

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ

CALENDAR MARKET ANOMALIES

ΤΖΑΝΕΤΟΠΟΥΛΟΥ ΚΑΤΕΡΙΝΑ

ΥΠΕΥΘΥΝΟΣ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: Γ. ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ

ΕΠΙΤΡΟΠΗ: κ. ΤΣΑΓΚΑΡΑΚΗΣ
κ. ΦΙΛΙΠΠΑΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ
ΜΑΙΟΣ 2002

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ.....	1
ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	4
1. Ημερολογιακές Ανωμαλίες (Calendar Anomalies)	5
2. Το φαινόμενο της μικρής εταιρίας ή του μεγέθους (the small firm effect or size effect).....	6
3. Το φαινόμενο που σχετίζεται με την αναγγελία νέων μετοχών (Announcement Based Effects)	7
4. Αρχικές Δημόσιες Εγγραφές Μετοχών (Initial Public Offerings-IPOs) και Αύξηση Μετοχικού Κεφαλαίου (Seasoned Equity Offerings-SEOs).....	8
5. Συναλλαγές “εκ των έσω” (Insider Transactions)	8
6. Το παράδοξο των αμοιβαίων κεφαλαίων κλειστού τύπου (The Closed-End Mutual Fund Paradox).	9
7. Το φαινόμενο του υψηλού δείκτη κερδών προς τιμή (The high earnings/ price ratio effect).....	9
8. Wall Street Weather	9
ΗΜΕΡΟΛΟΓΙΑΚΕΣ ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ (CALENDAR ANOMALIES)	11
1. JANUARY EFFECT	11
Λόγοι Εμφάνισης του January Effect	13
2. TURN-OF-THE-MONTH EFFECT.....	24
3. WEEKEND OR MONDAY OR DAY-OF –THE WEEK EFFECT.....	32
Λόγοι Εμφάνισης του Weekend Effect.....	39
4. PRE-HOLIDAY EFFECT	47
ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΦΑΙΝΟΜΕΝΩΝ	55
ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΠΡΑΓΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑ	58
ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ.....	67
ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΑΣ	72
1. ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ.....	72
1.1. Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς.....	72
1.2. Έλεγχος Κανονικότητας.....	73
1.3. Έλεγχος Μοντέλου Παλινδρόμησης	79
1.3.α. Χρήση Παραμετρικών Τεστ	79

1.3.β. Χρήση Μη-Παραμετρικών Τεστ	85
2. ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΗΜΕΡΑΣ ΤΗΣ ΕΒΔΟΜΑΔΟΣ	89
2.1. Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς	89
2.2. Έλεγχος Κανονικότητας	90
2.3. Έλεγχος Μοντέλου Παλινδρόμησης	94
2.3.α. Χρήση Παραμετρικών Τεστ	94
2.3.β. Χρήση Μη-Παραμετρικών Τεστ	98
3. ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΤΕΛΟΥΣ ΤΟΥ ΜΗΝΑ	101
3.1. Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς	101
3.2. Έλεγχος Κανονικότητας	104
3.3. Έλεγχος Μοντέλου Παλινδρόμησης	113
3.3.α. Χρήση Παραμετρικών Τεστ	113
3.3.β. Χρήση Μη-Παραμετρικών Τεστ	118
4. ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΠΑΡΑΜΟΝΗΣ ΤΩΝ ΕΟΡΤΩΝ	121
4.1. Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς	121
4.2. Έλεγχος Κανονικότητας	123
4.3. Έλεγχος Μοντέλου Παλινδρόμησης	133
4.3.α. Χρήση Παραμετρικών Τεστ	133
4.3.β. Χρήση Μη-Παραμετρικών Τεστ	138
ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ	141
1. Φαινόμενο του Ιανουαρίου	141
2. Φαινόμενο της Ημέρας της Εβδομάδος	142
3. Φαινόμενο του Τέλους του Μήνα	143
4. Φαινόμενο της Παραμονής των Εορτών	144
ΑΝΑΦΟΡΕΣ	146

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Οι ανωμαλίες της αγοράς είναι ένα φαινόμενο που εμφανίζεται στις χρηματιστηριακές πράξεις και που επηρεάζει την ομαλή λειτουργία της αγοράς. Τα τελευταία είκοσι χρόνια το φαινόμενο αυτό έχει απασχολήσει πολλούς ερευνητές, οι οποίοι έχουν μελετήσει πολλές αγορές για μεγάλες χρονικές περιόδους και για διαφορετικά είδη χρηματιστηριακών προϊόντων. Τα αποτελέσματα είναι ποικίλα ανάλογα με τις επιμέρους μεταβλητές που λαμβάνονται υπόψη κάθε φορά. Παρόλα αυτά, υπάρχουν ορισμένες γενικές κατευθυντήριες γραμμές που βοηθούν στην κατηγοριοποίηση των ανωμαλιών της αγοράς.

Εξ ορισμού, ανωμαλία είναι ένα συμβάν που δεν μπορεί να ερμηνευτεί από την επικρατούσα θεωρία. Στην περίπτωση των αποδόσεων των μετοχών, οι ανωμαλίες που προκύπτουν σχετίζονται με τη θεωρία των αποτελεσματικών αγορών, η οποία προβλέπει την απουσία συστηματικών μορφών στις αποδόσεις των μετοχών που επιτρέπουν σε ειδικές στρατηγικές να δημιουργούν υπερβολικές αποδόσεις. Επομένως, οποιαδήποτε παρέκκλιση- είτε θετική είτε αρνητική- στις τιμές και στις αποδόσεις των μετοχών, επιδεικνύει κάποιο είδος ανωμαλίας.

Η υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών υποστηρίζει ότι οι τιμές αναπροσαρμόζονται άμεσα ανταποκρινόμενες σε νέες πληροφορίες, ακολουθώντας το γνωστό φαινόμενο του 'τυχαίου περιπάτου' (random walk) σύμφωνα με το οποίο υπάρχει άμεση προσαρμογή στην εμφάνιση κάθε νέας –απρόβλεπτης και αβέβαιης- πληροφορίας. Αν οι τιμές αντικατοπτρίζουν ό,τι μπορεί να προβλεφθεί, οι αλλαγές στις τιμές αυτές αντικατοπτρίζουν μόνο μια τυχαία και μη-προβλεπόμενη συμπεριφορά.

Ωστόσο, πολλοί επενδυτές, άπειροι ή έμπειροι, προσπαθούν συνεχώς να καταστρώνουν στρατηγικές και να διαμορφώνουν όσο το δυνατόν καλύτερα χαρτοφυλάκια, προκειμένου να πετύχουν αποτελέσματα υψηλότερα από αυτά που αναμένονται από το επίπεδο κινδύνου του χαρτοφυλακίου τους. Όπως αναφέρει χαρακτηριστικά ο Fisher Black (1971), για την υπόθεση των αποτελεσματικών

κεφαλαιαγορών, ‘το πρώτο βήμα είναι να πείσει ο ίδιος ο επενδυτής τον εαυτό του ότι υπάρχει η υπόθεση του random walk στη δυνατή μορφή της, πράγμα το οποίο είναι πολύ δύσκολο’. Επομένως, κάθε προσπάθεια πρόβλεψης των μελλοντικών τιμών βασισμένη στην πληροφόρηση του παρελθόντος είναι μάταιη.

Η λύση του προβλήματος έγκειται στο να ακολουθηθεί μια ‘παθητική’ στρατηγική, η οποία μπορεί να φέρει μέγιστα αποτελέσματα. Πιο συγκεκριμένα, ο Fisher Black (1971) αναφέρει ότι:

“Μια παθητική στρατηγική δεν είναι το ίδιο με μια τυχαία επιλογή. Είναι σημαντικό για τον επενδυτή να επιλέξει ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, το οποίο να ταιριάζει στους στόχους του, στο επίπεδο φορολογίας του και στην ικανότητά του να ανέχεται μεταβολές στην αξία του χαρτοφυλακίου. Αλλά όταν θα έχει ένα χαρτοφυλάκιο, θα μπορεί να κάνει αλλαγές μόνο για να το κρατάει καλά διαφοροποιημένο, για να συμβαδίζει με τις αλλαγές στους στόχους του, να ρευστοποιεί μέρος των χρημάτων και να αντέχει στις τυχόν φορολογικές ζημιές. Είτε είναι ερασιτέχνης επενδυτής είτε επαγγελματίας, το να εγκαταλείψει την προσπάθεια της συνεχούς ανάλυσης των δεδομένων και της αγοράς, σημαίνει ότι η απόδοση του χαρτοφυλακίου του, και ειδικά μετά τους φόρους, θα είναι πιθανόν καλύτερη από αυτή των άλλων χαρτοφυλακίων που ‘τα διαχειρίζονται επαγγελματίες’ ”.

Οι κυριότερες μορφές ανωμαλιών είναι οι ακόλουθες:

1. Ημερολογιακές Ανωμαλίες (Calendar Anomalies)

(α) *Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (The January or “turn of the year” effect).*

Οι μετοχές των μικρών κυρίως εταιριών (αυτών που η κεφαλαιοποίησή τους είναι μικρότερη από το μέσο όρο) τείνουν να εμφανίζουν αποδόσεις μεγαλύτερες από το μέσο όρο κατά τον μήνα Ιανουάριο, και ειδικότερα κατά το πρώτο μισό του μήνα.

(β) Το φαινόμενο της “αλλαγής του μήνα” (*Turn of the month effect*).

Οι μετοχές παρουσιάζουν υψηλότερες θετικές αποδόσεις κατά την αλλαγή του μήνα και κυρίως κατά τις δύο-τρεις τελευταίες και τις τέσσερις-πέντε πρώτες μέρες του μήνα.

(γ) Το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου ή της Δευτέρας (*Weekend or Monday or day-of-the week effect*).

Οι αποδόσεις των μετοχών είναι αρνητικές κάθε Δευτέρα με αποτέλεσμα η μέρα αυτή να θεωρείται η χειρότερη για επενδύσεις. Η αρνητική αυτή τάση εμφανίζεται συνήθως, μεταξύ της τιμής κλεισίματος της Παρασκευής και της τιμής κλεισίματος της Δευτέρας.

(δ) Το φαινόμενο της “Παραμονής των εορτών” (*Pre-holiday effect*).

Οι αποδόσεις των μετοχών είναι υψηλότερες κατά τις ημέρες συναλλαγής πριν τις γιορτές από ότι τις υπόλοιπες μέρες του χρόνου.

2. Το φαινόμενο της μικρής εταιρίας ή του μεγέθους (the small firm effect or size effect)

Ορισμένες μελέτες έχουν αποδείξει ότι οι μικρές εταιρίες (είτε σε κεφαλαιοποίηση είτε σε ενεργητικό) τείνουν να έχουν πολύ μεγάλη απόδοση. Πρώτος ο Rolf W. Banz¹ παρουσίασε το φαινόμενο αυτό. Χώρισε τις μετοχές του NYSE με βάση τη κεφαλαιοποίησή τους και διαπίστωσε ότι οι αποδόσεις από το 1926 έως το 1980 της κατηγορίας με τις μικρότερες μετοχές ξεπέρασαν τις αποδόσεις των άλλων κατηγοριών. Βέβαια, άλλοι αναλυτές υποστηρίζουν ότι δεν είναι το μέγεθος των εταιριών που έχει σημασία αλλά η προσοχή και ο αριθμός των αναλύσεων που ακολουθούν μία νέα μετοχή.

¹ Rolf W. Banz, “The Relationship between Market Value and Return of Common Stocks”, *Journal of Financial Economics*, November 1981.

Η ανωμαλία αυτή είναι αντικείμενο έντονης διαμάχης ως προς το αν υπάρχει πράγματι ευκαιρία και δυνατότητα επίτευξης μεγάλων αποδόσεων. Ο David Dreman² σημειώνει ότι ο Banz στη μελέτη του ασχολείται μόνο με μετοχές του NYSE που είναι μεγαλύτερες από τις μικρές μετοχές άλλων Χρηματιστηρίων. Επιπλέον, ο Dreman δηλώνει ότι μεγάλο μέρος των δεδομένων στηρίζεται σε μετοχές που συναλλάσσονται λίγο ή καθόλου, με αποτέλεσμα να μην μπορεί να τις αγοράσει κανείς σε μεγάλες ποσότητες στην αναφερόμενη τιμή τους.

Επομένως, η απάντηση ως προς την ύπαρξη του size effect εξαρτάται από τη δομή της εκάστοτε μελέτης που ασχολείται με το φαινόμενο αυτό.

3. Το φαινόμενο που σχετίζεται με την αναγγελία νέων μετοχών (Announcement Based Effects)

Αλλαγές στις τιμές των μετοχών τείνουν να εμφανίζονται μετά από αρχικές δημόσιες εγγραφές μετοχών. Οι μετοχές που έχουν προκαλέσει θετική αντίδραση τείνουν να έχουν μια θετική ανοδική πορεία, ενώ εκείνες με αρνητική αντίδραση τείνουν να έχουν αρνητική καθοδική πορεία. Ο Robert Haugen στο βιβλίο του *The New Finance: The Case Against Efficient Markets* υποστηρίζει ότι η πράξη δείχνει πως οι επενδυτές αρχικά υποτιμούν τις επιχειρήσεις που δείχνουν υψηλή απόδοση και έπειτα υπεραντιδρούν. Πιο συγκεκριμένα, αναφέρει ότι “η αγορά αντιδρά έντονα με μία υστέρηση”.

Σύμφωνα με τελευταίες μελέτες³, ενώ οι αντιδράσεις στις τιμές κατά τη δεκαετία του '80 προέκυπταν μέσα σε διάστημα τριών –τεσσάρων εβδομάδων, τα τελευταία χρόνια εμφανίζονται μετά από δύο μέρες. Είναι πιθανό η χρήση των φαξ

² David Dreman, “When Statistics Lie”, *Forbes Issue*, 3/10/1997

³ Greg Ip, “Big News on Your Stock? Hold on to Your Hat”, *Wall Street Journal*, 27/4/1998. Στο άρθρο αυτό γίνεται σύγκριση μεταξύ μιας έρευνας του Robert Butman of TQA Investors LLC, που αναλύει τις αντιδράσεις χιλιάδων μετοχών μεταξύ των ετών 1995-1998, και μιας προηγούμενης έρευνας για τα έτη 1983-1989.

και του ίντερνετ να έχουν συνεισφέρει στη γρηγορότερη διάδοση της πληροφόρησης και στη γρηγορότερη προσαρμογή των μετοχών στις νέες εξελίξεις.

4. Αρχικές Δημόσιες Εγγραφές Μετοχών (Initial Public Offerings-IPOs) και Αύξηση Μετοχικού Κεφαλαίου (Seasoned Equity Offerings-SEOs)

Έχει παρατηρηθεί ότι χαρακτηριστικές μορφές διακυμάνσεων των τιμών των μετοχών ακολουθούν τις IPOs, δηλαδή την αρχική δημόσια έκδοση μετοχών από τις εταιρίες. Οι αρχικές αποδόσεις των μετοχών, στις μέρες και τις εβδομάδες που ακολουθούν μια IPO, τείνουν να είναι υψηλές (αν και το μέγεθος του βραχυπρόθεσμου κέρδους μεταβάλλεται κυκλικά μέσα στον χρόνο). Παρόλα αυτά, σε διάφορα χρονικά διαστήματα στα επόμενα χρόνια, οι μετοχές των IPOs τείνουν κατά μέσο όρο να έχουν χαμηλότερη απόδοση σε σχέση με τα κοινά μέτρα σύγκρισης.

Όσον αφορά την αύξηση μετοχικού κεφαλαίου-SEOs, τις μετοχές δηλαδή, που εκδίδονται προκειμένου να φέρουν επιπρόσθετα κεφάλαια σε ήδη υπάρχουσα εταιρία εισηγμένη στο Χρηματιστήριο, τα αποτελέσματά είναι τα ίδια αν και όχι ίσως τόσο αισθητά.

5. Συναλλαγές "εκ των έσω" (Insider Transactions)

Αρκετές μελέτες έχουν ασχοληθεί με τη σχέση που υπάρχει μεταξύ των συναλλαγών των μετοχών, που γίνονται από τους διευθυντές και τα στελέχη μιας εταιρίας, και των αποδόσεων των μετοχών αυτών. Όταν η μετοχή αγοράζεται από περισσότερα από ένα στελέχη της εταιρίας, διαφαίνεται ότι η μετοχή είναι σημαντικά υποτιμημένη και αναμένεται ότι θα έχει πολύ υψηλή απόδοση στο μέλλον. Βέβαια υπάρχει η αμφιβολία από πολλούς ερευνητές κατά πόσον τα κέρδη είναι και θα παραμείνουν σημαντικά στο μέλλον.

6. Το παράδοξο των αμοιβαίων κεφαλαίων κλειστού τύπου (The Closed-End Mutual Fund Paradox).

Ένα αμοιβαίο κεφάλαιο κλειστού τύπου είναι ένα σύνολο τίτλων που μπορούν να αγοραστούν ή να πωληθούν μεμονωμένα. Το παράδοξο είναι ότι η αγοραστική αξία του κεφαλαίου αυτού διαφέρει από την καθαρή αγοραστική αξία των επιμέρους τίτλων. Τα καινούρια αμοιβαία κεφάλαια συχνά πωλούνται με ένα premium πάνω από την αξία των τίτλων, αλλά οι μετοχές αυτών που θα παραμείνουν και μετά από κάποια χρόνια συχνά συναλλάσσονται σε τιμές χαμηλότερες από την καθαρή τους αξία.

Με τον εντοπισμό του παράδοξου αυτού φαινομένου, οι διαφορές στις τιμές των αμοιβαίων κεφαλαίων κλειστού τύπου τείνουν να μειωθούν. Παρόλα αυτά, η πηγή των αποκλίσεων αυτών παραμένει να είναι αντικείμενο διαμάχης και έρευνας.

7. Το φαινόμενο του υψηλού δείκτη κερδών προς τιμή (The high earnings/price ratio effect).

Οι εταιρίες με υψηλό δείκτη κερδών προς την τιμή της μετοχής φαίνεται να έχουν μετοχές με πολύ υψηλές αποδόσεις σε σχέση με ένα κοινό μέτρο σύγκρισης (common benchmark) όπως το CAPM. Το φαινόμενο αυτό από πολλούς θεωρείται ότι είναι ταυτόσημο με το size effect.

8. Wall Street Weather

Φημολογείται ότι υπάρχει σύνδεση μεταξύ των τιμών των μετοχών στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και του καιρού -της συννεφιάς- που επικρατεί στην πόλη. Ο E. M. Saunders αναφέρει ότι:

Η ανακάλυψη ότι ο καιρός στην Νέα Υόρκη έχει παρουσιάσει σημαντική συσχέτιση με τους μεγαλύτερους δείκτες μετοχών, ενισχύει την άποψη ότι η ψυχολογία του επενδυτή επηρεάζει τις τιμές των μετοχών. Η αιτιώδης αυτή σχέση έχει υποστηριχτεί έντονα από εκτεταμένη έρευνα δείχνοντας ότι ο καιρός επηρεάζει την διάθεση και ότι οι διαφορετικές διαθέσεις εξαρτώνται από συννεφιασμένες και ηλιόλουστες μέρες.

Λαμβάνοντας υπόψη τις παρατηρήσεις αυτές, η συσχέτιση τιμής μετοχών και καιρικών συνθηκών θα μπορούσε πιθανόν να μην θεωρηθεί ανωμαλία καθόλου. Αντίθετα, φαίνεται να είναι μια λογική, αν και όχι τελείως ορθόδοξη, εξήγηση της σχέσης αυτής.

ΗΜΕΡΟΛΟΓΙΑΚΕΣ ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ (CALENDAR ANOMALIES)

Αντικείμενο της παρούσας εργασίας είναι η μελέτη των ημερολογιακών ανωμαλιών της χρηματιστηριακής αγοράς στις χώρες του εξωτερικού, με βάση τις προγενέστερες μελέτες, καθώς και μια αντίστοιχη, πιο εξειδικευμένη, μελέτη στα πλαίσια της ελληνικής αγοράς.

Στη συνέχεια θα γίνει λεπτομερειακή αναφορά στα φαινόμενα αυτά, όπως ακριβώς έχουν αναλυθεί από διακεκριμένους ακαδημαϊκούς.

1. JANUARY EFFECT

Οι μετοχές γενικότερα και οι μικρές μετοχές ειδικότερα, έχουν ιστορικά επιδείξει αφύσικα υψηλές αποδόσεις κατά το μήνα Ιανουάριο, σε βαθμό τέτοιο που ξεπερνούν το μέσο όρο αποδόσεων ολόκληρου του χρόνου. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι ίσως το πιο γνωστό παράδειγμα ανώμαλης συμπεριφοράς στις χρηματαγορές σε όλο τον κόσμο και έχει τύχει μεγάλης αποδοχής τόσο από τον ημερήσιο τύπο όσο και από τα ακαδημαϊκά περιοδικά. Παρά όμως την συνεχή μελέτη του, παραμένει ένα φαινόμενο με την ίδια σχεδόν ένταση, ίσως λίγο μειωμένη, για δύο περίπου δεκαετίες. Τα γεγονότα αυτά είναι εντυπωσιακό δεδομένου ότι, σύμφωνα με τη θεωρία, μια ανωμαλία τείνει να εξαφανιστεί όταν οι άνθρωποι προσπαθούν να την εκμεταλλευτούν εκ των προτέρων προκειμένου να πετύχουν κέρδος.

Το φαινόμενο αυτό εντοπίστηκε αρχικά από τον *Wachtel* (1942) και επανήλθε στο προσκήνιο πριν από 25 χρόνια περίπου από τους *Rozeff and Kinney* (1976), οι οποίοι στην έρευνά τους αναφέρουν ότι εμφανίζονται απροσδόκητα υψηλές αποδόσεις στις μετοχές του NYSE κατά το μήνα Ιανουάριο από το 1904 ως το 1974. Στις αρχές του '80, ο *Donald Keim* έδωσε το όνομα "January Effect" στο φαινόμενο αυτό. Στην διπλωματική του στο University of Chicago, ο Keim εντοπίζει υπερβολικά υψηλές αποδόσεις για μικρού μεγέθους (small-cap) μετοχές τον Ιανουάριο κατά τη

χρονική περίοδο 1963-1979. Επιπλέον, επεσήμανε ότι ο όγκος των αποδόσεων αυτών εμφανίστηκε την πρώτη εβδομάδα του μήνα. Σήμερα, ο *Keim*⁴ αναφέρει ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου, αν και ελαφρώς μικρότερο, παραμένει στατιστικά σημαντικό.

Η τάση αυτή εξακολουθεί να υπάρχει και μετά το 1979 αφού ο Ιανουάριος παρουσίαζε επενδυτές μικρών μετοχών με αποδόσεις μεγαλύτερες από αυτές των μετοχών των μεγάλων εταιριών. Ακόμη, οι μικρές μετοχές αποδίδουν καλύτερα τον Ιανουάριο από τους υπόλοιπους μήνες του χρόνου. Παρόλα αυτά, υπάρχουν έρευνες που φέρουν μικτά αποτελέσματα ως προς το *january effect*. Οι *Haugen and Jorion* (1996) στην έρευνά τους για τις μετοχές των εταιριών του NYSE από το 1926 ως το 1993, δείχνουν ότι το φαινόμενο υπάρχει σε όλες τις μετοχές, εκτός από αυτές των πολύ μεγάλων εταιριών, και συνεχίζει να υπάρχει και στην πιο πρόσφατη περίοδο μεταξύ 1977-1993. Αντίθετα, ο *Riepe* (1998) εξετάζει επίσης δεδομένα από το 1926 και παρατηρεί μια πτωτική τάση του φαινομένου μέσα στον χρόνο καθώς και ότι το *january effect* δεν εμφανίζεται στις μετοχές παρά μόνο στις πολύ μικρού μεγέθους κατά την περίοδο 1993-1997.

Ακόμη, σε μια πιο πρόσφατη μελέτη των *Compton and Kunkel* (2000), δεν παρατηρούνται στοιχεία εμφάνισης του φαινομένου κατά τη χρονική περίοδο 1988-1998, σε δύο πολύ βασικούς χρηματιστηριακούς δείκτες, τον DJIA (Dow Jones Industrial Index) και τον S&P 500 (Standar & Poor's 500 Index) και σε *stock and bond accounts*. Οι ερευνητές αυτοί εξέτασαν έξι επενδυτικές στρατηγικές – δύο ‘*buy and hold*’ strategies και τέσσερις *switching strategies* – πάνω σε δύο λογαριασμούς, *Stock Account* και *Bond Account*, σε συνάρτηση με το *january effect*, το *weekend* και το *turn -of- the month effect*. Παράλληλα, μελέτησαν τους δείκτες DJIA και S&P 500 χρησιμοποιώντας το μοντέλο παλινδρόμησης των ημερησίων αποδόσεων στις μηνιαίες ‘*dummy*’ μεταβλητές. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπάρχει εμφάνιση του φαινομένου του Ιανουαρίου, αφού το *F-statistic test* αδυνατεί να απορρίψει τη υπόθεση H_0 ότι οι διαφορές των ημερησίων αποδόσεων των υπόλοιπων μηνών και του Ιανουαρίου είναι ίσες με το μηδέν.

⁴ Καθηγητής Χρηματοοικονομικής στο University of Pennsylvania's Whartin School of Finance.

$$R_t = \alpha + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \dots + \beta_{11} D_{11t} + \varepsilon_t$$

όπου,

R_t : απόδοση των μετοχών στο χρόνο T .

α : μέση απόδοση του μήνα Ιανουαρίου.

D_{it} : μηνιαίες dummy μεταβλητές = 1 για το μήνα i .
= 0, αλλιώς.

β_{it} : διαφορά των αποδόσεων μεταξύ του Ιανουαρίου και του μήνα i .

H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{11} = 0$

H_1 : $\beta_1, \beta_2 \dots \beta_{11} < 0$ συμφωνία με το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Λόγοι Εμφάνισης του January Effect

Ο πιο σημαντικός και γνωστός λόγος εμφάνισης του φαινομένου αυτού είναι η υπόθεση του “*year-end tax-loss selling*”. Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή, οι επενδυτές δημιουργούν ζημιές σε κάποιες ‘μη επιτυχημένες’ επενδύσεις τους (holdings) πουλώντας τις στο τέλος του χρόνου προκειμένου να αντισταθμίσουν τα κέρδη σε άλλες και να μειώσουν έτσι το ποσοστό φορολογίας τους. Έπειτα, αγοράζουν πάλι τις επενδύσεις αυτές ή άλλες στις αρχές του Ιανουαρίου. Λόγω του γεγονότος αυτού, στις μετοχές στις οποίες παρουσιάζονται κεφαλαιακές ζημιές, οι τιμές τους μειώνονται κατά τον Δεκέμβριο και αυξάνονται πάλι τον Ιανουάριο. Το φαινόμενο λοιπόν του Ιανουαρίου εμφανίζεται πολύ έντονα στις μικρές μετοχές αφού αυτές είναι που έχουν τη μεγαλύτερη διακύμανση της τιμής.

Ο *Roll* (1983) στην έρευνά του διαπιστώνει ότι οι εταιρίες μικρού μεγέθους επηρεάζονται περισσότερο από την *tax-loss selling hypothesis* από ότι οι εταιρίες μεγάλου μεγέθους. Ειδικότερα, την τελευταία μέρα συναλλαγών του Δεκεμβρίου, οι μικρές επιχειρήσεις τείνουν να έχουν αφύσικα υψηλές αποδόσεις συγκρινόμενες με τις μεγάλες επιχειρήσεις. Αυτό είναι άλλωστε και το φαινόμενο του τέλους του χρόνου ή ‘*turn-of-the-year*’ effect. Επίσης, παρατηρεί ότι υπάρχει αρνητική

συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών τον Ιανουάριο και των αποδόσεων των προηγούμενων 12 μηνών. Αυτό σημαίνει ότι οι μετοχές, των οποίων η αξία μειώνεται κατά τη διάρκεια του χρόνου, είναι οι ‘μεγάλοι κερδισμένοι’ τον Ιανουάριο.

Ο *Reinganum* (1983) αναφερόμενος στην κεφαλαιαγορά των Η.Π.Α., επικροτεί την ύπαρξη της σχέσης μεγέθους και αποδόσεων ως προς την tax-loss selling hypothesis. Ακόμη, οι *Brown et. al.* (1983) υποστηρίζουν ότι οι μετοχές μικρών εταιριών είναι πιθανοί υποψήφιοι για την παραπάνω υπόθεση εφόσον οι μετοχές αυτές έχουν υψηλότερες διακυμάνσεις τιμών και κατά συνέπεια μεγαλύτερες πιθανότητες για μεγάλη πτώση τιμών στο τέλος του χρόνου. Τέλος, ο *Dyl* (1977) είχε βρει ότι ο όγκος συναλλαγών των μετοχών τον Δεκέμβριο είναι αντιστρόφως ανάλογος ως προς την αλλαγή της τιμής από τον Ιανουάριο ως το Νοέμβριο.

Παρόλα αυτά, πολλές μελέτες εκφράζουν την αμφιβολία τους ως προς το κατά πόσον η ‘tax-loss selling hypothesis’ είναι η μοναδική αιτία του φαινομένου του Ιανουαρίου. Η αμφιβολία αυτή ενισχύεται από το γεγονός ότι το φαινόμενο αυτό εμφανίζεται και σε αγορές που δεν υπάρχει θέμα φορολογίας τον Ιανουάριο. Πιο συγκεκριμένα, οι *Brown et. al.* (1983) παρατηρούν ότι στην Αυστραλία οι μετοχές αντιμετωπίζουν το January effect παρόλο που το φορολογικό έτος της χώρας αυτής διαφέρει από τις Η.Π.Α. και ξεκινάει τον Ιούλιο (όπου παρατηρείται πάλι ‘ανώμαλη συμπεριφορά’ στις αποδόσεις των μετοχών).

Οι *Jones, Pearce and Wilson* (1987), μελετώντας την περίοδο 1871-1938 (όπου το 1918 άρχισε η επιβολή φόρων εισοδήματος στις Η.Π.Α.) διαπίστωσαν ότι το January effect υπήρχε και πριν το 1918, ενώ μετά το έτος αυτό δεν υπήρξε στατιστικά σημαντική αλλαγή στο φαινόμενο αυτό. Χώρισαν την χρονική περίοδο σε δύο μέρη: Φεβρουάριος 1871 με Δεκέμβριο 1938, όπου μελέτησαν τον βιομηχανικό δείκτη της Cowles Commission, και Ιανουάριο 1900 μέχρι Δεκέμβριο 1929 όπου μελέτησαν τους δείκτες DJ12 (1900-1918) και DJ20 (1918-1929). Η δεύτερη αυτή περίοδος είχε μελετηθεί από τον *Schultz* (1985), ο οποίος είχε αποδεχθεί την tax-loss selling hypothesis ως ερμηνεία του φαινομένου του Ιανουαρίου.

$$R_t = \beta_0 + \sum \beta_i M_{it} + \varepsilon_t$$

όπου,

R_t : αποδόσεις μετοχών τον μήνα t.

$M_{2t...12t} = 1$, εάν ο μήνας είναι Φεβρουάριος,..., Δεκέμβριος.
 $= 0$, διαφορετικά.

$H_0 : \beta_i (i>1) = 0$

$H_1 : \beta_i < 0$ συνέπεια με το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

If $\beta_i (i>1) = 0$ τότε

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 JAN_t + \varepsilon_t$$

όπου,

$JAN_t = 1$, εάν ο μήνας είναι Ιανουάριος.
 $= 0$, διαφορετικά.

$H_0 : \beta_i (i>1) > 0$

Τα αποτελέσματα της έρευνας όσον αφορά τον Cowles Index έδειξαν ότι για τις περιόδους 1871-1917, 1900-1917 και 1918-1938 χωριστά, η: $H_0: \beta_i (i>1) = 0$ δεν μπορεί να απορριφθεί, γεγονός που σημαίνει ότι εμφανίζεται το january effect κατά το διάστημα αυτό. Χρησιμοποιώντας το δεύτερο μοντέλο, διαπιστώνεται ότι το φαινόμενο αυτό εμφανίζεται με την ίδια ένταση πριν και μετά την επιβολή των φόρων. Μελετώντας τους δείκτες DJ12 και DJ20 για τις μεγάλες εταιρίες, οι ερευνητές δεν παρατηρούν την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου πριν και μετά το 1918, αν και οι αποδόσεις του Ιανουαρίου εμφανίζονται σχετικά μικρότερες –αλλά όχι στατιστικά σημαντικές- από αυτές των άλλων μηνών.

Επιπλέον, οι *Berges, McConnell and Schlarbaum* (1984) εντοπίζουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στο Χρηματιστήριο του Toronto πριν το 1972 όταν στον Καναδά δεν είχαν επιβληθεί ακόμη φόροι στα κεφαλαιακά κέρδη. Η περίοδος που μελετήθηκε ήταν Ιανουάριος 1950 με Δεκέμβριο 1980, η οποία χωρίστηκε σε δύο υποπεριόδους 1973-1980 και 1951-1972. Για το διάστημα αυτό συλλέχθηκαν δεδομένα για τις μηνιαίες τιμές των μετοχών 391 εταιριών του Χρηματιστηρίου του Τορόντο ή του Μόντρεαλ. Οι μετοχές αυτές κατατάχτηκαν με βάση τη συνολική αξία

τους στο τέλος κάθε Δεκεμβρίου και χωρίστηκαν σε πέντε portfolios με ισάριθμες μετοχές με βάση την αξία αυτή. Για κάθε portfolio υπολογίστηκε η μέση απόδοση. Τα αποτελέσματα δείχνουν εμφανώς την ύπαρξη του January effect και στις δύο υποπεριόδους. Η διαφορά της μέσης απόδοσης του Ιανουαρίου και των άλλων μηνών είναι στατιστικά σημαντική στο επίπεδο του 1% και διάφορη του μηδενός. Επιπλέον, για να ελεγχθεί η 'tax-loss-selling-pressure' hypothesis, οι μελετητές εξέτασαν τη σχέση μεταξύ αποδόσεων Ιανουαρίου και ενός μέτρου του potential tax-loss selling (PTS). Το μέτρο του PTS είναι ο λόγος της τιμής στο τέλος του χρόνου και της υψηλότερης τιμής συναλλαγής σε μία περίοδο που να επιτρέπει οποιαδήποτε βραχυπρόθεσμη ζημιά για φορολογικούς σκοπούς. Οι τίτλοι χωρίστηκαν σε δέκα portfolios για κάθε χρονική περίοδο (1965-1972 και 1973-1980) και αυτά ομαδοποιήθηκαν σε δύο κατηγορίες: τα υψηλά PTS και τα χαμηλά PTS. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι μέσες αποδόσεις είναι υψηλότερες στα υψηλά PTS από ότι στα χαμηλά PTS, παρόλα αυτά οι διαφορές δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Επομένως, φαίνεται ότι η tax-loss selling hypothesis δεν αποτελεί πειστική εξήγηση του φαινομένου του Ιανουαρίου κυρίως για μετοχές μεγάλων εταιριών. Το φαινόμενο όμως αυτό εμφανίζεται έντονα στον Καναδά χωρίς όμως να είναι δυνατόν να εντοπιστεί η πραγματική αιτία του.

Οι *Gultekin and Gultekin* (1983) παρατηρούν μια στενή σχέση ανάμεσα στις μηνιαίες εποχικές αποδόσεις των μετοχών και στην αλλαγή του φορολογικού έτους. Τέλος, οι *Fountas and Segredakis* (1999) σε πρόσφατη μελέτη τους για δεκαοκτώ αναδυόμενες αγορές, διαπίστωσαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν σχετίζεται σημαντικά με την 'tax-loss selling hypothesis'. Οι δύο ερευνητές χρησιμοποίησαν εβδομαδιαία και μηνιαία δεδομένα των δεικτών αγοράς, για τις περιόδους Ιανουαρίου 1987-Δεκεμβρίου 1996 και Ιανουαρίου 1987-Δεκεμβρίου 1995 αντίστοιχα, για τις αποδόσεις των μετοχών δεκαοκτώ αναδυόμενων αγορών. Οι αγορές αυτές ήταν οι Αργεντινή, Χιλή, Κολομβία, Ελλάδα, Ινδία, Ιορδανία, Κορέα, Μαλαισία, Μεξικό, Νιγηρία, Πακιστάν, Φιλιππίνες, Πορτογαλία, Ταϊβάν, Ταϊλάνδη, Τουρκία, Βενεζουέλα και Ζιμπάμπουε. Οι αγορές αυτές χαρακτηρίζονται αναδυόμενες από το International Finance Corporation (IFC) όταν το εισόδημά τους, σύμφωνα με την Παγκόσμια Τράπεζα (World Bank), είναι χαμηλό ή μεσαίο.

$$R_t = \alpha + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \dots + \beta_{11} D_{11t} + \varepsilon_t$$

όπου,

R_t : απόδοση μετοχών στην αγορά το χρόνο t .

α : μέση απόδοση για τον Ιανουάριο.

D_{it} : μηνιαίες dummy μεταβλητές = 1, για μήνα i .

= 0, διαφορετικά.

β_{it} : διαφορά στις αποδόσεις μεταξύ Ιανουαρίου και άλλου μήνα i .

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{11} = 0$

$H_1 : \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{11} < 0$ συνέπεια με το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Για τον έλεγχο του φαινομένου του Ιανουαρίου και της 'tax-loss selling' υπόθεσης χρησιμοποιείται το μοντέλο:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 D_{1t} + \varepsilon_t$$

με

$D_{1t} = 0$, για το μήνα Ιανουάριο και τον πρώτο μήνα του φορολογικού έτους.

= 1, αλλιώς.

β_0 = μέση απόδοση Ιανουαρίου και μέση απόδοση του πρώτου μήνα του φορολογικού έτους.

$H_0 : \beta_1 = 0$

Όσον αφορά τα μηνιαία αποτελέσματα, όλες οι χώρες παρουσιάζουν φαινόμενα εποχικότητας με ιδιαίτερα στατιστική σημαντικότητα στις χώρες της Χιλής, Κολομβίας, Ινδίας, Μαλαισίας, Μεξικού, Νιγηρίας και Ζιμπάμπουε. Οι χώρες της Χιλής, Ελλάδας, Κορέας, Ταϊβάν και Τουρκίας παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο σε σχέση με τους περισσότερους από τους υπόλοιπους μήνες, ενώ η Χιλή είναι η μόνη χώρα που παρουσιάζει θετική σχέση μεταξύ Ιανουαρίου και tax-loss selling hypothesis. Αντίθετα, καθόλου δεν εμφανίζεται η υπόθεση αυτή στην Ινδία και το Πακιστάν, όπου το φορολογικό έτος αρχίζει τον Απρίλιο και Ιούλιο αντίστοιχα. Επομένως, σε ορισμένες αγορές οι αποδόσεις ορισμένων μηνών διαφέρουν σημαντικά από τις αποδόσεις των άλλων μηνών του έτους, όπως συμβαίνει με τον Ιανουάριο στη Χιλή, τον Δεκέμβριο στην Κολομβία και τον Οκτώβριο (χαμηλές αποδόσεις) στην Ελλάδα. Υπάρχουν όμως και αγορές όπου οι αποδόσεις

μεταξύ των μηνών δεν διαφέρουν σημαντικά, όπως συμβαίνει στην Ταϊλάνδη, Βενεζουέλα και Ζιμπάμπουε. Γενικά, η έρευνα έδειξε ότι δεν υπάρχει απόδειξη ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου οφείλεται στην tax-loss selling hypothesis.

Ο *Ho* (1990) διαπιστώνει ότι η 'tax-loss selling hypothesis' δεν εμφανίζεται έντονα στις περισσότερες ασιατικές αγορές αφού μόνο σε τρεις από τις εννέα αγορές του Ειρηνικού, η απόδοση του πρώτου μήνα του φορολογικού χρόνου ήταν σημαντικά υψηλότερη από όλους τους άλλους μήνες. Ακόμη, ο *Dr Chua Hak Bin*⁵ (2000), μελετώντας την αγορά της Μαλαισίας, παρατηρεί εποχικότητα στις τιμές των μετοχών κατά το μήνα Φεβρουάριο. Μελέτησε δεδομένα του Second Board Index από το 1993, τη χρονιά που άρχισε να εφαρμόζεται, έως το 2000, και του KLCI (Composite Index) για τα δέκα τελευταία χρόνια, σχετικά με τις ποσοστιαίες αλλαγές των τιμών κατά το μήνα Ιανουάριο. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το January Effect, σε σχέση με τις Δυτικές Αγορές, δεν εμφανίζεται στην αγορά της Μαλαισίας. Αντίθετα, ο Second Board Index έπεσε στα τρία (3) από τα τέσσερα (4) τελευταία χρόνια, ενώ ο KLCI δεν έδειξε καμία τάση τα τελευταία δέκα (10) χρόνια. Από την άλλη, εποχικότητα εμφανίζεται έντονα το μήνα Φεβρουάριο όπου η απόδοση, των μικρών κυρίως μετοχών, εμφανίζεται ιδιαίτερα αυξημένη κατά τα τελευταία δέκα χρόνια. Βέβαια το φαινόμενο αυτό εμφανίζεται ιδιαίτερα εξασθετισμένο σε μεγαλύτερη περίοδο από το 1970 ως το 1996.

Καλή ερμηνεία του φαινομένου αποτελεί το γεγονός ότι τα ετήσια bonuses των κατοίκων της Μαλαισίας λαμβάνουν χώρα πριν τις γιορτές του Νέου Κινέζικου Έτους το Φεβρουάριο, και όχι το Δεκέμβριο ή τον Ιανουάριο. Ειδικά τα τελευταία χρόνια, τα bonuses ήταν ιδιαίτερα υψηλά λόγω της άριστης απόδοσης πολλών εταιριών. Κυρίως σε χρηματιστηριακές εταιρίες τα bonuses μπορεί να φτάσουν και τους μισθούς 24 μηνών, εκ των οποίων ένα μέρος επενδύεται στη χρηματιστηριακή αγορά, προκαλώντας το φαινόμενο του Φεβρουαρίου. Όσον αφορά τις υπόλοιπες ασιατικές αγορές, ο εντοπισμός του φαινομένου είναι ιδιαίτερα δύσκολος γιατί η εποχικότητα των τιμών εμφανίζεται πιο έντονα σε μικρές μετοχές, των οποίων η μελέτη είναι δυσχερής.

⁵ <http://www.mir.com.my/lb/stock/html/4.htm>

Εκτός όμως από την ‘tax-loss selling hypothesis’, το φαινόμενο του Ιανουαρίου έχει και άλλες εξηγήσεις όπως το *φαινόμενο του μεγέθους (size-effect)*. Σύμφωνα με τους *Rogalski and Titanic* (1986), οι μικρές επιχειρήσεις έχουν σημαντικά υψηλότερο κίνδυνο (συνολικό, συστηματικό και μη-συστηματικό) στην αρχή του χρόνου από ότι στον υπόλοιπο χρόνο. Επομένως, οι επενδυτές πρέπει να αντισταθμίσουν τον κίνδυνο που αντιμετωπίζουν κατά την επένδυση σε μετοχές μικρών εταιριών, εξασφαλίζοντας υψηλότερη απόδοση.

Η *θετική σχέση κινδύνου-απόδοσης* που παρατηρείται τον Ιανουάριο, αποτελεί μία ακόμη εξήγηση του *january effect*. Οι *Tinic and West* (1984) αναφέρουν ότι στις Η.Π.Α. το *risk premium* είναι θετικό κατά τον Ιανουάριο και όχι σημαντικά διαφορετικό από το μηδέν κατά τους υπόλοιπους μήνες. Επιπλέον, οι *Corhay, Hawawini and Michel* (1987) παρατηρούν σημαντικά θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του μέσου χαρτοφυλακίου και του συστηματικού κινδύνου μόνο κατά τον μήνα Ιανουάριο, για τις Η.Π.Α. και το Βέλγιο. Για το χρηματιστήριο του Λονδίνου, η σχέση αυτή παρατηρήθηκε μόνο κατά τον μήνα Απρίλιο, ενώ για την αγορά της Γαλλίας το *risk premium* του Ιανουαρίου εμφανίστηκε θετικό και μεγαλύτερο από το *risk premium* του υπόλοιπου χρόνου, αλλά όχι στατιστικά σημαντικό. Οι ερευνητές πήραν ένα δείγμα 1591 κοινών μετοχών από τέσσερις χώρες: 782 μετοχές από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE), 527 μετοχές από το Χρηματιστήριο του Λονδίνου (LSE), 112 μετοχές από το Χρηματιστήριο του Παρισιού (PSE) και 170 μετοχές από το Χρηματιστήριο των Βρυξελλών (BSE). Η χρονική περίοδος μελέτης ήταν Ιανουάριος 1969 – Δεκέμβριος 1983 και χρησιμοποιήθηκαν οι γενικοί δείκτες τιμών των μετοχών κάθε χρηματιστηρίου. Αρχικά μελετήθηκαν οι αποδόσεις των μετοχών κάθε μήνα και εντοπίστηκε εποχικότητα κατά το μήνα Ιανουάριο για τις Η.Π.Α., τον Απρίλιο για τη Μ. Βρετανία, τον Ιούλιο για την Γαλλία και τον Ιανουάριο, Φεβρουάριο, Απρίλιο, Ιούνιο και Ιούλιο για το Βέλγιο. Στη συνέχεια, οι ερευνητές με τέσσερις διαφορετικές παλινδρομήσεις μελέτησαν την ύπαρξη των μηνιαίων *risk premia* για κάθε χώρα, το κατά πόσον το *risk premium* του Ιανουαρίου ισοδυναμεί με το μέσο *risk premium* του χρόνου, το κατά πόσον τα μηνιαία *risk premia* ισοδυναμούν μεταξύ τους και ποια η σχέση των *risk premia* μεταξύ των τεσσάρων χωρών.

$$\mathbf{R}_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_{p,t-1} + \mu_{pt} \quad \textcircled{1}$$

Βασισμένο στο συστηματικό κίνδυνο (beta).

$$\gamma_{1t} = \alpha_1 + \alpha_2 D_2 + e_t \quad \textcircled{2}$$

όπου,

γ_{1t} : μηνιαία εκτίμηση του risk premium.

D_2 : dummy μεταβλητή που αντιπροσωπεύει το υπόλοιπο του χρόνου.

= 1, υπόλοιπος χρόνος.

= 0, μήνας Ιανουάριος.

α_1 : διαφορά μεταξύ μέσου risk premium τον Ιανουάριο και μέσου risk premium κατά τη διάρκεια των υπόλοιπων έντεκα μηνών του χρόνου.

$$\gamma_{1t} = \alpha_1 + \sum_{t=2}^{12} \alpha_t D_t + e_t \quad \textcircled{3}$$

με

γ_{1t} : μηνιαία εκτίμηση του risk premium.

D_t : dummy μεταβλητές που αντιπροσωπεύουν κάθε μήνα του χρόνου από το Φεβρουάριο (t=2) μέχρι το Δεκέμβριο (t=12)

α_1 : μέσο risk premium του Ιανουαρίου.

α_t : κλίση της παλινδρόμησης που μετρά τη διαφορά μεταξύ του μέσου risk premium

τον Ιανουάριο και του μέσου risk premium το μήνα t.

$$\gamma_{1t} = \alpha_0 + \alpha_0 M_t + \sum_{i=1}^3 \alpha_i D_{it} + \sum_{i=1}^3 \alpha_i S_{it} + e_t \quad \textcircled{4}$$

για κάθε μήνα t του χρόνου από τον Ιανουάριο (t=1) μέχρι το Δεκέμβριο (t=12).

Εξαρτημένη μεταβλητή είναι το risk premium το μήνα t για τη χώρα i.

i= Η.Π.Α., i=1 για Ηνωμένο Βασίλειο, i=2 για Γαλλία, i=3 για Βέλγιο

M_t : dummy μεταβλητή για μήνα t.

D_{it} : dummy μεταβλητή για χώρα i.

$S_{it} = M_t D_{it}$

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα της έρευνας, εντοπίστηκαν ορισμένα κοινά χαρακτηριστικά στις αγορές αυτές. Αν και το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης θεωρείται το μεγαλύτερο και πιο δραστήριο του κόσμου, ενώ το Χρηματιστήριο των

Βρυξελλών το μικρότερο και λιγότερο ενεργό, παρατηρήθηκε σε όλα το φαινόμενο της εποχικότητας τόσο στις αποδόσεις των μετοχών όσο και στις αγορές. Στις Η.Π.Α. και στο Βέλγιο, η σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων χαρτοφυλακίου και του αντίστοιχου συστηματικού κινδύνου είναι στατιστικά σημαντική μόνο το μήνα Ιανουάριο. Η σχέση αυτή δεν παρατηρείται στο Ηνωμένο Βασίλειο τον Ιανουάριο, αλλά είναι πολύ έντονη τον Απρίλιο. Στη Γαλλία, το risk premium του Ιανουαρίου είναι θετικό και μεγαλύτερο από το risk premium του υπόλοιπου χρόνου αλλά δεν είναι σημαντικά διαφορετικό από το μηδέν. Αντίθετα με την περίπτωση των Η.Π.Α., όπου η σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και του συστηματικού κινδύνου δεν είναι σημαντικά διαφορετική από το μηδέν τον υπόλοιπο χρόνο, στις άλλες τρεις Ευρωπαϊκές χώρες η σχέση αυτή είναι σημαντικά αρνητική. Τέλος, προκειμένου να ελεγχθεί κατά πόσο η εποχικότητα του μηνιαίου risk premium αντανακλά την εποχικότητα των μηνιαίων αποδόσεων, έγινε σύγκριση αυτών των στοιχείων για κάθε χώρα, όπου παρατηρήθηκε τέλεια συσχέτιση στις Ηνωμένες Πολιτείες σε αντίθεση με τη Γαλλία, Βέλγιο και Ηνωμένο Βασίλειο.

Άλλες ερμηνείες του φαινομένου, που όμως δεν έχουν μελετηθεί σε βάθος είναι η *μεγάλη ρευστότητα χρήματος* που παρατηρείται στην αλλαγή του χρόνου καθώς και η *επανατοποθέτηση των χαρτοφυλακίων* από τους επαγγελματίες επενδυτές στο τέλος του έτους. Οι *Jacobs and Levy* (1988) αποδίδουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε επενδυτές που αναμένουν την καινούρια χρονιά για να πάρουν αποφάσεις. Δεν είναι όμως ξεκάθαρο γιατί αυτές οι αποφάσεις αφορούν την αγορά μετοχών. Ο Lou Harvey, πρόεδρος της εταιρίας ερευνών Dalbar με έδρα το Boston, αποδίδει την τάση αυτή σε *ψυχολογικούς λόγους* των επενδυτών στο τέλος του έτους, στο ότι δηλαδή κατά την διάρκεια των διακοπών, προσοχή δίνεται στις οικογένειες και όχι στις επενδύσεις. Για το λόγο αυτό άλλωστε, παρατηρείται μικρή δραστηριότητα στη χρηματιστηριακή αγορά στις δύο τελευταίες εβδομάδες του Δεκεμβρίου.

ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ					
Έτος Μελέτης	Ερευνητές	Περίοδος Έρευνας	Χώρες Έρευνας	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα
1976	Rozeff & Kinney	1907-1974	ΗΠΑ NYSE	Παλινδρόμηση	Υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο
1996	Haugen & Jorion	1926-1993	ΗΠΑ NYSE	Παλινδρόμηση	Υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο κυρίως σε μετοχές μικρών εταιριών
1998	Riepe	1926-1997	ΗΠΑ NYSE	Παλινδρόμηση	Πτωτική Τάση Φαινομένου- Υψηλές αποδόσεις μόνο στις μετοχές μικρών εταιριών κατά το 1993-1997
2000	Compton & Kunkel	1988-1998	ΗΠΑ S&P500, DJIA Stock&Bond Accounts	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	Μη-Υπαρξη Φαινομένου
Λόγοι Εμφάνισης του Φαινομένου του Ιανουαρίου					
<i>Year-end tax-loss selling hypothesis</i>					
1977	Dyl		ΗΠΑ	Παλινδρόμηση	Όγκος συναλλαγών Δεκεμβρίου αντιστρόφως ανάλογος ως προς αλλαγή τιμής από Ιανουάριο ως Νοέμβριο
1983	Roll		ΗΠΑ	Παλινδρόμηση	1. Τελευταία μέρα Δεκεμβρίου υψηλές αποδόσεις μετοχών μικρών εταιριών 2. Αρνητική σχέση αποδόσεων Ιανουαρίου & 11 μηνών
1983	Reinganum		ΗΠΑ	Παλινδρόμηση	Σχέση μεγέθους- απόδοσης ως προς υπόθεση
1983	Brown, Keim, Kleidon & Marsh		Αυστραλία	Παλινδρόμηση	Μετοχές μικρών εταιριών (με υψηλότερη διακύμανση) σχετίζονται με την υπόθεση

Απόρριψη tax-loss selling hypothesis					
1984	Berges, McConnell & Schlarbaum	1950-1980	Καναδάς	Πέντε χαρτοφυλάκια, μέση απόδοσή τους & PTS μέτρο	Υπαρξη φαινομένου - όχι αιτία η tax-loss selling υπόθεση
1987	Jones, Pearce & Wilson	1871-1938	ΗΠΑ, Cowles Index (1871-1938), DJ12 (1900-1918), DJ20 (1918-1929)	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	Υπαρξη φαινομένου & πριν το 1918 (έτος επιβολής φορολογίας)
1999	Fountas & Segredakis	1987-1996	Αργεντινή, Χιλή, Κολομβία, Ελλάδα, Ινδία, Ιορδανία, Κορέα, Μαλαισία, Μεξικό, Νιγηρία, Πακιστάν, Φιλιππίνες, Πορτογαλία, Ταϊβάν, Ταϊλάνδη, Τουρκία, Βενεζουέλα και Ζιμπάμπουε	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	#Χιλή- ισχύει η tax-loss υπόθεση #Ινδία & Πακιστάν -δεν ισχύει #Ελλάδα, Κορέα, Ταϊβάν, Τουρκία, Χιλή- φαινόμενο Ιανουαρίου #Ταϊλάνδη, Βενεζουέλα, Ζιμπάμπουε- όχι φαινόμενο Ιανουαρίου
2000	Dr Chua Hak Bin	1993-2000	Μαλαισία	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	Όχι φαινόμενο Ιανουαρίου αλλά Φεβρουάριο
Size- effect					
1986	Rogalski & Titanic		ΗΠΑ		Μικρές Εταιρίες- εντονότερο φαινόμενο Ιανουαρίου (λόγω υψηλότερου κινδύνου)
Positive risk- return relationship					
1987	Corhay, Hawawini & Michel	1969-1983	ΗΠΑ, Μεγάλη Βρετανία, Γαλλία, Βέλγιο	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	#ΗΠΑ & Βέλγιο: σημαντική σχέση απόδοσης-κινδύνου τον Ιανουάριο #Βρετανία: ίδια σχέση τον Απρίλιο #Γαλλία: όχι σημαντική σχέση

2. TURN-OF-THE-MONTH EFFECT

Το φαινόμενο της ‘αλλαγής του μήνα’ αναφέρεται στις αφύσικα υψηλές αποδόσεις που παρατηρούνται κατά την αλλαγή του μήνα. Πιο συγκεκριμένα, οι μετοχές δείχνουν μεγαλύτερες αποδόσεις την τελευταία μέρα και τις τέσσερις πρώτες μέρες του μήνα. Το φαινόμενο αυτό εντοπίστηκε πριν από μια δεκαετία στις αγορές των Η.Π.Α. και του Καναδά.

Πρώτος ο *Ariel* (1987) επεσήμανε ότι οι αποδόσεις των μετοχών κατά το πρώτο μισό του μήνα είναι σημαντικά μεγαλύτερες από ότι κατά το δεύτερο μισό. Τα δεδομένα που μελετήθηκαν αφορούσαν τις αποδόσεις των δεικτών (value-weighted και equally-weighted) των μετοχών του Κέντρου Ερευνών των Τιμών των Μετοχών (Center for Research in Security Prices- CRSP) των Η.Π.Α., για τη χρονική περίοδο 01/01/1963 – 12/01/1981. Αρχικά υπολογίστηκαν οι αριθμητικοί μέσοι των αποδόσεων των εννέα ημερών συναλλαγής πριν και μετά την αρχή του μήνα, και εντοπίστηκαν θετικές αποδόσεις που ξεκινούσαν την τελευταία μέρα του προηγούμενου μήνα και συνεχίζονταν κατά το πρώτο μισό του νέου μήνα, ακολουθούμενες από αρνητικές τιμές, μετά το μέσον του μήνα. Έπειτα, κάθε μήνας χωρίστηκε στη μέση και υπολογίστηκαν οι μέσοι των ημερήσιων αποδόσεων για κάθε μισό.

Για όλη τη χρονική περίοδο 1963-1981, το t-statistic των δύο δεικτών είναι στατιστικά σημαντικό, δηλαδή, ο συσσωρευμένος μέσος των αποδόσεων για το πρώτο μισό κάθε μήνα ξεπερνάει τον αντίστοιχο μέσο για το δεύτερο μισό. Επιπλέον, η διακύμανση μεταξύ των ημερών υψηλής και χαμηλής απόδοσης του μήνα που προέρχεται από το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, έχει σχεδόν το ίδιο μέγεθος με τη διακύμανση των αντίστοιχων ημερών της εβδομάδος που αντανακλάται από το weekend effect.

Ερμηνείες για το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα έχουν υπάρξει πολλές, συμπεριλαμβανομένης και της πιθανότητας να σχετίζεται το φαινόμενο με το January Effect και με το φαινόμενο των υψηλών αποδόσεων των μετοχών των μικρών εταιριών. Παρόλα αυτά, καμία ερμηνεία δεν είναι αρκετή να εξηγήσει την κανονικότητα που παρουσιάζει το φαινόμενο.

Οι *Lakonishok and Smidt* (1988) μελέτησαν την αμερικανική αγορά για 90 χρόνια, από 1897 ως 1986 και μίκρυναν την κρίσιμη περίοδο σε μία μέρα πριν και τρεις μέρες μετά το τέλος του μήνα, αποδεικνύοντας ότι οι αποδόσεις είναι ασυνήθιστα υψηλές κατά την μικρή αυτή περίοδο και ασήμαντα διαφορετικές από το μηδέν στις άλλες μέρες του μήνα. Ο *Vijay Jog*⁶ σημειώνει ότι το φαινόμενο της ‘αλλαγής του μήνα’ ακόμη υπάρχει, και ότι η τελευταία μέρα συναλλαγών και οι πρώτες δύο μέρες του επόμενου μήνα αποτελούν το 46% των συνολικών εσόδων του μήνα. Το αποτέλεσμα αυτό προήλθε από έρευνα της περιόδου 1991-1998.

Οι *Cadsby and Ratner* (1992), μελετώντας τους δείκτες των μετοχών σε δέκα χώρες από το 1962 ως το 1988, βρήκαν ότι το turn-of-the-month effect εμφανίζεται σε έξι από τις δέκα χώρες, ενισχύοντας την πεποίθηση ότι το φαινόμενο αυτό δεν ήταν αποκλειστικά της αμερικανικής αγοράς. Τα δεδομένα, που χρησιμοποίησαν οι ερευνητές, αφορούν τις ημερήσιες ιστορικές τιμές κλεισίματος των δεικτών των μετοχών έντεκα χρηματιστηρίων από δέκα διαφορετικές χώρες. Κάθε δείκτης υπολογίζεται με βάση τις τιμές των μετοχών σε τοπικό νόμισμα. Πιο συγκεκριμένα, για τις Η.Π.Α. μελετήθηκαν οι δείκτες CRSP equally weighted και value weighted. Για τον Καναδά χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης (equally-weighted) του Χρηματιστηρίου του Τορόντο, ο δείκτης Nikkei για την Ιαπωνία, ο δείκτης Hang-Seng για το Χονγκ-Κονγκ, ο δείκτης Financial Times 500 για το Ηνωμένο Βασίλειο, ο All Ordinaries για την Αυστραλία, ο δείκτης Banca Commerciale για την Ιταλία, ο Swiss Bank Corporation Industrials Index για την Ελβετία, ο δείκτης Commerz-bank για τη Δ. Γερμανία και ο γενικός δείκτης Compagnie des Agents de Change για τη Γαλλία. Οι χρονικές περίοδοι έρευνας για κάθε χώρα είναι οι εξής: 1962-1987 για τις Η.Π.Α., 1975-1987 για Καναδά, 1979-1988 για την Ιαπωνία, 1983-1988 για το Ηνωμένο Βασίλειο, 1980-1989 για Χονγκ-Κονγκ, Αυστραλία, Ιταλία, Ελβετία, Δ. Γερμανία και Γαλλία.

Στη συνέχεια, υπολογίστηκαν και συγκρίθηκαν για κάθε δείκτη οι αριθμητικοί μέσοι των αποδόσεων. Οι αποδόσεις κατανεμήθηκαν σε αυτές των ημερών της αλλαγής του μήνα (TOM- turn of month days) και σε αυτές των υπόλοιπων ημερών (NTOM). Ως TOM θεωρήθηκαν η τελευταία και οι τρεις πρώτες μέρες του μήνα. Η

⁶ Καθηγητής Χρηματοοικονομικής στο School of Business, Carleton University, Ottawa, Canada.

υπόθεση, ότι διαφορά των αποδόσεων μεταξύ TOM και NTOM είναι ίση με το μηδέν, ελέγχεται με παραμετρική μέθοδο.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η διαφορά αυτή είναι σημαντικά θετική για το επίπεδο του 1% για τις Ηνωμένες Πολιτείες, τον Καναδά, την Ελβετία και τη Δυτική Γερμανία, και για το επίπεδο του 5% για το Ηνωμένο Βασίλειο και την Αυστραλία. Αντίθετα, η υπόθεση αυτή δεν μπορεί να απορριφθεί για την Ιαπωνία, Χονγκ-Κονγκ, Ιταλία και Γαλλία. Σε αυτές τις χώρες είτε δεν υπάρχει το turn-of-the-month effect είτε το φαινόμενο προκύπτει σε διαφορετική ακολουθία ημερών.

$$R_t = \varphi_1 + \varphi_2 D_{TOM} + e_t$$

με

$t = 1, \dots, T$

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

D_{TOM} : dummy μεταβλητή = 1, για τις μέρες TOM (αλλαγής του μήνα).
= 0, αλλιώς.

φ_2 : διαφορά μεταξύ αποδόσεων των ημερών TOM και NTOM (υπόλοιπων ημερών του μήνα).

e_t : τυχαίο σφάλμα μοντέλου με μηδενικό μέσο.

H_0 : $\varphi_2 = 0$

Παρόμοια μέθοδο ακολούθησαν πρόσφατα και οι ερευνητές Compton and Kunkel (2000), οι οποίοι μελέτησαν τους δείκτες DJIA και S&P 500 σε stock και bond accounts για τη χρονική περίοδο 1988-1998 και αποκλειστικά για την αγορά των Η.Π.Α. εξέτασαν τις εννιά τελευταίες και εννιά πρώτες μέρες του μήνα. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι για τους δύο δείκτες, οι δύο πρώτες μέρες συναλλαγών του μήνα παρουσιάζουν θετικές μέσες αποδόσεις που είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο 1%. Επίσης, ο δείκτης S&P500 δείχνει θετικές και στατιστικά σημαντικές αποδόσεις στις τρεις τελευταίες μέρες του μήνα. Από τις υπόλοιπες μέρες υπό εξέταση, παρουσιάζουν αποδόσεις μεγαλύτερες από το μηδέν μόνο τις μέρες -4 και -2 για το δείκτη DJIA. Ακόμη, οι υψηλότερες μέσες ημερήσιες αποδόσεις κατά την περίοδο TOM (turn-of-the-month) δεν συνεπάγονται υψηλότερο κίνδυνο, αντίθετα οι τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων την περίοδο αυτή είναι χαμηλότερες από αυτές την υπόλοιπων ημερών του μήνα.

Σε παλαιότερες έρευνες, ο *Cadsby* (1989) είχε βρει ότι στον Καναδά υπάρχει σημαντικά θετική παρουσία του φαινομένου, ενώ ο *Ziembra* (1989) είχε εντοπίσει αρνητική παρουσία του φαινομένου στην Ιαπωνία. Οι *Jaffe & Westerfield* (1989) μελέτησαν τις ημερήσιες αποδόσεις μετοχών των αγορών τεσσάρων χωρών και πιο συγκεκριμένα του Ηνωμένου Βασιλείου, του Καναδά, της Αυστραλίας και της Ιαπωνίας. Σε αντίθεση με τα αποτελέσματα που έχουν βρεθεί από προηγούμενους ερευνητές για την αγορά των Η.Π.Α., στο παραπάνω δείγμα δεν παρουσιάστηκε έντονα το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα.

Οι τέσσερις αυτές αγορές αποτελούν τον 32% της παγκόσμιας αγοραίας αξίας των μετοχών που συναλλάσσονται και για τη μελέτη τους επελέγησαν οι παρακάτω δείκτες και χρονικές περίοδοι: Ιαπωνία- Nikkei Dow για 1970-1983, Καναδάς- Δείκτης του Χρηματιστηρίου του Τορόντο για 1977-1983, Αυστραλία- Statex Actuaries Index για 1973-1985 και Ηνωμένο Βασίλειο- Financial Times Ordinary Share Index για 1950-1983. Οι μέρες αλλαγής που μελετήθηκαν ήταν εννιά μέρες πριν και εννιά μέρες μετά την αρχή του μήνα.

Το monthly effect υπονοεί ότι οι αποδόσεις στην αρχή του μήνα- ξεκινώντας από την τελευταία μέρα συναλλαγής ως την ένατη του νέου μήνα- θα είναι μεγαλύτερες από τις αποδόσεις στο τέλος του μήνα- από την ένατη ως τη δεύτερη μέρα πριν την αλλαγή. Τα αποτελέσματα όμως στις ανωτέρω αγορές είναι μικτά. Ενώ στον Καναδά, στην Αυστραλία και στο Ηνωμένο Βασίλειο παρατηρείται η σχέση αυτή, στην Ιαπωνία εμφανίζεται το φαινόμενο αντεστραμμένο. Η υπόθεση που εξετάστηκε ήταν ότι οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις στο πρώτο μισό όλων των μηνών είναι ίσες με τις μέσες ημερήσιες αποδόσεις στο δεύτερο μισό και το t-statistic test ήταν στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο 5% για την Αυστραλία, θετικό αλλά όχι στατιστικά σημαντικό για τον Καναδά και το Ηνωμένο Βασίλειο και αρνητικά σημαντικό σε επίπεδο 1% για την Ιαπωνία (η μέση απόδοση στο δεύτερο μισό ήταν μεγαλύτερη από ότι στο πρώτο μισό). Ακόμη, οι ερευνητές εντόπισαν μεγαλύτερη ένταση του φαινομένου στην τελευταία μέρα του μήνα από ότι στην αλλαγή του, δηλαδή σε μεγαλύτερο διάστημα.

$$R_t - \rho R_{t-1} = \alpha (1-\rho) + \beta (D_t - \rho D_{t-1}) + e_t$$

όπου,

$t = 1, \dots, T$

R_t : ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη των μετοχών για κάθε χώρα.

D_t : dummy μεταβλητή = 1, για τις πρώτες εννιά μέρες (έντεκα για την Ιαπωνία) του μήνα και την τελευταία μέρα συναλλαγών.
= 0, για τις υπόλοιπες μέρες του μήνα.

ρ : συντελεστής γραμμικής συσχέτισης πρώτης τάξης των 'μη-μεταφερόμενων' σφαλμάτων κατά την περίοδο εκτίμησης της παλινδρόμησης.

$H_0 : \beta = 0$

Έπειτα, ο *Boudreaux* (1995), επεκτείνοντας τα αποτελέσματα των *Jaffe & Westerfield* (1989) μελέτησε επτά χώρες και εντόπισε το turn-of-the-month effect στις Δανία, Νορβηγία, και Γερμανία. Αντίθετα, εντόπισε αρνητικό φαινόμενο στις χώρες του Ειρηνικού: Σιγκαπούρη και Μαλαισία. Για τη μελέτη του χρησιμοποίησε τους δείκτες που αναφέρονται από την Morgan Stanley Capital International Perspective (CIP). Οι CIP δείκτες αντιπροσωπεύουν το 65% της συνολικής αγοραίας αξίας των μετοχών που συναλλάσσονται σε όλες τις χώρες και αναφέρουν τις τιμές κλεισίματος σε τοπικό νόμισμα. Η χρονική περίοδος που εξετάστηκε ήταν 4 Μαρτίου 1978 μέχρι 30 Δεκεμβρίου 1992 και ως μέρες αλλαγής του μήνα λήφθηκαν πέντε μέρες: η τελευταία του μήνα και οι τέσσερις πρώτες, ενώ οι υπό εξέταση χώρες ήταν οι: Δανία, Γαλλία, Γερμανία, Νορβηγία, Σιγκαπούρη/ Μαλαισία, Ισπανία και Ελβετία. Η υπόθεση που ετέθη ήταν ότι οι αποδόσεις των πέντε ημερών που αντιπροσωπεύουν την αρχή του μήνα ισούνται με τις αποδόσεις του υπόλοιπου μήνα.

Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν συγκεκριμένα ότι το φαινόμενο εμφανίζεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5% για τις αγορές της Δανίας, Γερμανίας και Νορβηγίας. Σε επίπεδο 1% εμφανίζεται αρνητική σημαντικότητα για την αγορά της Σιγκαπούρης/ Μαλαισίας ενώ εμφανίζεται θετικό αλλά όχι με ιδιαίτερα υψηλή ένταση στις αγορές της Ισπανίας, Γαλλίας και Ελβετίας. Πιθανές ερμηνείες του φαινομένου αποτελούν η ύπαρξη μερισμάτων και οι ανωμαλίες που δημιουργούν καθώς και οι ημερομηνίες πολιτικών και οικονομικών αναγγελιών.

$$\text{Return}_t = \ln (\text{Index}_t / \text{Index}_{t-1}) = a + u_t \quad \textcircled{1}$$

με

Return_t : συνολικός συνεχής ρυθμός αλλαγής στο δείκτη μετοχών.

Index_t : δείκτης της αγοράς μετοχών το χρόνο t .

a : σταθερά

u_t : κανονική μεταβλητή, όπου $E(u_t) = 0$.

$$R_{i,t} = (P_{i,t}) - (P_{i,t-1}) * (1/P_{i,t-1}) \quad \textcircled{2}$$

με

$P_{i,t}$: τιμή του δείκτη i το χρόνο t : t_1 = αξία του δείκτη μετά τις τέσσερις πρώτες μέρες συναλλαγών.

t_2 = δευτέρα με τελευταία μέρα συναλλαγής του μήνα

H_0 : $t_1 = t_2$

H_1 : $t_1 \neq t_2$

$$R_t - \rho R_{t-1} = \alpha (1-\rho) + \beta (D_t - \rho D_{t-1}) + e_t \quad \textcircled{3}$$

με

$t = 1, \dots, T$

R_t : ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη μετοχών για κάθε χώρα.

D_t : dummy variable = 1, για t_1

= 0, για t_2

ρ : συντελεστής γραμμικής συσχέτισης πρώτης τάξης των όρων των σφαλμάτων.

H_0 : $\beta = 0$

Τέλος, ο *V. Conejos* (2001), μελετώντας την αγορά της Αργεντινής, και συγκεκριμένα τους δείκτες Merval και Burscar από το 1992 ως το 2000, διαπίστωσε πως η κρίσιμη περίοδος περιορίζεται σε τέσσερις μέρες- δύο στο τέλος του μήνα και δύο στις αρχές του επόμενου.

Ερμηνείες του φαινομένου έχουν υπάρξει πολλές με επικρατέστερη την άποψη περί *ρευστότητας*. Οι *Hensel and Ziemba* (1996) παρατήρησαν ότι οι αποδόσεις στο τέλος του μήνα, στην αγορά των Η.Π.Α., ξεπέρασαν τον μέσο όρο κατά την περίοδο 1928-1993 και ότι η συνολική απόδοση του S&P 500 των 65 αυτών χρόνων προήλθε σε μεγάλο βαθμό από την αλλαγή του μήνα. Η έρευνα αυτή ενισχύει την άποψη ότι οι επενδυτές κάνοντας κανονικές αγορές μπορούν να κερδίσουν όταν προγραμματίσουν

τις αγορές αυτές πριν από το τέλος του μήνα. Ο *Ogden* (1990) υποστηρίζει επίσης πως το φαινόμενο αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι οι επενδυτές λαμβάνουν την περίοδο αυτή μετρητά από μισθούς, ενοίκια και άλλα.

Από την άλλη μεριά, οι *Jacobs and Levy* (1988) αποδίδουν το φαινόμενο σε ψυχολογικούς λόγους των επενδυτών να αναβάλλουν την λήψη αποφάσεων μέχρι τις αρχές του μήνα. Ένας ακόμη λόγος εμφάνισης του φαινομένου, όπως αναφέρουν επιγραμματικά οι *Mills, Siriopoulos, Markellos and Harizanis* (2000), είναι η μεγάλη συχνότητα αναγγελιών των κερδών από τις εταιρίες κατά το πρώτο δεκαπενθήμερο του μήνα.

ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΑΛΛΑΓΗΣ ΤΟΥ ΜΗΝΑ

Ετος Μελέτης	Ερευνητές	Περίοδος Έρευνας	Χώρες Έρευνας	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα
1987	Ariel	1963-1981	ΗΠΑ CRSP Value-Weighted & Equally Weighted Indices	Μέσες Αποδόσεις των -9, +9 ημερών του μήνα και για κάθε μισό του μήνα	Υψηλές αποδόσεις την τελευταία μέρα και στο πρώτο μισό του μήνα
1988	Lakonishok & Smidt	1897-1986	ΗΠΑ	Μέσες Ημερήσιες Αποδόσεις του μήνα	Μείωση κρίσιμης περιόδου: μία μέρα πριν το τέλος του μήνα & τρεις μέρες μετά
1989	Jaffe & Westerfield	1970-1983	Καναδάς, Ην. Βασίλειο, Αυστραλία, Ιαπωνία	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές (έλεγχος για -9, +9 μέρες του μήνα)	Καναδάς, Αυστραλία, Ην.Βασίλειο: υψηλότερες αποδόσεις στην αρχή απ'ότι στο τέλος του μήνα Ιαπωνία: αντίστροφο φαινόμενο
1992	Cadsby & Ratner	1962-1988	ΗΠΑ, Καναδάς, Ιαπωνία, Χονγκ-Κονγκ, Ην. Βασίλειο, Αυστραλία, Ιταλία, Ελβετία, Δ. Γερμανία, Γαλλία	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές (έλεγχος για τελευταία & τρεις πρώτες μέρες του μήνα)	#Υπαρξη φαινομένου σε: ΗΠΑ, Καναδά, Ελβετία, Δ. Γερμανία #Μη-ύπαρξη σε: Ιαπωνία, Χονγκ-Κονγκ, Ιταλία, Ελβετία
1995	Boudreaux	1978-1992	Δανία, Γαλλία, Γερμανία, Νορβηγία, Σιγκαπούρη/Μαλαισία, Ισπανία & Ελβετία	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές (έλεγχος για τελευταία & τέσσερις πρώτες μέρες του μήνα)	#Δανία, Γερμανία, Νορβηγία: θετική σημαντικότητα φαινομένου #Σιγκαπούρη/Μαλαισία: αρνητική σημαντικότητα #Ισπανία,Γαλλία, Ελβετία: θετική αλλά όχι υψηλή ένταση φαινομένου
2000	Compton & Kunkel	1988-1998	ΗΠΑ S&P500, DJIA Stock&Bond Accounts	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές (έλεγχος για -9, +9 μέρες του μήνα)	Υψηλές αποδόσεις: τις +2 μέρες του μήνα για τους δύο δείκτες #S&P:θετικές αποδόσεις τις -3μέρες #DJIA:υψηλές αποδόσεις την -4 & -2 μέρα
Λόγοι Εμφάνισης του Φαινομένου του Ιανουαρίου					
Αυξημένη Υπαρξη Ρευστότητας					
1996	Hensel & Ziemba	1928-1993	ΗΠΑ S&P 500	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές (έλεγχος αποδόσεων στο τέλος μήνα)	Υψηλές αποδόσεις στο τέλος του μήνα λόγω μετρητών από μισθούς, ενοίκια κτλ.

3. WEEKEND OR MONDAY OR DAY-OF –THE WEEK EFFECT

Το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου αναφέρεται στην διαφορά της συμπεριφοράς των αποδόσεων των μετοχών μεταξύ του Σαββατοκύριακου και των υπόλοιπων ημερών της εβδομάδος. Πιο συγκεκριμένα, έχει παρατηρηθεί ότι οι αποδόσεις την Δευτέρα είναι αρνητικές σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες που είναι θετικές και ειδικότερα την Παρασκευή που οι αποδόσεις είναι αφύσικα υψηλές. Επομένως, η Δευτέρα τείνει να είναι η χειρότερη μέρα επενδύσεων μετοχών. Το γεγονός αυτό οφείλεται στο ότι οι αποδόσεις της Δευτέρας υπολογίζονται ως τρεις ημερολογιακές ημέρες αντί για μία, οπότε και ο μέσος και η διακύμανση μπορεί να είναι υψηλότερα τη Δευτέρα σε σχέση με τις υπόλοιπες ημερήσιες αποδόσεις.

Η πρώτη μελέτη του φαινομένου έγινε από τον *M.J.Fields* το 1934 στο *Journal of Business* σε εποχή που τα Χρηματιστήρια συναλλάσσονταν και το Σάββατο. Αργότερα, το 1973 ο *Cross* μελέτησε πάλι το θέμα των αρνητικών αποδόσεων της Δευτέρας, ενώ ο *French* (1980), μελετώντας την αμερικανική αγορά, υπέθεσε ότι αν οι αποδόσεις των μετοχών βασίζονται σε ημερολογιακές μέρες και όχι σε μέρες συναλλαγών, οι αποδόσεις τη Δευτέρα θα έπρεπε να είναι τρεις φορές μεγαλύτερες από αυτές των άλλων ημερών. Παρόλα αυτά, στην μελέτη του S&P 500 για 25 χρόνια, 1953-1977, βρήκε ότι η υπόθεση δεν ισχύει, αντιθέτως οι μέσες αποδόσεις της Δευτέρας ήταν αρνητικές και πολύ χαμηλότερες από την υπόλοιπη εβδομάδα. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν έναν χρόνο αργότερα και οι *Gibbons and Hess* (1981) μελετώντας τον DJIA για τριάντα μετοχές. Οι ερευνητές διαπίστωσαν ότι η πιο εμφανής έκφραση του φαινομένου της ημερήσιας εποχικότητας είναι η συνεχής και επίμονη αρνητική μέση απόδοση των μετοχών τη Δευτέρα. Πολλές ερμηνείες έχουν δοθεί για το φαινόμενο αυτό αλλά καμία όμως δεν το περιγράφει επαρκώς. Οι προσαρμογές των αποδόσεων των μετοχών που έγιναν δεν εμπόδισαν την εμφάνιση του day-of-the-week effect, αν και η ποιοτική φύση των προσαρμοσμένων αποδόσεων διαφέρει από τις απλές αποδόσεις.

Οι *Keim and Stambaugh* (1984) μελετούν μεγαλύτερες χρονικές περιόδους για διάφορα χαρτοφυλάκια και καταλήγουν στα ίδια συμπεράσματα. Πιο συγκεκριμένα,

συγκεντρώνουν τις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών για πενήντα πέντε χρόνια χρησιμοποιώντας τον δείκτη Standard and Poor's Composite Stock Price Index και για την περίοδο 1928-1982. Ο 'S&P Composite' είναι ένας δείκτης τιμών βασισμένος σε 90 μετοχές του NYSE από το 1928-1957 και σε 500 μετοχές NYSE για την περίοδο 1957 και εξής. Μέχρι το 1952, στο NYSE οι μέρες συναλλαγών ήταν έξι, από Δευτέρα έως και Σάββατο οπότε ως αργία ήταν μόνο η Κυριακή. Οι μέσες αποδόσεις των μετοχών τη Δευτέρα τείνουν να είναι αρνητικές σε όλα τα χρόνια, ενώ οι αποδόσεις της Παρασκευής φαίνεται να είναι μικρότερες την περίοδο που στις μέρες συναλλαγής περιλαμβάνεται και το Σάββατο.

Έπειτα, οι ερευνητές μελετούν το φαινόμενο τόσο για μεγάλες όσο και για μικρές μετοχές. Χρησιμοποιούν τις αποδόσεις δέκα χαρτοφυλακίων διαφορετικών μεγεθών, βασισμένες στις τιμές της αγοράς. Τα δεδομένα προέρχονται από CRSP ημερήσιες μετοχές και αναφέρονται στην περίοδο 1963-1979. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως οι αποδόσεις της Δευτέρας είναι συστηματικά αρνητικές για όλων των ειδών τα χαρτοφυλάκια, πως οι μέσες αποδόσεις όλων των portfolios τείνουν να αυξάνουν καθώς παρέρχεται η εβδομάδα και πως η τάση να αυξάνονται οι αποδόσεις κατά τη διάρκεια της εβδομάδας είναι πιο έντονη στις μικρότερες κυρίως εταιρίες. Επομένως, οι αποδόσεις της Παρασκευής σχετίζονται με το μέγεθος της εταιρίας.

Επιπλέον, οι *Keim and Stambaugh* ερευνούν το είδος της συσχέτισης των αποδόσεων της Παρασκευής και της Δευτέρας. Πιο συγκεκριμένα, την Παρασκευή εμφανίζεται μεγαλύτερο, από τον μέσο όρο, θετικό σφάλμα (error), το οποίο τείνει να ακολουθείται από μεγαλύτερο αρνητικό σφάλμα στις αποδόσεις της Δευτέρας. Με άλλα λόγια, τα σφάλματα της Παρασκευής έχουν αρνητική συσχέτιση με τα σφάλματα της Δευτέρας.

Παρόμοια μελέτη έκαναν πρόσφατα, οι *Berument and Kiyamaz* (2001), οι οποίοι μελέτησαν το day-of-the-week effect όσον αφορά την αστάθεια της αγοράς μετοχών και τις αποδόσεις των μετοχών. Χρησιμοποίησαν τις λογαριθμικές πρώτες διαφορές των τιμών κλεισίματος του δείκτη S&P 500, για τη χρονική περίοδο: Ιανουάριος 1973 με Οκτώβριο 1997. Ενώ για τη μελέτη των τιμών και των αποδόσεων χρησιμοποιήθηκαν τρία βασικά μοντέλα: Ordinary Least Squares (OLS) για τις αποδόσεις, Autoregressive Conditional Heteroskedastic Models (ARCH) για τη

δεσμευμένη διακύμανση και GARCH Model για τη διακύμανση σε σχέση με το χρόνο. Ακόμη, υπολογίστηκαν οι αντίστοιχοι μέσοι, διακυμάνσεις, συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσης για κάθε μέρα χωριστά.

OLS

$$\text{Return}_t = C_M D_{Mt} + C_T D_{Tt} + C_W D_{Wt} + C_H D_{Ht} + C_F D_{Ft} + \sum_{i=1}^p \text{Return}_{t-i} + e_t$$

Υπόθεση: $e_t \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{h}_t)$

με

$D_{Mt}, D_{Tt}, D_{Wt}, D_{Ht}, D_{Ft}$: 'dummy' μεταβλητές για Δευτέρα, Τρίτη, Τετάρτη, Πέμπτη, Παρασκευή.

h_t : δεσμευμένη διακύμανση που μεταβάλλεται με το χρόνο.

ARCH

$$\text{Υπόθεση: } \mathbf{h}_t = \mathbf{V}_c + \sum_{j=1}^q \mathbf{V}_j e_{t-j}^2$$

Modified- GARCH

$$\text{Υπόθεση: } \mathbf{h}_t = \mathbf{V}_M D_{Mt} + \mathbf{V}_T D_{Tt} + \mathbf{V}_W D_{Wt} + \mathbf{V}_H D_{Ht} + \mathbf{V}_F D_{Ft} + \sum_{j=1}^q \mathbf{V}_{Aj} \mathbf{h}_{t-i} + \sum_{i=1}^r \mathbf{V}_{Bj} e_{t-i}^2$$

Τα αποτελέσματα έχουν ως εξής: το πρώτο μοντέλο OLS δείχνει ότι το φαινόμενο είναι εμφανές στις αποδόσεις των μετοχών. Πιο συγκεκριμένα, η υψηλότερη απόδοση εμφανίζεται την Τετάρτη, ενώ οι χαμηλότερη τη Δευτέρα. Στο δεύτερο μοντέλο, ARCH, παρουσιάζεται το volatility να αλλάζει σύμφωνα με το χρόνο. Τα αποτελέσματά του συμπίπτουν με το πρώτο μοντέλο, δηλαδή οι χαμηλότερες αποδόσεις παρατηρούνται την Τετάρτη και οι υψηλότερες τη Δευτέρα. Επιπλέον, εμφανίζεται έντονα και επίμονα το φαινόμενο της αστάθειας στις παρατηρήσεις αυτές. Τέλος, το τρίτο μοντέλο Modified-GARCH δείχνει ότι το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος είναι παρόν τόσο στις αποδόσεις όσο και στο volatility. Ενώ, οι αποδόσεις εμφανίζονται όπως τις έχουμε ήδη αναφέρει, η αστάθεια (volatility) παρουσιάζεται υψηλότερη την Παρασκευή και χαμηλότερη την Τετάρτη. Όσον αφορά την αστάθεια της Παρασκευής, πιθανόν να οφείλεται στις σημαντικές μακροοικονομικές ειδήσεις που ανακοινώνονται την Πέμπτη και την Παρασκευή.

Ο Harris (1986) κάνει μια πιο λεπτομερή ανάλυση του φαινομένου, μελετώντας την χρονική στιγμή που έχει μεγαλύτερη ένταση το day-of-the-week effect. Για

μεγάλες επιχειρήσεις, αρνητικές αποδόσεις εμφανίζονται μεταξύ κλεισίματος Παρασκευής και ανοίγματος Δευτέρας. Για μικρότερες εταιρίες, εμφανίζονται κατά τη διάρκεια των ωρών συναλλαγής της Δευτέρας. Πιο συγκεκριμένα, παρατήρησε ότι, για όλες τις επιχειρήσεις, σημαντικές διαφορές στις αποδόσεις μιας μέρας εμφανίζονται κατά τα πρώτα 45 λεπτά μετά το άνοιγμα της αγοράς. Τα πρωινά της Δευτέρας, οι τιμές πέφτουν, ενώ τις υπόλοιπες μέρες ανεβαίνουν. Για τη μελέτη, δεδομένα χρησιμοποίησε από την Francis Emory Fitch, Inc. όπου περιλαμβάνονται όλες οι συναλλαγές που αφορούν όλες τις κοινές μετοχές από 01/12/1981 ως 31/01/1983. Υπάρχουν λοιπόν 296 διαφορετικές μέρες συναλλαγών από τις οποίες αφαιρούνται εννέα μέρες που ακολουθούν μέρες εορτών. Τα αποτελέσματα σε όλες τις έρευνες επαληθεύουν το γεγονός ότι μεγαλύτερες αποδόσεις την Παρασκευή εμφανίζονται σε μικρές εταιρίες, ενώ σημαντικά διαφορετική συμπεριφορά παρουσιάζουν οι αποδόσεις της Τετάρτης. Έπειτα, κατά την έρευνα για τον εντοπισμό της χρονική περιόδου της ημέρας με τη μεγαλύτερη συναλλαγματικότητα, παρατηρείται ότι εκτός από τα πρώτα 45 λεπτά αυξημένων συναλλαγών της Δευτέρας, η υπόλοιπη μέρα παρουσιάζει το ίδιο πλαίσιο συστηματικών αποδόσεων με τις υπόλοιπες μέρες της εβδομάδος.

Το weekend effect αναλύθηκε αρχικώς στην αγορά των Η.Π.Α., στη συνέχεια όμως ακολούθησαν και μελέτες για το κατά πόσον τα αποτελέσματα καταλήγουν στο ίδιο σημείο. Οι *Jaffe and Westerfield* (1985) ερευνούν το φαινόμενο σε τέσσερις ανεπτυγμένες αγορές, Αυστραλία, Καναδάς, Ιαπωνία και Ηνωμένο Βασίλειο όπου επαληθεύεται η ύπαρξη του φαινομένου. Για τη μελέτη τους επελέγησαν οι παρακάτω δείκτες και χρονικές περίοδοι: Ιαπωνία- Nikkei Dow για 1970-1983, Καναδάς- Δείκτης του Χρηματιστηρίου του Τορόντο για 1976-1983, Αυστραλία- Statex Actuaries Index για 1973-1982 και Ηνωμένο Βασίλειο- Financial Times Ordinary Share Index για 1950-1983. Επιπλέον, συμπεριέλαβαν το δείκτη Standard and Poor's 500 Composite Stock Price Index για την περίοδο 1962-1983.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει αρνητική μέση απόδοση τη Δευτέρα και υψηλές μέσες αποδόσεις την Παρασκευή και το Σάββατο, για κάθε δείκτη. Οι χαμηλότερες μέσες αποδόσεις για τους δείκτες της Ιαπωνίας και της Αυστραλίας προκύπτουν κάθε Τρίτη. Το ερώτημα είναι κατά πόσον το φαινόμενο οφείλεται στις διαφορές της ώρας και απλά αντανακλά ένα παγκόσμιο φαινόμενο της Δευτέρας. Για

το λόγο αυτό μελετούνται οι σχέσεις των αποδόσεων μεταξύ των διαφόρων χωρών και εντοπίζεται υψηλή συσχέτιση μεταξύ αυτών και των αποδόσεων των Ηνωμένων Πολιτειών. Ακόμη, οι ερευνητές στη μελέτη τους λαμβάνουν υπόψη τις διαδικασίες πληρωμής (settlement procedures) για κάθε χώρα, οι οποίες επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών κάθε μέρας. Οι διαδικασίες αυτές δεν εξηγούν το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου για τις χώρες της Ιαπωνίας, του Ηνωμένου Βασιλείου και του Καναδά. Αντίθετα, οι αποδόσεις των μετοχών αυξάνονται μετά από μια ρύθμιση στα κόστη πληρωμής για κάθε χώρα. Επιπλέον, οι διαδικασίες αυτές ευθύνονται ως ένα βαθμό για τις υψηλές αποδόσεις της Πέμπτης και της Παρασκευής αλλά όχι για τις χαμηλές αποδόσεις της Δευτέρας και της Τρίτης για την αγορά της Αυστραλίας.

$$r_t = \alpha_1 d_{1t} + \alpha_2 d_{2t} + \dots + \alpha_6 d_{6t} + u_t$$

με

$t = 1, \dots, T$

$d_{1t} = 1$, εάν η μέρα t είναι Δευτέρα.

$= 0$, διαφορετικά.

$d_{2t} = 1$, αν t είναι Τρίτη.

$= 0$, διαφορετικά

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_6$ για το δείκτη μετοχών της Ιαπωνίας.

$: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_5$ για τις Η.Π.Α., Καναδά, Αυστραλία και Ηνωμένο Βασίλειο.

Όμως, αντίθετα με τις Η.Π.Α., οι χαμηλότερες μέσες αποδόσεις για τα Χρηματιστήρια της Αυστραλίας και της Ιαπωνίας εμφανίζονται την Τρίτη. Οι *Solnik & Bousquet* (1990) μελετούν το Χρηματιστήριο του Παρισιού και παρατηρούν επανειλημμένες αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη. Ο *Barone* (1990) αναφέρει παρόμοια αποτελέσματα για το ιταλικό Χρηματιστήριο και ιδιαίτερα χαμηλές αποδόσεις τις δύο πρώτες μέρες της εβδομάδος και κυρίως την Τρίτη. Πιο πρόσφατα, έρευνες των *Alexakis and Xanthakis* (1995) and *Balaban* (1995), για τις αγορές της Ελλάδας και της Τουρκίας αντίστοιχα, δείχνουν ότι η κατανομή των αποδόσεων των μετοχών ποικίλει ως προς τις ημέρες σε διάφορες χώρες. Πιο συγκεκριμένα, στην αγορά της Ελλάδας, μεγάλες αρνητικές αποδόσεις εμφανίζονται την Τρίτη, αν και τα τελευταία χρόνια παρατηρείται η τάση οι αποδόσεις να είναι περισσότερο αρνητικές τη Δευτέρα και λιγότερο την Τρίτη. Οι *Agrawal and Tandon* (1994), εξετάζουν τις αγορές

δεκαοκτώ διαφορετικών χωρών από το 1971 ως το 1987 και διαπιστώνουν την ύπαρξη του φαινομένου της Δευτέρας ή/ και της Τρίτης σε δεκαέξι αγορές.

Επιπλέον, οι *Chen, Kwok and Rui* (2001) παρατηρούν ότι το day-of-the-week effect εμφανίζεται στην Κίνα κάθε Τρίτη μέχρι το 1995. Μετά όμως την ημερομηνία αυτή παύει να υπάρχει. Οι μελετητές υποστηρίζουν ότι η εμφάνιση της ανωμαλίας αυτής εξαρτάται από τη μέθοδο εκτίμησης και την περίοδο που μελετάται το δείγμα.

Η Κίνα αποτελεί μια αναδυόμενη αγορά. Μετά την εγκαθίδρυση των Χρηματιστηρίων της Shanghai (1990) και της Shenzhen (1991), οι χρηματαγορές της Κίνας επεκτάθηκαν ραγδαία. Σήμερα, η συνολική κεφαλαιοποίηση των αγορών της ξεπερνά τα \$200δισ. Όμως τα χαρακτηριστικά των αγορών αυτών διαφέρουν από αυτά των άλλων χωρών, οπότε τα αποτελέσματα έρευνας των άλλων χωρών δεν μπορούν να επεκταθούν αυτόματα στην Κίνα. Χαρακτηριστικό των κινέζικων εταιριών είναι ότι εκδίδουν μετοχές δύο ειδών: μετοχές Τάξης A, που διαπραγματεύονται από Κινέζους πολίτες και μετοχές τάξης B, που διαπραγματεύονται από επενδυτές εκτός Κίνας. Οι κάτοχοι και των δύο ειδών έχουν ίσα δικαιώματα στις χρηματοροές και σε οποιοδήποτε ψήφισμα.

Οι μελετητές, στην έρευνά τους αυτή, επιλέγουν ημερήσιες τιμές ανοίγματος και κλεισίματος για την περίοδο 1992-1997 για τους δείκτες Shanghai και Shenzhen των μετοχών A και B. Τα δεδομένα όλα προέρχονται από το Χρηματιστήριο της Shanghai. Όμως, στη χρονική αυτή περίοδο συνέβησαν δύο σημαντικά γεγονότα, πρώτα, η εφαρμογή αυστηρών προγραμμάτων κατά το 1994 για τη μείωση του οικονομικού προβλήματος και δεύτερον η εγκαθίδρυση του Company Law, την ίδια χρονιά που ανάγκαζε τις επιχειρήσεις να παρέχουν πληροφορίες για χρηματοοικονομική και μη κατάστασή τους μέσω ειδικών prospectus, περιοδικών αναφορών κτλ. Έτσι, οι ερευνητές χωρίζουν το δείγμα σε δύο υποπεριόδους: 1992-1995 και 1995-1997 και εξετάζουν το day-of-the-week effect σε σχέση με τις αποδόσεις της Τρίτης, το κατά πόσον το φαινόμενο εξακολουθεί να υπάρχει και μετά τον έλεγχο του φαινομένου της αλλαγής του μήνα και του φαινομένου του Ιανουαρίου και τη συσχέτιση της χρηματαγοράς της Κίνας με τις αντίστοιχες του Χονγκ- Κονγκ και των Η.Π.Α. (μελέτη της υπόθεσης της 'διάχυσης'- spillover hypothesis).

$$r_t = \sum_{k=1}^5 \alpha_k D_{kt} + e_t \quad \textcircled{1}$$

με

r_t : απόδοση το χρόνο t.

D_{kt} : dummy μεταβλητή για τη μέρα k.

k = Δευτέρα (1), Παρασκευή (5)

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 Tu_t + \varepsilon_t \quad \textcircled{2}$$

με

Tu : dummy μεταβλητή =1, αν η μέρα t είναι Τρίτη.

=0, διαφορετικά

$H_0 : \beta_1 = 0$

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 LHM_t + \beta_2 Tu_t + \beta_3 LHM_t * Tu_t + \varepsilon_t \quad \textcircled{3}$$

$\varepsilon / (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) \sim t$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 h_{t-1}, \quad \alpha_1 + \alpha_2 = 1$$

με

LHM : μεταβλητή για το δεύτερο μισό του μήνα = 1, εάν η απόδοση αφορά το δεύτερο μισό του μήνα.

Tu : μεταβλητή για όλες τις Τρίτες = 1 εάν η απόδοση εμφανίζεται την Τρίτη.

$LHM * Tu$: μεταβλητή για τις Τρίτες του δεύτερου μισού του μήνα = 1 αν η Τρίτη πέφτει στο δεύτερο μισό του μήνα.

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 JAN_t + \beta_2 Tu_t + \beta_3 JAN_t * Tu_t + \varepsilon_t \quad \textcircled{4}$$

$\varepsilon / (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) \sim t$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 h_{t-1}, \quad \alpha_1 + \alpha_2 = 1$$

με

JAN : μεταβλητή του Ιανουαρίου = 1, αν η απόδοση είναι τον Ιανουάριο.

Tu : μεταβλητή για όλες τις Τρίτες = 1 εάν η απόδοση εμφανίζεται την Τρίτη.

$JAN * Tu$: μεταβλητή Ιανουαρίου & Τρίτης = 1 αν η Τρίτη πέφτει στον Ιανουάριο.

$$r_t = \beta_1 + \beta_2 Tu_t + \beta_3 HK_t + \beta_4 US_{t-1} + \varepsilon_t \quad \textcircled{5}$$

$\varepsilon / (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) \sim t$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 h_{t-1}, \quad \alpha_1 + \alpha_2 = 1$$

με

Tu : dummy μεταβλητή = 1 αν η μέρα t είναι η Τρίτη.

HK_t : απόδοση του Δείκτη Heng Seng το χρόνο t

US_{t-1} : απόδοση στο Βιομηχανικό Δείκτη Dow Jones το χρόνο t-1.

Τα αποτελέσματα των *Chen, Kwok and Rui*, δείχνουν ότι για την δεύτερη περίοδο για καθέναν από τους τέσσερις δείκτες- Shanghai A, Shanghai B, Shenzhen A, Shenzhen B- η ισότητα, στο παραδοσιακό επίπεδο σημαντικότητας, απορρίπτεται. Αντίθετα, δεν εμφανίζεται το day-of-the-week effect σε κανέναν από τους δείκτες πριν το 1995. Επίσης, οι μετοχές A παρουσιάζουν μεγαλύτερες αποδόσεις την Παρασκευή, γεγονός που οφείλεται στις διαδικασίες πληρωμής.

Επομένως, μετά τον Ιανουάριο 1995 παρουσιάζεται έντονα το φαινόμενο της Τρίτης και στις τέσσερις αγορές. Έπειτα, με τον έλεγχο του φαινομένου της αλλαγής του μήνα, οι αποδόσεις των μετοχών την Τρίτη δεν είναι χαμηλότερες από τις αποδόσεις τις υπόλοιπες τέσσερις μέρες. Αντίθετα, με τον έλεγχο του φαινομένου του Ιανουαρίου, οι αποδόσεις των μετοχών την Τρίτη εξακολουθούν να είναι χαμηλότερες από τις αποδόσεις των τεσσάρων ημερών. Τέλος, οι αποδόσεις της Τρίτης είναι ασήμαντα αρνητικές και για τις δύο υποπεριόδους όταν ληφθεί υπόψη η υπόθεση της 'διάχυσης' για το Χονγκ- Κονγκ και τις Η.Π.Α.

Λόγοι Εμφάνισης του Weekend Effect

Το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου, εκτός του ότι εμφανίζεται σε πολλές χώρες, εμφανίζεται και σε πολλές αγορές, όπως στην αγορά των ομολόγων, των Futures και των Treasury bonds. Χαρακτηριστική είναι η μελέτη των *Flannery and Protopapadakis* (1988), όπου καταλήγουν στα ίδια συμπεράσματα με αυτά της αγοράς των κοινών μετοχών. Οι ερευνητές συνέλεξαν δεδομένα, για την περίοδο 1977-1984, για τις ημερήσιες αποδόσεις έντεκα τίτλων: τριών δεικτών μετοχών (equally weighted-EW CRSP returns index, value wighted-VW CRSP returns index, S&P500), μιας συμφωνίας επαναγοράς overnight και επτά Treasury securities. Αρχικά λαμβάνονται υπόψη οι μέρες αργιών και υπολογίζονται οι μέσες αποδόσεις κάθε ημέρας με παλινδρόμηση τόσο των πέντε ημερών της εβδομάδος όσο και πέντε ημερών-αργιών.

$$R_{it} = \alpha_m DM_{\tau} + \alpha_t DT_{\tau} + \alpha_w DW_{\tau} + \alpha_h DH_{\tau} + \alpha_f DF_{\tau} + \alpha_{hm} DHM_{\tau} + \alpha_{ht} DHT_{\tau} + \alpha_{hw} DHW_{\tau} + \alpha_{hh} DHH_{\tau} + \alpha_{hf} DHF_{\tau} + \xi_{it}$$

όπου

R_{it} : η απόδοση του αγαθού i τη μέρα τ .

DM, DT, DW, DH, DF : dummies μεταβλητές για τις κανονικές μέρες συναλλαγών.

DHM, DHT, DHW, DHH, DHF : dummies μεταβλητές για τις αποδόσεις τις ημέρες που προηγούνται μιας αργίας.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχουν διαφορές στις εβδομαδιαίες παρατηρήσεις των μετοχών και των Treasuries. Οι αποδόσεις των μετοχών είναι υψηλές την Τετάρτη και την Παρασκευή, ενώ οι αποδόσεις των Treasuries είναι υψηλότερες την Πέμπτη. Επίσης, φαίνεται ότι οι αποδόσεις της Δευτέρας διαφέρουν ανάλογα με το προϊόν. Οι μελετητές στη συνέχεια έκαναν τις απαραίτητες προσαρμογές όσον αφορά την ετεροσκεδαστικότητα και την αυτοσυσχέτιση και έθεσαν ορισμένες υποθέσεις όσον αφορά την εβδομαδιαία εποχικότητα και κυρίως της Δευτέρας.

Συμπερασματικά, οι *Flannery and Protopapadakis* διαπιστώνουν ότι το φαινόμενο εμφάνισης διαφορετικών αποδόσεων των απλών τίτλων μέσα στην εβδομάδα, δεν είναι ασυνήθιστο γεγονός. Αντίθετα, η εναλλακτική υπόθεση ότι οι αποδόσεις είναι ομοιογενείς σε όλες τις ημέρες της εβδομάδος, δεν συμβαδίζει με τα δεδομένα. Δεύτερον, η διαφορά που εμφανίζεται στις αποδόσεις δεν είναι ενιαία για όλους τους τίτλους. Το γεγονός αυτό αποδεικνύει ότι τα χαρακτηριστικά της αγοράς δεν μπορούν να εξηγήσουν αυτού του είδους την εποχικότητα. Τέλος, οι αρνητικές αποδόσεις της Δευτέρας μπορεί να υπόκεινται σε μια γενικότερη εξήγηση για όλους τους τίτλους. Η εμφάνιση των αρνητικών αποδόσεων είναι συνεπής με τις εβδομαδιαίες μεταβολές στα ασφάλιστρα κινδύνου των μειωμένων επιτοκίων της αγοράς.

Έχουν υπάρξει, κατά καιρούς, πολλές ερμηνείες του φαινομένου χωρίς να θεωρείται κάποια από αυτές ως επικρατέστερη⁷. Οι αρνητικές αποδόσεις του Σαββατοκύριακου οφείλονται συχνά στην προσπάθεια εξισορρόπησης των αποφάσεων χρηματιστών-επενδυτών ως προς την αγορά και πώληση. Ο Miller (1988) θεωρεί ότι οι επενδυτές είναι πολύ απασχολημένοι κατά τη διάρκεια της εβδομάδος για να ερευνήσουν μόνοι τους την αγορά και τείνουν να ακολουθούν τις συστάσεις των χρηματιστών τους που τείνουν κυρίως στο να αγοράζουν μετοχές. Όμως, τα Σαββατοκύριακα που δεν δουλεύουν, ερευνούν περισσότερο την αγορά μόνοι τους και τείνουν στην απόφαση να πουλήσουν. Έτσι, τη Δευτέρα εμφανίζεται μια ‘υπερπροσφορά’ μετοχών από την πλευρά των μεμονωμένων επενδυτών και όχι των θεσμικών επενδυτών με αποτέλεσμα να εμφανίζεται μείωση της ρευστότητας. Οι Rystrom and Benson (1989) αποδίδουν το αρνητικό κλίμα της Δευτέρας στην απαισιόδοξη διάθεση των επενδυτών που τους οδηγεί στο να πουλήσουν.

Μια δεύτερη πιθανή εξήγηση του Weekend Effect είναι ότι οι τιμές των μετοχών κλείνουν πολύ ψηλά τις Παρασκευές ή πολύ χαμηλά τις Δευτέρες. Αυτό οφείλεται κυρίως στις ‘καθυστερήσεις εξόφλησης’ (*settlement delays*) (Jaffe and Westerfield-1985). Σύμφωνα με το υπάρχον καθεστώς, η πληρωμή γίνεται μετά από τρεις μέρες από την ημέρα συναλλαγής. Οπότε, αν η συναλλαγή γίνει Δευτέρα ή Τρίτη, η πληρωμή πρέπει να γίνει την ίδια εβδομάδα- Πέμπτη ή Παρασκευή. Αντίθετα, αν η συμφωνία γίνει από Τετάρτη ως Παρασκευή, παρεμβαίνει το Σαββατοκύριακο, οπότε υπάρχει περιθώριο πέντε ημερών και ουσιαστικά οι αγοραστές παίρνουν μια πίστωση δύο ημερών άνευ τόκου από τους χρηματιστές. Έτσι, οι τιμές των μετοχών της Δευτέρας πρέπει να είναι μικρότερες από τις τιμές της Παρασκευής για να αντισταθμίζουν την τακτική που έχουν οι επενδυτές να καθυστερούν τις αγορές τους ως την Δευτέρα. Παρόλα αυτά, οι Dyl and Martin (1985) βρίσκουν πιο ισχυρό το weekend effect σε αγορές που γίνεται προσπάθεια να ελεγχθούν τα settlement delays.

⁷ Fortune, P. 1999. “Are Stock Returns Different over Weekends? A Jump Diffusion Analysis of the “Weekend Effect.”” *New England Economic Review*, p10-12.

Μια τρίτη υπόθεση ως προς την εμφάνιση του φαινομένου είναι η ‘διάδοση της πληροφορίας’ (*information release*), δηλαδή η παροχή πληροφοριών κατά τη διάρκεια της εβδομάδος. Οι εταιρίες, που έχουν ‘καλά νέα’, σπεύδουν να τα ανακοινώσουν στην αρχή της εβδομάδας προκειμένου να προλάβουν τη θετική αντίδραση των επενδυτών που θα οδηγήσει στην άνοδο των τιμών. Αντίθετα, όταν πρόκειται για αρνητική ενημέρωση, η ανακοίνωση γίνεται μετά το κλείσιμο του Χρηματιστηρίου της Παρασκευής ώστε να αποφευχθεί η άμεση αρνητική αντίδραση των επενδυτών. Το Σαββατοκύριακο δηλαδή, είναι περίοδος που χρησιμοποιείται για να περιοριστεί το αρνητικό κλίμα.

Οι *Abraham and Ikenberry* (1994) υποστηρίζουν την υπόθεση του *serial correlation*, σύμφωνα με την οποία, το ύψος της τιμής της Δευτέρας καθορίζεται από την τιμή της Παρασκευής. Ένα θετικό κλίμα την Παρασκευή, ακολουθείται από θετικές αποδόσεις το Σαββατοκύριακο, ενώ ένα αρνητικό κλίμα ακολουθείται από αρνητικές αποδόσεις. Ακόμη, στη μελέτη τους οι *Abraham and Ikenberry* δείχνουν ότι ενώ στο δείγμα τους μόνο το ένα τρίτο παρουσιάζει πτώση της τιμής την Παρασκευή, η πτώση αυτή κυριαρχεί στις τιμές της Δευτέρας. Έτσι, το αρνητικό κλίμα πριν το Σαββατοκύριακο συνεπάγεται ακόμη πιο αρνητικό κλίμα τη Δευτέρα. Το φαινόμενο αυτό είναι πολύ έντονο στις συναλλαγές των μικρών επενδυτών.

Ακόμη μία εξήγηση του φαινομένου είναι η υπόθεση της ‘αποκοπής του μερίσματος’ (*dividend exclusion*), σύμφωνα με την οποία οι μέρες αποκοπής του μερίσματος τείνουν να είναι οι Δευτέρες και ένα μέρος της πτώσης των τιμών από την Παρασκευή στη Δευτέρα οφείλονται στις πληρωμές των μερισμάτων αυτών. Επειδή, όλες σχεδόν οι έρευνες δεν λαμβάνουν υπόψη τους τη διανομή των μερισμάτων κατά τον υπολογισμό των ημερησίων αποδόσεων, υπάρχει ένα bias ως προς τη μελέτη της μείωσης της τιμής των μετοχών τα Σαββατοκύριακα. Οι αποκοπές αυτές τείνουν να γίνονται νωρίς τη Δευτέρα, οπότε στη συνέχεια εμφανίζονται θετικές αποδόσεις ως το τέλος της ημέρας.

Τέλος, δεν θα πρέπει να αγνοούμε και μια τελική υπόθεση που αναφέρει ότι δεν υπάρχει οικονομική ορθολογιστική θεωρία που να δικαιολογεί την επίμονη αρνητική

τάση που εμφανίζεται το Σαββατοκύριακο. Μάλλον είναι μια ανωμαλία που δεν την είχαν εντοπίσει οι επενδυτές και την οποία έφεραν στο φως οι ακαδημαϊκοί. Όμως αν αυτή είναι η περίπτωση, θα έπρεπε το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου να είχε εξαφανιστεί μετά τον εντοπισμό του, αφού οι επενδυτές θα μάθαιναν να πωλούν τη Παρασκευή και να καλύπτουν τη θέση τους τη Δευτέρα.

Πράγματι, τελευταίες μελέτες δείχνουν πως το weekend effect τείνει σιγά-σιγά να εξαλειφθεί. Οι *Chow et al.* (1997) παρατηρούν μια μείωση του φαινομένου μεταξύ των ετών 1973-1993 σε μετοχές με μικρά κόστη συναλλαγών. Οι *Agrawal and Tandon* (1994) διαπιστώνουν πως οι αρνητικές αποδόσεις της Δευτέρας και της Τρίτης τείνουν να εξαφανιστούν σε πολλές αγορές μετά το 1980. Ο *Kamara* (1997) αναφέρει ότι οι αποδόσεις του δείκτη S&P 500 δεν παρουσιάζουν το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου από το 1982 και εξής.

Ο *Peter Fortune* (1999), μελετώντας πέντε δείκτες, Dow 30, S&P 500, Wilshire 5000, Nasdaq Composite και Russell 2000 εντοπίζει μείωση της διαφοράς των αποδόσεων μεταξύ Σαββατοκύριακου και των υπόλοιπων ημερών, υπαινισσόμενος ότι το weekend effect είναι μια χρηματοοικονομική ανωμαλία που τείνει να διορθωθεί από μόνη της. Η μελέτη αφορά τιμές κλεισίματος ενός δείκτη κεφαλαιοποίησης της αγοράς και όχι των μετοχών ξεχωριστά. Η περίοδος έρευνας είναι 1980-1999 και η μέθοδος χρήσης είναι η Μέθοδος Μέγιστης Πιθανοφάνειας (Maximum Likelihood) Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι το volatility είναι ιδιαίτερα χαμηλό τα Σαββατοκύριακα. Η κυρτότητα είναι πολύ πιο αρνητική τα Σαββατοκύριακα αντανακλώντας μια αύξηση στη δυνατότητα μείωσης των τιμών το διήμερο αυτό σε σχέση με τις άλλες μέρες της εβδομάδος. Οι αποδόσεις των μετοχών είναι θετικές κατά τη διάρκεια της εβδομάδος και αρνητικές το Σαββατοκύριακο.

Τέλος, οι *Compton and Kunkel* (2000) αποδεικνύουν με τη μελέτη τους ότι το φαινόμενο αυτό δεν εμφανίζεται στις μετοχές των Η.Π.Α. την περίοδο 1988-1998, και μάλιστα ότι οι αποδόσεις της Δευτέρας ή/ και Τρίτης τείνουν να είναι υψηλότερες από τις αποδόσεις των υπόλοιπων ημερών. Σκοπός της έρευνάς τους είναι να ελέγξουν κατά πόσον οι αποδόσεις των ημερών της εβδομάδος είναι ίσες και για το

λόγο αυτό χρησιμοποιούν παλινδρόμηση με dummy variables που αντιπροσωπεύουν κάθε ημέρα της εβδομάδας. Οι ερευνητές αυτοί εξέτασαν έξι επενδυτικές στρατηγικές – δύο ‘buy and hold’ strategies και τέσσερις switching strategies – πάνω σε δύο λογαριασμούς, Stock Account και Bond Account, σε συνάρτηση με το January effect, το weekend και το turn -of- the month effect. Παράλληλα, μελέτησαν τους δείκτες DJIA και S&P 500 χρησιμοποιώντας το μοντέλο παλινδρόμησης των ημερησίων αποδόσεων.

$$R_t = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \dots + \beta_5 D_{5t} + \varepsilon_t$$

με

R_t : απόδοση της μετοχής στην αγορά το χρόνο t .

D_{it} : dummy μεταβλητές για τις ημερήσιες αποδόσεις = 1 για την i μέρα.
= 0, αλλιώς

β_{it} : μέση ημερήσια απόδοση για κάθε μέρα.

H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_5 = 0$

H_1 : $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_5 < 0$ συνέπεια με το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου.

Τα F-tests απορρίπτουν την υπόθεση των ίσων μέσων αποδόσεων όλων των ημερών όσον αφορά το weekend effect. Επίσης, οι μελετητές επισημαίνουν ότι το weekend effect δεν εμφανίζεται πλέον και ότι οι αποδόσεις της Δευτέρας είναι υψηλότερες για τον DJIA, S&P 500 και Money Market, ενώ οι αποδόσεις της Τρίτης είναι υψηλότερες για τους Stock Account και Bond Account. Οι χαμηλότερες αποδόσεις εμφανίζονται την Πέμπτη και είναι αρνητικές για τον DJIA, S&P 500.

ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΗΜΕΡΑΣ ΤΗΣ ΕΒΔΟΜΑΔΟΣ Η' ΤΟΥ ΣΑΒΒΑΤΟΚΥΡΙΑΚΟΥ					
Ετος Μελέτης	Ερευνητές	Περίοδος Έρευνας	Χώρες Έρευνας	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα
1980	French	1953-1977	ΗΠΑ S&P 500	Μέσες αποδόσεις & Παλινδρόμηση	Δευτέρα: αρνητικές αποδόσεις
1984	Keim & Stambaugh	1928-1982	ΗΠΑ S&P 90(1928-1957), S&P 500(1957-1982)	Παλινδρόμηση	#Δευτέρα: αρνητικές αποδόσεις για μικρά & μεγάλα portfolios #Παρασκευή: σχέση απόδοσης - μεγέθους εταιρίας
1986	Harris	1981-1983	ΗΠΑ	Παλινδρόμηση	#Παρασκευή: μεγαλύτερες αποδόσεις #Δευτέρα:αρνητικές αποδόσεις τα πρώτα 45' της ημέρας
1985	Jaffe & Westerfield	1970-1983	Καναδάς, Ην.Βασίλειο, Αυστραλία, Ιαπωνία & S&P 500	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	#Καναδάς & Ην. Βασίλειο: Δευτέρα αρνητικές αποδόσεις #Αυστραλία & Ιαπωνία: Τρίτη αρνητικές αποδόσεις #Settlement procedures: αυξάνουν αποδόσεις Πέμπτη & Παρασκευή
2001	Berument & Kiyamaz	1973-1997	ΗΠΑ S&P500	OLS με "dummy" μεταβλητές, ARCH, Modified-GARCH	#Δευτέρα: χαμηλότερες αποδόσεις #Τετάρτη: υψηλότερες αποδόσεις, χαμηλότερο volatility #Παρασκευή: υψηλότερο volatility
2001	Chen, Kwok & Rui	1992-1997	Κίνα	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	Όχι φαινόμενο πριν το 1995. Τρίτη:χαμηλότερες αποδόσεις
Λόγοι Εμφάνισης του Φαινομένου του Σαββατοκύριακου					
1988	Flannery & Protopapadakis	1977-1984	ΗΠΑ	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	Διεύρυνση φαινομένου σε Treasuries. Δευτέρα: χαμηλότερες αποδόσεις Πέμπτη:υψηλότερες αποδόσεις

Καθυστερήσεις Πληρωμής (Settlement Delays)					
1985	Jaffe & Westerfield	1970-1983	Καναδάς, Ην.Βασίλειο, Αυστραλία, Ιαπωνία & S&P 500	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	#Settlement procedures: Καθυστερήση πληρωμής Πέμπτης- Παρασκευής συνεπάγεται πίστωση χρόνου ως τη Δευτέρα. Οπότε, μείωση τιμών για εξισορρόπηση
Τάση Μείωσης του Φαινομένου του Σαββατοκύριακου					
1999	Fortune	1980-1999	ΗΠΑ Dow30, S&P500, Wilshire 5000, Nasdaq Composite & Russell 2000	Maximum Likelihood	Θετικές αποδόσεις μέσα εβδομάδα, αρνητικές το Σαββατοκύριακο, αλλά με μείωση της διαφοράς
2000	Compton & Kunkel	1988-1998	ΗΠΑ S&P500, DJIA Stock&Bond Accounts	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	Δεν εμφανίζεται πλέον το φαινόμενο. Δευτέρα, Τρίτη: υψηλότερες αποδόσεις Πέμπτη: χαμηλότερες αποδόσεις

4. PRE-HOLIDAY EFFECT

Τις ημέρες που προηγούνται από εορτές, παρατηρείται ανώμαλη συμπεριφορά ως προς τις αποδόσεις των μετοχών. Μία μέρα πριν από τις γιορτές, οι μετοχές εμφανίζουν δυσανάλογη συχνότητα και υψηλές μέσες αποδόσεις που ξεπερνούν εννέα με δεκατέσσερις φορές τη μέση απόδοση των υπόλοιπων ημερών του χρόνου. Στις Η.Π.Α., πάνω από το ένα τρίτο των συνολικών ετήσιων αποδόσεων κατά την περίοδο 1963-1982 έχει επιτευχθεί κατά τη διάρκεια των οκτώ ημερών συναλλαγών που προηγούνται των γιορτών.

Ο *Fields* (1934), μελετώντας τον δείκτη DJIA για την περίοδο 1901-1932 και για τις μέρες πριν τα Σαββατοκύριακα, παρατηρεί δυσανάλογη συχνότητα μετοχών τις μέρες πριν τις διακοπές του Σαββατοκύριακου. Ο *Roll* (1983) εντοπίζει υψηλές αποδόσεις σε μετοχές μικρών εταιριών κατά τη μέρα συναλλαγής πριν την Πρωτοχρονιά. Οι *Lakonishok and Smidt* (1984) σημειώνουν ότι οι τιμές όλων των μετοχών αυξάνουν τις ημέρες πριν τα Χριστούγεννα και προσθέτουν ότι 'οι υψηλές αποδόσεις των μεγάλων εταιριών κατά τα Χριστούγεννα μπορούν να θεωρηθούν ως (ένα άλλο)...μυστήριο'. Ο *Merrill* (1966) παρατηρεί δυσαναλογία στις αποδόσεις των μετοχών του δείκτη Dow Jones Industrial Average κατά την περίοδο 1897-1965 σε μέρες πριν από τις γιορτές. Όμοια, ο *Fosback* (1976) εντόπισε υψηλή απόδοση 'προ γιορτών' για τον δείκτη S&P.

Το 1990, ο *Ariel* μελέτησε προσεκτικά το pre-holiday effect για την αγορά των Η.Π.Α. για τις γιορτές που συνεπάγονται κλείσιμο του Χρηματιστηρίου την ημέρα εκείνη. Τα δεδομένα που μελετήθηκαν αφορούσαν τις αποδόσεις των δεικτών (value-weighted και equally-weighted) των μετοχών του Κέντρου Ερευνών των Τιμών των Μετοχών (Center for Research in Security Prices – CRSP), για τη χρονική περίοδο 1963 – 1982. Επίσης, μελετήθηκαν και οι ωριαίες αποδόσεις των μετοχών του DJIA τις ημέρες που περιβάλλουν τις αργίες- δύο ημέρες πριν και μία ημέρα μετά- κατά το διάστημα 1963-1982. Οι γιορτές⁸ που επέλεξε ήταν οι: Πρωτοχρονιά, Χριστούγεννα, Μέρα των Ευχαριστιών, Μεγάλη Παρασκευή, 14^η Ιουλίου, Πρωτομαγιά, Ημέρα

⁸ Οι γιορτές αυτές δεν είναι πάντα οι ίδιες για όλες τις χώρες.

Μνήμης και Ημέρα του Προέδρου⁹. Κάποιες από αυτές τις μέρες, όπως η Μεγάλη Παρασκευή και η Ημέρα των Ευχαριστιών, είναι πάντα μία από τις πέντε μέρες της εβδομάδος και πάντα συνοδεύονται από μια μέρα κλεισίματος της αγοράς. Αντίθετα, άλλες γιορτές όπως η 14 Ιουλίου και η Πρωτοχρονιά μπορεί να συμπέσουν με μέρα Σαββατοκύριακου οπότε δεν απαιτούν επιπλέον μέρα κλεισίματος της αγοράς.

Οι 5020 μέρες συναλλαγών της περιόδου 1963-1982 χωρίστηκαν σε δύο υποπεριόδους: στις μέρες πριν από τις γιορτές (160) και στις υπόλοιπες (4860 μέρες). Στη συνέχεια, υπολογίστηκαν οι μέσοι και οι διακυμάνσεις των δεικτών αυτών καθώς και το t-statistic για τη διαφορά των μέσων. Έτσι, ο Ariel κατέληξε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει στατιστική σημαντικότητα ως προς τις μέσες αποδόσεις την ημέρα πριν τη γιορτή. Τα αποτελέσματα του t-statistic δείχνουν ανεξαρτησία στις αποδόσεις των δύο ομάδων και σταθερότητα κατά τη διάρκεια των είκοσι αυτών χρόνων.

Για την επαλήθευση των αποτελεσμάτων, χρησιμοποιήθηκε το χ^2 -statistic που ελέγχει την υπόθεση ότι η αναμενόμενη συχνότητα των θετικών αποδόσεων των ημερών πριν τις διακοπές ισούται με την πραγματοποιούμενη συχνότητα των αποδόσεων όλων των ημερών συναλλαγής της περιόδου. Τα αποτελέσματα απορρίπτουν τη υπόθεση ενισχύοντας την άποψη της αυξημένης συχνότητας των αποδόσεων πριν τις αργίες.

Έπειτα, ο Ariel χωρίζει την περίοδο μελέτης σε δύο υποπεριόδους των δέκα ετών και εφαρμόζει την ίδια μέθοδο καταλήγοντας στα ίδια συμπεράσματα ως προς την ύπαρξη του φαινομένου. Παράλληλα, καταλήγει σε ορισμένες διαπιστώσεις, όπως ότι υψηλές αποδόσεις εμφανίζονται μόνο την προηγούμενη μέρα των διακοπών και όχι άλλη μέρα γύρω από το διάστημα αυτό. Ακόμη, όσον αφορά το χρόνο εμφάνισης υψηλών αποδόσεων, παρατηρείται ότι η αύξηση εμφανίζεται από το κλείσιμο της συναλλαγής δύο μέρες πριν την αργία ως το κλείσιμο των συναλλαγών ακριβώς την προηγούμενη μέρα. Την ημέρα πριν τις διακοπές, οι μετοχές ανοίγουν με τιμές σημαντικά υψηλότερες από την τιμή κλεισίματος της προηγούμενης μέρας. Επίσης, την τελευταία ώρα των συναλλαγών της μέρας αυτής, εμφανίζονται υψηλές αποδόσεις που αποτελούν το ένα τέταρτο των αποδόσεων της παραμονής των διακοπών.

⁹ Αντίθετα με άλλους αναλυτές, ο Ariel δεν συμπεριλαμβάνει στις γιορτές την Ημέρα των Εκλογών, γιατί θεωρεί πως η ημέρα αυτή από μόνη της δεν είναι κανονική γιορτή και σε αντίθεση με τις άλλες γιορτές, τα καταστήματα μένουν ανοικτά. Ακόμη, η ημέρα αυτή συνδέεται και με πληροφόρηση ως προς την μελλοντική οικονομική πολιτική της χώρας.

Τέλος, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι το ένα τρίτο των αποδόσεων της αγοράς κατά την περίοδο 1963-1982 εμφανίζεται στις οκτώ μέρες συναλλαγών που προηγούνται από τις συγκεκριμένες αργίες κατά τη διάρκεια του χρόνου. Μια σημαντική ερμηνεία του φαινομένου, κατά τον ArieI, είναι οι 'short-sellers' που θέλουν να κλείσουν την ρισκοκίνδυνη 'short' θέση τους πριν τις διακοπές. Βέβαια δεν είναι πολύ ξεκάθαρο γιατί οι επενδυτές αυτοί ενδιαφέρονται να κλείσουν τη θέση τους πριν από κάθε αργία, τη στιγμή μάλιστα που η θέσεις αυτές δεν επανακτούνται τις επόμενες εργάσιμες μέρες. Επιπλέον, εάν θεωρηθεί πως η πράξη αυτή των επενδυτών είναι η αιτία του φαινομένου, δεν είναι επαρκής στο να εξηγήσει γιατί παρατηρούνται υψηλές θετικές αποδόσεις από το κλείσιμο της μέρας πριν την αργία ως το άνοιγμα της επόμενης μέρας.

Παρόμοιες έρευνες έχουν γίνει και για άλλες αγορές. Χαρακτηριστικά ο *Ziemba* (1989) βρίσκει σημαντικά pre-holiday effects στις Ιαπωνικές αγορές. Οι *Wong et al.* (1990) παρατηρούν στατιστικά υψηλότερη απόδοση στον κινέζικο μήνα ακριβώς πριν την αργία της κινέζικης Πρωτοχρονιάς για τις χώρες της Μαλαισίας, Σιγκαπούρης και Χονγκ-Κονγκ.

Οι *Cadsby and Ratner* (1992) βρίσκουν αντίστοιχα αποτελέσματα για Καναδά, Αυστραλία, Ιαπωνία και Χονγκ-Κονγκ. Βασικό θέμα είναι ότι οι αργίες είναι διαφορετικές από χώρα σε χώρα, οπότε αναμένεται να παρατηρηθούν αφύσικα υψηλές αποδόσεις κατά την παραμονή τοπικών εορτών. Επομένως, το γεγονός αυτό συνεπάγεται ότι υπάρχει μοναδική ευκαιρία να διαχωριστούν οι ανώμαλες συμπεριφορές που προέρχονται από τις Η.Π.Α. και από άλλες χώρες. Τα δεδομένα, που χρησιμοποίησαν οι ερευνητές όπως αναφέρθηκε και στην ανάλυση του φαινομένου της αλλαγής του μήνα, αφορούν τις ημερήσιες ιστορικές τιμές κλεισίματος των δεικτών των μετοχών έντεκα χρηματιστηρίων από δέκα διαφορετικές χώρες. Κάθε δείκτης υπολογίζεται με βάση τις τιμές των μετοχών σε τοπικό νόμισμα. Πιο συγκεκριμένα, για τις Η.Π.Α. μελετήθηκαν οι δείκτες CRSP equally weighted και value weighted. Για τον Καναδά χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης (equally-weighted) του Χρηματιστηρίου του Τορόντο, ο δείκτης Nikkei για την Ιαπωνία, ο δείκτης Hang-Seng για το Χονγκ-Κονγκ, ο δείκτης Financial Times 500

για το Ηνωμένο Βασίλειο, ο All Ordinaries για την Αυστραλία, ο δείκτης Banca Commerciale για την Ιταλία, ο Swiss Bank Corporation Industrials Index για την Ελβετία, ο δείκτης Commerz-bank για τη Δ. Γερμανία και ο γενικός δείκτης Compagnie des Agents de Change για τη Γαλλία. Οι χρονικές περίοδοι έρευνας για κάθε χώρα είναι οι εξής: 1962-1987 για τις Η.Π.Α., 1975-1987 για Καναδά, 1979-1988 για την Ιαπωνία, 1983-1988 για το Ηνωμένο Βασίλειο, 1980-1989 για Χονγκ-Κονγκ, Αυστραλία, Ιταλία, Ελβετία, Δ. Γερμανία και Γαλλία.

Για τους σκοπούς της ανωτέρω μελέτης, ορίστηκε ως αργία του Χρηματιστηρίου μια κοινή (public) αργία, εξαιτίας της οποίας το τοπικό Χρηματιστήριο παραμένει κοινό. Οι αργίες αυτές εντοπίστηκαν για κάθε χώρα, μελετώντας τα διεθνή ημερολόγια και συγκρίθηκαν με τις μέρες των οποίων οι τιμές των μετοχών έλειπαν από τις βάσεις δεδομένων. Οποιοσδήποτε διαφορές συγκρίθηκαν με μεγάλες εφημερίδες προκειμένου να καθοριστεί κατά πόσον κάποιες μέρες ήταν ή όχι μέρες αργίας. Τέτοια ερωτήματα προέκυψαν για μέρες, που τελικά αποδείχθηκε ότι τα Χρηματιστήρια ήταν κλειστά λόγω θεομηνιών, εθνικών συναγερμών, κακής λειτουργίας των υπολογιστικών συστημάτων κτλ. Στη συνέχεια, υπολογίζονται οι μέσες αποδόσεις των ημερών πριν από τις τοπικές αργίες κάθε χώρας, πριν από τις τοπικές αργίες των Η.Π.Α. και πριν από τις κοινές αργίες όλων των χωρών καθώς και των υπόλοιπων εργάσιμων ημερών.

Στις Η.Π.Α. φαίνεται ότι για τον equally-weighted index οι αποδόσεις πριν από τις μέρες εορτών είναι επτάμισι φορές υψηλότερες από τις αποδόσεις των υπολοίπων ημερών, και για τον value-weighted index η διαφορά ξεπερνάει τις δέκα φορές. Η Ιαπωνία δεν έχει καθόλου κοινές αργίες με τις Η.Π.Α. και οι ιαπωνικές αποδόσεις τείνουν να είναι τεσσεράμισι φορές μεγαλύτερες από ότι κατά τις κοινές μέρες. Σε όλες τις χώρες, οι αποδόσεις των ημερών πριν από τις κοινές (τοπικές και των Η.Π.Α.) αργίες είναι υψηλότερες κατά τρεις φορές από τις αποδόσεις των άλλων ημερών και πολύ υψηλότερες από τις αποδόσεις των άλλων κατηγοριών. Οι 'τοπικές' αποδόσεις είναι υψηλότερες από τις υπόλοιπες αποδόσεις για τις χώρες του Καναδά, Χονγκ-Κονγκ, Αυστραλίας, Ιταλίας και Ελβετίας ενώ δεν συμβαίνει το ίδιο για το Ηνωμένο Βασίλειο, τη Δυτική Γερμανία και τη Γαλλία.

$$R_t = \varphi_1 + \varphi_2 D_{\text{LOCAL}} + \varphi_3 D_{\text{USA}} + \varphi_4 D_{\text{BOTH}} + e_t \quad \textcircled{1}$$

όπου,

$$t = 1, \dots, T$$

R_t : απόδοση του δείκτη κατά την περίοδο εκτίμησης για τη μέρα t .

D_{LOCAL} : dummy μεταβλητή = 1 για LOCAL (εγχώριες) μέρες.

= 0, διαφορετικά.

D_{USA} : dummy μεταβλητή = 1 για μέρες των Η.Π.Α.

= 0, διαφορετικά.

D_{BOTH} : dummy μεταβλητή = 1 for BOTH (όλες) τις μέρες.

= 0, διαφορετικά.

φ_2 : διαφορά μεταξύ LOCAL(εγχώριων) & NON-LOCAL(μη-εγχώριων) αποδόσεων

φ_3 : διαφορά μεταξύ αποδόσεων των Η.Π.Α. και των ΜΗ-Η.Π.Α.

φ_4 : διαφορά μεταξύ BOTH (όλων) και των NON-BOTH (υπόλοιπων) αποδόσεων.

e_t : τυχαίο σφάλμα μοντέλου με μηδενικό μέσο.

$$R_t = \varphi_1 + \varphi_2 (D_{\text{LOCAL}} + D_{\text{BOTH}}) + \varphi_3 (D_{\text{LOCAL}} + D_{\text{BOTH}}) + e_t \quad \textcircled{2}$$

όπου,

$$t = 1, \dots, T$$

R_t : απόδοση του δείκτη κατά την περίοδο εκτίμησης για τη μέρα t .

D_{LOCAL} : dummy μεταβλητή = 1 για LOCAL μέρες.

= 0, αλλιώς

D_{USA} : dummy μεταβλητή = 1 για Η.Π.Α. μέρες.

= 0, αλλιώς

D_{BOTH} : dummy μεταβλητή = 1 για BOTH μέρες.

= 0, αλλιώς

φ_2 : διαφορά μεταξύ LOCAL(εγχώριων) & NON-LOCAL(μη-εγχώριων) αποδόσεων

φ_3 : διαφορά μεταξύ αποδόσεων των Η.Π.Α. και των ΜΗ-Η.Π.Α.

φ_4 : διαφορά μεταξύ BOTH (όλων) και των NON-BOTH (υπόλοιπων) αποδόσεων.

e_t : τυχαίο σφάλμα μοντέλου με μηδενικό μέσο.

Προκειμένου να προσδιοριστεί η στατιστική σημαντικότητα των διαφορών αυτών, γίνεται εκτίμηση της παλινδρόμησης με ‘dummy variables’ και τα αποτελέσματα που εξάγονται είναι τα ακόλουθα: οι αποδόσεις των ημερών πριν από τις τοπικές αργίες είναι σημαντικά υψηλότερες από τις αποδόσεις των υπολοίπων ημερών σε επίπεδο 1% στατιστικής σημαντικότητας για τις Η.Π.Α. και την Ιαπωνία και σε επίπεδο 5% για Καναδά και Χονγκ-Κονγκ. Οι ‘κοινές’ αποδόσεις είναι

στατιστικά υψηλότερες από τις υπόλοιπες αποδόσεις σε επίπεδο 1% για τον Καναδά και 5% για το Χονγκ-Κονγκ και την Αυστραλία. Μη σημαντικά αποτελέσματα εμφανίζονται για το Ηνωμένο Βασίλειο, την Ιταλία, Ελβετία, Δυτική Γερμανία και Γαλλία.

Το γεγονός ότι οι ‘κοινές’ αποδόσεις είναι υψηλότερες για κάθε χώρα από τις τοπικές αποδόσεις και αυτές της Αμερικής έδωσε έναυσμα για ο τεστ της υπόθεσης ότι $\varphi_4 = \varphi_2 + \varphi_3$ για όλες τις χώρες με τις ‘κοινές’ αποδόσεις. Εάν αληθεύει η υπόθεση, τότε οι αποδόσεις τις ημέρες πριν από τις ‘κοινές’ αργίες υπόκεινται στις αργίες αυτές ανεξάρτητα από τις αποδόσεις που έχουν χωριστά η κάθε αργία για κάθε χώρα και για τις Η.Π.Α. η υπόθεση απορρίπτεται μόνο για τον Καναδά όπου οι αποδόσεις στις ‘κοινές’ μέρες είναι πολύ υψηλότερες από το άθροισμα των επιμέρους αποδόσεων. Για τις υπόλοιπες χώρες όπου η υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί, οι αποδόσεις είναι υψηλές των τοπικών και κοινών αργιών είναι σημαντικά υψηλότερες από τις υπόλοιπες αποδόσεις σε επίπεδο σημαντικότητας 5% για τις χώρες του Χονγκ-Κονγκ και της Αυστραλίας.

Γενικά, οι μη ευρωπαϊκές χώρες του δείγματος παρουσιάζουν στατιστικά σημαντικές αποδόσεις την παραμονή των τοπικών μόνο αργιών. Για την Αυστραλία αυτό συμβαίνει μόνο όταν ισχύει ο περιορισμός $\varphi_4 = \varphi_2 + \varphi_3$. Για το Χονγκ-Κονγκ παρουσιάζονται σημαντικά υψηλές αποδόσεις πριν από τις αργίες των Η.Π.Α. Τέλος, στις Ευρωπαϊκές χώρες δεν παρουσιάζεται καθόλου το φαινόμενο της παραμονής των εορτών.

Όταν οι αργίες συμπίπτουν για όλες τις χώρες τότε αναμένεται τα αποτελέσματα του φαινομένου να είναι κοινά για όλες τις χώρες. Υπάρχουν όμως και γιορτές τοπικές και ανεξάρτητες για κάθε χώρα κατά τις οποίες αναμένονται διαφορετικές αποδόσεις ανάλογα με τις συνθήκες που επικρατούν σε κάθε αγορά. Οι *Kim and Park* (1994) βρίσκουν ότι τα pre-holiday effects για διαφορετικές χώρες είναι ανεξάρτητα για την καθεμιά. Οι *Agrawal and Tandon* (1994) αναφέρουν έντονη ύπαρξη του φαινομένου σε έντεκα από δεκαοκτώ χώρες που εξετάζουν.

Οι *Liano and White* (1994) εξετάζουν το φαινόμενο της παραμονής των εορτών από μια άλλη οπτική γωνία. Μελετούν τη σχέση του φαινομένου με τα στάδια των

οικονομικών κύκλων (business cycles) κάθε αγοράς. Τα δεδομένα αφορούν τους δείκτες S&P 500 και NASDAQ¹⁰, για την περίοδο 1962-1991 (7420 ημερήσιες παρατηρήσεις) και για την περίοδο 1972-1991 (4809 ημερήσιες παρατηρήσεις), όπως εμφανίζονται στα αρχεία του CRSP). Τα δεδομένα κατανέμονται σε περιόδους οικονομικής ανάπτυξης και οικονομικής ύφεσης και οι μέρες κατανέμονται σε μέρες συναλλαγή πριν από τις γιορτές και στις υπόλοιπες. Η μελέτη γίνεται με τη μέθοδο παλινδρόμησης OLS με dummy variable.

$$R_{ijt} = \alpha_{ij1} + \alpha_{ij2} D_{2t} + e_{ijt}$$

με

i = ο δείκτης S&P ή ο δείκτης NASDAQ.

j = όλη η περίοδος, περίοδοι ανάπτυξης και ύφεσης.

R_{ijt} = η απόδοση του δείκτη i κατά τον οικονομικό κύκλο j την περίοδο t .

D_{2t} = μια dummy μεταβλητή = 1, για τις μέρες συναλλαγής πριν τις διακοπές.
= 0, για τις υπόλοιπες μέρες συναλλαγής.

α_{ij1} = οι αποδόσεις των υπολοίπων ημερών του δείκτη i κατά τη διάρκεια του οικονομικού κύκλου j .

α_{ij2} = οι αποδόσεις των ημερών πριν τις διακοπές που ξεπερνούν τις αποδόσεις των υπολοίπων ημερών του δείκτη i κατά τον οικονομικό κύκλο j .

e_{ijt} = σφάλμα μεθόδου.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι κατά τη διάρκεια περιόδων ανάπτυξης και ύφεσης οι αποδόσεις πριν από τις μέρες αργίας είναι σημαντικά υψηλότερες από τις αποδόσεις των υπολοίπων ημερών. Έπειτα, το φαινόμενο της παραμονής των εορτών είναι πιο έντονο στις μικρές εταιρίες σε σχέση με τις μεγάλες. Κατά τη διάρκεια περιόδων οικονομικής μεγιστοποίησης των αποτελεσμάτων, το φαινόμενο είναι πιο έντονο στις μεγάλες εταιρίες σε σχέση με τις μικρές. Επομένως, το φαινόμενο αυτό σχετίζεται με τους οικονομικούς κύκλους της οικονομίας και με το μέγεθος των εταιριών.

¹⁰ Ο S&P δείκτης περιέχει τις αποδόσεις των 500 μεγαλύτερων και πιο σταθερών χρηματοοικονομικά εταιριών που συναλλάσσονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE/AMEX), ενώ ο NASDAQ περιέχει τις αποδόσεις των μετοχών των πιο μικρών εταιριών που συναλλάσσονται στην OTC αγορά.

ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΠΑΡΑΜΟΝΗΣ ΤΩΝ ΑΡΓΙΩΝ					
Έτος Μελέτης	Ερευνητές	Περίοδος Έρευνας	Χώρες Έρευνας	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα
1934	Fields	1901-1932	ΗΠΑ		Αυξημένη συχνότητα μετοχών πριν τις διακοπές του Σαββατοκύριακου
1966	Merrill	1987-1965	ΗΠΑ DJIA		Υψηλές αποδόσεις πριν τις γιορτές
1990	Ariel	1963-1982	ΗΠΑ CRSP Value-Weighted & Equally Weighted Indices	Μέσες Αποδόσεις των ημερών πριν τις γιορτές	Υψηλές αποδόσεις την προηγούμενη μόνο μέρα πριν τις γιορτές
1992	Cadsby & Ratner	1962-1988	ΗΠΑ, Καναδάς, Ιαπωνία, Χονγκ-Κονγκ, Ην. Βασίλειο, Αυστραλία, Ιταλία, Ελβετία, Δ. Γερμανία, Γαλλία	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	#ΗΠΑ, Καναδά, Χονγκ-Κονγκ, Αυστραλία:στατιστικά υψηλές αποδόσεις την παραμονή της αργίας #Ην. Βασίλειο, Ιταλία, Ελβετία, Δ. Γερμανία, Γαλλία: ΜΗ-σημαντικά αποτελέσματα
1994	Liano & White	1962-1991	ΗΠΑ S&P 500, NASDAQ & Business Cycles	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	#Ανάπτυξη & Ύφεση: αυξημένες αποδόσεις την παραμονή των εορτών #Μικρές εταιρίες:πιο υψηλές αποδόσεις

ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΦΑΙΝΟΜΕΝΩΝ

Ο Douglas Pearce, στο άρθρο του ‘The Robustness of Calendar Anomalies in Daily Stock Returns’ (1995), μελετά το μέγεθος των ημερολογιακών ανωμαλιών στις αποδόσεις των μετοχών λαμβάνοντας υπόψη την επιλογή του μέτρου μελέτης των αποδόσεων, της διαδικασίας εκτίμησης και της χρονικής περιόδου. Πιο συγκεκριμένα, μελετάει ταυτόχρονα τα τέσσερα βασικότερα φαινόμενα ανωμαλιών – φαινόμενο Ιανουαρίου, αλλαγής του μήνα, ημέρας της εβδομάδος και παραμονής των διακοπών- καθώς και την αυτοσυσχέτιση που μπορεί να υπάρχει μεταξύ των ημερών της εβδομάδος.

Για τη μελέτη αυτή, χρησιμοποιούνται εναλλακτικά δύο μοντέλα των ημερησίων αποδόσεων. Το πρώτο περιλαμβάνει ψευδομεταβλητές που επιτρέπουν στις μέσες αποδόσεις να διαφέρουν τις μέρες πριν τα Σαββατοκύριακα, πριν τις διακοπές, τον Ιανουάριο και στις αλλαγές του μήνα. Ακόμη, περιλαμβάνονται οι μεταβλητές των ημερών της εβδομάδος πολλαπλασιασμένες με τις αποδόσεις της προηγούμενης μέρας προκειμένου να υπολογιστεί η αυτοσυσχέτιση των ημερών αυτών.

Το δεύτερο μοντέλο αντικαθιστά την μεταβλητή του Ιανουαρίου με τη μεταβλητή της αλλαγής του χρόνου, η οποία ισούται με 1, εάν οι αποδόσεις πέσουν την τελευταία μέρα του χρόνου ή τις πέντε πρώτες του νέου χρόνου. Επίσης, η μεταβλητή της αλλαγής του μήνα επαναπροσδιορίζεται και δεν περιλαμβάνει την αλλαγή του χρόνου. Ακόμη, η μεταβλητή της παραμονής των αργιών δεν περιλαμβάνει τη μέρα συναλλαγής πριν την Πρωτοχρονιά.

$$R_t = a_0 + a_1 WD_t + b_1 M_t * R_{t-1} + b_2 Tu_t * R_{t-1} + b_3 W_t * R_{t-1} + b_4 Th_t * R_{t-1} + b_5 F_t * R_{t-1} + b_6 POSTH_t * R_{t-1} + dPH_t + eJAN_t + fTOM_t + \varepsilon_t \quad \textcircled{1}$$

με,

R_t = απόδοση του χαρτοφυλακίου των μετοχών.

WD = 1, εάν είναι Δευτέρα ή Τρίτη μετά από αργία Δευτέρας.

= 0, διαφορετικά.

$M, Tu, W, Th, F = 1$, για Δευτέρα, Τρίτη, Τετάρτη, Πέμπτη, Παρασκευή.
 $= 0$, διαφορετικά.

$POSTH = 1$, εάν η μέρα ακολουθεί μια αργία.

$= 0$, διαφορετικά

$PH = 1$, αν η μέρα προηγείται από αργία.

$= 0$, διαφορετικά

$JAN = 1$, αν πρόκειται για μέρα Ιανουαρίου.

$= 0$, διαφορετικά

$TOM = 1$, αν η μέρα είναι η τελευταία ή μία από τις πρώτες μέρες του μήνα .

$= 0$, διαφορετικά

$$R_t = a_0 + a_1 WD_t + b_1 M_t * R_{t-1} + b_2 Tu_t * R_{t-1} + b_3 W_t * R_{t-1} + b_4 Th_t * R_{t-1} + b_5 F_t * R_{t-1} + b_6 POSTH_t * R_{t-1} + dPH1_t + eTOY_t + fTOMR_t + \varepsilon_t \quad \textcircled{2}$$

όπου,

$PH1 = 1$ = δεν περιλαμβάνει τη μέρα της Πρωτοχρονιάς.

$TOY = 1$ = μεταβλητή της αλλαγής του χρόνου.

$= 1$, αν η μέρα είναι η τελευταία ή μία από τις πρώτες μέρες του χρόνου.

$= 0$, διαφορετικά

$TOMR = 1$ = μεταβλητή της αλλαγής του μήνα που δεν περιλαμβάνει την TOY .

Περίοδος μελέτης είναι 1974-1991 που χωρίζεται σε τρεις υποπεριόδους, όπου εκτιμώνται έξι χαρτοφυλάκια: value-weighted και equally weighted μετοχές των NYSE, AMEX, OTC (NASDAQ). Οι μετοχές αυτές διαφέρουν ανάλογα με το μέσο μέγεθος των εταιριών, και το συντελεστή βαρύτητας που δίνεται στις μικρές μετοχές μέσα σε κάθε χαρτοφυλάκιο. Λόγω αβεβαιότητας της κατανομικής υπόθεσης για τις αποδόσεις των μετοχών, οι διαδικασίες εκτίμησης δεν υποθέτουν την ύπαρξη κανονικότητας.

Τα αποτελέσματα δείχνουν την ύπαρξη των φαινομένων, τα οποία είναι πιο έντονα και στατιστικά σημαντικά στις μικρότερες εταιρίες. Το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου παρουσιάζει αρνητικές τιμές και ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης μεταξύ Παρασκευής και Δευτέρας παρουσιάζεται μεγαλύτερος από τις άλλες μέρες. Το φαινόμενο της παραμονής των διακοπών παρουσιάζεται θετικό, ενώ τα αποτελέσματα για την αλλαγή του μήνα και για τον Ιανουάριο είναι μικτά με

μεγαλύτερη στατιστική σημαντικότητα στις αποδόσεις των μικρών μετοχών. Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα δεν είναι ιδιαίτερα έντονο. Έπειτα, τα τεστ δείχνουν ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν κατανέμονται κανονικά, παρόλα αυτά οι διαδικασίες εκτίμησης που επιτρέπουν τη μη-κανονικότητα, παρουσιάζουν παρόμοια αποτελέσματα για τις ανωμαλίες αυτές.

Τέλος, αν και δεν φαίνεται οι ανωμαλίες αυτές να αποτελούν αντικείμενο εκμετάλλευσης από τους επενδυτές για την επίτευξη κέρδους, η συστηματική αυτή εμφάνισή τους προκαλεί τους ερευνητές να εξάγουν θεωρίες για την κερδοσκοπία των φαινομένων αυτών.

ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΠΡΑΓΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑ

Η ανωτέρω ανάλυση συμβάλλει στη γνωριμία και κατανόηση των ανωμαλιών της αγοράς και συγκεντρώνει τα αποτελέσματα των ερευνών πολλών αναλυτών ως προς την εμφάνιση των ανωμαλιών αυτών σε διαφορετικές αγορές του εξωτερικού. Στόχος των μελετών αυτών είναι η εξακρίβωση του κατά πόσο πρόκειται για ένα παγκόσμιο φαινόμενο που πηγάζει από συγκεκριμένους λόγους και που μπορεί να τύχει επίλυσης.

Όμως, μέχρι στιγμής δεν έχει γίνει καμία μνεία στην ελληνική αγορά. Παρόλα αυτά, έχουν υπάρξει σχετικές μελέτες που αναφέρονται αποκλειστικά στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών και στην ύπαρξη των διαφόρων φαινομένων στη συγκεκριμένη αγορά. Τέτοιες είναι οι μελέτες των Alexakis and Xanthakis (1995), των Mills, Siriopoulos, Markellos and Harizanis (2000) και των Coutts, Caplanidis and Roberts (2000). Οι ερευνητές αυτοί συμφωνούν με την πλειοψηφία των φαινομένων, εντοπίζουν όμως και φαινόμενα με διαφορετική από τη συνηθισμένη συμπεριφορά όπως την εμφάνιση θετικών αποδόσεων τη Δευτέρα, την περίοδο πριν το 1988, και την συνεχώς εντονότερη παρουσία του φαινομένου του Ιανουαρίου.

Οι Alexakis and Xanthakis, το 1995 μελέτησαν την ελληνική αγορά και επέμειναν στο φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος ή του Σαββατοκύριακου. Το ελληνικό Χρηματιστήριο θεωρείται μια αγορά με πολλά ιδιαίτερα χαρακτηριστικά και κυρίως με αυξημένη αβεβαιότητα και μεγάλο ρίσκο. Ως αποτέλεσμα, ενώ μπορεί να εμφανίζει διαφορετικές αποδόσεις στη διάρκεια της εβδομάδος, η μορφή που παρουσιάζει φαίνεται να διαφέρει από την κλασική που παρουσιάζουν οι άλλες αγορές. Έτσι, καθώς το ελληνικό Χρηματιστήριο δείχνει να μειώνει τις ιδιαιτερότητές του, οι ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών τείνουν να προσεγγίζουν τη μορφή των ξένων Χρηματιστηρίων. Το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.) έχει μελετηθεί κατά το παρελθόν και έχει παρατηρηθεί ότι οι ελληνικές μετοχές παρουσιάζουν μεγαλύτερη αστάθεια (volatility) από ότι αυτές των Η.Π.Α. Ακόμη, οι εξελίξεις στο Χρηματιστήριο των Η.Π.Α. δεν επηρεάζουν το volatility των ελληνικών μετοχών.

Επίσης κατά το παρελθόν έχει αποδειχθεί ότι οι διακυμάνσεις στον ελληνικό δείκτη τιμών οφείλονται περισσότερο σε κοινωνικοπολιτικούς παράγοντες και όχι τόσο στην οικονομική δραστηριότητα και στα κέρδη των εταιριών. Η πολιτική αστάθεια, η αλλαγές στην οικονομική πολιτική των διαφόρων κομμάτων, η αυξημένη ανεργία σε συνδυασμό με τους χαμηλούς μισθούς και τα μη-ευέλικτα ωράρια αποτελούσαν αιτίες κρίσης του Χ.Α.Α. Αυτή η έλλειψη σταθερότητας ήταν έντονη και στο μικρο- και μακρο-οικονομικό επίπεδο της οικονομίας με το υψηλό πληθωρισμό, το χρέος του δημοσίου τομέα, την έλλειψη κοινής οδού όσον αφορά τις κυβερνητικές αναγγελίες για τα θέματα αυτά.

Στην ιδιαίτερη αυτή κατάσταση συνέβαλε και το γεγονός ότι η συμμετοχή των Τραπεζών στον δείκτη προσέγγιζε το 50%. Η μυστικότητα τους σχετικά με τους λογαριασμούς τους περιόριζε την πληροφόρηση και την επεξήγηση των απροσδόκητων αλλαγών που παρουσιάζονταν από περίοδο σε περίοδο. Το γεγονός της κυριαρχίας των δημόσιων Τραπεζών με τις συνεχείς τους αλλαγές στη διοίκησή τους και στην πολιτική τους δυσχέραινε ακόμη περισσότερο την κατάσταση στο Ελληνικό Χρηματιστήριο. Επιπλέον, η έλλειψη υψηλής τεχνολογίας και τηλεπικοινωνιών του ίδιου του Χρηματιστηρίου συνεπαγόταν μη ακριβή και έγκαιρη πληροφόρηση που οδηγούσε σε αβεβαιότητα.

Οι συνθήκες αυτές δημιουργούν το εύλογο ερώτημα πώς οι Έλληνες επενδυτές χειρίζονται τις μετοχές τους στο Χρηματιστήριο. Στην Ελλάδα, όπως και σε άλλες χώρες του εξωτερικού, ισχύει η αρχή ότι τα άσχημα νέα ανακοινώνονται το Σαββατοκύριακο. Παρόλα αυτά ο Έλληνας επενδυτής δεν φαίνεται να έχει 'χωνέψει' τη σειρά αυτή των γεγονότων- άσχημα νέα το Σαββατοκύριακο, καλά νέα στη διάρκεια της εβδομάδος- και αντιδρά με διαφορετικό τρόπο. Περιμένει το τέλος της εβδομάδος για να συνειδητοποιήσει ότι τίποτα σημαντικό δεν έγινε κατά τη διάρκεια της εβδομάδος, και να αισθανθεί ανακούφιση, η οποία τον οδηγεί σε αγοραστικές αποφάσεις τη Δευτέρα το πρωί ωθώντας τις τιμές πάνω την ημέρα αυτή.

Το γεγονός αυτό όμως άρχισε να μειώνεται από το 1988 και μετά. Η αυτόνομη λειτουργία του Χρηματιστηρίου, η κατάργηση της κυβερνητικής παρέμβασης, η εισαγωγή χρηματιστηριακών εταιριών, η εισαγωγή καταθετηρίων τίτλων, η λήψη μέτρων για τη διαφάνεια των συναλλαγών και η εισαγωγή μεταβιβάσιμων τίτλων, ευαισθητοποίησε το κοινό των επενδυτών να εισαχθεί στο Χ.Α.Α.. Την περίοδο 1989-1990 εισήχθησαν 50 νέες μετοχές ενώ ο ιδιωτικός τομέας κατάφερε να αποκτήσει το

ένα τρίτο της συνολικής χρηματοδότησης του Χρηματιστηρίου- ενώ μέχρι τότε δεν είχε παρά το 5% του συνόλου. Ως αποτέλεσμα, οι επενδυτές έγιναν πιο ευαίσθητοι στη συμπεριφορά τους ενώ οι εταιρίες άρχισαν να δημοσιεύουν με μεγαλύτερη συνέπεια και περιοδικότητα την πορεία των λογαριασμών τους.

Έγινε αισθητό το γεγονός λοιπόν, ότι το Ελληνικό Χρηματιστήριο έτεινε να αποκτήσει τα χαρακτηριστικά των ξένων κεφαλαιαγορών. Πιο συγκεκριμένα, αναφορικά με το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου, ενώ μέχρι το 1988 εμφανίζονταν θετικές αποδόσεις τη Δευτέρα, από το 1988 και μετά οι αποδόσεις τείνουν να είναι χαμηλές ή ακόμη και αρνητικές, προσεγγίζοντας τις ανεπτυγμένες αγορές.

Η περίοδος μελέτης των Alexakis and Xanthakis ήταν Ιανουάριος 1985 με Φεβρουάριο 1994. Στο Χ.Α.Α. συναλλάσσονται μόνο 200 μετοχές από 120 εταιρίες. Ο γενικός δείκτης τιμών είναι ο αριθμητικός μέσος (έτους βάσης 1980) της αγοραστικής αξίας των μετοχών που περιλαμβάνονται (49 μετοχές: 11 από τον τραπεζικό τομέα, 3 από εταιρίες ασφαλειών και επενδύσεων και 35 από εμπορικές εταιρίες). Λόγω του ότι ο δείκτης περιλαμβάνει πολλές μετοχές τραπεζών ενώ συνεχώς εισάγονται νέες εταιρίες στο Χρηματιστήριο, ο Γενικός Δείκτης γίνεται ολόενα και λιγότερο αντιπροσωπευτικός της ελληνικής αγοράς. Για το λόγο αυτό οι επενδυτές χρησιμοποίησαν έναν δείκτη τιμών μετοχών του Κέντρου Χρηματοοικονομικών Σπουδών του Πανεπιστημίου Αθηνών (CFS), ο οποίος λαμβάνει υπόψη του τη βαρύτητα κάθε μετοχής και αποκλείει τις μετοχές εταιριών που έχουν χρεοκοπήσει.

Η περίοδος 1985-1994 χωρίστηκε σε δύο υποπεριόδους 1985-1987 και 1988-1994. Το μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε ήταν τύπου ARCH- MD (Martingale Difference), με μηδενικό αδέσμευτο μέσο, και τύπου WN (White Noise). Πιο συγκεκριμένα χρησιμοποιήθηκε ένα μοντέλο GARCH-M.

$$R_t = b_1 D_{1t} + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + b_5 D_{5t} + c\sigma_t + \sum \beta_s R_{t-s} + u_t$$

$$u_t = \sigma_t z_t$$

$$z_t \sim \text{i.i.d. with } E(z_t) = 0, \text{Var}(z_t) = 1$$

$$\sigma_t = \text{Var}(R_t / I_{t-1})$$

όπου,

$$R_t : \text{ρυθμός απόδοσης την περίοδο } t, \text{ όπου } R_t = \log(P_t / P_{t-1}) * 100$$

P_t : αξία του δείκτη τιμών των μετοχών στο τέλος της περιόδου t .

D_{1t} : dummy μεταβλητή = 1, για Δευτέρα.

= 0, διαφορετικά.

u_t : όρος σφάλματος.

$b_1 \dots b_5$: μέσες αποδόσεις για της πέντε ελληνικές μέρες συναλλαγών.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι μέσοι κάθε μέρας της εβδομάδος όλης της περιόδου είναι θετικοί εκτός από την Τρίτη. Η τυπική απόκλιση είναι μεγαλύτερη την πρώτη μέρα της εβδομάδος σε σχέση με τις υπόλοιπες. Η μεγάλη διασπορά της Δευτέρας δείχνει τον κίνδυνο των ημερήσιων αποδόσεων καθώς και ότι οι αποδόσεις τη μέρα αυτή είναι αρνητικές συγκρινόμενες με τις αντίστοιχες της Παρασκευής. Έπειτα, υπολογίζονται ο μέσος, η διακύμανση, η λοξότητα, η κύρτωση, το Ljung-Box statistic και η μοναδιαία ρίζα του Dickey-Fuller test.

Τέλος, τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης δείχνουν υψηλές θετικές αποδόσεις την Πέμπτη και την Παρασκευή ενώ ο μεγαλύτερος μέσος είναι την Παρασκευή. Πριν το 1988 εμφανίζονται υψηλές θετικές αποδόσεις τη Δευτέρα, ενώ την Τρίτη παρουσιάζονται αρνητικές αποδόσεις. Ακόμη, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι τα τελευταία χρόνια οι αποδόσεις της Δευτέρας είναι αρνητικές ενώ την Τρίτη είναι λιγότερο αρνητικές από πριν. Έτσι, το Ελληνικό Χρηματιστήριο ακολουθεί τις τάσεις των ανεπτυγμένων ξένων Χρηματιστηρίων.

Το 2000, οι Mills, Siriopoulos, Markellos and Harizanis μελέτησαν τις ημερολογιακές ανωμαλίες στο Ελληνικό Χρηματιστήριο. Εξέτασαν τέσσερα βασικά φαινόμενα: της μέρας της εβδομάδος, του μήνα ή του Ιανουαρίου, της παραμονής των διακοπών και της αλλαγής του μήνα ή του χρόνου συναλλαγών. Τα δεδομένα αφορούν ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. και των εξήντα μετοχών που τον αποτελούν. Η περίοδος που καλύπτουν είναι από τον Οκτώβριο του 1986 ως τον Απρίλιο του 1997 αν και το δείγμα είναι μικρότερο για κάποιες εταιρίες που μπήκαν στο Χρηματιστήριο μετά τον Οκτώβριο του 1986.

Ο λόγος που μελετώνται οι μετοχές χωριστά είναι να αποφευχθεί στατιστικά λάθη (bias) που μπορεί να προκύψουν από τα διαφορετικά ποσοστά που δίνονται σε διάφορες μετοχές που αποτελούν το Γενικό Δείκτη. Για το φαινόμενο της αλλαγής

της ημέρας, οι ερευνητές χρησιμοποιούν δύο μοντέλα και θέτουν δύο υποθέσεις: την υπόθεση του χρόνου συναλλαγής σύμφωνα με την οποία οι αποδόσεις δημιουργούνται μόνο κατά τη διάρκεια των εργάσιμων ημερών, και την υπόθεση του ημερολογιακού χρόνου, σύμφωνα με την οποία οι αποδόσεις δημιουργούνται και κατά τη διάρκεια μη-εργάσιμων ημερών. Οι υποθέσεις αυτές ελέγχονται με τη χρήση παλινδρόμησης με dummy variables. Τα υπόλοιπα φαινόμενα ελέγχονται με βάση τα κλασικά μοντέλα παλινδρόμησης με dummy variables.

Day-of-the week effect

Trading Time Hypothesis

$$R_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_i D_{it} + \varepsilon_t \quad \textcircled{1}$$

Calendar time Hypothesis

$$R_t = 3\alpha_1 D_{1t} + \sum_{i=1}^5 \alpha_i D_{it} + \varepsilon_t \quad \textcircled{2}$$

όπου,

R_t : ημερήσιες λογαριθμικές αποδόσεις του Γενικού Δείκτη ή των υπό εξέταση μεμονωμένων μετοχών.

D_{it} : dummy μεταβλητή για τη μέρα $i = 1$, για τη μέρα i ($i=1...5$ αντιστοιχεί στη Δευτέρα ως την Παρασκευή).
 $= 0$, για τις υπόλοιπες μέρες.

α_i = μέση απόδοση τη μέρα i .

ε_t = όρος σφάλματος, IID

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5$

Monthly Effect

$$R_t = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i D_{it} + \varepsilon_t \quad \textcircled{3}$$

όπου,

D_{it} : dummy μεταβλητή για το μήνα $I = 1$ ($i=1...12$, Ιανουάριος με Δεκέμβριο).
 $= 0$, για τους άλλους μήνες.

α_1 : μέση απόδοση το μήνα i .

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{12}$

Holiday Effect

$$R_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + e_t \quad \textcircled{4}$$

όπου,

D_{1t} : dummy μεταβλητή = 1, τις μέρες πριν τις αργίες του Χρηματιστηρίου.
= 0, αλλιώς.

α_1 : μέση απόδοση τις μέρες πριν τις αργίες του Χρηματιστηρίου.

H_0 : $\alpha_1 = \alpha_2$

Trading Month Effect

$$R_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + e_t \quad \text{⑤}$$

όπου,

D_{1t} : dummy μεταβλητή = 1, τις μέρες που ανήκουν στο πρώτο δεκαπενθήμερο του μήνα.
= 0, αλλιώς

α_1 : μέση απόδοση κατά τη διάρκεια του πρώτου δεκαπενθημέρου του μήνα.

H_0 : $\alpha_1 = \alpha_2$

Τα αποτελέσματα της έρευνας δείχνουν ότι για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος, ο Γενικός Δείκτης παρουσιάζει σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις την Παρασκευή και χαμηλότερες την Τετάρτη, και οι δύο υποθέσεις σχετικά με το χρόνο συναλλαγής απορρίπτονται σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Τα αποτελέσματα για τις μεμονωμένες μετοχές δείχνουν ότι το 42% των μετοχών που αποτελούν το Δείκτη έχουν στατιστικά υψηλότερες αποδόσεις την Παρασκευή. Τα ποσοστά των μετοχών με σημαντικά χαμηλότερες αποδόσεις τις Τρίτες και τις Τετάρτες είναι 15% και 5% αντίστοιχα.

Το πρόβλημα δημιουργείται με τις μετοχές τεσσάρων εταιριών του Γενικού Δείκτη που αποτελούν το 35% του Δείκτη: Εθνική Τράπεζα (7,2%), Άλφα Τράπεζα Πίστεως (12,1%), Τράπεζα Εργασίας (7,5%) και Ελληνική Εταιρία Εμφιαλώσεως (7,8%). Οι μετοχές αυτές έχουν τις ίδιες τάσεις με το Γενικό Δείκτη αλλά διαφορετικές με τις υπόλοιπες μετοχές του. Έτσι η ανάλυση απορρίπτει την υπόθεση του χρόνου συναλλαγής (αφού οι αποδόσεις τη Δευτέρα διαφέρουν από τις άλλες μέρες της εβδομάδος) και την υπόθεση του ημερολογιακού χρόνου (αφού οι αποδόσεις τη Δευτέρα δεν είναι τρεις φορές μεγαλύτερες από τις αποδόσεις των άλλων ημερών). Επίσης, εμφανίζονται αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη και αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι τα άσχημα νέα ανακοινώνονται στην Ελλάδα τα Σαββατοκύριακα προκειμένου να απορροφηθεί η αρνητική αντίδραση που

αντανακλάται στις τιμές. Έτσι οι Έλληνες επενδυτές διστάζουν και αντιδρούν με μια μέρα καθυστέρηση.

Για το φαινόμενο του Ιανουαρίου, τα αποτελέσματα δείχνουν ιδιαίτερα υψηλές αποδόσεις του Γενικού Δείκτη για τους μήνες Ιανουάριο και Φεβρουάριο (σε επίπεδο σημαντικότητας 5%). Κατά το μήνα Νοέμβριο, παρουσιάζονται χαμηλότερες μέσες αποδόσεις αν και όχι στατιστικά σημαντικές. Τα αποτελέσματα του Δείκτη έρχονται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των μεμονωμένων μετοχών, αφού μόνο το 35% αυτών έχουν σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις κατά τους μήνες Ιανουάριο και Φεβρουάριο (23% και 12% αντίστοιχα), και 16% των μετοχών έχουν χαμηλότερες αποδόσεις τον Απρίλιο. Το μεγαλύτερο μέρος των μετοχών παρουσιάζουν κάποιο είδος φαινομένου σχετικά με το ύψος των μηνιαίων αποδόσεων.

Όσον αφορά το φαινόμενο της παραμονής των διακοπών, η μελέτη αποδεικνύει ότι για το Γενικό Δείκτη και για το 90% των αποδόσεων των μεμονωμένων μετοχών οι αποδόσεις είναι σημαντικά υψηλότερες από τις μέσες τις ημέρες πριν από τις διακοπές. Ακόμη, για το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα, οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη και του 70% των μετοχών είναι στατιστικά υψηλότερες στο πρώτο δεκαπενθήμερο του μήνα.

Το 2000 πάλι, οι Coutts, Caplanidis and Roberts μελέτησαν και αυτοί την ύπαρξη των ανωμαλιών στις τιμές για τον Γενικό Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Η περίοδος μελέτης ήταν 10 χρόνια από τον Οκτώβριο 1986 ως τον Αύγουστο 1996 και αφορούσε τα φαινόμενα του Σαββατοκύριακου, του Ιανουαρίου και της παραμονής των διακοπών. Η διαφορά της έρευνας αυτής έγκειται στο γεγονός ότι αναλύθηκαν σειρές από τρεις μεγάλους τομείς: Τράπεζες, Ασφάλειες και Leasing, όπου χρησιμοποιήθηκαν οι αντίστοιχοι δείκτες. Τα μοντέλα που χρησιμοποιήθηκαν ήταν τα ίδια με αυτά των Mills, Sirioroulos, Markellos and Harizanis, όμοια και οι υποθέσεις που τέθηκαν.

Τα αποτελέσματα ως προς το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος ήταν ότι το φαινόμενο εντοπίστηκε για το Γενικό Δείκτη και των Δείκτη των Τραπεζών αλλά όχι για τους Δείκτες των Ασφαλειών και του Leasing. Οι μέσες αποδόσεις της Δευτέρας ήταν θετικές δείχνοντας ότι το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου δεν υφίσταται στο Χ.Α.Α. Επιπλέον, αρνητικές αποδόσεις εμφανίζονται την Τρίτη και παραδόξως, την

Τετάρτη. Παρόλα αυτά, στο δεύτερο μισό της περιόδου εμφανίζεται το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου.

Όσον αφορά το φαινόμενο του Ιανουαρίου, τα αποτελέσματα είναι παρόμοια. Αν και οι μέσες αποδόσεις είναι θετικές για τους Δείκτες των Τραπεζών, Leasing και Γενικό, δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Ενώ, ο δείκτης των Ασφαλειών παρουσιάζει αρνητικές αποδόσεις για το μήνα Ιανουάριο. Παρόλα αυτά, για το δεύτερο μισό της περιόδου, το φαινόμενο είναι στατιστικά σημαντικό.

Τέλος, για το φαινόμενο της παραμονής των εορτών, παρατηρείται η εμφάνισή του σε όλους τους δείκτες αν και όχι με στατιστική σημαντικότητα για το δείκτη Leasing. Όλοι οι δείκτες παρουσιάζουν θετικές αποδόσεις τις μέρες συναλλαγών πριν τις γιορτές, σε βαθμό που ξεπερνούν 6 με 13 φορές τις υπόλοιπες μέρες του χρόνου.

ΜΕΛΕΤΗ ΦΑΙΝΟΜΕΝΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

Έτος Μελέτης	Ερευνητές	Περίοδος Έρευνας	Χώρα Έρευνας	Φαινόμενα Μελέτης	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα
1995	Alexakis & Xanthakis	1985-1994	Ελλάδα - Γ. Δ.	Ημέρα της εβδομάδος	Παλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές GARCH-M	(Πριν το 1988) Δευτέρα: θετικές αποδόσεις Τρίτη: αρνητικές αποδόσεις Πέμπτη, Παρασκευή: θετικές αποδόσεις. Πρόσφατη τάση για παραδοσιακό φαινόμενο
2000	Mills, Siriopoulos, Markellos & Harizanis	1986-1997	Ελλάδα - Γ. Δ.	Ημέρα της εβδομάδος Αλλαγή του μήνα Φαινόμενο Ιανουαρίου Παραμονή διακοπών	ΠΑλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	#Παρασκευή: υψηλές αποδόσεις Τετάρτη: χαμηλές Τρίτη: αρνητικές #Ιανουάριος, Φεβρουάριος: υψηλότερες αποδόσεις Νοέμβριος: χαμηλότερες αποδόσεις #Αποδόσεις παραμονής αργιών: πολύ υψηλές αποδόσεις #Πρώτο 15ερο: υψηλότερες αποδόσεις
2000	Coutts, Caplanidis & Roberts	1986-1996	Ελλάδα Γ. Δ. & Δ. Τραπεζών, Δ. Ασφαλειών, Δ. Leasing	Ημέρα της εβδομάδος Φαινόμενο Ιανουαρίου Παραμονή διακοπών	ΠΑλινδρόμηση με "dummy" μεταβλητές	#Δευτέρα: θετικές αποδόσεις, Τρίτη-Τετάρτη: αρνητικές (Γ. Δ. & Δ. Τ) #Ιανουάριος: Θετικές αποδόσεις (Γ. Δ., Δ. Τ.), αρνητικές (Δ. Α.) #Παραμονή αργιών: 6-13 φορές υψηλότερες αποδόσεις.

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Στόχος της παρούσας έρευνας είναι η διεξοδικότερη μελέτη της ελληνικής αγοράς ως προς τα τέσσερα βασικότερα φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών: του Ιανουαρίου, της ημέρας της εβδομάδος, της αλλαγής του μήνα και της παραμονής των εορτών. Περίοδος μελέτης είναι το διάστημα από 01/01/1990 ως 28/12/2001, όπου θα αναλυθούν οι ημερήσιες αποδόσεις των τιμών -2987 συνολικά- χρησιμοποιώντας τον Γενικό Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών, ο οποίος βασίζεται στις τιμές 60 μετοχών. Τα στοιχεία που θα χρησιμοποιηθούν προέρχονται από τις βάσεις χρηματοοικονομικών δεδομένων Datastream και Finance του Πανεπιστημίου Πειραιώς και είναι ουσιαστικά οι ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη.

Η μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί έχει ως εξής:

A. Αρχικά, θα πρέπει να υπολογιστούν οι λογαριθμικές ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη, αφού σύμφωνα με τον Fama (1965), οι τιμές των μετοχών μπορούν να περιγραφούν από ένα multiplicative random walk model. Επομένως, χρησιμοποιείται το ακόλουθο μοντέλο

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

με

R_t : ημερήσια απόδοση του δείκτη την ημέρα t .

P_t : τιμή κλεισίματος του δείκτη την ημέρα t .

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

Έπειτα υπολογίζονται τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς για κάθε ημέρα, δηλαδή η μέση απόδοση, η διασπορά, η τυπική απόκλιση, οι συντελεστές μεταβλητότητας, ασυμμετρίας και κύρτωσης και το εύρος των μεταβολών. Η μέση απόδοση δείχνει ποιες μέρες της εβδομάδος ή του μήνα, ποιους μήνες του χρόνου ή ποιες μέρες παραμονής των εορτών οι αποδόσεις του δείκτη είναι θετικές ή αρνητικές. Η διακύμανση εκφράζει τη διασπορά των δεδομένων από το μέσο και αποτελεί το τετράγωνο της τυπικής απόκλισης. Εάν οι διακυμάνσεις των στοιχείων φανεί να διαφέρουν σημαντικά, τότε είναι κατάλληλο να χρησιμοποιηθούν μη-

παραμετρικά τεστ για την περαιτέρω ανάλυση. Παρόλα αυτά, οι διαφορές στις διακυμάνσεις παρουσιάζουν από μόνες τους ιδιαίτερο ενδιαφέρον για μελέτη. Ο συντελεστής μεταβλητότητας προέρχεται από τη διαίρεση της τυπικής απόκλισης της υπό έλεγχο μεταβλητής- μέρας, μήνα, παραμονής εορτών, αλλαγής του μήνα –με τον αντίστοιχο μέσο. Ο συντελεστής αυτός αποτελεί καλύτερο μέτρο κινδύνου από την τυπική απόκλιση- που είναι ένα απόλυτο μέτρο- γιατί επιτρέπει τη σύγκριση μεταξύ μεταβλητών με διαφορετικό μέσο και διακύμανση.

Οι συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσης αποτελούν στατιστικά μέτρα που περιγράφουν το σχήμα και τη συμμετρία της κατανομής των δεδομένων. Οι συντελεστές αυτοί παρουσιάζονται μαζί με το στατιστικό τους σφάλμα. Αν η κατανομή είναι συμμετρική, ο συντελεστής ασυμμετρίας θα είναι μηδενικός ($\beta_1=0$), ενώ αν η κατανομή είναι μη- συμμετρική με “ουρά” προς τα δεξιά ή προς τα αριστερά, ο συντελεστής θα είναι μεγαλύτερος ή μικρότερος από το μηδέν αντίστοιχα. Όσο μεγαλύτερη είναι η απόκλιση του τόσο μεγαλύτερη και η ασυμμετρία της κατανομής. Έπειτα, ο συντελεστής κύρτωσης δείχνει το πόσο “λεπτή” είναι μια κατανομή και χρησιμοποιείται συνήθως σε μονοκόρυφες και σχεδόν συμμετρικές κατανομές. Στην κανονική κατανομή, ο συντελεστής αυτός είναι ίσος με το τρία ($\beta_2=3$). Αν είναι μεγαλύτερος ή μικρότερος από το τρία, η κατανομή είναι αντίστοιχα λεπτόκυρτη ή πλατύκυρτη αντίστοιχα. Τέλος, το εύρος των μεταβολών είναι το απλούστερο μέτρο διασποράς και υπολογίζει τη διαφορά της υψηλότερης και χαμηλότερης τιμής.

Στη συνέχεια, θα μελετηθεί η ύπαρξη ή όχι της κανονικής κατανομής των δεδομένων προκειμένου να διευκρινιστεί το αν θα πρέπει να χρησιμοποιηθούν ακολούθως, παραμετρικά ή μη-παραμετρικά τεστ. Η κανονική κατανομή έχει σχήμα καμπάνας και δείχνει το κατά πόσον υπάρχει συμμετρική κατανομή των δεδομένων γύρω από το μέσο. Για τη μελέτη της κατανομής θα χρησιμοποιηθεί το τεστ Kolmogorov-Smirnov, το οποίο συγκρίνει τη συχνότητα των παρατηρήσεων της υπό εξέταση μεταβλητής σε σχέση με τις τιμές μιας θεωρητικής κανονικής κατανομής, και μάλιστα συγκρίνει τη στατιστική σημαντικότητα της μέγιστης διαφοράς των τιμών αυτών. Όσο μεγαλύτερη η απόλυτη αυτή διαφορά σε σχέση με μια θεωρητική

τιμή, τόσο λιγότερο κανονική είναι η κατανομή. Κατά την εφαρμογή του τεστ αυτού χρησιμοποιούνται ο δειγματικός μέσος και η δειγματική διακύμανση των δεδομένων.

B. Στη συνέχεια, αναφέρουμε το μοντέλο που θα χρησιμοποιηθεί για τη μελέτη κάθε φαινομένου χωριστά. Ως προς το φαινόμενο του Ιανουαρίου, η ανάλυση αφορά τη σχέση των αποδόσεων των μετοχών του Γενικού Δείκτη κατά τον Ιανουάριο και κατά τους άλλους μήνες και αν οι αποδόσεις του μήνα αυτού είναι μεγαλύτερες ή όχι. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης που χρησιμοποιείται για όλη την περίοδο μελέτης είναι το εξής:

$$R_t = \alpha + \beta_1 \text{Feb}_t + \beta_2 \text{Mar}_t + \beta_3 \text{Apr}_t + \beta_4 \text{May}_t + \beta_5 \text{Jun}_t + \beta_6 \text{Jul}_t + \beta_7 \text{Aug}_t + \beta_8 \text{Sep}_t + \beta_9 \text{Oct}_t + \beta_{10} \text{Nov}_t + \beta_{11} \text{Dec}_t + \varepsilon_t$$

όπου,

R_t : ημερήσια απόδοση του δείκτη την ημέρα t .

α : μέση απόδοση για τον Ιανουάριο.

$\text{Feb}_t \dots \text{Dec}_t$: μηνιαίες dummy μεταβλητές = 1, για μήνα Φεβρουάριο...Δεκέμβριο.

= 0, διαφορετικά.

β_{it} : διαφορά στις αποδόσεις μεταξύ Ιανουαρίου και άλλου μήνα i .

$\varepsilon_t \sim \text{NIID}(0, \sigma^2)$

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{11} = 0$

$H_1 : \beta_1, \beta_2 \dots \beta_{11} < 0$ συνέπεια με το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Για το *day-of-the-week effect*, θα αναλυθούν οι αποδόσεις της Δευτέρας και της Τρίτης σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες για να βρεθεί κατά πόσον οι αποδόσεις είναι αρνητικές τις ημέρες αυτές σε σχέση με τις υπόλοιπες. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης έχει ως εξής:

$$R_t = \beta_1 \text{Mo}_t + \beta_2 \text{Tu}_t + \beta_3 \text{We}_t + \beta_4 \text{Th}_t + \beta_5 \text{Fr}_t + \varepsilon_t$$

με

R_t : απόδοση του δείκτη την ημέρα t .

$\text{Mo}_t \dots \text{Fr}_t$: dummy μεταβλητές για τις ημερήσιες αποδόσεις = 1 για την i μέρα.

= 0, αλλιώς.

β_{it} : μέση ημερήσια απόδοση για κάθε μέρα.

$\varepsilon_t \sim \text{NIID}(0, \sigma^2)$

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_5 = 0$

$H_1 : \beta_1, \beta_2 \dots \beta_5 < 0$ συνέπεια με το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος.

Ως προς το *turn-of-the-month effect* θα αναλυθούν οι τέσσερις τελευταίες μέρες του μήνα και οι τέσσερις πρώτες σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες. Επίσης, θα μελετηθούν και μικρότερα διαστήματα από τις οκτώ αυτές μέρες, σε σχέση με τις υπόλοιπες, για τον καλύτερο προσδιορισμό του φαινομένου. Το γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης για τη μελέτη αυτή είναι το:

$$R_t = \varphi_1 + \varphi_2 D_{TOM} + e_t$$

με

$$t = 1, \dots, T$$

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

D_{TOM} : dummy μεταβλητή = 1, για τις μέρες TOM (αλλαγής του μήνα).
= 0, αλλιώς.

φ_1 : μέση απόδοση των ημερών της αλλαγής του μήνα (TOM)

φ_2 : διαφορά μεταξύ αποδόσεων των ημερών TOM και NTOM (υπόλοιπων ημερών του μήνα).

e_t : τυχαίο σφάλμα μοντέλου με μηδενικό μέσο ($e_t \sim \text{NIID}(0, \sigma^2)$).

$H_0 : \varphi_2 = 0$

$H_0 : \varphi_2 \neq 0$

Τέλος, για το *holiday effect*, θα αναλυθεί η αμέσως προηγούμενη μέρα από τις εννιά βασικές αργίες σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες του χρόνου. Οι αργίες που θα μελετηθούν είναι οι εξής: Χριστούγεννα, Πρωτοχρονιά, Πάσχα, Καθαρά Δευτέρα, 28^η Οκτωβρίου, 25^η Μαρτίου, Δεκαπενταύγουστος, Πρωτομαγιά, Αγίου Πνεύματος. Το αντίστοιχο γραμμικό μοντέλο που θα χρησιμοποιηθεί για τη μελέτη αυτή είναι το ακόλουθο:

$$R_t = \alpha_i + \beta_{it} D_{it} + e_t$$

με,

R_{it} : απόδοση του δείκτη την περίοδο t .

α_i : μέση απόδοση των ημερών που δεν προηγούνται των αργιών.

D_{it} : dummy μεταβλητή = 1, για την παραμονή της αργίας
= 0, αλλιώς.

β_{it} : διαφορά ανάμεσα στις μέσες αποδόσεις των ημερών συναλλαγής την παραμονή των εορτών και των υπολοίπων ημερών.

$e_t \sim \text{NIID}(0, \sigma^2)$

$H_0 : \beta_1 = 0$

$H_1 : \beta_1 < 0$ συνέπεια με το φαινόμενο της παραμονής των εορτών.

Η υπόθεση που θα ελεγχθεί για κάθε μοντέλο αναφέρεται στο τέλος κάθε μοντέλου. Για όλα τα φαινόμενα, θα δούμε ότι αν η μηδενική υπόθεση απορριφθεί τότε θα υπάρχει επίδραση των ημερών μελέτης στις αποδόσεις του δείκτη. Αν η H_0 δεν απορριφθεί, τότε δεν υπάρχουν ημερολογιακές ανωμαλίες και επιδράσεις στις αποδόσεις του Γενικού Δείκτη.

Αν από το Kolmogorov-Smirnov test αποδειχθεί ότι οι αποδόσεις όλων των ημερών του δείκτη ακολουθούν κανονική κατανομή, τότε θα χρησιμοποιήσουμε *παραμετρικά τεστ* για να ελέγξουμε τη μηδενική υπόθεση. Πιο συγκεκριμένα, θα εφαρμόσουμε το *t-test* για να καθορίσουμε τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών που προκύπτουν από την παλινδρόμηση σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10%. Οι συντελεστές που θα μελετηθούν είναι πιο συγκεκριμένα οι: $\beta_1 \dots \beta_{11}$ για το φαινόμενο του Ιανουαρίου, $\beta_1 \dots \beta_5$ για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος, φ_2 για το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα και β_1 για το φαινόμενο της παραμονής των εορτών. Το *t-test* ελέγχει αν η απόδοση της κάθε μέρας, που παρατηρούμε, διαφέρει από το μηδέν. Με το τεστ αυτό θα μπορούσαμε να εντοπίσουμε τις ημέρες που έχουν στατιστικά σημαντικές αποδόσεις και οι οποίες οδηγούν στην απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης. Ακόμη, θα χρησιμοποιήσουμε το *F-test (one-way ANOVA)*, το οποίο ελέγχει αν υπάρχει στατιστικά σημαντική διαφορά μεταξύ των υπό μελέτη ημερών των διαφόρων φαινομένων ή αν οι αποδόσεις για όλες τις μέρες ισούνται μεταξύ τους ή με το μηδέν.

Αν πάλι από το Kolmogorov-Smirnov test αποδειχθεί ότι οι αποδόσεις όλων των ημερών του δείκτη *δεν* ακολουθούν κανονική κατανομή, τότε θα πρέπει να χρησιμοποιηθούν *μη-παραμετρικά τεστ* για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης. Πιο συγκεκριμένα, θα χρησιμοποιήσουμε το *Mann-Whitney test* (που είναι το αντίστοιχο του παραμετρικού *t-test*), το οποίο μας βοηθάει να βρούμε ποιες συγκεκριμένες μέρες οδηγούν στην απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης. Το τεστ αυτό συγκρίνει τις διαμέσους δύο ημερών και ελέγχει το κατά πόσο έχουν ίσες μέσες τιμές. Το δεύτερο μη-παραμετρικό τεστ που θα χρησιμοποιήσουμε (αντίστοιχο του *F-test*) είναι το *Kruskal-Wallis test (one-way ANOVA by ranks)*, το οποίο αντί για μεμονωμένες μέρες, ελέγχει σειρές, δηλαδή ολόκληρα τα υπό εξέταση διαστήματα, για να οδηγηθεί στην απόρριψη ή μη της μηδενικής υπόθεσης.

Στη μελέτη μας αυτή, ανεξάρτητα από το αποτέλεσμα του Kolmogorov-Smirnov test, θα ελέγξουμε και τα παραμετρικά και τα μη-παραμετρικά τεστ.

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΑΣ

1. ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ

1.1. Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς

Ο Πίνακας 1.1. παραθέτει τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη κατά μήνα για όλη τη διάρκεια των δώδεκα ετών – 01.01.1990-31.12.2001. Αρχικά, παρατηρούμε τη μέση μηνιαία απόδοση και διαπιστώνουμε ότι είναι θετική για οκτώ μήνες, ενώ είναι αρνητική για τους υπόλοιπους τέσσερις: τον Ιούνιο (-0,0010), τον Αύγουστο (-0,0997), το Σεπτέμβριο (-0,1540) και κυρίως τον Οκτώβριο (-0,1991). Η υψηλότερη θετική μέση απόδοση εμφανίζεται το μήνα Φεβρουάριο (0,3129) ενώ έπειτα ακολουθεί ο Ιανουάριος (0,2768) και ο Απρίλιος (0,2377). Τα αποτελέσματα αυτά συμβαδίζουν σε μεγάλο βαθμό με προηγούμενες μελέτες του φαινομένου στην ελληνική αγορά, όπως των Mills, Sirioroulos, Markellos and Harizanis (2000), οι οποίοι εντοπίζουν υψηλές μέσες αποδόσεις τον Φεβρουάριο και τον Ιανουάριο αλλά όχι τον Απρίλιο. Η παγκόσμια όμως αρθρογραφία επισημαίνει ότι στις περισσότερες χώρες, υψηλές αποδόσεις εμφανίζονται κατά κύριο λόγο τον Ιανουάριο.

Όσον αφορά τη διακύμανση και την τυπική απόκλιση, που αποτελούν μέτρα κινδύνου, παρατηρούνται σημαντικά υψηλότερες τιμές τον Απρίλιο (5,6117 και 2,3689) και τον Σεπτέμβριο (5,0017 και 2,2365 αντίστοιχα). Ο συντελεστής μεταβλητότητας, που προέρχεται από τη διαίρεση της τυπικής απόκλισης με τη μέση απόδοση, παρουσιάζει την υψηλότερη κατά απόλυτη τιμή του τον Ιούνιο (1568,00) λόγω του ότι η μέση απόδοση είναι πολύ κοντά στο μηδέν (-0,0010) και έπειτα τον Μάιο (399,9333) για τον ίδιο ακριβώς λόγο. Αντίθετα, η χαμηλότερη κατά απόλυτη τιμή του συντελεστή αυτού παρουσιάζεται τον Φεβρουάριο (6,3327) και το γεγονός αυτό οφείλεται στην υψηλή μέση απόδοση και στη μέτρια τυπική απόκλιση.

Στη συνέχεια, οι συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσης καθορίζουν αν η κατανομή είναι συμμετρική και ποια μορφή ακολουθεί. Ο πρώτος συντελεστής δείχνει ότι η κατανομή των μηνιαίων αποδόσεων είναι σχετικά συμμετρική και κινείται γύρω από το μηδέν με μέσο 0,14. Η κατανομή αυτή αν και παίρνει πολλές

θετικές τιμές μικρότερες από το 1, παίρνει και μια αρνητική, του Αυγούστου που ξεπερνάει το -1 , που την “τραβάει” προς τα αριστερά. Επομένως, η κατανομή αυτή έχει ως μέγιστη τιμή αυτή του Δεκεμβρίου (0,9737) και ελάχιστη τιμή του Αυγούστου (-1,0907). Ο συντελεστής κύρτωσης δείχνει πως αν και σε μερικούς μήνες είναι μικρότερος από το τρία, υπάρχουν και μήνες στους οποίους ξεπερνά κατά πολύ το τρία. Επομένως, κατά μέσον όρο, ο συντελεστής αυτός είναι μεγαλύτερος του τρία, πράγμα που δείχνει ότι η συνολική κατανομή είναι λεπτόκυρτη. Στα ίδια συμπεράσματα καταλήγουμε, όπως θα δούμε παρακάτω, κάνοντας μελέτη όλων των ημερών μελέτης συνολικά. Τέλος, το εύρος της μεταβολής δείχνει πόσο μεγάλη ή μικρή είναι η διαφορά μεταξύ υψηλών και χαμηλών τιμών για κάθε μήνα. Επομένως, τον Απρίλιο εμφανίζεται η μεγαλύτερη διαφορά (23,3649) και τον Ιούλιο η μικρότερη (9,9657).

Στη συνέχεια, παρατίθενται τα ιστογράμματα των αποδόσεων για κάθε μήνα σε σχέση με την κανονική κατανομή, καθώς και ένα συνολικό σχεδιάγραμμα των μέσων μηνιαίων αποδόσεων. Γενικά, παρατηρούμε ότι οι πιο συμμετρικές κατανομές είναι των μηνών Μαρτίου, Ιουλίου, Σεπτεμβρίου και Νοεμβρίου, ενώ οι λιγότερο συμμετρικές είναι του Αυγούστου και του Δεκεμβρίου.

1.2. Έλεγχος Κανονικότητας

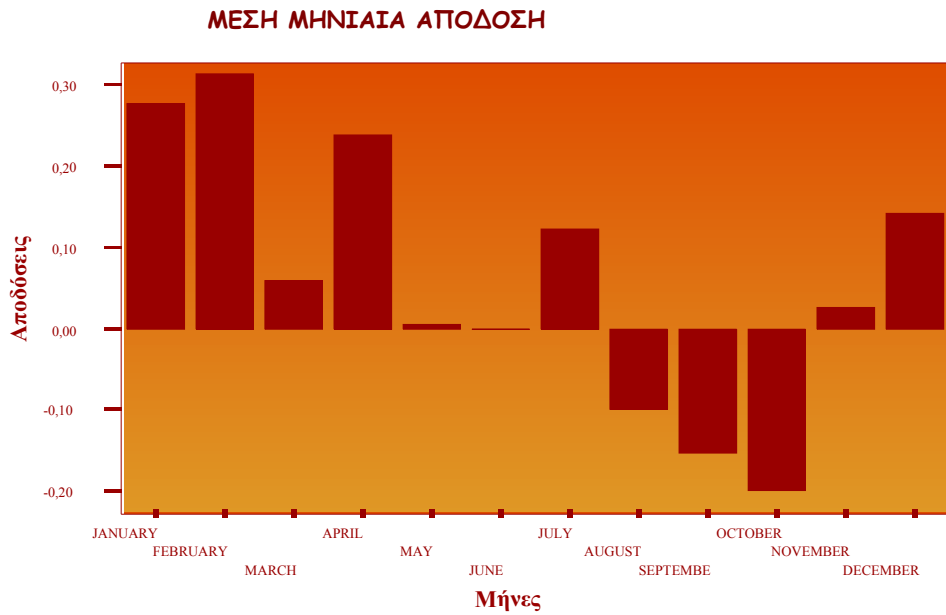
Στη συνέχεια, μελετούμε αν οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη ακολουθούν κανονική κατανομή ή όχι. Παράλληλα, ελέγχουμε κατά πόσον οι αποδόσεις κάθε μήνα χωριστά ακολουθούν και αυτές κανονική κατανομή. Για το λόγο αυτό, διεξάγουμε ένα Kolmogorov-Smirnov test όπου έχουμε υποθέσει ότι οι αποδόσεις ακολουθούν κανονική κατανομή. Αυτό ισχύει αν η τιμή που έχουμε βρει (p-value) από το τεστ είναι μεγαλύτερη από το 0,05. Από τον Πίνακα 1.2., λοιπόν παρατηρούμε ότι τόσο το σύνολο των αποδόσεων όσο και οι αποδόσεις κάθε μήνα χωριστά έχουν p-value μικρότερο του 0,05. Επομένως, υπάρχει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5% και απορρίπτεται η υπόθεση της κανονικής κατανομής.

Το αποτέλεσμα αυτό του τεστ μας δείχνει ότι για τη μελέτη της ύπαρξης του φαινομένου του Ιανουαρίου θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε μη-παραμετρικά τεστ. Παρόλα αυτά, εμείς θα ξεκινήσουμε πρώτα με την μελέτη των παραμετρικών τεστ.

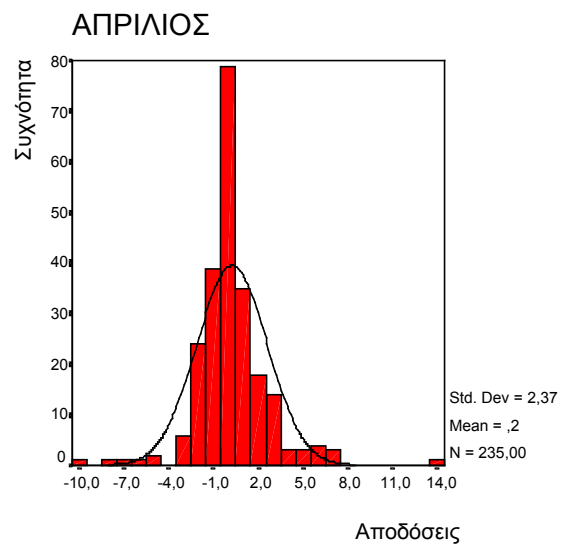
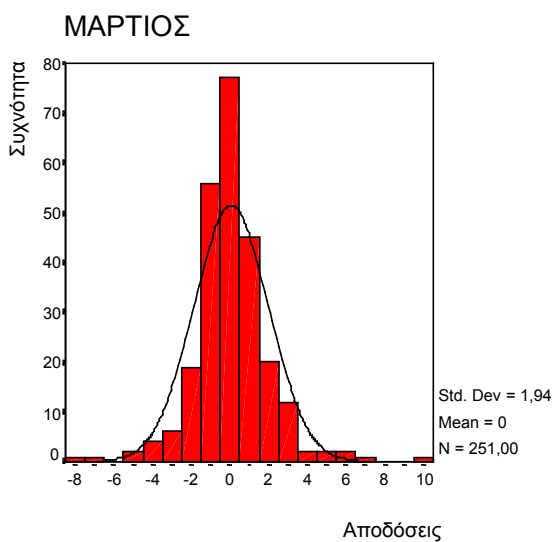
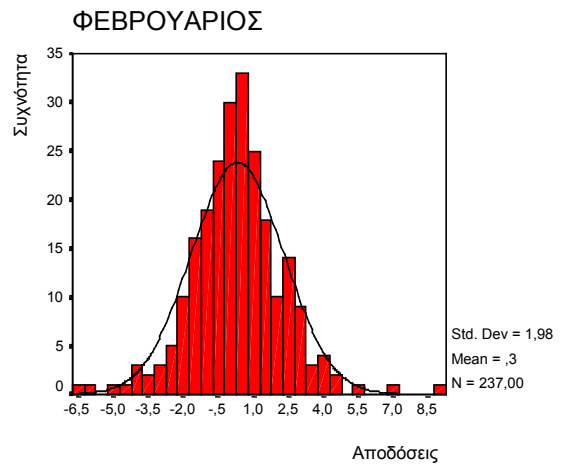
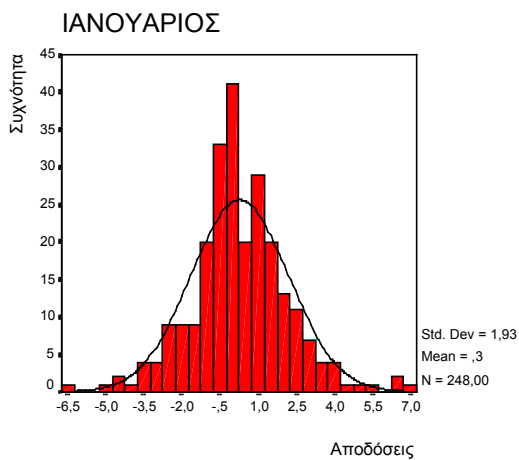
Πίνακας 1.1
Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς των Μηνών

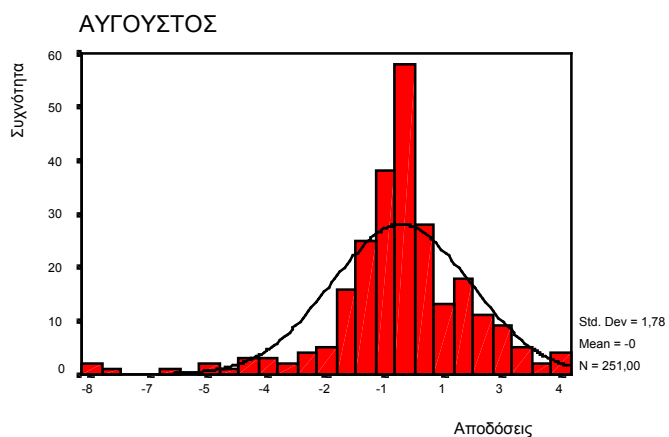
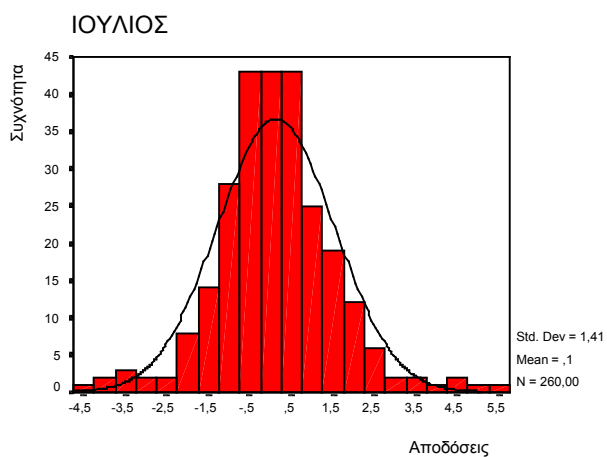
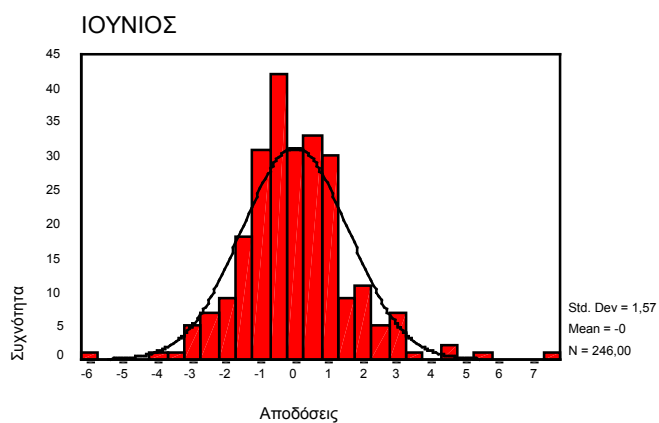
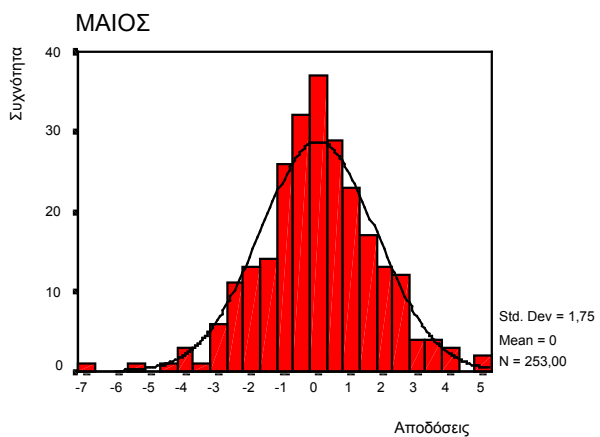
	ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΣ	ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ	ΜΑΡΤΙΟΣ	ΑΠΡΙΛΙΟΣ	ΜΑΙΟΣ	ΙΟΥΝΙΟΣ	ΙΟΥΛΙΟΣ	ΑΥΓΟΥΣΤΟΣ	ΣΕΠΤΕΜΒΡΙΟΣ	ΟΚΤΩΒΡΙΟΣ	ΝΟΕΜΒΡΙΟΣ	ΔΕΚΕΜΒΡΙΟΣ
Αριθμός Παρατηρήσεων	248	237	251	235	253	246	260	251	245	257	259	244
Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)	0,2768	0,3129	0,0586	0,2377	0,0045	-0,0010	0,1217	-0,0997	-0,1540	-0,1991	0,0267	0,1412
Τυπική Απόκλιση	1,9254	1,9815	1,9444	2,3689	1,7502	1,5680	1,4112	1,7820	2,2365	1,7432	1,8858	1,9395
Διακύμανση	3,7073	3,9264	3,7805	5,6117	3,0634	2,4588	1,9915	3,1754	5,0017	3,0386	3,5562	3,7616
Ασυμμετρία	0,2220	0,2090	0,4242	0,7113	-0,1612	0,5308	0,2059	-1,0907	-0,1843	-0,2135	0,0485	0,9737
Κύρτωση	1,6136	2,1737	4,3493	6,6659	1,0696	2,8801	2,0818	3,9836	2,9740	2,7199	2,6863	7,5910
Συντελεστής Μεταβλητότητας	6,9560	6,3327	33,1809	9,9660	399,9333	-1568	11,5957	-17,8360	-14,5227	-8,7554	70,6292	13,7358
Εύρος Μεταβολής	13,6129	15,2337	17,2913	23,3649	11,8649	13,5333	9,9657	12,1899	15,8829	13,7812	15,4674	18,4380

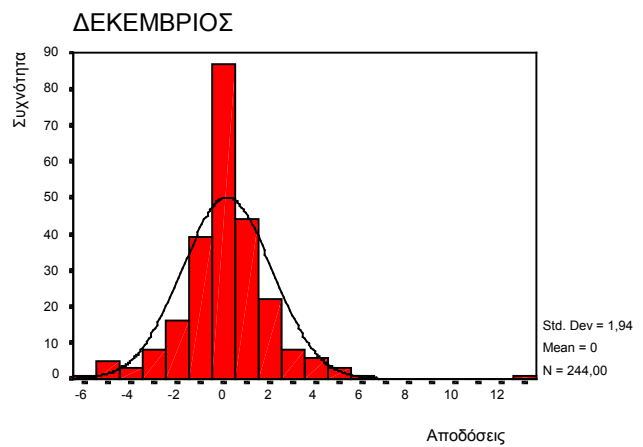
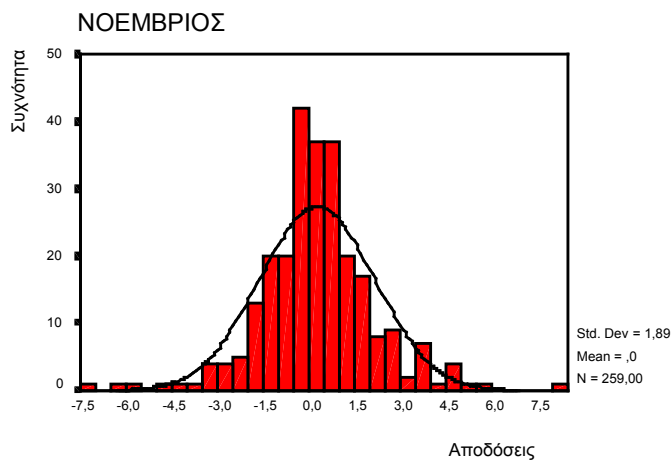
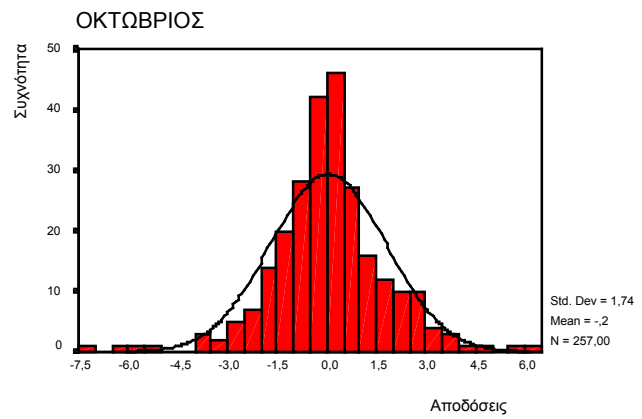
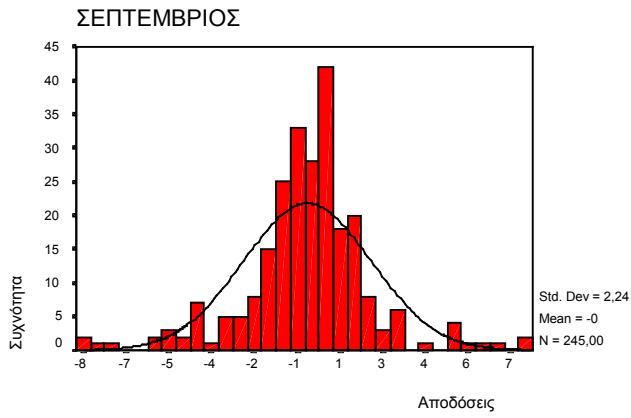
Γράφημα 1: Μέση απόδοση των δώδεκα μηνών



Γραφήματα 2-13: Κατανομή αποδόσεων για κάθε μήνα







Πίνακας 1.2

Τεστ Κανονικής Κατανομής (Test of Normality)

Περίοδος Μελέτης 01.01.1990-31.12.2001

Kolmogorov-Smirnov Test			
	Statistic	Βαθμοί Ελευθερίας	p-value
ΟΛΕΣ ΟΙ ΜΕΡΕΣ	0,0721	2986	4,25E-41
ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΣ	0,0692	248	0,0059
ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ	0,0601	237	0,0372
ΜΑΡΤΙΟΣ	0,0896	251	4,56E-05
ΑΠΡΙΛΙΟΣ	0,1289	235	3,74E-10
ΜΑΙΟΣ	0,0433	253	0,2000 ¹
ΙΟΥΝΙΟΣ	0,0685	246	0,0071
ΙΟΥΛΙΟΣ	0,0665	260	0,0074
ΑΥΓΟΥΣΤΟΣ	0,1161	251	1,01E-08
ΣΕΠΤΕΜΒΡΙΟΣ	0,1059	245	5,24E-07
ΟΚΤΩΒΡΙΟΣ	0,0780	257	0,0007
ΝΟΕΜΒΡΙΟΣ	0,0806	259	3,34E-04
ΔΕΚΕΜΒΡΙΟΣ	0,0990	244	4,65E-06

¹ This is a lower bound of the true significance.

1.3. Έλεγχος Μοντέλου Παλινδρόμησης

1.3.a. Χρήση Παραμετρικών Τεστ

Προκειμένου να ελεγχθεί το αν οι αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι διαφορετικές από τις αποδόσεις του υπόλοιπου χρόνου, παλινδρομούμε τις ημερήσιες αποδόσεις με μηνιαίες “ψευδομεταβλητές” (dummy variables), όπου η ανεξάρτητη μεταβλητή (α) μετράει τη μέση ημερήσια απόδοση του Ιανουαρίου, ενώ ο συντελεστής ($\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{11}$) σε κάθε dummy μεταβλητή μετράει τη διαφορά της μέσης ημερήσιας απόδοσης κάθε μήνα και της μέσης ημερήσιας απόδοσης του Ιανουαρίου. Το μοντέλο παλινδρόμησης, όπως έχει ήδη αναφερθεί και προηγουμένως, στη γενική του μορφή είναι το ακόλουθο:

$$R_t = \alpha + \beta_1 \text{Feb}_t + \beta_2 \text{Mar}_t + \beta_3 \text{Apr}_t + \beta_4 \text{May}_t + \beta_5 \text{Jun}_t + \beta_6 \text{Jul}_t + \beta_7 \text{Aug}_t + \beta_8 \text{Sep}_t + \beta_9 \text{Oct}_t + \beta_{10} \text{Nov}_t + \beta_{11} \text{Dec}_t + \varepsilon_t$$

Στον Πίνακα 1.3. παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του παραμετρικού *t-test* για τις μέσες ημερήσιες αποδόσεις κάθε μήνα. Το *t-statistic* για τον Ιανουάριο ελέγχει την υπόθεση ότι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι σημαντικά διαφορετική από το μηδέν. Όμως, στόχος της μελέτης μας, εκτός από το να διαπιστώσουμε αν εμφανίζεται το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην ελληνική αγορά, είναι να εντοπίσουμε ποιοι μήνες έχουν διαφορετικές αποδόσεις από τους υπόλοιπους. Για το λόγο αυτό, ελέγχουμε και για τους δώδεκα μήνες, αν οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις τους διαφέρουν από το μηδέν. Επομένως, το μοντέλο μας στην περίπτωση αυτή παίρνει τη μορφή:

$$R_t = \beta_1 \text{Jan}_t + \beta_2 \text{Feb}_t + \beta_3 \text{Mar}_t + \beta_4 \text{Apr}_t + \beta_5 \text{May}_t + \beta_6 \text{Jun}_t + \beta_7 \text{Jul}_t + \beta_8 \text{Aug}_t + \beta_9 \text{Sep}_t + \beta_{10} \text{Oct}_t + \beta_{11} \text{Nov}_t + \beta_{12} \text{Dec}_t + \varepsilon_t$$

με υπόθεση:

$$H_0 : \beta_1=0, \beta_2=0, \beta_3=0, \beta_4=0, \beta_5=0, \beta_6=0, \beta_7=0, \beta_8=0, \beta_9=0, \beta_{10}=0, \beta_{11}=0, \beta_{12}=0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0, \beta_4 \neq 0, \beta_5 \neq 0, \beta_6 \neq 0, \beta_7 \neq 0, \beta_8 \neq 0, \beta_9 \neq 0, \beta_{10} \neq 0, \beta_{11} \neq 0, \beta_{12} \neq 0$$

Έτσι, στον Πίνακα 1.3. παρατίθενται οι μέσες αποδόσεις των μηνών, τα αποτελέσματα του t-statistic, καθώς και το επίπεδο σημαντικότητας¹¹, που μας βοηθάει να εντοπίσουμε ποιοι μήνες διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν. Διαπιστώνουμε λοιπόν, ότι ο Ιανουάριος (2,2642) και ο Φεβρουάριος (2,4310) παρουσιάζουν στατιστικά σημαντική θετική μέση απόδοση σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, ενώ ο Οκτώβριος (-1,8306) παρουσιάζει αρνητική μέση απόδοση, στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 10%. Αντίθετα, οι μέσες αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών φαίνεται ότι δεν διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν.

Στον ίδιο Πίνακα παρατίθεται και το παραμετρικό *ANOVA F-test*, το οποίο εξετάζει ταυτόχρονα τις μέσες αποδόσεις όλων των μηνών για να διαπιστώσει αν διαφέρουν συνολικά από το μηδέν. Η υπόθεση που μελετάται είναι η ακόλουθη:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq \beta_7 \neq \beta_8 \neq \beta_9 \neq \beta_{10} \neq \beta_{11} \neq \beta_{12} \neq 0$$

Τελικά, το αποτέλεσμα του F-test (1,8951) δείχνει ότι συνολικά οι μέσες αποδόσεις διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Το συμπέρασμα αυτό είναι λογικό αφού από το t-test έχουμε ήδη εντοπίσει τρεις μήνες με σημαντικά διαφορετικές αποδόσεις από το μηδέν. Επομένως, και με τα δύο τεστ έχουμε απορρίψει τις μηδενικές υποθέσεις, πράγμα που σημαίνει ότι υπάρχει επίδραση του μήνα στις αποδόσεις του δείκτη.

Στη συνέχεια, στον Πίνακα 1.4. παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του παραμετρικού πάλι *t-test*, προκειμένου να μελετηθεί η σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων όλων των μηνών. Δηλαδή, στην περίπτωση αυτή το t-statistic για τους μήνες πλην του Ιανουαρίου ελέγχει αν η μέση απόδοση κάθε μήνα είναι στατιστικά διαφορετική από τη μέση απόδοση του Ιανουαρίου. Το ίδιο τεστ εφαρμόζεται για όλους τους μήνες, όπου κάθε φορά μέτρο σύγκρισης γίνεται η μέση απόδοση του αντίστοιχου μήνα. Το μοντέλο παλινδρόμησης που χρησιμοποιείται είναι το αρχικό:

$$R_t = \alpha + \beta_1 \text{Feb}_t + \beta_2 \text{Mar}_t + \beta_3 \text{Apr}_t + \beta_4 \text{May}_t + \beta_5 \text{Jun}_t + \beta_6 \text{Jul}_t + \beta_7 \text{Aug}_t + \beta_8 \text{Sep}_t + \\ \beta_9 \text{Oct}_t + \beta_{10} \text{Nov}_t + \beta_{11} \text{Dec}_t + \varepsilon_t$$

¹¹ Στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, 5%, 1%, όταν το p-value είναι μικρότερο από το 0,1, 0,05 και 0,01 αντίστοιχα.

με υπόθεση:

$$H_0 : \beta_1=0, \beta_2=0, \beta_3=0, \beta_4=0, \beta_5=0, \beta_6=0, \beta_7=0, \beta_8=0, \beta_9=0, \beta_{10}=0, \beta_{11}=0,$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0, \beta_4 \neq 0, \beta_5 \neq 0, \beta_6 \neq 0, \beta_7 \neq 0, \beta_8 \neq 0, \beta_9 \neq 0, \beta_{10} \neq 0, \beta_{11} \neq 0,$$

Βέβαια, όταν αλλάζει το test value και παίρνει την τιμή του μέσου του Φεβρουαρίου, Μαρτίου κτλ. αλλάζει και το α , που συμβολίζει αντίστοιχα την ημερήσια μέση απόδοση του μήνα Φεβρουαρίου, Μαρτίου κτλ, και αλλάζουν επίσης και τα $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{11}$, τα οποία δείχνουν τις διαφορές της μέσης απόδοσης του μήνα t από τη μέση απόδοση του αντίστοιχου μήνα Φεβρουαρίου, Μαρτίου κτλ.

Επομένως, τα αποτελέσματα της μελέτης είναι τα ακόλουθα:

Οι μήνες *Ιανουάριος*, *Φεβρουάριος* και *Οκτώβριος* είναι αυτοί που διαφέρουν σημαντικά από τους περισσότερους από τους υπόλοιπους μήνες (διαφέρουν από οκτώ μήνες). Αντίθετα, ο *Νοέμβριος* και ο *Δεκέμβριος* είναι οι δύο μήνες που διαφέρουν λιγότερο από τους υπόλοιπους μήνες (διαφέρουν από τρεις και δύο μήνες αντίστοιχα). Πιο συγκεκριμένα, σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, η μέση απόδοση του *Ιανουαρίου* διαφέρει από τη μέση απόδοση του *Μαρτίου* καθώς και η μέση απόδοση του *Οκτωβρίου* από αυτήν του *Μαΐου*. Σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, η απόδοση του *Ιανουαρίου* διαφέρει σημαντικά από τις αποδόσεις του *Μαΐου*, του *Ιουνίου* και του *Νοεμβρίου*, η απόδοση του *Φεβρουαρίου* διαφέρει από αυτές του *Μαρτίου* και του *Νοεμβρίου*, η απόδοση του *Μαρτίου* διαφέρει από του *Οκτωβρίου* και η απόδοση του *Σεπτεμβρίου* από του *Δεκεμβρίου*. Σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, ο *Οκτώβριος*, διαφέρει σημαντικά από τους μήνες: *Ιανουάριο*, *Φεβρουάριο*, *Απρίλιο*, *Ιούλιο* και *Δεκέμβριο*, ενώ ο *Ιανουάριος* και ο *Φεβρουάριος* διαφέρουν σημαντικά και οι δύο από τον *Σεπτέμβριο* και τον *Αύγουστο*. Ακόμη, αμοιβαίες διαφορές αλλά σε διαφορετικά επίπεδα σημαντικότητας παρουσιάζονται μεταξύ των μέσων αποδόσεων των μηνών *Φεβρουαρίου-Μαΐου*, *Φεβρουαρίου-Ιουνίου*, *Απριλίου-Αυγούστου*, *Απριλίου-Σεπτεμβρίου*, *Ιουλίου-Αυγούστου* και *Οκτωβρίου-Νοεμβρίου*.

Επομένως, το t-test του Πίνακα 1.4. μας οδηγεί στο συμπέρασμα του πρώτου t-test, ότι οι μήνες που παρουσιάζουν υψηλότερες θετικές μέσες αποδόσεις είναι ο *Ιανουάριος* και ο *Φεβρουάριος*, ενώ ο μήνας με την υψηλότερη αρνητική μέση απόδοση είναι ο *Οκτώβριος*.

Πίνακας 1.3.

*T-test και F-test για τη μέση απόδοση κάθε μήνα
(Παραμετρικά Τεστ)*

T - t e s t			
	Μέση Απόδοση	t-statistic	Επίπεδο σημαντικότητας
ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΣ	0,2768	2,2642 [†]	0,0244
ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ	0,3129	2,4310 [†]	0,0158
ΜΑΡΤΙΟΣ	0,0586	0,4778	0,6332
ΑΠΡΙΛΙΟΣ	0,2377	1,5383	0,1253
ΜΑΙΟΣ	0,0045	0,0412	0,9672
ΙΟΥΝΙΟΣ	-0,0010	-0,0102	0,9919
ΙΟΥΛΙΟΣ	0,1217	1,3911	0,1654
ΑΥΓΟΥΣΤΟΣ	-0,0997	-0,8863	0,3763
ΣΕΠΤΕΜΒΡΙΟΣ	-0,1540	-1,0775	0,2823
ΟΚΤΩΒΡΙΟΣ	-0,1991	-1,8306*	0,0683
ΝΟΕΜΒΡΙΟΣ	0,0267	0,2278	0,8200
ΔΕΚΕΜΒΡΙΟΣ	0,1412	1,1374	0,2565
F - t e s t	0,0581	1,8951 [†]	0,0354

* Επίπεδο σημαντικότητας 10%, † Επίπεδο σημαντικότητας 5%

Πίνακας 1.4.

T-test για τη μέση απόδοση κάθε μήνα σε σχέση με τη μέση απόδοση των υπολοίπων μηνών χωριστά (Παραμετρικό Τεστ)

	ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΣ	ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ	ΜΑΡΤΙΟΣ	ΑΠΡΙΛΙΟΣ	ΜΑΙΟΣ	ΙΟΥΝΙΟΣ	ΙΟΥΛΙΟΣ	ΑΥΓΟΥΣΤΟΣ	ΣΕΠΤΕΜΒΡΙΟΣ	ΟΚΤΩΒΡΙΟΣ	ΝΟΕΜΒΡΙΟΣ	ΔΕΚΕΜΒΡΙΟΣ
Μέση Απόδοση	0,2768	0,3129	0,0586	0,2377	0,0045	-0,0010	0,1217	-0,0997	-0,1540	-0,1991	0,0267	0,1412
Test Value: 0.276830 (Μέσος Ιανουαρίου)												
t-statistic	0,0000	0,2802	-1,7779*	-0,2531	-2,4746 ⁺	-2,7792 [◇]	-1,7720*	-3,3476 [◇]	-3,0150 [◇]	-4,3765 [◇]	-2,1347 ⁺	-1,0921
Επίπεδο Σημ/τας	1,0000	0,7796	0,0766	0,8004	0,0140	0,0059	0,0776	0,0009	0,0028	1,76E-05	0,0337	0,2759
Test Value: 0.312896 (Μέσος Φεβρουαρίου)												
t-statistic	-0,2950	0,0000	-2,0717 ⁺	-0,4865	-2,8024 [◇]	-3,1400 [◇]	-2,1840 ⁺	-3,6682 [◇]	-3,2674 [◇]	-4,7082 [◇]	-2,4425 ⁺	-1,3826
Επίπεδο Σημ/τας	0,7683	1,0000	0,0393	0,6271	0,0055	0,0019	0,0299	0,0003	0,0012	4,09E-06	0,0153	0,1681
Test Value: 0.058640 (Μέσος Μαρτίου)												
t-statistic	1,7846*	1,9754 ⁺	0,0000	1,1589	-0,4917	-0,5968	0,7211	-1,4077	-1,4879	-2,3699 ⁺	-0,2727	0,6652
Επίπεδο Σημ/τας	0,0756	0,0494	1,0000	0,2477	0,6233	0,5512	0,4715	0,1605	0,1381	0,0185	0,7853	0,5066
Test Value: 0.237719 (Μέσος Απριλίου)												
t-statistic	0,3199	0,5841	-1,4592	0,0000	-2,1192 ⁺	-2,3880 ⁺	-1,3251	-2,9999 [◇]	-2,7413 [◇]	-4,0168 [◇]	-1,8009*	-0,7771
Επίπεδο Σημ/τας	0,7493	0,5597	0,1458	1,0000	0,0351	0,0177	0,1863	0,0030	0,0066	0,0001	0,0729	0,4378
Test Value: 0.004530 (Μέσος Μαΐου)												
t-statistic	2,2271 ⁺	2,3958 ⁺	0,4409	1,5090	0,0000	-0,0555	1,3393	-0,9266	-1,1092	-1,8723*	0,1891	1,1009
Επίπεδο Σημ/τας	0,0268	0,0174	0,6597	0,1326	1,0000	0,9558	0,1816	0,3550	0,2684	0,0623	0,8501	0,2720

Test Value:- 0.001021 (Μέσος Ιουνίου)												
t-statistic	2,2725 [†]	2,4389 [†]	0,4861	1,5449	0,0505	0,0000	1,4028	-0,8773	-1,0704	-1,8212*	0,2365	1,1457
Επίπεδο Σημ/τας	0,0239	0,0155	0,6273	0,1237	0,9598	1,0000	0,1619	0,3812	0,2855	0,0697	0,8132	0,2531
Test Value: 0.121748 (Μέσος Ιουλίου)												
t-statistic	1,2684	1,4851	-0,5142	0,7505	-1,0653	-1,2280	0,0000	-1,9688*	-1,9296*	-2,9503 [◇]	-0,8112	0,1569
Επίπεδο Σημ/τας	0,2058	0,1389	0,6076	0,4537	0,2878	0,2206	1,0000	0,0501	0,0548	0,0035	0,4180	0,8755
Test Value: -0.099692 (Μέσος Αυγούστου)												
t-statistic	3,0796 [◇]	3,2055 [◇]	1,2901	2,1835 [†]	0,9472	0,9870	2,5302 [†]	0,0000	-0,3798	-0,9138	1,0786	1,9404*
Επίπεδο Σημ/τας	0,0023	0,0015	0,1982	0,0300	0,3445	0,3246	0,0120	1,0000	0,7044	0,3617	0,2818	0,0535
Test Value: -0.153959 (Μέσος Σεπτεμβρίου)												
t-statistic	3,5234 [◇]	3,6271 [◇]	1,7323*	2,5346 [†]	1,4403	1,5298	3,1502 [◇]	0,4825	0,0000	-0,4147	1,5417	2,3774 [†]
Επίπεδο Σημ/τας	0,0005	0,0004	0,0845	0,0119	0,1510	0,1274	0,0018	0,6299	1,0000	0,6787	0,1244	0,0182
Test Value: -0.199051 (Μέσος Οκτωβρίου)												
t-statistic	3,8922 [◇]	3,9775 [◇]	2,0997 [†]	2,8264 [◇]	1,8501*	1,9808 [†]	3,6654 [◇]	0,8834	0,3156	0,0000	1,92658*	2,7406 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	0,0001	0,0001	0,0368	0,0051	0,0655	0,0487	0,0003	0,3779	0,7526	1,0000	0,0551	0,0066
Test Value: 0.026691 (Μέσος Νοεμβρίου)												
t-statistic	2,0459 [†]	2,2236 [†]	0,2603	1,3656	-0,2014	-0,2772	1,0861	-1,1237	-1,2643	-2,0761 [†]	0,0000	0,9225
Επίπεδο Σημ/τας	0,0418	0,0271	0,7948	0,1734	0,8406	0,7819	0,2784	0,2622	0,2073	0,0389	1,0000	0,3572
Test Value: 0.141227 (Μέσος Δεκεμβρίου)												
t-statistic	1,1091	1,3337	-0,6729	0,6244	-1,2423	-1,4228	-0,2226	-2,1420 [†]	-2,0659 [†]	-3,1294 [◇]	-0,9775	0,0000
Επίπεδο Σημ/τας	0,2685	0,1836	0,5016	0,5330	0,2153	0,1561	0,8241	0,0332	0,0399	0,0020	0,3293	1,0000

* Επίπεδο σημαντικότητας 10%, † Επίπεδο σημαντικότητας 5%, ◇ Επίπεδο σημαντικότητας 1%

1.3.β. Χρήση Μη-Παραμετρικών Τεστ

Στην ενότητα αυτή ελέγχουμε την ύπαρξη της μηδενικής υπόθεσης του μοντέλου χρησιμοποιώντας μη-παραμετρικά τεστ, τα οποία αναμένουμε να μας δώσουν πιο ακριβή αποτελέσματα, αφού δεν προϋποθέτουν την ύπαρξη της κανονικής κατανομής στα δεδομένα.

Έτσι, στον Πίνακα 1.5. παρατίθενται τα αποτελέσματα του Mann-Whitney U test, το οποίο ουσιαστικά μελετάει τις μέσες αποδόσεις των μηνών του χρόνου ανά δύο προκειμένου να ελέγξει αν διαφέρουν στατιστικά μεταξύ τους ή όχι. Στην περίπτωση αυτή, η υπόθεση που ελέγχεται είναι αν οι μέσες αποδόσεις όλων των μηνών είναι ίσες μεταξύ τους, δηλαδή αν:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq \beta_7 \neq \beta_8 \neq \beta_9 \neq \beta_{10} \neq \beta_{11} \neq \beta_{12} \neq 0$$

Οπότε, ο Πίνακας 1.5. παρουσιάζει κάθε μήνα χωριστά σε σχέση με τους υπόλοιπους, τα αποτελέσματα του statistic και το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας¹². Επομένως, παρατηρούμε ότι οι μήνες που διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από τους υπόλοιπους είναι ο Φεβρουάριος, κατά κύριο λόγο, ο Ιανουάριος και ο Οκτώβριος. Πιο συγκεκριμένα, σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%, ο Ιανουάριος διαφέρει από τον Μάρτιο (-1,6981) και τον Αύγουστο (-1,8631), ενώ ο Φεβρουάριος διαφέρει επίσης από τον Μάρτιο (-1,9146), τον Μάιο (-1,8623) και τον Νοέμβριο (-1,8884). Έπειτα, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, παρατηρούμε ότι ο Ιανουάριος διαφέρει από τον Ιούνιο (-2,2037), και τον Σεπτέμβριο (-2,2227), ο Φεβρουάριος διαφέρει από τον Ιούνιο (-2,3202), τον Αύγουστο (-2,2531) και τον Σεπτέμβριο (-2,4363) και ο Οκτώβριος διαφέρει σημαντικά από τον Απρίλιο (-2,3023), τον Ιούλιο (-2,5100) και τον Δεκέμβριο (-2,4027). Τέλος, σε επίπεδο 1%, ο Οκτώβριος διαφέρει σημαντικά από τον Ιανουάριο και τον Φεβρουάριο (-3,1059 και -3,3569 αντίστοιχα). Κατά συνέπεια, βάσει των αποτελεσμάτων αυτών, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται.

¹² Στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, 5%, 1%, όταν το p-value είναι μικρότερο από το 0,1, 0,05 και 0,01 αντίστοιχα.

Στη συνέχεια, στον Πίνακα 1.6. παρατίθενται τα αποτελέσματα του Kruskal – Wallis test, το οποίο μελετάει συνολικά τα δεδομένα των μηνών για να καταλήξει στον αν υπάρχει ισότητα μεταξύ των μέσων αποδόσεων τους ή όχι. Το τεστ αυτό διεξάγεται για να επιβεβαιωθούν τα αποτελέσματα του προηγούμενου τεστ. Έτσι, στον Πίνακα εμφανίζεται το chi-square statistic του Kruskal Wallis test, το επίπεδο σημαντικότητας και οι βαθμοί ελευθερίας. Πιο συγκεκριμένα, φαίνεται ότι η μηδενική υπόθεση της ισότητας των αποδόσεων όλων των μηνών απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5% (21,0005).

Αξίζει να σημειωθεί ότι τα αποτελέσματα των μη-παραμετρικών τεστ- Mann-Whitney U test και Kruskal-Wallis H test- είναι συνεπή με τα συμπεράσματα που εξήχθησαν από τα αντίστοιχα παραμετρικά –T-test και F-test.

Πίνακας 1.5.

Σύγκριση της μέσης απόδοσης κάθε μήνα με τους υπόλοιπους μήνες χωριστά
(Μη-Παραμετρικό Τεστ)

Mann-Whitney U Test		
	Statistic	Επίπεδο Σημ/τας
Ιανουάριος - Φεβρουάριος	-0,2882	0,7732
Ιανουάριος - Μάρτιος	-1,6981*	0,0895
Ιανουάριος - Απρίλιος	-0,7559	0,4497
Ιανουάριος - Μάιος	-1,5800	0,1141
Ιανουάριος - Ιούνιος	-2,2037 [†]	0,0275
Ιανουάριος - Ιούλιος	-1,1415	0,2537
Ιανουάριος - Αύγουστος	-1,8631*	0,0625
Ιανουάριος - Σεπτέμβριος	-2,2227 [†]	0,0262
Ιανουάριος - Οκτώβριος	-3,1059 [◇]	0,0019
Ιανουάριος - Νοέμβριος	-1,6195	0,1053
Ιανουάριος - Δεκέμβριος	-0,8944	0,3711
Φεβρουάριος - Μάρτιος	-1,9146*	0,0555
Φεβρουάριος - Απρίλιος	-1,0974	0,2725
Φεβρουάριος - Μάιος	-1,8623*	0,0626
Φεβρουάριος - Ιούνιος	-2,3202 [†]	0,0203
Φεβρουάριος - Ιούλιος	-1,4478	0,1477
Φεβρουάριος - Αύγουστος	-2,2531 [†]	0,0243
Φεβρουάριος - Σεπτέμβριος	-2,4363 [†]	0,0148
Φεβρουάριος - Οκτώβριος	-3,3569 [◇]	0,0008
Φεβρουάριος - Νοέμβριος	-1,8884*	0,0590
Φεβρουάριος - Δεκέμβριος	-1,2637	0,2063
Μάρτιος - Απρίλιος	-0,8063	0,4201
Μάρτιος - Μάιος	-0,0547	0,9563
Μάρτιος - Ιούνιος	-0,4073	0,6838
Μάρτιος - Ιούλιος	-0,8480	0,3964
Μάρτιος - Αύγουστος	-0,1022	0,9186
Μάρτιος - Σεπτέμβριος	-0,5445	0,5861
Μάρτιος - Οκτώβριος	-1,4999	0,1336
Μάρτιος - Νοέμβριος	-0,0493	0,9607
Μάρτιος - Δεκέμβριος	-0,8774	0,3803
Απρίλιος - Μάιος	-0,8130	0,4162
Απρίλιος - Ιούνιος	-1,2232	0,2212
Απρίλιος - Ιούλιος	-0,0978	0,9221
Απρίλιος - Αύγουστος	-1,0438	0,2966
Απρίλιος - Σεπτέμβριος	-1,3178	0,1876
Απρίλιος - Οκτώβριος	-2,3023 [†]	0,0213
Απρίλιος - Νοέμβριος	-0,7554	0,4500

Απρίλιος - Δεκέμβριος	-0,0317	0,9747
Μάιος - Ιούνιος	-0,4331	0,6649
Μάιος - Ιούλιος	-0,6722	0,5015
Μάιος - Αύγουστος	-0,2829	0,7772
Μάιος - Σεπτέμβριος	-0,6381	0,5234
Μάιος - Οκτώβριος	-1,4946	0,1350
Μάιος - Νοέμβριος	-0,0102	0,9919
Μάιος - Δεκέμβριος	-0,7213	0,4707
Ιούνιος - Ιούλιος	-1,3199	0,1869
Ιούνιος - Αύγουστος	-0,2961	0,7671
Ιούνιος - Σεπτέμβριος	-0,2440	0,8073
Ιούνιος - Οκτώβριος	-1,1322	0,2575
Ιούνιος - Νοέμβριος	-0,4286	0,6682
Ιούνιος - Δεκέμβριος	-1,2969	0,1947
Ιούλιος - Αύγουστος	-1,0064	0,3142
Ιούλιος - Σεπτέμβριος	-1,3432	0,1792
Ιούλιος - Οκτώβριος	-2,5100 [†]	0,0121
Ιούλιος - Νοέμβριος	-0,7380	0,4605
Ιούλιος - Δεκέμβριος	-0,1209	0,9038
Αύγουστος - Σεπτέμβριος	-0,2889	0,7727
Αύγουστος - Οκτώβριος	-1,4267	0,1537
Αύγουστος - Νοέμβριος	-0,2422	0,8086
Αύγουστος - Δεκέμβριος	-1,0877	0,2767
Σεπτέμβριος - Οκτώβριος	-0,9082	0,3638
Σεπτέμβριος - Νοέμβριος	-0,5927	0,5534
Σεπτέμβριος - Δεκέμβριος	-1,2910	0,1967
Οκτώβριος - Νοέμβριος	-1,5778	0,1146
Οκτώβριος - Δεκέμβριος	-2,4027 [†]	0,0163
Νοέμβριος - Δεκέμβριος	-0,7798	0,4355

* Επίπεδο σημαντικότητας 10%, [†]Επίπεδο σημαντικότητας 5%, [◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

Πίνακας 1.6.

Έλεγχος της μέσης απόδοσης των δώδεκα μηνών του έτους συνολικά
(Μη - Παραμετρικό Τεστ)

Kruskal – Wallis Test	
Μήνες του Έτους	
Chi-Square statistic	21,0005 [†]
Βαθμοί Ελευθερίας	11
Επίπεδο Σημ/τας	0,0334

[†]Επίπεδο σημαντικότητας 5%

2. ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΗΜΕΡΑΣ ΤΗΣ ΕΒΔΟΜΑΔΟΣ

2.1. Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς

Στον Πίνακα 2.1. παρουσιάζονται τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς των ημερήσιων αποδόσεων του Γενικού Δείκτη για την εξεταζόμενη περίοδο 01.01.1990–31.12.2001. Αρχικά παρατηρούμε ότι η μέση ημερήσια απόδοση είναι θετική για όλες τις ημέρες εκτός της Τρίτης, που είναι αρνητική (-0,0115). Η παρατήρηση αυτή δεν προκαλεί έκπληξη αφού συμφωνεί με προηγούμενες μελέτες του φαινομένου από τους Alexakis & Xanthakis (1995) και τους Coutts, Kaplanides & Roberts (2000). Όμως, διαφωνεί με το κλασικό φαινόμενο και τα αποτελέσματα άλλων χωρών όπου αρνητικές αποδόσεις εμφανίζονται τη Δευτέρα. Η υψηλότερη θετική μέση απόδοση παρατηρείται την Παρασκευή (0,2153) και διαφέρει κατά πολύ από τις υπόλοιπες αποδόσεις μεμονωμένα και συνολικά.

Η διακύμανση και η τυπική απόκλιση παρουσιάζουν τις υψηλότερες τιμές τους την Δευτέρα (5,6916 και 2,3857 αντίστοιχα), οι οποίες ξεπερνούν και τη συνολική τιμή των ημερών της εβδομάδος. Η πιθανότερη ερμηνεία του φαινομένου είναι ότι η τιμή κλεισίματος της Δευτέρας αντικατοπτρίζει κινήσεις και γεγονότα τριών ημερών και όχι μίας. Η μικρότερη τυπική απόκλιση εμφανίζεται την Παρασκευή (1,5743). Οι παρατηρήσεις αυτές συμβαδίζουν με τα συμπεράσματα των προηγούμενων μελετών του φαινομένου.

Επιπλέον, παρατίθεται ο συντελεστής μεταβλητότητας ως ένα επιπλέον μέτρο διασποράς. Τη χαμηλότερη κατά απόλυτη τιμή του την παρουσιάζει την Παρασκευή (7,3121), πράγμα λογικό αφού τότε παρατηρείται η μικρότερη τυπική απόκλιση και η μεγαλύτερη μέση απόδοση. Αντίθετα, την υψηλότερη κατά απόλυτη τιμή την εμφανίζει την Δευτέρα (166,8322) λόγω της υψηλής διακύμανσης και της χαμηλής μέσης απόδοσης.

Έπειτα, το μέτρο ασυμμετρίας δείχνει ότι η κατανομή όλων των αποδόσεων είναι σχεδόν συμμετρική και κινείται γύρω από το μηδέν με μέσο 0,1 και τυπική απόκλιση 1,89. Επίσης, το μέτρο κύρτωσης είναι συστηματικά θετικό και μάλιστα

μεγαλύτερο από το τρία, γεγονός που σημαίνει ότι η κατανομή είναι λεπτόκυρτη. Από τη μελέτη των ημερών μεμονωμένα, παρατηρούμε ότι το μέτρο ασυμμετρίας παίρνει θετικές τιμές τη Δευτέρα (0,4333), την Τρίτη (0,3730) και την Τετάρτη (0,2470), γεγονός που σημαίνει ότι η κατανομή των ημερών αυτών παρουσιάζει “ουρά” προς τα δεξιά. Αντίθετα, την Πέμπτη και την Παρασκευή το μέτρο παίρνει αρνητικές τιμές (-0,1961 και -0,2621 αντίστοιχα) και έτσι η κατανομή παρουσιάζει “ουρά” προς τα αριστερά. Ως προς την κύρτωση, και οι πέντε μέρες έχουν συντελεστές μεγαλύτερους του τρία, οπότε έχουν λεπτόκυρτες κατανομές. Τα συμπεράσματα αυτά φαίνονται καλύτερα και στο αντίστοιχο σχεδιάγραμμα 15 με τη συνολική κατανομή των αποδόσεων και στα σχεδιαγράμματα 16-20 με τις επιμέρους κατανομές των ημερών της εβδομάδος. Τέλος, το εύρος της μεταβολής δείχνει ότι η μεγαλύτερη διαφορά υψηλής και χαμηλής τιμής εμφανίζεται τη Δευτέρα (23,36), ενώ η μικρότερη διαφορά παρατηρείται την Πέμπτη (15,22) και την Παρασκευή (15,23).

2.2. Έλεγχος Κανονικότητας

Στη συνέχεια, μελετούμε αν οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη ακολουθούν κανονική κατανομή ή όχι. Παράλληλα, ελέγχουμε κατά πόσον οι αποδόσεις κάθε μέρας χωριστά ακολουθούν και αυτές κανονική κατανομή. Για το λόγο αυτό, διεξάγουμε ένα Kolmogorov-Smirnov test όπου έχουμε υποθέσει ότι οι αποδόσεις ακολουθούν κανονική κατανομή. Αυτό ισχύει αν η τιμή που έχουμε βρει (p-value) από το τεστ είναι μεγαλύτερη από το 0,05. Από τον Πίνακα 2.2., λοιπόν παρατηρούμε ότι τόσο το σύνολο των αποδόσεων όσο και οι αποδόσεις κάθε μέρας χωριστά έχουν p-value μεγαλύτερη του 0,05, αλλά μικρότερη του 0,1. Επομένως, δεν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5% αλλά υπάρχει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 10% και έτσι, απορρίπτεται η υπόθεση της κανονικής κατανομής.

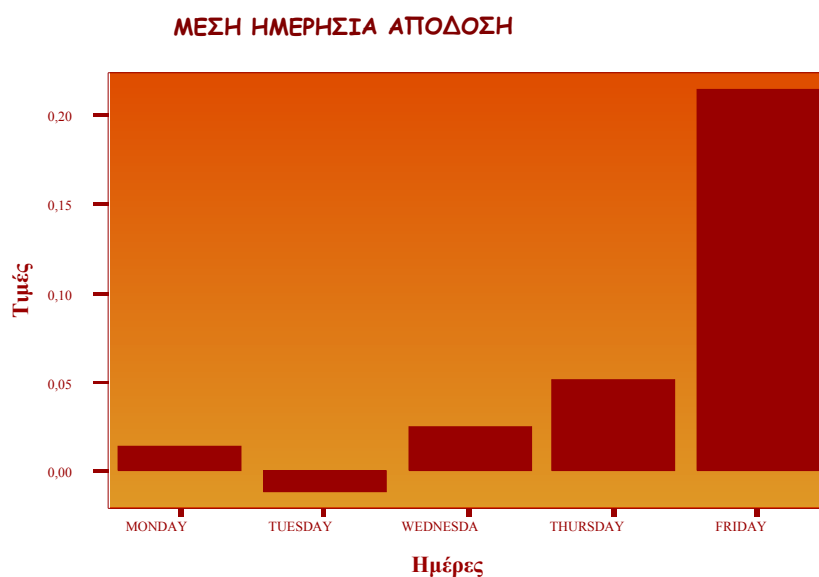
Το αποτέλεσμα αυτό του τεστ μας δείχνει ότι για τη μελέτη της ύπαρξης του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε μη-παραμετρικά τεστ. Παρόλα αυτά, εμείς θα ξεκινήσουμε πρώτα με την μελέτη των παραμετρικών τεστ και έπειτα των μη-παραμετρικών.

Πίνακας 2.1.

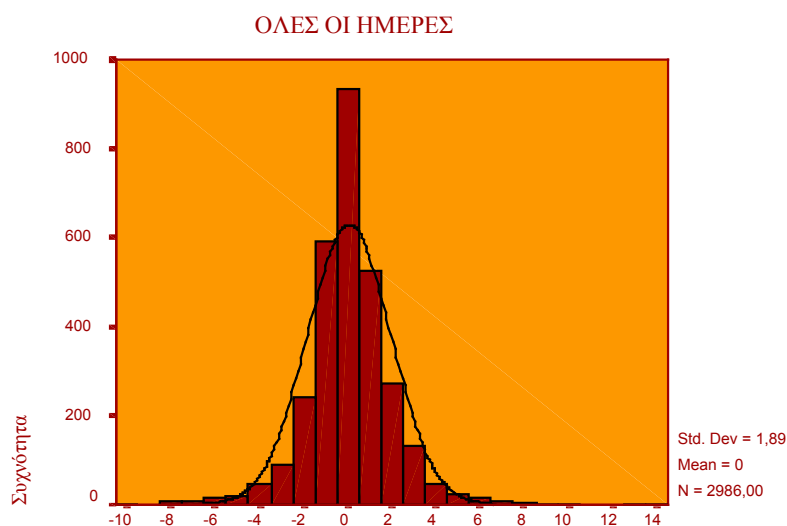
Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς των Ημερών της Εβδομάδος

	ΔΕΥΤΕΡΑ	ΤΡΙΤΗ	ΤΕΤΑΡΤΗ	ΠΕΜΠΤΗ	ΠΑΡΑΣΚΕΥΗ	ΟΛΕΣ ΟΙ ΜΕΡΕΣ
Αριθμός Παρατηρήσεων	574	613	603	612	583	2986
Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)	0,0143	-,0115	0,0247	0,0515	0,2153	0,0581
Τυπική Απόκλιση	2,3857	1,9135	1,6815	1,8193	1,5743	1,8923
Διακύμανση	5,6916	3,6614	2,8274	3,3098	2,4784	3,5806
Ασυμμετρία	0,4333	0,3730	0,2470	-0,1961	-0,2624	0,1940
Κύρτωση	4,4199	3,2112	3,1310	3,1705	3,4099	4,3030
Συντελεστής Μεταβλητότητας	166,8322	-166,3913	68,0769	35,3773	7,3121	32,5700
Εύρος Μεταβολής	23,3649	16,9776	15,5166	15,2233	15,2286	23,3649

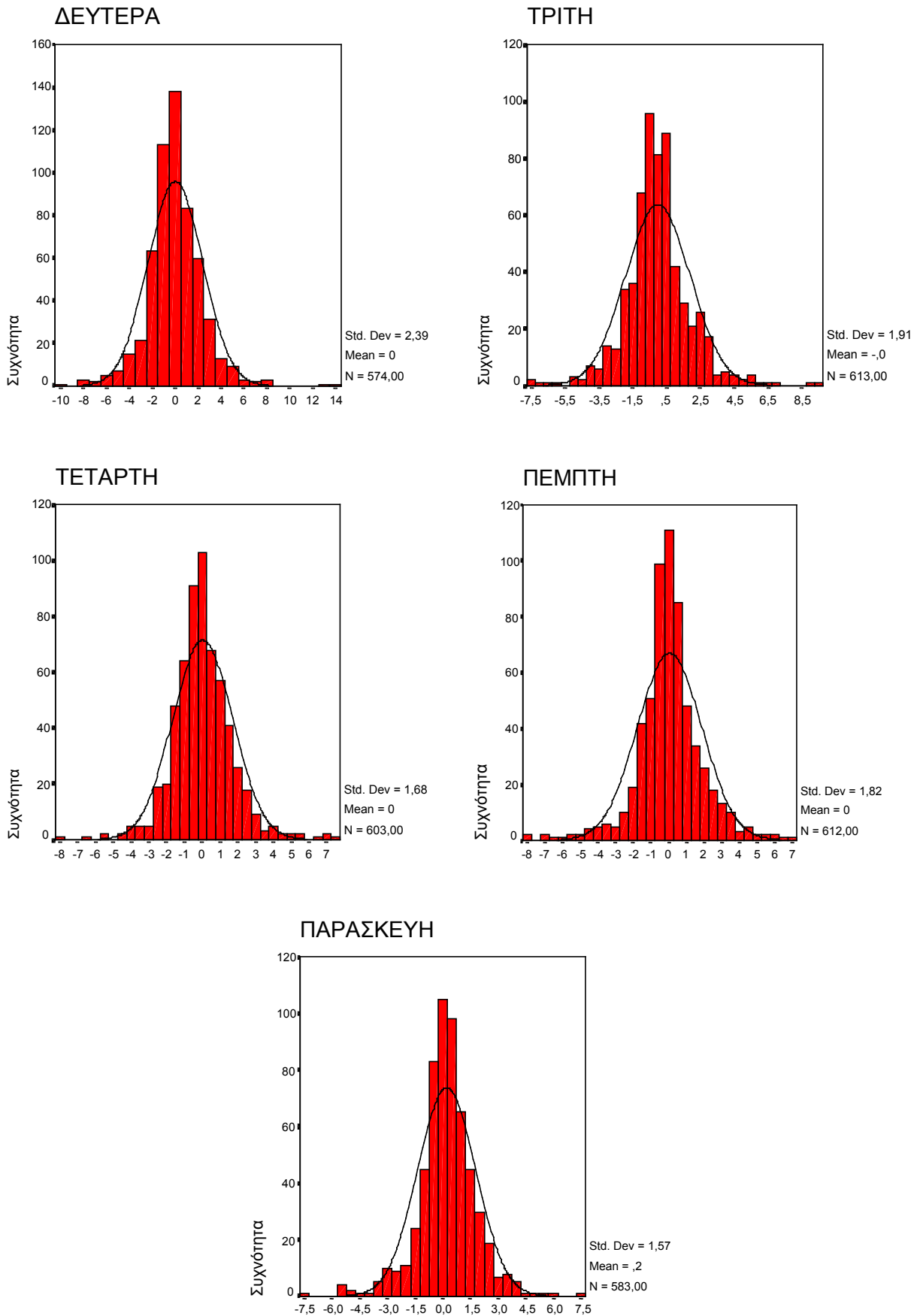
Γράφημα 14: Μέση Απόδοση των Ημερών της Εβδομάδος



Γράφημα 15: Κατανομή των Αποδόσεων όλων των Ημερών της Εβδομάδος



Γραφήματα 16-20: Επιμέρους Κατανομές των Αποδόσεων των Ημερών της Εβδομάδος



Πίνακας 2.2.**Τεστ Κανονικής Κατανομής (Test of Normality)**

Περίοδος Μελέτης 01.01.1990-31.12.2001

Kolmogorov-Smirnov Test			
	Statistic	Βαθμοί Ελευθερίας	p-value
ΟΛΕΣ ΟΙ ΜΕΡΕΣ	0,0721	2986	4,25E-41
ΔΕΥΤΕΡΑ	0,0676	574	1,50E-06
ΤΡΙΤΗ	0,0888	613	1,73E-12
ΤΕΤΑΡΤΗ	0,0583	603	4,65E-05
ΠΕΜΠΤΗ	0,0890	612	1,66E-12
ΠΑΡΑΣΚΕΥΗ	0,0868	583	2,77E-11

2.3. Έλεγχος Μοντέλου Παλινδρόμησης

2.3.a. Χρήση Παραμετρικών Τεστ

Για τη μελέτη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδος, ελέγχουμε αν οι αποδόσεις των ημερών της εβδομάδος είναι ίσες, κάνοντας παλινδρόμηση των ημερησίων αποδόσεων με “ψευδομεταβλητές” (dummy variables) που αντιπροσωπεύουν κάθε μέρα της εβδομάδος. Οι συντελεστές $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_5$ αντιπροσωπεύουν τις μέσες αποδόσεις της αντίστοιχης μέρας. Το μοντέλο παλινδρόμησης, το οποίο έχει ήδη παρατεθεί, είναι το ακόλουθο:

$$R_t = \beta_1 M_{0t} + \beta_2 Tu_t + \beta_3 We_t + \beta_4 Th_t + \beta_5 Fr_t + \varepsilon_t$$

Στον Πίνακα 2.3. παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του παραμετρικού *t-test* για τις μέσες αποδόσεις κάθε μέρας. Το *t-statistic* ελέγχει την υπόθεση ότι η μέση απόδοση κάθε μέρας είναι σημαντικά διαφορετική από το μηδέν. Προκειμένου να μπορέσουμε να εντοπίσουμε ποια μέρα της εβδομάδος είναι στατιστικά σημαντική, ελέγχουμε τις αποδόσεις και των πέντε ημερών χρησιμοποιώντας το ανωτέρω μοντέλο και θέτοντας ως υπόθεση:

$$H_0 : \beta_1=0, \beta_2=0, \beta_3=0, \beta_4=0, \beta_5=0,$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0, \beta_4 \neq 0, \beta_5 \neq 0,$$

Έτσι, στον Πίνακα 1.3. παρουσιάζονται οι μέσες αποδόσεις των ημερών, τα αποτελέσματα του *t-statistic*, καθώς και το επίπεδο σημαντικότητας¹³, που μας βοηθάει να εντοπίσουμε ποιες ημέρες διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν. Διαπιστώνουμε λοιπόν, πως μόνο η Παρασκευή (3,3027) εμφανίζει στατιστικά σημαντική θετική μέση απόδοση σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, ενώ οι μέσες αποδόσεις των υπόλοιπων ημερών φαίνεται ότι δεν διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν. Έτσι, απορρίπτουμε την υπόθεση μόνο για $\beta_5=0$.

¹³ Στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, 5%, 1%, όταν το p-value είναι μικρότερο από το 0,1, 0,05 και 0,01 αντίστοιχα.

Στον ίδιο Πίνακα αναφέρεται και το παραμετρικό *ANOVA F-test*, το οποίο εξετάζει ταυτόχρονα τις μέσες αποδόσεις των πέντε ημερών για να διαπιστώσει αν διαφέρουν συνολικά από το μηδέν. Η υπόθεση που μελετάται είναι η ακόλουθη:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq 0$$

Επομένως, το αποτέλεσμα του F-test (1,3456) δείχνει ότι συνολικά οι μέσες αποδόσεις των ημερών διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Το συμπέρασμα αυτό είναι λογικό αφού από το t-test έχουμε εντοπίσει μία μέρα της εβδομάδος με σημαντικά διαφορετικές αποδόσεις από το μηδέν. Κατά συνέπεια, δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση στην περίπτωση αυτή.

Στη συνέχεια, στον Πίνακα 2.4. παρατίθενται τα αποτελέσματα του παραμετρικού πάλι *t-test*, προκειμένου να μελετηθεί η σχέση των μέσων αποδόσεων όλων των ημερών και ποια είναι η επίδραση κάθε μιας στις υπόλοιπες. Δηλαδή, στην περίπτωση αυτή το t-statistic για τις μέρες εκτός της Δευτέρας αρχικά, ελέγχει αν η μέση απόδοση των υπολοίπων τεσσάρων εργάσιμων ημερών είναι στατιστικά διαφορετική από τη μέση απόδοση της Δευτέρας. Το ίδιο τεστ εφαρμόζεται για όλες τις ημέρες, όπου κάθε φορά μέτρο σύγκρισης γίνεται η μέση απόδοση της αντίστοιχης ημέρας. Το μοντέλο παλινδρόμησης που χρησιμοποιείται είναι το ακόλουθο:

$$R_t = \alpha + \beta_1 Tu_t + \beta_2 We_t + \beta_3 Th_t + \beta_4 Fr_t + \varepsilon_t$$

με υπόθεση:

$$H_0 : \beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 0, \beta_4 = 0,$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0, \beta_4 \neq 0,$$

Όμως, όταν αλλάζει το test value και παίρνει την τιμή του μέσου της Τρίτης, Τετάρτης κτλ. αλλάζει και το α , που συμβολίζει αντίστοιχα την μέση απόδοση της ημέρας της Τρίτης, Τετάρτης κτλ., και αλλάζουν επίσης και τα $\beta_1, \beta_2 \dots \beta_4$, τα οποία

δείχνουν τις διαφορές της μέσης απόδοσης της ημέρας t από τη μέση απόδοση της αντίστοιχης μέρας Τρίτης, Τετάρτης κτλ.

Επομένως, τα αποτελέσματα της μελέτης είναι τα ακόλουθα:

Σε όλες τις περιπτώσεις των test values, στατιστική σημαντικότητα παρατηρείται μόνο όσον αφορά τις αποδόσεις της Παρασκευής. Πιο συγκεκριμένα, η μέση απόδοση της Παρασκευής διαφέρει από τις μέσες αποδόσεις της Τρίτης και της Τετάρτης σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%, και από τη μέση απόδοση της Πέμπτης σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Παράλληλα, διαφέρει σημαντικά και από τη Δευτέρα σε επίπεδο μικρότερο του 5%.

Τελικώς, από τα τεστ αυτά φαίνεται ξεκάθαρα ότι υπάρχει επίδραση της ημέρας της εβδομάδος στην απόδοση του Γενικού Δείκτη στην ελληνική αγορά κατά την περίοδο 1990–2001, με στατιστικά σημαντική θετική μέση απόδοση κατά την Παρασκευή μόνον.

Πίνακας 2.3.

T-test και F-test για τη μέση απόδοση κάθε ημέρας της εβδομάδας (Παραμετρικά Τεστ)

T-test						F-test
	ΔΕΥΤΕΡΑ	ΤΡΙΤΗ	ΤΕΤΑΡΤΗ	ΠΕΜΠΤΗ	ΠΑΡΑΣΚΕΥΗ	
Μέση Απόδοση	0,0143	-0,0115	0,0247	0,0515	0,2153	
t-statistic	0,1435	-0,1492	0,3600	0,7000	3,3027 [◇]	1,3456
Επίπεδο Σημ/τας	0,8859	0,8814	0,7190	0,4842	0,0010	0,2507

[◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

Πίνακας 2.4.

T-test και για τη μέση απόδοση κάθε ημέρας της εβδομάδας σε σχέση με τις μέσες αποδόσεις των υπολοίπων ημερών (Παραμετρικό Τεστ)

T-test					
	ΔΕΥΤΕΡΑ	ΤΡΙΤΗ	ΤΕΤΑΡΤΗ	ΠΕΜΠΤΗ	ΠΑΡΑΣΚΕΥΗ
Μέση Απόδοση	0,0143	-0,0115	0,0247	0,0515	0,2153
Test value:0,01428 (Μέσος Δευτέρας)					
t-statistic	0,0000	-0,3341	0,1513	0,5057	3,0835 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	1,0000	0,7384	0,8798	0,6133	0,0021
Test value:-0,01153 (Μέσος Τρίτης)					
t-statistic	0,2593	0,0000	0,5284	0,8568	3,4796 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	0,7955	1,0000	0,5974	0,3919	0,0005
Test value:0,02465 (Μέσος Τετάρτης)					
t-statistic	-0,1041	-0,4682	0,0000	0,3647	2,9246 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	0,9171	0,6398	1,0000	0,7154	0,0036
Test value:0,05147 (Μέσος Πέμπτης)					
t-statistic	-0,3734	-0,8152	-0,3917	0,0000	2,5132 [†]
Επίπεδο Σημ/τας	0,7090	0,4153	0,6954	1,0000	0,0122
Test value:0,21534 (Μέσος Παρασκευής)					
t-statistic	-2,0190 [†]	-2,9355 [◇]	-2,7847 [◇]	-2,2282 [†]	0,0000
Επίπεδο Σημ/τας	0,0440	0,0035	0,0055	0,0262	1,0000

[†]Επίπεδο σημαντικότητας 5%, [◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

2.3.β. Χρήση Μη-Παραμετρικών Τεστ

Στην ενότητα αυτή μελετάται η ύπαρξη της μηδενικής υπόθεσης του μοντέλου παλινδρόμησης χρησιμοποιώντας μη-παραμετρικά τεστ, τα οποία αναμένεται να δώσουν πιο ακριβή αποτελέσματα, αφού δεν προϋποθέτουν την ύπαρξη της κανονικότητας στα δεδομένα που έχουμε.

Κατά συνέπεια, στον Πίνακα 2.5. παρατίθενται τα αποτελέσματα του Mann-Whitney U test, το οποίο ελέγχει τις μέσες αποδόσεις των ημερών της εβδομάδος ανά δύο προκειμένου να εντοπίσει το αν διαφέρουν στατιστικά μεταξύ τους ή όχι. Στην περίπτωση αυτή, η υπόθεση που ελέγχεται είναι αν οι μέσες αποδόσεις όλων των ημερών είναι ίσες μεταξύ τους, δηλαδή αν:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq 0$$

Επομένως, στον Πίνακα 2.5. εμφανίζονται οι μέρες ανά δύο, τα αποτελέσματα του statistic και το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητάς τους¹⁴. Έτσι, διαπιστώνουμε ότι η ημέρα που διαφέρει στατιστικά σημαντικά από τις υπόλοιπες είναι η Παρασκευή. Πιο συγκεκριμένα, σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%, η Παρασκευή διαφέρει από τη Δευτέρα (-2,8204), την Τρίτη (-3,6938) και την Τετάρτη (-3,1399). Ακόμη, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, η Παρασκευή διαφέρει από την Πέμπτη (-2,5688). Επομένως, παρατηρούμε ότι η μεγαλύτερη από τις διαφορές αυτές εντοπίζεται μεταξύ Τρίτης και Παρασκευής. Κατά συνέπεια, βάσει των αποτελεσμάτων αυτών, η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων αποδόσεων όλων των ημερών απορρίπτεται.

Στη συνέχεια, στον Πίνακα 2.6. παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του Kruskal – Wallis test, το οποίο μελετάει συνολικά τα δεδομένα των ημερών για να καταλήξει στον αν υπάρχει ισότητα μεταξύ των μέσων αποδόσεών τους ή όχι. Το τεστ αυτό διεξάγεται για να επιβεβαιωθούν τα αποτελέσματα του προηγούμενου τεστ. Έτσι, στον Πίνακα παρατίθεται το chi-square statistic του Kruskal – Wallis test, το επίπεδο

¹⁴ Στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, 5%, 1%, όταν το p-value είναι μικρότερο από το 0,1, 0,05 και 0,01 αντίστοιχα.

σημαντικότητας και οι βαθμοί ελευθερίας του τεστ. Πιο συγκεκριμένα, φαίνεται ότι η μηδενική υπόθεση της ισότητας των αποδόσεων όλων των ημερών απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 1% (16,3919), επαληθεύοντας με τον τρόπο αυτό το αποτέλεσμα του Mann-Whitney U test.

Στο σημείο αυτό αξίζει να σημειωθεί ότι, τα αποτελέσματα των μη-παραμετρικών τεστ– Mann-Whitney U test και Kruskal-Wallis H test– είναι συνεπή με τα συμπεράσματα που εξήχθησαν από τα αντίστοιχα παραμετρικά –T-test και F-test–.

Πίνακας 2.5.

Σύγκριση της μέσης απόδοσης κάθε ημέρας με τις υπόλοιπες ημέρες χωριστά
(Μη-Παραμετρικό Τεστ)

Mann–Whitney U Test		
	Statistic	Επίπεδο Σημ/τας
Δευτέρα-Τρίτη	-0,2038	0,8385
Δευτέρα-Τετάρτη	-0,3013	0,7632
Δευτέρα-Πέμπτη	-0,8485	0,3961
Δευτέρα-Παρασκευή	-2,8204 [◇]	0,0048
Τρίτη-Τετάρτη	-0,6710	0,5022
Τρίτη-Πέμπτη	-1,2756	0,2021
Τρίτη-Παρασκευή	-3,6938 [◇]	0,0002
Τετάρτη-Πέμπτη	-0,6401	0,5221
Τετάρτη-Παρασκευή	-3,1399 [◇]	0,0017
Πέμπτη-Παρασκευή	-2,5688 [†]	0,0102

[†]Επίπεδο σημαντικότητας 5%, [◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

Πίνακας 2.6.

Έλεγχος της μέσης απόδοσης των ημερών της εβδομάδος συνολικά
(Μη-Παραμετρικό Τεστ)

Kruskal – Wallis Test	
Ημέρες της Εβδομάδος	
Chi-Square statistic	16,3919 [◇]
Βαθμοί Ελευθερίας	4
Επίπεδο Σημ/τας	0,0025

[◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

3. ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΤΕΛΟΥΣ ΤΟΥ ΜΗΝΑ

3.1. Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς

Στους Πίνακες 3.1.-3.5. παρουσιάζονται τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς των ημερών αλλαγής του μήνα για την περίοδο 01.01.1990-31.12.2001. Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, μέρες αλλαγής του μήνα θεωρούμε τις τέσσερις τελευταίες και τις τέσσερις πρώτες, τις οποίες συγκρίνουμε με τις υπόλοιπες μέρες του μήνα. Επομένως, στον Πίνακα 3.1. μελετώνται οι αποδόσεις των οκτώ αυτών ημερών χωριστά. Παρατηρούμε λοιπόν ότι η μέση ημερήσια απόδοση είναι θετική για όλες τις μέρες εκτός της τρίτης και δεύτερης μέρας πριν την αλλαγή του μήνα, όπου είναι αντίστοιχα $-0,0623$ και $-0,1158$. Αντίθετα, από την τελευταία μέρα του μήνα ως και την τρίτη μέρα μετά την αλλαγή, οι αποδόσεις είναι αρκετά υψηλές με μεγαλύτερη την πρώτη μέρα του μήνα ($0,5437$). Οι παρατηρήσεις αυτές συμφωνούν με τη βιβλιογραφία σχετικά με το φαινόμενο αυτό, όπου το πρώτο μισό του μήνα παρατηρούνται υψηλές μέσες αποδόσεις, και κυρίως τις δύο τρεις πρώτες μέρες, σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες- Ariel (1984) και Jaffe & Westerfield (1989).

Η διακύμανση και η τυπική απόκλιση παρουσιάζουν την υψηλότερη τιμή τους την πρώτη μέρα του μήνα ($5,7646$ και $2,4010$ αντίστοιχα) και ξεπερνούν αρκετά τις τιμές τόσο των άλλων μεμονωμένων ημερών όσο και του υπόλοιπου μήνα, όπως φαίνεται στον Πίνακα 3.5. Η μικρότερη τυπική απόκλιση εμφανίζεται την τελευταία μέρα του μήνα χωρίς όμως να διαφέρει πολύ από τις άλλες μέρες. Ως προς το συντελεστή μεταβλητότητας, παρατηρούμε ότι η πρώτη μέρα του μήνα παρουσιάζει τη μικρότερη κατά απόλυτη τιμή, το οποίο είναι λογικό λόγω του ότι τη μέρα αυτή εμφανίζεται η υψηλότερη μέση απόδοση. Αντίθετα, η μεγαλύτερη κατά απόλυτη τιμή παρουσιάζεται την -3 μέρα λόγω της χαμηλής μέσης απόδοσης.

Το μέτρο ασυμμετρίας, όπως φαίνεται και από το αντίστοιχο σχεδιάγραμμα 29, δείχνει ότι η κατανομή των οκτώ αποδόσεων συνολικά είναι συμμετρική με μέσο μηδέν και τυπική απόκλιση 1,91. Επίσης, η κύρτωση είναι συστηματικά θετική και κοντά στο τρία, πράγμα που σημαίνει ότι είναι η κατανομή λεπτόκυρτη. Στα γραφήματα 21-28 παρουσιάζονται οι επιμέρους κατανομές των ημερών αλλαγής, οι οποίες εμφανίζουν είδη ασυμμετρίας και κύρτωσης, με εντονότερα αυτά της

τελευταίας (-1) και των τριών πρώτων ημερών. Τέλος, τη μεγαλύτερη διαφορά υψηλής και χαμηλής τιμής την εμφανίζει η πρώτη μέρα του μήνα.

Στη συνέχεια, στους Πίνακες 3.2. & 3.3., παρατίθενται οι μέρες αλλαγής του μήνα σε σχέση με τις αντίστοιχες υπόλοιπες μέρες του μήνα. Αρχικά, παρατηρούμε ότι οι μέσες αποδόσεις των διαστημάτων, εκτός των υπό εξέταση ημερών, παρουσιάζουν θετικές τιμές και μάλιστα κοντά στο μηδέν. Το διάστημα που δεν περιλαμβάνει την πρώτη μέρα του μήνα, εμφανίζει τη μικρότερη μέση τιμή (0,0334), ενώ ακολουθούν με χαμηλές τιμές τα διαστήματα που δεν περιλαμβάνουν τη δεύτερη, τρίτη και τελευταία μέρα του μήνα. Γενικά, οι μέσες αποδόσεις των οκτώ ημερών διαφέρουν πολύ από τις αποδόσεις των υπόλοιπων ημερών και είναι είτε πολύ μεγαλύτερες (μέρες -4, -1, +1, +2, +3, +4) είτε μικρότερες (μέρες -3, -2).

Έπειτα, ως προς την τυπική απόκλιση και τη διακύμανση, οι αποκλίσεις των ημερών αλλαγής του μήνα με τις υπόλοιπες μέρες είναι μικρές εκτός από την πρώτη μέρα, όπου όπως είδαμε η διακύμανση είναι πολύ μεγάλη (5,7646) σε σχέση με το αντίστοιχο διάστημα (3,4592). Παρατηρούμε επίσης ότι το διάστημα αυτό έχει τη μικρότερη διακύμανση σε σύγκριση με τα υπόλοιπα διαστήματα, πράγμα που υπονοεί ότι η περίοδος που περιλαμβάνει την πρώτη μέρα του μήνα επηρεάζεται από τις αποδόσεις της μέρας αυτής λόγω της υψηλής της διακύμανσης.

Ως προς την ασυμμετρία, τα συμπληρωματικά διαστήματα εμφανίζουν θετική τιμή αρκετά μεγαλύτερη από το μηδέν, που σημαίνει ότι παρουσιάζουν σχετική ασυμμετρία με “ουρά” προς τα δεξιά. Ακόμη, ως προς την κύρτωση, τα διαστήματα αυτά παρουσιάζουν τιμή μεγαλύτερη από το τρία, γεγονός που επιβεβαιώνει την λεπτόκυρτη κατανομή τους. Από την μελέτη αυτή, διαπιστώνουμε ότι οι τέσσερις πρώτες μέρες είναι αυτές που επηρεάζουν την κατανομή όλου το μήνα αφού ο συντελεστής κύρτωσης τους είναι σημαντικά διαφορετικός από το τρία (5,8026, 2,7162, 1,3872 και 2,8141 αντίστοιχα για κάθε μέρα). Ως προς τον συντελεστή μεταβλητότητας, τα διαστήματα μελέτης παρουσιάζουν υψηλές τιμές και διαφέρουν ιδιαίτερα από τις μεμονωμένες μέρες, ειδικά από τις τέσσερις πρώτες του μήνα. Οι υψηλές τιμές των διαστημάτων δικαιολογούνται από τις χαμηλές μέσες αποδόσεις και τις υψηλές σχετικά διακυμάνσεις. Αντίθετα, όσον αφορά τις τέσσερις τελευταίες μέρες, οι διαφορές των τιμών του συντελεστή με τις τιμές των υπόλοιπων ημερών δεν

είναι πολύ μεγάλες. Το γεγονός αυτό οφείλεται στο ότι οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις και οι τυπικές αποκλίσεις των τεσσάρων ημερών δεν διαφέρουν από τις αντίστοιχες τιμές των συμπληρωματικών τους διαστημάτων.

Τέλος, στους Πίνακες 3.4. & 3.5., γίνεται σύγκριση των μέτρων τάσης και διασποράς του διαστήματος των οκτώ ημερών, και των επιμέρους διαστημάτων αυτού, με τα μέτρα των αντίστοιχων υπολοίπων ημερών. Από την προηγούμενη ανάλυση, έχουμε διαπιστώσει ότι τη μεγαλύτερη απόδοση παρουσιάζει η τελευταία μέρα του μήνα, η πρώτη και οι δύο επόμενες. Για το λόγο αυτό, περιορίζουμε το διάστημα των οκτώ ημερών προκειμένου να εντοπίσουμε εκείνο με τη μεγαλύτερη απόδοση σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες του μήνα. Στον Πίνακα 3.4., παρουσιάζονται τα διαστήματα που ξεκινούν από την τελευταία μέρα του μήνα και περιλαμβάνουν δύο, τρεις ή τέσσερις πρώτες μέρες του μήνα. Παρατηρούμε ότι όσο αυξάνεται ο αριθμός των ημερών, η μέση απόδοση μειώνεται. Αντίστοιχη μείωση εμφανίζεται και στα άλλα μέτρα τάσης και διασποράς εκτός του συντελεστή μεταβλητότητας, γεγονός λογικό αφού αυτός εξαρτάται από την τυπική απόκλιση και τη μέση απόδοση. Εντύπωση προκαλεί το γεγονός ότι τα συμπληρωματικά διαστήματα των $[-1,3]$ και $[-1,4]$ παρουσιάζουν αρνητική μέση απόδοση.

Στον Πίνακα 3.5., παρατίθενται το διάστημα των οκτώ ημερών, το διάστημα των τελευταίων μόνο ημερών και των πρώτων μόνο, και διαστήματα μειωμένα κατά μια τελευταία και μια πρώτη μέρα. Παράλληλα, παρουσιάζονται και τα συμπληρωματικά αυτών διαστήματα. Παρατηρούμε ότι η μεγαλύτερη μέση απόδοση εμφανίζεται στο διάστημα $[-1,1]$ (0,3976), ενώ η μικρότερη στο διάστημα των τελευταίων ημερών $[-4,-1]$ (0,0586). Αυξημένη απόδοση παρατηρείται στις πρώτες μέρες, ενώ όσο περιορίζεται το αρχικό διάστημα των οκτώ ημερών, η μέση απόδοση αυξάνει. Όσον αφορά τη διακύμανση και την τυπική απόκλιση, τα αποτελέσματα ακολουθούν τη μέση απόδοση, δηλαδή τη μεγαλύτερη διακύμανση παρουσιάζει το διάστημα $[-1,1]$ (4,3194), ενώ τη μικρότερη το διάστημα $[-4,-1]$ (3,2649).

Όμοια, ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι μεγαλύτερος στο διάστημα τελευταίας και πρώτης μέρας (0,1743) και μικρότερος στο τέλος του μήνα (-0,1569), και επίσης ο συντελεστής κύρτωσης είναι μεγαλύτερος στο $[-1,1]$ (6,1061) και μικρότερος στο $[-4,-1]$ (3,5628). Επομένως, η κατανομή των διαστημάτων εμφανίζει ασυμμετρία με

“ουρά” είτε δεξιά είτε αριστερά, αλλά είναι λεπτόκυρτη περισσότερο ή λιγότερο για όλα τα διαστήματα αφού $\beta_2 > 3$. Σχετικά με τον συντελεστή μεταβλητότητας, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι είναι μικρός για το διάστημα $[-1,1]$ (5,2271) και μεγάλος για το διάστημα $[-2,2]$ (80,0473). Οι αποκλίσεις αυτές οφείλονται στις διαφορές στο λόγο τυπικής απόκλισης και μέσης απόδοσης. Τέλος, τα συμπληρωματικά διαστήματα των υπό εξέταση αντιστοίχων προσεγγίζουν την κανονική τάση με ελαφριές αποκλίσεις από τη θεωρητική προσέγγιση. Έκπληξη μόνο προκαλεί το διάστημα που συμπληρώνει εκείνο των οκτώ ημερών, και αυτό γιατί παρουσιάζει αρνητική μέση απόδοση και υψηλή διακύμανση, ασυμμετρία και κύρτωση.

Εκτός των Πινάκων, παρατίθενται σχετικά σχεδιαγράμματα (30-33) ως προς τις μέσες αποδόσεις των διαφόρων διαστημάτων που μελετήθηκαν παραπάνω, και βοηθούν στην καλύτερη σύγκριση των αποτελεσμάτων.

3.2. Έλεγχος Κανονικότητας

Στη συνέχεια, μελετούμε αν οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη ακολουθούν κανονική κατανομή ή όχι. Παράλληλα, ελέγχουμε κατά πόσον οι αποδόσεις κάθε μέρας χωριστά, από τις οκτώ που μας ενδιαφέρουν, ακολουθούν και αυτές κανονική κατανομή. Για το λόγο αυτό, διεξάγουμε ένα Kolmogorov-Smirnov test όπου έχουμε υποθέσει ότι οι αποδόσεις ακολουθούν κανονική κατανομή. Αυτό ισχύει αν η τιμή που έχουμε βρει (p-value) από το τεστ είναι μεγαλύτερη από το 0,05. Από τον Πίνακα 3.7. λοιπόν, παρατηρούμε ότι τόσο το σύνολο των αποδόσεων όσο και οι αποδόσεις κάθε μέρας χωριστά έχουν p-value μικρότερο του 0,05, εκτός της δεύτερης και τρίτης μέρας, όπου η p-value είναι μεγαλύτερη του 0,05 και φτάνει μάλιστα στο ένα όριο του επιπέδου σημαντικότητας. Επομένως, υπάρχει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5% για τις έξι από τις οκτώ μέρες μελέτης, οπότε και απορρίπτεται η υπόθεση της κανονικής κατανομής. Για τις άλλες δύο μέρες δεν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα επομένως αποδεχόμαστε την υπόθεση της κανονικής κατανομής.

Τα αποτελέσματα αυτά του τεστ μας δείχνουν ότι για τη μελέτη της ύπαρξης του φαινομένου της αλλαγής του μήνα θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε μη-παραμετρικά τεστ για τις έξι μέρες. Παρόλα αυτά, εμείς θα ξεκινήσουμε πρώτα με την μελέτη των παραμετρικών τεστ λόγω της ύπαρξης κανονικότητας στις δύο από τις έξι μέρες.

Πίνακας 3.1.

Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς των Ημερών της Αλλαγής του Μήνα (-4,+4)

	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4
Αριθμός Παρατηρήσεων	144	144	144	144	143	144	144	144
Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)	0,1274	-0,0623	-0,1158	0,2849	0,5437	0,2810	0,2238	0,1728
Τυπική Απόκλιση	1,9008	1,7986	1,8055	1,7084	2,4010	1,8091	1,8649	1,8870
Διακύμανση	3,6132	3,2351	3,2598	2,9185	5,7646	3,2730	3,4779	3,5608
Ασυμμετρία	0,0400	0,4337	-0,4504	-0,7543	0,3995	-0,2629	0,0703	-0,3804
Κύρτωση	2,7275	4,5405	4,7847	3,1843	5,8026	2,7162	1,3872	2,8141
Συντελεστής Μεταβλητότητας	14,9200	-28,8700	-15,5916	5,9965	4,4160	6,4381	8,3329	10,9201
Εύρος Μεταβολής	13,8109	14,9163	15,7407	12,2224	20,5816	13,2762	12,1220	13,0090

Πίνακας 3.2.

Σύγκριση Μέτρων Κεντρικής Τάσης και Διασποράς των Ημερών του Τέλους του Μήνα (-4,-1) με τις Αντίστοιχες Υπόλοιπες Μέρες του Μήνα

	[1,26] -4 U [28,30]		[1,27] -3 U [29,30]		[1,28] -2 U {30}		-1 [1,29]	
Αριθμός Παρατηρήσεων	144	2842	144	2842	144	2842	144	2842
Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)	0,1274	0,0546	-0,0623	0,0642	-0,1158	0,0669	0,2849	0,0466
Τυπική Απόκλιση	1,9008	1,8921	1,7986	1,8970	1,8055	1,8964	1,7084	1,9006
Διακύμανση	3,6132	3,5800	3,2351	3,5985	3,2598	3,5964	2,9185	3,6125
Ασυμμετρία	0,0400	0,2018	0,4337	0,1829	-0,4504	0,2204	-0,7543	0,2318
Κύρτωση	2,7275	4,3917	4,5405	4,3013	4,7847	4,2807	3,1843	4,3564
Συντελεστής Μεταβλητότητας	14,9200	34,6534	-28,8700	29,5483	-15,5916	28,3468	5,9965	40,7854
Εύρος Μεταβολής	13,8109	23,3649	14,9163	23,3649	15,7407	23,3649	12,2224	23,3649

Πίνακας 3.3.

Σύγκριση Μέτρων Κεντρικής Τάσης και Διασποράς των Ημερών της Αρχής του Μήνα (1,4) με τις Αντίστοιχες Υπόλοιπες Μέρες του Μήνα

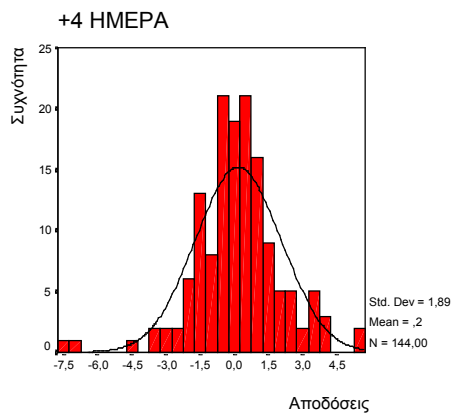
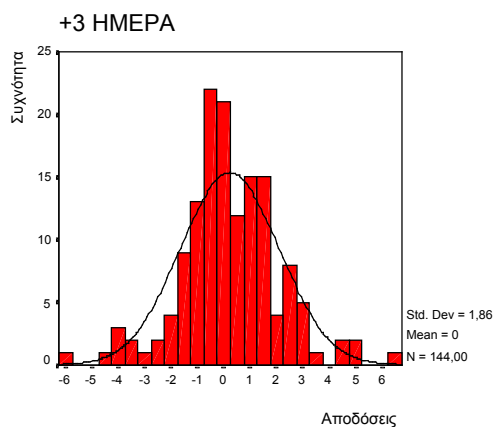
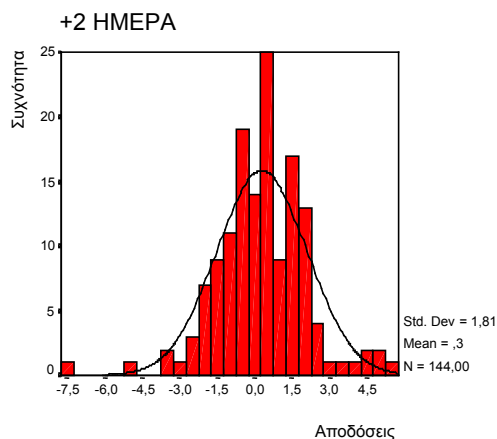
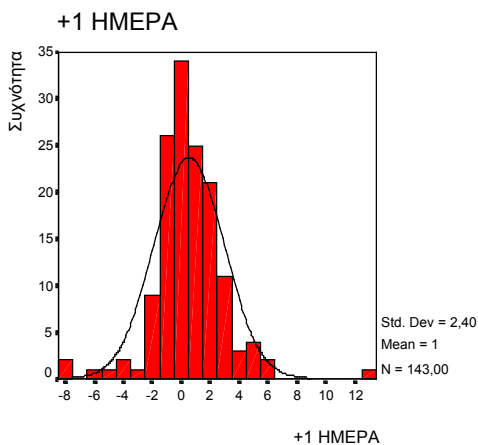
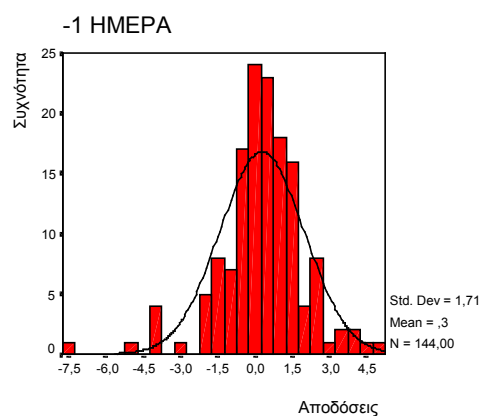
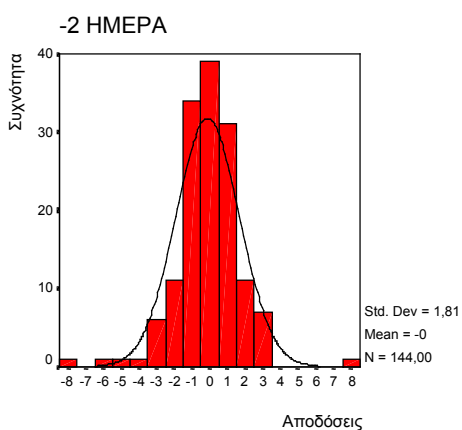
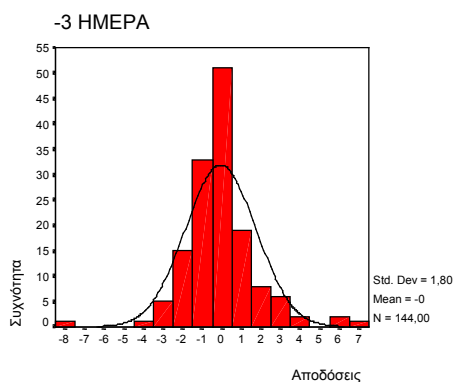
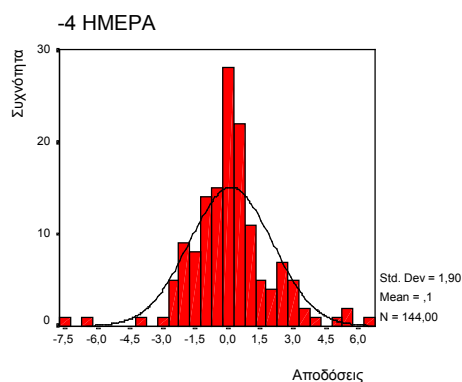
	1 [2,30]		2 {1} U [3,30]		3 [1,2] U [4,30]		4 [1,3] U [5,30]	
Αριθμός Παρατηρήσεων	143	2844	144	2843	144	2843	144	2843
Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)	0,5437	0,0334	0,2810	0,0463	0,2238	0,0494	0,1728	0,0517
Τυπική Απόκλιση	2,4010	1,8599	1,8091	1,8958	1,8649	1,8933	1,8870	1,8926
Διακύμανση	5,7646	3,4592	3,2730	3,5940	3,4779	3,5845	3,5608	3,5818
Ασυμμετρία	0,3995	0,1458	-0,2629	0,2162	0,0703	0,2009	-0,3804	0,2232
Κύρτωση	5,8026	3,9626	2,7162	4,3887	1,3872	4,4516	2,8141	4,3915
Συντελεστής Μεταβλητότητας	4,4160	55,6856	6,4381	40,9460	8,3321	38,3260	10,9201	36,6074
Εύρος Μεταβολής	20,5816	23,3649	13,2762	23,3649	12,1220	23,3649	13,0090	23,3649

Πίνακας 3.4.

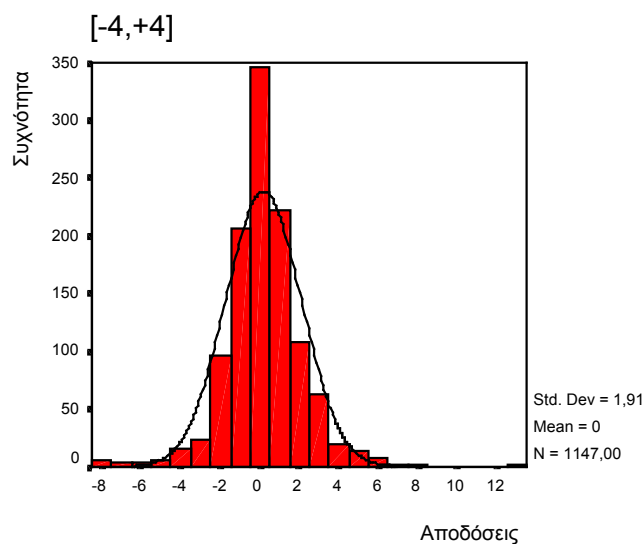
Σύγκριση Μέτρων Κεντρικής Τάσης και Διασποράς Διαφορετικών Διαστημάτων των Ημερών της Αλλαγής του Μήνα με τα Αντίστοιχα Διαστήματα των Υπολοίπων Ημερών του Μήνα

	[-1,2]	[3,29]	[-1,3]	[4,29]	[-1,4]	[5,29]	[-2,1]	[2,28]	[-3,1]	[2,27]	[-4,1]	[2,26]
Αριθμός Παρατηρήσεων	429	2553	572	2411	715	2267	431	2552	574	2408	718	2264
Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)	0,3754	0,0064	0,3392	-0,0069	0,3083	-0,0189	0,2391	0,0293	0,1633	0,0348	0,1561	0,0289
Τυπική Απόκλιση	1,9971	1,8702	1,9654	1,8694	1,9499	1,8684	2,0076	1,8714	1,9619	1,8759	1,9485	1,8745
Διακύμανση	3,9884	3,4976	3,8629	3,4946	3,8022	3,4908	4,0305	3,5021	3,8490	3,5188	3,7968	3,5139
Ασυμμετρία	0,0581	0,2083	0,0638	0,2174	-0,0154	0,2566	0,0512	0,2142	0,1421	0,2022	0,1238	0,2127
Κύρτωση	5,4500	4,1059	4,6112	4,2865	4,2964	4,4091	5,8398	3,9768	5,5414	3,9589	5,0136	4,0531
Συντελεστής Μεταβλητότητας	5,3199	292,2186	5,7942	-270,9276	6,3247	-98,8571	8,3965	63,8703	12,0141	53,9052	12,4824	31,8251
Εύρος Μεταβολής	20,5816	23,3649	20,5816	23,3649	20,5816	23,3649	20,9516	23,3649	20,9516	23,3649	20,9516	23,3649

Γραφήματα 21-28: Κατανομές των Αποδόσεων των Ημερών Αλλαγής του Μήνα

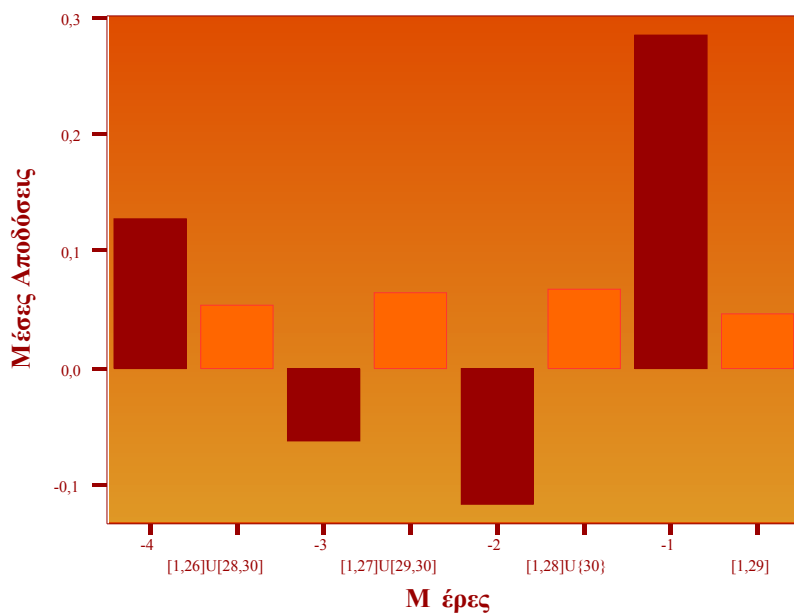


Γράφημα 29: Κατανομή των Αποδόσεων του Συνολικού Διαστήματος των Οκτώ Ημερών Αλλαγής του Μήνα

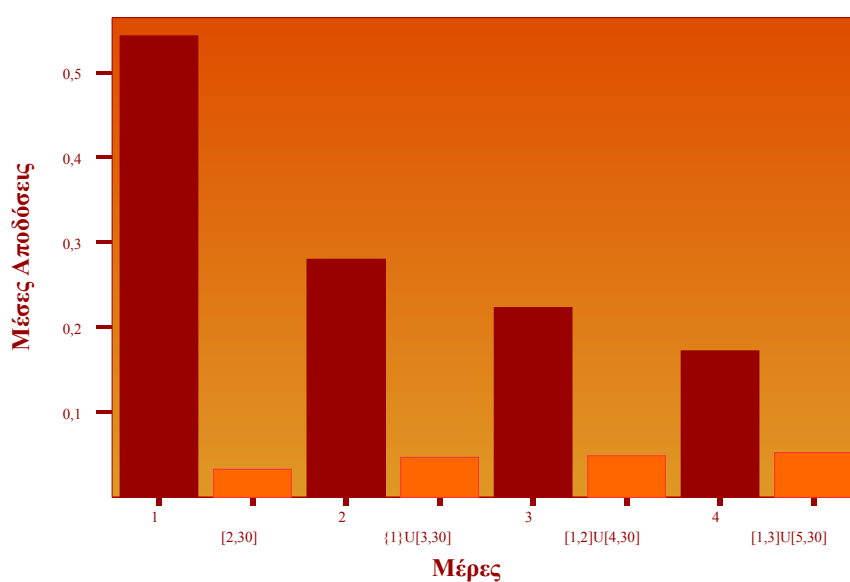


Γραφήματα 30-31: Σύγκριση των Μέσων των Μεμονωμένων Ημερών Αλλαγής του Μήνα με τις Υπόλοιπες Μέρες

Σύγκριση Μέσων των 4 Τελευταίων Ημερών με τις Υπόλοιπες του Μήνα

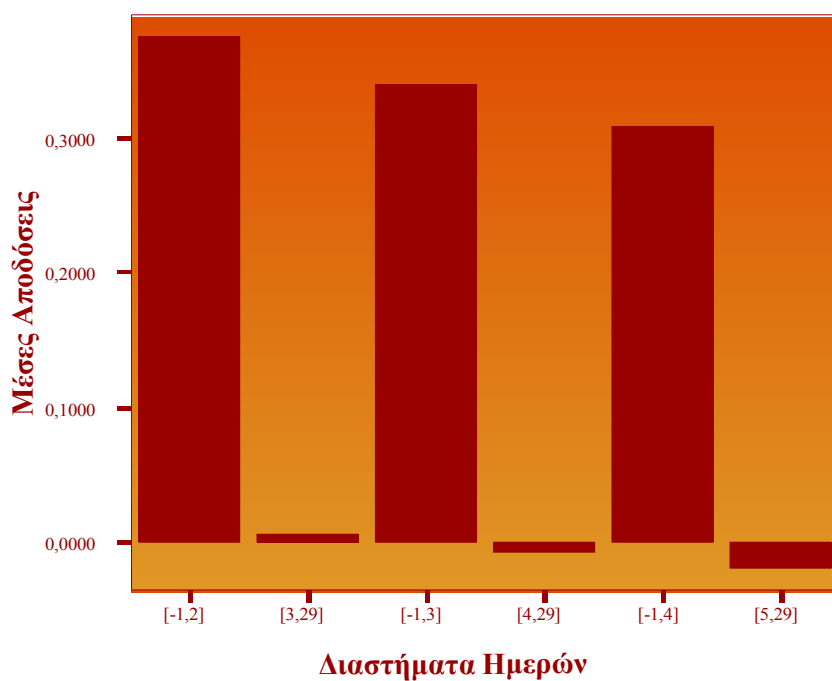


Σύγκριση Μέσων των 4 Πρώτων Ημερών με τις Υπόλοιπες του Μήνα

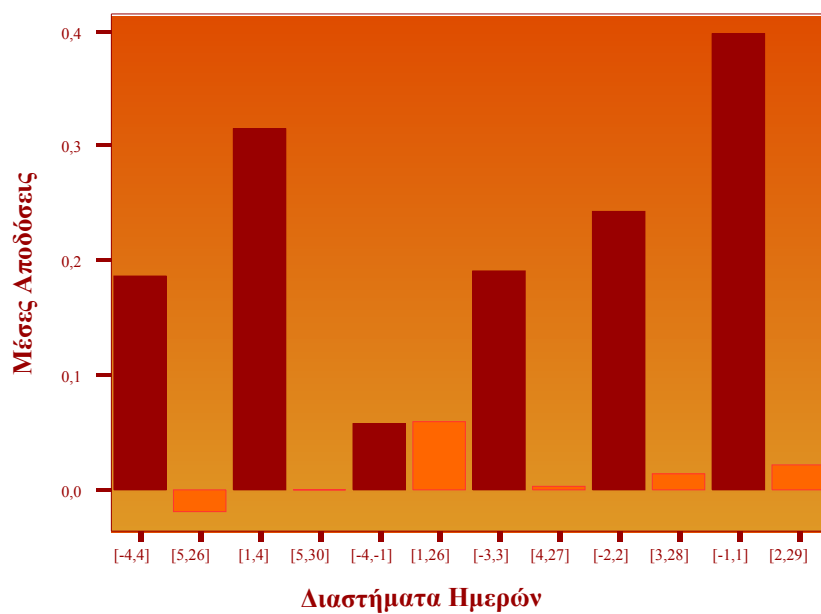


Γραφήματα 32-33: Σύγκριση των Μέσων Διαφορετικών Διαστημάτων των Ημερών Αλλαγής του Μήνα με τις Υπόλοιπες Μέρες

Σύγκριση Διαστημάτων με τις Υπόλοιπες Μέρες του Μήνα



Σύγκριση Διαστημάτων με τις Υπόλοιπες Μέρες του Μήνα



Πίνακας 3.7.

Τεστ Κανονικής Κατανομής (Test of Normality)

Περίοδος Μελέτης 01.01.1990-31.12.2001

Kolmogorov-Smirnov Test			
	Statistic	Βαθμοί Ελευθερίας	p-value
ΟΛΕΣ ΟΙ ΜΕΡΕΣ	0,0721	2986	4,25E-41
-4 ΜΕΡΑ	0,1189	144	3,50E-05
-3 ΜΕΡΑ	0,1289	144	3,92E-06
-2 ΜΕΡΑ	0,0948	144	0,0029
-1 ΜΕΡΑ	0,0981	144	0,0017
+1 ΜΕΡΑ	0,1041	143	0,0007
+2 ΜΕΡΑ	0,0619	144	0,2000*
+3 ΜΕΡΑ	0,0679	144	0,2000*
+4 ΜΕΡΑ	0,0802	144	0,0243

* This is a lower bound of the true significance.

3.3. Έλεγχος Μοντέλου Παλινδρόμησης

3.3.a. Χρήση Παραμετρικών Τεστ

Στο κεφάλαιο αυτό, μας ενδιαφέρει να μελετήσουμε κατά πόσον οι αποδόσεις των τεσσάρων τελευταίων και των τεσσάρων πρώτων ημερών του μήνα διαφέρουν σημαντικά από τις αποδόσεις του υπόλοιπου μήνα. Για το σκοπό αυτό, παλινδρομούμε τις ημερήσιες αποδόσεις με ημερήσιες “ψευδομεταβλητές” (dummy variables), όπου η ανεξάρτητη μεταβλητή (φ_1) μετράει τη μέση απόδοση των ημερών αλλαγής του μήνα, ενώ ο συντελεστής φ_2 της dummy μεταβλητής μετράει τη διαφορά της μέσης απόδοσης των υπολοίπων ημερών του μήνα με τη μέση απόδοση των οκτώ ημερών αλλαγής του μήνα. Το μοντέλο παλινδρόμησης, όπως έχει ήδη αναφερθεί και προηγουμένως, στη γενική του μορφή είναι το ακόλουθο:

$$R_t = \varphi_1 + \varphi_2 D_{\text{ΤΟΜ}} + e_t$$

Στον Πίνακα 3.8. παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του παραμετρικού *t-test* για τις μέσες αποδόσεις των οκτώ προς εξέταση ημερών μήνα. Το *t-statistic* για τις μέρες αυτές, ελέγχει την υπόθεση ότι η μέση απόδοσή τους είναι σημαντικά διαφορετική από το μηδέν. Στόχος της μελέτης μας είναι να εντοπίσουμε ποιες μέρες από αυτές, και στη συνέχεια ποιο διάστημα ημερών, έχουν διαφορετικές αποδόσεις από τον υπόλοιπο μήνα. Επομένως, το μοντέλο μας στην περίπτωση αυτή παίρνει τη μορφή:

$$R_t = \varphi_1(-4M)_t + \varphi_2(-3M)_t + \varphi_3(-2M)_t + \varphi_4(-1M)_t + \varphi_5(+1M)_t + \varphi_6(+2M)_t + \varphi_7(+3M)_t + \varphi_8(+4M)_t + e_t$$

με υπόθεση:

$$H_0 : \varphi_1=0, \varphi_2=0, \varphi_3=0, \varphi_4=0, \varphi_5=0, \varphi_6=0, \varphi_7=0, \varphi_8=0$$

$$H_1 : \varphi_1 \neq 0, \varphi_2 \neq 0, \varphi_3 \neq 0, \varphi_4 \neq 0, \varphi_5 \neq 0, \varphi_6 \neq 0, \varphi_7 \neq 0, \varphi_8 \neq 0$$

Επομένως, στον Πίνακα 3.8. παρατίθενται οι μέσες αποδόσεις των ημερών αυτών, τα αποτελέσματα του *t-statistic*, καθώς και το επίπεδο σημαντικότητας¹⁵, που μας βοηθάει να εντοπίσουμε ποιες είναι οι μέρες που διαφέρουν στατιστικά

¹⁵ Στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, 5%, 1%, όταν το p-value είναι μικρότερο από το 0,1, 0,05 και 0,01 αντίστοιχα.

σημαντικά από το μηδέν. Διαπιστώνουμε λοιπόν, ότι η -1 μέρα (2,0012), σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, η $+1$ μέρα (2,7080), σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και η $+2$ μέρα (1,8637), σε επίπεδο σημαντικότητας 10% παρουσιάζουν στατιστικά θετική μέση απόδοση σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες. Αντίθετα, οι μέσες αποδόσεις των υπόλοιπων ημερών φαίνεται ότι δεν διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν.

Στον ίδιο Πίνακα παρουσιάζεται και το παραμετρικό *ANOVA F-test*, το οποίο εξετάζει ταυτόχρονα τις μέσες αποδόσεις των οκτώ αυτών ημερών για να διαπιστώσει αν διαφέρουν συνολικά από το μηδέν. Η υπόθεση που μελετάται είναι η ακόλουθη:

$$H_0 : \varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = \varphi_5 = \varphi_6 = \varphi_7 = \varphi_8 = 0$$

$$H_1 : \varphi_1 \neq \varphi_2 \neq \varphi_3 \neq \varphi_4 \neq \varphi_5 \neq \varphi_6 \neq \varphi_7 \neq \varphi_8 \neq 0$$

Το αποτέλεσμα του F-test (1,7171) δείχνει ότι συνολικά οι μέσες αποδόσεις των ημερών αυτών δεν διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν. Το συμπέρασμα αυτό διαφέρει από τα αποτελέσματα του προηγούμενου t-test, πράγμα που πιθανόν σημαίνει ότι οι στατιστικά σημαντικές μέρες του διαστήματος αυτού δεν επιδρούν σημαντικά σε όλο το διάστημα. Επομένως, με το F-test δεν καταφέρνουμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, όπως κάναμε με το t-test.

Στη συνέχεια, στον Πίνακα 3.9. παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του παραμετρικού πάλι *t-test*, προκειμένου να μελετηθεί η σχέση μεταξύ των τριών ημερών που διαφέρουν στατιστικά σημαντικά, με το υπόλοιπο διάστημα του μήνα. Δηλαδή, στην περίπτωση αυτή το t-statistic για την κάθε υπό εξέταση μέρα ελέγχει αν η μέση απόδοση της είναι στατιστικά διαφορετική από τη μέση απόδοση του υπόλοιπου μήνα. Το ίδιο τεστ εφαρμόζεται για τις τρεις μέρες, όπου κάθε φορά μέτρο σύγκρισης γίνεται η μέση απόδοση της αντίστοιχης μέρας. Το μοντέλο παλινδρόμησης που χρησιμοποιείται είναι το αρχικό:

$$R_t = \varphi_1 + \varphi_2 D_{TOM} + e_t$$

με υπόθεση:

$$H_0 : \varphi_2 = 0$$

$$H_1 : \varphi_2 \neq 0$$

Από τον Πίνακα 3.9. παρατηρούμε ότι οι μέσες αποδόσεις και των τριών ημερών (-1, +1, +2) διαφέρουν σημαντικά από τη μέση απόδοση του υπόλοιπου μήνα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%.

Στη συνέχεια μας ενδιαφέρει να μελετήσουμε το μεγαλύτερο δυνατό διάστημα μέσα από τις οκτώ μέρες που διαφέρει στατιστικά σημαντικά από τις υπόλοιπες μέρες του μήνα. Για το σκοπό αυτό, μελετούμε αρχικά στον Πίνακα 3.10., τη μέση απόδοση του διαστήματος [-1,1] σε σχέση με τις υπόλοιπες [2,29] μέρες του μήνα και διαπιστώνουμε ότι είναι στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%. Έπειτα, μελετούμε κάθε επιπλέον μέρα πριν και μετά του διαστήματος [-1,1] σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες πλην του διαστήματος αυτού. Δηλαδή, εξετάζουμε την απόδοση της +2 μέρας συγκρινόμενη με τη μέση απόδοση του διαστήματος [3,29]. Αν η μέρα αυτή φανεί ότι διαφέρει στατιστικά σημαντικά από το διάστημα αυτό, τότε προστίθεται στο αρχικό [-1,1]. Η διαδικασία αυτή συνεχίζεται έως ότου βρεθεί κάποια μέρα η οποία δεν θα διαφέρει στατιστικά σημαντικά από τον υπόλοιπο μήνα και έτσι δεν θα περιληφθεί στο ζητούμενο διάστημα. Πράγματι, βλέπουμε ότι η -3 μέρα δεν είναι στατιστικά σημαντική σε σχέση με το διάστημα [4,27], για το λόγο αυτό η αναζήτηση των διαφορετικών τελευταίων ημερών του μήνα σταματάει στην -2 μέρα. Από την άλλη, φτάνουμε στο διάστημα [-2,4] και διαπιστώνουμε ότι η μέση απόδοσή του είναι σημαντικά διαφορετική από το διάστημα [5,28].

Στο σημείο αυτό διαπιστώνουμε ότι από το αρχικό διάστημα [-4,+4] έχουμε καταλήξει στο διάστημα [-2,+4], το οποίο διαφέρει σημαντικά από τον υπόλοιπο μήνα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%. Όμως, δεν γνωρίζουμε αν αυτό τελικά είναι το διάστημα που διαφέρει από το σύνολο. Για το λόγο αυτό λοιπόν, θα συνεχίσουμε και με τις υπόλοιπες μέρες του μήνα να μελετήσουμε το t-test προκειμένου να εντοπίσουμε το διάστημα που περιέχει τις μέρες με τις στατιστικά σημαντικές αποδόσεις. Ελέγχουμε επομένως την +5 μέρα, η μέση απόδοση της οποίας είναι διαφορετική από το διάστημα [6,28]. Αντίθετα, η +6 μέρα δεν διαφέρει από τις υπόλοιπες.

Έτσι καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι, το διάστημα [-2,5] είναι αυτό που περιέχει τις μέρες αλλαγής του μήνα των οποίων οι μέσες αποδόσεις διαφέρουν σημαντικά από τις υπόλοιπες ημέρες του μήνα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%. Αξίζει να σημειωθεί ότι από τις μέρες αυτές, η -2 είναι η μόνη που έχει αρνητική μέση απόδοση.

Πίνακας 3.8.

*T-test και F-test για τη μέση απόδοση των ημερών αλλαγής του μήνα
(Παραμετρικά Τεστ)*

T - t e s t									
	-4	-3	-2	-1	+1	+2	+3	+4	F - t e s t
Μέση Απόδοση	0,1274	-0,0623	-0,1158	0,2849	0,5437	0,2810	0,2238	0,1728	
t-statistic	0,8043	-0,4156	-0,7697	2,0012 [†]	2,7080 [◇]	1,8637*	1,4402	1,0990	1,7171
Επίπεδο Σημ/τας	0,4225	0,6783	0,4428	0,0473	0,0076	0,0644	0,1520	0,2736	0,1011

* Επίπεδο σημαντικότητας 10%, [†]Επίπεδο σημαντικότητας 5%, [◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

Πίνακας 3.9.

*T-test για τη μέση απόδοση των στατιστικά σημαντικών ημερών αλλαγής του μήνα
και των αντίστοιχων συμπληρωματικών διαστημάτων (Παραμετρικό Τεστ)*

T - t e s t						
	-1	[1,29]	1	[2,30]	2	{1} U [3,30]
Test Value	0,28489		0,54371		0,28098	
Μέση Απόδοση	0,2849	0,0466	0,5437	0,0334	0,2810	0,0463
t-statistic	0,0000	-6,6842 [◇]	0,0000	-14,6315 [◇]	0,0000	-6,5993 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	1,0000	2,78E-11	1,0000	3,66E-23	1,0000	4,91E-11

[◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

Πίνακας 3.10.

T-test για τη μέση απόδοση των ημερών αλλαγής του μήνα και των αντίστοιχων συμπληρωματικών διαστημάτων (Παραμετρικό Τεστ)

T - t e s t				
	[-4,4]	[5,26]	[-1,1]	[2,29]
Test Value	0,18579		0,39764	
Μέση Απόδοση	0,1858	-0,0194	0,3976	0,0216
t-statistic	0,0000	-4,6840 [◇]	0,0000	-10,4543 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	1,0000	3,02E-06	1,0000	3,83E-23
	2	[3,29]	[-1,2]	[3,29]
Test Value	0,28098		0,37536	
Μέση Απόδοση	0,2810	0,0064	0,3754	0,0064
t-statistic	0,0000	-7,4173 [◇]	0,0000	-9,9671 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	1,0000	1,61E-13	1,0000	5,55E-23
	-2	[3,28]	[-2,2]	[3,28]
Test Value	-0,115803		0,24316	
Μέση Απόδοση	-0,1158	0,0137	0,2432	0,0137
t-statistic	0,0000	3,3928 [◇]	0,0000	-6,0081 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	1,0000	0,0007	1,0000	2,16E-09
	3	[4,28]	[-2,3]	[4,28]
Test Value	0,223918		0,247664	
Μέση Απόδοση	0,2238	0,0001	0,2477	0,0001
t-statistic	0,0000	-5,6839 [◇]	0,0000	-6,2896 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	1,0000	1,49E-08	1,0000	3,81E-10*
	-3	[4,27]		
Test Value	-0,062296			
Μέση Απόδοση	-0,0623	0,0036		
t-statistic	0,0000	1,6152		
Επίπεδο Σημ/τας	1,0000	0,1064		
	4	[5,28]	[-2,4]	[5,28]
Test Value	0,172817		0,237177	
Μέση Απόδοση	0,1730	-0,0124	0,2372	-0,0124
t-statistic	0,0000	-4,5562 [◇]	0,0000	-6,1395 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	1,0000	5,51E-06	1,0000	9,86E-10*
	5	[6,28]	[-2,5]	[6,28]
Test Value	0,088272		0,211080	
Μέση Απόδοση	0,0883	-0,0200	0,2111	-0,0200
t-statistic	0,0000	-2,5581 [†]	0,0000	-5,4600 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	1,0000	0,0106	1,0000	5,36E-08
	6	[7,28]		
Test Value	-0,071247			
Μέση Απόδοση	-0,0712	-0,0160		
t-statistic	0,0000	1,2819		
Επίπεδο Σημ/τας	1,0000	0,2001		

†Επίπεδο σημαντικότητας 5%, [◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

3.3.β. Χρήση Μη-Παραμετρικών Τεστ

Στην ενότητα αυτή μελετάται η ύπαρξη της μηδενικής υπόθεσης του μοντέλου παλινδρόμησης χρησιμοποιώντας μη-παραμετρικά τεστ, τα οποία αναμένεται να δώσουν πιο ακριβή αποτελέσματα, σε σύγκριση με τα παραμετρικά τεστ, αφού δεν προϋποθέτουν την ύπαρξη της κανονικότητας στα δεδομένα που έχουμε.

Έτσι, στον Πίνακα 3.11. παρατίθενται τα αποτελέσματα του Mann-Whitney U test, το οποίο μελετάει τις μέσες αποδόσεις κάθε μέρας από το διάστημα των οκτώ ημερών αλλαγής του μήνα σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες του μήνα προκειμένου να ελέγξει αν διαφέρουν στατιστικά μεταξύ τους ή όχι. Στην περίπτωση αυτή, η υπόθεση που ελέγχεται είναι αν οι μέσες αποδόσεις των ημερών αλλαγής του μήνα και των υπολοίπων ημερών είναι ίσες μεταξύ τους και δεν διαφέρουν από το μηδέν, δηλαδή αν:

$$H_0 : \varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = \varphi_5 = \varphi_6 = \varphi_7 = \varphi_8 = 0$$

$$H_1 : \varphi_1 \neq \varphi_2 \neq \varphi_3 \neq \varphi_4 \neq \varphi_5 \neq \varphi_6 \neq \varphi_7 \neq \varphi_8 \neq 0$$

Επομένως, στον Πίνακα 3.11. εμφανίζονται οι οκτώ αυτές μέρες σε σύγκριση με τις υπόλοιπες, τα αποτελέσματα του statistic και το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητάς τους¹⁶. Έτσι, διαπιστώνουμε ότι οι ημέρες που διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από τις υπόλοιπες είναι τέσσερις από τις οκτώ. Πιο συγκεκριμένα, σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%, η τρίτη μέρα πριν από την αλλαγή του μήνα (-3 μέρα) και η δεύτερη μέρα μετά την αλλαγή του μήνα (+2 μέρα) διαφέρουν από τις υπόλοιπες μέρες (-1,6884 και -3,1399 αντίστοιχα). Έπειτα, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, η τελευταία μέρα του μήνα (-1) διαφέρει σημαντικά από τον υπόλοιπο μήνα (-2,5706). Ακόμη, σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, η πρώτη μέρα του μήνα (+1) διαφέρει στατιστικά σημαντικά από τις υπόλοιπες (-3,2446). Κατά συνέπεια, βάσει των αποτελεσμάτων αυτών, η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων αποδόσεων των ημερών αλλαγής του μήνα απορρίπτεται.

Στη συνέχεια, γίνεται προσπάθεια εντοπισμού του διαστήματος εκείνου που διαφέρει σημαντικά από τις υπόλοιπες μέρες του μήνα. Για το σκοπό αυτό,

¹⁶ Στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, 5%, 1%, όταν το p-value είναι μικρότερο από το 0,1, 0,05 και 0,01 αντίστοιχα.

εφαρμόζουμε πάλι το Mann-Whitney U test αρχικά στο διάστημα $[-1,+1]$ σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες και έπειτα προσθέτουμε μία-μία τις μέρες στο διάστημα αυτό εφόσον καθεμία από αυτές διαφέρει σημαντικά από τις μέσες αποδόσεις του μήνα. Έτσι, στον Πίνακα 3.12. παρατίθενται τα αποτελέσματα του τεστ αυτού. Πιο συγκεκριμένα, συγκρίνουμε το διάστημα $[-1,+1]$ με τις μέρες $[2,29]$ και παρατηρούμε ότι διαφέρουν σημαντικά σε επίπεδο 1% ($-4,2178$). Έπειτα, ελέγχουμε την $+2$ μέρα με το διάστημα $[3,29]$ – το οποίο δεν περιλαμβάνει του διάστημα $[-1,+1]$ για να μειωθεί το bias του αποτελέσματος που μπορεί να προκύψει από τις αποδόσεις των ημερών $-1,+1$ – και διαπιστώνουμε ότι η μέρα αυτή διαφέρει από τις υπόλοιπες σε επίπεδο 5% ($-2,2328$). Επομένως, τη μέρα αυτή την προσθέτουμε στο αρχικό διάστημα και εφαρμόζουμε πάλι το τεστ. Έτσι, βλέπουμε ότι πράγματι το διάστημα $[-1,+2]$ διαφέρει από το $[3,29]$ σε επίπεδο 1% ($-4,7090$). Στη συνέχεια ελέγχουμε τις μέρες -2 με $[3,28]$, -3 με $[4,27]$ και 3 με $[4,28]$ και παρατηρούμε ότι οι μέρες αυτές δεν διαφέρουν σημαντικά μεταξύ τους οπότε δεν περιλαμβάνονται στο διάστημα που μελετούμε. Τελικά, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η μηδενική υπόθεση του μοντέλου παλινδρόμησης απορρίπτεται και το διάστημα των ημερών αλλαγής του μήνα όπου παρουσιάζεται pattern είναι το $[-1,+2]$.

Στη συνέχεια, στον Πίνακα 3.13. παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του Kruskal –Wallis test, το οποίο μελετάει συνολικά τα δεδομένα των οκτώ ημερών για να καταλήξει στον αν υπάρχει ισότητα μεταξύ των μέσων αποδόσεών τους ή όχι. Το τεστ αυτό διεξάγεται για να επιβεβαιωθούν τα αποτελέσματα του προηγούμενου τεστ. Έτσι, στον Πίνακα παρατίθεται το chi-square statistic του Kruskal Wallis test, το επίπεδο σημαντικότητας και οι βαθμοί ελευθερίας του τεστ. Πιο συγκεκριμένα, μελετώνται πρώτα οι μέσες αποδόσεις όλων των ημερών του μήνα, και διαπιστώνεται ότι διαφέρουν σημαντικά σε επίπεδο 1% ($29,1610$). Ενώ, στη συνέχεια το τεστ εφαρμόζεται μόνο στις οκτώ μέρες μελέτης της αλλαγής του μήνα και φαίνεται ότι η μηδενική υπόθεση της ισότητας των αποδόσεων των ημερών αυτών απορρίπτεται σε επίπεδο 5% ($18,3985$), επαληθεύοντας έτσι το αποτέλεσμα του Mann-Whitney U test.

Αξίζει να σημειωθεί ότι τα αποτελέσματα των μη-παραμετρικών τεστ– Mann-Whitney U test και Kruskal-Wallis H test– είναι συνεπή με τα συμπεράσματα που εξήχθησαν από τα αντίστοιχα παραμετρικά –T-test και F-test–.

Πίνακας 3.11.

Σύγκριση της μέσης απόδοσης των ημερών αλλαγής του μήνα χωριστά με τον υπόλοιπο μήνα (Μη - Παραμετρικό Τεστ)

Mann-Whitney U Test		
	Statistic	Επίπεδο Σημ/τας
-4 Μέρα - Υπόλοιπος Μήνας	-0,2945	0,7684
-3 Μέρα - Υπόλοιπος Μήνας	-1,6884*	0,0913
-2 Μέρα - Υπόλοιπος Μήνας	-0,7717	0,4403
-1 Μέρα - Υπόλοιπος Μήνας	-2,5706 [†]	0,0102
+1 Μέρα - Υπόλοιπος Μήνας	-3,2446 [◇]	0,0012
+2 Μέρα - Υπόλοιπος Μήνας	-1,9221*	0,0546
+3 Μέρα - Υπόλοιπος Μήνας	-1,2163	0,2239
+4 Μέρα - Υπόλοιπος Μήνας	-0,8520	0,3942

* Επίπεδο σημαντικότητας 10%, [†]Επίπεδο σημαντικότητας 5%, [◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

Πίνακας 3.12.

Σύγκριση της μέσης απόδοσης των ημερών αλλαγής του μήνα και των αποδόσεων των αντίστοιχων συμπληρωματικών διαστημάτων (Μη - Παραμετρικό Τεστ)

Mann-Whitney U Test		
	Statistic	Επίπεδο Σημ/τας
[-1,1] – [2,29]	-4,2178 [◇]	2,47E-05
2 – [3,29]	-2,2328 [†]	0,0256
[-1,2] – [3,29]	-4,7090 [◇]	2,49E-06
-2 – [3,28]	-0,4258	0,6702
3 – [4,28]	-1,6098	0,1074
-3 – [4,27]	-1,1950	0,2321

[†]Επίπεδο σημαντικότητας 5%, [◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

Πίνακας 3.13.

Έλεγχος της μέσης απόδοσης των ημερών αλλαγής του μήνα συνολικά (Μη - Παραμετρικό Τεστ)

Kruskal – Wallis Test		
Ημέρες Αλλαγής του Μήνα		
Chi-Square statistic	29,1610 [◇]	18,3985 [†]
Βαθμοί Ελευθερίας	8	7
Επίπεδο Σημ/τας	0,0003	0,0103

[†]Επίπεδο σημαντικότητας 5%, [◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

Σημ. Η πρώτη στήλη εφαρμόζει το τεστ σε όλες τις μέρες του μήνα, ενώ η δεύτερη μόνον στις οκτώ μέρες αλλαγής του μήνα.

4. ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΠΑΡΑΜΟΝΗΣ ΤΩΝ ΕΟΡΤΩΝ

4.1. Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς

Στον Πίνακα 4.1. παρουσιάζονται τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς των αποδόσεων του συνόλου των ημερών παραμονής των εορτών και των υπολοίπων ημερών για την περίοδο μελέτης. Παρατηρούμε λοιπόν, ότι η μέση ημερήσια απόδοση των ημερών παραμονής των εορτών είναι θετική και πολύ υψηλή (0,4766) ειδικά σε σχέση με τη μέση απόδοση των υπολοίπων ημερών (0,0427). Η διακύμανση παρόλα αυτά, είναι χαμηλότερη από ότι τις άλλες μέρες. Το ίδιο ισχύει μάλιστα και με τους συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσης. Αυτό οφείλεται πιθανόν στον σχετικά μικρό αριθμό παρατηρήσεων όσον αφορά τις γιορτές σε σχέση με τις άλλες ημέρες. Έτσι, ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι αρνητικός, δείχνοντας ότι η κατανομή του δείγματος αυτού είναι ασύμμετρη με “ουρά” προς τα αριστερά, ενώ ο συντελεστής κύρτωσης υπονοεί ότι είναι πλατύκυρτη αφού $\beta_2 < 3$. Ακόμη, ο συντελεστής μεταβλητότητας δείχνει ότι η σχέση τυπικής απόκλισης και μέσης απόδοσης είναι μικρή σε αντίθεση με τις υπόλοιπες μέρες του έτους.

Στους Πίνακες 4.2. και 4.3. γίνεται σύγκριση μεταξύ των μέτρων κεντρικής τάσης και διασποράς των ημερών παραμονής των εορτών και των υπολοίπων ημερών. Πιο συγκεκριμένα παρατηρούμε ότι η μέση απόδοση της παραμονής των εορτών είναι μεγαλύτερη από την απόδοση των υπολοίπων ημερών. Αυτό όμως δεν συμβαίνει για την 25^η Μαρτίου (-0,6134) και την 28^η Οκτωβρίου (-0,3780), όπου η μέση αποδόσεις είναι αρνητικές και μικρότερες από τις αντίστοιχες του υπόλοιπου έτους, καθώς και για τα Χριστούγεννα όπου η μέση απόδοση δεν είναι αρνητική αλλά είναι μικρότερη από τον υπόλοιπο χρόνο. Ακόμη, η μέση απόδοση της Καθαράς Δευτέρας είναι μεν μεγαλύτερη από τις άλλες μέρες (0,0837 και 0,0587 αντίστοιχα), αλλά όχι με σημαντική διαφορά.

Έπειτα, η διακύμανση και η τυπική απόκλιση παρουσιάζουν μικρότερες τιμές σε όλες τις μέρες παραμονής των εορτών σε σχέση με τις αντίστοιχες υπόλοιπες μέρες. Το γεγονός αυτό οφείλεται πιθανόν, όπως αναφέρθηκε και νωρίτερα, στο μικρό αριθμό παρατηρήσεων για κάθε γιορτή. Ο συντελεστής ασυμμετρίας δείχνει ότι, οι κατανομές των υπό μελέτη ημερών έχουν “ουρά” προς τα δεξιά, εκτός από την

25^η Μαρτίου, την 28^η Οκτωβρίου, τα Χριστούγεννα και του Αγίου Πνεύματος, που έχουν ουρά προς τα αριστερά. Ο συντελεστής αυτός διαφέρει από τον αντίστοιχο των υπολοίπων ημερών, ο οποίος τείνει στο μηδέν και παρουσιάζει συμμετρική σχεδόν κατανομή.

Στη συνέχεια, παρατηρούμε τον συντελεστή κύρτωσης, που δείχνει ότι οι κατανομές της παραμονής της Καθαρής Δευτέρας, της 25^{ης} Μαρτίου, του Πάσχα, της Πρωτομαγιάς του Αγίου Πνεύματος, του Δεκαπενταύγουστου και της 28^{ης} Οκτωβρίου είναι πλατύκυρτες αφού $\beta_2 < 3$. Αντίθετα, οι συντελεστές κύρτωσης για τα Χριστούγεννα (4,27460 και την Πρωτοχρονιά (5,3367) είναι μεγαλύτεροι από το τρία, οπότε παρουσιάζουν λεπτόκυρτη κατανομή. Επίσης, ο συντελεστής μεταβλητότητας είναι μικρός για τις περισσότερες παραμονές των εορτών και πολύ χαμηλότερος από τους αντίστοιχους των υπολοίπων ημερών. Μόνο την Καθαρά Δευτέρα και τα Χριστούγεννα, ο συντελεστής είναι πολύ αυξημένος (21,6189 και 40,7686 αντίστοιχα), γεγονός που οφείλεται στην ιδιαίτερα χαμηλή, κατά απόλυτη τιμή, μέση απόδοση των ημερών αυτών.

Τέλος, στον Πίνακα 4.4. παρουσιάζονται οι παραμονές εορτών με υψηλή ή χαμηλή απόδοση σε σχέση με τον υπόλοιπο χρόνο. Δηλαδή, από τις προηγούμενες παρατηρήσεις, κατατάσσουμε τις ημέρες παραμονής εορτών σε αυτές με υψηλή απόδοση και σε αυτές με χαμηλή απόδοση. Στην πρώτη κατηγορία ανήκουν το Πάσχα (1,4700), η Πρωτομαγιά (1,4723), ο Δεκαπενταύγουστος (1,3578) και η Πρωτοχρονιά (0,7326), ενώ στη δεύτερη κατηγορία ανήκουν η Καθαρά Δευτέρα (0,0837), η 25^η Μαρτίου (-0,6134), του Αγίου Πνεύματος (0,2600), η 28^η Οκτωβρίου (-0,378) και τα Χριστούγεννα (0,0242). Τα αποτελέσματα μας δείχνουν ότι οι μέρες με υψηλή απόδοση έχουν συνολική μέση απόδοση θετική και μεγαλύτερη από τις υπόλοιπες μέρες (1,2582), αντίθετα, οι εορτές με τη χαμηλή απόδοση, παρουσιάζουν συνολική χαμηλή απόδοση μικρότερη του μηδενός και φυσικά μικρότερη των υπολοίπων ημερών.

Σχετικά με τη διακύμανση και την τυπική απόκλιση, οι δυο κατηγορίες αυτές εμφανίζουν χαμηλότερες τιμές από τις υπόλοιπες μέρες, αλλά η κατηγορία της χαμηλής απόδοσης παρουσιάζει μεγαλύτερη διακύμανση από ότι η κατηγορία της υψηλής απόδοσης. Οι συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσης εμφανίζουν τα εξής

αποτελέσματα: οι μέρες παραμονής εορτών με υψηλή απόδοση παρουσιάζουν σχετική ασυμμετρία με “ουρά” προς τα δεξιά (1,1055) και πλατύκυρτη κατανομή αφού ο συντελεστής κύρτωσης είναι πολύ χαμηλότερος από το τρία (0,8623). Από την άλλη, οι παραμονές εορτών με χαμηλή απόδοση εμφανίζουν ασυμμετρία προς τα αριστερά (-0,3276) και κατανομή, επίσης πλατύκυρτη (2,0317). Τα αποτελέσματα αυτά διαφέρουν από εκείνα των υπολοίπων ημερών, όπου παρουσιάζουν λεπτόκυρτη κατανομή με ‘ουρά’ προς τα δεξιά. Τέλος, ο συντελεστής μεταβλητότητας είναι πολύ μικρός για την κατηγορία με υψηλές αποδόσεις λόγω της υψηλής μέσης απόδοσης και της χαμηλής σχετικά διακύμανσης. Αντίθετα, για τις ημέρες με χαμηλή απόδοση, ο συντελεστής αυτός έχει μεγάλη απόλυτη τιμή εξαιτίας της υψηλής σχετικά τυπικής απόκλισης και της μικρής μέσης απόδοσης.

Η ανάλυση των μέτρων τάσης και διακύμανσης που έγινε ως τώρα, παρουσιάζεται διαγραμματικά στα γραφήματα 34-45, όπου φαίνονται τόσο οι επιμέρους κατανομές κάθε παραμονής των εορτών όσο και οι διάφορες συγκρίσεις μεταξύ των ημερών αυτών και των αντίστοιχων συμπληρωματικών τους.

4.2. Έλεγχος Κανονικότητας

Στη συνέχεια, μελετούμε αν οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη ακολουθούν κανονική κατανομή ή όχι. Παράλληλα, ελέγχουμε κατά πόσον οι αποδόσεις των ημερών παραμονής των εορτών χωριστά, ακολουθούν και αυτές κανονική κατανομή. Για το λόγο αυτό, διεξάγουμε ένα Kolmogorov-Smirnov test όπου έχουμε υποθέσει ότι οι αποδόσεις ακολουθούν κανονική κατανομή. Αυτό ισχύει αν η τιμή που έχουμε βρει (p-value) από το τεστ είναι μεγαλύτερη από το 0,05.

Από τον Πίνακα 4.5. λοιπόν, παρατηρούμε, όπως και στα προηγούμενα φαινόμενα, ότι το σύνολο των αποδόσεων έχει p-value μικρότερο του 0,05. Επομένως, υπάρχει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 5% για όλες τις μέρες οπότε και απορρίπτεται η υπόθεση της κανονικής κατανομής. Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουμε και για το σύνολο των ημερών παραμονής των εορτών. Για τις επιμέρους όμως, μέρες παραμονής των εορτών παρατηρείται υψηλό p-value και αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι πολύ μικρός και

μάλιστα κάτω από πενήντα. Για το λόγο αυτό διεξάγεται ένα Shapiro-Wilk τεστ. Τα αποτελέσματα του τεστ αυτού δείχνουν ότι κάποιες μέρες παραμονής εορτών είναι στατιστικά σημαντικές, όπως η 1^η Μαΐου, τα Χριστούγεννα και η Πρωτοχρονιά.

Τα αποτελέσματα αυτά του Kolmogorov-Smirnov τεστ μας δείχνουν ότι για τη μελέτη της ύπαρξης του φαινομένου της παραμονής των εορτών θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε μη-παραμετρικά τεστ. Επειδή όμως, τα επιμέρους αποτελέσματα των εορτών- του Shapiro-Wilk τεστ- δεν είναι απόλυτα σαφή, εμείς θα ξεκινήσουμε πρώτα με την λεπτομερειακή μελέτη των παραμετρικών τεστ και έπειτα των μη-παραμετρικών.

Πίνακας 4.1.

Μέτρα Κεντρικής Τάσης και Διασποράς των Συνολικών Ημερών Παραμονής των Εορτών με τις Υπόλοιπες Μέρες

	ΠΑΡΑΜΟΝΗ ΕΟΡΤΩΝ	ΥΠΟΛΟΙΠΕΣ ΗΜΕΡΕΣ
<i>Αριθμός Παρατηρήσεων</i>	106	2880
<i>Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)</i>	0,4766	0,0427
<i>Τυπική Απόκλιση</i>	1,4802	1,9042
<i>Διακύμανση</i>	2,1911	3,6258
<i>Ασυμμετρία</i>	-0,1969	0,2100
<i>Κύρτωση</i>	1,7946	4,3255
<i>Συντελεστής Μεταβλητότητας</i>	3,1057	44,5948
<i>Εύρος Μεταβολής</i>	9,2451	23,3649

Πίνακας 4.2.

Σύγκριση Μέτρων Κεντρικής Τάσης και Διασποράς των Ημερών Παραμονής των Επιμέρους Εορτών με τις Αντίστοιχες Υπόλοιπες Μέρες

	ΟΧΙ Κ.ΔΕΥΤΕΡΑ Κ.ΔΕΥΤΕΡΑ		ΟΧΙ ΜΑΡΤΙΟΣ25 ΜΑΡΤΙΟΣ25		ΠΑΣΧΑ	ΟΧΙ ΠΑΣΧΑ		ΟΧΙ ΜΑΙΟΣ 1 ΜΑΙΟΣ 1	
<i>Αριθμός Παρατηρήσεων</i>	12	2976	12	2976	12	2974	12	2974	
<i>Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)</i>	0,0837	0,0587	-0,6134	0,0616	1,4700	0,0521	1,4723	0,0521	
<i>Τυπική Απόκλιση</i>	1,8095	1,8927	1,6496	1,8927	1,2853	1,8922	1,1703	1,8925	
<i>Διακύμανση</i>	3,2742	3,5822	2,7213	3,5824	1,6520	3,5805	1,3696	3,5815	
<i>Ασυμμετρία</i>	0,5805	0,1924	-1,2896	0,1954	1,2852	0,1974	1,3317	0,1983	
<i>Κύρτωση</i>	2,3603	4,3097	2,5761	4,3051	1,8835	4,3217	1,8842	4,3202	
<i>Συντελεστής Μεταβλητότητας</i>	21,6189	32,2436	-2,6893	30,7256	0,8744	36,3186	0,7949	36,3244	
<i>Εύρος Μεταβολής</i>	7,5295	23,3649	6,1990	23,3649	4,5627	23,3649	4,0937	23,3649	

Πίνακας 4.3.

Σύγκριση Μέτρων Κεντρικής Τάσης και Διασποράς των Ημερών Παραμονής των Επιμέρους Εορτών με τις Αντίστοιχες Υπόλοιπες Μέρες

	ΑΓΙΟΥ ΠΝΕΥΜΑΤΟΣ		ΑΥΓΟΥΣΤΟΣ		ΟΚΤΩΒΡΙΟΣ		ΧΡΙΣΤΟΥ ΧΡΙΣΤΟΥ		ΠΡΩΤΟ ΧΡΟΝΙΑ	
	ΑΓ.ΠΝ/ΤΟΣ	ΟΧΙ	15	ΟΧΙ ΑΥΓΟΥΣ.15	28	ΟΚΤ 28	ΓΕΝΝΑ	ΟΧΙ ΓΕΝΝΑ	ΧΡΟΝΙΑ	ΟΧΙ ΠΡΩΤΟ ΧΡΟΝΙΑ
Αριθμός Παρατηρήσεων	12	2976	12	2976	12	2976	12	2976	12	2976
Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)	0,2600	0,0580	1,3578	0,0536	-0,3780	0,0606	0,0242	0,0590	0,7326	0,0561
Τυπική Απόκλιση	1,3456	1,8941	1,0665	1,8930	1,3593	1,8939	0,9866	1,8949	0,9083	1,8946
Διακύμανση	1,8107	3,5875	1,1375	3,5833	1,8478	3,5867	0,9733	3,5907	0,8250	3,5894
Ασυμμετρία	-0,1233	0,1943	0,2306	0,1983	-0,5955	0,1928	-0,9649	0,1935	2,0887	0,1958
Κύρτωση	1,6858	4,2969	-1,5946	4,3139	-0,5824	4,2989	4,2746	4,2851	5,3367	4,2901
Συντελεστής Μεταβλητότητας	5,1754	32,6569	0,7855	35,3172	-3,5960	31,2525	40,7686	31,1170	1,2398	3,3772
Εύρος Μεταβολής	5,4931	23,3649	2,9118	23,3649	4,3084	23,3649	4,3377	23,3649	3,4728	23,3649

Πίνακας 4.4.

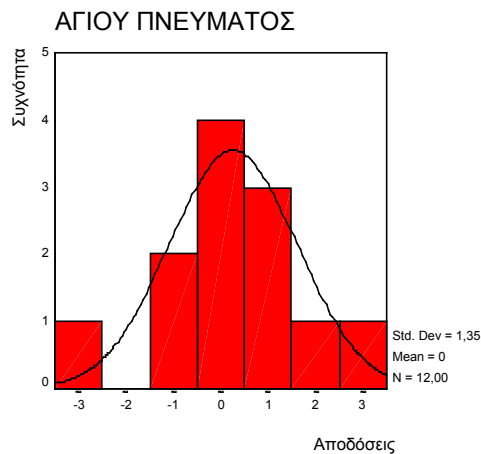
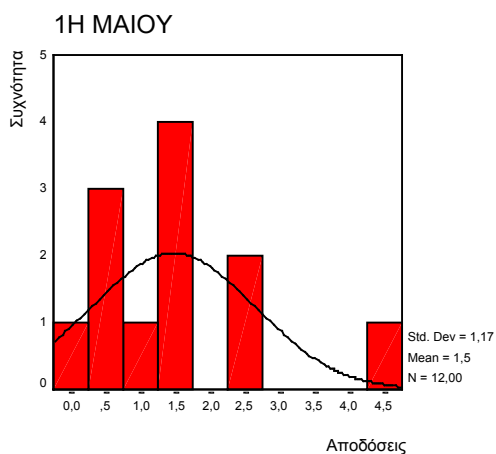
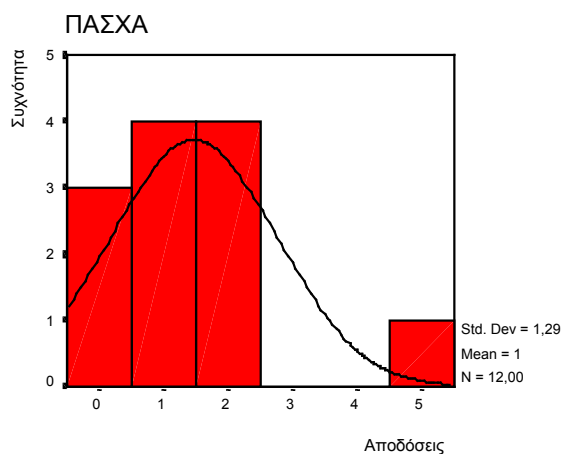
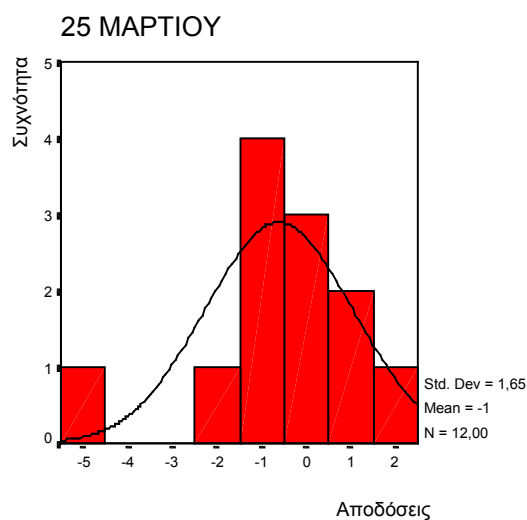
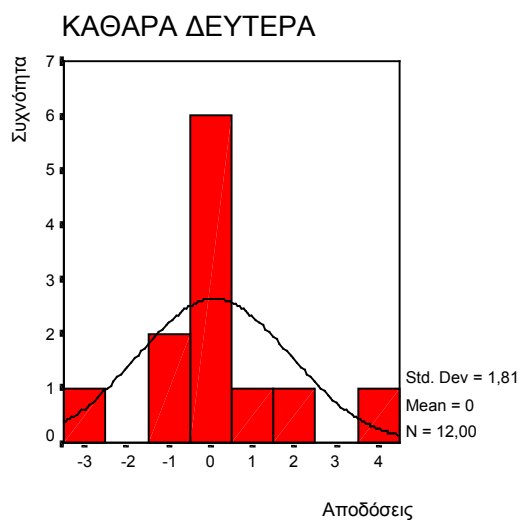
Σύγκριση Μέτρων Κεντρικής Τάσης και Διασποράς των Ημερών Παραμονής Εορτών Υψηλής και Χαμηλής Απόδοσης με τις Αντίστοιχες Υπόλοιπες Μέρες

	ΠΑΡΑΜΟΝΗ ΕΟΡΤΩΝ ΥΨΗΛΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ^a	ΥΠΟΛΟΙΠΕΣ ΜΕΡΕΣ (Υ)	ΠΑΡΑΜΟΝΗ ΕΟΡΤΩΝ ΧΑΜΗΛΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ^b	ΥΠΟΛΟΙΠΕΣ ΜΕΡΕΣ (Χ)
Αριθμός Παρατηρήσεων	48	2940	60	2928
Μέση Ημερήσια Απόδοση (%)	1,2582	0,0393	-0,1247	0,0626
Τυπική Απόκλιση	1,1237	1,8959	1,4445	1,9001
Διακύμανση	1,2627	3,5943	2,0864	3,6105
Ασυμμετρία	1,1055	0,2080	-0,3276	0,1950
Κύρτωση	0,8623	4,3371	2,0317	4,2903
Συντελεστής Μεταβλητότητας	0,8931	48,2417	-11,5838	30,3530
Εύρος Μεταβολής	4,8071	23,3649	8,8713	23,3649

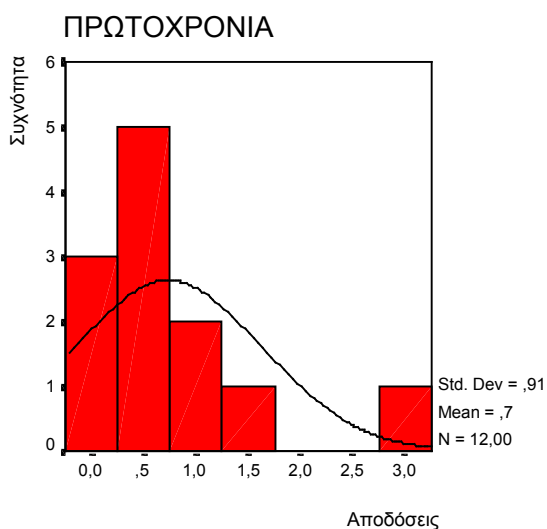
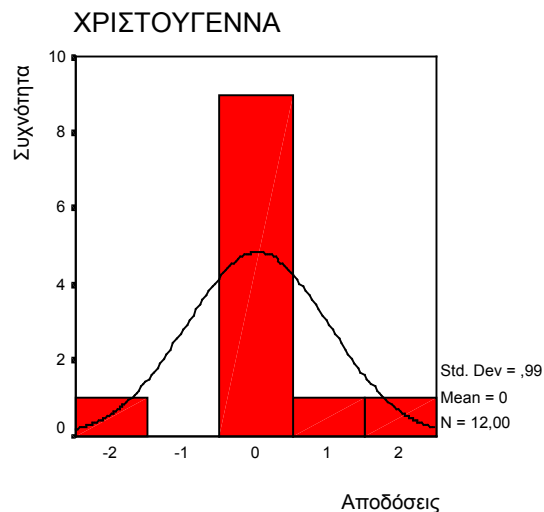
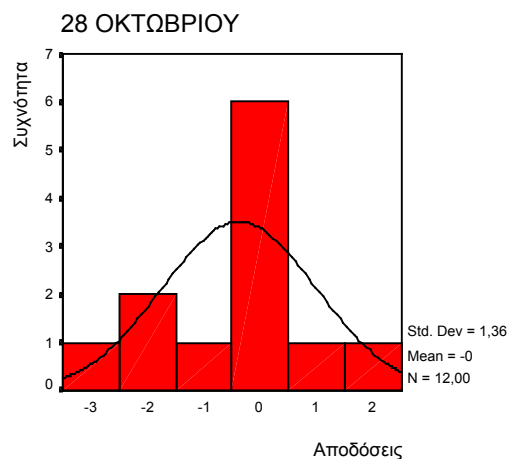
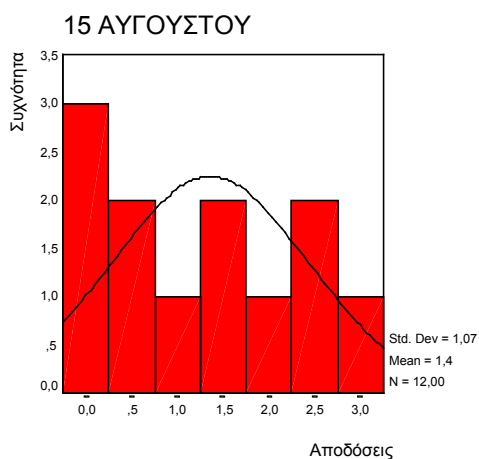
a Πάσχα, 1η Μαΐου, 15 Αυγούστου, Πρωτοχρονιά

b Καθαρά Δευτέρα, 25 Μαρτίου, Αγ. Πνεύματος, 28 Οκτωβρίου, Χριστούγεννα

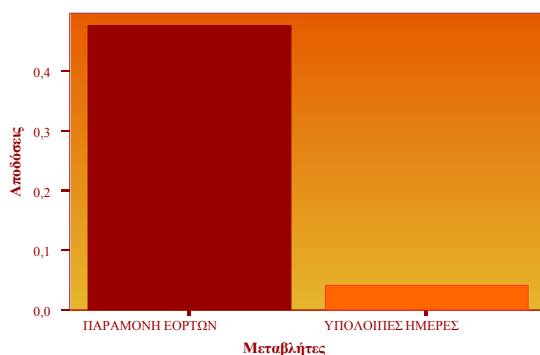
Γραφήματα 34-38: Κατανομές των Αποδόσεων των Ημερών Παραμονής των Εορτών



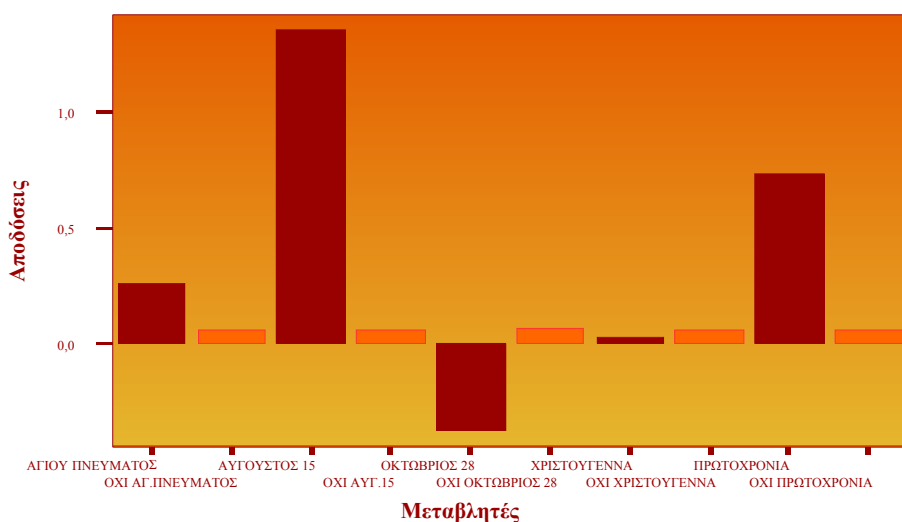
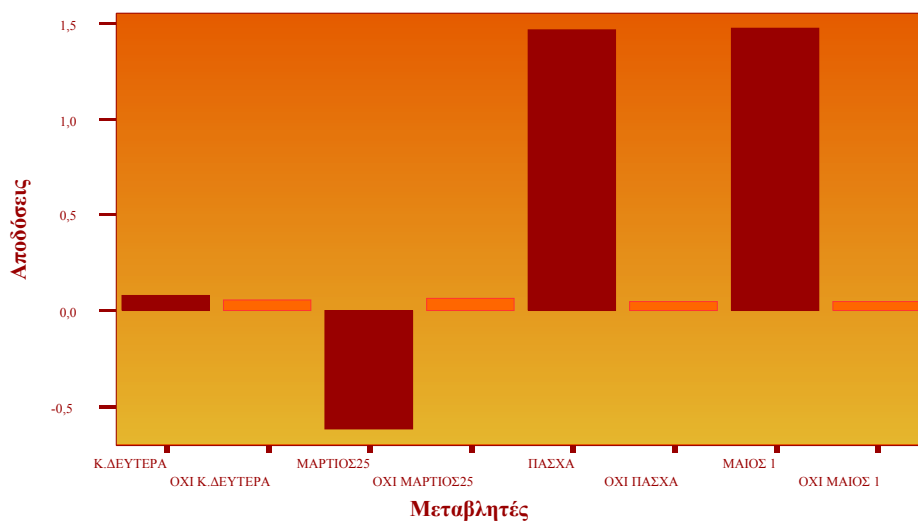
Γραφήματα 39-42: Κατανομές των Αποδόσεων των Ημερών Παραμονής των Εορτών



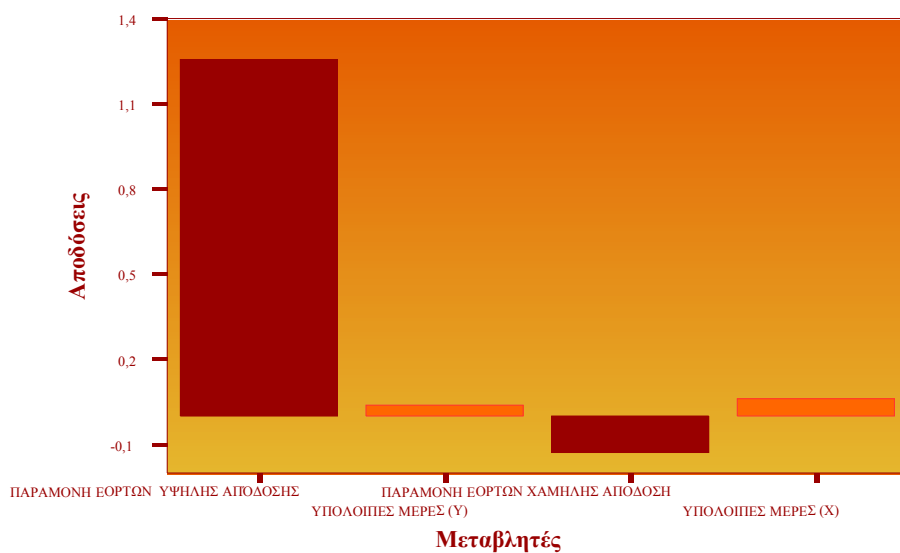
Γράφημα 43: Σύγκριση Συνολικών Αποδόσεων Ημερών Παραμονής Εορτών και των Υπολοίπων Ημερών του Έτους



Γραφήματα 44-45: Σύγκριση Επιμέρους Αποδόσεων Ημερών Παραμονής Εορτών και των Αντίστοιχων Υπολοίπων Ημερών του Έτους



Γράφημα 46: Σύγκριση Ημερών Παραμονής Εορτών με Υψηλή Απόδοση και Χαμηλή Απόδοση και των Αντιστοίχων Υπολοίπων Ημερών του Έτους



Πίνακας 4.5.

Τεστ Κανονικής Κατανομής (Test of Normality)

Περίοδος Μελέτης 01.01.1990-31.12.2001

	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk ^a		
	Statistic	Βαθμοί Ελευθερίας	p-value	Statistic	Βαθμοί Ελευθερίας	p-value
ΟΛΕΣ ΟΙ ΜΕΡΕΣ	0,0721	2986	4,25E-41			
ΟΛΕΣ ΟΙ ΠΑΡΑΜΟΝΕΣ	0,1070	106	0,0045			
ΚΑΘΑΡΑ ΔΕΥΤΕΡΑ	0,1798	12	0,200 ¹	0,9264	12	0,3894
25^Η ΜΑΡΤΙΟΥ	0,1917	12	0,200 ¹	0,9062	12	0,2545
ΠΑΣΧΑ	0,1771	12	0,200 ¹	0,8852	12	0,1150
1^Η ΜΑΙΟΥ	0,1899	12	0,200 ¹	0,8815	12	0,0969
ΑΓ. ΠΝΕΥΜΑΤΟΣ	0,1575	12	0,200 ¹	0,9611	12	0,7409
15 ΑΥΓΟΥΣΤΟΥ	0,1763	12	0,200 ¹	0,9102	12	0,2811
28^Η ΟΚΤΩΒΡΙΟΥ	0,2016	12	0,1920	0,9049	12	0,2462
ΧΡΙΣΤΟΥΓΕΝΝΑ	0,2348	12	0,0665	0,8378	12	0,0295
ΠΡΩΤΟΧΡΟΝΙΑ	0,2136	12	0,1365	0,7891	12	0,0100 ²

¹ This is a lower bound of the true significance.² This is an upper bound of the true significance.

a. Το Shapiro-Wilk statistic χρησιμοποιείται για δείγματα κάτω των 50 παρατηρήσεων.

4.3. Έλεγχος Μοντέλου Παλινδρόμησης

4.3.a. Χρήση Παραμετρικών Τεστ

Προκειμένου να ελεγχθεί το αν οι αποδόσεις των ημερών παραμονής των εορτών είναι διαφορετικές από τις αποδόσεις του υπόλοιπου χρόνου, χρησιμοποιούμε παλινδρόμηση με “ψευδομεταβλητές” (dummy variables), όπου η ανεξάρτητη μεταβλητή α_i αντιπροσωπεύει τις αποδόσεις των ημερών που δεν προηγούνται των αργιών, ενώ ο συντελεστής β_{it} της dummy μεταβλητής αντιπροσωπεύει τη διαφορά της μέσης απόδοσης των ημερών που δεν σχετίζονται με αργίες και της μέσης απόδοσης των ημερών παραμονής των εορτών. Το μοντέλο παλινδρόμησης, όπως έχει ήδη αναφερθεί και προηγουμένως, στη γενική του μορφή είναι το ακόλουθο:

$$R_t = \alpha_i + \beta_{it}D_{it} + \varepsilon_t$$

όπου D_{it} αντιπροσωπεύει κάθε μία από τις εορτές της Καθαρής Δευτέρας, 25^{ης} Μαρτίου, Πάσχα, Πρωτομαγιάς, Αγίου Πνεύματος, Δεκαπενταύγουστου, 28^{ης} Οκτωβρίου, Χριστουγέννων και Πρωτοχρονιάς.

Στον Πίνακα 4.6. παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του παραμετρικού *t-test* για τις μέσες αποδόσεις κάθε παραμονής των εορτών. Το *t-statistic* για κάθε εορτή ελέγχει αρχικά την υπόθεση ότι η μέση απόδοση της παραμονής της αργίας είναι σημαντικά διαφορετική από το μηδέν. Στόχος λοιπόν είναι να εντοπιστούν οι αργίες εκείνες οι οποίες έχουν διαφορετικές αποδόσεις σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες. Επομένως, το μοντέλο μας στην περίπτωση αυτή παίρνει τη μορφή:

$$R_t = \beta_1 K.Deut_t + \beta_2 25 Mar_t + \beta_3 Pasxa_t + \beta_4 1May_t + \beta_5 Ag.Pneum_t + \beta_6 15Aug_t \\ + \beta_7 28Oct_t + \beta_8 X-mas_t + \beta_9 1Xronia_t + \varepsilon_t$$

με υπόθεση:

$$H_0 : \beta_1=0, \beta_2=0, \beta_3=0, \beta_4=0, \beta_5=0, \beta_6=0, \beta_7=0, \beta_8=0, \beta_9=0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0, \beta_4 \neq 0, \beta_5 \neq 0, \beta_6 \neq 0, \beta_7 \neq 0, \beta_8 \neq 0, \beta_9 \neq 0$$

Έτσι, στον Πίνακα 4.6. παρατίθενται οι μέσες αποδόσεις των ημερών παραμονής των εορτών, τα αποτελέσματα του *t*-statistic, καθώς και το επίπεδο σημαντικότητας¹⁷, που μας βοηθάει να εντοπίσουμε ποιες γιορτές διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν. Διαπιστώνουμε λοιπόν ότι, τέσσερις μόνο γιορτές από τις εννιά παρουσιάζουν στατιστικά σημαντικές μέσες αποδόσεις διαφορετικές από το μηδέν, σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Οι γιορτές αυτές είναι το Πάσχα, η 1^η Μαΐου, ο Δεκαπενταύγουστος και η Πρωτοχρονιά. Αντίθετα, οι μέσες αποδόσεις των υπολοίπων εορτών δεν διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν.

Στον ίδιο Πίνακα παρατίθεται και το παραμετρικό *ANOVA F-test*, το οποίο εξετάζει ταυτόχρονα τις μέσες αποδόσεις όλων των ημερών παραμονής των εορτών για να διαπιστώσει αν διαφέρουν συνολικά από το μηδέν. Η υπόθεση που μελετάται είναι η ακόλουθη:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq \beta_7 \neq \beta_8 \neq \beta_9 \neq 0$$

Τελικά, το αποτέλεσμα του *F-test* (5,1921) δείχνει ότι συνολικά οι μέσες αποδόσεις των ημερών που προηγούνται των αργιών διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Το συμπέρασμα αυτό είναι λογικό αφού από το *t-test* έχουμε ήδη εντοπίσει τέσσερις εορτές με σημαντικά διαφορετικές αποδόσεις από το μηδέν. Επομένως, και με τα δύο τεστ έχουμε απορρίψει τις μηδενικές υποθέσεις, πράγμα που σημαίνει ότι υπάρχει επίδραση των εορτών στις αποδόσεις του δείκτη.

Έπειτα, στον Πίνακα 4.7. παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του παραμετρικού πάλι *t-test*, προκειμένου να μελετηθεί η σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων των υπολοίπων ημερών και των ημερών παραμονής των εορτών. Δηλαδή, στην περίπτωση αυτή το *t*-statistic ελέγχει τις μέσες αποδόσεις των υπολοίπων ημερών που προκύπτουν αν συγκριθούν με τη μέση απόδοση κάθε γιορτής. Το ίδιο τεστ εφαρμόζεται για όλες τις παραμονές των εορτών, όπου κάθε φορά μέτρο σύγκρισης

¹⁷ Στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, 5%, 1%, όταν το *p*-value είναι μικρότερο από το 0,1, 0,05 και 0,01 αντίστοιχα.

γίνεται η μέση απόδοση της αντίστοιχης αργίας. Είναι απαραίτητο να σημειωθεί ότι κατά τη σύγκριση αυτή με κάθε μία γιορτή, από τις υπόλοιπες μέρες έχουν αφαιρεθεί οι αποδόσεις των υπολοίπων οκτώ γιορτών προκειμένου να αποφευχθεί οποιαδήποτε αλλοίωση των αποτελεσμάτων από την επίδραση των αποδόσεων των γιορτών αυτών. Το μοντέλο παλινδρόμησης που χρησιμοποιείται είναι το αρχικό διαμορφωμένο, ως εξής:

$$R_t = \alpha + \beta_1 25 \text{ Mar}_t + \beta_2 \text{Pasxa}_t + \beta_3 1 \text{ May}_t + \beta_4 \text{Ag.Pneum}_t + \beta_5 15 \text{ Aug}_t \\ + \beta_6 28 \text{ Oct}_t + \beta_7 \text{X-mas}_t + \beta_8 1 \text{ Xronia}_t + \varepsilon_t$$

με υπόθεση:

$$H_0 : \beta_1=0, \beta_2=0, \beta_3=0, \beta_4=0, \beta_5=0, \beta_6=0, \beta_7=0, \beta_8=0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 \neq 0, \beta_4 \neq 0, \beta_5 \neq 0, \beta_6 \neq 0, \beta_7 \neq 0, \beta_8 \neq 0$$

Βέβαια, όταν αλλάζει το test value και παίρνει την τιμή του μέσου της Καθαράς Δευτέρας, της 25^{ης} Μαρτίου κτλ. αλλάζει και το α , που συμβολίζει αντίστοιχα την ημερήσια μέση απόδοση της παραμονής της γιορτής της Καθαράς Δευτέρας, της 25^{ης} Μαρτίου κτλ, και αλλάζουν επίσης και τα $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_8$, τα οποία δείχνουν τις διαφορές της μέσης απόδοσης των υπολοίπων ημερών t από τη μέση απόδοση της παραμονής της αργίας της Καθαράς Δευτέρας, της 25^{ης} Μαρτίου κτλ.

Κατόπιν των ανωτέρω διευκρινίσεων, τα αποτελέσματα της μελέτης είναι τα ακόλουθα:

Οι παραμονές των εορτών του Πάσχα, της 1^{ης} Μαΐου, του Δεκαπενταύγουστου και της Πρωτοχρονιάς, όπως είδαμε και από το προηγούμενο τεστ, είναι αυτές που ξεχωρίζουν και διαφέρουν σημαντικά από τις υπόλοιπες μέρες σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%. Όμως, αντίθετα με τα αποτελέσματα του Πίνακα 4.6., το t-test τώρα δείχνει ότι οι υπόλοιπες μέρες –συγκρινόμενες με τους αντίστοιχους μέσους– διαφέρουν από τις παραμονές των εορτών της 25^{ης} Μαρτίου, του Αγίου Πνεύματος και της 28^{ης} Οκτωβρίου σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%. Αντίθετα, οι

γιορτές που φαίνεται να μην έχουν καμία επίδραση στις αποδόσεις του δείκτη τον υπόλοιπο χρόνο είναι η Καθαρά Δευτέρα και τα Χριστούγεννα.

Επομένως, από τους Πίνακες 4.6. και 4.7. συμπεραίνουμε ότι επτά από τις εννιά εξεταζόμενες μέρες διακοπών εμφανίζουν στατιστικά διαφορετικές μέσες αποδόσεις από τις υπόλοιπες μέρες του χρόνου. Πιο συγκεκριμένα, οι γιορτές της 25^{ης} Μαρτίου και της 28^{ης} Οκτωβρίου παρουσιάζουν υψηλότερες αρνητικές μέσες αποδόσεις, ενώ οι υπόλοιπες πέντε εορτές- Πάσχα, 1^{ης} Μαΐου, 15 Αύγουστου, Αγίου Πνεύματος και Πρωτοχρονιάς παρουσιάζουν τις υψηλότερες θετικές μέσες αποδόσεις σε σχέση με τον υπόλοιπο χρόνο.

Πίνακας 4.6.

T-test και F-test για τη μέση απόδοση των ημερών παραμονής των εορτών
(Παραμετρικά Τεστ)

T – t e s t			
	Μέση Απόδοση	t-statistic	Επίπεδο σημαντικότητας
ΚΑΘ. ΔΕΥΤΕΡΑ	0,0837	0,1603	0,8755
25^Η ΜΑΡΤΙΟΥ	-0,6134	-1,2880	0,2242
ΠΑΣΧΑ	1,4700	3,9620 [◇]	0,0022
1^Η ΜΑΪΟΥ	1,4723	4,3582 [◇]	0,0011
ΑΓ. ΠΝΕΥΜΑΤΟΣ	0,2600	0,6693	0,5171
15 ΑΥΓΟΥΣΤΟΥ	1,3578	4,4102 [◇]	0,0010
28^Η ΟΚΤΩΒΡΙΟΥ	-0,3780	-0,9633	0,3561
ΧΡΙΣΤΟΥΓΕΝΝΑ	0,0242	0,0851	0,9337
ΠΡΩΤΟΧΡΟΝΙΑ	0,7326	2,7941 [◇]	0,0175
F – t e s t		5,1921 [†]	0,0228

†Επίπεδο σημαντικότητας 5%, [◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

Πίνακας 4.7.

T-test για τη μέση απόδοση των υπολοίπων ημερών εκτός των ημερών
παραμονής των εορτών(Παραμετρικό Τεστ)

T – t e s t			
ΥΠΟΛΟΙΠΕΣ ΜΕΡΕΣ^a			
Test value:0,08374 (Μέσος Καθ. Δευτέρας)		Test value:1,3578 (Μέσος 15 Αυγούστου)	
Μέση Απόδοση	0,0427	Μέση Απόδοση	0,0427
t-statistic	-1,1574	t-statistic	-37,0645 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	0,2472	Επίπεδο Σημ/τας	3,62E-23
Test value:-0,61335 (Μέσος 25^{ης} Μαρτίου)		Test value:-0,37801 (Μέσος 28^{ης} Οκτωβρίου)	
Μέση Απόδοση	0,0427	Μέση Απόδοση	0,0427
t-statistic	18,4891 [◇]	t-statistic	11,8562 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	3,62E-23	Επίπεδο Σημ/τας	3,62E-23
Test value:1,47004 (Μέσος Πάσχα)		Test value:0,02424 (Μέσος Χριστουγέννων)	
Μέση Απόδοση	0,0427	Μέση Απόδοση	0,0427
t-statistic	-40,2279 [◇]	t-statistic	0,5195
Επίπεδο Σημ/τας	3,62E-23	Επίπεδο Σημ/τας	0,6035
Test value:1,47235 (Μέσος 1^{ης} Μαΐου)		Test value:0,73263 (Μέσος Πρωτοχρονιάς)	
Μέση Απόδοση	0,0427	Μέση Απόδοση	0,0427
t-statistic	-40,2929 [◇]	t-statistic	-19,4453 [◇]
Επίπεδο Σημ/τας	3,62E-23	Επίπεδο Σημ/τας	3,62E-23
Test value:0,26001 (Μέσος Αγ. Πνεύματος)			
Μέση Απόδοση	0,0427		
t-statistic	-6,1252 [◇]		
Επίπεδο Σημ/τας	1,03E-09		

a.Υπόλοιπες Μέρες εκτός των Ημερών Παραμονής των Εορτών

†Επίπεδο σημαντικότητας 5%, [◇]Επίπεδο σημαντικότητας 1%

4.3.β. Χρήση Μη-Παραμετρικών Τεστ

Στην ενότητα αυτή μελετάται η ύπαρξη της μηδενικής υπόθεσης του μοντέλου παλινδρόμησης χρησιμοποιώντας μη-παραμετρικά τεστ, τα οποία αναμένεται να δώσουν πιο ακριβή αποτελέσματα, αφού δεν προϋποθέτουν την ύπαρξη της κανονικότητας στα δεδομένα που έχουμε.

Κατά συνέπεια, στον Πίνακα 4.8. εμφανίζονται τα αποτελέσματα του Mann-Whitney U test, το οποίο ελέγχει τις μέσες αποδόσεις των ημερών παραμονής των εορτών σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες προκειμένου να εντοπίσει το αν διαφέρουν στατιστικά μεταξύ τους ή όχι. Στην περίπτωση αυτή, η υπόθεση που ελέγχεται είναι αν οι μέσες αποδόσεις όλων των ημερών είναι ίσες μεταξύ τους και με το μηδέν, ώστε να μην διαφέρουν από τις αποδόσεις των υπολοίπων ημερών, δηλαδή αν:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = 0$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq \beta_7 \neq \beta_8 \neq \beta_9 \neq 0$$

Επομένως, στον Πίνακα 4.8. εμφανίζονται οι παραμονές των εορτών χωριστά σε σχέση με τον υπόλοιπο χρόνο, τα αποτελέσματα του statistic και το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητάς¹⁸. Έτσι, παρατηρούμε ότι οι ημέρες παραμονής των εορτών που διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από τις υπόλοιπες είναι τέσσερις. Πιο συγκεκριμένα, σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%, οι αργίες που διαφέρουν από τις υπόλοιπες μέρες είναι, το Πάσχα (-3,2427), η 1^η Μαΐου (-3,3827) και ο Δεκαπενταύγουστος (-3,1637). Ακόμη, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, η Πρωτοχρονιά διαφέρει από τις υπόλοιπες μέρες (-1,9801). Κατά συνέπεια, βάσει των αποτελεσμάτων αυτών, η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων αποδόσεων των ημερών παραμονής των εορτών απορρίπτεται.

Στη συνέχεια, στον Πίνακα 4.9. παρατίθενται τα αποτελέσματα του Kruskal – Wallis test, το οποίο μελετάει συνολικά τα δεδομένα των ημερών παραμονής των

¹⁸ Στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο σημαντικότητας 10%, 5%, 1%, όταν το p-value είναι μικρότερο από το 0,1, 0,05 και 0,01 αντίστοιχα.

εορτών για να καταλήξει στον αν υπάρχει ισότητα μεταξύ των μέσων αποδόσεών τους ή όχι. Το τεστ αυτό διεξάγεται για να επιβεβαιωθούν τα αποτελέσματα του προηγούμενου τεστ. Έτσι, στον Πίνακα αυτό, παρατίθεται το chi-square statistic του Kruskal Wallis test, το επίπεδο σημαντικότητας και οι βαθμοί ελευθερίας του τεστ. Πιο συγκεκριμένα, φαίνεται ότι η μηδενική υπόθεση της ισότητας των αποδόσεων των εορτών απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 1% (32,4891), επαληθεύοντας με τον τρόπο αυτό το αποτέλεσμα του Mann-Whitney U test.

Επομένως εδώ, αξίζει να σημειωθεί ότι, τα αποτελέσματα των μη-παραμετρικών τεστ– Mann-Whitney U test και Kruskal-Wallis H test– είναι συνεπή με τα συμπεράσματα που εξήχθησαν από τα αντίστοιχα παραμετρικά –T-test και F-test–.

Πίνακας 4.8.

Σύγκριση της μέσης απόδοσης των ημερών παραμονής των εορτών με το υπόλοιπο έτος (Μη-Παραμετρικό Τεστ)

Mann-Whitney U Test		
	Statistic	Επίπεδο Σημ/τας
Καθαρά Δευτέρα - Υπόλοιπο Έτος	-0,0826	0,9341
25^η Μαρτίου - Υπόλοιπο Έτος	-1,1381	0,2551
Πάσχα - Υπόλοιπο Έτος	-3,2427 [◇]	0,0012
1^η Μαΐου - Υπόλοιπο Έτος	-3,3827 [◇]	0,0007
Αγίου Πνεύματος - Υπόλοιπο Έτος	-0,6745	0,5000
15 Αυγούστου - Υπόλοιπο Έτος	-3,1637 [◇]	0,0016
28^η Οκτωβρίου - Υπόλοιπο Έτος	-0,6108	0,5413
Χριστούγεννα - Υπόλοιπο Έτος	-0,2423	0,8085
Πρωτοχρονιά - Υπόλοιπο Έτος	-1,9801 [†]	0,0477

†Επίπεδο σημαντικότητας 5%, ◇Επίπεδο σημαντικότητας 1%

Σημ. Από το «Υπόλοιπο Έτος» έχουν παραληφθεί οι ημέρες των υπολοίπων εορτών, ανάλογα με τη γιορτή που μελετάται.

Πίνακας 4.9.

Έλεγχος της απόδοσης των ημερών παραμονής των εορτών συνολικά (Μη-Παραμετρικό Τεστ)

Kruskal – Wallis Test	
Ημέρες Παραμονής των Εορτών	
Chi-Square statistic	32,4891 [◇]
Βαθμοί Ελευθερίας	8
Επίπεδο Σημ/τας	0,0001

◇Επίπεδο σημαντικότητας 1%

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην τελευταία αυτή ενότητα γίνεται συνοπτική αναφορά των συμπερασμάτων που προέκυψαν από την έρευνα των μέσων αποδόσεων του Γενικού Δείκτη για την περίοδο 01.01.1990 – 31.12.2001, σχετικά με τα τέσσερα βασικά φαινόμενα ημερολογιακών ανωμαλιών και πιο συγκεκριμένα, σχετικά με τα φαινόμενα του Ιανουαρίου, της ημέρας της εβδομάδος, των ημερών αλλαγής του μήνα και των ημερών παραμονής των εορτών. Τα συμπεράσματα αυτά καλύπτουν τους βασικούς άξονες έρευνας, δηλαδή τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς, την κανονικότητα της κατανομής, και τη μελέτη του μοντέλου παλινδρόμησης με τη βοήθεια των παραμετρικών και των μη-παραμετρικών τεστ.

1. Φαινόμενο του Ιανουαρίου

Τα συμπεράσματα της έρευνας ως προς το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι τα ακόλουθα:

1. Ως προς τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς παρατηρείται ότι, ο Φεβρουάριος παρουσιάζει την υψηλότερη θετική μέση απόδοση και ακολουθούν οι μήνες του Ιανουαρίου και του Απριλίου, ενώ την υψηλότερη αρνητική μέση απόδοση εμφανίζει ο Οκτώβριος και ακολουθούν ο Ιούνιος, Αύγουστος και Σεπτέμβριος. Οι υψηλότερες διακυμάνσεις και τυπικές αποκλίσεις παρουσιάζονται κατά τους μήνες Απριλίου και Σεπτεμβρίου. Παράλληλα, οι συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσης δείχνουν ότι η συνολική κατανομή των αποδόσεων των μηνών είναι λεπτόκυρτη με “ουρά” προς τα αριστερά, παίρνοντας μέγιστη τιμή αυτή του Δεκεμβρίου και ελάχιστη του Αυγούστου.
2. Το τεστ των Kolmogorov-Smirnov επαληθεύει το συμπέρασμα της μη-κανονικής κατανομής των μηνιαίων αποδόσεων.
3. Κατά τον έλεγχο του μοντέλου παλινδρόμησης, τα παραμετρικά τεστ οδηγούν στο γεγονός ότι συνολικά οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν (F-test). Πιο συγκεκριμένα, το t-test επισημαίνει ότι ο Φεβρουάριος και ο Ιανουάριος παρουσιάζουν θετική μέση αποδόσεις, ενώ ο Οκτώβριος αρνητική μέση απόδοση. Επίσης, από το τεστ αυτό φαίνεται ότι οι μήνες που διαφέρουν περισσότερο από τους υπόλοιπους είναι ο Ιανουάριος, ο Φεβρουάριος

και ο Οκτώβριος, ενώ αυτοί που διαφέρουν λιγότερο είναι ο Νοέμβριος και ο Δεκέμβριος.

4. Στα ίδια συμπεράσματα καταλήγουν και τα μη-παραμετρικά τεστ, από τα οποία το Kruskal-Wallis test διαπιστώνει ότι οι μέσες αποδόσεις των μηνών διαφέρουν μεταξύ τους. Παράλληλα, το Mann-Whitney U test καταλήγει στο ότι οι μήνες Ιανουαρίου- Φεβρουαρίου και Οκτωβρίου διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από τους άλλους ως προς τις αποδόσεις τους.

2. Φαινόμενο της Ημέρας της Εβδομάδος

Τα συμπεράσματα της έρευνας ως προς το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος είναι τα ακόλουθα:

1. Ως προς τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς παρατηρείται ότι, η Τρίτη είναι η μόνη μέρα που παρουσιάζει αρνητική μέση απόδοση, ενώ οι υπόλοιπες μέρες παρουσιάζουν θετική μέση απόδοση με υψηλότερη αυτή της Παρασκευής. Έπειτα, η Δευτέρα παρουσιάζει την υψηλότερη διακύμανση και τυπική απόκλιση, ενώ τις αντίστοιχες χαμηλότερες τιμές παρουσιάζει η Παρασκευή. Ακόμη, οι συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσης παρουσιάζουν κατανομή λεπτόκυρτη και σχεδόν συμμετρική για το σύνολο των ημερών.
2. Το Kolmogorov-Smirnov test απορρίπτει την υπόθεση της κανονικής κατανομής όλων των ημερών σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.
3. Από τα παραμετρικά τεστ, το F-test καταλήγει στο συμπέρασμα ότι οι μέσες αποδόσεις των ημερών της εβδομάδος διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν. Παράλληλα, το t-test δείχνει ότι η Παρασκευή παρουσιάζει στατιστικά θετική μέση απόδοση, γεγονός που δεν παρατηρείται στις υπόλοιπες μέρες. Επίσης, το ίδιο τεστ δείχνει ότι μόνον η Παρασκευή διαφέρει σημαντικά από τις υπόλοιπες μέρες.
4. Τα παραμετρικά τεστ καταλήγουν ακριβώς στα ίδια συμπεράσματα. Πιο συγκεκριμένα, το Kruskal-Wallis test απορρίπτει την ισότητα των αποδόσεων όλων των ημερών, ενώ το Mann-Whitney U test εντοπίζει τη στατιστικά διαφορετική απόδοση της Παρασκευής από τις άλλες μέρες της εβδομάδος.

3. Φαινόμενο του Τέλους του Μήνα

Τα συμπεράσματα της έρευνας ως προς το φαινόμενο του τέλους του μήνα, όπου μελετάται το διάστημα των τεσσάρων τελευταίων και των τεσσάρων πρώτων ημερών του μήνα $[-4,+4]$, είναι τα ακόλουθα:

1. Ως προς τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς παρατηρείται ότι οι μέρες που παρουσιάζουν αρνητική μέση απόδοση είναι η τρίτη (-3) και δεύτερη (-2) μέρα πριν το τέλος του μήνα. Οι υπόλοιπες έξι μέρες μελέτης παρουσιάζουν θετικές μέσες αποδόσεις, με υψηλότερη αυτή της πρώτης μέρας του μήνα (+1). Η μέρα αυτή παρουσιάζει επίσης την υψηλότερη διακύμανση και τυπική απόκλιση, που διαφέρουν σημαντικά από τις υπόλοιπες μέρες. Αντίθετα, τη χαμηλότερη τυπική απόκλιση την εμφανίζει η τελευταία μέρα του μήνα (-1). Το διάστημα των οκτώ ημερών έχει μέση απόδοση που διαφέρει σημαντικά από την απόδοση του υπόλοιπου μήνα. Συγκρίνοντας κάθε μέρα από τις οκτώ με το συμπληρωματικό της διάστημα, διαπιστώνουμε ότι κυρίως οι +1 και έπειτα οι -1, +2, +3 μέρες είναι αυτές των οποίων οι αποδόσεις διαφέρουν σημαντικά από τον υπόλοιπο μήνα. Τη μικρότερη διακύμανση παρουσιάζει το διάστημα που δεν περιλαμβάνει την +1 μέρα.

Ως προς την ασυμμετρία και την κύρτωση, αρχικά το διάστημα των οκτώ ημερών παρουσιάζει λεπτόκυρτη και συμμετρική κατανομή. Έπειτα, παρατηρείται ότι τα συμπληρωματικά διαστήματα των υπό μελέτη ημερών εμφανίζουν πιο λεπτόκυρτη κατανομή με “ουρά” προς τα δεξιά. Επίσης, φαίνεται ότι οι τέσσερις πρώτες μέρες του μήνα είναι αυτές που επηρεάζουν την κατανομή όλου του μήνα, ενώ οι μέσες αποδόσεις και οι τυπικές αποκλίσεις των τεσσάρων τελευταίων ημερών δεν διαφέρουν από τα αντίστοιχα συμπληρωματικά διαστήματα. Τέλος, το διάστημα $[-1,+1]$ παρουσιάζει τη μεγαλύτερη μέση απόδοση και διακύμανση σε σχέση με τα άλλα διαστήματα που δημιουργούνται από τις οκτώ αυτές μέρες.

2. Το Kolmogorov-Smirnov test δείχνει ότι όλο το διάστημα των οκτώ ημερών παρουσιάζει μη-κανονική κατανομή, καθώς και κάθε μέρα χωριστά, εκτός των ημερών +2, +3 που εμφανίζουν να έχουν κανονική κατανομή.

3. Από τα παραμετρικά τεστ, το F-test καταλήγει ότι οι συνολικές μέσες αποδόσεις των οκτώ ημερών δεν διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν, πιθανόν γιατί οι στατιστικά σημαντικές μέρες του διαστήματος δεν επιδρούν σημαντικά σε όλο το διάστημα. Έπειτα, από το t-test φαίνεται ότι οι -1, +1, +2 μέρες έχουν θετικές μέσες

αποδόσεις και διαφέρουν σημαντικά από τον υπόλοιπο μήνα, ενώ οι υπόλοιπες πέντε μέρες δεν διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν. Ακόμη, το ίδιο τεστ βοηθάει στο να συγκεκριμενοποιηθεί το διάστημα που διαφέρει σημαντικά από τον υπόλοιπο μήνα. Το διάστημα αυτό είναι το $[-2,+5]$, όπου αξίζει να σημειωθεί ότι όλες οι μέρες έχουν θετικές μέσες αποδόσεις πλην της -2 μέρας, η οποία έχει αρνητικές μέσες αποδόσεις.

4. Τα μη-παραμετρικά τεστ καταλήγουν σε λίγο διαφορετικά συμπεράσματα. Αρχικά, το Kruskal-Wallis test δείχνει ότι όλες οι μέρες του μήνα διαφέρουν στατιστικά σημαντικά μεταξύ τους καθώς και ότι οι οκτώ μέρες μελέτης διαφέρουν σημαντικά από τις υπόλοιπες. Στη συνέχεια, το Mann-Whitney U test εντοπίζει τις μέρες που διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από τις υπόλοιπες, και είναι οι εξής: $-3, -1, +1, +2$. Ακόμη, δείχνει ότι το διάστημα $[-1,+2]$ διαφέρει σημαντικά από τον υπόλοιπο μήνα.

4. Φαινόμενο της Παραμονής των Εορτών

Τα συμπεράσματα της έρευνας ως προς το φαινόμενο της παραμονής των εορτών, όπου μελετώνται η 25^η Μαρτίου, η Καθαρά Δευτέρα, το Πάσχα, η 1^η Μαΐου, του Αγίου Πνεύματος, η 15^η Αυγούστου, η 28^η Οκτωβρίου, η Πρωτοχρονιά και τα Χριστούγεννα, είναι τα ακόλουθα:

1. Ως προς τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς, παρατηρείται ότι όλες οι μέρες παραμονής των εορτών στο σύνολό τους παρουσιάζουν θετικές μέσες αποδόσεις, με χαμηλότερη διακύμανση και τυπική απόκλιση από τις άλλες μέρες του χρόνου, ενώ η κατανομή τους είναι πλατύκυρτη και ασύμμετρη με “ουρά” προς τα αριστερά. Έπειτα, η 25^η Μαρτίου και η 28^η Οκτωβρίου είναι οι μόνες γιορτές που εμφανίζουν αρνητική μέση απόδοση και μικρότερη από το υπόλοιπο έτος. Αντίθετα, το Πάσχα, η 1^η Μαΐου, η 15^η Αυγούστου και η Πρωτοχρονιά έχουν τις πιο υψηλές θετικές αποδόσεις και παρουσιάζουν ασύμμετρη κατανομή με “ουρά” προς τα δεξιά. Επίσης, η Καθαρά Δευτέρα, η 25^η Μαρτίου, η 28^η Οκτωβρίου, του Αγίου Πνεύματος και τα Χριστούγεννα παρουσιάζουν τις πιο χαμηλές μέσες αποδόσεις συγκρινόμενες με τις υπόλοιπες αργίες αλλά και τον υπόλοιπο χρόνο, και παρουσιάζουν ασύμμετρη κατανομή με “ουρά” προς τα δεξιά.

2. Ως προς την κατανομή του συνόλου των ημερών παραμονής των εορτών, το Kolmogorov-Smirnov test εντοπίζει την ύπαρξη της μη κανονικότητας.

3. Το παραμετρικό F-test απορρίπτει την υπόθεση ότι οι μέσες αποδόσεις των ημερών παραμονής των εορτών είναι ίσες με το μηδέν και με τις υπόλοιπες μέρες του έτους. Το t-test δείχνει ότι από τις εννιά εορτές, μόνον το Πάσχα, η 1^η Μαΐου, η 15^η Αυγούστου και η Πρωτοχρονιά παρουσιάζουν θετικές και σημαντικά διαφορετικές μέσες αποδόσεις από το υπόλοιπο έτος. Στη συνέχεια, κατά τη μελέτη των αποδόσεων των εορτών, αν από τις υπόλοιπες μέρες αφαιρεθούν οι υπόλοιπες γιορτές (ανάλογα με τις γιορτές που μελετώνται κάθε φορά), τότε σημαντικά διαφορετικές φαίνεται να είναι και οι γιορτές της 25^{ης} Μαρτίου, του Αγίου Πνεύματος και της 28^{ης} Οκτωβρίου. Καμιά επίδραση του φαινομένου δεν φαίνεται να υπάρχει στις παραμονές της Καθαρής Δευτέρας και των Χριστουγέννων.

4. Από το μη-παραμετρικό τεστ των Kruskal-Wallis, φαίνεται ότι απορρίπτεται η υπόθεση της ισότητας των ημερών παραμονής των εορτών με το μηδέν. Παράλληλα, το Mann-Whitney U test καταλήγει στο συμπέρασμα ότι οι γιορτές που διαφέρουν σημαντικά από τις υπόλοιπες μέρες είναι το Πάσχα, η 1^η Μαΐου, η 15^η Αυγούστου και η Πρωτοχρονιά.

Τα ανωτέρω συμπεράσματα προέρχονται από μια διεξοδικότερη μελέτη των τεσσάρων φαινομένων και δίνουν μια πιο σαφή εικόνα για τη φύση των ημερολογιακών ανωμαλιών στο χώρο του ελληνικού Χρηματιστηρίου τα τελευταία δώδεκα χρόνια, συμπληρώνοντας έτσι παλαιότερες μελέτες πάνω στο θέμα αυτό.

ΑΝΑΦΟΡΕΣ

- Abraham, A. and D. Ikenberry. 1994. "The Individual Investor and the Weekend Effect." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29: p. 263-277.
- Agrawal, A. and K. Tandon. 1994. "Anomalies or Illusions? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries." *Journal of International Money and Finance* 13: p. 83-106.
- Alexakis, P. and M. Xanthakis. 1995. "Day of the Week Effect on the Greek Stock Market." *Applied Financial Economics* 5: p. 43-50.
- Ariel, R. 1987. "A Monthly Effect in Stock Returns." *Journal of Financial Economics* 18: p. 161-174.
- Ariel, R. 1990. "High Stock Returns Before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes." *The Journal of Finance* XLV No 5: p. 1611-1626.
- Bailey, R. 2001. Book: Economics of Financial Markets, Chapter2: Predictability of Prices and Market Efficiency p. 36-38.
- Balaban, E. 1995. "Day of the Week Effects: New Evidence from an Emerging Market." *Applied Economics Letters* 2: p. 139-143.
- Barone, E. 1990. "The Italian Stock Market: Efficiency and Calendar Anomalies." *Journal of Banking and Finance* 14: p. 483-510.
- Berges, A., J. McConnell and G. Schlarbaum. 1984. "The Turn-of-the-Year in Canada." *The Journal of Finance* XXXIX No 1: p. 185-192.
- Berument, H. and H. Kiyamaz. 2001. "The day of the Week Effect on Stock Market Volatility." *Journal of Economics and Finance* 25 No 2: p. 181-193.
- Bhabra, H., U. Dhillon and G. Ramirez. 1999. "A November Effect? Revisiting the Tax-Loss-Selling Hypothesis." *Financial Management* 28 No 4: p. 5-15.
- Black, F. 1971. "Implications of Random Walk Hypothesis for Portfolio Management." *Financial Analyst Journal*, March/April.

- Boudreaux, D. 1995. "The Monthly Effect in International Stock Markets: Evidence and Implications." *Journal of Financial and Strategic Decisions* 8 No 1: p. 15-19.
- Brown, P., D. Keim, A. Kleidon and T. Marsh. 1983. "Stock Return Seasonalities and The Tax-Loss Selling Hypothesis: Analysis of the Arguments and Australian Evidence." *Journal of Financial Economics* 12: p. 33-56.
- Cadsby, C. 1989. Canadian Calendar Anomalies and the Capital Asset Pricing Model, in: S.J. Taylor, B.G. Kingsman and R.M.C. Guimares, eds., *A Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets.* (Springer-Verlag, Berlin): p.199-266.
- Cadsby, C. and M. Ratner. 1992. "Turn-of-month and Pre-Holiday Effects on Stock Returns: Some International Evidence." *Journal of Banking and Finance* 16: p. 497-509.
- Chen, G., C. Kwok and O. Rui. 2001. "The Day-of-the-week Regularity in the Stock Markets of China." *Journal of Multinational Financial Management* 11: p.139-163.
- Chow, E., P. Hsiao and M. Solt. 1997. "Trading Returns for the Weekend Effect Using Intraday Data." *Journal of Business Finance and Accounting* 24:p.425-444.
- Compton, W. and R. Kunkel. 2000. "Tax-Free Trading on Calendar Stock and Bond Market Patterns." *Journal of Economics and Finance* 24: p. 64-76.
- Conejos, V. 2001. "Eficiencia en el Mercado de Capitales. Anomalia de Fin de Mes, 1992-2000." Trabajo Final, Maestría en Finanzas, Universidad de CEMA, Buenos Aires, Argentina.
- Connolly, R. 1989. "An Examination of the Robustness of the Weekend Effect." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24 No 2: p. 133-169.
- Corhay, A., G. Hawawini and P. Michel. 1987 "Seasonality in the Risk-Return Relationship: Some International Evidence." *The Journal of Finance* XLII No 1:p. 49-68.
- Coutts, A., C. Kaplanidis and J. Roberts. 2000. "Security Price Anomalies in an Emerging Market: The Case of the Athens Stock Exchange." *Applied Financial Economics* 10: p. 561-572.

- Cross, F. 1973. "The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays." *Financial Analysts Journal* Nov-Dec. 29: p. 67-69.
- Dyl, E.. 1977. "Capital Gains Taxation and Year-End Stock Market Behavior." *Journal of Finance* 38: p. 165-175.
- Dyl, E. and S. Martin.1985. "Weekend Effects On Stock Returns: A Comment." *Journal of Finance* 40: p. 347-350.
- Fama, E. 1965. "The Behavior of Stock Market Prices." *Journal of Business* 28 (January): p. 34-105.
- Fields, M. 1934. "Security Prices and Stock Exchange Holidays in Relation to Short Selling." *Journal of Business* 7: p. 328-338.
- Flannery, M. And A. Protopapadakis. 1988. "From T-Bills to Common Stocks: Investigating the General of Intra-Week Return Seasonality." *The Journal of Finance* XLIII No2 : p. 431-450.
- Fortune, P. 1999. "Are Stock Returns Different over Weekends? A Jump Diffusion Analysis of the "Weekend Effect."" *New England Economic Review*.
- Fosback, N. 1976. *Stock Market Logic*, Institute for Econometric Research, Fort Lauderdale, p. 156.
- Fountas, S. and K.Segredakis. 1999. "Emerging Stock Markets Return Seasonalities: The January Effect and the Tax-Loss Selling Hypothesis." Department of Economics, National University of Ireland, Galway Working Paper No 37.
- French, K. 1980. Stock Returns and the Weekend Effect." *Journal of Financial Economics* 8: p. 55-70.
- Gibbons, M., P. Hess. 1981. "Day of the Week Effects and Asset Returns." *Journal of Business* 54 No 4: p. 579-596.
- Gultekin, M. and N. Gultekin. 1983. "Stock Market Seasonality: International Evidence." *Journal of Financial Economics*: p. 469-481.
- Harris, L. 1986. "A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns." *Journal of Financial Economics* 16: p. 99-117.
- Haugen, R. and P. Jorion. 1996. "The January Effect: Still There After all These Years." *Financial Analysts Journal* 52: p.27-31.

- Hensel, C. and W. Ziemba. 1996. "Investment Results from Exploiting Turn-of-the-Month Effects." *Journal of Portfolio Management*.
- Ho, Y. 1990. "Stock Return Seasonalities in Asia Pacific Markets." *Journal of International Financial Management and Accounting* 2: p.47-77.
- Jacobs, B and K. Levy. 1988. "Calendar Anomalies: Abnormal Returns at Calendar Turning Points." *Financial Analysts Journal*, Nov-Dec: p.12-17.
- Jaffe, J. and R. Westerfield. 1985. "The Week-End Effect in Common Stock returns: The International Evidence." *The Journal of Finance* XL No 2: p. 433-454.
- Jaffe, J. and R. Westerfield. 1989. "Is There a Monthly Effect in Stock Market Returns? Evidence from Foreign Countries." *Journal of Banking and Finance* 13: p. 237-244.
- Jones, C., D. Pearce and J. Wilson. 1987. "Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note." *The Journal of Finance* XLII No 2: p. 453-461.
- Keim, D. 1989. "Trading Patterns, Bid-Ask Spreads, and Estimated Security Returns: The Case of Common Stocks at Calendar Turning Points." *Journal of Financial Economics* 25: p. 75-97.
- Keim, D. and R. Stambaugh. 1984. "A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns." *The Journal of Finance* XXXIX No. 3: p. 819-840.
- Kim, C. And K. Park. 1994. "Holiday Effects and Stock Returns: Further Evidence." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29: p. 145-157.
- Lakonishok, J. and S. Smidt. 1984. "Volume and Turn-of-the-year Behavior." *Journal of Financial Economics* 13: p. 435-456.
- Lakonishok, J. and S. Smidt. 1988. "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective." *Review of Financial Studies* 3: p. 431-467.
- Liano, K., L. White. 1994. "Business Cycles and the Pre-Holiday Effect in Stock Returns." *Applied Financial Economics* 4: p. 171-174.
- Maxwell, W. 1998. "The January Effect in the Corporate Bond Market: A Systematic Examination." *Financial Management* 27 No 2: p. 18-30.
- Merill, A. 1966. *Behavior of Prices on Wall Street*. The Analysis Press, Chappaqua, New York.

- Miller, E. 1988. "Why a Weekend Effect?" *Journal of Portfolio Management* 14: p.42-48.
- Mills, T., C. Siriopoulos, R. Markellos and D. Harizanis. 2000. "Seasonality in the Athens Stock Exchange." *Applied Financial Economics* 10: p. 137-142.
- Nejat Seyhun, H. 1988. "The January Effect and Aggregate Insider Trading." *The Journal of Finance* XLIII No1: p. 129-141.
- Ogden, J. 1990. "Turn-of-Month Evaluations of Liquid Profits and Stock Returns: A Common Explanation for the Monthly and January Effects." *Journal of Finance* 45: p. 1259-1272.
- Pierce, D. 1995. "The Robustness of Calendar Anomalies in Daily Stock Returns." Working Paper. College of Management, North Carolina State University.
- Redman, A., H. Manakyan and K. Liano. 1997. "Real Estate Investment Trusts and Calendar Anomalies." *Journal of Real Estate Research* 14 No 1/2 : p. 19-28.
- Reinganum, M. 1983. "The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax- Loss Selling Effects." *Journal of Financial Economics* 12: p. 89-104.
- Riepe, M. 1998. "Is the Publicity Killing the January Effect?" *Journal of Financial Planning* 12: p. 64-70.
- Rogalski, R. and S. Tinic. 1986. "The January Size Effect: Anomaly or Risk Mismeasurement?" *Financial Analysts Journal* 42: p. 63-70.
- Roll, R. 1983. "Vas ist Das: The Turn of the Year Effect and the Return Premia of Small Firms." *Journal of Portfolio Management* 9: p. 18-28.
- Rozeff, M. and W. Kinney. 1976. "Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns." *Journal of Financial Economics* 3: p. 379-402.
- Rystrom, D. And E. Benson, 1989. "Investotr Psychology and the Day-of-the-Week Effect," *Financial Analyst Journal* 45: p. 75-78.
- Solnik, B. And L. Bousquet. 1990. "Day-of-the-Week Effect on the Paris Bourse." *Journal of Banking and Finance* 14: p. 461-468.

- Sullivan, R., A. Timmermann and H. White. 1998. "Dangers of Data-Driven Inference: The Case of Calendar Effects in Stock Returns." Discussion Paper 98-16 Department of Economics, University of California, San Diego.
- Tinic, S and R. West. 1984. "Risk and Return: January vs. the Rest of the Year." *Journal of Financial Economics* 13: p.561-574.
- Wachtel, S. 1942. "Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices." *Journal of Business* 15: p. 184-193.
- Wong, P., S. Neoh, K. Lee and T. Thong. 1990. "Seasonality in the Malaysian Stock Market." *Asia Pacific Journal of Management* 7 (Special Issue): p. 43-62.
- Zablotsky, E. 2001. "Eficiencia del Mercado de Capitales. Una Ilustracion." *Trabajos Finales de la Maestria en Finanzas, Universidad del CEMA, Buenos Aires, Argentina.*
- Ziemba, W. 1989. "Japanese Security Market Regularities: Monthly, Turn of the Month and Year, Holiday and Golden Week Effects" (Yamaichi Research Institute, Tokyo).

Internet Sites:

<http://www.forum.com>

<http://www.investorhome.com>

<http://www.benefitscanada.com>

<http://www.mir.com.my>