίσης, $\hat{S}(x) = -0,575599$, $\hat{K}(x) = 10,83830$, $JB = 12063,81$, $p\text{-value} = 0$ και $T = 4614$ παρατηρήσεις. Οπότε,

$$S^* = \frac{\hat{S}(x)}{\sqrt{6/T}} = 15,9618, \quad K^* = \frac{\hat{K}(x) - 3}{\sqrt{24/T}} = -108,6814. \text{ Δηλαδή, σε επίπεδο}$$

σημαντικότητας 1%, 5% αλλά και 10% βλέπουμε ότι:

$$|S^*| > Z_{\alpha/2}, \quad |K^*| > Z_{\alpha/2}, \quad JB > \chi^2_2(\alpha) \text{ και } p\text{-value} < \alpha.$$

Άρα, στα παραπάνω επίπεδα σημαντικότητας απορρίπτεται η υπόθεση των συμμετρικά κατανομημένων δεδομένων, των κανονικών ουρών των δεδομένων καθώς και της κανονικότητάς τους.

Στην συνέχεια πραγματοποιούμε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας:

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-62.63793	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.431585	
5% level	-2.861971	
10% level	-2.567042	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 05/09/10 Time: 03:59
 Sample (adjusted): 7/17/1991 12/31/2009
 Included observations: 4612 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.919144	0.014674	-62.63793	0.0000
C	0.042680	0.032200	1.325456	0.1851
R-squared	0.459777	Mean dependent var		-0.001097
Adjusted R-squared	0.459660	S.D. dependent var		2.974206
S.E. of regression	2.186275	Akaike info criterion		4.402709
Sum squared resid	22034.86	Schwarz criterion		4.405500
Log likelihood	-10150.65	Hannan-Quinn criter.		4.403691
F-statistic	3923.510	Durbin-Watson stat		1.996900
Prob(F-statistic)	0.000000			

Βλέπουμε ότι $p\text{-value}=0,0001$, δεν είναι στατιστικά σημαντικό και επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή, η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα.

Υπολογίζουμε τις 5 πρώτες αυτοσυσχετίσεις:

Correlogram of return
 Date: 05/13/10 Time: 21:41
 Sample: 7/15/1991 12/31/2009
 Included observations: 4613

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	0.081	0.081	30.176	0.000
		2	-0.008	-0.015	30.487	0.000
		3	-0.055	-0.054	44.694	0.000
		4	-0.032	-0.023	49.333	0.000
		5	-0.043	-0.040	57.955	0.000

Βλέπουμε ότι υπάρχει σημαντική αυτοσυσχέτιση στην πρώτη παρατήρηση. Θα δημιουργήσουμε ένα μοντέλο AR(1) με σκοπό να μοντελοποιήσουμε το μέσο.

AR(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/13/10 Time: 21:43

Sample (adjusted): 7/17/1991 12/31/2009

Included observations: 4612 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.042680	0.032200	1.325456	0.1851
RETURN(-1)	0.080856	0.014674	5.510168	0.0000
R-squared	0.006543	Mean dependent var		0.046531
Adjusted R-squared	0.006328	S.D. dependent var		2.193224
S.E. of regression	2.186275	Akaike info criterion		4.402709
Sum squared resid	22034.86	Schwarz criterion		4.405500
Log likelihood	-10150.65	Hannan-Quinn criter.		4.403691
F-statistic	30.36195	Durbin-Watson stat		1.996900
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(1) είναι το ακόλουθο:

$$r_t = 0,042680 + 0,080856r_{t-1} + a_t$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/13/10 Time: 21:46

Sample: 7/17/1991 12/31/2009

Included observations: 4612

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.001	0.001	0.0102	0.919
		2	-0.010	-0.010	0.4891	0.783
		3	-0.053	-0.053	13.301	0.004
		4	-0.024	-0.024	15.940	0.003
		5	-0.041	-0.042	23.670	0.000

Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει πλήρως, οπότε θα δοκιμάσουμε ένα μοντέλο AR(2).

AR(2)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/13/10 Time: 21:48

Sample (adjusted): 7/18/1991 12/31/2009

Included observations: 4611 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.043639	0.032212	1.354751	0.1756
RETURN(-1)	0.082346	0.014729	5.590633	0.0000
RETURN(-2)	-0.014866	0.014723	-1.009689	0.3127
R-squared	0.006804	Mean dependent var		0.046775
Adjusted R-squared	0.006373	S.D. dependent var		2.193400
S.E. of regression	2.186400	Akaike info criterion		4.403040
Sum squared resid	22027.82	Schwarz criterion		4.407227
Log likelihood	-10148.21	Hannan-Quinn criter.		4.404514
F-statistic	15.78403	Durbin-Watson stat		2.001672
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(2) είναι το εξής:

$$r_t = 0,043639 + 0,082346r_{t-1} - 0,014866r_{t-2} + a_t$$

Ελέγχουμε το παραπάνω μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/13/10 Time: 21:53

Sample: 7/18/1991 12/31/2009

Included observations: 4611

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.001	-0.001	0.0035	0.953
		2	0.004	0.004	0.0819	0.960
		3	-0.052	-0.052	12.619	0.006
		4	-0.024	-0.024	15.240	0.004
		5	-0.042	-0.041	23.280	0.000

Ούτε το μοντέλο AR(2) καθαρίζει πλήρως τα κατάλοιπα. Επομένως, θα δημιουργήσουμε ένα μοντέλο AR(3).

AR(3)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/13/10 Time: 21:55

Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009

Included observations: 4610 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.046240	0.032181	1.436859	0.1508
RETURN(-1)	0.081479	0.014713	5.537904	0.0000
RETURN(-2)	-0.010237	0.014760	-0.693528	0.4880
RETURN(-3)	-0.053974	0.014706	-3.670101	0.0002
R-squared	0.009686	Mean dependent var		0.047021
Adjusted R-squared	0.009041	S.D. dependent var		2.193574
S.E. of regression	2.183636	Akaike info criterion		4.400727
Sum squared resid	21962.64	Schwarz criterion		4.406312
Log likelihood	-10139.68	Hannan-Quinn criter.		4.402693
F-statistic	15.01616	Durbin-Watson stat		2.002517
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(3) είναι το ακόλουθο:

$$r_t = 0,046240 + 0,081479r_{t-1} - 0,010237r_{t-2} - 0,053974r_{t-3} + a_t$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/13/10 Time: 21:59

Sample: 7/19/1991 12/31/2009

Included observations: 4610

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.001	-0.001	0.0079	0.929
		2	-0.003	-0.003	0.0403	0.980
		3	0.001	0.001	0.0501	0.997
		4	-0.020	-0.020	1.8430	0.765
		5	-0.040	-0.040	9.3116	0.097

Το συγκεκριμένο μοντέλο έχει καθαρίσει πλήρως τα κατάλοιπα, ωστόσο παρατηρούμε ότι ο συντελεστής του AR(2) μοντέλου δεν είναι στατιστικά σημαντικός (p-value=0,4880), οπότε θα δημιουργήσουμε ένα AR(3) μοντέλο εξαιρώντας τον όρο του AR(2).

AR(3)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/19/10 Time: 20:01

Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009

Included observations: 4610 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.045840	0.032174	1.424740	0.1543
RETURN(-1)	0.080641	0.014662	5.499850	0.0000
RETURN(-3)	-0.054809	0.014656	-3.739606	0.0002
R-squared	0.009582	Mean dependent var		0.047021
Adjusted R-squared	0.009152	S.D. dependent var		2.193574
S.E. of regression	2.183513	Akaike info criterion		4.400398
Sum squared resid	21964.93	Schwarz criterion		4.404586
Log likelihood	-10139.92	Hannan-Quinn criter.		4.401872
F-statistic	22.28626	Durbin-Watson stat		2.000904
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το νέο μοντέλο AR(3) είναι το ακόλουθο:

$$r_t = 0,045840 + 0,080641r_{t-1} - 0,054809r_{t-3} + a_t$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/19/10 Time: 20:03

Sample: 7/19/1991 12/31/2009

Included observations: 4610

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.001	-0.001	0.0012	0.973
		2	-0.013	-0.013	0.7358	0.692
		3	0.002	0.002	0.7519	0.861
		4	-0.020	-0.020	2.5294	0.639
		5	-0.040	-0.040	9.7876	0.081

Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα έχουν καθαρίσει πλήρως, άρα το συγκεκριμένο μοντέλο είναι το ιδανικότερο για τη μοντελοποίηση του μέσου. Πρέπει να βρούμε ένα μοντέλο για να μοντελοποιήσουμε και τη διακύμανση. Θα δοκιμάσουμε αρχικά ένα AR(3)-ARCH(1).

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 AR(3)-ARCH(1)
 Date: 05/19/10 Time: 20:06
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.011112	0.027621	0.402287	0.6875
RETURN(-1)	0.047405	0.014266	3.322958	0.0009
RETURN(-3)	-0.043623	0.009856	-4.426039	0.0000
Variance Equation				
C	3.293999	0.035286	93.35233	0.0000
RESID(-1)^2	0.333596	0.019065	17.49777	0.0000
R-squared	0.008081	Mean dependent var		0.047021
Adjusted R-squared	0.007219	S.D. dependent var		2.193574
S.E. of regression	2.185643	Akaike info criterion		4.300666
Sum squared resid	21998.24	Schwarz criterion		4.307647
Log likelihood	-9908.036	Hannan-Quinn criter.		4.303123
F-statistic	9.378460	Durbin-Watson stat		1.933743
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(3)-ARCH(1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,011112 + 0,047405r_{t-1} - 0,043623r_{t-3} + a_t$$

και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 3,293999 + 0,333596a_{t-1}^2$$

Ελέγχουμε το συγκεκριμένο μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared
 Date: 05/19/10 Time: 20:11
 Sample: 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.010	-0.010	0.4934 0.482
		2	0.048	0.048	11.041 0.004
		3	0.036	0.037	17.133 0.001
		4	0.032	0.031	21.830 0.000
		5	0.019	0.016	23.442 0.000

Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει. Θα δοκιμάσουμε ένα μοντέλο AR(3)-GARCH(1,1).

AR(3)-GARCH(1,1)
 Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/19/10 Time: 20:13
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 25 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.077599	0.025412	3.053665	0.0023
RETURN(-1)	0.043212	0.015051	2.870937	0.0041
RETURN(-3)	-0.045157	0.016208	-2.786116	0.0053
Variance Equation				
C	0.204743	0.019288	10.61521	0.0000
RESID(-1)^2	0.125381	0.008430	14.87283	0.0000
GARCH(-1)	0.839420	0.010065	83.40181	0.0000
R-squared	0.007889	Mean dependent var	0.047021	
Adjusted R-squared	0.006812	S.D. dependent var	2.193574	
S.E. of regression	2.186091	Akaike info criterion	4.214477	
Sum squared resid	22002.48	Schwarz criterion	4.222854	
Log likelihood	-9708.370	Hannan-Quinn criter.	4.217425	
F-statistic	7.322133	Durbin-Watson stat	1.925674	
Prob(F-statistic)	0.000001			

Το μοντέλο AR(3)-GARCH(1,1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,077599 + 0,043212r_{t-1} - 0,045157r_{t-3} + a_t$$

και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 0,204743 + 0,125381a_{t-1}^2 + 0,839420\sigma_{t-1}^2$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο μέσω των καταλοίπων:

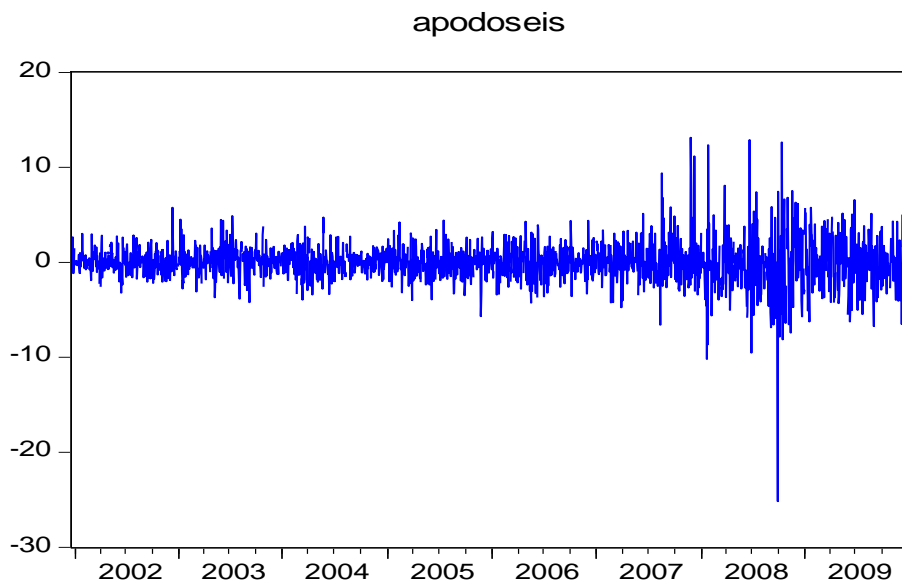
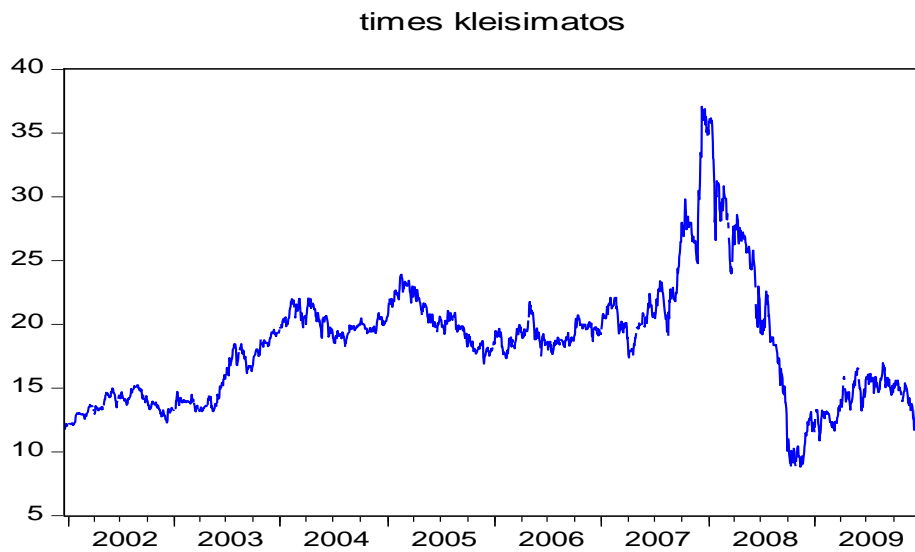
Correlogram of Standardized Residuals Squared
 Date: 05/19/10 Time: 20:15
 Sample: 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.012	0.012	0.6601	0.417
		2	-0.002	-0.002	0.6721	0.715
		3	-0.006	-0.006	0.8415	0.840
		4	-0.011	-0.011	1.4268	0.840
		5	-0.006	-0.006	1.6157	0.899

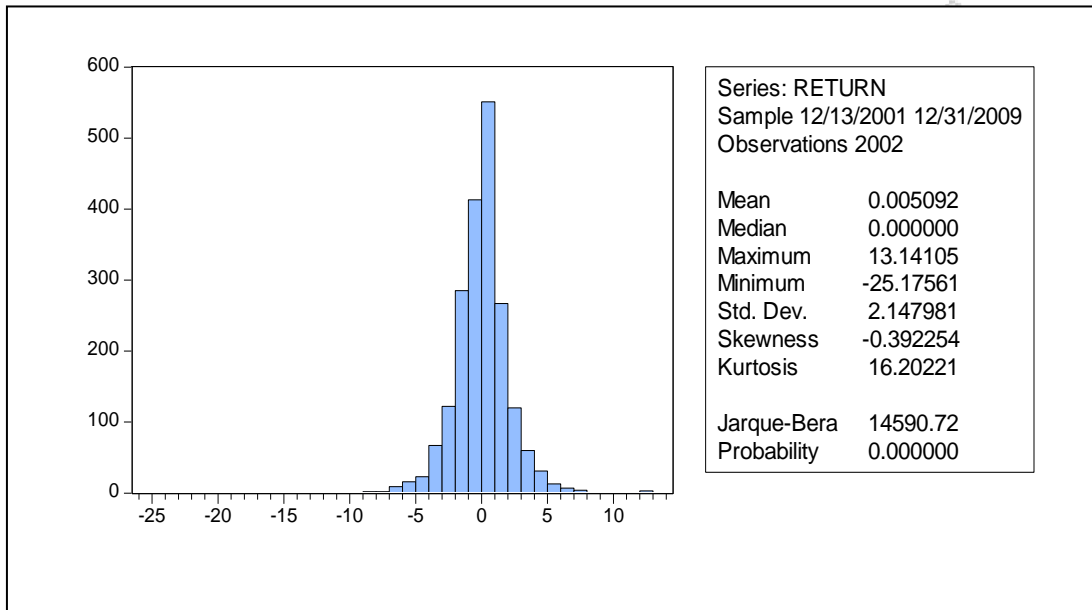
Βλέπουμε ότι το μοντέλο AR(3)-GARCH(1,1) έχει καθαρίσει πλήρως τα κατάλοιπα. Αρα, θα χρησιμοποιήσουμε το συγκεκριμένο μοντέλο για την έρευνα μας.

7.1.4 Για τη μετοχή ΔΕΗ

Στα παρακάτω γραφήματα παρουσιάζουμε την εξέλιξη των τιμών κλεισίματος και των αποδόσεων για τη μετοχή της ΔΕΗ, από την 13/12/2001 (ημερομηνία ένταξης της εταιρίας στο ΧΑΑ) έως την 31/12/2009.



Επίσης, υπολογίζουμε τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς και το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων των αποδόσεων της μετοχής.



Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του δείκτη είναι 0,005092%, η μέγιστη απόδοση που είχε είναι 13,14105% και η ελάχιστη -25,17561%. Η διάμεσος των αποδόσεων είναι σχεδόν μηδενική και η τυπική απόκλιση 2,147981%. Επίσης, $\hat{S}(x) = -0,392254$, $\hat{K}(x) = 16,20221$, $JB = 14590,72$, $p\text{-value} = 0$ και $T = 2003$ παρατηρήσεις. Οπότε,

$$S^* = \frac{\hat{S}(x)}{\sqrt{6/T}} = -7,1669 \quad , \quad K^* = \frac{\hat{K}(x) - 3}{\sqrt{24/T}} = 120,6094. \text{ Δηλαδή, σε επίπεδο}$$

σημαντικότητας 1%, 5% αλλά και 10% βλέπουμε ότι:

$$|S^*| > Z_{\alpha/2} \quad , \quad |K^*| > Z_{\alpha/2} \quad , \quad JB > \chi^2_2(\alpha) \text{ και } p\text{-value} < \alpha .$$

Άρα, στα παραπάνω επίπεδα σημαντικότητας απορρίπτεται η υπόθεση των συμμετρικά κατανομημένων δεδομένων, των κανονικών ουρών των δεδομένων καθώς και της κανονικότητάς τους.

Στην συνέχεια πραγματοποιούμε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας:

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-43.43386	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433419	
5% level	-2.862782	
10% level	-2.567478	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 05/09/10 Time: 04:20
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.972486	0.022390	-43.43386	0.0000
C	0.004629	0.048024	0.096385	0.9232
R-squared	0.485523	Mean dependent var		-0.002839
Adjusted R-squared	0.485266	S.D. dependent var		2.994237
S.E. of regression	2.148215	Akaike info criterion		4.368150
Sum squared resid	9225.037	Schwarz criterion		4.373749
Log likelihood	-4368.334	Hannan-Quinn criter.		4.370206
F-statistic	1886.500	Durbin-Watson stat		1.997399
Prob(F-statistic)	0.000000			

Βλέπουμε ότι p-value είναι σχεδόν μηδενικό, άρα δεν είναι στατιστικά σημαντικό και επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή, η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα.

Υπολογίζουμε τις 5 πρώτες αυτοσυσχετίσεις:

Correlogram of return
 Date: 05/13/10 Time: 22:24
 Sample: 12/13/2001 12/31/2009
 Included observations: 2002

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.027	0.027	1.5090	0.219
		2	0.007	0.006	1.5966	0.450
		3	-0.044	-0.045	5.5374	0.136
		4	0.009	0.012	5.7124	0.222
		5	0.028	0.028	7.2679	0.201

Θα δημιουργήσουμε ένα μοντέλο AR(1) για τη μοντελοποίηση του μέσου.

AR(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/13/10 Time: 22:28

Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009

Included observations: 2001 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004629	0.048024	0.096385	0.9232
RETURN(-1)	0.027514	0.022390	1.228828	0.2193
R-squared	0.000755	Mean dependent var		0.004840
Adjusted R-squared	0.000255	S.D. dependent var		2.148488
S.E. of regression	2.148215	Akaike info criterion		4.368150
Sum squared resid	9225.037	Schwarz criterion		4.373749
Log likelihood	-4368.334	Hannan-Quinn criter.		4.370206
F-statistic	1.510019	Durbin-Watson stat		1.997399
Prob(F-statistic)	0.219281			

Το μοντέλο AR(1) είναι το εξής:

$$r_t = 0,004629 + 0,027514r_{t-1} + a_t$$

Ελέγχουμε το μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/13/10 Time: 22:31

Sample: 12/17/2001 12/31/2009

Included observations: 2001

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.000	-0.000	8.E-05	0.993
		2	0.007	0.007	0.0961	0.953
		3	-0.045	-0.045	4.1253	0.248
		4	0.010	0.010	4.3225	0.364
		5	0.028	0.029	5.9105	0.315

Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα έχουν καθαρίσει πλήρως, οπότε το συγκεκριμένο μοντέλο είναι ένα καλό μοντέλο για τη μοντελοποίηση του μέσου. Θα βρούμε ένα μοντέλο για να μοντελοποιήσουμε και τη διακύμανση. Αρχικά, δοκιμάζουμε ένα μοντέλο AR(1)-ARCH(1).

AR(1)-ARCH(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/13/10 Time: 22:34

Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009

Included observations: 2001 after adjustments

Convergence achieved after 34 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.063550	0.040018	1.588044	0.1123
RETURN(-1)	0.060445	0.016126	3.748376	0.0002
Variance Equation				
C	2.884296	0.072669	39.69080	0.0000
RESID(-1)^2	0.463653	0.020555	22.55633	0.0000
R-squared	-0.001085	Mean dependent var		0.004840
Adjusted R-squared	-0.002589	S.D. dependent var		2.148488
S.E. of regression	2.151268	Akaike info criterion		4.255820
Sum squared resid	9242.027	Schwarz criterion		4.267017
Log likelihood	-4253.948	Hannan-Quinn criter.		4.259931
Durbin-Watson stat	2.061710			

Το μοντέλο AR(1)-ARCH(1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,063550 + 0,060445r_{t-1} + a_t$$

και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 2,884296 + 0,463653a_{t-1}^2$$

Ελέγχουμε το μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/13/10 Time: 22:39

Sample: 12/17/2001 12/31/2009

Included observations: 2001

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.033	-0.033	2.1608	0.142
		2	0.069	0.068	11.703	0.003
		3	0.042	0.046	15.214	0.002
*	*	4	0.161	0.161	67.437	0.000
*	*	5	0.105	0.115	89.644	0.000

Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει, επομένως δοκιμάζουμε ένα μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1).

AR(1)-GARCH(1,1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/13/10 Time: 22:40

Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009

Included observations: 2001 after adjustments

Convergence achieved after 44 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.070571	0.034648	2.036789	0.0417
RETURN(-1)	0.041856	0.023106	1.811517	0.0701
Variance Equation				
C	0.018070	0.006214	2.908095	0.0036
RESID(-1)^2	0.055329	0.005201	10.63856	0.0000
GARCH(-1)	0.943817	0.005389	175.1297	0.0000
R-squared	-0.000396	Mean dependent var		0.004840
Adjusted R-squared	-0.002401	S.D. dependent var		2.148488
S.E. of regression	2.151066	Akaike info criterion		4.046857
Sum squared resid	9235.661	Schwarz criterion		4.060854
Log likelihood	-4043.881	Hannan-Quinn criter.		4.051996
Durbin-Watson stat	2.024214			

Το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,070571 + 0,041856r_{t-1} + a_t$$

και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 0,018070 + 0,055329a_{t-1}^2 + 0,943817\sigma_{t-1}^2$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/13/10 Time: 22:47

Sample: 12/17/2001 12/31/2009

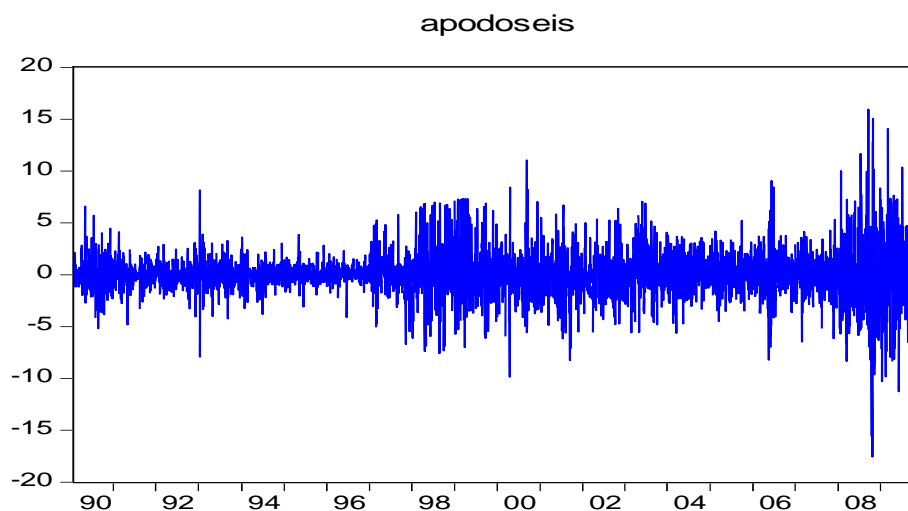
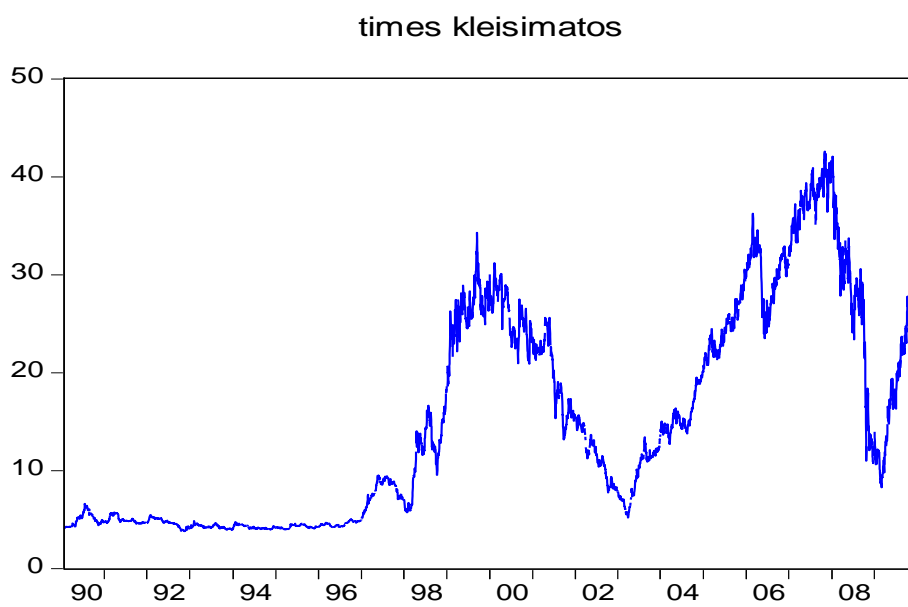
Included observations: 2001

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.028	0.028	1.6109	0.204
		2 0.016	0.015	2.1123	0.348
		3 -0.004	-0.004	2.1372	0.544
		4 0.029	0.029	3.7894	0.435
		5 0.022	0.021	4.7917	0.442

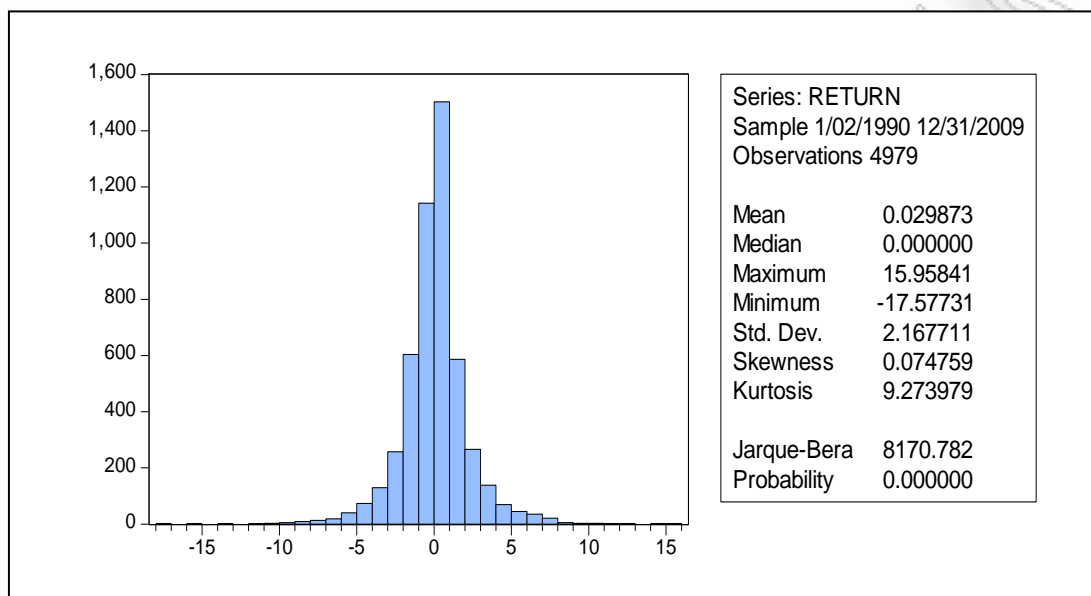
Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα έχουν καθαρίσει πλήρως. Επομένως, το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1) είναι ένα επαρκές μοντέλο και αυτό θα χρησιμοποιήσουμε στην περαιτέρω έρευνα για τη μετοχή της ΔΕΗ.

7.1.5 Για τη μετοχή της Εθνική Τράπεζας της Ελλάδος

Στα παρακάτω γραφήματα παρουσιάζουμε την εξέλιξη των τιμών κλεισίματος και των αποδόσεων για τη μετοχή της Εθνική Τράπεζας της Ελλάδος τα τελευταία 20 έτη.



Έπειτα, υπολογίζουμε τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς και το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων των αποδόσεων της μετοχής.



Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του δείκτη είναι 0,029873%, η μέγιστη απόδοση που είχε είναι 15,95841% και η ελάχιστη -17,57731%. Η διάμεσος των αποδόσεων είναι σχεδόν μηδενική και η τυπική απόκλιση 2,167711%. Επίσης, $\hat{S}(x) = 0,074759$, $\hat{K}(x) = 9,273979$, JB=8170,782 , p-value=0 και T=4980 παρατηρήσεις. Οπότε,

$$S^* = \frac{\hat{S}(x)}{\sqrt{6/T}} = 2,1538 \quad , \quad K^* = \frac{\hat{K}(x) - 3}{\sqrt{24/T}} = 90,3758. \quad \text{Δηλαδή, σε επίπεδο}$$

σημαντικότητας 5% αλλά και 10% βλέπουμε ότι:

$$|S^*| > Z_{\alpha/2} \quad , \quad |K^*| > Z_{\alpha/2} \quad , \quad JB > \chi^2_2(\alpha) \quad \text{και} \quad p - \text{value} < \alpha .$$

Άρα, στα παραπάνω επίπεδα σημαντικότητας απορρίπτεται η υπόθεση των συμμετρικά κατανομημένων δεδομένων, των κανονικών ουρών των δεδομένων καθώς και της κανονικότητάς τους.

Στην συνέχεια πραγματοποιούμε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας:

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-62.41077	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.431482	
5% level	-2.861925	
10% level	-2.567018	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 05/09/10 Time: 04:44
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.878186	0.014071	-62.41077	0.0000
C	0.026082	0.030503	0.855048	0.3926
R-squared	0.439078	Mean dependent var		0.000118
Adjusted R-squared	0.438965	S.D. dependent var		2.873025
S.E. of regression	2.151961	Akaike info criterion		4.371038
Sum squared resid	23043.53	Schwarz criterion		4.373654
Log likelihood	-10877.51	Hannan-Quinn criter.		4.371955
F-statistic	3895.104	Durbin-Watson stat		1.990688
Prob(F-statistic)	0.000000			

Βλέπουμε ότι p-value είναι 0,0001, δεν είναι στατιστικά σημαντικό και επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή, η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα.

Υπολογίζουμε τις 5 πρώτες αυτοσυσχετίσεις:

Correlogram of return
 Date: 05/13/10 Time: 22:51
 Sample: 1/02/1990 12/31/2009
 Included observations: 4979

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	0.122	0.122	73.911	0.000
		2	-0.022	-0.038	76.415	0.000
		3	-0.007	0.001	76.638	0.000
		4	0.044	0.044	86.101	0.000
		5	0.003	-0.009	86.137	0.000

Βλέπουμε ότι υπάρχει σημαντική αυτοσυσχέτιση στην πρώτη παρατήρηση. Δημιουργούμε ένα μοντέλο AR(1) για να μοντελοποιήσουμε το μέσο.

AR(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/13/10 Time: 22:53

Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026082	0.030503	0.855048	0.3926
RETURN(-1)	0.121814	0.014071	8.657026	0.0000
R-squared	0.014838	Mean dependent var		0.029683
Adjusted R-squared	0.014640	S.D. dependent var		2.167888
S.E. of regression	2.151961	Akaike info criterion		4.371038
Sum squared resid	23043.53	Schwarz criterion		4.373654
Log likelihood	-10877.51	Hannan-Quinn criter.		4.371955
F-statistic	74.94411	Durbin-Watson stat		1.990688
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(1) είναι το ακόλουθο:

$$r_t = 0,026082 + 0,121814r_{t-1} + a_t$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of residuals

Date: 05/13/10 Time: 22:57

Sample: 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.005	0.005	0.1047	0.746
		2	-0.037	-0.037	7.0454	0.030
		3	-0.010	-0.009	7.4972	0.058
		4	0.045	0.044	17.743	0.001
		5	0.003	0.002	17.787	0.003

Τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει πλήρως. Οπότε θα φτιάξουμε ένα μοντέλο AR(2).

AR(2)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/13/10 Time: 22:59

Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026961	0.030493	0.884188	0.3766
RETURN(-1)	0.126403	0.014170	8.920657	0.0000
RETURN(-2)	-0.037834	0.014170	-2.669992	0.0076
R-squared	0.016242	Mean dependent var		0.029544
Adjusted R-squared	0.015846	S.D. dependent var		2.168083
S.E. of regression	2.150837	Akaike info criterion		4.370194
Sum squared resid	23010.22	Schwarz criterion		4.374119
Log likelihood	-10872.23	Hannan-Quinn criter.		4.371570
F-statistic	41.05983	Durbin-Watson stat		1.999802
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(2) είναι το ακόλουθο:

$$r_t = 0,026961 + 0,126403r_{t-1} - 0,037834r_{t-2} + a_t$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/13/10 Time: 23:04

Sample: 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.000	0.000	7.E-06	0.998
		2	0.002	0.002	0.0125	0.994
		3	-0.005	-0.005	0.1367	0.987
		4	0.043	0.043	9.3350	0.053
		5	0.002	0.002	9.3580	0.096

Τα κατάλοιπα έχουν καθαρίσει πλήρως. Επομένως, το μοντέλο AR(2) είναι ένα επαρκές μοντέλο. Θα βρούμε ένα μοντέλο για να μοντελοποιήσουμε και τη διακύμανση. Δοκιμάζουμε αρχικά ένα μοντέλο AR(2)-ARCH(1).

AR(2)-ARCH(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/13/10 Time: 23:07

Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977 after adjustments

Convergence achieved after 17 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.043636	0.024644	1.770672	0.0766
RETURN(-1)	0.047679	0.010707	4.453203	0.0000
RETURN(-2)	-0.037082	0.007843	-4.727773	0.0000
Variance Equation				
C	2.743209	0.038759	70.77642	0.0000
RESID(-1)^2	0.457829	0.020637	22.18454	0.0000
R-squared	0.010015	Mean dependent var	0.029544	
Adjusted R-squared	0.009218	S.D. dependent var	2.168083	
S.E. of regression	2.158067	Akaike info criterion	4.204456	
Sum squared resid	23155.87	Schwarz criterion	4.210999	
Log likelihood	-10457.79	Hannan-Quinn criter.	4.206750	
F-statistic	12.57400	Durbin-Watson stat	1.841883	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(2)-ARCH(1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,043636 + 0,047679r_{t-1} - 0,037082r_{t-2} + a_t$$

και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 2,743209 + 0,457829a_{t-1}^2$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/13/10 Time: 23:12

Sample: 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.028	-0.028	3.8345	0.050
*	*	2	0.115	0.114	69.725	0.000
*	*	3	0.086	0.093	106.21	0.000
*	*	4	0.155	0.151	225.98	0.000
*	*	5	0.086	0.082	263.19	0.000

Τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει, επομένως θα δημιουργήσουμε ένα μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1).

AR(2)-GARCH(1,1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/13/10 Time: 23:14

Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977 after adjustments

Convergence achieved after 21 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.024660	0.019306	1.277337	0.2015
RETURN(-1)	0.126274	0.014942	8.450867	0.0000
RETURN(-2)	-0.026222	0.014683	-1.785935	0.0741
Variance Equation				
C	0.026151	0.002609	10.02492	0.0000
RESID(-1)^2	0.093496	0.004779	19.56581	0.0000
GARCH(-1)	0.905561	0.004120	219.8107	0.0000
R-squared	0.016106	Mean dependent var		0.029544
Adjusted R-squared	0.015117	S.D. dependent var		2.168083
S.E. of regression	2.151634	Akaike info criterion		3.899728
Sum squared resid	23013.38	Schwarz criterion		3.907579
Log likelihood	-9698.473	Hannan-Quinn criter.		3.902480
F-statistic	16.27506	Durbin-Watson stat		1.999529
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,024660 + 0,126274r_{t-1} - 0,026222r_{t-2} + a_t$$

Και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 0,026151 + 0,093496a_{t-1}^2 + 0,905561\sigma_{t-1}^2$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/13/10 Time: 23:19

Sample: 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.036	0.036	6.3511	0.012
		2	0.029	0.028	10.569	0.005
		3	-0.000	-0.002	10.569	0.014
		4	0.005	0.005	10.711	0.030
		5	-0.017	-0.017	12.098	0.033

Τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει. Θα δοκιμάσουμε ένα μοντέλο AR(2)-GARCH(2,1).

AR(2)-GARCH(2,1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/13/10 Time: 23:22

Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009

Included observations: 4977 after adjustments

Convergence achieved after 39 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.023737	0.019286	1.230811	0.2184
RETURN(-1)	0.125295	0.015286	8.196749	0.0000
RETURN(-2)	-0.026907	0.014545	-1.849997	0.0643
Variance Equation				
C	0.028875	0.003796	7.607165	0.0000
RESID(-1)^2	0.105967	0.011342	9.343042	0.0000
GARCH(-1)	0.707966	0.129724	5.457502	0.0000
GARCH(-2)	0.184951	0.119805	1.543762	0.1226
R-squared	0.016122	Mean dependent var		0.029544
Adjusted R-squared	0.014934	S.D. dependent var		2.168083
S.E. of regression	2.151833	Akaike info criterion		3.899493
Sum squared resid	23013.01	Schwarz criterion		3.908652
Log likelihood	-9696.888	Hannan-Quinn criter.		3.902704
F-statistic	13.57335	Durbin-Watson stat		1.997593
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(2)-GARCH(2,1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,023737 + 0,125295r_{t-1} - 0,026907r_{t-2} + a_t$$

Και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 0,028875 + 0,105967a_{t-1}^2 + 0,707966\sigma_{t-1}^2 + 0,184951\sigma_{t-2}^2$$

Ελέγχουμε το μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/13/10 Time: 23:31

Sample: 1/05/1990 12/31/2009

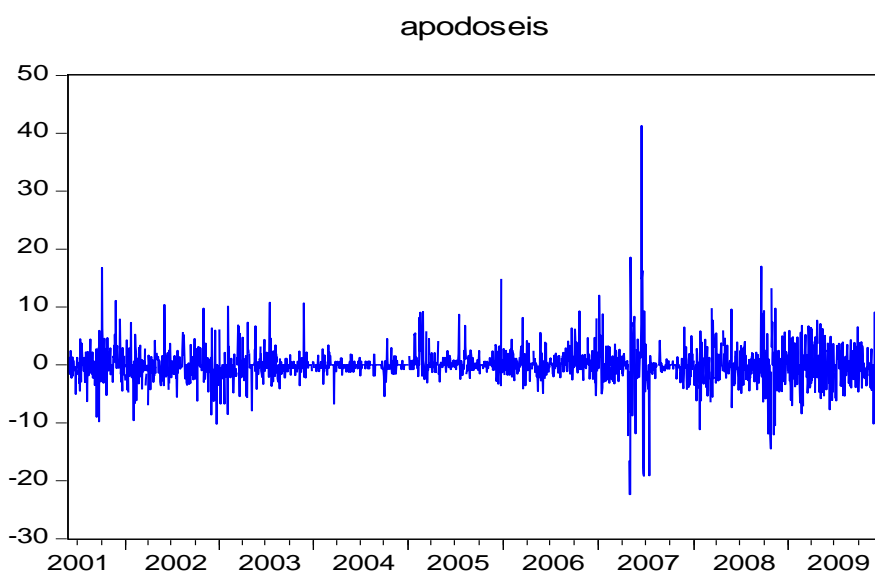
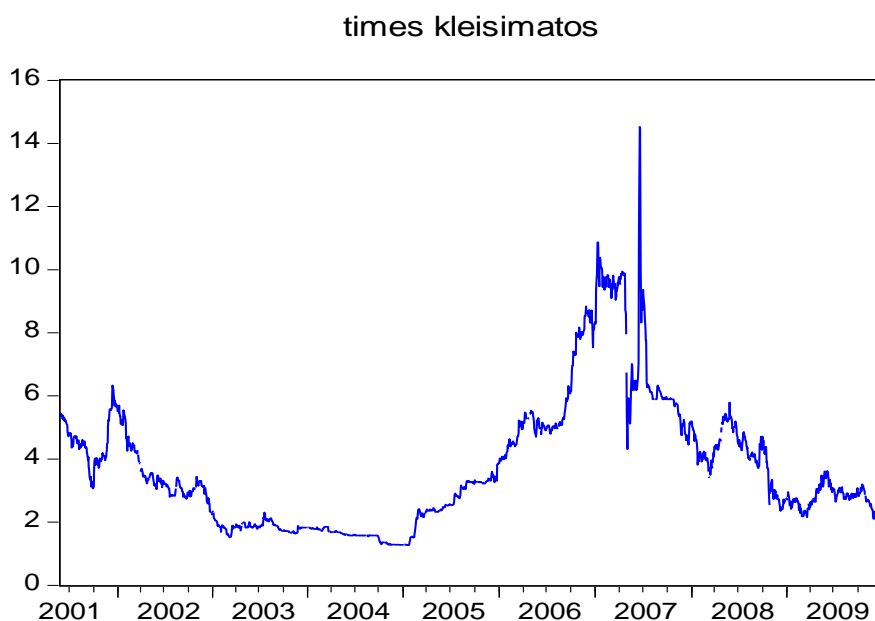
Included observations: 4977

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.027	0.027	3.5340	0.060
		2	0.034	0.034	9.4092	0.009
		3	0.001	-0.000	9.4197	0.024
		4	0.008	0.007	9.7340	0.045
		5	-0.015	-0.015	10.847	0.054

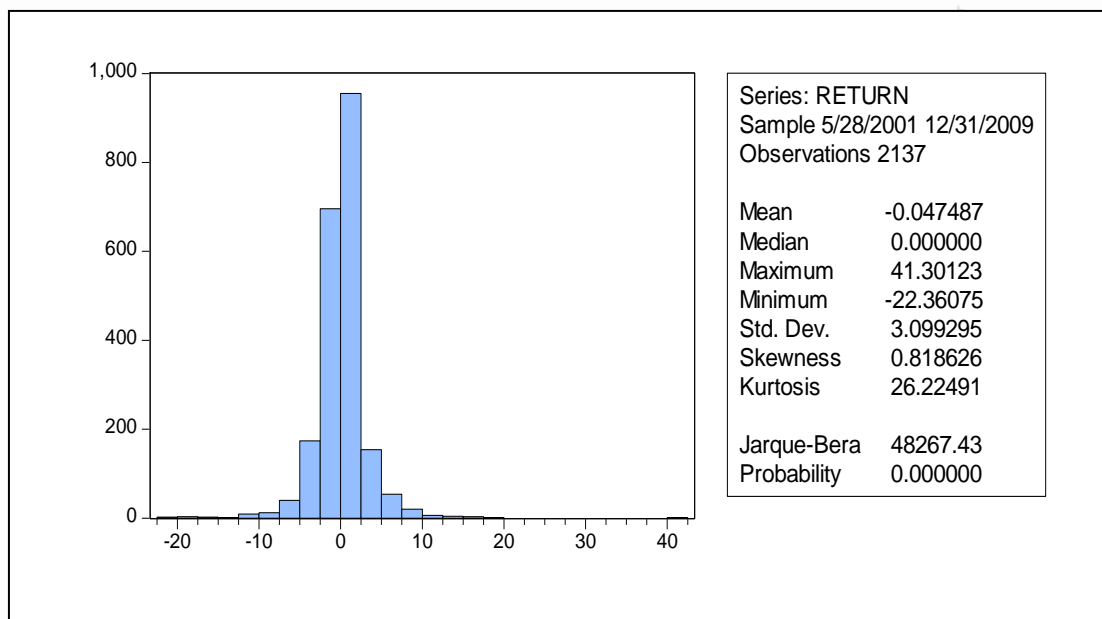
Τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει πλήρως ούτε με αυτό το μοντέλο. Ωστόσο, θα επιλέξουμε το καλύτερο από τα παραπάνω μοντέλα, για την έρευνα μας, με βάση το κριτήριο του Schwartz. Σύμφωνα με το κριτήριο του Schwartz το μοντέλο που προκρίνεται και θα χρησιμοποιήσουμε στην έρευνα μας είναι το AR(2)-GARCH(1,1).

7.1.6 Για τη μετοχή της Marfin Investment Group

Στα παρακάτω γραφήματα παρουσιάζουμε την εξέλιξη των τιμών κλεισίματος και των αποδόσεων για τη μετοχή της Marfin Investment Group, από την 28/05/2001 (ημερομηνία ένταξης της εταιρίας στο ΧΑΑ) έως την 31/12/2009.



Επίσης, υπολογίζουμε τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς και το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων των αποδόσεων της μετοχής.



Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του δείκτη είναι 0,047487%, η μέγιστη απόδοση που είχε είναι 41,30123% και η ελάχιστη -22,36075%. Η διάμεσος των αποδόσεων είναι σχεδόν μηδενική και η τυπική απόκλιση 3,099295%. Επίσης, $\hat{S}(x) = 0,818626$, $\hat{K}(x) = 26,22491$, $JB = 48267,43$, $p\text{-value} = 0$ και $T = 2138$ παρατηρήσεις. Οπότε,

$$S^* = \frac{\hat{S}(x)}{\sqrt{6/T}} = 15,4530 \quad , \quad K^* = \frac{\hat{K}(x) - 3}{\sqrt{24/T}} = 219,2059.$$

Δηλαδή, σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% αλλά και 10% βλέπουμε ότι:

$$|S^*| > Z_{\alpha/2} \quad , \quad |K^*| > Z_{\alpha/2} \quad , \quad JB > \chi^2_2(\alpha) \quad \text{και} \quad p\text{-value} < \alpha.$$

Άρα, στα παραπάνω επίπεδα σημαντικότητας απορρίπτεται η υπόθεση των συμμετρικά κατανομημένων δεδομένων, των κανονικών ουρών των δεδομένων καθώς και της κανονικότητάς τους.

Στην συνέχεια πραγματοποιούμε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας:

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.19201	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433214	
5% level	-2.862691	
10% level	-2.567429	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 05/09/10 Time: 04:54
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.837104	0.021359	-39.19201	0.0000
C	-0.039235	0.066199	-0.592673	0.5535
R-squared	0.418531	Mean dependent var		-0.000244
Adjusted R-squared	0.418258	S.D. dependent var		4.010889
S.E. of regression	3.059185	Akaike info criterion		5.075110
Sum squared resid	19971.28	Schwarz criterion		5.080416
Log likelihood	-5418.217	Hannan-Quinn criter.		5.077052
F-statistic	1536.014	Durbin-Watson stat		2.003045
Prob(F-statistic)	0.000000			

Βλέπουμε ότι p-value είναι σχεδόν μηδενικό, άρα δεν είναι στατιστικά σημαντικό και επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή, η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα.

Υπολογίζουμε τις 5 πρώτες αυτοσυσχετίσεις:

Correlogram of return
 Date: 05/13/10 Time: 23:52
 Sample: 5/28/2001 12/31/2009
 Included observations: 2137

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	0.163	0.163	56.764	0.000
		2	0.036	0.010	59.563	0.000
		3	-0.030	-0.039	61.526	0.000
*	*	4	-0.085	-0.077	77.162	0.000
		5	-0.052	-0.026	83.016	0.000

Βλέπουμε ότι υπάρχει σημαντική αυτοσυσχέτιση στην πρώτη παρατήρηση. Δημιουργούμε ένα μοντέλο AR(1) για να μοντελοποιήσουμε το μέσο.

AR(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/13/10 Time: 23:52

Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009

Included observations: 2136 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.039235	0.066199	-0.592673	0.5535
RETURN(-1)	0.162896	0.021359	7.626535	0.0000
R-squared	0.026533	Mean dependent var		-0.046822
Adjusted R-squared	0.026077	S.D. dependent var		3.099869
S.E. of regression	3.059185	Akaike info criterion		5.075110
Sum squared resid	19971.28	Schwarz criterion		5.080416
Log likelihood	-5418.217	Hannan-Quinn criter.		5.077052
F-statistic	58.16403	Durbin-Watson stat		2.003045
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(1) είναι το ακόλουθο:

$$r_t = -0,039235 + 0,162896r_{t-1} + a_t$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/13/10 Time: 23:55

Sample: 5/30/2001 12/31/2009

Included observations: 2136

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.002	-0.002	0.0058	0.939
		2	0.016	0.016	0.5556	0.757
		3	-0.024	-0.024	1.7703	0.621
*	*	4	-0.076	-0.077	14.248	0.007
		5	-0.034	-0.034	16.694	0.005

Τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει πλήρως. Οπότε θα φτιάξουμε ένα μοντέλο AR(2).

AR(2)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/13/10 Time: 23:56

Sample (adjusted): 5/31/2001 12/31/2009

Included observations: 2135 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.038539	0.066247	-0.581742	0.5608
RETURN(-1)	0.161240	0.021659	7.444568	0.0000
RETURN(-2)	0.009878	0.021659	0.456057	0.6484
R-squared	0.026611	Mean dependent var		-0.046409
Adjusted R-squared	0.025698	S.D. dependent var		3.100536
S.E. of regression	3.060438	Akaike info criterion		5.076397
Sum squared resid	19968.90	Schwarz criterion		5.084359
Log likelihood	-5416.054	Hannan-Quinn criter.		5.079311
F-statistic	29.14327	Durbin-Watson stat		1.998781
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(2) είναι το ακόλουθο:

$$r_t = -0,038539 + 0,161240r_{t-1} + 0,009878r_{t-2} + a_t$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/14/10 Time: 00:02

Sample: 5/31/2001 12/31/2009

Included observations: 2135

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.000	0.000	0.0004	0.984
		2	0.007	0.007	0.1089	0.947
		3	-0.025	-0.025	1.4616	0.691
*	*	4	-0.077	-0.077	13.993	0.007
		5	-0.034	-0.034	16.487	0.006

Βλέπουμε ότι το μοντέλο AR(2) δεν έχει καθαρίσει πλήρως τα κατάλοιπα. Με βάση το κριτήριο του Schwartz, το μοντέλο που προκρίνεται για τη μοντελοποίηση του μέσου είναι το AR(1). Θα βρούμε ένα μοντέλο για να μοντελοποιήσουμε τη διακύμανση. Αρχικά, δοκιμάζουμε ένα μοντέλο AR(1)-ARCH(1).

AR(1)-ARCH(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/14/10 Time: 00:06

Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009

Included observations: 2136 after adjustments

Convergence achieved after 23 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.090742	0.044711	-2.029524	0.0424
RETURN(-1)	0.183223	0.010593	17.29600	0.0000

Variance Equation

C	5.345429	0.084381	63.34904	0.0000
RESID(-1)^2	0.501539	0.020467	24.50418	0.0000

R-squared	0.025833	Mean dependent var	-0.046822
Adjusted R-squared	0.024462	S.D. dependent var	3.099869
S.E. of regression	3.061719	Akaike info criterion	4.856266
Sum squared resid	19985.63	Schwarz criterion	4.866878
Log likelihood	-5182.492	Hannan-Quinn criter.	4.860149
F-statistic	18.84553	Durbin-Watson stat	2.043330
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο AR(1)-ARCH(1) έχει μέσο:

$$r_t = -0,090742 + 0,183223r_{t-1} + a_t$$

και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 5,345429 + 0,501539a_{t-1}^2$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/14/10 Time: 00:09

Sample: 5/30/2001 12/31/2009

Included observations: 2136

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.015	-0.015	0.4760	0.490
		2	0.054	0.053	6.6161	0.037
		3	0.065	0.067	15.760	0.001
*	*	4	0.089	0.089	32.710	0.000
		5	0.021	0.018	33.640	0.000

Τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει. Επομένως, θα εξετάσουμε ένα μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1).

AR(1)-GARCH(1,1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/14/10 Time: 02:48

Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009

Included observations: 2136 after adjustments

Convergence achieved after 44 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.014048	0.041745	-0.336532	0.7365
RETURN(-1)	0.071735	0.022934	3.127962	0.0018
Variance Equation				
C	0.108806	0.006209	17.52261	0.0000
RESID(-1)^2	0.118671	0.006231	19.04674	0.0000
GARCH(-1)	0.888175	0.003524	252.0468	0.0000
R-squared	0.018133	Mean dependent var	-0.046822	
Adjusted R-squared	0.016290	S.D. dependent var	3.099869	
S.E. of regression	3.074516	Akaike info criterion	4.680874	
Sum squared resid	20143.60	Schwarz criterion	4.694139	
Log likelihood	-4994.173	Hannan-Quinn criter.	4.685728	
F-statistic	9.838794	Durbin-Watson stat	1.817591	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1) έχει μέσο:

$$r_t = -0,014048 + 0,071735r_{t-1} + a_t$$

και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 0,108806 + 0,118671a_{t-1}^2 + 0,888175\sigma_{t-1}^2$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals

Date: 05/14/10 Time: 00:16

Sample: 5/30/2001 12/31/2009

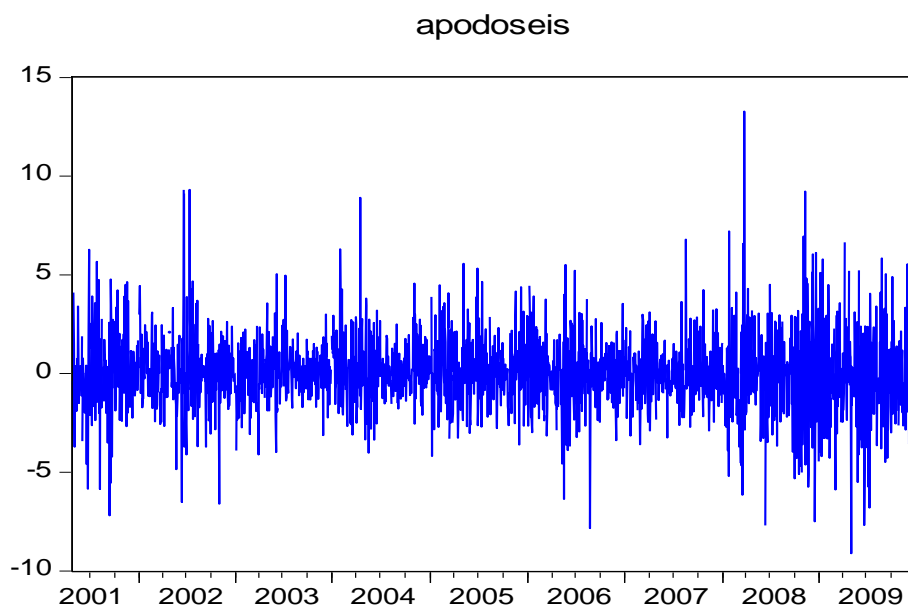
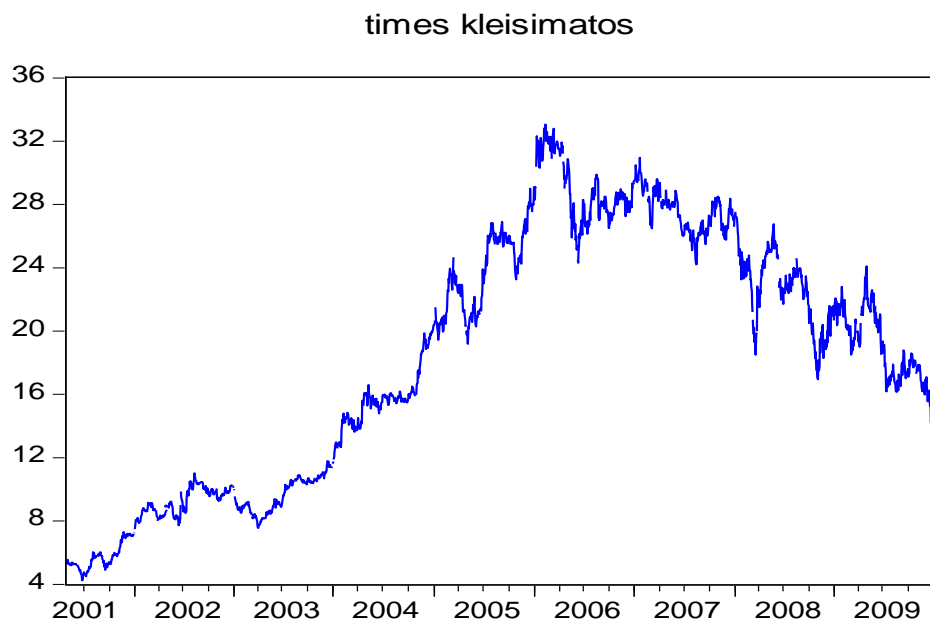
Included observations: 2136

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.012	0.012	0.2984	0.585
		2	0.004	0.004	0.3392	0.844
		3	0.012	0.012	0.6644	0.882
		4	-0.000	-0.001	0.6647	0.956
		5	-0.010	-0.010	0.8758	0.972

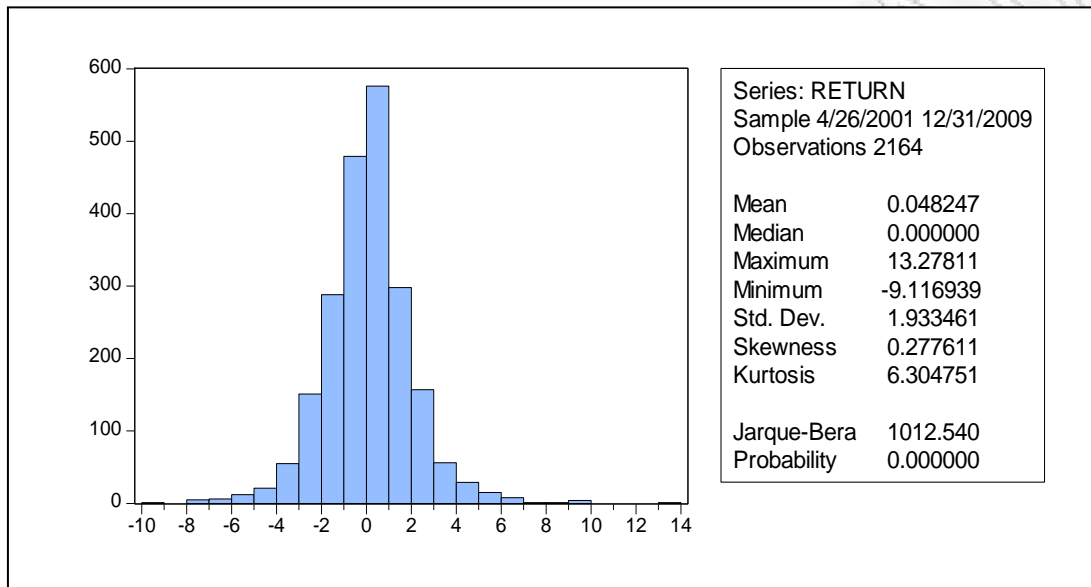
Τα κατάλοιπα έχουν καθαρίσει πλήρως, άρα το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1) είναι επαρκές και είναι αυτό που θα χρησιμοποιήσουμε στην έρευνα μας για τη μετοχή της Marfin Investment Group.

7.1.7 Για τη μετοχή του ΟΠΑΠ

Στα παρακάτω γραφήματα παρουσιάζουμε την εξέλιξη των τιμών κλεισίματος και των αποδόσεων για τη μετοχή του ΟΠΑΠ , από την 26/04/2001 (ημερομηνία ένταξης της εταιρίας στο ΧΑΑ) έως την 31/12/2009.



Έπειτα, υπολογίζουμε τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς και το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων των αποδόσεων της μετοχής.



Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του δείκτη είναι 0,048247%, η μέγιστη απόδοση που είχε είναι 13,27811% και η ελάχιστη -9,116939%. Η διάμεσος των αποδόσεων είναι σχεδόν μηδενική και η τυπική απόκλιση 1,933461%. Επίσης, $\hat{S}(x) = 0,277611$, $\hat{K}(x) = 6,304751$, $JB = 1012,540$, $p\text{-value} = 0$ και $T = 2165$ παρατηρήσεις. Οπότε,

$$S^* = \frac{\hat{S}(x)}{\sqrt{6/T}} = 5,2734 \quad , \quad K^* = \frac{\hat{K}(x) - 3}{\sqrt{24/T}} = 31,3879. \text{ Δηλαδή, σε επίπεδο}$$

σημαντικότητας 1%, 5% αλλά και 10% βλέπουμε ότι:

$$|S^*| > Z_{\alpha/2} \quad , \quad |K^*| > Z_{\alpha/2} \quad , \quad JB > \chi^2_2(\alpha) \text{ και } p\text{-value} < \alpha .$$

Άρα, στα παραπάνω επίπεδα σημαντικότητας απορρίπτεται η υπόθεση των συμμετρικά κατανομημένων δεδομένων, των κανονικών ουρών των δεδομένων καθώς και της κανονικότητάς τους.

Στην συνέχεια πραγματοποιούμε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας:

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-48.13456	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.433176	
5% level	-2.862675	
10% level	-2.567420	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RETURN)
 Method: Least Squares
 Date: 05/09/10 Time: 05:04
 Sample (adjusted): 4/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2163 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-1.034885	0.021500	-48.13456	0.0000
C	0.050141	0.041579	1.205924	0.2280
R-squared	0.517412	Mean dependent var		-0.000308
Adjusted R-squared	0.517188	S.D. dependent var		2.782136
S.E. of regression	1.933157	Akaike info criterion		4.157111
Sum squared resid	8075.868	Schwarz criterion		4.162362
Log likelihood	-4493.915	Hannan-Quinn criter.		4.159031
F-statistic	2316.936	Durbin-Watson stat		2.001132
Prob(F-statistic)	0.000000			

Βλέπουμε ότι p-value είναι 0,0001, άρα δεν είναι στατιστικά σημαντικό και επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή, η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα.

Υπολογίζουμε τις 5 πρώτες αυτοσυσχετίσεις:

Correlogram of return
 Date: 05/14/10 Time: 00:19
 Sample: 4/26/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.035	-0.035	2.6364	0.104
		2	-0.023	-0.024	3.7959	0.150
		3	-0.016	-0.017	4.3252	0.228
		4	0.020	0.018	5.1842	0.269
		5	-0.026	-0.026	6.6926	0.245

Δημιουργούμε ένα μοντέλο AR(1) για να μοντελοποιήσουμε το μέσο.

AR(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 05/14/10 Time: 00:22

Sample (adjusted): 4/30/2001 12/31/2009

Included observations: 2163 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.050141	0.041579	1.205924	0.2280
RETURN(-1)	-0.034885	0.021500	-1.622581	0.1048
R-squared	0.001217	Mean dependent var		0.048441
Adjusted R-squared	0.000755	S.D. dependent var		1.933887
S.E. of regression	1.933157	Akaike info criterion		4.157111
Sum squared resid	8075.868	Schwarz criterion		4.162362
Log likelihood	-4493.915	Hannan-Quinn criter.		4.159031
F-statistic	2.632769	Durbin-Watson stat		2.001132
Prob(F-statistic)	0.104825			

Το μοντέλο AR(1) είναι το ακόλουθο:

$$r_t = 0,050141 - 0,034885r_{t-1} + a_t$$

Ελέγχουμε το μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 05/14/10 Time: 00:25

Sample: 4/30/2001 12/31/2009

Included observations: 2163

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.001	-0.001	0.0020	0.964
		2	-0.025	-0.025	1.3284	0.515
		3	-0.016	-0.016	1.8622	0.602
		4	0.018	0.018	2.5976	0.627
		5	-0.026	-0.027	4.0807	0.538

Τα κατάλοιπα έχουν καθαρίσει πλήρως, όμως παρατηρούμε ότι το p-value του μοντέλου AR(1) δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Επομένως, το μοντέλο μας για το μέσο θα είναι το εξής:

$$r_t = c + a_t$$

Δημιουργώντας αυτό το μοντέλο παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: Least Squares
 Date: 05/22/10 Time: 01:15
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.048247	0.041563	1.160816	0.2458
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.048247
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		1.933461
S.E. of regression	1.933461	Akaike info criterion		4.156963
Sum squared resid	8085.882	Schwarz criterion		4.159587
Log likelihood	-4496.833	Hannan-Quinn criter.		4.157922
Durbin-Watson stat	2.069593			

Άρα, ο μέσος είναι:

$$r_t = 0,048247 + a_t$$

Πρέπει να βρούμε ένα μοντέλο για τη μοντελοποίηση και της διακύμανσης. Αρχικά, δημιουργούμε ένα μοντέλο ARCH(1).

ARCH(1)
 Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/22/10 Time: 01:19
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 12 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.037831	0.040749	0.928389	0.3532
Variance Equation				
C	3.294405	0.070971	46.41912	0.0000
RESID(-1)^2	0.120066	0.021558	5.569532	0.0000
R-squared	-0.000029	Mean dependent var		0.048247
Adjusted R-squared	-0.000955	S.D. dependent var		1.933461
S.E. of regression	1.934384	Akaike info criterion		4.139835
Sum squared resid	8086.117	Schwarz criterion		4.147709
Log likelihood	-4476.301	Hannan-Quinn criter.		4.142715
Durbin-Watson stat	2.069533			

Το μοντέλο ARCH(1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,037831 + a_t$$

Και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 3,294405 + 0,120066a_{t-1}^2$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/22/10 Time: 01:22

Sample: 4/27/2001 12/31/2009

Included observations: 2164

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.005	-0.005	0.0639 0.800
		2	0.040	0.040	3.5227 0.172
*	*	3	0.121	0.121	35.069 0.000
		4	0.051	0.052	40.745 0.000
*	*	5	0.121	0.114	72.331 0.000

Τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει πλήρως, επομένως θα δοκιμάσουμε ένα μοντέλο GARCH(1,1).

GARCH(1,1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/22/10 Time: 01:24

Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009

Included observations: 2164 after adjustments

Convergence achieved after 15 iterations

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.
C	0.056165	0.036778	1.527145	0.1267

Variance Equation				
C	0.066920	0.014025	4.771537	0.0000
RESID(-1)^2	0.066717	0.006569	10.15653	0.0000
GARCH(-1)	0.917209	0.007947	115.4152	0.0000

R-squared	-0.000017	Mean dependent var	0.048247
Adjusted R-squared	-0.001406	S.D. dependent var	1.933461
S.E. of regression	1.934820	Akaike info criterion	4.035147
Sum squared resid	8086.018	Schwarz criterion	4.045646
Log likelihood	-4362.029	Hannan-Quinn criter.	4.038987
Durbin-Watson stat	2.069558		

Το μοντέλο GARCH(1,1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,056165 + a_t$$

Και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 0,066920 + 0,066717a_{t-1}^2 + 0,917209\sigma_{t-1}^2$$

Ελέγχουμε το μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 05/22/10 Time: 01:26

Sample: 4/27/2001 12/31/2009

Included observations: 2164

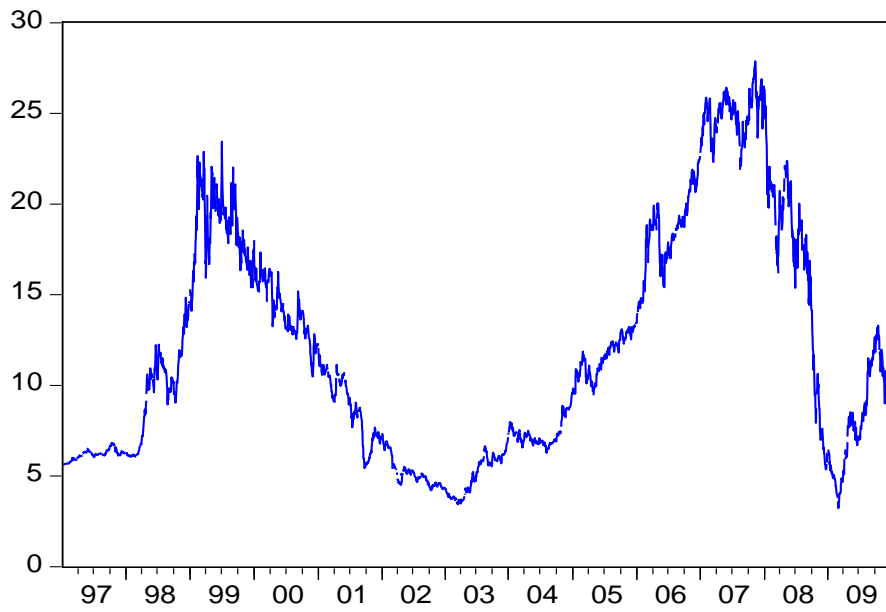
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.011	0.011	0.2411	0.623
		2	-0.022	-0.022	1.2619	0.532
		3	0.020	0.020	2.1083	0.550
		4	-0.016	-0.017	2.6792	0.613
		5	0.056	0.058	9.5962	0.088

Το μοντέλο GARCH(1,1) έχει καθαρίσει πλήρως τα κατάλοιπα και επομένως θα είναι το μοντέλο που θα χρησιμοποιήσουμε στην έρευνα μας για τις αποδόσεις της μετοχής του ΟΠΑΠ.

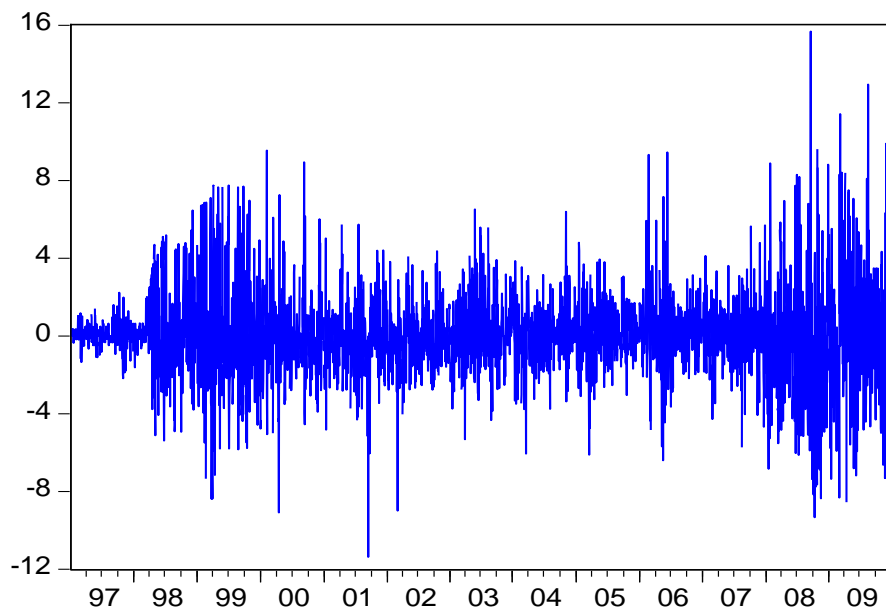
7.1.8 Για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς

Στα παρακάτω γραφήματα παρουσιάζουμε την εξέλιξη των τιμών κλεισίματος και των αποδόσεων για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς τα τελευταία δεκατρία έτη.

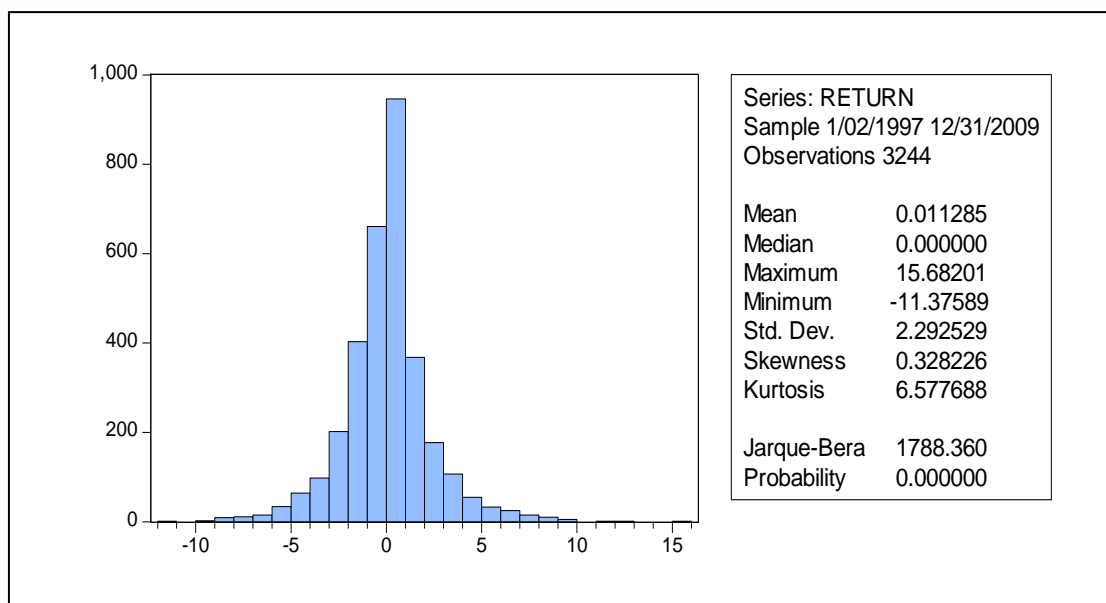
times kleisimatos



apodoseis



Επίσης, υπολογίζουμε τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς και το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων των αποδόσεων της μετοχής.



Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του δείκτη είναι 0,011285%, η μέγιστη απόδοση που είχε είναι 15,68201% και η ελάχιστη -11,37589%. Η διάμεσος των αποδόσεων είναι σχεδόν μηδενική και η τυπική απόκλιση 2,292529%. Επίσης, $\hat{S}(x) = 0,328226$, $\hat{K}(x) = 6,577688$, $JB=1788,36$, $p\text{-value}=0$ και $T=3244$ παρατηρήσεις. Οπότε,

$$S^* = \frac{\hat{S}(x)}{\sqrt{6/T}} = 7,6320 \quad , \quad K^* = \frac{\hat{K}(x) - 3}{\sqrt{24/T}} = 41,5946.$$

Δηλαδή, σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% αλλά και 10% βλέπουμε ότι:

$$|S^*| > Z_{\alpha/2} \quad , \quad |K^*| > Z_{\alpha/2} \quad , \quad JB > \chi^2_2(\alpha) \quad \text{και} \quad p\text{-value} < \alpha.$$

Άρα, στα παραπάνω επίπεδα σημαντικότητας απορρίπτεται η υπόθεση των συμμετρικά κατανομημένων δεδομένων, των κανονικών ουρών των δεδομένων καθώς και της κανονικότητάς τους.

Στην συνέχεια πραγματοποιούμε έλεγχο μοναδιαίας ρίζας:

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-50.13653	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.432178	
5% level	-2.862233	
10% level	-2.567183	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RETURN)

Method: Least Squares

Date: 06/24/10 Time: 01:13

Sample (adjusted): 1/03/1997 12/31/2009

Included observations: 3243 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	-0.873647	0.017425	-50.13653	0.0000
C	0.009906	0.039947	0.247966	0.8042
R-squared	0.436805	Mean dependent var		0.000345
Adjusted R-squared	0.436632	S.D. dependent var		3.030806
S.E. of regression	2.274858	Akaike info criterion		4.482329
Sum squared resid	16772.11	Schwarz criterion		4.486082
Log likelihood	-7266.097	Hannan-Quinn criter.		4.483674
F-statistic	2513.671	Durbin-Watson stat		1.998757
Prob(F-statistic)	0.000000			

Βλέπουμε ότι p-value είναι 0,0001, άρα δεν είναι στατιστικά σημαντικό και επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή, η σειρά δεν έχει μοναδιαία ρίζα.

Υπολογίζουμε τις 5 πρώτες αυτοσυσχετίσεις:

Date: 06/24/10 Time: 01:14

Sample: 1/02/1997 12/31/2009

Included observations: 3244

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*	*	1	0.126	0.126	51.831	0.000
		2	0.012	-0.005	52.262	0.000
		3	0.013	0.013	52.845	0.000
		4	0.027	0.024	55.195	0.000
		5	-0.001	-0.008	55.202	0.000

Βλέπουμε ότι υπάρχει σημαντική αυτοσυσχέτιση στην πρώτη παρατήρηση. Θα δημιουργήσουμε ένα μοντέλο AR(1) για να μοντελοποιήσουμε το μέσο.

AR(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: Least Squares

Date: 06/24/10 Time: 01:15

Sample (adjusted): 1/03/1997 12/31/2009

Included observations: 3243 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009906	0.039947	0.247966	0.8042
RETURN(-1)	0.126353	0.017425	7.251118	0.0000
R-squared	0.015964	Mean dependent var		0.011288
Adjusted R-squared	0.015660	S.D. dependent var		2.292883
S.E. of regression	2.274858	Akaike info criterion		4.482329
Sum squared resid	16772.11	Schwarz criterion		4.486082
Log likelihood	-7266.097	Hannan-Quinn criter.		4.483674
F-statistic	52.57871	Durbin-Watson stat		1.998757
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(1) είναι το ακόλουθο:

$$r_t = 0,009906 + 0,126353r_{t-1} + a_t$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Residuals

Date: 06/24/10 Time: 01:17

Sample: 1/03/1997 12/31/2009

Included observations: 3243

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.001	0.001	0.0011	0.974
		2	-0.006	-0.006	0.1205	0.942
		3	0.009	0.009	0.3775	0.945
		4	0.026	0.026	2.6128	0.625
		5	-0.000	-0.000	2.6130	0.759

Βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα έχουν καθαρίσει πλήρως. Άρα, το μοντέλο AR(1) είναι ένα επαρκές μοντέλο για τη μοντελοποίηση του μέσου. Θα βρούμε και ένα μοντέλο για να μοντελοποιήσουμε και τη διακύμανση. Αρχικά, δημιουργούμε ένα μοντέλο AR(1)-ARCH(1).

AR(1)-ARCH(1)

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 06/24/10 Time: 01:18

Sample (adjusted): 1/03/1997 12/31/2009

Included observations: 3243 after adjustments

Convergence achieved after 12 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.011125	0.032128	0.346269	0.7291
RETURN(-1)	0.131039	0.015584	8.408323	0.0000
Variance Equation				
C	3.216492	0.060739	52.95609	0.0000
RESID(-1)^2	0.457053	0.026664	17.14101	0.0000
R-squared	0.015942	Mean dependent var		0.011288
Adjusted R-squared	0.015030	S.D. dependent var		2.292883
S.E. of regression	2.275586	Akaike info criterion		4.369012
Sum squared resid	16772.49	Schwarz criterion		4.376517
Log likelihood	-7080.353	Hannan-Quinn criter.		4.371701
F-statistic	17.49060	Durbin-Watson stat		2.008077
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(1)-ARCH(1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,011125 + 0,131039r_{t-1} + a_t$$

Και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 3,216492 + 0,457053a_{t-1}^2$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 06/24/10 Time: 01:43

Sample: 1/03/1997 12/31/2009

Included observations: 3243

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.040	-0.040	5.0850	0.024
*	*	2	0.140	0.139	68.676	0.000
	*	3	0.066	0.078	82.913	0.000
*	*	4	0.134	0.123	140.90	0.000
*	*	5	0.092	0.087	168.12	0.000

Τα κατάλοιπα δεν έχουν καθαρίσει. Θα δοκιμάσουμε ένα μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1) για να μοντελοποιήσουμε τη διακύμανση.

AR(1)-GARCH(1,1)
 Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 01:44
 Sample (adjusted): 1/03/1997 12/31/2009
 Included observations: 3243 after adjustments
 Convergence achieved after 26 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.072670	0.023078	3.148893	0.0016
RETURN(-1)	0.136525	0.017707	7.710361	0.0000
Variance Equation				
C	0.008785	0.001877	4.680493	0.0000
RESID(-1)^2	0.106041	0.005754	18.42837	0.0000
GARCH(-1)	0.904734	0.004363	207.3516	0.0000
R-squared	0.015108	Mean dependent var		0.011288
Adjusted R-squared	0.013892	S.D. dependent var		2.292883
S.E. of regression	2.276901	Akaike info criterion		4.074426
Sum squared resid	16786.70	Schwarz criterion		4.083807
Log likelihood	-6601.682	Hannan-Quinn criter.		4.077787
F-statistic	12.41781	Durbin-Watson stat		2.017434
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1) έχει μέσο:

$$r_t = 0,072670 + 0,136525r_{t-1} + a_t$$

Και διακύμανση:

$$\sigma_t^2 = 0,008785 + 0,106041a_{t-1}^2 + 0,904734\sigma_{t-1}^2$$

Ελέγχουμε το συγκεκριμένο μοντέλο μέσω των καταλοίπων:

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 06/24/10 Time: 01:46
 Sample: 1/03/1997 12/31/2009
 Included observations: 3243

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.019	0.019	1.2150	0.270
		2	0.031	0.031	4.4028	0.111
		3	0.010	0.009	4.7132	0.194
		4	0.003	0.002	4.7507	0.314
		5	0.005	0.004	4.8175	0.439

Τα κατάλοιπα έχουν καθαρίσει πλήρως και επομένως το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1) είναι αυτό που θα χρησιμοποιήσουμε για τη μελέτη των αποδόσεων της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς.

7.2 Αποτελέσματα σχετικά με το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος

Στη συγκεκριμένη ενότητα παρουσιάζεται η έρευνα σχετικά με το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος και τα αποτελέσματα που προκύπτουν από αυτήν. Στην έρευνα για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος χρησιμοποιούμε το ιδανικό μοντέλο παλινδρόμησης για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και των υπολοίπων μετοχών και δημιουργούμε ένα κατάλληλο γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά των αποδόσεων σχετικά με το φαινόμενο αυτό. Κατά τον έλεγχο του γραμμικού μοντέλου παλινδρόμησης βλέπουμε ποια είναι η μέση απόδοση κάθε ημέρας της εβδομάδος και εν συνεχεία χρησιμοποιώντας το Wald test (F-test) παρατηρούμε ποιες ημέρες της εβδομάδος παρουσιάζουν στατιστικά σημαντική μέση απόδοση.

7.2.1 Για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ

Αφού καταλήξαμε πως το ιδανικότερο μοντέλο για τις αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ είναι το μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1), θα δημιουργήσουμε, με βάση αυτό, το κατάλληλο μοντέλο για τη μελέτη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης που θα χρησιμοποιήσουμε θα έχει της εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 \text{Mon}_t + b_2 \text{Tue}_t + b_3 \text{Wed}_t + b_4 \text{Thu}_t + b_5 \text{Fri}_t + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο μας και τρέχουμε την παλινδρόμηση όπως φαίνεται παρακάτω:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 01:30
 Sample (adjusted): 1/05/1990 3/19/2010
 Included observations: 5030 after adjustments
 Convergence achieved after 25 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.165048	0.014746	11.19248	0.0000
RETURN(-2)	-0.034112	0.014362	-2.375075	0.0175
MONDAY	-0.068939	0.032968	-2.091096	0.0365
TUESDAY	-0.043106	0.034759	-1.240142	0.2149
WEDNESDAY	0.036071	0.036401	0.990936	0.3217
THURSDAY	0.083770	0.036107	2.320038	0.0203
FRIDAY	0.170253	0.041808	4.072225	0.0000

Variance Equation				
C	0.048347	0.005104	9.472270	0.0000
RESID(-1)^2	0.160404	0.007563	21.20814	0.0000
GARCH(-1)	0.836748	0.005542	150.9788	0.0000

R-squared	0.026567	Mean dependent var	0.028361
Adjusted R-squared	0.024822	S.D. dependent var	1.742229
S.E. of regression	1.720470	Akaike info criterion	3.585476
Sum squared resid	14859.29	Schwarz criterion	3.598445
Log likelihood	-9007.473	Hannan-Quinn criter.	3.590020
Durbin-Watson stat	2.011215		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,165048r_{t-1} - 0,034112r_{t-2} - 0,068939Mon_t - 0,043106Tue_t + 0,036071Wed_t + 0,083770Thu_t + 0,170253Fri_t + e_t$$

Αρχικά, βλέπουμε ότι παρατηρούνται αρνητική απόδοση κατά τις ημέρες Δευτέρα και Τρίτη και θετική απόδοση τις ημέρες Τετάρτη, Πέμπτη και Παρασκευή. Μάλιστα, την Παρασκευή παρουσιάζεται διπλάσια απόδοση από την Πέμπτη. Απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος για την Τετάρτη, αφού το p-value είναι 0,3217 και επομένως η μέση απόδοση της Τετάρτης δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, θα βγάλουμε την Τετάρτη από το μοντέλο μας για να δούμε πως λειτουργούν οι υπόλοιπες ημέρες σε σχέση με το φαινόμενο. Βγάζοντας την Τετάρτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 01:55
 Sample (adjusted): 1/05/1990 3/19/2010
 Included observations: 5030 after adjustments
 Convergence achieved after 29 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.164780	0.014754	11.16835	0.0000
RETURN(-2)	-0.034372	0.014349	-2.395513	0.0166
MONDAY	-0.069932	0.032999	-2.119223	0.0341
TUESDAY	-0.043146	0.034760	-1.241252	0.2145
THURSDAY	0.083736	0.036092	2.320056	0.0203
FRIDAY	0.169965	0.041806	4.065592	0.0000

Variance Equation				
C	0.048550	0.005080	9.556915	0.0000
RESID(-1)^2	0.160551	0.007497	21.41545	0.0000
GARCH(-1)	0.836530	0.005550	150.7264	0.0000

R-squared	0.026526	Mean dependent var	0.028361
Adjusted R-squared	0.024975	S.D. dependent var	1.742229
S.E. of regression	1.720335	Akaike info criterion	3.585268
Sum squared resid	14859.92	Schwarz criterion	3.596940
Log likelihood	-9007.949	Hannan-Quinn criter.	3.589358
Durbin-Watson stat	2.010727		

Το μοντέλο μας τώρα για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,164780r_{t-1} - 0,034372r_{t-2} - 0,069932Mon_t - 0,043146Tue_t + 0,083736Thu_t + 0,169965Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι και την Τρίτη απορρίπτεται η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, αφού p-value=0,2145, δηλαδή η μέση απόδοση της Τρίτης δεν είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως, θα βγάλουμε και αυτήν την ημέρα από το μοντέλο μας. Βγάζοντας και την Τρίτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 02:01
 Sample (adjusted): 1/05/1990 3/19/2010
 Included observations: 5030 after adjustments
 Convergence achieved after 29 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.165337	0.014762	11.20051	0.0000
RETURN(-2)	-0.035413	0.014347	-2.468287	0.0136
MONDAY	-0.069142	0.032975	-2.096790	0.0360
THURSDAY	0.083165	0.036108	2.303241	0.0213
FRIDAY	0.170339	0.041798	4.075286	0.0000
Variance Equation				
C	0.048793	0.005087	9.590866	0.0000
RESID(-1)^2	0.160593	0.007504	21.40182	0.0000
GARCH(-1)	0.836374	0.005559	150.4450	0.0000
R-squared	0.026564	Mean dependent var		0.028361
Adjusted R-squared	0.025207	S.D. dependent var		1.742229
S.E. of regression	1.720131	Akaike info criterion		3.585146
Sum squared resid	14859.34	Schwarz criterion		3.595521
Log likelihood	-9008.643	Hannan-Quinn criter.		3.588781
Durbin-Watson stat	2.011766			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,165337r_{t-1} - 0,035413r_{t-2} - 0,069142Mon_t + 0,083165Thu_t + 0,170339Fri_t + e_t$$

Αυτό είναι και το τελικό μας μοντέλο, για τις μέσες αποδόσεις, με το οποίο θα εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος.

Θα ελέγξουμε αν οι μέσες αποδόσεις για τις ημέρες Δευτέρα, Πέμπτη και Παρασκευή ισούνται μεταξύ τους και με το μηδέν, για να δούμε και αν οι αποδόσεις αυτές είναι στατιστικά σημαντικές. Ο έλεγχος που θα πραγματοποιήσουμε είναι ο εξής:

$$H_0 : C(3)=C(4)=C(5)=0$$

$$H_1 : C(3) \neq C(4) \neq C(5) \neq 0$$

Όπου, C(3), C(4) και C(5) είναι η μέση απόδοση της Δευτέρας, της Πέμπτης και της Παρασκευής αντίστοιχα.

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	9.334090	(3, 5022)	0.0000
Chi-square	28.00227	3	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	-0.069142	0.032975
C(4)	0.083165	0.036108
C(5)	0.170339	0.041798

Restrictions are linear in coefficients.

Βλέπουμε ότι $p\text{-value}=0$ και επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή, οι μέσες αποδόσεις των τριών ημερών είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν. Επομένως, σύμφωνα με το τελικό μας μοντέλο για το Γενικό δείκτη του ΧΑΑ, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρατηρείται για τις ημέρες Δευτέρα, Πέμπτη και Παρασκευή. Βλέπουμε ότι παρατηρείται αρνητική στατιστικά σημαντική απόδοση τη Δευτέρα και θετική στατιστικά σημαντική απόδοση την Πέμπτη και την Παρασκευή. Επίσης, την Παρασκευή παρατηρείται σχεδόν διπλάσια απόδοση από την Πέμπτη. Συγκεκριμένα, οι μέσες αποδόσεις είναι:

$$\text{Δευτέρα: } \frac{-0,069142}{1-0,165337-(-0,035413)} = -0,079467\%$$

$$\text{Πέμπτη: } \frac{0,083165}{1-0,165337-(-0,035413)} = 0,095584\%$$

$$\text{Παρασκευή: } \frac{0,170339}{1-0,165337-(-0,035413)} = 0,195775\%$$

Εν κατακλείδι, με βάση τα στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ, μπορούμε να πούμε πως συμφέρει να αγοράζει κάποιος μετοχές τη Δευτέρα και να πουλάει την Πέμπτη και την Παρασκευή. Ο Γενικός δείκτης τιμών του ΧΑΑ αποτελείται από είκοσι «μεγάλες» μετοχές και επομένως για να εξάγουμε ασφαλή συμπεράσματα για την ύπαρξη στρατηγικής κέρδους θα έπρεπε να εξετάσουμε κάθε μια ξεχωριστά, καθώς ο Γενικός δείκτης επηρεάζεται σημαντικά από την κεφαλαιοποίηση και τον όγκο συναλλαγών κάθε μετοχής. Οπότε, από τα παραπάνω συμπεράσματα βλέπουμε μια γενική τάση του δείκτη και των μετοχών που τον αποτελούν καθώς και του ΧΑΑ γενικότερα. Ωστόσο, αν κάποιος μπορεί να «ποντάρει» στο Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ τότε τα παραπάνω συμπεράσματα είναι σημαντικά.

7.2.2 Για τη μετοχή της Alpha Bank

Γνωρίζοντας πως το ιδανικότερο μοντέλο για τις αποδόσεις της μετοχής της Alpha Bank είναι το μοντέλο AR(1)-GARCH(2,1), θα δημιουργήσουμε, με βάση αυτό, το κατάλληλο μοντέλο για τη μελέτη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης που θα χρησιμοποιήσουμε θα έχει της εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + b_1 \text{Mon}_t + b_2 \text{Tue}_t + b_3 \text{Wed}_t + b_4 \text{Thu}_t + b_5 \text{Fri}_t + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο μας και τρέχουμε την παλινδρόμηση όπως φαίνεται παρακάτω:

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/18/10 Time: 03:10

Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978 after adjustments

Convergence achieved after 34 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1) + C(10)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.081601	0.015198	5.369228	0.0000
MONDAY	0.016071	0.027156	0.591794	0.5540
TUESDAY	0.006108	0.032713	0.186724	0.8519
WEDNESDAY	-0.056636	0.032054	-1.766915	0.0772
THURSDAY	0.070270	0.032068	2.191304	0.0284
FRIDAY	0.147834	0.030413	4.860866	0.0000

Variance Equation				
C	0.015581	0.001685	9.248574	0.0000
RESID(-1)^2	0.136851	0.010849	12.61448	0.0000
GARCH(-1)	0.549715	0.100022	5.495939	0.0000
GARCH(-2)	0.318848	0.092539	3.445561	0.0006

R-squared	0.010106	Mean dependent var	0.018224
Adjusted R-squared	0.008312	S.D. dependent var	1.982984
S.E. of regression	1.974726	Akaike info criterion	3.595170
Sum squared resid	19372.92	Schwarz criterion	3.608253
Log likelihood	-8938.379	Hannan-Quinn criter.	3.599757
Durbin-Watson stat	1.949881		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,081601r_{t-1} + 0,016071\text{Mon}_t + 0,006108\text{Tue}_t - 0,056636\text{Wed}_t + 0,070270\text{Thu}_t + 0,147834\text{Fri}_t + e_t$$

Αρχικά, βλέπουμε ότι παρατηρείται θετική απόδοση όλες τις ημέρες πλην της Τετάρτης. Τη Δευτέρα και την Τρίτη οι αποδόσεις είναι πάρα πολύ μικρές ενώ η μεγαλύτερη απόδοση παρατηρείται την Παρασκευή. Απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος για την Τρίτη, καθώς p-value=0,8519 και

επομένως η μέση απόδοση της Τρίτης δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, αρχικά βγάζουμε την Τρίτη από το μοντέλο μας. Βγάζοντας την Τρίτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 03:31
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 32 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1) + C(9)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.081614	0.015197	5.370439	0.0000
MONDAY	0.016032	0.027106	0.591464	0.5542
WEDNESDAY	-0.056699	0.032067	-1.768136	0.0770
THURSDAY	0.070171	0.032017	2.191668	0.0284
FRIDAY	0.147780	0.030423	4.857458	0.0000

Variance Equation				
C	0.015598	0.001660	9.394894	0.0000
RESID(-1)^2	0.136851	0.010805	12.66594	0.0000
GARCH(-1)	0.549286	0.099499	5.520522	0.0000
GARCH(-2)	0.319262	0.092071	3.467574	0.0005

R-squared	0.010100	Mean dependent var	0.018224
Adjusted R-squared	0.008506	S.D. dependent var	1.982984
S.E. of regression	1.974533	Akaike info criterion	3.594776
Sum squared resid	19373.04	Schwarz criterion	3.606551
Log likelihood	-8938.398	Hannan-Quinn criter.	3.598904
Durbin-Watson stat	1.949905		

Το μοντέλο μας τώρα, για το μέσο, είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,081614r_{t-1} + 0,016032Mon_t - 0,056699Wed_t + 0,070171Thu_t + 0,147780Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος απορρίπτεται και για τη Δευτέρα, αφού p-value=0,5542, δηλαδή η μέση απόδοση της Δευτέρας δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, θα βγάλουμε και τη συγκεκριμένη ημέρα από το μοντέλο μας. Βγάζοντας και τη Δευτέρα παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 03:42
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 38 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1) + C(8)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.081938	0.015186	5.395734	0.0000
WEDNESDAY	-0.056714	0.032049	-1.769588	0.0768
THURSDAY	0.070471	0.031937	2.206514	0.0273
FRIDAY	0.147529	0.030416	4.850343	0.0000

Variance Equation				
C	0.015560	0.001654	9.406951	0.0000
RESID(-1)^2	0.136512	0.010801	12.63842	0.0000
GARCH(-1)	0.548101	0.099554	5.505555	0.0000
GARCH(-2)	0.320743	0.092118	3.481882	0.0005

R-squared	0.010186	Mean dependent var	0.018224
Adjusted R-squared	0.008792	S.D. dependent var	1.982984
S.E. of regression	1.974248	Akaike info criterion	3.594426
Sum squared resid	19371.35	Schwarz criterion	3.604893
Log likelihood	-8938.527	Hannan-Quinn criter.	3.598095
Durbin-Watson stat	1.950546		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,081938r_{t-1} - 0,056714Wed_t + 0,070471Thu_t + 0,147529Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι για την Τετάρτη το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος οριακά, σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, υπάρχει, αφού p-value=0,0768. Οπότε, θα αφήσουμε την Τετάρτη στο μοντέλο μας.

Θα ελέγξουμε αν οι μέσες αποδόσεις για τις ημέρες Τετάρτη, Πέμπτη και Παρασκευή ισούνται μεταξύ τους και με το μηδέν, για να δούμε και αν οι αποδόσεις αυτές είναι στατιστικά σημαντικές. Ο έλεγχος που θα πραγματοποιήσουμε είναι ο εξής:

$$H_0 : C(2)=C(3)=C(4)=0$$

$$H_1 : C(2) \neq C(3) \neq C(4) \neq 0$$

Όπου, C(2), C(3), C(4) είναι η μέση απόδοση της Τετάρτης, της Πέμπτης και της Παρασκευής αντίστοιχα.

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	10.19198	(3, 4970)	0.0000
Chi-square	30.57594	3	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	-0.056714	0.032049
C(3)	0.070471	0.031937
C(4)	0.147529	0.030416

Restrictions are linear in coefficients.

Βλέπουμε ότι $p\text{-value}=0$ και επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή, οι μέσες αποδόσεις των τριών ημερών είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν. Επομένως, σύμφωνα με το παραπάνω μοντέλο για τη μετοχή της Alpha Bank, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρατηρείται για τις ημέρες Τετάρτη, Πέμπτη και Παρασκευή. Βλέπουμε ότι παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική απόδοση την Πέμπτη και την Παρασκευή και αρνητική στατιστικά σημαντική απόδοση την Τετάρτη. Μάλιστα, την Παρασκευή παρατηρείται σχεδόν διπλάσια απόδοση από την Πέμπτη. Συγκεκριμένα, οι μέσες αποδόσεις είναι:

$$\text{Τετάρτη: } \frac{-0,056714}{1-0,081938} = -0,061776\%$$

$$\text{Πέμπτη: } \frac{0,070471}{1-0,081938} = 0,076761\%$$

$$\text{Παρασκευή: } \frac{0,147529}{1-0,081938} = 0,160696\%$$

Επομένως, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για τη μετοχή της Alpha Bank, συμπεραίνουμε ότι είναι προτιμότερο για κάποιον που θέλει να αγοράσει μετοχές της συγκεκριμένης τράπεζας, να αγοράσει την Τετάρτη και για κάποιον που θέλει να πουλήσει, να πουλήσει την Παρασκευή.

7.2.3 Για τη μετοχή της Coca Cola 3E

Αφού καταλήξαμε πως το ιδανικότερο μοντέλο για τις αποδόσεις της μετοχής της Coca Cola 3E είναι το μοντέλο AR(3)-GARCH(1,1), θα δημιουργήσουμε, με βάση αυτό, το κατάλληλο μοντέλο για τη μελέτη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης που θα χρησιμοποιήσουμε θα έχει της εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_3 r_{t-3} + b_1 \text{Mon}_t + b_2 \text{Tue}_t + b_3 \text{Wed}_t + b_4 \text{Thu}_t + b_5 \text{Fri}_t + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο μας και τρέχουμε την παλινδρόμηση όπως φαίνεται παρακάτω:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/19/10 Time: 20:24
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 32 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.043026	0.015132	2.843373	0.0045
RETURN(-3)	-0.045088	0.016225	-2.778893	0.0055
MONDAY	0.007213	0.051775	0.139310	0.8892
TUESDAY	0.069928	0.050635	1.381031	0.1673
WEDNESDAY	0.101748	0.055051	1.848240	0.0646
THURSDAY	0.145820	0.060822	2.397472	0.0165
FRIDAY	0.059544	0.058422	1.019206	0.3081

Variance Equation				
C	0.202418	0.019525	10.36728	0.0000
RESID(-1)^2	0.125793	0.008453	14.88106	0.0000
GARCH(-1)	0.839710	0.010112	83.04313	0.0000

R-squared	0.007928	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.005987	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.186998	Akaike info criterion	4.215551
Sum squared resid	22001.61	Schwarz criterion	4.229512
Log likelihood	-9706.845	Hannan-Quinn criter.	4.220464
Durbin-Watson stat	1.925736		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,043026r_{t-1} - 0,045088r_{t-3} + 0,007213Mon_t + 0,069928Tue_t + 0,101748Wed_t + 0,145820Thu_t + 0,059544Fri_t + e_t$$

Αρχικά, βλέπουμε ότι η απόδοση και για τις πέντε ημέρες διαπραγμάτευσης είναι θετική. Απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος για τη Δευτέρα, αφού το p-value είναι 0,8892 και επομένως η μέση απόδοση της Δευτέρας δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, θα βγάλουμε τη Δευτέρα από το μοντέλο μας για να δούμε πως λειτουργούν οι υπόλοιπες ημέρες σε σχέση με το φαινόμενο. Βγάζοντας τη Δευτέρα παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/19/10 Time: 20:32
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 32 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.043049	0.015130	2.845296	0.0044
RETURN(-3)	-0.045066	0.016221	-2.778249	0.0055
TUESDAY	0.069887	0.050577	1.381796	0.1670
WEDNESDAY	0.101710	0.054967	1.850386	0.0643
THURSDAY	0.145809	0.060776	2.399114	0.0164
FRIDAY	0.059487	0.058198	1.022152	0.3067

Variance Equation				
C	0.202414	0.019157	10.56587	0.0000
RESID(-1)^2	0.125827	0.008455	14.88255	0.0000
GARCH(-1)	0.839684	0.010050	83.55019	0.0000

R-squared	0.007930	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.006205	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.186758	Akaike info criterion	4.215120
Sum squared resid	22001.57	Schwarz criterion	4.227685
Log likelihood	-9706.852	Hannan-Quinn criter.	4.219542
Durbin-Watson stat	1.925778		

Το μοντέλο μας τώρα, για το μέσο, είναι το εξής:

$$R_t = 0,043049r_{t-1} - 0,045066r_{t-3} + 0,069887Tue_t + 0,101710Wed_t + 0,145809Thu_t + 0,059487Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι και την Παρασκευή απορρίπτεται η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, αφού p-value=0,3067, δηλαδή η μέση απόδοση της Παρασκευής δεν είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως, θα βγάλουμε και αυτήν την ημέρα από το μοντέλο μας. Βγάζοντας την Παρασκευή παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/19/10 Time: 20:36
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 30 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.043718	0.015091	2.896996	0.0038
RETURN(-3)	-0.044900	0.016181	-2.774858	0.0055
TUESDAY	0.068778	0.049346	1.393798	0.1634
WEDNESDAY	0.101747	0.054626	1.862610	0.0625
THURSDAY	0.145551	0.060689	2.398318	0.0165

Variance Equation				
C	0.204870	0.019328	10.59988	0.0000
RESID(-1)^2	0.126799	0.008492	14.93175	0.0000
GARCH(-1)	0.838283	0.010090	83.08311	0.0000

R-squared	0.007738	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.006228	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.186733	Akaike info criterion	4.214908
Sum squared resid	22005.84	Schwarz criterion	4.226077
Log likelihood	-9707.363	Hannan-Quinn criter.	4.218839
Durbin-Watson stat	1.927821		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,043718r_{t-1} - 0,044900r_{t-3} + 0,069778Tue_t + 0,101747Wed_t + 0,145551Thu_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι και την Τρίτη απορρίπτεται η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, καθώς p-value=0,1634. Επομένως, θα βγάλουμε και αυτήν την ημέρα από το μοντέλο μας, αφού η μέση απόδοσή της δεν είναι στατιστικά σημαντική. Βγάζοντας την Τρίτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/19/10 Time: 20:43
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 29 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.043961	0.015077	2.915769	0.0035
RETURN(-3)	-0.044165	0.016167	-2.731782	0.0063
WEDNESDAY	0.102476	0.053752	1.906464	0.0566
THURSDAY	0.145381	0.060653	2.396921	0.0165

Variance Equation				
C	0.204168	0.019288	10.58535	0.0000
RESID(-1)^2	0.125958	0.008430	14.94151	0.0000
GARCH(-1)	0.839161	0.010011	83.82427	0.0000

R-squared	0.008088	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.006795	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.186109	Akaike info criterion	4.214782
Sum squared resid	21998.07	Schwarz criterion	4.224555
Log likelihood	-9708.073	Hannan-Quinn criter.	4.218222
Durbin-Watson stat	1.928534		

Το μοντέλο μας τώρα, για το μέσο, είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,043961r_{t-1} - 0,044165r_{t-3} + 0,102476Wed_t + 0,145381Thu_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι την Τετάρτη, οριακά και σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, δεν απορρίπτεται η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος αφού p-value=0,566. Άρα, θα αφήσουμε την Τετάρτη στο μοντέλο μας. Οπότε, το παραπάνω μοντέλο, είναι και το τελικό μας μοντέλο για το μέσο.

Θα ελέγξουμε αν οι μέσες αποδόσεις για τις ημέρες Τετάρτη και Πέμπτη ισούνται μεταξύ τους και με το μηδέν, για να δούμε και αν οι αποδόσεις αυτές είναι στατιστικά σημαντικές. Ο έλεγχος που θα πραγματοποιήσουμε είναι ο εξής:

$$H_0 : C(3)=C(4)=0$$

$$H_1 : C(3) \neq C(4) \neq 0$$

Όπου, C(3), C(4) είναι οι μέσες αποδόσεις της Τετάρτης και της Πέμπτης αντίστοιχα.

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.497370	(2, 4603)	0.0112
Chi-square	8.994740	2	0.0111

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.102476	0.053752
C(4)	0.145381	0.060653

Restrictions are linear in coefficients.

Βλέπουμε ότι $p\text{-value}=0,0112$. Επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή, οι μέσες αποδόσεις της Τετάρτης και της Πέμπτης είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν. Επομένως, σύμφωνα με το παραπάνω μοντέλο για τη μετοχή της Coca Cola 3E, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρατηρείται για τις ημέρες Τετάρτη και Πέμπτη. Βλέπουμε ότι παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση τόσο την Τετάρτη όσο και την Πέμπτη. Συγκεκριμένα, οι μέσες αποδόσεις είναι:

$$\text{Τετάρτη: } \frac{0,102476}{1-0,043961-(-0,044165)} = 0,102455 \%$$

$$\text{Πέμπτη: } \frac{0,145381}{1-0,043961-(-0,044165)} = 0,145351\%$$

Επομένως, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δέκα εννέα ετών για τη μετοχή της Coca Cola 3E, συμπεραίνουμε ότι η Τετάρτη και η Πέμπτη είναι ιδανικές ημέρες για την πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας. Μάλιστα, την Πέμπτη παρατηρείται μεγαλύτερη μέση απόδοση από την Τετάρτη, οπότε είναι προτιμότερο για κάποιον που θέλει να πουλήσει μετοχές της Coca Cola 3E, να τις πουλήσει την Πέμπτη.

7.2.4 Για τη μετοχή της ΔΕΗ

Γνωρίζοντας πως το ιδανικότερο μοντέλο για τις αποδόσεις της μετοχής της ΔΕΗ είναι το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1), θα δημιουργήσουμε, με βάση αυτό, το κατάλληλο μοντέλο για τη μελέτη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης που θα χρησιμοποιήσουμε θα έχει της εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + b_1 \text{Mon}_t + b_2 \text{Tue}_t + b_3 \text{Wed}_t + b_4 \text{Thu}_t + b_5 \text{Fri}_t + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο μας και τρέχουμε την παλινδρόμηση όπως φαίνεται παρακάτω:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/19/10 Time: 21:30
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 48 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.042477	0.023276	1.824942	0.0680
MONDAY	-0.022525	0.077843	-0.289370	0.7723
TUESDAY	0.072222	0.076390	0.945442	0.3444
WEDNESDAY	0.021114	0.076143	0.277301	0.7815
THURSDAY	0.149397	0.081027	1.843800	0.0652
FRIDAY	0.129550	0.081937	1.581092	0.1139

Variance Equation				
C	0.018130	0.006392	2.836252	0.0046
RESID(-1)^2	0.055785	0.005486	10.16840	0.0000
GARCH(-1)	0.943363	0.005803	162.5681	0.0000

R-squared	0.000346	Mean dependent var	0.004840
Adjusted R-squared	-0.003668	S.D. dependent var	2.148488
S.E. of regression	2.152426	Akaike info criterion	4.049199
Sum squared resid	9228.809	Schwarz criterion	4.074392
Log likelihood	-4042.223	Hannan-Quinn criter.	4.058449
Durbin-Watson stat	2.024351		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,042477r_{t-1} - 0,022525Mon_t + 0,072222Tue_t + 0,021114Wed_t + 0,149397Thu_t + 0,129550Fri_t + e_t$$

Αρχικά, βλέπουμε ότι παρατηρείται θετική απόδοση όλες τις ημέρες συναλλαγής πλην της Δευτέρας. Οι μεγαλύτερες αποδόσεις παρατηρούνται την Πέμπτη και την Παρασκευή. Απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδας για την Τετάρτη, καθώς p-value=0,7815. Επομένως, θα βγάλουμε την Τετάρτη από το μοντέλο μας, αφού η μέση απόδοση της ημέρας αυτής δεν είναι στατιστικά σημαντική. Βγάζοντας την Τετάρτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/21/10 Time: 22:25
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 43 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.042728	0.023273	1.835984	0.0664
MONDAY	-0.022523	0.077789	-0.289540	0.7722
TUESDAY	0.072573	0.076422	0.949637	0.3423
THURSDAY	0.148958	0.081108	1.836545	0.0663
FRIDAY	0.129566	0.081968	1.580679	0.1140
Variance Equation				
C	0.017854	0.006310	2.829282	0.0047
RESID(-1)^2	0.055383	0.005430	10.20026	0.0000
GARCH(-1)	0.943806	0.005738	164.4901	0.0000
R-squared	0.000220	Mean dependent var		0.004840
Adjusted R-squared	-0.003291	S.D. dependent var		2.148488
S.E. of regression	2.152021	Akaike info criterion		4.048235
Sum squared resid	9229.970	Schwarz criterion		4.070630
Log likelihood	-4042.259	Hannan-Quinn criter.		4.056458
Durbin-Watson stat	2.025112			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το έξης:

$$R_t = 0,042728r_{t-1} - 0,022523Mon_t + 0,072573Tue_t + 0,148958Thu_t + 0,129566Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι και τη Δευτέρα απορρίπτεται η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, αφού p-value=0,7722. Επομένως, θα βγάλουμε και αυτήν την ημέρα από το μοντέλο μας.

Βγάζοντας και τη Δευτέρα παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/21/10 Time: 22:28
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 52 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.042524	0.023274	1.827114	0.0677
TUESDAY	0.072602	0.076374	0.950608	0.3418
THURSDAY	0.149223	0.081015	1.841913	0.0655
FRIDAY	0.129473	0.081952	1.579869	0.1141

Variance Equation				
C	0.018060	0.006355	2.841825	0.0045
RESID(-1)^2	0.055776	0.005467	10.20242	0.0000
GARCH(-1)	0.943392	0.005787	163.0084	0.0000

R-squared	-0.000065	Mean dependent var	0.004840
Adjusted R-squared	-0.003074	S.D. dependent var	2.148488
S.E. of regression	2.151788	Akaike info criterion	4.047275
Sum squared resid	9232.605	Schwarz criterion	4.066870
Log likelihood	-4042.298	Hannan-Quinn criter.	4.054469
Durbin-Watson stat	2.024629		

Το μοντέλο για το μέσο τώρα είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,042524r_{t-1} + 0,072602Tue_t + 0,149223Thu_t + 0,129473Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι και την Τρίτη απορρίπτεται η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, αφού p-value=0,3418. Επομένως, θα βγάλουμε και αυτήν την ημέρα από το μοντέλο μας.

Βγάζοντας και την Τρίτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/21/10 Time: 22:29
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 43 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.042148	0.023278	1.810606	0.0702
THURSDAY	0.150526	0.080887	1.860947	0.0628
FRIDAY	0.130406	0.081953	1.591222	0.1116

Variance Equation				
C	0.018877	0.006558	2.878356	0.0040
RESID(-1)^2	0.056767	0.005548	10.23219	0.0000
GARCH(-1)	0.942252	0.005925	159.0337	0.0000

R-squared	0.000266	Mean dependent var	0.004840
Adjusted R-squared	-0.002239	S.D. dependent var	2.148488
S.E. of regression	2.150893	Akaike info criterion	4.046700
Sum squared resid	9229.548	Schwarz criterion	4.063496
Log likelihood	-4042.723	Hannan-Quinn criter.	4.052867
Durbin-Watson stat	2.024978		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,042148r_{t-1} + 0,150526Thu_t + 0,130406Fri_t + e_t$$

Ωστόσο, παρατηρούμε ότι και την Παρασκευή απορρίπτεται η ύπαρξη του φαινομένου της εβδομάδος, καθώς p-value=0,1116. Άρα, θα βγάλουμε και την Παρασκευή από το μοντέλο μας. Βγάζοντας και την Παρασκευή παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/21/10 Time: 22:31
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 40 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.043490	0.023254	1.870197	0.0615
THURSDAY	0.150386	0.080892	1.859092	0.0630
Variance Equation				
C	0.018573	0.006435	2.886405	0.0039
RESID(-1)^2	0.056429	0.005416	10.41939	0.0000
GARCH(-1)	0.942681	0.005774	163.2755	0.0000
R-squared	0.000089	Mean dependent var		0.004840
Adjusted R-squared	-0.001915	S.D. dependent var		2.148488
S.E. of regression	2.150544	Akaike info criterion		4.047060
Sum squared resid	9231.183	Schwarz criterion		4.061056
Log likelihood	-4044.083	Hannan-Quinn criter.		4.052199
Durbin-Watson stat	2.031100			

Βλέπουμε ότι οριακά, σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδας για την Πέμπτη δεν απορρίπτεται, καθώς p-value=0,0630. Επομένως, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για τη μετοχή της ΔΕΗ, παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική απόδοση την Πέμπτη η οποία ισούται με:

$$\frac{0,150386}{1-0,043490} = 0,157224\%$$

Άρα, γενικά είναι προτιμότερο για κάποιον που θέλει να πουλήσει μετοχές της ΔΕΗ, να πουλήσει την Πέμπτη.

7.2.5 Για τη μετοχή της Εθνική Τράπεζας της Ελλάδος

Όσον αφορά τη μετοχή της Εθνική Τράπεζας της Ελλάδος, γνωρίζουμε ότι το ιδανικότερο μοντέλο για τις αποδόσεις της είναι το μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1). Συνεπώς, με βάση αυτό, θα δημιουργήσουμε το κατάλληλο μοντέλο για τη μελέτη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδας. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης που θα χρησιμοποιήσουμε θα έχει της εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 \text{Mon}_t + b_2 \text{Tue}_t + b_3 \text{Wed}_t + b_4 \text{Thu}_t + b_5 \text{Fri}_t + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο μας και τρέχουμε την παλινδρόμηση όπως φαίνεται παρακάτω:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 05:04
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 25 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.126502	0.014979	8.445308	0.0000
RETURN(-2)	-0.025899	0.014738	-1.757298	0.0789
MONDAY	-0.017002	0.035929	-0.473197	0.6361
TUESDAY	-0.000949	0.043734	-0.021708	0.9827
WEDNESDAY	-0.013134	0.043473	-0.302121	0.7626
THURSDAY	0.014076	0.041600	0.338361	0.7351
FRIDAY	0.142248	0.042828	3.321348	0.0009

Variance Equation				
C	0.025901	0.002653	9.763847	0.0000
RESID(-1)^2	0.094143	0.004863	19.36002	0.0000
GARCH(-1)	0.905098	0.004196	215.6940	0.0000

R-squared	0.017313	Mean dependent var	0.029544
Adjusted R-squared	0.015533	S.D. dependent var	2.168083
S.E. of regression	2.151180	Akaike info criterion	3.899328
Sum squared resid	22985.16	Schwarz criterion	3.912413
Log likelihood	-9693.478	Hannan-Quinn criter.	3.903915
Durbin-Watson stat	1.997529		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,126502r_{t-1} - 0,025899r_{t-2} - 0,017002Mon_t - 0,000949Tue_t - 0,013134Wed_t + 0,014076Thu_t + 0,142248Fri_t + e_t$$

Αρχικά, βλέπουμε ότι παρατηρείται αρνητική απόδοση κατά τις ημέρες Δευτέρα, Τρίτη και Τετάρτη και θετική απόδοση τις ημέρες Πέμπτη και Παρασκευή. Απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος για την Τρίτη, αφού το p-value είναι 0,9827 και επομένως η μέση απόδοση της Τρίτης δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, θα βγάλουμε την Τρίτη από το μοντέλο μας για να δούμε πως λειτουργούν οι υπόλοιπες ημέρες σε σχέση με το φαινόμενο.

Βγάζοντας την Τρίτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 05:12
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 25 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.126509	0.014970	8.450568	0.0000
RETURN(-2)	-0.025913	0.014731	-1.759119	0.0786
MONDAY	-0.016999	0.035921	-0.473221	0.6361
WEDNESDAY	-0.013129	0.043470	-0.302032	0.7626
THURSDAY	0.014081	0.041570	0.338728	0.7348
FRIDAY	0.142247	0.042809	3.322832	0.0009

Variance Equation				
C	0.025905	0.002621	9.885086	0.0000
RESID(-1)^2	0.094144	0.004854	19.39561	0.0000
GARCH(-1)	0.905095	0.004174	216.8474	0.0000

R-squared	0.017314	Mean dependent var	0.029544
Adjusted R-squared	0.015732	S.D. dependent var	2.168083
S.E. of regression	2.150962	Akaike info criterion	3.898926
Sum squared resid	22985.13	Schwarz criterion	3.910703
Log likelihood	-9693.478	Hannan-Quinn criter.	3.903055
Durbin-Watson stat	1.997537		

Το μοντέλο μας τώρα, για το μέσο, είναι το εξής:

$$R_t = 0,126509r_{t-1} - 0,025913r_{t-2} - 0,016999Mon_t - 0,013129Wed_t + 0,014081Thu_t + 0,142247Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι και την Τετάρτη απορρίπτεται η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, αφού p-value=0,7626. Επομένως, θα βγάλουμε και αυτήν την ημέρα από το μοντέλο μας, καθώς η μέση απόδοσή της δεν είναι στατιστικά σημαντική. Βγάζοντας και την Τετάρτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 05:16
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 21 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.126527	0.014967	8.453819	0.0000
RETURN(-2)	-0.025885	0.014727	-1.757598	0,0788
MONDAY	-0.016860	0.035901	-0.469618	0.6386
THURSDAY	0.014071	0.041560	0.338563	0.7349
FRIDAY	0.142343	0.042788	3.326706	0.0009

Variance Equation				
C	0.025916	0.002608	9.936521	0.0000
RESID(-1)^2	0.093982	0.004835	19.43842	0.0000
GARCH(-1)	0.905223	0.004167	217.2174	0.0000

R-squared	0.017368	Mean dependent var	0.029544
Adjusted R-squared	0.015984	S.D. dependent var	2.168083
S.E. of regression	2.150687	Akaike info criterion	3.898544
Sum squared resid	22983.87	Schwarz criterion	3.909012
Log likelihood	-9693.527	Hannan-Quinn criter.	3.902214
Durbin-Watson stat	1.997655		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,126527r_{t-1} - 0,025885r_{t-2} - 0,016860Mon_t + 0,014071Thu_t + 0,142343Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι και την Πέμπτη απορρίπτεται η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, αφού p-value=0,7349, δηλαδή η μέση απόδοση της Πέμπτης δεν είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως, θα βγάλουμε και αυτήν την ημέρα από το μοντέλο μας. Βγάζοντας και την Πέμπτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 05:19
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 18 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.126492	0.014961	8.454719	0.0000
RETURN(-2)	-0.025886	0.014727	-1.757715	0.0788
MONDAY	-0.016877	0.035875	-0.470443	0.6380
FRIDAY	0.142199	0.042810	3.321612	0.0009
Variance Equation				
C	0.025899	0.002604	9.944851	0.0000
RESID(-1)^2	0.094013	0.004825	19.48592	0.0000
GARCH(-1)	0.905205	0.004163	217.4285	0.0000
R-squared	0.017346	Mean dependent var		0.029544
Adjusted R-squared	0.016160	S.D. dependent var		2.168083
S.E. of regression	2.150494	Akaike info criterion		3.898165
Sum squared resid	22984.38	Schwarz criterion		3.907325
Log likelihood	-9693.584	Hannan-Quinn criter.		3.901376
Durbin-Watson stat	1.997492			

Το μοντέλο μας για το μέσο, είναι το εξής:

$$R_t = 0,126492r_{t-1} - 0,025886r_{t-2} - 0,016877Mon_t + 0,142199Fri_t + e_t$$

Ωστόσο και για τη Δευτέρα απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, καθώς p-value=0,6380. Επομένως, θα βγάλουμε και τη Δευτέρα από το μοντέλο μας. Βγάζοντας και τη Δευτέρα παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 05:24
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.126281	0.014896	8.477743	0.0000
RETURN(-2)	-0.025864	0.014728	-1.756133	0.0791
FRIDAY	0.142513	0.042633	3.342817	0.0008
Variance Equation				
C	0.025869	0.002588	9.995166	0.0000
RESID(-1)^2	0.093930	0.004810	19.52639	0.0000
GARCH(-1)	0.905280	0.004155	217.8731	0.0000
R-squared	0.017189	Mean dependent var		0.029544
Adjusted R-squared	0.016201	S.D. dependent var		2.168083
S.E. of regression	2.150449	Akaike info criterion		3.897794
Sum squared resid	22988.05	Schwarz criterion		3.905645
Log likelihood	-9693.661	Hannan-Quinn criter.		3.900547
Durbin-Watson stat	1.997199			

Το τελικό μοντέλο για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,126281r_{t-1} - 0,025864r_{t-2} + 0,142513Fri_t + e_t$$

Επομένως, για τη μετοχή της Εθνική Τράπεζας της Ελλάδος, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται μόνο την Παρασκευή, όπου παρουσιάζεται θετική στατιστικά σημαντική απόδοση η οποία είναι ίση με :

$$\frac{0,142513}{1-0,126281-(-0,025864)} = 0,158421\%$$

Άρα, συμφέρει κάποιον, που θέλει να πουλήσει μετοχές της Εθνική Τράπεζας της Ελλάδος, να τις πουλήσει την Παρασκευή.

7.2.6 Για τη μετοχή της Marfin Investment Group

Γνωρίζοντας πως το ιδανικότερο μοντέλο για τις αποδόσεις της μετοχής της Marfin Investment Group είναι το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1), θα δημιουργήσουμε, με βάση αυτό, το κατάλληλο μοντέλο για τη μελέτη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης που θα χρησιμοποιήσουμε θα έχει της εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + b_1 \text{Mon}_t + b_2 \text{Tue}_t + b_3 \text{Wed}_t + b_4 \text{Thu}_t + b_5 \text{Fri}_t + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο μας και τρέχουμε την παλινδρόμηση όπως φαίνεται παρακάτω:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 05:43
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 96 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.070876	0.023195	3.055626	0.0022
MONDAY	-0.196498	0.093426	-2.103240	0.0354
TUESDAY	-0.079968	0.099289	-0.805404	0.4206
WEDNESDAY	0.004625	0.110596	0.041818	0.9666
THURSDAY	0.049353	0.077091	0.640184	0.5221
FRIDAY	0.146888	0.082520	1.780030	0.0751

Variance Equation				
C	0.109410	0.006896	15.86581	0.0000
RESID(-1)^2	0.119075	0.006555	18.16454	0.0000
GARCH(-1)	0.887568	0.003743	237.1380	0.0000

R-squared	0.018333	Mean dependent var	-0.046822
Adjusted R-squared	0.014640	S.D. dependent var	3.099869
S.E. of regression	3.077093	Akaike info criterion	4.681275
Sum squared resid	20139.51	Schwarz criterion	4.705151
Log likelihood	-4990.601	Hannan-Quinn criter.	4.690012
Durbin-Watson stat	1.813908		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,070876r_{t-1} - 0,196498\text{Mon}_t - 0,079968\text{Tue}_t + 0,004625\text{Wed}_t + 0,049353\text{Thu}_t + 0,146888\text{Fri}_t + e_t$$

Αρχικά, βλέπουμε ότι παρατηρείται θετική απόδοση την Τετάρτη, την Πέμπτη και την Παρασκευή και αρνητική απόδοση τη Δευτέρα και την Τρίτη. Απορρίπτουμε

την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος για την Τετάρτη, καθώς p-value=0,9666 και επομένως η μέση απόδοση της Τετάρτης δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, βγάζουμε τη συγκεκριμένη ημέρα από το μοντέλο μας. Βγάζοντας την Τετάρτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 05:50
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 59 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.070802	0.023114	3.063090	0.0022
MONDAY	-0.196513	0.092953	-2.114125	0.0345
TUESDAY	-0.080066	0.097427	-0.821800	0.4112
THURSDAY	0.049323	0.076824	0.642017	0.5209
FRIDAY	0.146928	0.082061	1.790479	0.0734
Variance Equation				
C	0.109439	0.006882	15.90241	0.0000
RESID(-1)^2	0.119081	0.006515	18.27761	0.0000
GARCH(-1)	0.887557	0.003726	238.2183	0.0000
R-squared	0.018321	Mean dependent var	-0.046822	
Adjusted R-squared	0.015092	S.D. dependent var	3.099869	
S.E. of regression	3.076388	Akaike info criterion	4.680339	
Sum squared resid	20139.74	Schwarz criterion	4.701563	
Log likelihood	-4990.602	Hannan-Quinn criter.	4.688106	
Durbin-Watson stat	1.813785			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,070802r_{t-1} - 0,196513Mon_t - 0,080066Tue_t + 0,049323Thu_t + 0,146928Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος απορρίπτεται και για την Πέμπτη, αφού p-value=0,5209. Άρα, θα βγάλουμε και τη συγκεκριμένη ημέρα από το μοντέλο μας, καθώς η μέση απόδοσή της δεν είναι στατιστικά σημαντική. Βγάζοντας και την Πέμπτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 05:53
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 61 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.070643	0.023010	3.070116	0.0021
MONDAY	-0.195737	0.091782	-2.132633	0.0330
TUESDAY	-0.079848	0.097249	-0.821063	0.4116
FRIDAY	0.145795	0.081755	1.783303	0.0745

Variance Equation				
C	0.109276	0.006768	16.14567	0.0000
RESID(-1)^2	0.119267	0.006125	19.47219	0.0000
GARCH(-1)	0.887506	0.003565	248.9788	0.0000

R-squared	0.018651	Mean dependent var	-0.046822
Adjusted R-squared	0.015886	S.D. dependent var	3.099869
S.E. of regression	3.075148	Akaike info criterion	4.679530
Sum squared resid	20132.96	Schwarz criterion	4.698101
Log likelihood	-4990.738	Hannan-Quinn criter.	4.686326
Durbin-Watson stat	1.813572		

Το μοντέλο για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,070643r_{t-1} - 0,195737Mon_t - 0,079848Tue_t + 0,145795Fri_t + e_t$$

Ωστόσο, βλέπουμε ότι και για την Τρίτη το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος δεν υφίσταται, καθώς p-value=0,4116. Οπότε, θα βγάλουμε και την Τρίτη από το μοντέλο μας. Βγάζοντας και την Τρίτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/18/10 Time: 05:55
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 44 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.071543	0.023008	3.109524	0.0019
MONDAY	-0.194053	0.090307	-2.148805	0.0316
FRIDAY	0.146084	0.079239	1.843598	0.0652
Variance Equation				
C	0.108849	0.006655	16.35492	0.0000
RESID(-1)^2	0.118771	0.005815	20.42552	0.0000
GARCH(-1)	0.887882	0.003334	266.3411	0.0000
R-squared	0.018850	Mean dependent var		-0.046822
Adjusted R-squared	0.016547	S.D. dependent var		3.099869
S.E. of regression	3.074115	Akaike info criterion		4.678919
Sum squared resid	20128.90	Schwarz criterion		4.694837
Log likelihood	-4991.086	Hannan-Quinn criter.		4.684744
Durbin-Watson stat	1.815723			

Το τελικό μοντέλο για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,071543r_{t-1} - 0,194053Mon_t + 0,146084Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος δεν απορρίπτεται οριακά (σε επίπεδο σημαντικότητας 10%) για την Παρασκευή. Επομένως, δεν θα βγάλουμε τη συγκεκριμένη ημέρα από το μοντέλο μας.

Θα ελέγξουμε αν οι μέσες αποδόσεις της Δευτέρας και της Παρασκευής ισούνται μεταξύ τους, αλλά και με το μηδέν για να δούμε και αν είναι στατιστικά σημαντικές. Ο έλεγχος που θα πραγματοποιήσουμε είναι ο εξής:

$$H_0 : C(2)=C(3)=0$$

$$H_1 : C(2) \neq C(3) \neq 0$$

Όπου, c(2) και c(3) είναι η μέση απόδοση της Δευτέρας και της Παρασκευής αντίστοιχα.

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.651910	(2, 2130)	0.0261
Chi-square	7.303819	2	0.0259

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	-0.194053	0.090307
C(3)	0.146084	0.079239

Restrictions are linear in coefficients.

Βλέπουμε ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,05 και επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή, οι μέσες αποδόσεις της Δευτέρας και της Παρασκευής είναι διαφορετικές μεταξύ τους, αλλά και από το μηδέν. Επομένως, για τη μετοχή της Marfin Investment Group, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται τη Δευτέρα και την Παρασκευή. Τη Δευτέρα παρουσιάζεται αρνητική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση και την Παρασκευή θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση. Συγκεκριμένα οι μέσες αποδόσεις είναι:

$$\text{Δευτέρα: } \frac{-0,194053}{1-0,071543} = -0,209006\%$$

$$\text{Παρασκευή: } \frac{0,146084}{1-0,071543} = 0,157341\%$$

Άρα, συμφέρει κάποιον, που θέλει να αγοράσει μετοχές της Marfin Investment Group, να τις αγοράσει τη Δευτέρα και κάποιον που θέλει να πουλήσει, να τις πουλήσει την Παρασκευή.

7.2.7 Για τη μετοχή του ΟΠΑΠ

Γνωρίζοντας πως το ιδανικότερο μοντέλο για τις αποδόσεις της μετοχής του ΟΠΑΠ είναι το μοντέλο GARCH(1,1), θα δημιουργήσουμε με βάση αυτό, το κατάλληλο μοντέλο για τη μελέτη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης που θα χρησιμοποιήσουμε θα έχει της εξής μορφή:

$$R_t = b_1 \text{Mon}_t + b_2 \text{Tue}_t + b_3 \text{Wed}_t + b_4 \text{Thu}_t + b_5 \text{Fri}_t + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο μας και τρέχουμε την παλινδρόμηση όπως φαίνεται παρακάτω:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/22/10 Time: 01:33
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 19 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MONDAY	-0.093602	0.082389	-1.136104	0.2559
TUESDAY	-0.051048	0.078764	-0.648119	0.5169
WEDNESDAY	0.134811	0.083295	1.618486	0.1056
THURSDAY	0.220772	0.078197	2.823266	0.0048
FRIDAY	0.061609	0.075390	0.817213	0.4138

Variance Equation				
C	0.064420	0.014013	4.597255	0.0000
RESID(-1)^2	0.066950	0.006690	10.00719	0.0000
GARCH(-1)	0.917700	0.008050	114.0040	0.0000

R-squared	0.002519	Mean dependent var	0.048247
Adjusted R-squared	-0.000720	S.D. dependent var	1.933461
S.E. of regression	1.934157	Akaike info criterion	4.034083
Sum squared resid	8065.517	Schwarz criterion	4.055080
Log likelihood	-4356.878	Hannan-Quinn criter.	4.041762
Durbin-Watson stat	2.070495		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = -0,093602Mon_t - 0,051048Tue_t + 0,134811Wed_t + 0,220772Thu_t + 0,061609Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι παρατηρείται θετική απόδοση την Τετάρτη, την Πέμπτη και την Παρασκευή και αρνητική τη Δευτέρα και την Τρίτη. Απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος την Τρίτη, καθώς p-value=0,5169 και επομένως η μέση απόδοση της Τρίτης δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, θα βγάλουμε την Τρίτη από το μοντέλο μας. Βγάζοντας την Τρίτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/22/10 Time: 01:43
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 18 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MONDAY	-0.093499	0.082443	-1.134109	0.2567
WEDNESDAY	0.134933	0.083431	1.617302	0.1058
THURSDAY	0.220388	0.078258	2.816160	0.0049
FRIDAY	0.061523	0.075377	0.816198	0.4144
Variance Equation				
C	0.064251	0.013947	4.606922	0.0000
RESID(-1)^2	0.066442	0.006625	10.02912	0.0000
GARCH(-1)	0.918202	0.007998	114.8010	0.0000
R-squared	0.002906	Mean dependent var		0.048247
Adjusted R-squared	0.000133	S.D. dependent var		1.933461
S.E. of regression	1.933333	Akaike info criterion		4.033346
Sum squared resid	8062.382	Schwarz criterion		4.051719
Log likelihood	-4357.081	Hannan-Quinn criter.		4.040065
Durbin-Watson stat	2.069900			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = -0,093499Mon_t + 0,134933Wed_t + 0,220388Thu_t + 0,061523Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος απορρίπτεται και για την Παρασκευή, αφού p-value=0,4144. Άρα, θα βγάλουμε και τη συγκεκριμένη ημέρα από το μοντέλο μας, καθώς η μέση απόδοσή της δεν είναι στατιστικά σημαντική. Βγάζοντας και την Παρασκευή παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/22/10 Time: 01:50
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 18 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MONDAY	-0.093228	0.082514	-1.129836	0.2585
WEDNESDAY	0.134763	0.083277	1.618255	0.1056
THURSDAY	0.221329	0.078262	2.828053	0.0047

Variance Equation				
C	0.064781	0.013797	4.695227	0.0000
RESID(-1)^2	0.066352	0.006512	10.18966	0.0000
GARCH(-1)	0.918123	0.007833	117.2105	0.0000

R-squared	0.003110	Mean dependent var	0.048247
Adjusted R-squared	0.000800	S.D. dependent var	1.933461
S.E. of regression	1.932687	Akaike info criterion	4.032694
Sum squared resid	8060.734	Schwarz criterion	4.048441
Log likelihood	-4357.374	Hannan-Quinn criter.	4.038453
Durbin-Watson stat	2.070457		

Το μοντέλο για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = -0,093228Mon_t + 0,134763Wed_t + 0,221329Thu_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι και τη Δευτέρα απορρίπτεται η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, αφού p-value=0,2585 και επομένως η μέση απόδοση της Δευτέρας δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, θα βγάλουμε τη Δευτέρα από το μοντέλο μας. Βγάζοντας τη Δευτέρα παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/22/10 Time: 01:55
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
WEDNESDAY	0.134929	0.083257	1.620629	0.1051
THURSDAY	0.221673	0.078298	2.831151	0.0046
Variance Equation				
C	0.065527	0.013872	4.723756	0.0000
RESID(-1)^2	0.066541	0.006523	10.20016	0.0000
GARCH(-1)	0.917718	0.007867	116.6563	0.0000
R-squared	0.002440	Mean dependent var		0.048247
Adjusted R-squared	0.000591	S.D. dependent var		1.933461
S.E. of regression	1.932889	Akaike info criterion		4.032371
Sum squared resid	8066.156	Schwarz criterion		4.045494
Log likelihood	-4358.025	Hannan-Quinn criter.		4.037170
Durbin-Watson stat	2.071369			

Το μοντέλο για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,134929Wed_t + 0,221673Thu_t + e_t$$

Ωστόσο, βλέπουμε ότι και για την Τετάρτη το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος δεν υφίσταται, καθώς p-value=0,1051. Οπότε, θα βγάλουμε και την Τετάρτη από το μοντέλο μας. Βγάζοντας και την Τετάρτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/22/10 Time: 01:57
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 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.
THURSDAY	0.221108	0.078381	2.820942	0.0048
Variance Equation				
C	0.065952	0.013930	4.734428	0.0000
RESID(-1)^2	0.066392	0.006496	10.22087	0.0000
GARCH(-1)	0.917750	0.007843	117.0168	0.0000
R-squared	0.002578	Mean dependent var		0.048247
Adjusted R-squared	0.001192	S.D. dependent var		1.933461
S.E. of regression	1.932308	Akaike info criterion		4.032746
Sum squared resid	8065.041	Schwarz criterion		4.043245
Log likelihood	-4359.432	Hannan-Quinn criter.		4.036586
Durbin-Watson stat	2.069733			

Το τελικό μας μοντέλο για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = + 0,221108Thu_t + e_t$$

Άρα, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για τη μετοχή του ΟΠΑΠ, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρατηρείται μόνο την Πέμπτη. Συγκεκριμένα, την Πέμπτη παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική απόδοση ίση με 0,221108%. Επομένως, είναι προτιμότερο για κάποιον που θέλει να πουλήσει μετοχές του ΟΠΑΠ, να τις πουλήσει την Πέμπτη.

7.2.8 Για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς

Όσον αφορά τη μετοχή της Τράπεζα Πειραιώς, γνωρίζουμε πως το ιδανικότερο μοντέλο για τις αποδόσεις της είναι το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1). Επομένως, με βάση αυτό θα δημιουργήσουμε το κατάλληλο μοντέλο για τη μελέτη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης που θα χρησιμοποιήσουμε θα έχει της εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + b_1 Mon_t + b_2 Tue_t + b_3 Wed_t + b_4 Thu_t + b_5 Fri_t + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο μας και τρέχουμε την παλινδρόμηση όπως φαίνεται παρακάτω:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 02:15
 Sample (adjusted): 1/03/1997 12/31/2009
 Included observations: 3243 after adjustments
 Convergence achieved after 28 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.137166	0.017779	7.715174	0.0000
MONDAY	-0.056669	0.044511	-1.273140	0.2030
TUESDAY	0.030894	0.049134	0.628775	0.5295
WEDNESDAY	0.137118	0.051620	2.656280	0.0079
THURSDAY	0.091159	0.048853	1.865999	0.0620
FRIDAY	0.147231	0.048369	3.043895	0.0023

Variance Equation				
C	0.009373	0.002000	4.686521	0.0000
RESID(-1)^2	0.106540	0.005941	17.93401	0.0000
GARCH(-1)	0.904058	0.004504	200.7079	0.0000

R-squared	0.019135	Mean dependent var	0.011288
Adjusted R-squared	0.016709	S.D. dependent var	2.292883
S.E. of regression	2.273646	Akaike info criterion	4.072969
Sum squared resid	16718.06	Schwarz criterion	4.089854
Log likelihood	-6595.319	Hannan-Quinn criter.	4.079018
Durbin-Watson stat	2.015428		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,137166r_{t-1} - 0,056669Mon_t + 0,030894Tue_t + 0,137118Wed_t + 0,091159Thu_t + 0,147231Fri_t + e_t$$

Αρχικά, βλέπουμε ότι παρατηρείται θετική απόδοση την Τρίτη, την Τετάρτη, την Πέμπτη και την Παρασκευή και αρνητική τη Δευτέρα. Απορρίπτεται η ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος την Τρίτη, αφού p-value=0,5295 και επομένως η μέση απόδοση της Τρίτης δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, θα βγάλουμε την Τρίτη από το μοντέλο μας. Βγάζοντας την Τρίτη παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 02:23
 Sample (adjusted): 1/03/1997 12/31/2009
 Included observations: 3243 after adjustments
 Convergence achieved after 28 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.136818	0.017647	7.753064	0.0000
MONDAY	-0.056776	0.044573	-1.273785	0.2027
WEDNESDAY	0.137042	0.051738	2.648741	0.0081
THURSDAY	0.091582	0.048818	1.875989	0.0607
FRIDAY	0.147517	0.048420	3.046596	0.0023

Variance Equation				
C	0.009349	0.002001	4.673098	0.0000
RESID(-1)^2	0.106459	0.005935	17.93881	0.0000
GARCH(-1)	0.904132	0.004503	200.7900	0.0000

R-squared	0.019252	Mean dependent var	0.011288
Adjusted R-squared	0.017130	S.D. dependent var	2.292883
S.E. of regression	2.273159	Akaike info criterion	4.072488
Sum squared resid	16716.06	Schwarz criterion	4.087497
Log likelihood	-6595.539	Hannan-Quinn criter.	4.077865
Durbin-Watson stat	2.015564		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,136818r_{t-1} - 0,056776Mon_t + 0,137042Wed_t + 0,091582Thu_t + 0,147517Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι και για τη Δευτέρα το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος δεν υφίσταται, καθώς p-value=0,2027. Οπότε, θα βγάλουμε και τη Δευτέρα από το μοντέλο μας. Βγάζοντας και τη Δευτέρα παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 02:29
 Sample (adjusted): 1/03/1997 12/31/2009
 Included observations: 3243 after adjustments
 Convergence achieved after 25 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.135697	0.017693	7.669710	0.0000
WEDNESDAY	0.139188	0.051050	2.726478	0.0064
THURSDAY	0.092901	0.048366	1.920788	0.0548
FRIDAY	0.146013	0.048056	3.038390	0.0024

Variance Equation				
C	0.008978	0.001874	4.790985	0.0000
RESID(-1)^2	0.107062	0.005953	17.98372	0.0000
GARCH(-1)	0.903793	0.004499	200.9038	0.0000

R-squared	0.018022	Mean dependent var	0.011288
Adjusted R-squared	0.016202	S.D. dependent var	2.292883
S.E. of regression	2.274233	Akaike info criterion	4.072283
Sum squared resid	16737.03	Schwarz criterion	4.085416
Log likelihood	-6596.208	Hannan-Quinn criter.	4.076989
Durbin-Watson stat	2.014146		

Το μοντέλο για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,135697r_{t-1} + 0,139188Wed_t + 0,092901Thu_t + 0,146013Fri_t + e_t$$

Βλέπουμε ότι οι μέσες αποδόσεις της Τετάρτης, της Πέμπτης και της Παρασκευής είναι στατιστικά σημαντικές. Θα ελέγξουμε αν οι μέσες αποδόσεις της Τετάρτης, της Πέμπτης και της Παρασκευής ισούνται μεταξύ τους, αλλά και με το μηδέν για να δούμε και αν είναι στατιστικά σημαντικές. Ο έλεγχος που θα πραγματοποιήσουμε είναι ο εξής:

$$H_0 : C(2)=C(3)=C(4)=0$$

$$H_1 : C(2) \neq C(3) \neq C(4) \neq 0$$

Όπου, c(2), C(3) και C(4) είναι η μέση απόδοση της Τετάρτης, της Πέμπτης και της Παρασκευής αντίστοιχα.

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	6.363469	(3, 3236)	0.0003
Chi-square	19.09041	3	0.0003

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	0.139188	0.051050
C(3)	0.092901	0.048366
C(4)	0.146013	0.048056

Restrictions are linear in coefficients.

Βλέπουμε ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,05 και επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή, οι μέσες αποδόσεις της Τετάρτης, της Πέμπτης και της Παρασκευής είναι διαφορετικές μεταξύ τους, αλλά και από το μηδέν. Επομένως, για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δεκατριών ετών, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται την Τετάρτη, την Πέμπτη και την Παρασκευή. Συγκεκριμένα οι μέσες αποδόσεις που παρατηρούνται είναι:

$$\text{Τετάρτη: } \frac{0,139188}{1-0,135697} = 0,161041\%$$

$$\text{Πέμπτη: } \frac{0,092901}{1-0,135697} = 0,107487\%$$

$$\text{Παρασκευή: } \frac{0,146013}{1-0,135697} = 0,168937\%$$

Άρα, συμπεραίνουμε ότι η Τετάρτη, η Πέμπτη και η Παρασκευή είναι ιδανικές ημέρες για πώληση μετοχών της Τράπεζας Πειραιώς.

7.3 Αποτελέσματα σχετικά με το φαινόμενο του Ιανουαρίου

Στη συγκεκριμένη ενότητα παρουσιάζεται αναλυτικά η έρευνα σχετικά με το φαινόμενο του Ιανουαρίου, καθώς και τα αποτελέσματα που πρόέκυψαν από αυτήν. Στην έρευνα για το φαινόμενο του Ιανουαρίου χρησιμοποιούμε το ιδανικό μοντέλο παλινδρόμησης για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και των υπολοίπων μετοχών και δημιουργούμε ένα κατάλληλο γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά των αποδόσεων σχετικά με το φαινόμενο αυτό. Κατά τον έλεγχο του γραμμικού μοντέλου παλινδρόμησης βλέπουμε ποια είναι η μέση απόδοση κάθε μήνα και εν συνεχεία χρησιμοποιώντας το Wald test (F-test) παρατηρούμε ποιους μήνες παρουσιάζεται στατιστικά σημαντική απόδοση.

7.3.1 Για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ

Είδαμε ότι για να μελετήσουμε τη συμπεριφορά των αποδόσεων του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, ιδανικότερο μοντέλο είναι το AR(2)-GARCH(1,1). Χρησιμοποιώντας το συγκεκριμένο μοντέλο, θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 Jan_t + b_2 Feb_t + b_3 Mar_t + b_4 Apr_t + b_5 May_t + b_6 Jun_t + b_7 Jul_t + b_8 Aug_t + b_9 Sep_t + b_{10} Oct_t + b_{11} Nov_t + b_{12} Dec_t + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/19/10 Time: 00:51
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 35 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(15) + C(16)*RESID(-1)^2 + C(17)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.160044	0.015245	10.49836	0.0000
RETURN(-2)	-0.038295	0.014294	-2.679125	0.0074
JAN	0.239644	0.052486	4.565851	0.0000
FEB	0.035545	0.061990	0.573409	0.5664
MAR	-0.058908	0.054463	-1.081606	0.2794
APR	0.054503	0.071804	0.759053	0.4478
MAY	0.045632	0.061520	0.741742	0.4582
JUN	-0.049551	0.063927	-0.775107	0.4383
JUL	0.082265	0.059556	1.381302	0.1672
AUG	-0.046428	0.038580	-1.203424	0.2288
SEP	0.017291	0.057872	0.298779	0.7651
OCT	0.009541	0.063480	0.150306	0.8805
NOV	0.035739	0.060435	0.591363	0.5543
DEC	0.070590	0.062692	1.125989	0.2602

Variance Equation				
C	0.050733	0.005314	9.546910	0.0000
RESID(-1)^2	0.162962	0.007805	20.87858	0.0000
GARCH(-1)	0.833360	0.005761	144.6563	0.0000

R-squared	0.025004	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.021859	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.717306	Akaike info criterion	3.580944
Sum squared resid	14627.73	Schwarz criterion	3.603189
Log likelihood	-8894.179	Hannan-Quinn criter.	3.588742
Durbin-Watson stat	2.009004		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,160044r_{t-1} - 0,038295r_{t-2} + 0,239644Jan_t + 0,035545Feb_t \\
 & - 0,058908Mar_t + 0,054503Apr_t + 0,045632May_t \\
 & - 0,049551Jun_t + 0,082265Jul_t - 0,046428Aug_t \\
 & + 0,017291Sep_t + 0,009541Oct_t + 0,035739Nov_t \\
 & + 0,070590Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Βλέπουμε ότι παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση το Μάρτιο, τον Ιούνιο και τον Αύγουστο, ενώ όλους τους άλλους μήνες παρατηρείται θετική μέση απόδοση. Για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση μόνο τον Ιανουάριο, καθώς όλους τους υπόλοιπους μήνες το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05. Επομένως, θα αφαιρέσουμε από το μοντέλο μας όλους τους υπόλοιπους μήνες έναν-έναν, με σειρά προτεραιότητας τους μήνες με το μεγαλύτερο p-value, για να καταλήξουμε στο τελικό μας μοντέλο. Συγκεκριμένα, θα αφαιρεθούν με την εξής σειρά: Οκτώβριος, Σεπτέμβριος, Φεβρουάριος, Νοέμβριος, Μάιος, Απρίλιος, Ιούνιος, Μάρτιος, Δεκέμβριος, Αύγουστος και τελευταίος ο Ιούλιος.

Αφαιρούμε τους έντεκα μήνες και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/22/10 Time: 20:57
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.162228	0.014541	11.15685	0.0000
RETURN(-2)	-0.036682	0.014165	-2.589664	0.0096
JAN	0.238261	0.052485	4.539573	0.0000
Variance Equation				
C	0.052348	0.005345	9.793312	0.0000
RESID(-1)^2	0.165497	0.007786	21.25665	0.0000
GARCH(-1)	0.830601	0.005783	143.6369	0.0000
R-squared	0.023921	Mean dependent var		0.030053
Adjusted R-squared	0.022940	S.D. dependent var		1.736389
S.E. of regression	1.716357	Akaike info criterion		3.578193
Sum squared resid	14643.98	Schwarz criterion		3.586045
Log likelihood	-8898.334	Hannan-Quinn criter.		3.580946
Durbin-Watson stat	2.011054			

Το τελικό μας μοντέλο για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,162228r_{t-1} - 0,036682r_{t-2} + 0,238261Jan_t + e_t$$

Σύμφωνα με το τελικό μας μοντέλο για τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, βλέπουμε ότι μόνο κατά τον Ιανουάριο παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση η οποία ισούται με:

$$\frac{0,238261}{1-0,162228-(-0,036682)} = 0,272468\%$$

Επομένως, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει και είναι ισχυρό. Συνεπώς, συμπεραίνουμε ότι ο Ιανουάριος είναι ο καταλληλότερος μήνας για πώληση μετοχών.

7.3.2 Για τη μετοχή της Alpha Bank

Γνωρίζοντας ότι για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της Alpha Bank καταλληλότερο μοντέλο είναι το AR(1)-GARCH(2,1), θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$\begin{aligned} R_t = & \alpha_1 r_{t-1} + b_1 Jan_t + b_2 Feb_t + b_3 Mar_t + b_4 Apr_t + b_5 May_t \\ & + b_6 Jun_t + b_7 Jul_t + b_8 Aug_t + b_9 Sep_t + b_{10} Oct_t + b_{11} Nov_t \\ & + b_{12} Dec_t + e_t \end{aligned}$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της Alpha Bank και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/19/10 Time: 22:08

Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978 after adjustments

Convergence achieved after 53 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(14) + C(15)*RESID(-1)^2 + C(16)*GARCH(-1) + C(17)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.078390	0.015139	5.178176	0.0000
JAN	0.164383	0.040293	4.079681	0.0000
FEB	0.082460	0.057757	1.427717	0.1534
MAR	-0.035461	0.042251	-0.839279	0.4013
APR	-0.005401	0.048663	-0.110980	0.9116
MAY	-0.014765	0.060886	-0.242496	0.8084
JUN	-0.017190	0.045035	-0.381715	0.7027
JUL	0.105444	0.055132	1.912567	0.0558
AUG	0.033540	0.035598	0.942185	0.3461
SEP	-0.005916	0.052711	-0.112245	0.9106
OCT	0.011228	0.060221	0.186442	0.8521
NOV	0.027682	0.033756	0.820069	0.4122
DEC	0.035924	0.047166	0.761655	0.4463

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.015705	0.001694	9.272547	0.0000
RESID(-1)^2	0.136712	0.011382	12.01120	0.0000
GARCH(-1)	0.552367	0.102807	5.372880	0.0000
GARCH(-2)	0.316310	0.094870	3.334138	0.0009

R-squared	0.009849	Mean dependent var	0.018224
Adjusted R-squared	0.006656	S.D. dependent var	1.982984
S.E. of regression	1.976374	Akaike info criterion	3.599591
Sum squared resid	19377.94	Schwarz criterion	3.621833
Log likelihood	-8942.382	Hannan-Quinn criter.	3.607388
Durbin-Watson stat	1.944064		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,078390r_{t-1} + 0,164383Jan_t + 0,082460Feb_t \\
 & - 0,035461Mar_t - 0,005401Apr_t - 0,014765May_t \\
 & - 0,017190Jun_t + 0,105444Jul_t + 0,033540Aug_t \\
 & - 0,005916Sep_t + 0,011228Oct_t + 0,027682Nov_t \\
 & + 0,035924Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Βλέπουμε ότι παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση το Μάρτιο, τον Απρίλιο, το Μάιο και τον Ιούνιο, ενώ τους άλλους μήνες παρατηρείται θετική μέση απόδοση. Για τη μετοχή της Alpha Bank παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση τον Ιανουάριο και οριακά τον Ιούλιο, καθώς όλους τους υπόλοιπους μήνες το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05. Όσον αφορά τον Ιούλιο, βλέπουμε ότι p-value=0,0558, επομένως, οριακά και σε επίπεδο σημαντικότητας 10% δεν μπορούμε να απορρίψουμε ότι η μέση απόδοση του Ιουλίου είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως, θα αφαιρέσουμε από το μοντέλο μας όλους τους υπόλοιπους μήνες έναν-έναν, με σειρά προτεραιότητας τους μήνες με το μεγαλύτερο p-value, για να καταλήξουμε στο τελικό μας μοντέλο. Συγκεκριμένα, θα αφαιρεθούν με την εξής σειρά: Απρίλιος, Σεπτέμβριος, Οκτώβριος, Μάιος, Ιούνιος, Δεκέμβριος, Νοέμβριος, Μάρτιος, Αύγουστος και Φεβρουάριος.

Αφαιρούμε τους δέκα μήνες και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/29/10 Time: 19:22
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 44 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.079561	0.015102	5.268280	0.0000
JAN	0.164618	0.039882	4.127630	0.0000
JUL	0.105319	0.055139	1.910067	0.0561
Variance Equation				
C	0.015922	0.001577	10.09824	0.0000
RESID(-1)^2	0.137130	0.010821	12.67309	0.0000
GARCH(-1)	0.549109	0.098488	5.575402	0.0000
GARCH(-2)	0.319102	0.091077	3.503659	0.0005
R-squared	0.010584	Mean dependent var		0.018224
Adjusted R-squared	0.009389	S.D. dependent var		1.982984
S.E. of regression	1.973653	Akaike info criterion		3.596570
Sum squared resid	19363.57	Schwarz criterion		3.605729
Log likelihood	-8944.864	Hannan-Quinn criter.		3.599781
Durbin-Watson stat	1.947718			

Το μοντέλο για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,079561r_{t-1} + 0,164618Jan_t + 0,105319Jul_t + e_t$$

Αυτό είναι και το τελικό μοντέλο, με βάση το οποίο θα εξετάσουμε το φαινόμενο του Ιανουαρίου για τη μετοχή της Alpha Bank.

Θα ελέγξουμε αν οι μέσες αποδόσεις του Ιανουαρίου και του Ιουλίου ισούνται μεταξύ τους και με το μηδέν, για να δούμε και αν οι αποδόσεις αυτές είναι στατιστικά σημαντικές. Ο έλεγχος που θα πραγματοποιήσουμε είναι ο εξής:

$$H_0 : C(2)=C(3)=0$$

$$H_1 : C(2) \neq C(3) \neq 0$$

Όπου, C(2), C(3) είναι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου και του Ιουλίου αντίστοιχα.

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	10.25856	(2, 4971)	0.0000
Chi-square	20.51713	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	0.164618	0.039882
C(3)	0.105319	0.055139

Restrictions are linear in coefficients.

Βλέπουμε ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,05, επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή, οι μέσες αποδόσεις του Ιανουαρίου και του Ιουλίου είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν. Οπότε, σύμφωνα με το τελικό μας μοντέλο για τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις της μετοχής της Alpha Bank, βλέπουμε ότι τον Ιανουάριο και τον Ιούλιο παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση. Συγκεκριμένα, οι μέσες αποδόσεις είναι:

$$\text{Ιανουάριος} : \frac{0,164618}{1-0,079561} = 0,178847\%$$

$$\text{Ιούλιος} : \frac{0,105319}{1-0,079561} = 0,114423\%$$

Επομένως, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Alpha Bank, συμπεραίνουμε ότι ο Ιανουάριος και ο Ιούλιος είναι ιδανικοί μήνες για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης τράπεζας.

7.3.3 Για τη μετοχή της Coca Cola 3E

Γνωρίζουμε ότι για να μελετήσουμε τη συμπεριφορά των αποδόσεων της μετοχής της Coca Cola 3E, ιδανικότερο μοντέλο είναι το AR(3)-GARCH(1,1). Χρησιμοποιώντας το συγκεκριμένο μοντέλο, θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_3 r_{t-3} + b_1 Jan_t + b_2 Feb_t + b_3 Mar_t + b_4 Apr_t + b_5 May_t + b_6 Jun_t + b_7 Jul_t + b_8 Aug_t + b_9 Sep_t + b_{10} Oct_t + b_{11} Nov_t + b_{12} Dec_t + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της Coca Cola 3E και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/19/10 Time: 22:11
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 82 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(15) + C(16)*RESID(-1)^2 + C(17)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.039913	0.015701	2.542096	0.0110
RETURN(-3)	-0.045717	0.016666	-2.743095	0.0061
JAN	0.185589	0.098066	1.892493	0.0584
FEB	0.044583	0.093159	0.478567	0.6322
MAR	0.002592	0.096690	0.026811	0.9786
APR	0.145506	0.104545	1.391805	0.1640
MAY	-0.041746	0.089046	-0.468817	0.6392
JUN	0.262321	0.051034	5.140077	0.0000
JUL	0.128979	0.085274	1.512512	0.1304
AUG	0.002034	0.074885	0.027157	0.9783
SEP	0.047803	0.086360	0.553525	0.5799
OCT	-0.065870	0.099897	-0.659381	0.5097
NOV	0.213218	0.083327	2.558812	0.0105
DEC	0.086189	0.094662	0.910494	0.3626

Variance Equation

C	0.215092	0.020507	10.48878	0.0000
RESID(-1)^2	0.135297	0.009264	14.60478	0.0000
GARCH(-1)	0.828817	0.010805	76.70436	0.0000

R-squared	0.007771	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.004314	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.188838	Akaike info criterion	4.216293
Sum squared resid	22005.11	Schwarz criterion	4.240027
Log likelihood	-9701.556	Hannan-Quinn criter.	4.224646
Durbin-Watson stat	1.919914		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned} R_t = & 0,039913r_{t-1} - 0,045717r_{t-3} + 0,185589Jan_t \\ & + 0,044583Feb_t + 0,002592Mar_t + 0,145506Apr_t \\ & - 0,041746May_t + 0,262321Jun_t + 0,128979Jul_t \\ & + 0,002034Aug_t + 0,047803Sep_t - 0,065870Oct_t \\ & + 0,213218Nov_t + 0,086189Dec_t + e_t \end{aligned}$$

Βλέπουμε ότι παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση το Μάιο και τον Οκτώβριο, ενώ όλους τους άλλους μήνες παρατηρείται θετική απόδοση. Για τη μετοχή της Coca Cola 3E παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση τον Ιούνιο, τον Νοέμβριο και οριακά τον Ιανουάριο, καθώς όλους τους υπόλοιπους μήνες το p-value είναι σημαντικά μεγαλύτερο από 0,05. Όσον αφορά τον Ιανουάριο, βλέπουμε ότι p-value=0,0584, οπότε, οριακά και σε επίπεδο σημαντικότητας 10% δεν μπορούμε να απορρίψουμε ότι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως, θα αφαιρέσουμε από το μοντέλο μας όλους τους υπόλοιπους μήνες έναν-έναν, με σειρά προτεραιότητας τους μήνες με το μεγαλύτερο p-value, για να καταλήξουμε στο τελικό μας μοντέλο. Συγκεκριμένα, θα αφαιρεθούν με την εξής σειρά: Μάρτιος, Αύγουστος, Μάιος, Φεβρουάριος, Σεπτέμβριος, Οκτώβριος, Δεκέμβριος, Απρίλιος και Ιούλιος.

Αφαιρούμε τους εννέα παραπάνω μήνες και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/29/10 Time: 20:05
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 58 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.040619	0.015451	2.628851	0.0086
RETURN(-3)	-0.044543	0.016271	-2.737501	0.0062
JAN	0.184351	0.098244	1.876449	0.0606
JUN	0.266086	0.047798	5.566853	0.0000
NOV	0.213170	0.083388	2.556361	0.0106

Variance Equation				
C	0.221642	0.020128	11.01182	0.0000
RESID(-1)^2	0.137834	0.009303	14.81640	0.0000
GARCH(-1)	0.825316	0.010822	76.26210	0.0000

R-squared	0.006328	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.004817	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.188285	Akaike info criterion	4.213964
Sum squared resid	22037.10	Schwarz criterion	4.225133
Log likelihood	-9705.187	Hannan-Quinn criter.	4.217895
Durbin-Watson stat	1.917790		

Το τελικό μας μοντέλο για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,040619r_{t-1} - 0,044543r_{t-3} + 0,184351Jan_t + 0,266086Jun_t + 0,213170Nov_t + e_t$$

Θα ελέγξουμε αν οι μέσες αποδόσεις του Ιανουαρίου, του Ιουνίου και του Νοεμβρίου ισούνται μεταξύ τους και με το μηδέν, για να δούμε και αν οι αποδόσεις αυτές είναι στατιστικά σημαντικές. Ο έλεγχος που θα πραγματοποιήσουμε είναι ο εξής:

$$H_0 : C(3)=C(4)=C(5)=0$$

$$H_1 : C(3) \neq C(4) \neq C(5) \neq 0$$

Όπου, C(3), C(4), C(5) είναι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου, του Ιουνίου και του Νοεμβρίου αντίστοιχα.

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	13.25209	(3, 4602)	0.0000
Chi-square	39.75627	3	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.184351	0.098244
C(4)	0.266086	0.047798
C(5)	0.213170	0.083388

Restrictions are linear in coefficients.

Βλέπουμε ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,05, επομένως απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή, οι μέσες αποδόσεις του Ιανουαρίου, του Ιουνίου και του Νοεμβρίου είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν. Συνεπώς, σύμφωνα με το τελικό μας μοντέλο για τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις της μετοχής της Coca Cola 3E, βλέπουμε ότι τον Ιανουάριο, τον Ιούνιο και το Νοέμβριο παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση. Συγκεκριμένα, οι μέσες αποδόσεις είναι:

$$\text{Ιανουάριος : } \frac{0,184351}{1-0,040619-(-0,044543)} = 0,183630\%$$

$$\text{Ιούνιος : } \frac{0,266086}{1-0,040619-(-0,044543)} = 0,265046\%$$

$$\text{Νοέμβριος : } \frac{0,213170}{1-0,040619-(-0,044543)} = 0,212337\%$$

Επομένως, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δέκα εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E, συμπεραίνουμε ότι ο Ιανουάριος, ο Ιούνιος και ο Νοέμβριος είναι ιδανικοί μήνες για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας.

7.3.4 Για τη μετοχή της ΔΕΗ

Είδαμε ότι για να μελετήσουμε τη συμπεριφορά των αποδόσεων της μετοχής της ΔΕΗ, ιδανικότερο μοντέλο είναι το AR(1)-GARCH(1,1). Χρησιμοποιώντας το συγκεκριμένο μοντέλο, θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + b_1 Jan_t + b_2 Feb_t + b_3 Mar_t + b_4 Apr_t + b_5 May_t + b_6 Jun_t + b_7 Jul_t + b_8 Aug_t + b_9 Sep_t + b_{10} Oct_t + b_{11} Nov_t + b_{12} Dec_t + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της ΔΕΗ και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/19/10 Time: 22:14
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 75 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(14) + C(15)*RESID(-1)^2 + C(16)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.038166	0.023695	1.610724	0.1072
JAN	0.264712	0.102058	2.593747	0.0095
FEB	0.030519	0.108814	0.280465	0.7791
MAR	-0.060534	0.122410	-0.494516	0.6209
APR	0.042359	0.154231	0.274647	0.7836
MAY	0.106270	0.111959	0.949189	0.3425
JUN	0.062428	0.120530	0.517945	0.6045
JUL	0.069756	0.134735	0.517726	0.6046
AUG	0.117054	0.131567	0.889693	0.3736
SEP	-0.112666	0.131118	-0.859273	0.3902
OCT	0.000447	0.136664	0.003268	0.9974
NOV	0.079674	0.084649	0.941235	0.3466
DEC	0.202343	0.131101	1.543411	0.1227

Variance Equation

C	0.017381	0.006388	2.720802	0.0065
RESID(-1)^2	0.055015	0.005807	9.473284	0.0000
GARCH(-1)	0.944302	0.006023	156.7794	0.0000

R-squared	0.002041	Mean dependent var	0.004840
Adjusted R-squared	-0.005500	S.D. dependent var	2.148488
S.E. of regression	2.154389	Akaike info criterion	4.053460
Sum squared resid	9213.162	Schwarz criterion	4.098248
Log likelihood	-4039.486	Hannan-Quinn criter.	4.069905
Durbin-Watson stat	2.021483		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,038166r_{t-1} + 0,264712Jan_t + 0,030519Feb_t \\
 & - 0,060534Mar_t + 0,042359Apr_t - 0,106270May_t \\
 & + 0,062428Jun_t + 0,069756Jul_t + 0,117054Aug_t \\
 & - 0,112666Sep_t - 0,000447Oct_t + 0,079674Nov_t \\
 & + 0,202343Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Βλέπουμε ότι παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση το Μάρτιο και τον Σεπτέμβριο, ενώ όλους τους άλλους μήνες παρατηρείται θετική μέση απόδοση. Για τη μετοχή της ΔΕΗ παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση μόνο τον Ιανουάριο, καθώς όλους τους υπόλοιπους μήνες το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05. Επομένως, θα αφαιρέσουμε από το μοντέλο μας όλους τους υπόλοιπους μήνες έναν-έναν, με σειρά προτεραιότητας τους μήνες με το μεγαλύτερο p-value, για να καταλήξουμε στο τελικό μας μοντέλο. Συγκεκριμένα, θα αφαιρεθούν με την εξής σειρά: Οκτώβριος, Απρίλιος, Φεβρουάριος, Μάρτιος, Ιούλιος, Ιούνιος, Σεπτέμβριος, Αύγουστος, Νοέμβριος, Μάιος, και τελευταίος ο Δεκέμβριος.

Αφαιρούμε τους έντεκα μήνες και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/22/10 Time: 23:31
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 25 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.041066	0.023053	1.781382	0.0749
JAN	0.264135	0.103918	2.541754	0.0110
Variance Equation				
C	0.017041	0.005820	2.928072	0.0034
RESID(-1)^2	0.053501	0.004930	10.85216	0.0000
GARCH(-1)	0.945793	0.005015	188.5916	0.0000
R-squared	0.001074	Mean dependent var		0.004840
Adjusted R-squared	-0.000927	S.D. dependent var		2.148488
S.E. of regression	2.149484	Akaike info criterion		4.046070
Sum squared resid	9222.086	Schwarz criterion		4.060066
Log likelihood	-4043.093	Hannan-Quinn criter.		4.051209
Durbin-Watson stat	2.024673			

Το τελικό μας μοντέλο για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,041066r_{t-1} + 0,264135Jan_t + e_t$$

Σύμφωνα με το τελικό μας μοντέλο για τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις της μετοχής της ΔΕΗ, βλέπουμε ότι μόνο κατά τον Ιανουάριο παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση η οποία ισούται με:

$$\frac{0,264135}{1-0,041066} = 0,275446 \%$$

Επομένως, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για την απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ, το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει και είναι ισχυρό. Άρα, ο Ιανουάριος είναι ο καταλληλότερος μήνας για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας.

7.3.5 Για τη μετοχή της Εθνική Τράπεζας της Ελλάδος

Γνωρίζοντας ότι για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος καταλληλότερο μοντέλο είναι το AR(2)-GARCH(1,1), θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 Jan_t + b_2 Feb_t + b_3 Mar_t + b_4 Apr_t + b_5 May_t \\ + b_6 Jun_t + b_7 Jul_t + b_8 Aug_t + b_9 Sep_t + b_{10} Oct_t + b_{11} Nov_t \\ + b_{12} Dec_t + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της Εθνική Τράπεζας της Ελλάδος και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/19/10 Time: 22:16
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 175 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(15) + C(16)*RESID(-1)^2 + C(17)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.123435	0.015165	8.139264	0.0000
RETURN(-2)	-0.031180	0.014795	-2.107532	0.0351
JAN	0.237708	0.053137	4.473506	0.0000
FEB	0.051634	0.071870	0.718440	0.4725
MAR	-0.034355	0.065874	-0.521531	0.6020
APR	0.045538	0.079925	0.569756	0.5688
MAY	0.053630	0.067752	0.791573	0.4286
JUN	-0.171012	0.052626	-3.249555	0.0012
JUL	0.047762	0.079105	0.603782	0.5460
AUG	0.030053	0.050952	0.589830	0.5553
SEPT	0.000463	0.071586	0.006465	0.9948
OCT	-0.046877	0.066479	-0.705134	0.4807
NOV	-0.014481	0.065164	-0.222225	0.8241
DEC	0.099095	0.074240	1.334783	0.1819

Variance Equation				
C	0.026276	0.002956	8.889890	0.0000
RESID(-1)^2	0.097502	0.005053	19.29625	0.0000
GARCH(-1)	0.902105	0.004354	207.2076	0.0000
R-squared	0.017285	Mean dependent var		0.029544
Adjusted R-squared	0.014115	S.D. dependent var		2.168083
S.E. of regression	2.152728	Akaike info criterion		3.899806
Sum squared resid	22985.81	Schwarz criterion		3.922051
Log likelihood	-9687.668	Hannan-Quinn criter.		3.907605
Durbin-Watson stat	1.995500			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,123435r_{t-1} - 0,031180r_{t-2} + 0,237708Jan_t + 0,051634Feb_t \\
 & - 0,034355Mar_t + 0,045538Apr_t + 0,053630May_t \\
 & - 0,171012Jun_t + 0,047762Jul_t + 0,030053Aug_t \\
 & + 0,000463Sep_t - 0,046877Oct_t - 0,014481Nov_t \\
 & + 0,099095Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Βλέπουμε ότι παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση το Μάρτιο, τον Ιούνιο, τον Οκτώβριο και τον Νοέμβριο και θετική μέση απόδοση τους υπόλοιπους μήνες. Στατιστικά σημαντική μέση απόδοση παρατηρείται τον Ιανουάριο και τον Ιούνιο, καθώς όλους τους υπόλοιπους μήνες το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05. Επομένως, θα αφαιρέσουμε από το μοντέλο μας όλους τους υπόλοιπους μήνες έναν-έναν, με σειρά προτεραιότητας τους μήνες με το μεγαλύτερο p-value, για να καταλήξουμε στο τελικό μας μοντέλο. Συγκεκριμένα, θα αφαιρεθούν με την εξής σειρά: Σεπτέμβριος, Νοέμβριος, Μάρτιος, Απρίλιος, Αύγουστος, Ιούλιος, Οκτώβριος, Φεβρουάριος, Μάιος και τελευταίος ο Δεκέμβριος.

Αφαιρούμε τους δέκα μήνες και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/23/10 Time: 00:01
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 19 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.124247	0.015001	8.282374	0.0000
RETURN(-2)	-0.029905	0.014726	-2.030837	0.0423
JAN	0.237558	0.052942	4.487149	0.0000
JUN	-0.169624	0.051498	-3.293789	0.0010
Variance Equation				
C	0.026345	0.002722	9.679873	0.0000
RESID(-1)^2	0.098572	0.005064	19.46650	0.0000
GARCH(-1)	0.901232	0.004317	208.7445	0.0000
R-squared	0.016190	Mean dependent var		0.029544
Adjusted R-squared	0.015003	S.D. dependent var		2.168083
S.E. of regression	2.151758	Akaike info criterion		3.896895
Sum squared resid	23011.42	Schwarz criterion		3.906055
Log likelihood	-9690.424	Hannan-Quinn criter.		3.900106
Durbin-Watson stat	1.995030			

Το τελικό μας μοντέλο για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,124247r_{t-1} - 0,029905r_{t-2} + 0,237558Jan_t - 0,169624Jun_t + e_t$$

Θα ελέγξουμε αν η μέση απόδοση του Ιανουαρίου ισούται με τη μέση απόδοση του Ιουνίου αλλά και με το μηδέν. Ο έλεγχος που θα πραγματοποιήσουμε είναι ο εξής:

$$H_0 : C(3)=C(4)=0$$

$$H_1 : C(3) \neq C(4) \neq 0$$

Όπου, C(3), C(4) είναι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου και του Ιουνίου αντίστοιχα.

Wald Test:

Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	14.81965	(2, 4970)	0.0000
Chi-square	29.63930	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.237558	0.052942
C(4)	-0.169624	0.051498

Restrictions are linear in coefficients.

Βλέπουμε ότι p-value=0 και επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση(H_0), δηλαδή, η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι στατιστικά διαφορετική από τη μέση απόδοση του Ιουνίου, αλλά και από το μηδέν. Συνεπώς, σύμφωνα με το τελικό μας μοντέλο για τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, βλέπουμε ότι τον Ιανουάριο παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση και τον Ιούνιο αρνητική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση. Συγκεκριμένα, οι μέσες αποδόσεις είναι:

$$\text{Ιανουάριος: } \frac{0,237558}{1-0,124247-(-0,029905)} = 0,262304\%$$

$$\text{Ιούνιος: } \frac{-0,169624}{1-0,124247-(-0,029905)} = -0,187294\%$$

Άρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, συμπεραίνουμε ότι ο Ιανουάριος είναι ο ιδανικότερος μήνας για να πουλήσει κάποιος μετοχές της συγκεκριμένης τράπεζας και ο Ιούνιος για να αγοράσει.

7.3.6 Για τη μετοχή της Marfin Investment Group

Είδαμε ότι για να μελετήσουμε τη συμπεριφορά των αποδόσεων της μετοχής της Marfin Investment Group, ιδανικότερο μοντέλο είναι το AR(1)-GARCH(1,1). Χρησιμοποιώντας το συγκεκριμένο μοντέλο, θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = \alpha_1 r_{t-1} + b_1 Jan_t + b_2 Feb_t + b_3 Mar_t + b_4 Apr_t + b_5 May_t + b_6 Jun_t + b_7 Jul_t + b_8 Aug_t + b_9 Sep_t + b_{10} Oct_t + b_{11} Nov_t + b_{12} Dec_t + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της Marfin Investment Group και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/19/10 Time: 22:18
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 160 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(14) + C(15)*RESID(-1)^2 + C(16)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.070946	0.024076	2.946683	0.0032
JAN	0.095972	0.142307	0.674405	0.5001
FEB	-0.029829	0.191164	-0.156037	0.8760
MAR	-0.094642	0.114240	-0.828448	0.4074
APR	-0.204389	0.101809	-2.007566	0.0447
MAY	-0.062909	0.159390	-0.394685	0.6931
JUN	-0.015311	0.167093	-0.091629	0.9270
JUL	-0.146600	0.144888	-1.011811	0.3116
AUG	0.056676	0.166319	0.340765	0.7333
SEP	0.036571	0.085878	0.425843	0.6702
OCT	-0.035812	0.175857	-0.203643	0.8386
NOV	-0.028406	0.143885	-0.197420	0.8435
DEC	0.070217	0.159356	0.440631	0.6595

Variance Equation				
C	0.101325	0.008017	12.63909	0.0000
RESID(-1)^2	0.122812	0.007696	15.95801	0.0000
GARCH(-1)	0.886776	0.004267	207.8445	0.0000
R-squared	0.016963	Mean dependent var		-0.046822
Adjusted R-squared	0.010008	S.D. dependent var		3.099869
S.E. of regression	3.084318	Akaike info criterion		4.689783
Sum squared resid	20167.60	Schwarz criterion		4.732231
Log likelihood	-4992.689	Hannan-Quinn criter.		4.705317
Durbin-Watson stat	1.813487			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,070946r_{t-1} + 0,095972Jan_t - 0,029829Feb_t \\
 & - 0,094642Mar_t - 0,204389Apr_t - 0,062909May_t \\
 & - 0,015311Jun_t - 0,146600Jul_t + 0,056676Aug_t \\
 & + 0,036571Sep_t - 0,035812Oct_t - 0,028406Nov_t \\
 & + 0,070217Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Βλέπουμε ότι παρατηρείται θετική μέση απόδοση τον Ιανουάριο, τον Αύγουστο, το Σεπτέμβριο και το Δεκέμβριο, ενώ όλους τους άλλους μήνες παρατηρείται αρνητική

μέση απόδοση. Στατιστικά σημαντική μέση απόδοση παρατηρείται μόνο τον Απρίλιο, καθώς όλους τους υπόλοιπους μήνες το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05. Επομένως, θα αφαιρέσουμε από το μοντέλο μας όλους τους υπόλοιπους μήνες έναν-έναν, με σειρά προτεραιότητας τους μήνες με το μεγαλύτερο p-value, για να καταλήξουμε στο τελικό μας μοντέλο. Συγκεκριμένα, θα αφαιρεθούν με την εξής σειρά: Ιούνιος, Φεβρουάριος, Νοέμβριος, Οκτώβριος, Αύγουστος, Μάιος, Σεπτέμβριος, Δεκέμβριος, Ιανουάριος, Μάρτιος και Ιούλιος.

Αφαιρούμε τους έντεκα μήνες και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/23/10 Time: 00:45
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 35 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.072211	0.022752	3.173793	0.0015
APR	-0.175240	0.099698	-1.757705	0.0788
Variance Equation				
C	0.107048	0.006420	16.67529	0.0000
RESID(-1)^2	0.120054	0.006765	17.74591	0.0000
GARCH(-1)	0.887525	0.003826	231.9804	0.0000
R-squared	0.017565	Mean dependent var		-0.046822
Adjusted R-squared	0.015721	S.D. dependent var		3.099869
S.E. of regression	3.075405	Akaike info criterion		4.680716
Sum squared resid	20155.24	Schwarz criterion		4.693981
Log likelihood	-4994.005	Hannan-Quinn criter.		4.685571
Durbin-Watson stat	1.817461			

Το τελικό μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,072211r_{t-1} - 0,175240Apr_t + e_t$$

Συνεπώς, βλέπουμε ότι για τη μετοχή της συγκεκριμένης εταιρίας παρατηρείται αρνητική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση το μήνα Απρίλιο, η οποία ισούται με:

$$\frac{-0,175240}{1-0,072211} = -0,188879\%$$

Άρα, για τη μετοχή της Marfin Investment Group το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν υφίσταται, ωστόσο μπορούμε να πούμε ότι στατιστικά ο Απρίλιος είναι ο ιδανικότερος μήνας για να αγοράσει κανείς μετοχές της συγκεκριμένης εταιρίας.

7.3.7 Για τη μετοχή του ΟΠΑΠ

Γνωρίζοντας ότι για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής του ΟΠΑΠ καταλληλότερο μοντέλο είναι το GARCH(1,1), θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = b_1Jan_t + b_2Feb_t + b_3Mar_t + b_4Apr_t + b_5May_t + b_6Jun_t + b_7Jul_t + b_8Aug_t + b_9Sep_t + b_{10}Oct_t + b_{11}Nov_t + b_{12}Dec_t + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής του ΟΠΑΠ και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/23/10 Time: 00:55
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(13) + C(14)*RESID(-1)^2 + C(15)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
JAN	0.103145	0.114653	0.899631	0.3683
FEB	0.099135	0.134725	0.735835	0.4618
MAR	-0.188487	0.136438	-1.381484	0.1671
APR	0.143416	0.138215	1.037631	0.2994
MAY	0.077167	0.118228	0.652690	0.5140
JUN	-0.227905	0.119051	-1.914350	0.0556
JUL	0.269574	0.152409	1.768761	0.0769
AUG	0.075461	0.113300	0.666026	0.5054
SEP	-0.140826	0.125158	-1.125182	0.2605
OCT	0.007766	0.113561	0.068388	0.9455
NOV	0.249842	0.111435	2.242042	0.0250
DEC	0.187809	0.143552	1.308304	0.1908

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.070175	0.014934	4.698891	0.0000
RESID(-1)^2	0.069665	0.006930	10.05324	0.0000
GARCH(-1)	0.913387	0.008643	105.6779	0.0000

R-squared	0.005173	Mean dependent var	0.048247
Adjusted R-squared	-0.001308	S.D. dependent var	1.933461
S.E. of regression	1.934725	Akaike info criterion	4.036772
Sum squared resid	8044.052	Schwarz criterion	4.076141
Log likelihood	-4352.787	Hannan-Quinn criter.	4.051170
Durbin-Watson stat	2.083538		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,103145Jan_t + 0,099135Feb_t - 0,188487Mar_t \\
 & + 0,143416Apr_t + 0,077167May_t - 0,227905Jun_t \\
 & + 0,269574Jul_t + 0,075461Aug_t - 0,140826Sep_t \\
 & + 0,007766Oct_t + 0,249842Nov_t + 0,187809Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Βλέπουμε ότι παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση το Μάρτιο, τον Ιούνιο και το Σεπτέμβριο και θετική μέση απόδοση όλους τους άλλους μήνες. Στατιστικά σημαντική μέση απόδοση παρατηρείται μόνο το Νοέμβριο, καθώς όλους τους υπόλοιπους μήνες το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05. Ωστόσο, οριακά μπορούμε να πούμε πως έχουμε στατιστικά σημαντική μέση απόδοση και τον Ιούνιο και τον Ιούλιο. Οπότε, θα εξετάσουμε την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ και αυτούς τους δυο μήνες. Επομένως, θα αφαιρέσουμε από το μοντέλο μας όλους τους υπόλοιπους μήνες έναν-έναν, με σειρά προτεραιότητας τους μήνες με το μεγαλύτερο p-value, για να καταλήξουμε στο τελικό μας μοντέλο. Συγκεκριμένα, θα αφαιρεθούν με την εξής σειρά: Οκτώβριος, Μάιος, Αύγουστος, Φεβρουάριος, Ιανουάριος, Απρίλιος, Σεπτέμβριος, Δεκέμβριος και το Μάρτιο.

Αφαιρούμε τους εννέα μήνες και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/23/10 Time: 01:28
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 22 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
JUN	-0.225588	0.118692	-1.900623	0.0574
JUL	0.270753	0.150762	1.795894	0.0725
NOV	0.253272	0.111272	2.276142	0.0228
Variance Equation				
C	0.068089	0.014216	4.789544	0.0000
RESID(-1)^2	0.067994	0.006550	10.38029	0.0000
GARCH(-1)	0.915616	0.008064	113.5486	0.0000
R-squared	0.002760	Mean dependent var	0.048247	
Adjusted R-squared	0.000449	S.D. dependent var	1.933461	
S.E. of regression	1.933027	Akaike info criterion	4.032532	
Sum squared resid	8063.569	Schwarz criterion	4.048279	
Log likelihood	-4357.199	Hannan-Quinn criter.	4.038291	
Durbin-Watson stat	2.078035			

Το τελικό μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = -0,225588Jun_t + 0,270753Jul_t + 0,253272Nov_t + e_t$$

Επομένως, σύμφωνα με το τελικό μας μοντέλο βλέπουμε ότι για τη μετοχή του ΟΠΑΠ το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν υφίσταται, ωστόσο θα εξετάσουμε αν οι μέσες αποδόσεις του Ιουνίου, του Ιουλίου και του Νοεμβρίου ισούνται μεταξύ τους, αλλά και με το μηδέν, για να δούμε αν είναι και στατιστικά σημαντικές.

Ο έλεγχος που θα πραγματοποιήσουμε είναι ο εξής:

$$H_0 : C(1)=C(2)=C(3)=0$$

$$H_1 : C(1) \neq C(2) \neq C(3) \neq 0$$

Όπου, C(1), C(2), C(3) είναι η μέση απόδοση του Ιουνίου, του Ιουλίου και του Νοεμβρίου αντίστοιχα.

Wald Test:
Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.050396	(3, 2158)	0.0070
Chi-square	12.15119	3	0.0069

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-0.225588	0.118692
C(2)	0.270753	0.150762
C(3)	0.253272	0.111272

Restrictions are linear in coefficients.

Βλέπουμε ότι p-value=0,0070, οπότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση (H_0), δηλαδή, οι μέσες αποδόσεις των τριών μηνών είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους, αλλά και από το μηδέν. Επομένως, σύμφωνα με το τελικό μας μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής του ΟΠΑΠ, παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση τον Ιούλιο και το Νοέμβριο, ενώ τον Ιούνιο παρατηρείται αρνητική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση. Συγκεκριμένα, οι μέσες αποδόσεις είναι:

Ιούνιος : -0,225588%

Ιούλιος : 0,270753%

Νοέμβριος : 0,253272%

Άρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ, συμπεραίνουμε ότι είναι προτιμότερο για κάποιον που θέλει να πουλήσει μετοχές του συγκεκριμένου οργανισμού, να τις πουλήσει τον Ιούλιο και το Νοέμβριο, ενώ για κάποιον που θέλει να αγοράσει, να τις αγοράσει τον Ιούνιο.

7.3.8 Για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς

Γνωρίζοντας ότι για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της Τράπεζα Πειραιώς καταλληλότερο μοντέλο είναι το AR(1)-GARCH(1,1), θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$\begin{aligned} R_t = & \alpha_1 r_{t-1} + b_1 \text{Jan}_t + b_2 \text{Feb}_t + b_3 \text{Mar}_t + b_4 \text{Apr}_t + b_5 \text{May}_t \\ & + b_6 \text{Jun}_t + b_7 \text{Jul}_t + b_8 \text{Aug}_t + b_9 \text{Sep}_t + b_{10} \text{Oct}_t + b_{11} \text{Nov}_t \\ & + b_{12} \text{Dec}_t + e_t \end{aligned}$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 02:59
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 349 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(14) + C(15)*RESID(-1)^2 + C(16)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.131372	0.017892	7.342439	0.0000
JAN	0.047969	0.055729	0.860754	0.3894
FEB	0.098903	0.058889	1.679486	0.0931
MAR	0.035669	0.082365	0.433060	0.6650
APR	0.176546	0.095097	1.856481	0.0634
MAY	0.217311	0.068687	3.163795	0.0016
JUN	-0.144248	0.095269	-1.514109	0.1300
JUL	0.039451	0.092642	0.425847	0.6702
AUG	0.018652	0.089857	0.207573	0.8356
SEP	0.149277	0.057981	2.574602	0.0100
OCT	0.142304	0.085256	1.669142	0.0951
NOV	0.052677	0.094853	0.555347	0.5787
DEC	0.168368	0.102971	1.635102	0.1020

Variance Equation				
C	0.008512	0.002019	4.215976	0.0000
RESID(-1)^2	0.108084	0.005813	18.59338	0.0000
GARCH(-1)	0.903210	0.004382	206.1175	0.0000

R-squared	0.015982	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.011407	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.280120	Akaike info criterion	4.078011
Sum squared resid	16771.81	Schwarz criterion	4.108037
Log likelihood	-6594.456	Hannan-Quinn criter.	4.088769
Durbin-Watson stat	2.009503		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,131372r_{t-1} + 0,047969Jan_t + 0,098903Feb_t \\
 & + 0,035669Mar_t + 0,176546Apr_t + 0,217311May_t \\
 & - 0,144248Jun_t + 0,039451Jul_t + 0,018652Aug_t \\
 & + 0,149277Sep_t + 0,142304Oct_t + 0,052677Nov_t \\
 & + 0,168368Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Αρχικά βλέπουμε ότι παρατηρείται θετική μέση απόδοση όλους τους μήνες, εκτός του Ιουνίου. Οι μήνες που δεν φαίνεται να παρουσιάζουν στατιστικά σημαντική μέση απόδοση είναι ο Ιανουάριος, ο Μάρτιος, ο Ιούνιος, ο Ιούλιος, ο Αύγουστος και ο Νοέμβριος και ο Δεκέμβριος. Τον Οκτώβριο, το Φεβρουάριο και τον Απρίλιο η μέση απόδοση είναι, οριακά και σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, στατιστικά σημαντική. Θα αφαιρέσουμε τους μήνες που δεν παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση με την εξής σειρά: Αύγουστος, Ιούλιος, Μάρτιος, Νοέμβριος, Ιανουάριος, Ιούνιος και Δεκέμβριος. Όπως είναι φανερό το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν εμφανίζεται στη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς, ωστόσο έχει ενδιαφέρον να εξετάσουμε την απόδοση της συγκεκριμένης μετοχής τους υπόλοιπους μήνες.

Αφαιρούμε αρχικά τον Αύγουστο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 03:16
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 273 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(13) + C(14)*RESID(-1)^2 + C(15)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.131365	0.017888	7.343736	0.0000
JAN	0.047966	0.055710	0.860997	0.3892
FEB	0.098931	0.058797	1.682580	0.0925
MAR	0.035670	0.082185	0.434018	0.6643
APR	0.176546	0.095094	1.856539	0.0634
MAY	0.217290	0.068680	3.163801	0.0016
JUN	-0.144284	0.095272	-1.514443	0.1299
JUL	0.039549	0.092617	0.427015	0.6694
SEP	0.150134	0.057318	2.619330	0.0088
OCT	0.142262	0.085245	1.668863	0.0951
NOV	0.052661	0.094861	0.555143	0.5788
DEC	0.168365	0.102981	1.634912	0.1021

Variance Equation

C	0.008499	0.001992	4.266974	0.0000
RESID(-1)^2	0.108048	0.005809	18.60041	0.0000
GARCH(-1)	0.903248	0.004379	206.2491	0.0000

R-squared	0.015944	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.011675	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.279811	Akaike info criterion	4.077417
Sum squared resid	16772.45	Schwarz criterion	4.105566
Log likelihood	-6594.493	Hannan-Quinn criter.	4.087503
Durbin-Watson stat	2.009452		

Το μοντέλο μας τώρα για το μέσο είναι το εξής:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,131365r_{t-1} + 0,047966Jan_t + 0,098931Feb_t \\
 & + 0,035670Mar_t + 0,176546Apr_t + 0,217290May_t \\
 & - 0,144284Jun_t + 0,039549Jul_t + 0,150134Sep_t \\
 & + 0,142262Oct_t + 0,052661Nov_t + 0,168365Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Συνεχίζουμε, βγάζοντας από το μοντέλο μας τον Ιούλιο.

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 03:22
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 33 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(12) + C(13)*RESID(-1)^2 + C(14)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.131552	0.017887	7.354630	0.0000
JAN	0.047913	0.055792	0.858782	0.3905
FEB	0.098875	0.058890	1.678972	0.0932
MAR	0.035444	0.082301	0.430663	0.6667
APR	0.176539	0.095174	1.854908	0.0636
MAY	0.217163	0.068769	3.157879	0.0016
JUN	-0.143945	0.095299	-1.510449	0.1309
SEP	0.149764	0.057460	2.606406	0.0091
OCT	0.142121	0.085282	1.666474	0.0956
NOV	0.052602	0.094893	0.554333	0.5794
DEC	0.168332	0.103035	1.633739	0.1023
Variance Equation				
C	0.008545	0.002001	4.270248	0.0000
RESID(-1)^2	0.107902	0.005802	18.59676	0.0000
GARCH(-1)	0.903347	0.004379	206.2958	0.0000
R-squared	0.015857	Mean dependent var		0.011292
Adjusted R-squared	0.011894	S.D. dependent var		2.293237
S.E. of regression	2.279559	Akaike info criterion		4.076910
Sum squared resid	16773.94	Schwarz criterion		4.103182
Log likelihood	-6594.671	Hannan-Quinn criter.		4.086323
Durbin-Watson stat	2.009508			

Το τελικό μας μοντέλο για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,131552r_{t-1} + 0,047913Jan_t + 0,098875Feb_t \\
 & + 0,035444Mar_t + 0,176539Apr_t + 0,217163May_t \\
 & - 0,143945Jun_t + 0,149764Sep_t + 0,142121Oct_t \\
 & + 0,052602Nov_t + 0,168332Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Αφαιρούμε και τον Μάρτιο από το μοντέλο μας και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 03:27
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 34 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(11) + C(12)*RESID(-1)^2 + C(13)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.131488	0.017862	7.361148	0.0000
JAN	0.047953	0.055823	0.859021	0.3903
FEB	0.098792	0.058736	1.681962	0.0926
APR	0.176499	0.095723	1.843846	0.0652
MAY	0.216980	0.068923	3.148158	0.0016
JUN	-0.143892	0.095358	-1.508967	0.1313
SEP	0.149486	0.057423	2.603245	0.0092
OCT	0.141922	0.085302	1.663770	0.0962
NOV	0.052527	0.094931	0.553314	0.5800
DEC	0.168375	0.103123	1.632764	0.1025
Variance Equation				
C	0.008604	0.001870	4.600814	0.0000
RESID(-1)^2	0.107642	0.005790	18.59035	0.0000
GARCH(-1)	0.903528	0.004378	206.3844	0.0000
R-squared	0.015988	Mean dependent var		0.011292
Adjusted R-squared	0.012331	S.D. dependent var		2.293237
S.E. of regression	2.279054	Akaike info criterion		4.076337
Sum squared resid	16771.71	Schwarz criterion		4.100733
Log likelihood	-6594.743	Hannan-Quinn criter.		4.085078
Durbin-Watson stat	2.009654			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,131488r_{t-1} + 0,047953Jan_t + 0,098792Feb_t \\
 & + 0,176499Apr_t + 0,216980May_t - 0,143892Jun_t \\
 & + 0,149486Sep_t + 0,141922Oct_t + 0,052527Nov_t \\
 & + 0,168375Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Συνεχίζουμε, βγάζοντας από το μοντέλο μας το Νοέμβριο.

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 06/24/10 Time: 03:31

Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009

Included observations: 3242 after adjustments

Convergence achieved after 34 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(10) + C(11)*RESID(-1)^2 + C(12)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.131602	0.017852	7.371946	0.0000
JAN	0.047965	0.055796	0.859662	0.3900
FEB	0.098850	0.058723	1.683332	0.0923
APR	0.176491	0.095765	1.842961	0.0653
MAY	0.216842	0.068969	3.144053	0.0017
JUN	-0.143858	0.095391	-1.508090	0.1315
SEP	0.149465	0.057452	2.601583	0.0093
OCT	0.141023	0.085120	1.656751	0.0976
DEC	0.168699	0.103021	1.637516	0.1015

Variance Equation

C	0.008591	0.001867	4.601211	0.0000
RESID(-1)^2	0.107438	0.005781	18.58603	0.0000
GARCH(-1)	0.903705	0.004373	206.6654	0.0000

R-squared	0.016141	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.012790	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.278524	Akaike info criterion	4.075823
Sum squared resid	16769.10	Schwarz criterion	4.098342
Log likelihood	-6594.909	Hannan-Quinn criter.	4.083891
Durbin-Watson stat	2.010205		

Το μοντέλο μας τώρα για το μέσο είναι το εξής:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,131602r_{t-1} + 0,047965Jan_t + 0,098850Feb_t \\
 & + 0,176491Apr_t + 0,216842May_t - 0,143858Jun_t \\
 & + 0,149465Sep_t + 0,141023Oct_t + 0,168699Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Αφαιρούμε και τον Ιανουάριο από το μοντέλο μας και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 03:38
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 33 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(9) + C(10)*RESID(-1)^2 + C(11)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.131795	0.017820	7.395981	0.0000
FEB	0.098687	0.059078	1.670468	0.0948
APR	0.176512	0.095917	1.840259	0.0657
MAY	0.216629	0.069151	3.132708	0.0017
JUN	-0.143724	0.095449	-1.505761	0.1321
SEP	0.149025	0.057660	2.584522	0.0098
OCT	0.140715	0.085183	1.651904	0.0986
DEC	0.167482	0.103181	1.623188	0.1045

Variance Equation				
C	0.008699	0.001891	4.600054	0.0000
RESID(-1)^2	0.107142	0.005750	18.63298	0.0000
GARCH(-1)	0.903881	0.004344	208.0557	0.0000

R-squared	0.016377	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.013332	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.277898	Akaike info criterion	4.075526
Sum squared resid	16765.08	Schwarz criterion	4.096169
Log likelihood	-6595.428	Hannan-Quinn criter.	4.082922
Durbin-Watson stat	2.011166		

Το μοντέλο μας τώρα για το μέσο είναι το εξής:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,131602r_{t-1} + 0,098850Feb_t + 0,176491Apr_t \\
 & + 0,216842May_t - 0,143858Jun_t + 0,149465Sep_t \\
 & + 0,141023Oct_t + 0,168699Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Αφαιρούμε και τον Ιούνιο από το μοντέλο μας και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 03:42
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 35 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.133130	0.017776	7.489463	0.0000
FEB	0.098308	0.059359	1.656153	0.0977
APR	0.176425	0.096036	1.837076	0.0662
MAY	0.216961	0.069336	3.129130	0.0018
SEP	0.148250	0.057936	2.558883	0.0105
OCT	0.140460	0.085246	1.647703	0.0994
DEC	0.167329	0.103215	1.621166	0.1050

Variance Equation				
C	0.008872	0.001920	4.621111	0.0000
RESID(-1)^2	0.106985	0.005748	18.61123	0.0000
GARCH(-1)	0.903895	0.004355	207.5465	0.0000

R-squared	0.016024	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.013284	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.277954	Akaike info criterion	4.075884
Sum squared resid	16771.09	Schwarz criterion	4.094650
Log likelihood	-6597.007	Hannan-Quinn criter.	4.082607
Durbin-Watson stat	2.012778		

Το μοντέλο μας τώρα για το μέσο είναι το εξής:

$$\begin{aligned}
 R_t = & 0,133130r_{t-1} + 0,098308Feb_t + 0,176425Apr_t \\
 & + 0,216961May_t + 0,148250Sep_t + 0,140460Oct_t \\
 & + 0,167329Dec_t + e_t
 \end{aligned}$$

Αφαιρούμε από το μοντέλο μας και το Δεκέμβριο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 03:47
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 31 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.133943	0.017766	7.539237	0.0000
FEB	0.098484	0.059185	1.663990	0.0961
APR	0.176290	0.096049	1.835428	0.0664
MAY	0.216546	0.069363	3.121937	0.0018
SEP	0.148167	0.057916	2.558298	0.0105
OCT	0.140048	0.085234	1.643106	0.1004
Variance Equation				
C	0.008770	0.001902	4.610275	0.0000
RESID(-1)^2	0.106486	0.005734	18.57036	0.0000
GARCH(-1)	0.904346	0.004346	208.0981	0.0000
R-squared	0.016121	Mean dependent var		0.011292
Adjusted R-squared	0.013687	S.D. dependent var		2.293237
S.E. of regression	2.277489	Akaike info criterion		4.076477
Sum squared resid	16769.43	Schwarz criterion		4.093367
Log likelihood	-6598.970	Hannan-Quinn criter.		4.082529
Durbin-Watson stat	2.014628			

Το μοντέλο μας τώρα για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,133943r_{t-1} + 0,098484Feb_t + 0,176290Apr_t + 0,216546May_t + 0,148167Sep_t + 0,140048Oct_t + e_t$$

Παρατηρούμε ότι, βγάζοντας το Δεκέμβριο, η μέση απόδοση του Οκτωβρίου δεν είναι στατιστικά σημαντική και επομένως θα αφαιρέσουμε και τον Οκτώβριο από το μοντέλο μας.

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 03:51
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 31 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RETURN(-1)	0.134301	0.017744	7.568790	0.0000
FEB	0.098715	0.059185	1.667905	0.0953
APR	0.176293	0.096262	1.831387	0.0670
MAY	0.215935	0.069614	3.101894	0.0019
SEP	0.147904	0.057897	2.554589	0.0106

Variance Equation				
C	0.008747	0.001888	4.631909	0.0000
RESID(-1)^2	0.105500	0.005718	18.45124	0.0000
GARCH(-1)	0.905160	0.004349	208.1145	0.0000

R-squared	0.016570	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.014441	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.276618	Akaike info criterion	4.076515
Sum squared resid	16761.79	Schwarz criterion	4.091527
Log likelihood	-6600.030	Hannan-Quinn criter.	4.081893
Durbin-Watson stat	2.016049		

Το τελικό μας μοντέλο για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,134301r_{t-1} + 0,098715Feb_t + 0,176293Apr_t + 0,215935May_t + 0,147904Sep_t + e_t$$

Αφού βγάλαμε και τον Οκτώβριο βλέπουμε ότι για όλες τις υπόλοιπες μέσες αποδόσεις δεν μπορούμε να απορρίψουμε ότι είναι στατιστικά σημαντικές και επομένως πρέπει να τις εξετάσουμε. Θα ελέγξουμε αν οι μέσες αποδόσεις των παραπάνω μηνών είναι ισούνται μεταξύ τους, αλλά και με το μηδέν, για να δούμε αν είναι και στατιστικά σημαντικές. Ο έλεγχος που θα πραγματοποιήσουμε είναι ο εξής:

$$H_0 : C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=0$$

$$H_1 : C(2) \neq C(3) \neq C(4) \neq C(5) \neq 0$$

Όπου, C(2), C(3), C(4) και C(5) είναι η μέση απόδοση του Φεβρουαρίου, του Απριλίου, του Μαΐου και του Σεπτεμβρίου αντίστοιχα.

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.348002	(4, 3234)	0.0003
Chi-square	21.39201	4	0.0003

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	0.098715	0.059185
C(3)	0.176293	0.096262
C(4)	0.215935	0.069614
C(5)	0.147904	0.057897

Restrictions are linear in coefficients.

Βλέπουμε ότι $p\text{-value}=0,0003$ οπότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, δηλαδή, οι μέσες αποδόσεις των παραπάνω μηνών είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους, αλλά και από το μηδέν. Επομένως, για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς παρατηρούνται οι ακόλουθες στατιστικά σημαντικές μέσες αποδόσεις:

$$\text{Φεβρουάριος: } \frac{0,098715}{1-0,134301} = 0,114029\%$$

$$\text{Απρίλιος: } \frac{0,176293}{1-0,134301} = 0,203642\%$$

$$\text{Μάιος: } \frac{0,215935}{1-0,134301} = 0,249434\%$$

$$\text{Σεπτέμβριος: } \frac{0,147904}{1-0,134301} = 0,170849\%$$

Με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δεκατριών ετών για την απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς, μπορούμε να πούμε ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν υφίσταται και ο Φεβρουάριος, ο Απρίλιος, ο Μάιος και ο Σεπτέμβριος είναι οι καταλληλότεροι μήνες για να πουλήσει κανείς μετοχές της συγκεκριμένης τράπεζας, καθώς παρουσιάζουν θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση.

7.4 Αποτελέσματα σχετικά με το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα

Στην ενότητα αυτή αναλύονται και παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της έρευνας σχετικά με το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα. Στην έρευνα για το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα χρησιμοποιούμε το καταλληλότερο μοντέλο παλινδρόμησης για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και των υπολοίπων μετοχών και δημιουργούμε το ιδανικό γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά των αποδόσεων σχετικά με το φαινόμενο αυτό. Κατά τον έλεγχο του γραμμικού μοντέλου παλινδρόμησης βλέπουμε τη μέση απόδοση των ημερών αλλαγής του μήνα και εξετάζουμε αν αυτή η απόδοση είναι στατιστικά σημαντική.

7.4.1 Για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ

Γνωρίζοντας ότι το ιδανικότερο μοντέλο για τη μελέτη των αποδόσεων του Γενικού δείκτη τιμών είναι το μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1), θα δημιουργήσουμε ένα κατάλληλο γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της αλλαγής του μήνα. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + d_1 D_{TOTM} + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/25/10 Time: 19:13
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 21 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.024975	0.021687	-1.151597	0.2495
RETURN(-1)	0.160290	0.014566	11.00472	0.0000
RETURN(-2)	-0.036563	0.014255	-2.565009	0.0103
DTOTM	0.157735	0.034964	4.511293	0.0000

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.051241	0.005411	9.469899	0.0000
RESID(-1)^2	0.165365	0.007665	21.57285	0.0000
GARCH(-1)	0.831282	0.005599	148.4630	0.0000

R-squared	0.026339	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.025163	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.714403	Akaike info criterion	3.576536
Sum squared resid	14607.72	Schwarz criterion	3.585696
Log likelihood	-8893.209	Hannan-Quinn criter.	3.579747
F-statistic	22.40736	Durbin-Watson stat	2.012036
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = -0,024975 + 0,160290r_{t-1} - 0,036563r_{t-2} + 0,157735D_{TOTM} + e_t$$

Βλέπουμε ότι στο Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ παρατηρείται θετική μέση απόδοση τις ημέρες αλλαγής του μήνα, η οποία είναι στατιστικά σημαντική καθώς έχει

p-value μικρότερο του 0,05. Επομένως, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα υπάρχει και είναι ισχυρό. Συγκεκριμένα, η θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση που παρατηρείται ισούται με:

$$\frac{0,157735}{1-0,160290-(-0,036563)} = 0,180007\%$$

Συνεπώς, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ, συμπεραίνουμε ότι είναι προτιμότερο να πουλάμε μετοχές τις ημέρες αλλαγής του μήνα, δηλαδή, τις τέσσερις τελευταίες και τις τέσσερις πρώτες ημέρες συναλλαγής του μήνα.

7.4.2 Για τη μετοχή της Alpha Bank

Είδαμε πως το καταλληλότερο μοντέλο για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της Alpha Bank είναι το AR(1)-GARCH(2,1). Με βάση αυτό το μοντέλο θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της αλλαγής του μήνα. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + d_1 D_{TOTM} + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της Alpha Bank και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/25/10 Time: 19:45
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 36 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.001000	0.016176	-0.061842	0.9507
RETURN(-1)	0.078190	0.015149	5.161560	0.0000
DTOTM	0.103035	0.028633	3.598511	0.0003

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.015414	0.001604	9.610140	0.0000
RESID(-1)^2	0.134449	0.011009	12.21279	0.0000
GARCH(-1)	0.568132	0.102317	5.552680	0.0000
GARCH(-2)	0.302788	0.094604	3.200592	0.0014

R-squared	0.011561	Mean dependent var	0.018224
Adjusted R-squared	0.010368	S.D. dependent var	1.982984
S.E. of regression	1.972678	Akaike info criterion	3.596293
Sum squared resid	19344.44	Schwarz criterion	3.605451
Log likelihood	-8944.174	Hannan-Quinn criter.	3.599504
F-statistic	9.690442	Durbin-Watson stat	1.947396
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = -0,001000 + 0,078190r_{t-1} + 0,103035D_{TOTM} + e_t$$

Βλέπουμε ότι στη μετοχή της Alpha Bank, παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση ($p\text{-value} < 0,05$) τις ημέρες αλλαγής του μήνα, η οποία ισούται με:

$$\frac{0,103035}{1-0,078190} = 0,111775\%$$

Επομένως, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Alpha Bank, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα υφίσταται και είναι ισχυρό. Άρα, συμφέρει κάποιον να πουλήσει μετοχές της συγκεκριμένης τράπεζας κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα.

7.4.3 Για τη μετοχή της Coca Cola 3E

Γνωρίζουμε ότι για να μελετήσουμε τη συμπεριφορά των αποδόσεων της μετοχής της Coca Cola 3E, ιδανικότερο μοντέλο είναι το AR(3)-GARCH(1,1). Χρησιμοποιώντας το συγκεκριμένο μοντέλο, θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της αλλαγής του μήνα. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_3 r_{t-3} + d_1 D_{TOTM} + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της Coca Cola 3E και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/25/10 Time: 20:06
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 28 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.051759	0.033555	1.542484	0.1230
RETURN(-1)	0.043356	0.015087	2.873791	0.0041
RETURN(-3)	-0.045191	0.016209	-2.787939	0.0053
DTOTM	0.067393	0.054306	1.240975	0.2146

Variance Equation				
C	0.199532	0.018761	10.63547	0.0000
RESID(-1)^2	0.123060	0.008266	14.88715	0.0000
GARCH(-1)	0.842579	0.009820	85.80434	0.0000

R-squared	0.008473	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.007181	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.185684	Akaike info criterion	4.214576
Sum squared resid	21989.52	Schwarz criterion	4.224349
Log likelihood	-9707.598	Hannan-Quinn criter.	4.218016
F-statistic	6.556119	Durbin-Watson stat	1.926782
Prob(F-statistic)	0.000001		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,051759 + 0,043356r_{t-1} - 0,045191r_{t-3} + 0,067393D_{TOTM} + e_t$$

Βλέπουμε ότι στη μετοχή της Coca Cola 3E παρατηρείται θετική μέση απόδοση κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα, η οποία όμως δεν είναι στατιστικά σημαντική, αφού p-value=0,2146. Οπότε, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δέκα εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα δεν υφίσταται.

7.4.4 Για τη μετοχή της ΔΕΗ

Είδαμε ότι για να μελετήσουμε τη συμπεριφορά των αποδόσεων της μετοχής της ΔΕΗ, ιδανικότερο μοντέλο είναι το AR(1)-GARCH(1,1). Χρησιμοποιώντας το συγκεκριμένο μοντέλο, θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της αλλαγής του μήνα. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + d_1 D_{TOTM} + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της ΔΕΗ και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/25/10 Time: 20:17
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 46 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.003824	0.045392	0.084249	0.9329
RETURN(-1)	0.038410	0.023228	1.653605	0.0982
DTOTM	0.172946	0.073315	2.358939	0.0183
Variance Equation				
C	0.017882	0.006179	2.894171	0.0038
RESID(-1)^2	0.056430	0.005172	10.91059	0.0000
GARCH(-1)	0.942916	0.005307	177.6735	0.0000
R-squared	-0.000270	Mean dependent var		0.004840
Adjusted R-squared	-0.002777	S.D. dependent var		2.148488
S.E. of regression	2.151470	Akaike info criterion		4.045028
Sum squared resid	9234.500	Schwarz criterion		4.061824
Log likelihood	-4041.051	Hannan-Quinn criter.		4.051195
Durbin-Watson stat	2.018386			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,003824 + 0,038410r_{t-1} + 0,172946D_{TOTM} + e_t$$

Βλέπουμε ότι στη μετοχή της ΔΕΗ παρατηρείται θετική μέση απόδοση τις ημέρες αλλαγής του μήνα. Η συγκεκριμένη μέση είναι στατιστικά σημαντική, καθώς το p-value είναι μικρότερο του 0,05 και ισούται με:

$$\frac{0,172946}{1-0,038410} = 0,179854\%$$

Επομένως, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για την απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα υπάρχει και είναι ισχυρό. Άρα, είναι προτιμότερο για κάποιον που θέλει να πουλήσει μετοχές της συγκεκριμένης εταιρίας, να τις πουλήσει τις ημέρες αλλαγής του μήνα.

7.4.5 Για τη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος

Είδαμε πως το καταλληλότερο μοντέλο για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος είναι το AR(2)-GARCH(1,1). Με βάση αυτό το μοντέλο θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της αλλαγής του μήνα. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + d_1 D_{TOTM} + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/25/10 Time: 20:38
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 23 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.006605	0.023591	-0.279977	0.7795
RETURN(-1)	0.125249	0.014946	8.379881	0.0000
RETURN(-2)	-0.027194	0.014672	-1.853452	0.0638
DTOTM	0.080791	0.039156	2.063323	0.0391

Variance Equation				
C	0.026210	0.002632	9.959519	0.0000
RESID(-1)^2	0.093858	0.004766	19.69332	0.0000
GARCH(-1)	0.905252	0.004106	220.4753	0.0000

R-squared	0.017306	Mean dependent var	0.029544
Adjusted R-squared	0.016120	S.D. dependent var	2.168083
S.E. of regression	2.150538	Akaike info criterion	3.899276
Sum squared resid	22985.32	Schwarz criterion	3.908436
Log likelihood	-9696.349	Hannan-Quinn criter.	3.902487
F-statistic	14.58789	Durbin-Watson stat	1.999710
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = -0,006605 + 0,125249r_{t-1} - 0,027194r_{t-2} + 0,080791D_{TOTM} + e_t$$

Βλέπουμε ότι στη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική ($p\text{-value} < 0,05$) μέση απόδοση τις ημέρες αλλαγής του μήνα, η οποία ισούται με:

$$\frac{0,080791}{1 - 0,125249 - (-0,027194)} = 0,089574\%$$

Συνεπώς, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα υπάρχει και είναι ισχυρό. Οπότε, είναι προτιμότερο να πουλήσει κάποιος μετοχές της συγκεκριμένης τράπεζας κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα.

7.4.6 Για τη μετοχή της Marfin Investment Group

Είδαμε ότι για να μελετήσουμε τη συμπεριφορά των αποδόσεων της μετοχής της Marfin Investment Group, ιδανικότερο μοντέλο είναι το AR(1)-GARCH(1,1). Χρησιμοποιώντας το συγκεκριμένο μοντέλο, θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της αλλαγής του μήνα. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + d_1 D_{TOTM} + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της Marfin Investment Group και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/25/10 Time: 21:57
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 53 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.072668	0.056453	-1.287232	0.1980
RETURN(-1)	0.070150	0.023398	2.998133	0.0027
DTOTM	0.138562	0.091418	1.515702	0.1296
Variance Equation				
C	0.105599	0.006262	16.86378	0.0000
RESID(-1)^2	0.120399	0.006229	19.32941	0.0000
GARCH(-1)	0.887648	0.003495	253.9424	0.0000
R-squared	0.017536	Mean dependent var	-0.046822	
Adjusted R-squared	0.015230	S.D. dependent var	3.099869	
S.E. of regression	3.076173	Akaike info criterion	4.680630	
Sum squared resid	20155.85	Schwarz criterion	4.696547	
Log likelihood	-4992.913	Hannan-Quinn criter.	4.686455	
F-statistic	7.603615	Durbin-Watson stat	1.813372	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = -0,072668 + 0,070150r_{t-1} + 0,138562D_{TOTM} + e_t$$

Βλέπουμε ότι στη μετοχή της Marfin Investment Group παρατηρείται θετική μέση απόδοση κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα. Ωστόσο, η απόδοση αυτή δεν είναι στατιστικά σημαντική, καθώς το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05. Επομένως, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group, δεν μπορούμε να δεχτούμε ότι ισχύει το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα.

7.4.7 Για τη μετοχή του ΟΠΑΠ

Γνωρίζοντας ότι για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής του ΟΠΑΠ καταλληλότερο μοντέλο είναι το GARCH(1,1), θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της αλλαγής του μήνα. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = c + d_1D_{TOTM} + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής του ΟΠΑΠ και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/25/10 Time: 22:13
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.018035	0.047001	0.383726	0.7012
DTOTM	0.099367	0.074583	1.332307	0.1828
Variance Equation				
C	0.067198	0.014051	4.782405	0.0000
RESID(-1)^2	0.067003	0.006621	10.11931	0.0000
GARCH(-1)	0.916848	0.007996	114.6569	0.0000
R-squared	0.000141	Mean dependent var		0.048247
Adjusted R-squared	-0.001712	S.D. dependent var		1.933461
S.E. of regression	1.935115	Akaike info criterion		4.035240
Sum squared resid	8084.745	Schwarz criterion		4.048363
Log likelihood	-4361.129	Hannan-Quinn criter.		4.040039
F-statistic	0.075960	Durbin-Watson stat		2.069491
Prob(F-statistic)	0.989557			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το ακόλουθο:

$$R_t = 0,018035 + 0,099367D_{TOTM} + e_t$$

Βλέπουμε ότι στη μετοχή του ΟΠΑΠ παρατηρείται θετική μέση απόδοση κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα. Ωστόσο, η απόδοση αυτή δεν είναι στατιστικά σημαντική, καθώς το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05. Επομένως, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ, δεν μπορούμε να δεχτούμε ότι ισχύει το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα.

7.4.8 Για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς

Είδαμε πως το καταλληλότερο μοντέλο για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς είναι το AR(1)-GARCH(1,1). Με βάση αυτό το μοντέλο θα δημιουργήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της αλλαγής του μήνα. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης θα έχει την εξής μορφή:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + d_1 D_{TOTM} + e_t$$

Δημιουργούμε το παραπάνω μοντέλο για τις μέσες αποδόσεις της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 04:19
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.042787	0.029482	1.451278	0.1467
RETURN(-1)	0.135361	0.017783	7.611892	0.0000
DTOTM	0.083729	0.043446	1.927205	0.0540
Variance Equation				
C	0.009300	0.001951	4.766627	0.0000
RESID(-1)^2	0.107539	0.005796	18.55520	0.0000
GARCH(-1)	0.903324	0.004395	205.5425	0.0000
R-squared	0.015900	Mean dependent var		0.011292
Adjusted R-squared	0.014379	S.D. dependent var		2.293237
S.E. of regression	2.276689	Akaike info criterion		4.075633
Sum squared resid	16773.21	Schwarz criterion		4.086893
Log likelihood	-6600.601	Hannan-Quinn criter.		4.079667
F-statistic	10.45671	Durbin-Watson stat		2.017134
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,042787 + 0,135361r_{t-1} + 0,083729D_{TOTM} + e_t$$

Βλέπουμε ότι στη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς παρατηρείται θετική μέση απόδοση κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα. Η απόδοση αυτή είναι, οριακά και σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, στατιστικά σημαντική, αφού p-value=0,0540. Πιο συγκεκριμένα, η μέση απόδοση κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα ισούται με:

$$\frac{0,083729}{1-0,135361} = 0,096837\%$$

Συνεπώς, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δεκατριών ετών για την απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα υπάρχει και είναι ισχυρό. Οπότε, είναι προτιμότερο να πουλήσει κάποιος μετοχές της συγκεκριμένης τράπεζας κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα.

7.5 Αποτελέσματα σχετικά με το φαινόμενο της παραμονής των εορτών

Στη συγκεκριμένη ενότητα παρουσιάζονται αναλυτικά τα αποτελέσματα της έρευνας σχετικά με το φαινόμενο της παραμονής των εορτών. Στο συγκεκριμένο φαινόμενο εξετάζουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και των υπολοίπων μετοχών την παραμονή εννέα βασικών εορτών. Χρησιμοποιώντας το ιδανικό μοντέλο παλινδρόμησης για τις αποδόσεις, δημιουργούμε ένα κατάλληλο γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για κάθε εορτή ξεχωριστά και εν συνεχεία ελέγχουμε αν η απόδοση που παρατηρείται την παραμονή των εορτών είναι στατιστικά σημαντική.

7.5.1 Για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ

Γνωρίζουμε ότι το καταλληλότερο μοντέλο για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ είναι το μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1). Με βάση το παραπάνω μοντέλο θα δημιουργήσουμε τα κατάλληλα γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών. Οι εορτές που θα μελετήσουμε είναι εννέα, οπότε θα δημιουργήσουμε εννέα διαφορετικά γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ πριν από κάθε εορτή.

Για την εορτή της Πρωτοχρονιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{jan1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/26/10 Time: 21:52
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 99 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.035936	0.016381	2.193776	0.0283
RETURN(-1)	0.162301	0.014567	11.14189	0.0000
RETURN(-2)	-0.034055	0.014217	-2.395365	0.0166
JAN1	0.096753	0.473153	0.204486	0.8380

Variance Equation				
C	0.051371	0.005260	9.766786	0.0000
RESID(-1)^2	0.162630	0.007676	21.18584	0.0000
GARCH(-1)	0.833461	0.005677	146.8068	0.0000

R-squared	0.023895	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.022716	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.716553	Akaike info criterion	3.580610
Sum squared resid	14644.38	Schwarz criterion	3.589770
Log likelihood	-8903.349	Hannan-Quinn criter.	3.583822
F-statistic	20.27739	Durbin-Watson stat	2.012108
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,035936 + 0,162301r_{t-1} - 0,034055r_{t-2} + 0,096753D_{jan1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς είναι θετική. Όμως, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την Πρωτοχρονιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Καθαρά Δευτέρας

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{kdeytera} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/26/10 Time: 22:19
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 28 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.036544	0.016403	2.227868	0.0259
RETURN(-1)	0.162321	0.014562	11.14720	0.0000
RETURN(-2)	-0.034067	0.014220	-2.395744	0.0166
KDEYTERA	-0.132527	0.365994	-0.362102	0.7173

Variance Equation				
C	0.051364	0.005261	9.763280	0.0000
RESID(-1)^2	0.162676	0.007684	21.17097	0.0000
GARCH(-1)	0.833424	0.005685	146.5908	0.0000

R-squared	0.023875	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.022697	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.716571	Akaike info criterion	3.580604
Sum squared resid	14644.68	Schwarz criterion	3.589763
Log likelihood	-8903.332	Hannan-Quinn criter.	3.583815
F-statistic	20.26013	Durbin-Watson stat	2.011857
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,036544 + 0,162321r_{t-1} - 0,034067r_{t-2} - 0,132527D_{kdeytera} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρής Δευτέρας είναι αρνητική. Όμως, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την Καθάρη Δευτέρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 25^{ης} Μαρτίου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{mar25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 05/26/10 Time: 22:30
Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
Included observations: 4977 after adjustments
Convergence achieved after 35 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.035872	0.016374	2.190796	0.0285
RETURN(-1)	0.162324	0.014569	11.14212	0.0000
RETURN(-2)	-0.033984	0.014221	-2.389770	0.0169
MAR25	0.124630	0.357115	0.348990	0.7271

Variance Equation

C	0.051418	0.005283	9.733259	0.0000
RESID(-1)^2	0.163071	0.007717	21.13267	0.0000
GARCH(-1)	0.833085	0.005741	145.1150	0.0000

R-squared	0.023662	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.022483	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.716758	Akaike info criterion	3.580600
Sum squared resid	14647.88	Schwarz criterion	3.589760
Log likelihood	-8903.323	Hannan-Quinn criter.	3.583811
F-statistic	20.07487	Durbin-Watson stat	2.011902
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,035872 + 0,162324r_{t-1} - 0,033984r_{t-2} + 0,124630D_{mar25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι $p\text{-value}=0,7271$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 25^η Μαρτίου, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών

για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Πάσχα

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{pasxa} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/26/10 Time: 22:38
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 76 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.035172	0.016383	2.146786	0.0318
RETURN(-1)	0.161894	0.014566	11.11457	0.0000
RETURN(-2)	-0.033892	0.014215	-2.384289	0.0171
PASXA	0.305534	0.392944	0.777552	0.4368

Variance Equation				
C	0.051444	0.005266	9.769588	0.0000
RESID(-1)^2	0.162723	0.007686	21.17180	0.0000
GARCH(-1)	0.833355	0.005683	146.6451	0.0000

R-squared	0.024407	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.023230	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.716103	Akaike info criterion	3.580402
Sum squared resid	14636.69	Schwarz criterion	3.589562
Log likelihood	-8902.830	Hannan-Quinn criter.	3.583613
F-statistic	20.72323	Durbin-Watson stat	2.011965
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,035172 + 0,161894r_{t-1} - 0,033892r_{t-2} + 0,305534D_{pasxa} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,4368, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για το Πάσχα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την

απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Πρωτομαγιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{may1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/26/10 Time: 22:43
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 22 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.034287	0.016379	2.093351	0.0363
RETURN(-1)	0.162947	0.014557	11.19361	0.0000
RETURN(-2)	-0.034322	0.014205	-2.416107	0.0157
MAY1	0.506579	0.292823	1.729983	0.0836

Variance Equation				
C	0.051396	0.005271	9.750749	0.0000
RESID(-1)^2	0.163140	0.007705	21.17247	0.0000
GARCH(-1)	0.833059	0.005690	146.4073	0.0000

R-squared	0.024834	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.023657	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.715728	Akaike info criterion	3.580006
Sum squared resid	14630.29	Schwarz criterion	3.589166
Log likelihood	-8901.845	Hannan-Quinn criter.	3.583217
F-statistic	21.09452	Durbin-Watson stat	2.014814
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,034287 + 0,162947r_{t-1} - 0,034322r_{t-2} + 0,506579D_{may1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι θετική. Επίσης, παρατηρούμε ότι p-value=0,0836. Οπότε οριακά και σε επίπεδο σημαντικότητας 10% μπορούμε να

δεχτούμε ότι η παραπάνω μέση απόδοση είναι στατιστικά σημαντική. Συγκεκριμένα, η μέση απόδοση της ημέρας που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι:

$$\frac{0,506579}{1-0,162947-(-0,034322)} = 0,581356\%$$

Άρα, για τη Πρωτομαγιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών. Επομένως, συμπεραίνουμε ότι η ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι μια καλή ημέρα για πώληση μετοχών.

Για την εορτή του Αγίου Πνεύματος

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{apneymatos} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/26/10 Time: 22:55
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.035703	0.016373	2.180531	0.0292
RETURN(-1)	0.162338	0.014572	11.14011	0.0000
RETURN(-2)	-0.034106	0.014309	-2.383524	0.0171
APNEYMATOS	0.148491	0.275103	0.539767	0.5894

Variance Equation

C	0.051499	0.005278	9.757018	0.0000
RESID(-1)^2	0.162929	0.007701	21.15747	0.0000
GARCH(-1)	0.833163	0.005693	146.3469	0.0000

R-squared	0.023878	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.022700	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.716568	Akaike info criterion	3.580572
Sum squared resid	14644.63	Schwarz criterion	3.589732
Log likelihood	-8903.253	Hannan-Quinn criter.	3.583783
F-statistic	20.26302	Durbin-Watson stat	2.011630
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,035703 + 0,162338r_{t-1} - 0,034106r_{t-2} + 0,148491D_{apneymatos} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την εορτή του Αγίου Πνεύματος, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Δεκαπενταύγουστου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{aug15} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/26/10 Time: 23:08
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 30 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.036432	0.017547	2.076258	0.0379
RETURN(-1)	0.162414	0.015222	10.66997	0.0000
RETURN(-2)	-0.034089	0.014238	-2.394184	0.0167
AUG15	-0.028164	0.141909	-0.198466	0.8427

Variance Equation				
C	0.051351	0.005442	9.436553	0.0000
RESID(-1)^2	0.162870	0.007940	20.51186	0.0000
GARCH(-1)	0.833273	0.005858	142.2390	0.0000

R-squared	0.023753	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.022574	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.716678	Akaike info criterion	3.580628
Sum squared resid	14646.51	Schwarz criterion	3.589788
Log likelihood	-8903.393	Hannan-Quinn criter.	3.583839
F-statistic	20.15414	Durbin-Watson stat	2.011879
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,036432 + 0,162414r_{t-1} - 0,034089r_{t-2} - 0,028164D_{aug15} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τον Δεκαπενταύγουστο, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 28^{ης} Οκτωβρίου

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{oct28} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/26/10 Time: 23:14
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 46 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.037009	0.016378	2.259606	0.0238
RETURN(-1)	0.162348	0.014570	11.14238	0.0000
RETURN(-2)	-0.034385	0.014223	-2.417657	0.0156
OCT28	-0.159517	0.316132	-0.504591	0.6138

Variance Equation

C	0.051440	0.005273	9.755295	0.0000
RESID(-1)^2	0.163048	0.007696	21.18570	0.0000
GARCH(-1)	0.833096	0.005686	146.5050	0.0000

R-squared	0.023840	Mean dependent var	0.030053
Adjusted R-squared	0.022661	S.D. dependent var	1.736389
S.E. of regression	1.716602	Akaike info criterion	3.580548
Sum squared resid	14645.21	Schwarz criterion	3.589707
Log likelihood	-8903.193	Hannan-Quinn criter.	3.583759
F-statistic	20.22934	Durbin-Watson stat	2.011918
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,037009 + 0,162348r_{t-1} - 0,034385r_{t-2} - 0,159517D_{oct28} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε p-value=0,6138, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 28^η Οκτωβρίου, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή των Χριστουγέννων

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{dec25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/26/10 Time: 23:20
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 62 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.035680	0.016387	2.177347	0.0295
RETURN(-1)	0.162464	0.014574	11.14778	0.0000
RETURN(-2)	-0.034040	0.014219	-2.393940	0.0167
DEC25	0.136021	0.439779	0.309293	0.7571
Variance Equation				
C	0.051367	0.005258	9.769939	0.0000
RESID(-1)^2	0.162707	0.007681	21.18244	0.0000
GARCH(-1)	0.833399	0.005679	146.7422	0.0000
R-squared	0.023792	Mean dependent var		0.030053
Adjusted R-squared	0.022614	S.D. dependent var		1.736389
S.E. of regression	1.716643	Akaike info criterion		3.580579
Sum squared resid	14645.92	Schwarz criterion		3.589739
Log likelihood	-8903.271	Hannan-Quinn criter.		3.583790
F-statistic	20.18840	Durbin-Watson stat		2.012111
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,035680 + 0,162464r_{t-1} - 0,034040r_{t-2} + 0,136021D_{dec25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε $p\text{-value}=0,7571$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τα Χριστούγεννα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

7.5.2 Για τη μετοχή της Alpha Bank

Είδαμε ότι το καταλληλότερο μοντέλο για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της Alpha Bank είναι το μοντέλο AR(1)-GARCH(2,1). Με βάση το παραπάνω μοντέλο θα δημιουργήσουμε τα κατάλληλα γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών. Οι εορτές που θα μελετήσουμε είναι εννέα, οπότε θα δημιουργήσουμε εννέα διαφορετικά γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Alpha Bank πριν από κάθε εορτή.

Για την εορτή της Πρωτοχρονιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{jan1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/26/10 Time: 23:39
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 26 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.038531	0.013510	2.852074	0.0043
RETURN(-1)	0.081208	0.015162	5.355907	0.0000
JAN1	-0.570552	0.176270	-3.236804	0.0012

Variance Equation				
C	0.016186	0.001629	9.938504	0.0000
RESID(-1)^2	0.138137	0.011172	12.36425	0.0000
GARCH(-1)	0.562358	0.100705	5.584231	0.0000
GARCH(-2)	0.304997	0.092928	3.282084	0.0010

R-squared	0.009965	Mean dependent var	0.018224
Adjusted R-squared	0.008770	S.D. dependent var	1.982984
S.E. of regression	1.974270	Akaike info criterion	3.598027
Sum squared resid	19375.67	Schwarz criterion	3.607185
Log likelihood	-8948.489	Hannan-Quinn criter.	3.601237
F-statistic	8.339396	Durbin-Watson stat	1.948968
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,038531 + 0,081208r_{t-1} - 0,570552D_{jan1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς είναι αρνητική. Επίσης, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση είναι στατιστικά σημαντική και ισούται με:

$$\frac{-0,570552}{1-0,081208} = -0,620981\%$$

Επομένως, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Alpha Bank, βλέπουμε ότι παρατηρείται αρνητική στατιστικά σημαντική απόδοση την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς. Άρα, η συγκεκριμένη ημέρα είναι μια καλή ημέρα για να αγοράσει κανείς μετοχές της συγκεκριμένης τράπεζας.

Για την εορτή της Καθαρά Δευτέρας

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{kdeytera} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/26/10 Time: 23:49

Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009

Included observations: 4978 after adjustments

Convergence achieved after 31 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.036744	0.013557	2.710390	0.0067
RETURN(-1)	0.081364	0.015114	5.383241	0.0000
KDEYTERA	-0.002132	0.223503	-0.009537	0.9924
Variance Equation				
C	0.015979	0.001626	9.827335	0.0000
RESID(-1)^2	0.134711	0.010945	12.30745	0.0000
GARCH(-1)	0.559534	0.102192	5.475311	0.0000
GARCH(-2)	0.310723	0.094484	3.288648	0.0010
R-squared	0.010370	Mean dependent var		0.018224
Adjusted R-squared	0.009175	S.D. dependent var		1.982984
S.E. of regression	1.973866	Akaike info criterion		3.598826
Sum squared resid	19367.75	Schwarz criterion		3.607984
Log likelihood	-8950.478	Hannan-Quinn criter.		3.602036
F-statistic	8.681268	Durbin-Watson stat		1.951149
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,036744 + 0,081364r_{t-1} - 0,002132D_{kdeytera} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας είναι αρνητική. Όμως, η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική, αφού p-value=0,9924. Άρα, για την Καθαρά Δευτέρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι

ετών για την απόδοση της μετοχής της Alpha Bank, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 25^{ης} Μαρτίου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{mar25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 00:48
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 32 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.037138	0.013900	2.671872	0.0075
RETURN(-1)	0.081406	0.015125	5.382200	0.0000
MAR25	-0.162521	0.237514	-0.684259	0.4938
Variance Equation				
C	0.015926	0.001633	9.752460	0.0000
RESID(-1)^2	0.134908	0.010967	12.30126	0.0000
GARCH(-1)	0.558638	0.102084	5.472359	0.0000
GARCH(-2)	0.311494	0.094391	3.300031	0.0010
R-squared	0.010323	Mean dependent var		0.018224
Adjusted R-squared	0.009128	S.D. dependent var		1.982984
S.E. of regression	1.973913	Akaike info criterion		3.598772
Sum squared resid	19368.68	Schwarz criterion		3.607931
Log likelihood	-8950.345	Hannan-Quinn criter.		3.601983
F-statistic	8.641435	Durbin-Watson stat		1.950715
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,037138 + 0,081406r_{t-1} - 0,162521D_{mar25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,4938, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 25^η Μαρτίου, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων

είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Alpha Bank, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Πάσχα

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{pasxa} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 00:53
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 51 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.036130	0.013523	2.671699	0.0075
RETURN(-1)	0.081140	0.015123	5.365343	0.0000
PASXA	0.197026	0.301813	0.652807	0.5139
Variance Equation				
C	0.015980	0.001605	9.956211	0.0000
RESID(-1)^2	0.134645	0.010901	12.35148	0.0000
GARCH(-1)	0.559329	0.101857	5.491289	0.0000
GARCH(-2)	0.310975	0.094218	3.300585	0.0010
R-squared	0.010470	Mean dependent var		0.018224
Adjusted R-squared	0.009275	S.D. dependent var		1.982984
S.E. of regression	1.973767	Akaike info criterion		3.598699
Sum squared resid	19365.80	Schwarz criterion		3.607858
Log likelihood	-8950.163	Hannan-Quinn criter.		3.601910
F-statistic	8.765892	Durbin-Watson stat		1.950997
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,036130 + 0,081140r_{t-1} + 0,197026D_{pasxa} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,5139, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για το Πάσχα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την

απόδοση της μετοχής της Alpha Bank, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Πρωτομαγιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{may1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 00:57
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 64 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.034180	0.013490	2.533746	0.0113
RETURN(-1)	0.081654	0.015069	5.418818	0.0000
MAY1	0.730254	0.404300	1.806219	0.0709
Variance Equation				
C	0.015718	0.001594	9.859981	0.0000
RESID(-1)^2	0.133685	0.010994	12.15979	0.0000
GARCH(-1)	0.573605	0.103529	5.540521	0.0000
GARCH(-2)	0.297766	0.095716	3.110925	0.0019
R-squared	0.011436	Mean dependent var		0.018224
Adjusted R-squared	0.010243	S.D. dependent var		1.982984
S.E. of regression	1.972803	Akaike info criterion		3.597099
Sum squared resid	19346.89	Schwarz criterion		3.606257
Log likelihood	-8946.179	Hannan-Quinn criter.		3.600309
F-statistic	9.584137	Durbin-Watson stat		1.953502
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,034180 + 0,081654r_{t-1} + 0,730254D_{may1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι θετική. Παρατηρούμε ότι p-value=0,0709, οπότε οριακά και σε επίπεδο σημαντικότητας 10% μπορούμε να δεχτούμε ότι η παραπάνω μέση απόδοση είναι στατιστικά σημαντική. Συγκεκριμένα, η μέση απόδοση της ημέρας που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι:

$$\frac{0,730254}{1-0,081654} = 0,795184\%$$

Αρα, για τη Πρωτομαγιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Alpha Bank, μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών. Επομένως, συμπεραίνουμε ότι η ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι μια καλή ημέρα για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης τράπεζας.

Για την εορτή του Αγίου Πνεύματος

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{apneymatos} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 01:11
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 31 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.035285	0.013466	2.620230	0.0088
RETURN(-1)	0.081593	0.015120	5.396553	0.0000
APNEYMATOS	0.435578	0.247381	1.760759	0.0783
Variance Equation				
C	0.016036	0.001601	10.01676	0.0000
RESID(-1)^2	0.135524	0.010879	12.45787	0.0000
GARCH(-1)	0.552242	0.100734	5.482198	0.0000
GARCH(-2)	0.317246	0.093174	3.404877	0.0007
R-squared	0.010124	Mean dependent var		0.018224
Adjusted R-squared	0.008930	S.D. dependent var		1.982984
S.E. of regression	1.974111	Akaike info criterion		3.598070
Sum squared resid	19372.55	Schwarz criterion		3.607228
Log likelihood	-8948.596	Hannan-Quinn criter.		3.601280
F-statistic	8.473926	Durbin-Watson stat		1.951411
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,035285 + 0,081593r_{t-1} + 0,435578D_{apneymatos} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι θετική. Επίσης, παρατηρούμε ότι $p\text{-value}=0,0783$. Επομένως, οριακά και σε επίπεδο σημαντικότητας 10% μπορούμε να δεχτούμε ότι η παραπάνω μέση απόδοση είναι στατιστικά σημαντική. Συγκεκριμένα, η μέση απόδοση της ημέρας που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι:

$$\frac{0,435578}{1-0,081593} = 0,474276\%$$

Συνεπώς, για την εορτή του Αγίου Πνεύματος, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Alpha Bank, μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών. Άρα, συμπεραίνουμε ότι η ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι μια καλή ημέρα για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης τράπεζας.

Για την εορτή του Δεκαπενταύγουστου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{aug15} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 01:23
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 34 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.036012	0.013937	2.584004	0.0098
RETURN(-1)	0.081332	0.015117	5.380261	0.0000
AUG15	0.150668	0.202177	0.745224	0.4561

Variance Equation				
C	0.015913	0.001611	9.879843	0.0000
RESID(-1)^2	0.133881	0.010956	12.21991	0.0000
GARCH(-1)	0.561992	0.102762	5.468867	0.0000
GARCH(-2)	0.309003	0.095055	3.250781	0.0012

R-squared	0.010470	Mean dependent var	0.018224
Adjusted R-squared	0.009276	S.D. dependent var	1.982984
S.E. of regression	1.973766	Akaike info criterion	3.598750
Sum squared resid	19365.79	Schwarz criterion	3.607908
Log likelihood	-8950.289	Hannan-Quinn criter.	3.601961
F-statistic	8.766145	Durbin-Watson stat	1.950997
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,036012 + 0,081332r_{t-1} + 0,150668D_{aug15} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τον Δεκαπενταύγουστο, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Alpha Bank, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 28^{ης} Οκτωβρίου

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{oct28} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 01:25
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 63 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.036791	0.013522	2.720901	0.0065
RETURN(-1)	0.081360	0.015105	5.386471	0.0000
OCT28	-0.009205	0.289483	-0.031799	0.9746

Variance Equation				
C	0.015978	0.001605	9.952870	0.0000
RESID(-1)^2	0.134708	0.010909	12.34812	0.0000
GARCH(-1)	0.559486	0.101859	5.492769	0.0000
GARCH(-2)	0.310774	0.094211	3.298681	0.0010

R-squared	0.010369	Mean dependent var	0.018224
Adjusted R-squared	0.009174	S.D. dependent var	1.982984
S.E. of regression	1.973867	Akaike info criterion	3.598825
Sum squared resid	19367.77	Schwarz criterion	3.607984
Log likelihood	-8950.476	Hannan-Quinn criter.	3.602036
F-statistic	8.680468	Durbin-Watson stat	1.951121
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,036791 + 0,081360r_{t-1} - 0,009205D_{oct28} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,9746, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 28^η Οκτωβρίου, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Alpha Bank, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή των Χριστουγέννων

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{dec25} + e_t$$

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 01:32
 Sample (adjusted): 1/04/1990 12/31/2009
 Included observations: 4978 after adjustments
 Convergence achieved after 45 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.036973	0.013536	2.731375	0.0063
RETURN(-1)	0.081407	0.015114	5.386262	0.0000
DEC25	-0.078148	0.466365	-0.167569	0.8669

Variance Equation				
C	0.015999	0.001608	9.948901	0.0000
RESID(-1)^2	0.134763	0.010920	12.34134	0.0000
GARCH(-1)	0.559785	0.101865	5.495352	0.0000
GARCH(-2)	0.310417	0.094208	3.295007	0.0010

R-squared	0.010376	Mean dependent var	0.018224
Adjusted R-squared	0.009181	S.D. dependent var	1.982984
S.E. of regression	1.973860	Akaike info criterion	3.598808
Sum squared resid	19367.64	Schwarz criterion	3.607966
Log likelihood	-8950.432	Hannan-Quinn criter.	3.602018
F-statistic	8.686284	Durbin-Watson stat	1.951105
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,036973 + 0,081407r_{t-1} - 0,078148D_{dec25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Alpha Bank την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε $p\text{-value}=0,8669$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τα Χριστούγεννα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Alpha Bank, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

7.5.3 Για τη μετοχή της Coca Cola 3E

Γνωρίζουμε ότι το καταλληλότερο μοντέλο για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της Coca Cola 3E είναι το μοντέλο AR(3)-GARCH(1,1). Με βάση το παραπάνω μοντέλο θα δημιουργήσουμε τα κατάλληλα γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών. Οι εορτές που θα μελετήσουμε είναι εννέα, οπότε θα δημιουργήσουμε εννέα διαφορετικά γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E πριν από κάθε εορτή.

Για την εορτή της Πρωτοχρονιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-3} + b_1 D_{jan1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 01:43
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 112 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.076796	0.025444	3.018208	0.0025
RETURN(-1)	0.043325	0.015052	2.878246	0.0040
RETURN(-3)	-0.045346	0.016214	-2.796729	0.0052
JAN1	0.240626	0.655962	0.366829	0.7137

Variance Equation				
C	0.202846	0.019134	10.60147	0.0000
RESID(-1)^2	0.124571	0.008372	14.87950	0.0000
GARCH(-1)	0.840549	0.009991	84.12898	0.0000

R-squared	0.007994	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.006701	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.186212	Akaike info criterion	4.214837
Sum squared resid	22000.15	Schwarz criterion	4.224610
Log likelihood	-9708.200	Hannan-Quinn criter.	4.218277
F-statistic	6.182401	Durbin-Watson stat	1.926472
Prob(F-statistic)	0.000002		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,076796 + 0,043325r_{t-1} - 0,045346r_{t-3} + 0,240626D_{jan1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς είναι θετική. Όμως, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την Πρωτοχρονιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δέκα εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Καθαρά Δευτέρας

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-3} + b_1 D_{kdeytera} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 01:51
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 51 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.078090	0.025457	3.067463	0.0022
RETURN(-1)	0.043170	0.015051	2.868168	0.0041
RETURN(-3)	-0.045253	0.016220	-2.789986	0.0053
KDEYTERA	-0.128845	0.492796	-0.261457	0.7937

Variance Equation

C	0.204699	0.019285	10.61470	0.0000
RESID(-1)^2	0.125208	0.008420	14.86964	0.0000
GARCH(-1)	0.839570	0.010060	83.45375	0.0000

R-squared	0.008075	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.006782	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.186123	Akaike info criterion	4.214891
Sum squared resid	21998.36	Schwarz criterion	4.224663
Log likelihood	-9708.323	Hannan-Quinn criter.	4.218330
F-statistic	6.245457	Durbin-Watson stat	1.925900
Prob(F-statistic)	0.000002		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,078090 + 0,043170r_{t-1} - 0,045253r_{t-3} - 0,128845D_{kdeytera} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας είναι αρνητική. Όμως, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την Καθαρά Δευτέρα, με βάση τα στατιστικά

στοιχεία των τελευταίων δέκα εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 25^{ης} Μαρτίου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-3} + b_1 D_{mar25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 01:54
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence not achieved after 500 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.078381	0.025408	3.084934	0.0020
RETURN(-1)	0.043111	0.015070	2.860662	0.0042
RETURN(-3)	-0.045155	0.016212	-2.785376	0.0053
MAR25	-0.191384	0.575864	-0.332342	0.7396
Variance Equation				
C	0.205363	0.019328	10.62537	0.0000
RESID(-1)^2	0.125597	0.008445	14.87259	0.0000
GARCH(-1)	0.839096	0.010083	83.21773	0.0000
R-squared	0.008042	Mean dependent var		0.047021
Adjusted R-squared	0.006749	S.D. dependent var		2.193574
S.E. of regression	2.186159	Akaike info criterion		4.214864
Sum squared resid	21999.08	Schwarz criterion		4.224637
Log likelihood	-9708.262	Hannan-Quinn criter.		4.218304
F-statistic	6.219955	Durbin-Watson stat		1.925544
Prob(F-statistic)	0.000002			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,078381 + 0,043111r_{t-1} - 0,045155r_{t-3} - 0,191384D_{mar25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,7396, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 25^η Μαρτίου, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων

δέκα εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Πάσχα

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-3} + b_1 D_{pasxa} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 01:57
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 48 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.077255	0.025432	3.037723	0.0024
RETURN(-1)	0.043137	0.015054	2.865538	0.0042
RETURN(-3)	-0.045154	0.016211	-2.785429	0.0053
PASXA	0.086073	0.461862	0.186360	0.8522

Variance Equation				
C	0.204616	0.019323	10.58904	0.0000
RESID(-1)^2	0.125246	0.008442	14.83682	0.0000
GARCH(-1)	0.839562	0.010085	83.25267	0.0000

R-squared	0.007992	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.006699	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.186215	Akaike info criterion	4.214901
Sum squared resid	22000.20	Schwarz criterion	4.224674
Log likelihood	-9708.347	Hannan-Quinn criter.	4.218341
F-statistic	6.180560	Durbin-Watson stat	1.925902
Prob(F-statistic)	0.000002		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,077255 + 0,043137r_{t-1} - 0,045154r_{t-3} + 0,086073D_{pasxa} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,8522, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για το Πάσχα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δέκα εννέα ετών

για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Πρωτομαγιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-3} + b_1 D_{may1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 01:59
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 52 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.076299	0.025401	3.003750	0.0027
RETURN(-1)	0.043196	0.015052	2.869786	0.0041
RETURN(-3)	-0.045230	0.016213	-2.789731	0.0053
MAY1	0.355724	0.507696	0.700664	0.4835
Variance Equation				
C	0.207437	0.019512	10.63136	0.0000
RESID(-1)^2	0.126502	0.008510	14.86513	0.0000
GARCH(-1)	0.837848	0.010164	82.43397	0.0000
R-squared	0.008137	Mean dependent var		0.047021
Adjusted R-squared	0.006844	S.D. dependent var		2.193574
S.E. of regression	2.186055	Akaike info criterion		4.214773
Sum squared resid	21996.98	Schwarz criterion		4.224546
Log likelihood	-9708.053	Hannan-Quinn criter.		4.218213
F-statistic	6.293830	Durbin-Watson stat		1.926394
Prob(F-statistic)	0.000001			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,076299 + 0,043196r_{t-1} - 0,045230r_{t-3} + 0,355724D_{may1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι θετική. Όμως, το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η παραπάνω μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τη Πρωτομαγιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων

δέκα εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Αγίου Πνεύματος

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-3} + b_1 D_{apneymatos} + e_t$$

Dependent Variable: RETURN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 05/27/10 Time: 02:10

Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009

Included observations: 4610 after adjustments

Convergence achieved after 63 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.080347	0.026051	3.084254	0.0020
RETURN(-1)	0.043854	0.015214	2.882486	0.0039
RETURN(-3)	-0.046259	0.016301	-2.837871	0.0045
APNEYMATOS	-1.133569	0.169890	-6.672386	0.0000

Variance Equation				
C	0.212807	0.019847	10.72253	0.0000
RESID(-1)^2	0.128479	0.008623	14.89989	0.0000
GARCH(-1)	0.834492	0.010349	80.63121	0.0000

R-squared	0.008967	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.007675	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.185140	Akaike info criterion	4.213296
Sum squared resid	21978.58	Schwarz criterion	4.223068
Log likelihood	-9704.647	Hannan-Quinn criter.	4.216735
F-statistic	6.941283	Durbin-Watson stat	1.928370
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,080347 + 0,043854r_{t-1} - 0,046259r_{t-3} - 1,133569D_{apneymatos} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι αρνητική. Επίσης, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μικρότερο από 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση είναι στατιστικά σημαντική. Συγκεκριμένα, την ημέρα συναλλαγής πριν του Αγίου Πνεύματος η μετοχή της Coca Cola 3E παρουσιάζει αρνητική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, η οποία ισούται με:

$$\frac{-1,133569}{1-0,043854-(-0,046259)} = -1,130849\%$$

Επομένως, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δέκα εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E, συμπεραίνουμε ότι η ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι μια καλή μέρα για αγορά μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας.

Για την εορτή του Δεκαπενταύγουστου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-3} + b_1 D_{aug15} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 02:26
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 28 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.074879	0.025978	2.882396	0.0039
RETURN(-1)	0.043090	0.015057	2.861784	0.0042
RETURN(-3)	-0.045256	0.016212	-2.791471	0.0052
AUG15	1.028283	0.428708	2.398563	0.0165

Variance Equation

C	0.201487	0.019281	10.45030	0.0000
RESID(-1)^2	0.121858	0.008192	14.87517	0.0000
GARCH(-1)	0.842963	0.010000	84.29909	0.0000

R-squared	0.009356	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.008064	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.184712	Akaike info criterion	4.214176
Sum squared resid	21969.96	Schwarz criterion	4.223948
Log likelihood	-9706.675	Hannan-Quinn criter.	4.217615
F-statistic	7.245124	Durbin-Watson stat	1.924474
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,074879 + 0,043090r_{t-1} - 0,045256r_{t-3} + 1,028283D_{aug15} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου είναι θετική. Επίσης,

παρατηρούμε η συγκεκριμένη μέση απόδοση είναι στατιστικά σημαντική , αφού το p-value είναι μικρότερο από 0,05. Συγκεκριμένα, την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου παρουσιάζεται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, η οποία ισούται με:

$$\frac{1,028283}{1-0,043090-(-0,045256)} = 1,026061\%$$

Συνεπώς, για τον Δεκαπενταύγουστο, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δέκα εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών υπάρχει και είναι ισχυρό. Άρα, η ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου είναι στατιστικά μια καλή ημέρα για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας.

Για την εορτή της 28^{ης} Οκτωβρίου

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-3} + b_1 D_{oct28} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 02:36
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 34 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.079500	0.025402	3.129721	0.0017
RETURN(-1)	0.043186	0.015045	2.870350	0.0041
RETURN(-3)	-0.044967	0.016213	-2.773488	0.0055
OCT28	-0.418295	0.671162	-0.623240	0.5331

Variance Equation

C	0.206200	0.019408	10.62426	0.0000
RESID(-1)^2	0.126024	0.008478	14.86506	0.0000
GARCH(-1)	0.838536	0.010128	82.79760	0.0000

R-squared	0.007718	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.006425	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.186516	Akaike info criterion	4.214659
Sum squared resid	22006.27	Schwarz criterion	4.224431
Log likelihood	-9707.788	Hannan-Quinn criter.	4.218098
F-statistic	5.967408	Durbin-Watson stat	1.926398
Prob(F-statistic)	0.000003		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,079500 + 0,043186r_{t-1} - 0,044967r_{t-3} - 0,418295D_{oct28} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε $p\text{-value}=0,5331$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 28^η Οκτωβρίου, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δέκα εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή των Χριστουγέννων

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-3} + b_1 D_{dec25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 02:39
 Sample (adjusted): 7/19/1991 12/31/2009
 Included observations: 4610 after adjustments
 Convergence achieved after 43 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.078371	0.025425	3.082400	0.0021
RETURN(-1)	0.043100	0.015056	2.862705	0.0042
RETURN(-3)	-0.045186	0.016209	-2.787721	0.0053
DEC25	-0.176449	0.433610	-0.406931	0.6841

Variance Equation				
C	0.206335	0.019416	10.62680	0.0000
RESID(-1)^2	0.125979	0.008474	14.86715	0.0000
GARCH(-1)	0.838542	0.010122	82.84396	0.0000

R-squared	0.007979	Mean dependent var	0.047021
Adjusted R-squared	0.006686	S.D. dependent var	2.193574
S.E. of regression	2.186229	Akaike info criterion	4.214868
Sum squared resid	22000.49	Schwarz criterion	4.224640
Log likelihood	-9708.270	Hannan-Quinn criter.	4.218307
F-statistic	6.170315	Durbin-Watson stat	1.925078
Prob(F-statistic)	0.000002		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,078371 + 0,043100r_{t-1} - 0,045186r_{t-3} - 0,176449D_{dec25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε $p\text{-value}=0,6841$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τα Χριστούγεννα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δέκα εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Coca Cola 3E, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

7.5.4 Για τη μετοχή της ΔΕΗ

Είδαμε ότι το καταλληλότερο μοντέλο για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της ΔΕΗ είναι το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1). Με βάση το παραπάνω μοντέλο θα δημιουργήσουμε τα κατάλληλα γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών. Οι εορτές που θα μελετήσουμε είναι εννέα, οπότε θα δημιουργήσουμε εννέα διαφορετικά γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ πριν από κάθε εορτή.

Για την εορτή της Πρωτοχρονιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{jan1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 02:51
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 266 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.071665	0.034743	2.062748	0.0391
RETURN(-1)	0.042008	0.023079	1.820215	0.0687
JAN1	-0.279149	0.712793	-0.391627	0.6953

Variance Equation				
C	0.017718	0.006122	2.894190	0.0038
RESID(-1)^2	0.054533	0.005139	10.61263	0.0000
GARCH(-1)	0.944617	0.005319	177.5774	0.0000

R-squared	-0.000097	Mean dependent var	0.004840
Adjusted R-squared	-0.002604	S.D. dependent var	2.148488
S.E. of regression	2.151284	Akaike info criterion	4.047707
Sum squared resid	9232.902	Schwarz criterion	4.064503
Log likelihood	-4043.731	Hannan-Quinn criter.	4.053874
Durbin-Watson stat	2.024340		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,071665 + 0,042008r_{t-1} - 0,279149D_{jan1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς είναι αρνητική. Ωστόσο, το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως, για τη Πρωτοχρονιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για την απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Καθαρά Δευτέρας

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{kdeytera} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:08
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 63 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.071616	0.034659	2.066310	0.0388
RETURN(-1)	0.041772	0.023116	1.807050	0.0708
KDEYTERA	-0.278556	0.666598	-0.417876	0.6760

Variance Equation				
C	0.018218	0.006244	2.917675	0.0035
RESID(-1)^2	0.055517	0.005217	10.64108	0.0000
GARCH(-1)	0.943604	0.005411	174.3746	0.0000

R-squared	-0.000171	Mean dependent var	0.004840
Adjusted R-squared	-0.002678	S.D. dependent var	2.148488
S.E. of regression	2.151363	Akaike info criterion	4.047744
Sum squared resid	9233.583	Schwarz criterion	4.064539
Log likelihood	-4043.767	Hannan-Quinn criter.	4.053910
Durbin-Watson stat	2.024799		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,071616 + 0,041772r_{t-1} - 0,278556D_{kdeytera} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας είναι αρνητική. Όμως, η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική, αφού p-value=0,6760. Άρα, για την Καθαρά Δευτέρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για την απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 25^{ης} Μαρτίου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{mar25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:10
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 44 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.070837	0.034710	2.040825	0.0413
RETURN(-1)	0.042012	0.023160	1.813982	0.0697
MAR25	-0.065489	0.531937	-0.123113	0.9020
Variance Equation				
C	0.018131	0.006229	2.910752	0.0036
RESID(-1)^2	0.055427	0.005210	10.63876	0.0000
GARCH(-1)	0.943711	0.005400	174.7554	0.0000
R-squared	-0.000491	Mean dependent var		0.004840
Adjusted R-squared	-0.002998	S.D. dependent var		2.148488
S.E. of regression	2.151707	Akaike info criterion		4.047850
Sum squared resid	9236.536	Schwarz criterion		4.064646
Log likelihood	-4043.874	Hannan-Quinn criter.		4.054017
Durbin-Watson stat	2.024425			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,070837 + 0,042012r_{t-1} - 0,065489D_{mar25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,9020, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 25^η Μαρτίου, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για την απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Πάσχα

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{pasxa} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:11
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 56 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.070922	0.034699	2.043938	0.0410
RETURN(-1)	0.041900	0.023114	1.812749	0.0699
PASXA	-0.094603	0.616664	-0.153411	0.8781

Variance Equation				
C	0.018142	0.006231	2.911825	0.0036
RESID(-1)^2	0.055410	0.005207	10.64150	0.0000
GARCH(-1)	0.943722	0.005399	174.7936	0.0000

R-squared	-0.000369	Mean dependent var	0.004840
Adjusted R-squared	-0.002876	S.D. dependent var	2.148488
S.E. of regression	2.151576	Akaike info criterion	4.047844
Sum squared resid	9235.408	Schwarz criterion	4.064640
Log likelihood	-4043.868	Hannan-Quinn criter.	4.054011
Durbin-Watson stat	2.024274		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,070922 + 0,041900r_{t-1} - 0,094603D_{pasxa} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,8781, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για το Πάσχα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για την απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Πρωτομαγιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{may1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:13
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 44 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.071273	0.034720	2.052782	0.0401
RETURN(-1)	0.042025	0.023107	1.818732	0.0690
MAY1	-0.226379	0.593030	-0.381733	0.7027

Variance Equation				
C	0.017908	0.006175	2.900315	0.0037
RESID(-1)^2	0.055040	0.005180	10.62546	0.0000
GARCH(-1)	0.944121	0.005364	176.0040	0.0000

R-squared	-0.000513	Mean dependent var	0.004840
Adjusted R-squared	-0.003020	S.D. dependent var	2.148488
S.E. of regression	2.151731	Akaike info criterion	4.047782
Sum squared resid	9236.740	Schwarz criterion	4.064578
Log likelihood	-4043.806	Hannan-Quinn criter.	4.053949
Durbin-Watson stat	2.024017		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,071273 + 0,042025r_{t-1} - 0,226379D_{may1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι αρνητική. Όμως, το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η παραπάνω μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τη Πρωτομαγιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για την απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Αγίου Πνεύματος

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{apneymatos} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:17
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 42 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.069063	0.034767	1.986470	0.0470
RETURN(-1)	0.041430	0.023129	1.791238	0.0733
APNEYMATOS	0.363185	0.540632	0.671778	0.5017
Variance Equation				
C	0.017671	0.006122	2.886310	0.0039
RESID(-1)^2	0.054718	0.005206	10.51096	0.0000
GARCH(-1)	0.944476	0.005368	175.9562	0.0000
R-squared	-0.000664	Mean dependent var		0.004840
Adjusted R-squared	-0.003172	S.D. dependent var		2.148488
S.E. of regression	2.151893	Akaike info criterion		4.047690
Sum squared resid	9238.137	Schwarz criterion		4.064486
Log likelihood	-4043.714	Hannan-Quinn criter.		4.053857
Durbin-Watson stat	2.022147			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,069063 + 0,041430r_{t-1} + 0,363185D_{apneymatos} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η παραπάνω μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Συνεπώς, για την εορτή του Αγίου Πνεύματος, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για την απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Δεκαπενταύγουστου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{aug15} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:20
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 69 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.071491	0.034666	2.062267	0.0392
RETURN(-1)	0.041755	0.023101	1.807507	0.0707
AUG15	-0.239289	0.981903	-0.243699	0.8075

Variance Equation				
C	0.017994	0.006202	2.901420	0.0037
RESID(-1)^2	0.055309	0.005199	10.63900	0.0000
GARCH(-1)	0.943859	0.005386	175.2409	0.0000

R-squared	-0.000430	Mean dependent var	0.004840
Adjusted R-squared	-0.002937	S.D. dependent var	2.148488
S.E. of regression	2.151641	Akaike info criterion	4.047770
Sum squared resid	9235.972	Schwarz criterion	4.064566
Log likelihood	-4043.794	Hannan-Quinn criter.	4.053937
Durbin-Watson stat	2.023845		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,071491 + 0,041755r_{t-1} - 0,239289D_{aug15} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου είναι αρνητική. Όμως, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τον Δεκαπενταύγουστο, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για την απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 28^{ης} Οκτωβρίου

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{oct28} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:23
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 46 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.070864	0.034681	2.043337	0.0410
RETURN(-1)	0.041935	0.023265	1.802532	0.0715
OCT28	-0.068144	0.450530	-0.151254	0.8798

Variance Equation				
C	0.018168	0.006255	2.904630	0.0037
RESID(-1)^2	0.055436	0.005212	10.63558	0.0000
GARCH(-1)	0.943692	0.005402	174.6959	0.0000

R-squared	-0.000363	Mean dependent var	0.004840
Adjusted R-squared	-0.002870	S.D. dependent var	2.148488
S.E. of regression	2.151569	Akaike info criterion	4.047848
Sum squared resid	9235.354	Schwarz criterion	4.064644
Log likelihood	-4043.872	Hannan-Quinn criter.	4.054015
Durbin-Watson stat	2.024441		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,070864 + 0,041935r_{t-1} - 0,068144D_{oct28} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,8798, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 28^η Οκτωβρίου, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για την απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή των Χριστουγέννων

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{dec25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:26
 Sample (adjusted): 12/17/2001 12/31/2009
 Included observations: 2001 after adjustments
 Convergence achieved after 95 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.069144	0.034664	1.994702	0.0461
RETURN(-1)	0.041847	0.023106	1.811094	0.0701
DEC25	0.317104	0.915980	0.346191	0.7292

Variance Equation				
C	0.017989	0.006170	2.915456	0.0036
RESID(-1)^2	0.055146	0.005185	10.63556	0.0000
GARCH(-1)	0.944012	0.005365	175.9508	0.0000

R-squared	-0.000385	Mean dependent var	0.004840
Adjusted R-squared	-0.002893	S.D. dependent var	2.148488
S.E. of regression	2.151594	Akaike info criterion	4.047654
Sum squared resid	9235.564	Schwarz criterion	4.064450
Log likelihood	-4043.678	Hannan-Quinn criter.	4.053821
Durbin-Watson stat	2.024680		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,069144 + 0,041847r_{t-1} + 0,317104D_{dec25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,7292, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τα Χριστούγεννα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων οχτώ ετών για την απόδοση της μετοχής της ΔΕΗ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

7.5.5 Για τη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος

Γνωρίζουμε ότι το καταλληλότερο μοντέλο για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος είναι το μοντέλο AR(2)-GARCH(1,1). Με βάση το παραπάνω μοντέλο θα δημιουργήσουμε τα κατάλληλα γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών. Οι εορτές που θα μελετήσουμε είναι εννέα, οπότε θα δημιουργήσουμε εννέα διαφορετικά γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος πριν από κάθε εορτή.

Για την εορτή της Πρωτοχρονιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{jan1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:44
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 37 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.024000	0.019345	1.240647	0.2147
RETURN(-1)	0.126210	0.014945	8.444982	0.0000
RETURN(-2)	-0.026254	0.014703	-1.785627	0.0742
JAN1	0.211867	0.612822	0.345723	0.7296

Variance Equation				
C	0.026175	0.002621	9.988126	0.0000
RESID(-1)^2	0.093630	0.004845	19.32497	0.0000
GARCH(-1)	0.905437	0.004213	214.9248	0.0000

R-squared	0.016132	Mean dependent var	0.029544
Adjusted R-squared	0.014945	S.D. dependent var	2.168083
S.E. of regression	2.151822	Akaike info criterion	3.900056
Sum squared resid	23012.78	Schwarz criterion	3.909215
Log likelihood	-9698.289	Hannan-Quinn criter.	3.903267
F-statistic	13.58208	Durbin-Watson stat	2.000098
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,024000 + 0,126210r_{t-1} - 0,026254r_{t-2} + 0,211867D_{jan1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς είναι θετική. Όμως, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την Πρωτοχρονιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της

Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Καθαρά Δευτέρας

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{kdeytera} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:45
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 28 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.023853	0.019341	1.233288	0.2175
RETURN(-1)	0.126227	0.014948	8.444164	0.0000
RETURN(-2)	-0.025943	0.014706	-1.764043	0.0777
KDEYTERA	0.257438	0.334132	0.770469	0.4410

Variance Equation				
C	0.026030	0.002619	9.938087	0.0000
RESID(-1)^2	0.093296	0.004779	19.52240	0.0000
GARCH(-1)	0.905770	0.004121	219.7942	0.0000

R-squared	0.016101	Mean dependent var	0.029544
Adjusted R-squared	0.014913	S.D. dependent var	2.168083
S.E. of regression	2.151856	Akaike info criterion	3.900002
Sum squared resid	23013.50	Schwarz criterion	3.909162
Log likelihood	-9698.155	Hannan-Quinn criter.	3.903213
F-statistic	13.55548	Durbin-Watson stat	1.999151
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,023853 + 0,126227r_{t-1} - 0,025943r_{t-2} + 0,257438D_{kdeytera} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας είναι θετική. Όμως,

παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την Καθαρά Δευτέρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 25^{ης} Μαρτίου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{mar25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:47
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 104 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.023989	0.019388	1.237313	0.2160
RETURN(-1)	0.126378	0.014954	8.450994	0.0000
RETURN(-2)	-0.026203	0.014690	-1.783747	0.0745
MAR25	0.162466	0.481646	0.337314	0.7359

Variance Equation				
C	0.026171	0.002620	9.988790	0.0000
RESID(-1)^2	0.093700	0.004796	19.53717	0.0000
GARCH(-1)	0.905380	0.004126	219.4346	0.0000

R-squared	0.015959	Mean dependent var	0.029544
Adjusted R-squared	0.014771	S.D. dependent var	2.168083
S.E. of regression	2.152011	Akaike info criterion	3.900075
Sum squared resid	23016.83	Schwarz criterion	3.909235
Log likelihood	-9698.337	Hannan-Quinn criter.	3.903286
F-statistic	13.43372	Durbin-Watson stat	2.000012
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,023989 + 0,126378r_{t-1} - 0,026203r_{t-2} + 0,162466D_{mar25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι $p\text{-value}=0,7359$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 25^η Μαρτίου, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Πάσχα

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{pasxa} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:48
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 42 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.024130	0.019327	1.248511	0.2118
RETURN(-1)	0.126077	0.014937	8.440746	0.0000
RETURN(-2)	-0.026222	0.014684	-1.785754	0.0741
PASXA	0.164249	0.395108	0.415705	0.6776
Variance Equation				
C	0.026091	0.002607	10.00641	0.0000
RESID(-1)^2	0.093339	0.004772	19.55918	0.0000
GARCH(-1)	0.905713	0.004116	220.0736	0.0000
R-squared	0.016326	Mean dependent var		0.029544
Adjusted R-squared	0.015139	S.D. dependent var		2.168083
S.E. of regression	2.151610	Akaike info criterion		3.900075
Sum squared resid	23008.24	Schwarz criterion		3.909235
Log likelihood	-9698.338	Hannan-Quinn criter.		3.903287
F-statistic	13.74820	Durbin-Watson stat		1.999654
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,024130 + 0,126077r_{t-1} - 0,026222r_{t-2} + 0,164249D_{pasxa} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα είναι θετική. Όμως, παρατηρούμε ότι $p\text{-value}=0,4368$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για το Πάσχα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Πρωτομαγιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{may1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:50
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 40 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.023293	0.019306	1.206529	0.2276
RETURN(-1)	0.126146	0.014956	8.434237	0.0000
RETURN(-2)	-0.026122	0.014676	-1.779833	0.0751
MAY1	0.373867	0.418828	0.892650	0.3720

Variance Equation

C	0.026195	0.002606	10.05240	0.0000
RESID(-1)^2	0.093658	0.004800	19.51273	0.0000
GARCH(-1)	0.905412	0.004137	218.8502	0.0000

R-squared	0.016577	Mean dependent var	0.029544
Adjusted R-squared	0.015390	S.D. dependent var	2.168083
S.E. of regression	2.151336	Akaike info criterion	3.899887
Sum squared resid	23002.38	Schwarz criterion	3.909047
Log likelihood	-9697.870	Hannan-Quinn criter.	3.903099
F-statistic	13.96266	Durbin-Watson stat	2.000373
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,023293 + 0,126146r_{t-1} - 0,026122r_{t-2} + 0,373867D_{may1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι θετική. Όμως, παρατηρούμε ότι $p\text{-value}=0,3720$, οπότε η παραπάνω μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τη Πρωτομαγιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Αγίου Πνεύματος

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{apneymatos} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:52
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 34 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.023152	0.019510	1.186650	0.2354
RETURN(-1)	0.125940	0.014936	8.432095	0.0000
RETURN(-2)	-0.025863	0.014684	-1.761366	0.0782
APNEYMATOS	0.453351	0.398080	1.138844	0.2548
Variance Equation				
C	0.026194	0.002612	10.02841	0.0000
RESID(-1)^2	0.092931	0.004757	19.53622	0.0000
GARCH(-1)	0.906002	0.004112	220.3387	0.0000
R-squared	0.016167	Mean dependent var		0.029544
Adjusted R-squared	0.014979	S.D. dependent var		2.168083
S.E. of regression	2.151784	Akaike info criterion		3.899812
Sum squared resid	23011.97	Schwarz criterion		3.908972
Log likelihood	-9697.683	Hannan-Quinn criter.		3.903023
F-statistic	13.61159	Durbin-Watson stat		1.998573
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,023152 + 0,125940r_{t-1} - 0,025863r_{t-2} + 0,453351D_{apneymatos} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την εορτή του Αγίου Πνεύματος, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Δεκαπενταύγουστου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{aug15} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:54
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 22 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.024487	0.019713	1.242183	0.2142
RETURN(-1)	0.126233	0.014972	8.431066	0.0000
RETURN(-2)	-0.026242	0.014702	-1.784962	0.0743
AUG15	0.030626	0.184329	0.166151	0.8680
Variance Equation				
C	0.026155	0.002681	9.756139	0.0000
RESID(-1)^2	0.093374	0.004774	19.56014	0.0000
GARCH(-1)	0.905658	0.004126	219.4854	0.0000
R-squared	0.016132	Mean dependent var		0.029544
Adjusted R-squared	0.014945	S.D. dependent var		2.168083
S.E. of regression	2.151822	Akaike info criterion		3.900127
Sum squared resid	23012.78	Schwarz criterion		3.909287
Log likelihood	-9698.467	Hannan-Quinn criter.		3.903339
F-statistic	13.58210	Durbin-Watson stat		1.999446
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,024487 + 0,126233r_{t-1} - 0,026242r_{t-2} + 0,030626D_{aug15} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τον Δεκαπενταύγουστο, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 28^{ης} Οκτωβρίου

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{oct28} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:55
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 88 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.025123	0.019315	1.300684	0.1934
RETURN(-1)	0.126349	0.014946	8.453416	0.0000
RETURN(-2)	-0.026318	0.014684	-1.792344	0.0731
OCT28	-0.107665	0.607510	-0.177223	0.8593

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.026190	0.002611	10.02981	0.0000
RESID(-1)^2	0.093578	0.004782	19.56755	0.0000
GARCH(-1)	0.905476	0.004123	219.6417	0.0000

R-squared	0.016004	Mean dependent var	0.029544
Adjusted R-squared	0.014816	S.D. dependent var	2.168083
S.E. of regression	2.151962	Akaike info criterion	3.900102
Sum squared resid	23015.78	Schwarz criterion	3.909261
Log likelihood	-9698.403	Hannan-Quinn criter.	3.903313
F-statistic	13.47229	Durbin-Watson stat	1.999607
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,025123 + 0,126349r_{t-1} - 0,026318r_{t-2} - 0,107665D_{oct28} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου είναι αρνητική. Όμως, παρατηρούμε p-value=0,8593, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 28^η Οκτωβρίου, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή των Χριστουγέννων

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + b_1 D_{dec25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 03:57
 Sample (adjusted): 1/05/1990 12/31/2009
 Included observations: 4977 after adjustments
 Convergence achieved after 25 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.024111	0.019322	1.247881	0.2121
RETURN(-1)	0.126388	0.014946	8.456467	0.0000
RETURN(-2)	-0.026148	0.014682	-1.780938	0.0749
DEC25	0.149242	0.323463	0.461389	0.6445
Variance Equation				
C	0.026121	0.002607	10.02033	0.0000
RESID(-1)^2	0.093413	0.004775	19.56162	0.0000
GARCH(-1)	0.905642	0.004118	219.9439	0.0000
R-squared	0.016212	Mean dependent var		0.029544
Adjusted R-squared	0.015025	S.D. dependent var		2.168083
S.E. of regression	2.151734	Akaike info criterion		3.900082
Sum squared resid	23010.90	Schwarz criterion		3.909241
Log likelihood	-9698.353	Hannan-Quinn criter.		3.903293
F-statistic	13.65065	Durbin-Watson stat		1.999883
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,024111 + 0,126388r_{t-1} - 0,026148r_{t-2} + 0,149242D_{dec25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε $p\text{-value}=0,6445$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τα Χριστούγεννα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων είκοσι ετών για την απόδοση της μετοχής της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

7.5.6 Για τη μετοχή της Marfin Investment Group

Είδαμε ότι το καταλληλότερο μοντέλο για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της Marfin Investment Group είναι το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1). Με βάση το παραπάνω μοντέλο θα δημιουργήσουμε τα κατάλληλα γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών. Οι εορτές που θα μελετήσουμε είναι εννέα, οπότε θα δημιουργήσουμε εννέα διαφορετικά γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group πριν από κάθε εορτή.

Για την εορτή της Πρωτοχρονιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{jan1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 04:05
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 344 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.013402	0.041768	-0.320874	0.7483
RETURN(-1)	0.071743	0.022935	3.128090	0.0018
JAN1	-0.142431	2.770346	-0.051413	0.9590
Variance Equation				
C	0.108861	0.006215	17.51482	0.0000
RESID(-1)^2	0.118639	0.006234	19.03237	0.0000
GARCH(-1)	0.888180	0.003526	251.8897	0.0000
R-squared	0.018157	Mean dependent var	-0.046822	
Adjusted R-squared	0.015852	S.D. dependent var	3.099869	
S.E. of regression	3.075200	Akaike info criterion	4.681788	
Sum squared resid	20143.10	Schwarz criterion	4.697705	
Log likelihood	-4994.149	Hannan-Quinn criter.	4.687613	
F-statistic	7.878046	Durbin-Watson stat	1.817698	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = -0,013402 + 0,071743r_{t-1} - 0,142431D_{jan1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς είναι αρνητική. Ωστόσο, το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως, για τη Πρωτοχρονιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Καθαρά Δευτέρας

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{kdeytera} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 04:08
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 137 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.017410	0.041748	-0.417019	0.6767
RETURN(-1)	0.073369	0.022931	3.199574	0.0014
KDEYTERA	1.408873	1.464848	0.961788	0.3362

Variance Equation				
C	0.109307	0.006215	17.58845	0.0000
RESID(-1)^2	0.118836	0.006243	19.03394	0.0000
GARCH(-1)	0.887954	0.003534	251.2735	0.0000

R-squared	0.017994	Mean dependent var	-0.046822
Adjusted R-squared	0.015688	S.D. dependent var	3.099869
S.E. of regression	3.075456	Akaike info criterion	4.680675
Sum squared resid	20146.46	Schwarz criterion	4.696593
Log likelihood	-4992.961	Hannan-Quinn criter.	4.686500
F-statistic	7.805709	Durbin-Watson stat	1.821161
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = -0,017410 + 0,073369r_{t-1} + 1,408873D_{kdeytera} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας είναι θετική. Όμως, η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική, αφού p-value=0,3362. Άρα, για την Καθαρά Δευτέρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 25^{ης} Μαρτίου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{mar25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 04:10
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 38 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.014793	0.042140	-0.351049	0.7256
RETURN(-1)	0.069495	0.022949	3.028215	0.0025
MAR25	1.444121	0.510518	2.828737	0.0047

Variance Equation				
C	0.104193	0.006286	16.57517	0.0000
RESID(-1)^2	0.121338	0.006311	19.22549	0.0000
GARCH(-1)	0.887308	0.003489	254.2997	0.0000

R-squared	0.017210	Mean dependent var	-0.046822
Adjusted R-squared	0.014903	S.D. dependent var	3.099869
S.E. of regression	3.076682	Akaike info criterion	4.681366
Sum squared resid	20162.53	Schwarz criterion	4.697284
Log likelihood	-4993.699	Hannan-Quinn criter.	4.687191
F-statistic	7.460064	Durbin-Watson stat	1.818488
Prob(F-statistic)	0.000001		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = -0,014793 + 0,069495r_{t-1} + 1,444121D_{mar25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου είναι θετική. Επίσης, παρατηρούμε ότι p-value=0,0047, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση είναι στατιστικά σημαντική. Συγκεκριμένα, την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, η οποία ισούται με:

$$\frac{1,444121}{1-0,069495} = 1,551976\%$$

Επομένως, για την 25^η Μαρτίου, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών, υπάρχει και είναι ισχυρό. Άρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group, η ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου είναι μια κατάλληλη μέρα για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας.

Για την εορτή του Πάσχα

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{pasxa} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 04:20
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 48 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.021782	0.040827	-0.533522	0.5937
RETURN(-1)	0.069428	0.022845	3.039134	0.0024
PASXA	2.036939	0.412936	4.932818	0.0000

Variance Equation				
C	0.100378	0.006120	16.40033	0.0000
RESID(-1)^2	0.124207	0.006958	17.85063	0.0000
GARCH(-1)	0.886116	0.003806	232.7996	0.0000

R-squared	0.017452	Mean dependent var	-0.046822
Adjusted R-squared	0.015145	S.D. dependent var	3.099869
S.E. of regression	3.076305	Akaike info criterion	4.678882
Sum squared resid	20157.58	Schwarz criterion	4.694799
Log likelihood	-4991.046	Hannan-Quinn criter.	4.684707
F-statistic	7.566498	Durbin-Watson stat	1.811510
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = -0,021782 + 0,069428r_{t-1} + 2,036939D_{pasxa} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα είναι θετική. Επίσης, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση είναι στατιστικά σημαντική. Συγκεκριμένα, την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, η οποία ισούται με:

$$\frac{2,036939}{1-0,069428} = 2,188911\%$$

Επομένως, για το Πάσχα, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών, υπάρχει και είναι ισχυρό. Άρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group, η ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα είναι μια καλή ημέρα για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας.

Για την εορτή της Πρωτομαγιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{may1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 04:30
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 42 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.016276	0.041930	-0.388180	0.6979
RETURN(-1)	0.070794	0.022999	3.078158	0.0021
MAY1	0.544967	0.459323	1.186455	0.2354
Variance Equation				
C	0.109519	0.006230	17.57888	0.0000
RESID(-1)^2	0.118707	0.006260	18.96219	0.0000
GARCH(-1)	0.887993	0.003541	250.7648	0.0000
R-squared	0.017895	Mean dependent var	-0.046822	
Adjusted R-squared	0.015589	S.D. dependent var	3.099869	
S.E. of regression	3.075611	Akaike info criterion	4.681488	
Sum squared resid	20148.49	Schwarz criterion	4.697406	
Log likelihood	-4993.830	Hannan-Quinn criter.	4.687314	
F-statistic	7.762014	Durbin-Watson stat	1.814757	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = -0,016276 + 0,070794r_{t-1} + 0,544967D_{may1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι θετική. Όμως, το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η παραπάνω μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τη Πρωτομαγιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Αγίου Πνεύματος

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{apneymatos} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 04:33
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 123 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.015731	0.041916	-0.375295	0.7074
RETURN(-1)	0.071909	0.022947	3.133709	0.0017
APNEYMATOS	0.358628	2.029323	0.176723	0.8597
Variance Equation				
C	0.108543	0.006293	17.24754	0.0000
RESID(-1)^2	0.118628	0.006249	18.98291	0.0000
GARCH(-1)	0.888255	0.003545	250.5974	0.0000
R-squared	0.018271	Mean dependent var		-0.046822
Adjusted R-squared	0.015966	S.D. dependent var		3.099869
S.E. of regression	3.075022	Akaike info criterion		4.681670
Sum squared resid	20140.77	Schwarz criterion		4.697587
Log likelihood	-4994.023	Hannan-Quinn criter.		4.687495
F-statistic	7.928259	Durbin-Watson stat		1.817302
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = -0,015731 + 0,071909r_{t-1} + 0,358628D_{apneymatos} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η παραπάνω μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Συνεπώς, για την εορτή του Αγίου Πνεύματος, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Δεκαπενταύγουστου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{aug15} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 04:34
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 227 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.014234	0.042638	-0.333825	0.7385
RETURN(-1)	0.071690	0.022978	3.119925	0.0018
AUG15	0.034665	2.105915	0.016461	0.9869

Variance Equation

C	0.108812	0.006232	17.45995	0.0000
RESID(-1)^2	0.118693	0.006232	19.04653	0.0000
GARCH(-1)	0.888160	0.003525	251.9613	0.0000

R-squared	0.018127	Mean dependent var	-0.046822
Adjusted R-squared	0.015822	S.D. dependent var	3.099869
S.E. of regression	3.075248	Akaike info criterion	4.681809
Sum squared resid	20143.73	Schwarz criterion	4.697726
Log likelihood	-4994.172	Hannan-Quinn criter.	4.687634
F-statistic	7.864614	Durbin-Watson stat	1.817499
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = -0,014234 + 0,071690r_{t-1} + 0,034665D_{aug15} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου είναι θετική. Όμως, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τον Δεκαπενταύγουστο, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 28^{ης} Οκτωβρίου

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{oct28} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 04:36
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 227 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.011640	0.041762	-0.278720	0.7805
RETURN(-1)	0.070952	0.022948	3.091822	0.0020
OCT28	-0.397922	0.837887	-0.474911	0.6349

Variance Equation				
C	0.108890	0.006210	17.53360	0.0000
RESID(-1)^2	0.118737	0.006236	19.04069	0.0000
GARCH(-1)	0.888099	0.003525	251.9487	0.0000

R-squared	0.018133	Mean dependent var	-0.046822
Adjusted R-squared	0.015828	S.D. dependent var	3.099869
S.E. of regression	3.075238	Akaike info criterion	4.681550
Sum squared resid	20143.60	Schwarz criterion	4.697468
Log likelihood	-4993.896	Hannan-Quinn criter.	4.687376
F-statistic	7.867269	Durbin-Watson stat	1.816077
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = -0,011640 + 0,070952r_{t-1} - 0,397922D_{oct28} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι $p\text{-value}=0,6349$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 28^η Οκτωβρίου, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή των Χριστουγέννων

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{dec25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 04:44
 Sample (adjusted): 5/30/2001 12/31/2009
 Included observations: 2136 after adjustments
 Convergence achieved after 51 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.019199	0.041991	-0.457220	0.6475
RETURN(-1)	0.073364	0.023807	3.081606	0.0021
DEC25	1.242167	0.364847	3.404622	0.0007

Variance Equation				
C	0.108980	0.006364	17.12316	0.0000
RESID(-1)^2	0.115430	0.006468	17.84696	0.0000
GARCH(-1)	0.890020	0.003694	240.9670	0.0000

R-squared	0.019752	Mean dependent var	-0.046822
Adjusted R-squared	0.017451	S.D. dependent var	3.099869
S.E. of regression	3.072702	Akaike info criterion	4.679870
Sum squared resid	20110.39	Schwarz criterion	4.695788
Log likelihood	-4992.101	Hannan-Quinn criter.	4.685695
F-statistic	8.583791	Durbin-Watson stat	1.820228
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = -0,019199 + 0,073364r_{t-1} + 1,242167D_{dec25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων είναι θετική. Επίσης, παρατηρούμε ότι $p\text{-value}=0,0007$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση είναι στατιστικά σημαντική. Συγκεκριμένα, την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, η οποία ισούται με:

$$\frac{1,242167}{1-0,073364} = 1,340512\%$$

Συνεπώς, για τα Χριστούγεννα, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών υπάρχει και είναι ισχυρό. Άρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής της Marfin Investment Group, η ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων είναι μια καλή ημέρα για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας.

7.5.7 Για τη μετοχή του ΟΠΑΠ

Είδαμε ότι το καταλληλότερο μοντέλο για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής του ΟΠΑΠ είναι το μοντέλο GARCH(1,1). Με βάση το παραπάνω μοντέλο θα δημιουργήσουμε τα κατάλληλα γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών. Οι εορτές που θα μελετήσουμε είναι εννέα, οπότε θα δημιουργήσουμε εννέα διαφορετικά γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ πριν από κάθε εορτή.

Για την εορτή της Πρωτοχρονιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + b_1 D_{jan1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 05:03
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 22 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.056091	0.036802	1.524139	0.1275
JAN1	0.015356	0.620016	0.024768	0.9802
Variance Equation				
C	0.066926	0.014027	4.771396	0.0000
RESID(-1)^2	0.066724	0.006576	10.14595	0.0000
GARCH(-1)	0.917201	0.007950	115.3671	0.0000
R-squared	-0.000027	Mean dependent var		0.048247
Adjusted R-squared	-0.001880	S.D. dependent var		1.933461
S.E. of regression	1.935278	Akaike info criterion		4.036071
Sum squared resid	8086.104	Schwarz criterion		4.049194
Log likelihood	-4362.029	Hannan-Quinn criter.		4.040870
Durbin-Watson stat	2.069613			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,056091 + 0,015356D_{jan1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς είναι θετική. Ωστόσο, το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως, για τη Πρωτοχρονιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Καθαρά Δευτέρας

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + b_1D_{kdeytera} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 05:04
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.058478	0.036793	1.589384	0.1120
KDEYTERA	-0.750232	0.580335	-1.292756	0.1961

Variance Equation				
C	0.066963	0.014016	4.777670	0.0000
RESID(-1)^2	0.066860	0.006568	10.17908	0.0000
GARCH(-1)	0.917059	0.007961	115.1950	0.0000

R-squared	0.000471	Mean dependent var	0.048247
Adjusted R-squared	-0.001381	S.D. dependent var	1.933461
S.E. of regression	1.934796	Akaike info criterion	4.035376
Sum squared resid	8082.077	Schwarz criterion	4.048499
Log likelihood	-4361.277	Hannan-Quinn criter.	4.040176
F-statistic	0.254115	Durbin-Watson stat	2.070942
Prob(F-statistic)	0.907255		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,058478 - 0,750232D_{kdeytera} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρής Δευτέρας είναι αρνητική. Όμως, η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική, αφού p-value=0,1961. Άρα, για την Καθαρά Δευτέρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 25^{ης} Μαρτίου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + b_1D_{mar25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 05:06
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 158 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.055573	0.036851	1.508066	0.1315
MAR25	0.179884	0.920356	0.195450	0.8450
Variance Equation				
C	0.066780	0.014000	4.770065	0.0000
RESID(-1)^2	0.066667	0.006568	10.14978	0.0000
GARCH(-1)	0.917295	0.007942	115.4931	0.0000
R-squared	0.000006	Mean dependent var		0.048247
Adjusted R-squared	-0.001847	S.D. dependent var		1.933461
S.E. of regression	1.935246	Akaike info criterion		4.036037
Sum squared resid	8085.834	Schwarz criterion		4.049160
Log likelihood	-4361.992	Hannan-Quinn criter.		4.040837
F-statistic	0.003206	Durbin-Watson stat		2.069519
Prob(F-statistic)	0.999980			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,055573 + 0,179884D_{mar25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τη 25^η Μαρτίου, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Πάσχα

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + b_1D_{pasxa} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 05/27/10 Time: 05:10
Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
Included observations: 2164 after adjustments
Convergence achieved after 17 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.056389	0.036978	1.524942	0.1273
PASXA	-0.081752	0.428345	-0.190857	0.8486

Variance Equation				
C	0.066738	0.013991	4.770011	0.0000
RESID(-1)^2	0.066629	0.006557	10.16100	0.0000
GARCH(-1)	0.917342	0.007928	115.7158	0.0000

R-squared	-0.000058	Mean dependent var	0.048247
Adjusted R-squared	-0.001911	S.D. dependent var	1.933461
S.E. of regression	1.935308	Akaike info criterion	4.036064
Sum squared resid	8086.352	Schwarz criterion	4.049187
Log likelihood	-4362.021	Hannan-Quinn criter.	4.040863
Durbin-Watson stat	2.069765		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,056389 - 0,081752D_{pasxa} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα είναι αρνητική. Όμως, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως, για το Πάσχα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται.

Για την εορτή της Πρωτομαγιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + b_1D_{may1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 05:12
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.058427	0.037013	1.578577	0.1144
MAY1	-0.618330	0.484487	-1.276257	0.2019

Variance Equation				
C	0.066366	0.013931	4.763996	0.0000
RESID(-1)^2	0.066903	0.006562	10.19580	0.0000
GARCH(-1)	0.917234	0.007917	115.8541	0.0000

R-squared	-0.000453	Mean dependent var	0.048247
Adjusted R-squared	-0.002307	S.D. dependent var	1.933461
S.E. of regression	1.935690	Akaike info criterion	4.035540
Sum squared resid	8089.547	Schwarz criterion	4.048664
Log likelihood	-4361.455	Hannan-Quinn criter.	4.040340
Durbin-Watson stat	2.069088		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,058427 - 0,618330D_{may1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι αρνητική. Όμως, το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η παραπάνω μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τη Πρωτομαγιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Αγίου Πνεύματος

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + b_1D_{apneymatos} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 05:14
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.054535	0.036830	1.480728	0.1387
APNEYMATOS	0.485176	0.429469	1.129710	0.2586
Variance Equation				
C	0.067091	0.014131	4.747758	0.0000
RESID(-1)^2	0.066470	0.006685	9.942804	0.0000
GARCH(-1)	0.917356	0.008060	113.8218	0.0000
R-squared	0.001357	Mean dependent var		0.048247
Adjusted R-squared	-0.000493	S.D. dependent var		1.933461
S.E. of regression	1.933938	Akaike info criterion		4.035814
Sum squared resid	8074.912	Schwarz criterion		4.048937
Log likelihood	-4361.750	Hannan-Quinn criter.		4.040613
F-statistic	0.733281	Durbin-Watson stat		2.067965
Prob(F-statistic)	0.569185			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,054535 + 0,485176D_{apneymatos} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η παραπάνω μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Συνεπώς, για την εορτή του Αγίου Πνεύματος, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Δεκαπενταύγουστου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + b_1D_{aug15} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 05:16
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 18 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.054961	0.037261	1.475015	0.1402
AUG15	0.228094	0.434681	0.524738	0.5998

Variance Equation				
C	0.067210	0.014146	4.751353	0.0000
RESID(-1)^2	0.066508	0.006569	10.12450	0.0000
GARCH(-1)	0.917301	0.008021	114.3677	0.0000

R-squared	0.000325	Mean dependent var	0.048247
Adjusted R-squared	-0.001527	S.D. dependent var	1.933461
S.E. of regression	1.934937	Akaike info criterion	4.035988
Sum squared resid	8083.251	Schwarz criterion	4.049111
Log likelihood	-4361.939	Hannan-Quinn criter.	4.040787
F-statistic	0.175679	Durbin-Watson stat	2.069159
Prob(F-statistic)	0.950968		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,054961 + 0,228094D_{aug15} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου είναι θετική. Όμως, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τον Δεκαπενταύγουστο, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 28^{ης} Οκτωβρίου

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + b_1D_{oct28} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 05:16
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 23 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.057505	0.036882	1.559185	0.1190
OCT28	-0.264288	0.567547	-0.465667	0.6415

Variance Equation				
C	0.067277	0.014126	4.762696	0.0000
RESID(-1)^2	0.067082	0.006621	10.13111	0.0000
GARCH(-1)	0.916776	0.008002	114.5732	0.0000

R-squared	0.000241	Mean dependent var	0.048247
Adjusted R-squared	-0.001611	S.D. dependent var	1.933461
S.E. of regression	1.935018	Akaike info criterion	4.035954
Sum squared resid	8083.932	Schwarz criterion	4.049077
Log likelihood	-4361.902	Hannan-Quinn criter.	4.040753
F-statistic	0.130230	Durbin-Watson stat	2.069363
Prob(F-statistic)	0.971415		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,057505 - 0,264288D_{oct28} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,6415, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 28^η Οκτωβρίου, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή των Χριστουγέννων

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + b_1D_{dec25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/27/10 Time: 05:20
 Sample (adjusted): 4/27/2001 12/31/2009
 Included observations: 2164 after adjustments
 Convergence achieved after 57 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.055698	0.036776	1.514524	0.1299
DEC25	0.122460	0.890754	0.137479	0.8907

Variance Equation				
C	0.066990	0.014038	4.772215	0.0000
RESID(-1)^2	0.066721	0.006568	10.15863	0.0000
GARCH(-1)	0.917182	0.007950	115.3620	0.0000

R-squared	0.000011	Mean dependent var	0.048247
Adjusted R-squared	-0.001841	S.D. dependent var	1.933461
S.E. of regression	1.935240	Akaike info criterion	4.036050
Sum squared resid	8085.790	Schwarz criterion	4.049173
Log likelihood	-4362.006	Hannan-Quinn criter.	4.040849
F-statistic	0.006168	Durbin-Watson stat	2.069809
Prob(F-statistic)	0.999924		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,055698 + 0,122460D_{dec25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι $p\text{-value}=0,8907$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Συνεπώς, για τα Χριστούγεννα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων εννέα ετών για την απόδοση της μετοχής του ΟΠΑΠ, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται.

7.5.8 Για τη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς

Είδαμε ότι το καταλληλότερο μοντέλο για τη μελέτη της συμπεριφοράς των αποδόσεων της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς είναι το μοντέλο AR(1)-GARCH(1,1). Με βάση το παραπάνω μοντέλο θα δημιουργήσουμε τα κατάλληλα γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών. Οι εορτές που θα μελετήσουμε είναι εννέα, οπότε θα δημιουργήσουμε εννέα διαφορετικά γραμμικά μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς πριν από κάθε εορτή.

Για την εορτή της Πρωτοχρονιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{jan1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 04:36
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 38 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.073825	0.023269	3.172605	0.0015
RETURN(-1)	0.135943	0.017745	7.660852	0.0000
JAN1	0.299957	0.491527	0.610255	0.5417
Variance Equation				
C	0.009102	0.001945	4.678793	0.0000
RESID(-1)^2	0.106327	0.005771	18.42589	0.0000
GARCH(-1)	0.904364	0.004379	206.5025	0.0000
R-squared	0.015208	Mean dependent var		0.011292
Adjusted R-squared	0.013687	S.D. dependent var		2.293237
S.E. of regression	2.277489	Akaike info criterion		4.076590
Sum squared resid	16784.99	Schwarz criterion		4.087849
Log likelihood	-6602.152	Hannan-Quinn criter.		4.080624
F-statistic	9.994845	Durbin-Watson stat		2.016955
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,073825 + 0,135943r_{t-1} + 0,299957D_{jan1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τη Πρωτοχρονιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των

τελευταίων δεκατριών ετών για την απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται.

Για την εορτή της Καθαρά Δευτέρας

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{kdeytera} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 04:38
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.075265	0.023199	3.244376	0.0012
RETURN(-1)	0.136529	0.017707	7.710255	0.0000
KDEYTERA	-0.187973	0.380851	-0.493560	0.6216
Variance Equation				
C	0.009012	0.002031	4.437086	0.0000
RESID(-1)^2	0.106165	0.005766	18.41332	0.0000
GARCH(-1)	0.904530	0.004376	206.7234	0.0000
R-squared	0.015268	Mean dependent var		0.011292
Adjusted R-squared	0.013747	S.D. dependent var		2.293237
S.E. of regression	2.277420	Akaike info criterion		4.076681
Sum squared resid	16783.97	Schwarz criterion		4.087940
Log likelihood	-6602.300	Hannan-Quinn criter.		4.080715
F-statistic	10.03490	Durbin-Watson stat		2.018206
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,075265 + 0,136529r_{t-1} - 0,187973D_{kdeytera} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας είναι αρνητική. Όμως, η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική, αφού p-value=0,6216. Άρα, για την Καθαρά Δευτέρα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων

δεκατριών ετών για την απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 25^{ης} Μαρτίου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{mar25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 04:40
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 124 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.074148	0.023229	3.192041	0.0014
RETURN(-1)	0.136262	0.017724	7.687824	0.0000
MAR25	0.226265	0.891799	0.253717	0.7997

Variance Equation				
C	0.009124	0.001947	4.687359	0.0000
RESID(-1)^2	0.106564	0.005770	18.46720	0.0000
GARCH(-1)	0.904162	0.004378	206.5158	0.0000

R-squared	0.014833	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.013311	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.277923	Akaike info criterion	4.076653
Sum squared resid	16791.38	Schwarz criterion	4.087913
Log likelihood	-6602.255	Hannan-Quinn criter.	4.080688
F-statistic	9.744737	Durbin-Watson stat	2.017265
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,074148 + 0,136262r_{t-1} + 0,226265D_{mar25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 25^{ης} Μαρτίου είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,7997, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 25^η Μαρτίου, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δεκατριών

ετών για την απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή του Πάσχα

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{pasxa} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 04:42
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 24 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.072720	0.023289	3.122534	0.0018
RETURN(-1)	0.135496	0.017747	7.634855	0.0000
PASXA	0.517484	0.314639	1.644692	0.1000
Variance Equation				
C	0.009101	0.001942	4.685612	0.0000
RESID(-1)^2	0.105677	0.005755	18.36256	0.0000
GARCH(-1)	0.904866	0.004380	206.6137	0.0000
R-squared	0.016431	Mean dependent var		0.011292
Adjusted R-squared	0.014912	S.D. dependent var		2.293237
S.E. of regression	2.276075	Akaike info criterion		4.076152
Sum squared resid	16764.15	Schwarz criterion		4.087412
Log likelihood	-6601.443	Hannan-Quinn criter.		4.080186
F-statistic	10.81199	Durbin-Watson stat		2.016790
Prob(F-statistic)	0.000000			

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,072720 + 0,135496r_{t-1} + 0,517484D_{pasxa} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,1000, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για το Πάσχα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δεκατριών ετών για

την απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της Πρωτομαγιάς

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{may1} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 04:45
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 89 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.074339	0.023240	3.198750	0.0014
RETURN(-1)	0.136426	0.017720	7.699203	0.0000
MAY1	0.149173	0.601650	0.247940	0.8042

Variance Equation				
C	0.009112	0.001944	4.686179	0.0000
RESID(-1)^2	0.106288	0.005766	18.43514	0.0000
GARCH(-1)	0.904385	0.004380	206.4860	0.0000

R-squared	0.015294	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.013773	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.277390	Akaike info criterion	4.076718
Sum squared resid	16783.53	Schwarz criterion	4.087978
Log likelihood	-6602.360	Hannan-Quinn criter.	4.080752
F-statistic	10.05226	Durbin-Watson stat	2.017638
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,074339 + 0,136426r_{t-1} + 0,149173D_{may1} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι p-value=0,8042, οπότε η παραπάνω μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τη Πρωτομαγιά, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δεκαετιών

ετών για την απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται.

Για την εορτή του Αγίου Πνεύματος

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{apneymatos} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 04:46
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 29 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.074430	0.023359	3.186390	0.0014
RETURN(-1)	0.136357	0.017757	7.679165	0.0000
APNEYMATOS	0.102855	0.410068	0.250826	0.8019

Variance Equation				
C	0.009125	0.001948	4.685032	0.0000
RESID(-1)^2	0.106555	0.005776	18.44692	0.0000
GARCH(-1)	0.904165	0.004387	206.0962	0.0000

R-squared	0.015039	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.013517	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.277685	Akaike info criterion	4.076741
Sum squared resid	16787.87	Schwarz criterion	4.088001
Log likelihood	-6602.397	Hannan-Quinn criter.	4.080775
F-statistic	9.882095	Durbin-Watson stat	2.017021
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,074430 + 0,136357r_{t-1} + 0,102855D_{apneymatos} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο του 0,05, οπότε η παραπάνω μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Συνεπώς, για την εορτή του Αγίου

Πνεύματος, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δεκατριών ετών για την απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται.

Για την εορτή του Δεκαπενταύγουστου

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{aug15} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 04:51
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 24 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.073976	0.023370	3.165426	0.0015
RETURN(-1)	0.136485	0.017726	7.699707	0.0000
AUG15	0.156161	0.270612	0.577065	0.5639

Variance Equation				
C	0.009195	0.001965	4.678387	0.0000
RESID(-1)^2	0.106563	0.005776	18.44901	0.0000
GARCH(-1)	0.904135	0.004379	206.4684	0.0000

R-squared	0.015347	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.013826	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.277329	Akaike info criterion	4.076680
Sum squared resid	16782.63	Schwarz criterion	4.087939
Log likelihood	-6602.298	Hannan-Quinn criter.	4.080714
F-statistic	10.08735	Durbin-Watson stat	2.017217
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,073976 + 0,136485r_{t-1} + 0,156161D_{aug15} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε ότι το p-value είναι μεγαλύτερο από 0,05, οπότε η συγκεκριμένη μέση

απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τον Δεκαπενταύγουστο, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δεκατριών ετών για την απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς, απορρίπτουμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή της 28^{ης} Οκτωβρίου

Για να εξετάσουμε τη συμπεριφορά της απόδοσης της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{oct28} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 04:52
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 26 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.075409	0.023213	3.248604	0.0012
RETURN(-1)	0.136237	0.017706	7.694405	0.0000
OCT28	-0.363350	0.454072	-0.800204	0.4236

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.009114	0.001946	4.683109	0.0000
RESID(-1)^2	0.106273	0.005768	18.42478	0.0000
GARCH(-1)	0.904392	0.004382	206.3656	0.0000

R-squared	0.014754	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.013232	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.278015	Akaike info criterion	4.076559
Sum squared resid	16792.74	Schwarz criterion	4.087819
Log likelihood	-6602.102	Hannan-Quinn criter.	4.080593
F-statistic	9.691776	Durbin-Watson stat	2.016241
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,075409 + 0,136237r_{t-1} - 0,363350D_{oct28} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου είναι αρνητική. Ωστόσο, παρατηρούμε

ότι $p\text{-value}=0,4236$, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για την 28^η Οκτωβρίου, σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δεκατριών ετών για την απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς, δεν μπορούμε να δεχτούμε την ύπαρξη του φαινομένου της παραμονής των εορτών.

Για την εορτή των Χριστουγέννων

Για να εξετάσουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων, θα δημιουργήσουμε το ακόλουθο μοντέλο:

$$R_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + b_1 D_{dec25} + e_t$$

Δημιουργούμε το μοντέλο και παίρνουμε:

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 06/24/10 Time: 04:54
 Sample (adjusted): 1/07/1997 12/31/2009
 Included observations: 3242 after adjustments
 Convergence achieved after 35 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.073471	0.023243	3.160967	0.0016
RETURN(-1)	0.136261	0.017710	7.694130	0.0000
DEC25	0.483635	0.432146	1.119149	0.2631

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.009200	0.001962	4.688509	0.0000
RESID(-1)^2	0.107451	0.005825	18.44547	0.0000
GARCH(-1)	0.903432	0.004410	204.8629	0.0000

R-squared	0.015249	Mean dependent var	0.011292
Adjusted R-squared	0.013727	S.D. dependent var	2.293237
S.E. of regression	2.277443	Akaike info criterion	4.076251
Sum squared resid	16784.31	Schwarz criterion	4.087511
Log likelihood	-6601.604	Hannan-Quinn criter.	4.080286
F-statistic	10.02169	Durbin-Watson stat	2.017973
Prob(F-statistic)	0.000000		

Το μοντέλο μας για το μέσο είναι το εξής:

$$R_t = 0,073471 + 0,136261r_{t-1} + 0,483635D_{dec25} + e_t$$

Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων είναι θετική. Ωστόσο, παρατηρούμε p -

value=0,2631, οπότε η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, για τα Χριστούγεννα, με βάση τα στατιστικά στοιχεία των τελευταίων δεκαετιών για την απόδοση της μετοχής της Τράπεζας Πειραιώς, συμπεραίνουμε ότι το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 8 : ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΑΣ

Στη συγκεκριμένη ενότητα παρουσιάζονται τα συμπεράσματα που προκύπτουν από την ερευνα που πραγματοποιήθηκε για τις μέσες αποδόσεις του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και των υπολοίπων επτά μετοχών (Alpha Bank, Coca Cola 3E, ΔΕΗ, Εθνική Τράπεζα της Ελλάδος, Marfin Investment Group, ΟΠΑΠ, Τράπεζα Πειραιώς), σχετικά με τα τέσσερα βασικά φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών. Πιο συγκεκριμένα, τα συμπεράσματα που παρουσιάζονται είναι κατηγοριοποιημένα με βάση τα Γενικά στατιστικά στοιχεία, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος, το φαινόμενο του Ιανουαρίου, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα και το φαινόμενο της ημέρας που προηγείται αργίας. Τα συμπεράσματα που ακολουθούν προέρχονται από αναλυτική μελέτη της συμπεριφοράς της απόδοσης του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ και των υπολοίπων μετοχών από τη στιγμή που εισήχθησαν στο ΧΑΑ μέχρι και το έτος 2009 πάνω στα τέσσερα βασικά φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών.

8.1 Συμπεράσματα σχετικά με τα Γενικά στατιστικά στοιχεία

Τα Γενικά στατιστικά στοιχεία της έρευνας, περιλαμβάνουν τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς, καθώς και τη μελέτη των αποδόσεων ως προς την κατανομή τους και το μοντέλο παλινδρόμησής τους. Τα συμπεράσματα της έρευνας, όσον αφορά τα Γενικά στατιστικά στοιχεία είναι τα ακόλουθα:

1. Σύμφωνα με το τεστ Jarque-Bera, οι αποδόσεις τόσο του Γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ όσο και των υπολοίπων μετοχών δεν είναι κανονικά κατανεμημένες.
2. Με βάση τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς, οι παραπάνω αποδόσεις δεν είναι συμμετρικά κατανεμημένες και παρουσιάζουν υπερβάλλουσα κύρτωση. Στον παρακάτω πίνακα, παρουσιάζεται συνοπτικά η μέση, η ελάχιστη και η μέγιστη τιμή κλεισίματος που παρουσιάστηκε διαχρονικά σε κάθε μια μετοχή αλλά και στο Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ.

ΜΕΤΟΧΕΣ	ΜΕΣΗ ΤΙΜΗ ΚΛΕΙΣΙΜΑΤΟΣ	ΕΛΑΧΙΣΤΗ ΤΙΜΗ ΚΛΕΙΣΙΜΑΤΟΣ	ΜΕΓΙΣΤΗ ΤΙΜΗ ΚΛΕΙΣΙΜΑΤΟΣ
ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ	2285,89€	460,68€	6355,04€
Alpha Bank	10,16€	3,31€	24,51€
Coca Cola 3E	10,51€	1,46€	29,28€
ΔΕΗ	18,43€	8,82€	37,10€
Εθνική Τράπεζα της Ελλάδος	14,88€	3,79€	42,59€
Marfin Investment Group	3,76€	1,27€	14,52€
ΟΠΑΠ	18,47€	4,24€	33,06€
Τράπεζα Πειραιώς	11,91€	3,23€	27,88€

Από τον παραπάνω πίνακα, βλέπουμε ότι η μετοχή του ΟΠΑΠ έχει τη μεγαλύτερη μέση τιμή κλεισίματος και ακολουθεί η μετοχή της ΔΕΗ, ενώ τη μικρότερη μέση τιμή κλεισίματος την έχει η μετοχή της Marfin Investment Group. Η μέση, η ελάχιστη και η μέγιστη απόδοση των μετοχών και του Γενικού δείκτη τιμών, καθώς και το μοντέλο παλινδρόμησης των αποδόσεων παρουσιάζονται συνοπτικά στον ακόλουθο πίνακα.

ΜΕΤΟΧΕΣ	ΜΕΣΗ ΑΠΟΔΟΣΗ	ΕΛΑΧΙΣΤΗ ΑΠΟΔΟΣΗ	ΜΕΓΙΣΤΗ ΑΠΟΔΟΣΗ	ΜΟΝΤΕΛΟΠΟΙΗΣΗ ΑΠΟΔΟΣΗΣ
ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ	0,0314 %	-10,2140 %	13,7497 %	AR(2)-GARCH(1,1)
Alpha Bank	0,0182 %	-12,9073 %	11,7453 %	AR(1)-GARCH(2,1)
Coca Cola 3E	0,0475 %	-23,3400 %	10,1653 %	AR(3)-GARCH(1,1)
ΔΕΗ	0,0050 %	-25,1756 %	13,1410 %	AR(1)-GARCH(1,1)
Εθνική Τράπεζα της Ελλάδος	0,0299 %	-17,5773	15,9584 %	AR(2)-GARCH(1,1)
Marfin Investment Group	-0,0475 %	-22,3607 %	41,3012 %	AR(1)-GARCH(1,1)
ΟΠΑΠ	0,0482 %	-9,1169 %	13,2781 %	GARCH(1,1)
Τράπεζα Πειραιώς	0,01129 %	-11,3759 %	15,6820 %	AR(1)-GARCH(1,1)

Βλέπουμε ότι η μετοχή του ΟΠΑΠ και ακολούθως η μετοχή της Coca Cola 3E παρουσιάζουν τη μεγαλύτερη μέση απόδοση, ενώ η μετοχή της Marfin Investment Group παρουσιάζει τη μικρότερη μέση απόδοση, η οποία μάλιστα είναι και αρνητική.

8.2 Συμπεράσματα σχετικά με το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος

Τα συμπεράσματα της έρευνας ως προς το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος είναι τα ακόλουθα:

1. Όσον αφορά το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ, η μεγαλύτερη απόδοση παρατηρείται την Παρασκευή και η μικρότερη τη Δευτέρα. Σύμφωνα με το Wald test (F-test) οι μέσες αποδόσεις της Δευτέρας, της Πέμπτης και της Παρασκευής διαφέρουν στατιστικά μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν, δηλαδή, οι μέσες αποδόσεις αυτών των ημερών είναι στατιστικά σημαντικές. Επομένως, στο Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται τη Δευτέρα, την Πέμπτη και την Παρασκευή. Πιο συγκεκριμένα, παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση την Πέμπτη (0,095584%) και την Παρασκευή (0,195775%) και αρνητική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση τη Δευτέρα (-0,079467%). Συνεπώς, συμπεραίνουμε ότι η ιδανικότερη ημέρα για την πώληση μετοχών είναι η Παρασκευή, ενώ για αγορά μετοχών είναι η Δευτέρα.
2. Για τη μετοχή της Alpha Bank, η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρατηρείται την Παρασκευή και η μικρότερη την Τετάρτη. Το Wald test (F-test) καταλήγει στο συμπέρασμα πως οι μέσες αποδόσεις της Τετάρτης, της Πέμπτης και της Παρασκευής είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν. Οπότε, στη μετοχή της συγκεκριμένης τράπεζας το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος εμφανίζεται την Τετάρτη, την Πέμπτη και την Παρασκευή. Συγκεκριμένα, παρατηρείται αρνητική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση την Τετάρτη (-0,061776%) και θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση την Πέμπτη (0,076761%) και την Παρασκευή (0,160696%). Επομένως, η καταλληλότερη ημέρα για αγορά μετοχών της Alpha Bank είναι η Τετάρτη και για πώληση μετοχών η Παρασκευή.
3. Στη μετοχή της Coca Cola 3E, παρατηρείται θετική μέση απόδοση και τις πέντε ημέρες συναλλαγής. Η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρουσιάζεται την Πέμπτη και η μικρότερη τη Δευτέρα. Ωστόσο, σύμφωνα με το Wald test (F-test) μόνο οι μέσες αποδόσεις της Τετάρτης και της Πέμπτης είναι στατιστικά σημαντικές και επομένως μόνο τις δυο αυτές ημέρες παρατηρείται το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος. Συνεπώς, η Τετάρτη και η Πέμπτη είναι ιδανικές ημέρες για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας. Πιο συγκεκριμένα, η μέση απόδοση της Πέμπτης (0,145351%) είναι μεγαλύτερη από τη μέση απόδοση της Τετάρτης (0,102455%) και επομένως η Πέμπτη είναι η καταλληλότερη ημέρα για πώληση μετοχών της Coca Cola 3E.

4. Όσον αφορά τη μετοχή της ΔΕΗ, η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρατηρείται την Πέμπτη και η μικρότερη τη Δευτέρα. Η μέση απόδοση της Πέμπτης είναι 0,157224% και είναι η μοναδική μέση απόδοση η οποία είναι στατιστικά σημαντική. Άρα, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρουσιάζεται μόνο την Πέμπτη. Επομένως, συμπεραίνουμε ότι η Πέμπτη είναι η ιδανικότερη ημέρα για πώληση μετοχών της ΔΕΗ.
5. Στη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση τη Δευτέρα, τη Τρίτη και την Τετάρτη και θετική μέση απόδοση την Πέμπτη και την Παρασκευή. Η μεγαλύτερη μέση απόδοση είναι η μέση απόδοση της Παρασκευής και η μικρότερη είναι η μέση απόδοση της Δευτέρας. Ωστόσο, μόνο την Παρασκευή παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, η οποία ισούται με 0,158421%. Επομένως, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρατηρείται μόνο την Παρασκευή και πιο συγκεκριμένα, η Παρασκευή είναι η καταλληλότερη ημέρα για πώληση μετοχών της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος.
6. Για τη μετοχή της Marfin Investment Group, η μικρότερη μέση απόδοση παρατηρείται τη Δευτέρα (-0,209006%) και η μεγαλύτερη την Παρασκευή (0,157341%). Σύμφωνα με το Wald test (F-test), μόνο οι μέσες αποδόσεις των παραπάνω δυο ημερών είναι στατιστικά σημαντικές και επομένως μόνο τις δυο αυτές ημέρες παρατηρείται το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος. Άρα, η ιδανικότερη ημέρα για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας είναι η Παρασκευή και για αγορά η Δευτέρα.
7. Όσον αφορά τη μετοχή του ΟΠΑΠ, παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση τη Δευτέρα και τη Τρίτη και θετική μέση απόδοση τις υπόλοιπες ημέρες. Η μικρότερη μέση απόδοση παρατηρείται τη Δευτέρα και η μεγαλύτερη την Πέμπτη. Όμως, το Wald test (F-test) καταλήγει στο συμπέρασμα ότι μόνο την Πέμπτη παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, η οποία ισούται με 0,221108% και επομένως το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρατηρείται μόνο τη συγκεκριμένη ημέρα. Οπότε, συμπεραίνουμε ότι η ιδανικότερη ημέρα για πώληση μετοχών του ΟΠΑΠ είναι η Πέμπτη.
8. Στη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς, παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση τη Δευτέρα, ενώ όλες τις υπόλοιπες ημέρες η μέση απόδοση είναι θετική. Η μεγαλύτερη μέση απόδοση είναι η μέση απόδοση της Παρασκευής και η μικρότερη είναι η μέση απόδοση της Δευτέρας. Στατιστικά σημαντική μέση απόδοση παρατηρείται την Τετάρτη (0,161041%), την Πέμπτη (0,107487%) και την Παρασκευή (0,168937%).

8.3 Συμπεράσματα σχετικά με το φαινόμενο του Ιανουαρίου

Τα συμπεράσματα της έρευνας ως προς το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι τα ακόλουθα:

1. Όσον αφορά το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ, ο Ιανουάριος παρουσιάζει τη μεγαλύτερη θετική μέση απόδοση, ενώ παρατηρείται και αρνητική μέση απόδοση το Μάρτιο, τον Ιούνιο και τον Αύγουστο. Κατά τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι μόνο τον Ιανουάριο παρατηρείται στατιστικά σημαντική απόδοση, η οποία ισούται με 0,272468%. Επομένως, στο Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ, το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει και είναι ισχυρό. Άρα, ο Ιανουάριος είναι ο ιδανικότερος μήνας για πώληση μετοχών.
2. Στη μετοχή της Alpha Bank παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση το Μάρτιο, τον Απρίλιο, το Μάιο, τον Ιούνιο και το Σεπτέμβριο και θετική μέση απόδοση τους υπόλοιπους μήνες. Επίσης, η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρουσιάζεται τον Ιανουάριο. Κατά τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης βλέπουμε ότι παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση τον Ιανουάριο και τον Ιούλιο. Πιο συγκεκριμένα, η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι 0,178847% και η μέση απόδοση του Ιουλίου είναι 0,114423%. Σύμφωνα με το Wald test (F-test), οι μέσες αποδόσεις των δυο παραπάνω μηνών είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν. Επομένως, το φαινόμενο του Ιανουαρίου παρατηρείται αφού η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι μεγαλύτερη από τη μέση απόδοση του Ιουλίου, ωστόσο βλέπουμε ότι και ο Ιούλιος είναι ένας καλός μήνας για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης τράπεζας.
3. Στη μετοχή της Coca Cola 3E παρουσιάζεται αρνητική μέση απόδοση το Μάιο και τον Οκτώβριο και θετική μέση απόδοση τους υπόλοιπους μήνες. Επίσης, η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρατηρείται τον Ιούνιο. Κατά τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση τον Ιανουάριο, τον Ιούνιο και το Νοέμβριο. Πιο συγκεκριμένα, η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι 0,183630%, του Ιουνίου είναι 0,265046% και του Νοεμβρίου είναι 0,212337%. Το Wald test (F-test) καταλήγει στο συμπέρασμα ότι οι μέσες αποδόσεις των παραπάνω μηνών είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν. Επομένως, συμπεραίνουμε ότι ο Ιανουάριος, ο Νοέμβριος και ο Ιούνιος είναι ιδανικοί μήνες για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας.
4. Όσον αφορά τη μετοχή της ΔΕΗ, παρουσιάζεται αρνητική μέση απόδοση το Μάρτιο και τον Σεπτέμβριο, ενώ όλους τους υπόλοιπους μήνες η μέση απόδοση είναι θετική. Επίσης, η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρουσιάζεται τον Ιανουάριο. Κατά τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης βλέπουμε ότι μόνο τον Ιανουάριο παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, ίση με 0,275446% και επομένως το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει και είναι ισχυρό. Συνεπώς, ο Ιανουάριος είναι ο ιδανικότερος μήνας για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας.

5. Στη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση το Μάρτιο, τον Ιούνιο, τον Οκτώβριο και το Νοέμβριο και θετική μέση απόδοση όλους τους υπόλοιπους μήνες. Επίσης, η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρουσιάζεται τον Ιανουάριο. Κατά τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι τον Ιανουάριο και τον Ιούνιο παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση. Πιο συγκεκριμένα, η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι 0,262304% και του Ιουνίου είναι -0,187294%. Σύμφωνα με το Wald test (F-test), οι μέσες αποδόσεις των παραπάνω μηνών είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν. Συνεπώς, στη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος παρατηρείται το φαινόμενο του Ιανουαρίου και επομένως ο Ιανουάριος είναι ο καταλληλότερος μήνας για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης τράπεζας. Επιπλέον, βλέπουμε ότι ο ιδανικότερος μήνας για αγορά μετοχών της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος είναι ο Ιούνιος.
6. Στη μετοχή της Marfin Investment Group παρουσιάζεται θετική μέση απόδοση τον Ιανουάριο, τον Αύγουστο, το Σεπτέμβριο και το Δεκέμβριο, ενώ όλους τους υπόλοιπους μήνες η μέση απόδοση είναι αρνητική. Η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρατηρείται τον Ιανουάριο, ωστόσο, από τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης βλέπουμε ότι μόνο ο Απρίλιος παρουσιάζει στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, η οποία ισούται με -0,188879%. Επομένως, στη μετοχή της Marfin Investment Group, το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν υφίσταται και ο ιδανικότερος μήνας για αγορά μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας είναι ο Απρίλιος.
7. Όσον αφορά τη μετοχή του ΟΠΑΠ, παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση το Μάρτιο, τον Ιούνιο και το Σεπτέμβριο και θετική μέση απόδοση όλους τους υπόλοιπους μήνες. Επίσης, η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρουσιάζεται τον Ιούλιο. Κατά τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης βλέπουμε ότι παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση τον Ιούνιο, τον Ιούλιο και το Νοέμβριο. Πιο συγκεκριμένα, η μέση απόδοση του Ιουνίου είναι -0,225588% του Ιουλίου είναι 0,270753% και του Νοεμβρίου είναι 0,253272%. Σύμφωνα με το Wald test (F-test), οι μέσες αποδόσεις των παραπάνω μηνών είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν. Συνεπώς, στη μετοχή του ΟΠΑΠ το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν υφίσταται. Επιπλέον, βλέπουμε ότι ο καταλληλότερος μήνας για αγορά μετοχών είναι ο Ιούνιος και για πώληση ο Ιούλιος και εν συνεχεία ο Νοέμβριος.
8. Στη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς παρουσιάζεται θετική μέση απόδοση όλους τους μήνες, εκτός του Ιουνίου. Επίσης, η μεγαλύτερη μέση απόδοση παρατηρείται το Δεκέμβριο. Κατά τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης διαπιστώνουμε το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν υφίσταται. Επίσης, παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση το Φεβρουάριο (0,114029%), τον Απρίλιο (0,203642%), το Μάιο (0,249434%) και το Σεπτέμβριο (0,170849%). Το Wald test (F-test)

καταλήγει στο συμπέρασμα ότι οι μέσες αποδόσεις των παραπάνω μηνών είναι στατιστικά διαφορετικές μεταξύ τους αλλά και από το μηδέν. Συνεπώς, ο Φεβρουάριος, ο Απρίλιος, ο Μάιος και ο Σεπτέμβριος είναι ιδανικοί μήνες για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης τράπεζας.

8.4 Συμπεράσματα σχετικά με το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα

Τα συμπεράσματα της έρευνας ως προς το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, όπου μελετώνται οι τέσσερις τελευταίες και οι τέσσερις πρώτες ημέρες συναλλαγής κάθε μήνα, είναι τα ακόλουθα:

1. Στο Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ παρατηρείται θετική μέση απόδοση τις ημέρες αλλαγής του μήνα, η οποία ισούται με 0,180007%. Κατά τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι η συγκεκριμένη απόδοση είναι στατιστικά σημαντική. Συνεπώς, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα υπάρχει και είναι ισχυρό. Οπότε, συμπεραίνουμε ότι είναι προτιμότερο να πουλάμε μετοχές τις ημέρες αλλαγής του μήνα, δηλαδή τις τέσσερις τελευταίες και τις τέσσερις πρώτες ημέρες διαπραγμάτευσης κάθε μήνα.
2. Στη μετοχή της Alpha Bank παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, η οποία ισούται με 0,111775%. Επομένως, στη μετοχή της συγκεκριμένης τράπεζας, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα υπάρχει και είναι ισχυρό. Άρα, οι ημέρες αλλαγής του μήνα είναι ιδανικές για την πώληση μετοχών της Alpha Bank.
3. Όσον αφορά τη μετοχή της Coca Cola 3E, παρατηρείται θετική μέση απόδοση κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα. Ωστόσο, κατά τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Συνεπώς, στη μετοχή της Coca Cola 3E, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα δεν υφίσταται.
4. Στη μετοχή της ΔΕΗ παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, η οποία ισούται με 0,179854%. Επομένως, στη μετοχή της συγκεκριμένης εταιρίας, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα υπάρχει και είναι ισχυρό. Οπότε, συμπεραίνουμε ότι είναι προτιμότερο να πουλάμε μετοχές της ΔΕΗ κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα.
5. Όσον αφορά τη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα υπάρχει και είναι ισχυρό, καθώς κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, ίση με 0,089574%. Επομένως, οι ημέρες αλλαγής του μήνα είναι ιδανικές για την πώληση μετοχών της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος.
6. Στη μετοχή της Marfin Investment Group παρατηρείται θετική μέση απόδοση κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα. Ωστόσο, κατά τον έλεγχο του μοντέλου

παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι η συγκεκριμένη μέση απόδοση δεν είναι στατιστικά σημαντική. Συνεπώς, στη μετοχή της Marfin Investment Group, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα δεν υφίσταται.

7. Όσον αφορά τη μετοχή του ΟΠΑΠ, κατά τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης, διαπιστώνουμε ότι παρατηρείται θετική μέση απόδοση κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα, η οποία ωστόσο, δεν είναι στατιστικά σημαντική. Επομένως, στη μετοχή του ΟΠΑΠ, το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα δεν υφίσταται.
8. Στη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς παρουσιάζεται θετική μέση απόδοση κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα. Επίσης, η συγκεκριμένη απόδοση είναι στατιστικά σημαντική και ισούται με 0,096837%. Οπότε, είναι προτιμότερο να πουλήσει κάποιος μετοχές της συγκεκριμένης τράπεζας κατά τις ημέρες αλλαγής του μήνα.

8.5 Συμπεράσματα σχετικά με το φαινόμενο της παραμονής των εορτών

Στο φαινόμενο της παραμονής των εορτών μελετώνται εννέα βασικές εορτές και πιο συγκεκριμένα οι έξι: Πρωτοχρονιά, Καθαρά Δευτέρα, 25^η Μαρτίου, Πάσχα, Πρωτομαγιά, Αγίου Πνεύματος, Δεκαπενταύγουστος, 28^η Οκτωβρίου και Χριστούγεννα. Τα συμπεράσματα της έρευνας ως προς το φαινόμενο της παραμονής των εορτών είναι τα ακόλουθα:

1. Όσον αφορά το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ, παρουσιάζεται θετική μέση απόδοση την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, της 25^{ης} Μαρτίου, του Πάσχα, της Πρωτομαγιάς, του Αγίου πνεύματος και των Χριστουγέννων. Αρνητική μέση απόδοση παρατηρείται την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας, του Δεκαπενταύγουστου και της 28^{ης} Οκτωβρίου. Κατά τον έλεγχο των μοντέλων παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι μόνο η ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς παρουσιάζει στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, η οποία ισούται με 0,581356%. Συνεπώς, για το Γενικό δείκτη τιμών του ΧΑΑ, μόνο την Πρωτομαγιά παρατηρείται το φαινόμενο της παραμονής των εορτών. Άρα, η ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς είναι μια ιδανική ημέρα για πώληση μετοχών.
2. Στη μετοχή της Alpha Bank παρουσιάζεται θετική μέση απόδοση κατά την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Πάσχα, της Πρωτομαγιάς, του Αγίου Πνεύματος και του Δεκαπενταύγουστου, ενώ την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, της Καθαρά Δευτέρας, της 25^{ης} Μαρτίου, της 28^{ης} Οκτωβρίου και των Χριστουγέννων παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση. Κατά τον έλεγχο των μοντέλων παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι μόνο την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, της Πρωτομαγιάς και του Αγίου Πνεύματος παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση. Πιο συγκεκριμένα, η ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς έχει μέση απόδοση -0.620981%, η

ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς έχει μέση απόδοση 0,795184 και η ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος έχει μέση απόδοση 0,474276%. Επομένως, στη μετοχή της Alpha Bank, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών εμφανίζεται στην εορτή της Πρωτοχρονιάς, της Πρωτομαγιάς και του Αγίου Πνεύματος. Συνεπώς, η ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς είναι μια ιδανική ημέρα για αγορά μετοχών της συγκεκριμένης τράπεζας, ενώ για την πώληση μετοχών, ιδανική ημέρα είναι η ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτομαγιάς και η ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος.

3. Όσον αφορά τη μετοχή της Coca Cola 3E, παρουσιάζεται θετική μέση απόδοση την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς, του Πάσχα, της Πρωτομαγιάς και του Δεκαπενταύγουστου. Αρνητική μέση απόδοση παρουσιάζεται την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Καθαρά Δευτέρας, της 25^{ης} Μαρτίου, του Αγίου Πνεύματος, της 28^{ης} Οκτωβρίου και των Χριστουγέννων. Κατά τον έλεγχο των μοντέλων παλινδρόμησης βλέπουμε ότι μόνο την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος και την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση. Πιο συγκεκριμένα, την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος παρατηρείται αρνητική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, ίση με -1,130849% και την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, ίση με 1,026061%. Συνεπώς, στη μετοχή της Coca Cola 3E, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών παρουσιάζεται στην εορτή του Αγίου Πνεύματος και του Δεκαπενταύγουστου. Άρα, η ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος είναι μια ιδανική ημέρα για αγορά μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας και η ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Δεκαπενταύγουστου είναι μια ιδανική ημέρα για πώληση μετοχών της παραπάνω εταιρίας.
4. Στη μετοχή της ΔΕΗ παρουσιάζεται θετική μέση απόδοση κατά την ημέρα συναλλαγής που προηγείται του Αγίου Πνεύματος και κατά την ημέρα συναλλαγής που προηγείται των Χριστουγέννων. Η προηγούμενη ημέρα συναλλαγής όλων των υπόλοιπων εορτών παρουσιάζει αρνητική μέση απόδοση. Επίσης, κατά τον έλεγχο των μοντέλων παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι καμία από τις μέσες αποδόσεις δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, στη μετοχή της ΔΕΗ, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται για καμία εορτή.
5. Όσον αφορά τη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, παρουσιάζεται αρνητική μέση απόδοση κατά την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου και θετική μέση απόδοση την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής όλων των υπολοίπων εορτών. Ωστόσο, κατά τον έλεγχο των μοντέλων παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι καμία από τις μέσες αποδόσεις δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, στη μετοχή της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται για καμία εορτή.

6. Στη μετοχή της Marfin Investment Group παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της Πρωτοχρονιάς και την ημέρα συναλλαγής που προηγείται της 28^{ης} Οκτωβρίου. Η προηγούμενη ημέρα συναλλαγής όλων των υπόλοιπων εορτών παρουσιάζει θετική μέση απόδοση. Κατά τον έλεγχο των μοντέλων παλινδρόμησης παρατηρείται στατιστικά σημαντική μέση απόδοση μόνο την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής της 25^{ης} Μαρτίου, του Πάσχα και των Χριστουγέννων. Πιο συγκεκριμένα, παρατηρείται θετική στατιστικά σημαντική μέση απόδοση την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής της 25^{ης} Μαρτίου, ίση με 1,551976%, την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής του Πάσχα, ίση με 2,188911% και την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής των Χριστουγέννων, ίση με 1,340512%. Επομένως, στη μετοχή της Marfin Investment Group, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών εμφανίζεται στην εορτή της 25^{ης} Μαρτίου, του Πάσχα και των Χριστουγέννων. Συνεπώς, η προηγούμενη ημέρα συναλλαγής της 25^{ης} Μαρτίου, του Πάσχα και των Χριστουγέννων είναι ιδανική ημέρα για πώληση μετοχών της συγκεκριμένης εταιρίας.
7. Όσον αφορά τη μετοχή του ΟΠΑΠ, παρατηρείται θετική μέση απόδοση την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής της Πρωτοχρονιάς, της 25^{ης} Μαρτίου, του Αγίου Πνεύματος, του Δεκαπενταύγουστου και των Χριστουγέννων και αρνητική μέση απόδοση την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής της Καθαρά Δευτέρας, του Πάσχα, της Πρωτομαγιάς και της 28^{ης} Οκτωβρίου. Ωστόσο, κατά τον έλεγχο των μοντέλων παλινδρόμησης διαπιστώνουμε ότι καμία από τις μέσες αποδόσεις δεν είναι στατιστικά σημαντική. Οπότε, στη μετοχή του ΟΠΑΠ, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών δεν υφίσταται για καμία εορτή.
8. Στη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς παρατηρείται αρνητική μέση απόδοση την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής της Καθαρά Δευτέρας και της 28^{ης} Οκτωβρίου. Θετική μέση απόδοση παρουσιάζεται την προηγούμενη ημέρα συναλλαγής της Πρωτοχρονιάς, της 25^{ης} Μαρτίου, του Πάσχα, της Πρωτομαγιάς, του Αγίου Πνεύματος, του Δεκαπενταύγουστου και των Χριστουγέννων. Κατά τον έλεγχο των μοντέλων παλινδρόμησης βλέπουμε ότι για καμία εορτή δεν υφίσταται το φαινόμενο της παραμονής των εορτών στη μετοχή της Τράπεζας Πειραιώς, καθώς καμία απόδοση από αυτές που παρατηρήθηκαν δεν είναι στατιστικά σημαντική.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Abraham, Abraham and David L. Ikenberry, 1994. "The Individual Investor and the Weekend Effect", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 29, No. 2. (Jun., 1994), pp. 263-277.
- Aggarwal, Reena and Pietra Rivoli, 1989. "Seasonal and Day-of-the-Week Effects in Four Emerging Stock Markets", *The Financial Review*, Vol. 24, Issue 4 (November 1989), Pages 541-550.
- Aggarwal, R. y J.D. Schatzberg (1997): "Day of the week effects, information seasonality, and higher moments of security returns", *Journal of Economics and Business*, 49, pp. 1-20.
- Agrawal, Anup and Kishore Tandon, 1994. "Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries", *Journal of International Money and Finance*, Volume 13, Issue 1, February 1994, Pages 83-106.
- P. Alexakis and M. Xanthakis, "Day of the week effect in the Greek stock market", *Applied Financial Economics* 5 (1995), pp. 43-50.
- Aly, H., Mehdiian, S. and Perry, M. (2004) "An Analysis of the Day-of-the-Week Effects in the Egyptian Stock Market", *International Journal of Business*, 9(3): 301-308.
- Angelidis, D. and Lyroudi, K. (2004) "Seasonalities in the French Stock Market: The Day of the Week Anomaly" Presentation at the 11th Annual Conference of the Multinational Finance Society July 3-8, 2004, Constantinople.
- Apolinario, R. M. C., Santana, O. M., Sales, L. J., & Caro, A. R. (2006). "Day of the week effect on European stock markets". *International Research Journal of Finance and Economics*, (2), 53-70.
- Ariel, Robert A., 1987, "A monthly effect in stock returns". *Journal of Financial Economics* 18., 161-174.
- Ariel, R.A., 1990. "High Stock Returns before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes", *The Journal of Finance*, Vol. 45, No. 5. (Dec., 1990), pp. 1611-1626.
- Arsad, Zainudin and J. Andrew Coutts. 1997. "Security price anomalies in the London International Stock Exchange: a 60 year perspective", *Applied Financial Economics*, Volume 7, Number 5, 1 October 1997, pp. 455-464.
- Asteriou D, Kavetsos, G (2006), "Testing for the Existence of the 'January Effect' in Transition Economies", *Applied Financial Economics Letters*, 2(6), p.375-381
- Athanassakos, G. and Robinson, M. J. (1994) "The Day of the Week Anomaly: The Toronto Stock Exchange Experience", *Journal of Business Finance & Accounting*, 21, 833-56.

- Bachelier Louis, 1900, "Theory of Speculation: The Origins of Modern Finance", PhD Thesis, Academy of Paris, (<http://press.princeton.edu/chapters/s8275.pdf>)
- Bala, G. Dharan and David, L. Ikenberry (1995), "The Long-Run Negative Drift of Post-Listing Stock Returns", *Journal of Finance*, Vol. 50 No. 5, December 1995
- Balaban, E. (1995) "Day - of- the- Week Effects: New Evidence From an Emerging Stock Market", *Applied Economics Letters*, 2, 139- 143
- Balaban, E. & Bulu, M. (1996, January). "Is there a semi-monthly effect in the Turkish stock market". Discussion Paper Number 9606, The Central Bank of The Republic of Turkey.
- Banz, R. 1981. "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stock". *Journal of Financial Economics* 9: 3-18.
- Barone, E. (1990) "The Italian Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, No. 3, 431-439.
- Berges, A., J.J. McConnell and G.G. Schlarbaum, 1984. "The Turn-of-the-Year in Canada". *The Journal of Finance*, 39, March, 185-92.
- Bessembinder, Hendrik & Hertz, Michael G, 1993. "Return Autocorrelations around Nontrading Days," *Review of Financial Studies*, Oxford University Press for Society for Financial Studies, vol. 6(1), pages 155-89
- Bhardwaj, Ravinder K. and Leroy D. Brooks, 1992. "The January Anomaly: Effects of Low Share Price, Transaction Costs, and Bid-Ask Bias", *The Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2. (Jun., 1992), pp. 553-575.
- Bildik Recep. 1999, "Day of the week effects in Turkish Stock and Money Markets", (www.pappers.ssrn.com)
- Boudreaux, Denis O., "The Monthly Effect in International Stock Markets: Evidence and Implications", *Journal of Financial and Strategic Decisions*, Vol. 8, No. 1, (1995), 15-20.
- Brockman, Paul & Michayluk, David, 1998. "The Persistent Holiday Effect: Additional Evidence", *Applied Economics Letters*, Taylor and Francis Journals, vol. 5(4), pages 205-09, April.
- Brooks, R. M. and H. Kim, 1997, " The Individual Investor and the Weekend Effect: A Re-examination with Intraday Data", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 37 (Fall 1997), pp. 725-737.
- Brusa, J., P. Liu and C. Schulman, "The Weekend Effect, 'Reverse' Weekend Effect and Firm Size." *Journal of Business Finance and Accounting* 27(5/6), 555-575 (2000).
- Cadsby, C. B. (1989) "Canadian Calendar Anomalies and the Capital Asset Pricing Model", in R. M. C. Guimaraes, B. G. Kingsman and S. J. Taylor (eds.) A

Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets. Berlin: Springer-Verlag, 199-226.

- Cadsby, Charles Bram and Mitchell Ratner, 1992. "Turn-of-month and pre-holiday effects on stock returns: Some international evidence", *Journal of Banking & Finance*, Volume 16, Issue 3, June 1992, Pages 497-509.
- Chan, Su Han, Wai-Kin Leung and Ko Wang, 2004. "The Impact of Institutional Investors on the Monday Seasonal", *The Journal of Business*, Volume 77, Number 4 (October 2004), pages 967-986.
- Chang, Eric C., J. Michael Pinegar and R. Ravichandran, 1993. "International Evidence on the Robustness of the Day-of-the-Week Effect", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 28, No. 4. (Dec., 1993), pp. 497-513.
- Chen, Gongmeng & Kwok, Chuck C. Y. & Rui, Oliver M., 2001. "The day-of-the-week regularity in the stock markets of China", *Journal of Multinational Financial Management*, Elsevier, vol. 11(2), pages 139-163, April.
- Choudry, T., 2000. "Day of the week effect in emerging Asian stock markets: evidence from the Garch model", *Applied Financial Economics*, Volume 10, Number 3, 1 June 2000, pp. 235-242.
- Chow, E.H., P. Hsiao and M.E. Solt, 1997. "Trading Returns for the Weekend Effect Using Intraday Data". *Journal of Business Finance and Accounting*.
- Chukwuogor Chiaku, 2008, "An Econometric Analysis of African Stock Market Annual Returns Analysis, Day-of-the-Week Effect and Volatility of Returns", *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 14, 2008.
- Chukwuogor-Ndu, C. and Feridun, M.(2006). "An Econometric Investigation of the day-of-the-week Effect and Returns Volatility in Asia Pacific Financial Markets", *International Journal Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol. 3, No. 1.
- Clare, A.D., Psaradakis, Z., and Thomas, S.H. (1995) "An Analysis of Seasonality in the UK Equity Market". *Economic Journal*, 105, 398-409.
- Compton, W.S. and R.A. Kunkel, 2000. "Tax-free trading on calendar stock and bond market patterns", *Journal of Economics and Finance*.
- Conejos V. 2001, "Eficiencia en el Mercado de Capitales. Anomalía de Fin de Mes, 1992-2000", Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad del CEMA, Buenos Aires, Argentina
- Connolly, Robert A., 1989. "An Examination of the Robustness of the Weekend Effect", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, No. 2. (Jun., 1989), pp. 133-169.
- Constantinides, George M., 1984. "Optimal stock trading with personal taxes : Implications for prices and the abnormal January returns", *Journal of Financial Economics*, Volume 13, Issue 1, March 1984, Pages 65-89.

- Cootner, Paul H. (1964). "The random character of stock market prices", Boston MIT Press, 1964
- Corhay, Albert & Hawawini, Gabriel & Michel, Pierre, 1987. "Seasonality in the Risk-Return Relationship: Some International Evidence", *Journal of Finance*, American Finance Association, vol. 42(1), pages 49-68.
- Coutts, J., Kaplanidis C., and Roberts, J., (2000). "Security price anomalies in an emerging market: the case of the Athens Stock Exchange", *Applied Financial Economics*, No 10, pp. 561-571.
- Cross, Frank, 1973. "The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays", *Financial Analysts Journal*, November/December 1973, Vol. 29, No. 6: 67-69.
- Dubois, M. and P. Louvet, 1996. "The day-of-the-week effect: the international evidence", *Journal of Banking and Finance*, Volume 20, Issue 9, November 1996, Pages 1463-1484.
- Dreman David (1997), "When Statistics lie", 03.10.97, (<http://www.forbes.com/forbes/1997/0310/5905199a.html>)
- Dyl, Edward, 1977, "Capital gains taxation and year-end stock market behavior", *Journal of Finance* 32, 165–175.
- Easton, S. and Faff, R. (1994). "An Investigation of the Robustness of the Day-of -the-Week Effects in Australia," *Applied Financial Economics*, 4, 99-110.
- Fama, Eugene, 1965, "The Behavior of Stock-Market Prices," *Journal of Business*, 28 (January, 1965), 34-105.
- Fama, Eugene, 1970, "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", *J. Finance* 25 (1970) (2), pp. 383–417.
- Fields, M.J., 1934. "Security prices and stock exchange holidays in relation to short selling", *The Journal of Business of the University of Chicago*, Vol. 7, No. 4. (Oct., 1934), pp. 328-338.
- Fosback, N.G. 1976. "Stock market Logic: A Sophisticated Approach to Profits on Wall Street". Institute for Econometric Research, Fort Lauderdale, FL., p.156
- Fountas Stilianos & Konstantinos N. Segredakis, 1999. "Emerging Stock Markets Return Seasonalities: the January Effect and the Tax-Loss Selling Hypothesis", Working Papers 37, National University of Ireland Galway, Department of Economics, revised 1999.
- French, Kenneth R., 1980. "Stock Returns and the Weekend Effect", *Journal of Financial Economics*, Volume 8, Issue 1, March 1980, Pages 55-69.
- Gibbons, Michael R. and Patrick Hess, 1981. "Day of the Week Effects and Asset Returns", *The Journal of Business*, Vol. 54, No. 4. (Oct., 1981), pp. 579-596.'

- Gregoriou A. & A. Kontonikas & N. Tsitsianis, 2004. "Does the day of the week effect exist once transaction costs have been accounted for? Evidence from the UK", *Applied Financial Economics*, Taylor and Francis Journals, vol. 14(3), pages 215-220.
- Gultekin, Mustafa N. and N. Bulent Gultekin, 1983. "Stock Market Seasonality: International Evidence", *Journal of Financial Economics*, Volume 12, Issue 4, December 1983, Pages 469-481.
- Harris, Lawrence, 1986. "A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns", *Journal of Financial Economics*, Volume 16, Issue 1, May 1986, Pages 99-117.
- Haugen, R.A. and P. Jorion, 1996. "The January Effect: Still There after All These Years", *Financial Analysts Journal*: 52, p.27-31
- Haugen Robert, 1995, "New Finance: The Case Against Efficient Market"
- Hawawini, G. and D.B. Keim, 1995, "On the predictability of common stock returns: World-wide evidence", *Handbooks in Operations Research and Management Science*, Volume 9, Finance, pages 497-544.
- Hensel, Chris R. and William T. Ziemba, 1996. "Investment results from exploiting turn-of-the-month effects (Digest Summary)", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 22, No. 3: (1996)17-23.
- Ho, Y.K., 1990, "Stock return seasonalities in Asia Pacific markets", *Journal of International Financial Management Accounting* 2, pp. 47-77.
- Jacobs and Levy, 1988. B.I. Jacobs and K.M. Levy, "Calendar anomalies: Abnormal returns at calendar turning points", *Financial Analysts Journal* 44 6 (1988), pp. 28-39.
- Jaffe, Jeffrey and Randolph Westerfield, 1985. "The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence", *The Journal of Finance*, Vol. 40, No. 2. (Jun., 1985), pp. 433-454.
- Jaffe, Jeffrey and Randolph Westerfield, 1989. Is there a monthly effect in stock market returns? : Evidence from foreign countries *Journal of Banking & Finance*, Volume 13, Issue 2, May 1989, Pages 237-244.
- Jaffe, J., R. Westerfield and C. Ma, 1989. "A twist on the Monday effect in stock prices: evidence from the US and foreign stock markets", *Journal of Banking and Finance* 13, p.641-650.
- Jensen, Michael C., 1978 "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, p.95-101
- Jones, C.P., D.K. Pearce and J.W. Wilson, 1987, "Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note" *The Journal of Finance* XLII, No 2, p.453-461.

- Kamara, Avraham, 1997, “New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns”, *The Journal of Business*, Vol. 70, No. 1. (Jan., 1997), pp. 63-84.
- Kato, K. and J.S. Schallheim, 1985, “Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, June, 107-18.
- Kato, Kiyoshi, 1990, “Weekly Patterns in Japanese Stock Returns”, *Management Science*, Vol. 36, No. 9, September 1990, pp. 1031-1043.
- Kavussanos, Manolis G & Dockery, Everton, 2001. “A Multivariate Test for Stock Market Efficiency: The Case of ASE”, *Applied Financial Economics*, Taylor and Francis Journals, vol. 11(5), pages 573-79.
- Keim, Donald B., 1983, “Size-related anomalies and stock return seasonality : Further empirical evidence”, *Journal of Financial Economics*, Volume 12, Issue 1, June 1983, Pages 13-32.
- Keim, D.B., 1989, “Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns : The case of common stocks at calendar turning points”, *Journal of Financial Economics*, Volume 25, Issue 1 , November 1989, Pages 75-97.
- Keim, Donald B. and Robert F. Stambaugh, 1984, “A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns”, *The Journal of Finance*, Vol. 39, No. 3, Papers and Proceedings, Forty-Second Annual Meeting, American Finance Association, San Francisco, CA, December 28-30, 1983. (Jul., 1984), pp. 819-835.
- Kendall Maurice, G., 1953, “The Analysis of Economic Time Series-Part 1: Prices”, *Journal of Royal Statistical Society* 96, pp. 11–25 (series A) .
- Kim, S. (1988), “Capitalizing on the Weekend effect”, *Journal of Portfolio Management*, 14(3), 59–63.
- Kim, Chan-Wung and Jinwoo Park, 1994, “Holiday Effects and Stock Returns: Further Evidence”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 29, No. 1. (Mar., 1994), pp. 145-157.
- Kohers Theodor and Jayen Patel, 1999, “A New Time-of-the-Month Anomaly in Stock Index Returns”, *Applied Economics Letters*, 6, pp. 115-120.
- Kok Kim Lian, 2000, “Monthly effect of stock returns in some Asia Pacific stock markets”, Faculty of Economics and Administration, University of Malaya, Malaysia.
- Koutianoudis, T. and Wang, S. (2002), “Is the January effect economically exploitable? Evidence from Athens Stock Exchange”, Working Paper, University of Manchester. (Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=329380>)
- Kunkel, Robert A., William S. Compton and Scott Beyer, 2003, “The turn-of-the-month effect still lives”, *International Review of Financial Analysis*, Volume 12, Issue 2, 2nd Quarter 2003, Pages 207-221.

- Lakonishok, Josef and Maurice Levi, 1982, "Weekend Effects on Stock Returns: A Note", *The Journal of Finance*, Vol. 37, No. 3. (Jun., 1982), pp. 883-889.
- Lakonishok, Josef and Edwin Maberly, 1990, "The Weekend Effect: Trading Patterns of Individual and Institutional Investors", *The Journal of Finance*, Vol. 45, No. 1. (Mar., 1990), pp. 231-243.
- Lakonishok, J. and S. Smidt, 1984, "Volume and Turn-of-the-Year Behavior", *Journal of Financial Economics* 13: p.435-456.
- Lakonishok, Josef and Seymour Smidt, 1988, "Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective", *The Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 4. (Winter, 1988), pp. 403-425.
- Lakonishok J. , Shleifer A., R. Thaler, and R. Vishny, 1991, "Window Dressing by Pension Fund Managers", *American Economic Review Papers and Proceedings*, May, 1991.
- Lee, I. (1992) "Stock market seasonality: some evidence from the Pacific-Basin countries", *Journal of Banking and Finance*, 19, 199-210.
- Liano, K. and L.R. White, 1994, "Business Cycles and the Pre-holiday Effect in Stock Returns", *Applied Financial Economics* 4: p.171-174.
- Liano, K., G. Huang, and B. Gup, 1993, "A Twist on the Monday Effect in Stock Returns: A Note", *Journal of Economics and Business*, pp. 61-67.
- Lucey, B.M. and A. Pardo, 2005, "Why investors should not be cautious about the academic approach to testing for stock market", *Applied Financial Economics* 15(3) :165-171.
- Lyroudi, K., Noulas, A. and Komisopoulos G. (2002) "The Day of the Week Effect in the Athens Stock Exchange" *Spoudai*, 52 (4): 69-87.
- Maberly, E.D. and D.F. Waggoner, 2000, "Closing the Question on the Continuation of Turn-of-the-month Effects: Evidence from the S & P 500 index futures contract", *Federal Reserve Bank of Atlanta*.
- Malkiel, Burton Gordon (1973), "A Random Walk Down Wall Street: The Time-tested Strategy for Successful Investing", New York: W.W. Norton. ISBN 0-393-05500-0.
- Mehdian, Seyed and Mark J. Perry, 2001, "The Reversal of the Monday Effect: New Evidence from US Equity Markets", *Journal of Business Finance & Accounting*, Volume 28, Numbers 7-8, September/October 2001, pp. 1043-1065.
- Meneu, Vicente and Angel Pardo, 2004, "Pre-holiday Effect, Large Trades and Small Investor Behaviour", *Journal of Empirical Finance*, Volume 11, Issue 2, March 2004, Pages 231-246.

- Merrill, A.A., 1966, "Behavior of Prices on Wall Street", Analysis Press, Chappaqua, New York.
- Miller, E., 1988, "Why a Weekend Effect? Journal of Portfolio Management", Journal of Portfolio Management 14, 43-48.
- Mills, T. C. and Coutts, J. A. (1995), "Calendar effects in the London Stock Exchange FT-SE Indices", European Journal of Finance 1 , pp. 79-93.
- Mills, T.C., Siriopoulos, C., Markellos, R.N. and Harizanis, D., (2000) "Seasonality in the Athens Stock Exchange", Applied Financial Economics, 10: p.137-142.
- Niarchos, N & Alexakis, C. (1998), "Stock market prices, 'causality' and efficiency: evidence from the Athens stock exchange", Applied Financial Economics, 8,167-74.
- Nikou, K. (1997) "Market Results and the Phenomenon of the Weekend Effect on the Stock Market Returns", Master Thesis, University of Macedonia.
- Officer, R.R., 1975, "Seasonality in Australian capital markets : Market efficiency and empirical issues", Journal of Financial Economics, Volume 2, Issue 1, March 1975, Pages 29-51.
- Ogden, J.P., 1990, "Turn-of-month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for the monthly and January effects", The Journal of Finance, Vol. 45, No. 4. (Sep., 1990), pp. 1259-1272.
- Penman, S.H., 1987, "The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns", Journal of Financial Economics 18:199-228.
- Pettengill, G. N., 1989, "Holiday closings and security returns", The Journal of Financial Research 12, 57-68.
- Poterba, James M. and Scott J. Weisbenner, 2001, "Capital Gains Tax Rules, Tax-Loss Trading, and Turn-of-the-Year Returns", The Journal of Finance, Vol. 56, No. 1. (Feb., 2001), pp. 353-368.
- Reinganum, Marc R., 1983, "The anomalous stock market behavior of small firms in January : Empirical tests for tax-loss selling effects", Journal of Financial Economics, Volume 12, Issue 1, June 1983, Pages 89-104.
- Reinganum, MR and Shapiro, AC (1987), "Taxes and stock return seasonality: evidence from the London stock exchange", Journal of Business 60 , pp. 281-295.
- Ricky, Chia. Chee-Jiun & Liew, Venus Khim-Sen & Syed Khalid Wafa, Syed Azizi Wafa, 2006. "Calendar anomalies in the Malaysian stock market", MPRA Paper 516, University Library of Munich, Germany.
- Riepe, M., 1998, "Is Publicity Killing the January Effect?", Journal of Financial Planning 12: p.64-70.

- Ritter, Jay R., 1988, "The Buying and Selling Behavior of Individual Investors at the Turn of the Year", *The Journal of Finance*, Vol. 43, No. 3, Papers and Proceedings of the Forty-Seventh Annual Meeting of the American Finance Association, Chicago, Illinois, December 28-30, 1987. (Jul., 1988), pp. 701-717.
- Roberts, H., 1967, "Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market".
- Roberts, Harry, V., 1959, "Stock-Market "Patterns" and Financial Analysis: Methodological Suggestions", *Journal of Finance*, 14(1), pp. 1–10.
- Rogalski, Richard J., 1984, "New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note", *The Journal of Finance*, Vol. 39, No. 5. (Dec., 1984), pp. 1603-1614.
- Roll, R., 1983, "Vas ist das? The turn-of-the-year effect and the return premia of small firms", *Journal of Portfolio Management*, Winter, Vol. 9 Issue 2, pages 18-28.
- Rompotis, Gerasimos Georgiou, "A Comprehensive Study on the Seasonality of Greek Equity Funds Performance", (May 10, 2007), Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=986589>.
- Rozeff, Michael S. and William R. Kinney, Jr., 1976, "Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, Volume 3, Issue 4, October 1976, Pages 379-402.
- Sias, Richard W. and Laura T. Starks, 1997, "Institutions and Individuals at the Turn-of-the-Year", *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 4. (Sep., 1997), pp. 1543-1562.
- Solnik, B. and Bousquet, L. (1990) "Day - of- the- Week Effect on the Paris Bourse", *Journal of Banking and Finance*, 14, 461- 468.
- Steeley, James M., 2001, "A note on information seasonality and the disappearance of the weekend effect in the UK stock market", *Journal of Banking and Finance*, Volume 25, Issue 10, October 2001, Pages 1941-1956.
- Sullivan, Ryan, Allan Timmermann and Halbert White, 2001, "Dangers of data mining: the case of calendar effects in stock returns", *Journal of Econometrics*, Volume 105, Issue 1, November 2001, Pages 249-286.
- Tan R., Tat W. 1998, 'The diminishing calendar anomalies in the stock exchange of Singapore', *Applied Financial Economics*, Volume 8, Number 2, 1 April 1998 , pp. 119-125(7).
- Theobald, M. and V. Price, 1984, "Seasonality Estimation in Thin Markets." *Journal of Finance* 39, 377–392, (1984).
- Tonchev D. & Tae-Hwan Kim, 2004. "Calendar effects in Eastern European financial markets: evidence from the Czech Republic, Slovakia and Slovenia", *Applied Financial Economics*, Taylor and Francis Journals, vol. 14(14), pages 1035-1043, October.

- Tsangarakis, Nickolaos, 2007, “The day-of-the-week effect in the Athens Stock Exchange (ASE)”, Applied Financial Economics, Volume 17, Number 17, November 2007 , pp. 1447-1454(8).
- Wachtel, S.B. 1942, “Certain Observation on Seasonal Movements in Stock Prices”, Journal of Business, 15, 184-193.
- Wang, Ko, Yuming LI and John Erickson, 1997, “A New Look at the Monday Effect”, The Journal of Finance, Vol. 52, No. 5. (Dec., 1997), pp. 2171-2186.
- Wong, P. L., Neoh, S K, Lee, K H and Thong, T S, 1990, “Seasonality in the Malaysian stock market”, Asia Pacific Journal of Management, 7, 43–62.
- Yakob, N. A., Beal, D., and Delpachitra, S., 2005, “Seasonality in the Asia pacific stock markets”, Journal of Asset Management 6, 298-318.
- Zhang, B. and X. Li, 2006, “Do Calendar Effects Still Exist in the Chinese Stock Markets?”, Journal of Chinese Economic and Business Studies, Volume 4, Issue 2 July 2006 , pages 151 – 163.
- Ziemba, William T., 1991, “Japanese Security Market Regularities: Monthly, Turn-of-the- Month and Year, Holiday and Golden Week Effects”, Japan and the World Economy, September 1991b, 3:2, 119-46.

ΕΚΘΕΣΕΙΣ

- Χρηματιστήριο Αθηνών – 125 χρόνια
<http://www.athex.gr/content/gr/announcements/Files/125YearsASE.pdf>
- Ετήσιος απολογισμός 2002, Χρηματιστήριο Αθηνών, Εκδόσεις ΧΑ
http://www.ase.gr/content/gr/announcements/Files/annual_report_2002_gr.pdf
- Ετήσιος απολογισμός 2006, Χρηματιστήριο Αθηνών, Εκδόσεις ΧΑ
http://www.ase.gr/content/gr/announcements/Files/helex_annual_report_2006_gr.pdf
- «Δελτίο Διοικήσεως Επιχειρήσεων», Μάιος – Ιούνιος 2008, Τεύχος 370, Οικονομικό Δελτίο
- FACTBOOK year 2009, ΟΜΙΛΟΣ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑ
<http://www.ase.gr/content/gr/announcements/Files/FACTBOOK%20year%202009%20482009.pdf>
- Ετήσια Έκθεση 2009, Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς, (www.hcmc.gr)

ΆΛΛΕΣ ΑΝΑΛΥΣΕΙΣ - ΣΥΝΕΝΤΕΥΞΕΙΣ

- Jack Treynor, 1981, “What Does It Take to Win the Trading Game”, Financial Analysts Journal, January/February 1981.

- What is Market Efficiency?, by Reem Heakal (www.investopedia.com)
- Συνέντευξη Χρ. Γκόρτσου στο www.capital.gr, «Η MiFiD θα φέρει σημαντικές αλλαγές», 30 Οκτωβρίου 2007.

ΙΣΤΟΤΟΠΟΙ (SITE)

- www.investopedia.com
- Openlearn.open.ac.uk
- en.wikipedia.org
- www.capital.gr
- www.investorhome.com
- calendar-effects.behavioralfinance.net
- www.eurojournals.com/finance.htm
- www.ase.gr
- www.mnec.gr
- www.hsbc.gr
- www.eortologio.gr
- www.jstor.org
- books.google.com