

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

1) ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	1-3
2) ΘΕΩΡΙΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΩΝ ΑΓΟΡΩΝ.....	4-6
3) ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: JANUARY EFFECT.....	7-14
4) ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: PRE-HOLIDAY EFFECT.....	15-22
5) ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: TURN –OF –THE-MONTH EFFECT	23-31
6) ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: WEEKEND EFFECT.....	32-43
7) ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΣΥΣΧΕΤΙΣΗ ΦΑΙΝΟΜΕΝΩΝ.....	44-47
8) ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6: ΤΙ ΙΣΧΥΕΙ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΚΕΦΑΛΑΙΑΓΟΡΑ.....	48-50
7) ΕΠΙΛΟΓΟΣ.....	51-52
9) ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α.....	53-93
10) ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β: ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	94-99

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Οι ανωμαλίες της αγοράς είναι ένα φαινόμενο που εμφανίζεται στις χρηματιστηριακές αγορές και επηρεάζει την ομαλή λειτουργία τους. Το φαινόμενο αυτό έχει απασχολήσει πολλούς ερευνητές οι οποίοι έχουν μελετήσει πολλές αγορές για μεγάλα διαστήματα και για πολλά προϊόντα. Ανωμαλία είναι ένα γεγονός που δεν μπορεί να ερμηνευτεί από την επικρατούσα θεωρία και συγκεκριμένα στην περίπτωση των μετοχών δεν μπορεί να ερμηνευτεί από την θεωρία των αποτελεσματικών αγορών. Οι κυριότερες μορφές ανωμαλιών είναι :

Α. ΗΜΕΡΟΛΟΓΙΑΚΕΣ ΑΝΩΜΑΛΙΕΣ (CALENDAR ANOMALIES)

1) ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ

(The January or turn of the year effect)

Οι μετοχές των μικρών κυρίως εταιρειών τείνουν να εμφανίζουν αποδόσεις μεγαλύτερες από το μέσο όρο κατά τον μήνα Ιανουάριο, και ειδικότερα κατά το α' μισό του μήνα

2) ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΑΛΛΑΓΗΣ ΤΟΥ ΜΗΝΑ

(Turn of the month effect)

Οι μετοχές παρουσιάζουν υψηλότερες θετικές αποδόσεις κατά την αλλαγή του μήνα και κυρίως κατά τις 2-3 τελευταίες και τις 4-5 πρώτες μέρες του μήνα .

3) ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΣΑΒΒΑΤΟΚΥΡΙΑΚΟΥ Ή ΤΗΣ ΔΕΥΤΕΡΑΣ

(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 τάση εμφανίζεται συνήθως μεταξύ της τιμής κλεισίματος της Παρασκευής και της τιμής κλεισίματος της Δευτέρας .

4) ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΠΑΡΑΜΟΝΗΣ ΤΩΝ ΕΟΡΤΩΝ (pre -holiday effect).

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

B. ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΜΙΚΡΗΣ ΕΤΑΙΡΕΙΑΣ ΤΟΥ ΜΕΓΕΘΟΥΣ (the small firm effect or size effect)

Κάποιες μελέτες όπως αυτή του Rolf Banz (the relationship between market value and return of common stocks –Journal of financial economics ,November 1981)έχουν αποδείξει ότι οι μικρές εταιρείες τείνουν να έχουν μεγάλη απόδοση .Ο συγκεκριμένος μελετητής έκανε την έρευνα του στις Η.Π..Α και μελέτησε τον NYSE από το 1926-1980 κατηγοριοποιώντας τις εταιρείες σε μεγάλες και μικρές με βάση την κεφαλοποίηση και το ενεργητικό τους .Το αποτέλεσμα ήταν ότι οι αποδόσεις των μικρότερων μετοχών ξεπέρασαν αυτές των μεγαλύτερων. Γενικότερα η ύπαρξη ή όχι του size effect δεν είναι πλήρως αποδεδειγμένη και εξαρτάται κάθε φορά από το είδος της μελέτης .

Γ.ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΠΟΥ ΣΧΕΤΙΖΕΤΑΙ ΜΕ ΤΗΝ ΑΝΑΓΓΕΛΙΑ ΝΕΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ(announcement based effects).

Οι μετοχές που έχουν προκαλέσει θετική αντίδραση στις δημόσιες εγγραφές τείνουν να έχουν μια θετική ανοδική πορεία σε αντίθεση με αυτές που έχουν αρνητική .Σύμφωνα με τις τελευταίες μελέτες ενώ οι αντιδράσεις στις τιμές προέκυπταν μέσα σε διάστημα 3-4 εβδομάδων ,κατά την δεκαετία του 80 ,τα τελευταία χρόνια εμφανίζονται μετά από 2 μέρες γεγονός που οφείλεται στις τεχνολογικές εξελίξεις .

Δ.ΑΡΧΙΚΕΣ ΔΗΜΟΣΙΕΣ ΕΓΓΡΑΦΕΣ ΜΕΤΟΧΩΝ (initial public offerings-IPO's) ΚΑΙ ΑΥΚΗΣΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟΥ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ (seasoned equity offerings-SEO's)

Έχει παρατηρηθεί ότι τα IPO's,προκαλούν μια συγκεκριμένη συμπεριφορά στις μετοχές με αποτέλεσμα οι τιμές τους να είναι αρκετά υψηλές τις πρώτες μέρες και εβδομάδες μετά την δημόσια εγγραφή.Τα ίδια σχεδόν ισχύουν για τις μετοχές των εταιρειών που κάνουν αύξησης μετοχικού κεφαλαίου ενώ είναι ήδη εισηγμένες στο χρηματιστήριο αν και το φαινόμενο εμφανίζεται με πιο ήπια μορφή.

Ε.ΣΥΝΑΛΛΑΓΕΣ ΕΚ ΤΩ ΕΣΩ (insider transactions)

Υπάρχουν αρκετές μελέτες που έχουν γίνει σχετικά με την συμπεριφορά των μετοχών και των αποδόσεων τους όταν γίνονται αντικείμενα συναλλαγών από διευθυντές και στελέχη των εταιρειών στις οποίες ανήκουν .Είναι λογικό να ανεβαίνει η τιμή μιας μετοχής όταν υπάρχει ζήτηση από διευθυντικά στελέχη καθώς αυτό σημαίνει ότι είναι υποτιμημένη και αναμένεται να έχει υψηλή απόδοση στο μέλλον.

Z.ΤΟ ΠΑΡΑΔΟΞΟ ΤΩΝ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ ΚΛΕΙΣΤΟΥ ΤΥΠΟΥ (the closed –end mutual fund paradox)

Τα αμοιβαία κλειστού τύπου είναι σύνολα τίτλων που μπορούν να αγοραστούν ή να πουληθούν μεμονωμένα .Το παράδοξο είναι ότι η αγοραστική αξία του αμοιβαίου ως σύνολο διαφέρει από την αγοραστική αξία των επιμέρους τίτλων από τους οποίους αποτελείται .Τα αμοιβαία κλειστού τύπου πωλούνται με ένα premium πάνω από την αξία των μεμονωμένων τίτλων .

Η. ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΥΨΗΛΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΚΕΡΔΩΝ ΠΡΟΣ ΤΗΝ ΤΙΜΗ (the high earnings /price ratio effect)

Οι εταιρείες με υψηλό E/P φαίνεται να έχουν μετοχές με πολύ υψηλές αποδόσεις σε σχέση με ένα κοινό μέτρο σύγκρισης όπως το CAPM .

Θ .WALL STREET WEATHER

Υπάρχει η φήμη ότι συνδέονται οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο με τον καιρό της Ν.Υόρκης .Αυτό υπονοεί ότι υπάρχει μεγάλη αυτοσυσχέτιση μεταξύ της ψυχολογίας του επενδυτή ,που εδώ αντανακλάται στον καιρό ,και τις τιμές των μετοχών .

Έπειτα από μια συνοπτική ανάλυση των ανωμαλιών της αγοράς θα ακολουθήσει μια αναφορά στην θεωρία των αποτελεσματικών αγορών και στην συνέχεια η ανάλυση των ημερολογιακών ανωμαλιών με επισκόπηση των μελετών διακεκριμένων ακαδημαϊκών.

ΘΕΩΡΙΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΩΝ ΑΓΟΡΩΝ

Η υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market Hypothesis) είναι το θεμέλιο πάνω στο οποίο έχει χτιστεί η σύγχρονη χρηματοοικονομική θεωρία. Το ερώτημα αν η χρηματιστηριακή αγορά είναι πράγματι αποτελεσματική έχει απασχολήσει ευρέως ακαδημαϊκούς, αναλυτές, επενδυτές και επιχειρηματική διοίκηση. Σύμφωνα με τον Fama (1970), έναν από τους πρώτους οικονομολόγους που διατύπωσε την θεωρία, σε μια αποτελεσματική αγορά οι παρούσες τιμές των αξιογράφων αντικατοπτρίζουν πλήρως κάθε σχετική και διαθέσιμη πληροφορία κατά τρόπο γρήγορο και ακριβή και άρα οι τιμές στην αγορά αντικατοπτρίζουν την πραγματική αξία του αξιογράφου. Με άλλα λόγια, μια αγορά είναι αποτελεσματική όταν οι αγοραίες τιμές των αξιογράφων αντικατοπτρίζουν πλήρως κάθε πληροφορία σχετικά με τα μελλοντικά κέρδη, μερίσματα, κίνδυνο του αξιογράφου, αναμενόμενη απόδοση.

Σαν αποτέλεσμα εάν η αγορά μιας μετοχής είναι αποτελεσματική σε σχέση με τις διαθέσιμες πληροφορίες, κανένας επενδυτής δεν μπορεί να χρησιμοποιήσει δημοσιευμένες ή ιστορικές πληροφορίες σχετικά με την μετοχή για να επιτύχει υπερβολικές αποδόσεις. Ο λόγος είναι απλός: αυτές οι πληροφορίες έχουν ήδη προεξοφληθεί και είναι ενσωματωμένες στην τιμή του αξιογράφου. Οι επενδυτές θα επιτύχουν μόνο κανονικές αποδόσεις, ανάλογες δηλαδή του επενδυτικού κινδύνου που αναλαμβάνουν. Σε μια αποτελεσματική αγορά, η σημερινή μεταβολή της χρηματιστηριακής τιμής μιας μετοχής προέρχεται μόνον από τα σημερινά απροσδόκητα νέα. Τα χθεσινά νέα δεν είναι πια σημαντικά γιατί έχουν ήδη προεξοφληθεί. Άρα η σημερινή μεταβολή της τιμής μιας μετοχής είναι ανεξάρτητη από την χθεσινή και ακολουθεί μια τυχαία διαδικασία ή όπως αναφέρεται στη διεθνή βιβλιογραφία έναν τυχαίο περίπατο (RANDOM WALK).

ΤΥΠΟΙ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

Υπάρχουν τρία είδη αποτελεσματικής αγοράς :

- 1) **Καταναμητική αποτελεσματικότητα:**
Συνιστάται στο κατά πόσον αυτή διευκολύνει την κατανομή των κοινωνικών πόρων μεταξύ ανταγωνιστικών πραγματικών επενδύσεων .Η καταναμητική λειτουργία της κεφαλαιαγοράς περιέχει χρηματοδοτικούς πόρους για την ανάπτυξη τομέων υψηλής τεχνολογίας αιχμής μέσω νέων εκδόσεων χρηματιστηριακών τίτλων ,κατανέμοντας σχετικά μικρά ποσά σε κλάδους βραδείας ανάπτυξης και παρακμής
- 2) **Λειτουργική αποτελεσματικότητα :**
Συνιστάται στη διεκπεραίωση της καταναμητικής λειτουργίας με την μεγαλύτερη διευκόλυνση και το μικρότερο δυνατό συναλλακτικό κόστος για τους επενδυτές και τις επιχειρήσεις .
- 3) **Τιμολογιακή αποτελεσματικότητα :**
Αυτή αναφέρεται στην αποτελεσματικότητα στην διαμόρφωση των τιμών των τίτλων πουπραγματεύονται και ανταλλάσσονται στο χρηματιστήριο αξιών και στις εκτός κύκλου αγορές .

ΜΟΡΦΕΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ

Ο Fama έχει ορίσει τρεις μορφές ή επίπεδα αποτελεσματικότητας της αγοράς :

⇒ **ΜΟΡΦΗ ΑΣΘΕΝΟΥΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ :**
Σύμφωνα με αυτήν ιστορικές πληροφορίες αντικατοπτρίζονται ήδη στις τιμές και δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν από τους επενδυτές για να προβλέχουν μελλοντικές τιμές και να πετύχουν μη κανονικές αποδόσεις .

⇒ **ΜΟΡΦΗ ΗΜΙ-ΙΣΧΥΡΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ:**
Σύμφωνα με αυτήν δημοσιευμένες πληροφορίες π.χ. ισολογισμοί ,ανακοινώσεις εταιρειών για κέρδη και μερίσματα αντικατοπτρίζονται στις παρούσες τιμές και δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν από τους επενδυτές για να προβλέψουν μελλοντικές τιμές και να πετύχουν μη κανονικές αποδόσεις .

⇒ ΜΟΡΦΗ ΙΣΧΥΡΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ:

Σύμφωνα με αυτήν ακόμα και μη δημοσιευμένες πληροφορίες π.χ. πληροφορίες που έχουν άτομα από μια εταιρεία και δεν έχουν δημοσιευτεί ακόμα αντικατοπτρίζονται στις παρούσες τιμές και δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν από τους επενδυτές για να προβλέψουν μελλοντικές τιμές και να πετύχουν μη κανονικές αποδόσεις .

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: JANUARY EFFECT

Το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι ίσως το πιο γνωστό παράδειγμα από τις ανωμαλίες της αγοράς .Οι μετοχές και κυρίως αυτές των μικρών εταιρειών ,έχουν επιδείξει αφύσικα υψηλές αποδόσεις κατά τον μήνα Ιανουάριο που ξεπερνούν τον μέσο όρο αποδόσεων ολόκληρου του χρόνου .Εάν όμως η ανωμαλία αυτή είναι εκμεταλλεύσιμη και εάν οι αγορές είναι αποδοτικές ,θα περιμέναμε το φαινόμενο να εξαλείφεται με το πέρας του χρόνου.Είναι όμως εντυπωσιακό ότι το φαινόμενο παραμένει το ίδιο έντονο εδώ και πολλές δεκαετίες .

Το φαινόμενο πρωτοεισάχθηκε στην ακαδημαϊκή βιβλιογραφία από τον Wachtel το 1942 και επανήλθε στο προσκήνιο από τους Rozeff and Kinney το 1976.Η έρευνα τους έγινε για τις Η.Π.Α. την περίοδο 1907-1974 εξετάζοντας τον δείκτη NYSE .Τα αποτελέσματα ήταν η εύρεση υψηλών αποδόσεων τον μήνα Ιανουάριο .Στα ίδια πλαίσια κινήθηκε και η έρευνα του Donald Keim στις αρχές του '80 εξετάζοντας μετοχές την περίοδο 1963-1979.Ο Keim ήταν αυτός που έδωσε όνομα στο φαινόμενο 'January Effect '.

Στα ίδια αποτελέσματα κατέληξαν και οι μελέτες των Gultekin και Gultekin (1983) με εξεταζόμενη χώρα πάλι την Αμερική καθώς επίσης και οι Tinic και West (1984) με εξεταζόμενη περίοδο 1935-1982.

Το 1987 , οι Nassir και Mohammad εξετάζοντας την Μαλαισία φαίνεται να επιβεβαιώνουν την ύπαρξη του φαινομένου στην χώρα τους .Το ίδιο κάνει και ο Balaban (1995) για την Τουρκία .Το 1993 οι Jorion και Haugen (Table 7) εξετάζοντας τον NYSE (1926-1993) δείχνουν ότι το φαινόμενο επικρατεί στις μετοχές των μικρών εταιρειών και όχι σ'αυτές των μεγάλων γεγονός στο οποίο συμφωνεί και ο Riepe (1998) ο οποίος όμως προσθέτει ότι το January Effect παρουσιάζει πτωτική τάση για την περίοδο 1993-1997.

Ενδιαφέρουσα ήταν η μελέτη του Ho (1999) ο οποίος μελέτησε την αγορά 8 Ασιατικών Αναδυόμενων Χωρών και βρήκε ενισχυμένο το φαινόμενο σε 6 από αυτές .Την έρευνα αυτή επεκτείνουν οι Φούντας και Σεγκρεδάκης (1999) σε 18 αναδυόμενες αγορές (emerging markets) για την περίοδο

1987 –1995 με ενδιαφέροντα αποτελέσματα για το January Effect. Προχωρώντας στον χρόνο ,οι Compton και Kunkel (2000) έδειξαν ότι δεν υπάρχουν στοιχεία εμφάνισης του φαινομένου για την περίοδο 1988-1998 εξετάζοντας τους δείκτες DJIA και S&P 500 και 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, weekend effect και turn of the month effect. Παράλληλα, μελέτησαν τους δείκτες DJIA και S&P 500 χρησιμοποιώντας το μοντέλο παλινδρόμησης των ημερήσιων αποδόσεων στις μηνιαίες dummy μεταβλητές. τα αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν υπάρχει εμφάνιση του φαινομένου του Ιανουαρίου, αφού το F statistic test αδυνατεί να απορρίψει την υπόθεση H_0 ότι οι διαφορές των ημερήσιων αποδόσεων των υπολοίπων μηνών και του Ιανουαρίου είναι ίσες με το μηδέν.

$$R_t = a + b_1 * D_{1t} + b_2 * D_{2t} + \dots + b_{11} * D_{11t} + e_t$$

όπου

R_t : η απόδοση των μετοχών στον χρόνο t

a: μέση απόδοση του μήνα Ιανουαρίου

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

b_{it} : διαφορά των αποδόσεων μεταξύ του Ιανουαρίου και του μήνα I

$H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_{11} = 0$

$H_1: b_1, b_2, b_3 \dots b_{11} < 0$ ► συμφωνία με το φαινόμενο του Ιανουαρίου

Με τον S&P 500 ασχολήθηκαν και οι Gibbons (1962-1978) και French (1953-1977) .

Στην μη ύπαρξη του φαινομένου οδηγήθηκε και η έρευνα του Aktham Maghayerehi (2002) στην Ιορδανία ,ο οποίος εξέτασε τον Amman Stock Exchange Index για την περίοδο 1994-2002 στην Ιορδανία .

Τέλος οι έρευνες στην Ελλάδα από τους Fountas και Segredakis (2002) και Koutianoudis και Wang (2003) μελετώντας τον ASE έδειξαν ισχυρή ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου.

ΛΟΓΟΙ ΕΜΦΑΝΙΣΗ ΤΟΥ JANUARY EFFECT

Υπάρχουν πολλές θεωρίες που έχουν αναπτυχθεί προκειμένου να ερμηνεύσουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου .Η πιο σημαντική από αυτές είναι η υπόθεση του 'year end tax-loss selling'. Σύμφωνα μ'αυτήν οι επενδυτές δημιουργούν ζημιές σε κάποιες 'μη επιτυχημένες ' επενδύσεις τους πουλώντας τις στο τέλος του χρόνου προκειμένου να αντισταθμίσουν τα κέρδη σε άλλες και να μειώσουν έτσι το ποσοστό της φορολογίας τους. Έπειτα αγοράζουν πάλι τις επενδύσεις αυτές ή άλλες στις αρχές του Ιανουαρίου .Λόγω του γεγονότος αυτού, οι τιμές των μετοχών στις οποίες παρουσιάζονται κεφαλαιακές ζημιές ,μειώνονται κατά τον Δεκέμβριο και αυξάνονται πάλι τον Ιανουάριο. Το φαινόμενο λοιπόν του Ιανουαρίου εμφανίζεται πολύ έντονα στις μετοχές μικρών επιχειρήσεων αφού αυτές είναι που έχουν τη μεγαλύτερη διακύμανση στην τιμή .

Σύμφωνα με τον Dyl (1977) ,ο οποίος εξέτασε την αγορά των Η.Π.Α. ,ο όγκος των συναλλαγών των μετοχών τον Δεκέμβριο είναι αντιστρόφως ανάλογος ως προς την αλλαγή της τιμής από τον Ιανουάριο ως τον Νοέμβριο.

Το 1983,ο Roll διαπιστώνει 2 στοιχεία : 1) ότι οι εταιρείες μικρού μεγέθους επηρεάζονται πολύ περισσότερο από την tax-loss selling hypothesis από ότι οι εταιρείες μεγάλου μεγέθους .2) ότι οι μετοχές των οποίων η αξία μειώνεται κατά την διάρκεια του χρόνου ,κερδίζουν πολύ περισσότερο τον Ιανουάριο .

Στα ίδια αποτελέσματα ,οδηγούνται και μελέτες των Reinganum (1983) και Brown et al (1983) για τις Η.Π.Α. .Τα ευρήματα τους στηρίζουν την tax-loss selling hypothesis κυρίως για τις μικρές εταιρείες εφόσον οι μετοχές τους παρουσιάζουν μεγαλύτερη διακύμανση και συνεπώς μεγαλύτερες πιθανότητες για μεγάλη πτώση των τιμών στο τέλος του χρόνου.

Στο σημείο αυτό τίθεται το εξής ερώτημα : πώς εξηγείται η ύπαρξη του φαινομένου σε αγορές που δεν τίθεται θέμα φορολογίας τον Ιανουάριο ; Τέτοιο ζήτημα τέθηκε από την Brown et al. (1983) στην μελέτη που έκαναν για την αγορά της Αυστραλίας ,όπως και απο τους Jones,Pearce και Wilson (1987) για την αγορά των Η.Π.Α. (1871-1938) πριν το 1918 (έτος όπου άρχισε η επιβολή φόρων εισοδήματος).Χώρησαν 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 του Ιανουαρίου.

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

όπου

R_t : αποδόσεις μετοχών του μήνα t

$M_{2t} \dots 12t} = 1$, αν ο μήνας είναι Φεβρουάριος, ..., Δεκέμβριος

= 0, διαφορετικά

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

$H_1: \beta_i < 0$ συνέπεια με το φαινόμενο

If $\beta_i (i > 1) = 0$ τότε

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 * JAN_t + e_t$$

όπου

$JAN_t = 1$, αν ο μήνας είναι Ιανουάριος

= 0, διαφορετικά

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

Τα αποτελέσματα της έρευνας όσον αφορά τον Cowles Index έδειξαν ότι γαι τις περιόδους 1871-1917, 1900-1917 και 1918-1938 χωριστά $H_0: \beta_i (i > 1) > 0$ δεν μπορεί να απορριφθεί, γεγονός που δημαίνει ότι εμφανίζεται το January effect κατά το διαστημα 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 μικρότερς αλλά όχι στατιστικά σημαντικές από αυτές των άλλων μηνών.

Επιπλέον οι Berges, McConell και Scharlabaum (1984) είχαν να αντιμετωπίσουν το ίδιο ερώτημα για την αγορά του Καναδά πριν το 1972. Μελέτησαν την περίοδο 1951-1980 χωρίζοντας την σε 2 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 Μοντρεαλ. Οι μετοχές αυτές κατατάχτηκαν με βάση την συνολική αξία τους στο τέλος κάθε Δεκεμβρίου και χωρίστηκαν σε πεντε πορτοφόλια με ισάριθμες μετοχές με βάση την αξία αυτή. Για κάθε πορτοφόλιο 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 hypothesis οι μελετητές εξέτασαν την σχέση μεταξύ αποδόσεων Ιανουαρίου και ενός μέτρου του potential tax loss selling (PTS). Το μέτρο αυτό είναι ο λόγος της τιμής στο τέλος του χρόνου και της υψηλότερης τιμής συναλλαγής σε μία περίοδο που να επιτρέπει οποιαδήποτε βραχυπρόθεσμη ζημια για φορολογικούς σκοπούς. Οι τίτλοι χωρίστηκαν σε δέκα πορτοφόλια

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 και κυρίως για μετοχές μεγάλων εταιριών.Το φαινόμενο αυτό όμως εμφανίζεται έντονα στον Καναδά χωρίς όμως να είναι δυνατόν να εντοπιστεί η παραγματική του αιτία.

Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν και οι Φούντας και Σεγκρεδάκης (1999) οι οποίοι εξέτασαν τις παρακάτω χώρες : Αργεντινή, Χιλή,Κολομβία ,Ελλάδα ,Ινδία ,Ιορδανία ,Κορέα ,Μαλαισία, Μεξικό ,Νιγηρία ,Πακιστάν ,Φιλιππίνες ,Πορτογαλία , Ταϊβάν Ταϊλάνδη,Τουρκία ,Βενεζουέλα, και Ζιμπάμπουε.

$$R_t = a + b_1 * D_{1t} + b_2 * D_{2t} + \dots + b_{11} * D_{11t} + e_t$$

όπου

R_t : η απόδοση των μετοχών στον χρόνο t

a: μέση απόδοση του μήνα Ιανουαρίου

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

b_{it} : διαφορά των αποδόσεων μεταξύ του Ιανουαρίου και του μήνα I

$H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_{11} = 0$

$H_1: b_1, b_2, b_3 \dots b_{11} < 0$ ► συμφωνία με το φαινόμενο του Ιανουαρίου

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

$$R_t = b_0 + b_1 * D_{1t} + e_t$$

με

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

=1, αλλιώς

b_0 : η μέση απόδοση Ιανουαρίου και μέση απόδοση του πρώτου μήνα του φορολογικού έτους.

$H_0: b_1 = 0$

Όσον αφορά τα μηνιαία αποτελέσματα , όλες οι χώρες παρουσιάζουν φαινόμενα εποχικότητας με ιδιαίτερα στατιστική σημαντικότητα στις χώρες της Χιλής,Κολομβίας,Ινδίας,Μαλαισίας,Μεξικό,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 φαινομένου του Ιανουαρίου και tax loss selling hypothesis.Αντίθετα καθόλου δεν εμφανίζεται η υπόθεση αυτή στις Ινδίες 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 στηνΧιλή , τον Δεκέμβριο στην Κολομβία και τον Οκτώβριο στην Ελλάδα.Υπάρχουν όμως και αγορές όπου οι αποδόσεις μεταξύ των μηνών δεν διαφέρουν σημαντικά, όπως συμβαίνει στην Ταιλάνδη,Βενεζουέλα και Ζιμπάμπουε.Γενικά η έρευνα έδειξε ότι δεν υπάρχει απόδειξη ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου οφείλεται στη tax loss selling hypothesis.

Ο Ho (1990) εξετάζοντας τις ασιάτικες αγορές διαπιστώνει ότι η tax-loss selling hypothesis δεν εμφανίζεται έντονα αφού μόνο σε τρεις από τις εννέα χώρες του Ειρηνικού , η απόδοση του πρώτου μήνα του φορολογικού έτους ήταν σημαντικά υψηλότερη από όλους τους άλλους μήνες.Μελέτησε δεδομένα του Second Board Index από το 1993, την χρονία που άρχισε να εφαρμόζεται , ως το 2000 και του KLCI για τα δέκα τελευταία χρόνια σχετικά με τις ποσοστιαίες αλλαγές των τιμών κατά τον μήνα Ιανουάριο. Επίσης, ο Dr Chua Hak Bin (2000) μελετώντας την αγορά της Μαλαισίας παρατηρεί εποχικότητα στις τιμές των μετοχών τον μήνα Φεβρουάριο .Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι σε σχέση με τις Δυτικές αγορές ,το January Effect δεν εμφανίζεται στην Μαλαισία. Αντίθετα μπορούμε να μιλήσουμε για φαινόμενο του Φεβρουαρίου γιατί στην Μαλαισία εμφανίζεται η εξής ιδιομορφία: τα ετήσια bonuses των κατοίκων δίνονται τον Φεβρουάριο και όχι τον Δεκέμβριο ή τον Ιανουάριο .Τα bonuses αυτά είναι πολύ υψηλά και ένα μέρος επενδύεται στην χρηματιστηριακή αγορά δικαιολογώντας έτσι το φαινόμενο του Φεβρουαρίου .

Εκτός από την tax-loss selling hypothesis υπάρχουν και άλλες θεωρίες οι οποίες αναπτύχθηκαν προκειμένου να εξηγήσουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου .Μια από αυτές είναι το size-effect. Με αυτό ασχολήθηκαν το 1984 οι Lakonishok και Smidt και το 1986 οι Rogalski και Titanic.Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι μικρές εταιρείες εμφανίζουν εντονότερο το φαινόμενο και αυτό οφείλεται στο ότι παρουσιάζουν πολύ υψηλότερο συνολικό κίνδυνο στην αρχή του χρόνου από ότι τον υπόλοιπο χρόνο .

Μια άλλη ερμηνεία που έχει δοθεί στο January effect είναι η θετική σχέση κινδύνου –απόδοσης .Έρευνες από τους Tinic and West (1984) και τους Corhay , Hawawini , Michel (1987) παρατηρούν θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του μέσου χαρτοφυλακίου και του συστηματικού κινδύνου μόνο τον μήνα Ιανουάριο για της Η.Π.Α. και το Βέλγιο ενώ η σχέση αυτή είναι θετική τον Απρίλιο στην Αγγλία .Συγκεκριμένα οι εξεταζόμενες χώρες ήταν : Η.Π.Α. , Αγγλία , Γαλλία και Βέλγιο για το διάστημα Ιανουαρίου 1969-Δεκεμβρίου 1983 (Table 6).Οι ερευνητές μελέτησαν τους γενικούς δείκτες και την συμπεριφορά των μετοχών τους .Οι αποδόσεις των μετοχών του NYSE παρουσιάζουν εποχικότητα τον Ιανουάριο ,ενώ αυτές του LSE

(UK) τον Απρίλιο .Για την Γαλλία οι αποδόσεις του (PSE) παρουσιάζουν εποχικότητα τον Ιούλιο ενώ στο Βέλγιο , οι αποδόσεις του (BSE) τον Ιανουάριο –Φεβρουάριο – Απρίλιο Ιούνιο και Ιούλιο .Το επόμενο βήμα τους ήταν η μελέτη των risk premia .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.

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * \beta_{p,t-1} + \mu_{pt} \quad (1)$$

(βασισμένο στον συστηματικό κίνδυνο beta)

$$\gamma_{1t} = a_1 + a_2 * D_2 + e_t \quad (2)$$

όπου

γ_{1t} : μηνιαία εκτίμηση του risk premium

D_2 : dummy μεταβλητή που αντιπροσωπεύει το υπόλοιπο του χρόνου
 $= 1$, υπόλοιπος χρόνος
 $= 0$, μήνας Ιανουάριος

a_1 : διαφορά μεταξύ μέσου risk premium τον Ιανουάριο και μέσου risk premium κατά την διάρκεια των υπολοίπων έντεκα μηνών του χρόνου

$$\gamma_{1t} = a_1 + \sum_{t=1}^{12} a_t * D_t + e_t \quad (3)$$

με

γ_{1t} : μηνιαία εκτίμηση του risk premium

D_t : dummy μεταβλητές που αντιπροσωπεύουν κάθε μήνα του χρόνου από τον Φεβρουάριο ως τον Δεκέμβριο

a_1 : μέσο risk premium του Ιανουαρίου

a_t : κλίση της παλινδρόμησης που μετρά τη διαφορά μεταξύ του μέσου risk premium τον Ιανουάριο και του μέσου risk premium τον μήνα t

$$\gamma_{1t} = a_0 + a_0 * M_t + \sum_{i=1}^3 a_i * D_{it} + \sum_{i=1}^3 a_i * S_{it} + e_t \quad (4)$$

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

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

i=HΠΑ, i=1 για UK, i=2 για Γαλλία, i=3 για Βέλγιο

M_t : dummy variable για μήνα t

D_{it} : dummy variable για χώρα i

S_{it} : $M_t * D_{it}$

Για την αγορά του Βελγίου και των Η.Π.Α . παρατηρήθηκε μια στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων χαρτοφυλακίου και του αντίστοιχου συστηματικού κινδύνου για τον Ιανουάριο .Η ίδια σχέση παρατηρείται στο Ηνωμένο Βασίλειο αλλά για τον μήνα Απρίλιο.Στη Γαλλία , το risk premium του Ιανουαρίου είναι θετικό και μεγαλύτερο από αυτό του υπόλοιπου χρόνου αλλά δεν είναι σημαντικά διαφορετικό από το μηδέν.Αντίθετα με την περίπτωση των ΗΠΑ 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 ΗΠΑ σε αντίθεση με την Γαλλία,Βέλγιο και Ηνωμένο Βασίλειο.

Πέρα από τις θεωρίες που αναφέραμε ,έχουν γίνει προσπάθειες να ερμηνευτεί το φαινόμενο από άλλη σκοπιά. Γνωστή είναι η θεωρία ρευστότητας του χρήματος όπως είναι λογικό στην αλλαγή του χρόνου καθώς και η επανατοποθέτηση των χαρτοφυλακίων με την αλλαγή και την είσοδο του νέου έτους. Πολλοί πάλι, εμμένουν σε ψυχολογικούς παράγοντες που κάνουν τους επενδυτές να λειτουργούν έτσι.Εφόσον η ενασχόληση τους με οικογενειακές υποθέσεις βάζει στην άκρη την επενδυτική τους δραστηριότητα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: PRE – HOLIDAY EFFECT

Από τα μέσα της δεκαετίας του '70 ,έχει υπάρξει ένας μεγάλος όγκος από εμπειρικές μελέτες οι οποίες μελετούν τις ανώμαλες συμπεριφορές των αποδόσεων των μετόχων .Ένα πολύ αινιγματικό εύρημα είναι οι πολύ υψηλές αποδόσεις των μετοχών πριν τις διακοπές .Πιο συγκεκριμένα ,μια μέρα πριν τις γιορτές οι μετοχές εμφανίζουν δυσανάλογη συχνότητα και υψηλές μέσες αποδόσεις που ξεπερνούν 9 με 14 φορές την μέση απόδοση των υπολοίπων ημερών του χρόνου.

Ένας μεγάλος αριθμός ερευνών επικεντρώθηκε στην αμερικάνικη χρηματιστηριακή αγορά .Ο Fields (1934) μελετώντας τον δείκτη DJIA για την περίοδο 1901-1932 παρατηρεί δυσανάλογη συχνότητα των μετοχών τις μέρες πριν τις διακοπές του Σαββατοκύριακου.Το 1965 ο Merrill βρίσκει δυσαναλογία στις τιμές των μετοχών του Dow Jones Industrial Average στις συναλλαγές μια μέρα πριν από διακοπές για την εξεταζόμενη περίοδο 1897-1965. Το 1976 ο Fosback καταλήγει στα ίδια συμπεράσματα για τον S&P 500.

Το 1990, ο Ariel μελετώντας τους δείκτες equally-weighted και value-weighted index βρίσκει ότι για την περίοδο 1963-1982 η μέση 1 ημέρας προ-διακοπών απόδοση είναι 9-14 φορές υψηλότερη από την μέση απόδοση των υπολοίπων ημερών. Επισημαίνει ακόμα ότι το pre-holiday effect δεν είναι εκδήλωση άλλων μορφών ημερολογιακών ανωμαλιών όπως το φαινόμενο του Ιανουαρίου ή του Σαββατοκύριακου .Το 1983 ο Roll εντοπίζει υψηλές αποδόσεις σε μετοχές μικρών εταιρειών κατά τη μέρα συναλλαγής πριν την Πρωτοχρονιά .

Στα ίδια συμπεράσματα οδηγήθηκαν και οι Lakonishok και Smidt (1984) ενώ οι Liano et al (1992) εξιχνιάζουν το φαινόμενο και στις over the counter χρηματιστηριακές αγορές .Ο Petengrill το 1989 κατέληξε στο συμπέρασμα ότι το pre-holiday effect ισχύει και για τις μεγάλες επιχειρήσεις ,δηλαδή δεν έχει να κάνει καθόλου με το μέγεθος των επιχειρήσεων .Αυτό έρχεται σε αντίθεση με την έρευνα των Liano και White το 1994 οι οποίοι μελέτησαν τον S&P500 από 1962-1991(7420 ημερήσιες παρατηρήσεις) και τον NASDAQ από 1972-1991.Τα συμπεράσματα ήταν ότι το pre-holiday effect ισχύει και για τους 2 δείκτες αλλά είναι ισχυρότερο για τον NASDAQ(4809 παρατηρήσεις) (μικρές επιχειρήσεις). Συνδέεται επομένως με το μέγεθος των επιχειρήσεων αλλά και τον οικονομικό κύκλο. Κατένημαν τα δεδομένα σε περιόδους οικονομικής ανάπτυξης και ύφεσης και τις μέρες σε μέρες συναλλαγών πριν τις γιορτές και σε υπόλοιπες.Η μελέτη έγινε με την μέθοδο παλινδρόμησης OLS με dummy variable.Το μοντέλο που προκύπτει είναι το παρακάτω:

$$R_{ijt} = a_{ij1} + a_{ij2} * D_{2t} + e_{ijt} \quad (1)$$

με i = ο δείκτης S&P500 ή ο NASDAQ

j = όλη η περίοδος , περιοδοι ανάπτυξης και ύφεσης

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

D_{2t} = dummy variable =1 , για τις μέρες συναλλαγής πριν τις διακοπές

=0, για τις υπόλοιπες μέρες συναλλαγής

a_{ijt} = οι αποδόσεις των υπόλοιπων ημερών του δείκτη i κατά τη διάρκεια του οικονομικού κύκλου j

a_{ij2} = οι αποδόσεις των ημερών πριν τις διακοπές που ξεπερνούν τις αποδόσεις των υπόλοιπων ημερών του δείκτη i κατά τη διάρκεια του οικονομικού κύκλου 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 υπόλοιπων ημερών. Επίσης , το φαινόμενο της παραμονής των εορτών είναι πιο έντονο στις μικρές εταιρείες.

Επιπλέον συμπεράναν ότι σχετίζονται και με την φάση του οικονομικού κύκλου: κατά την διάρκεια οικονομικής άνθησης , το φαινόμενο είναι ισχυρότερο στις μικρές επιχειρήσεις ενώ στην διάρκεια οικονομικής ύφεσης είναι ισχυρότερο στις μεγάλες επιχειρήσεις (Table 3) .

Το 1994 ο Kim και ο Park αλλά και το 1998 οι Brockman και Michayluk παρατήρησαν ότι το φαινόμενο αυτό ισχύει και μεταξύ αγορών με διαφορετικά συναλλακτικά συστήματα. Πιο συγκεκριμένα οι Kim και Park (1994)(Table 1) ασχολήθηκαν με την αμερικανική αγορά μελετώντας τους δείκτες NYSE –AMEX-NASDAQ και απέδειξαν ότι το φαινόμενο στις ΗΠΑ είναι ανεξάρτητο από αυτό που εμφανίζεται στην Αγγλία και την Ιαπωνία. Η μεθοδος που χρησιμοποιήθηκε ήταν η παλινδρόμηση με dummy variables:

$$R_{c,t} = a_0 + a_1 * R_{us,t} + a_2 * D_{c,t} + a_3 * D_{us,t} + U_{c,t} \quad (2)$$

Όπου

$R_{c,t}$ = η απόδοση του δείκτη στην Ιαπωνία ή UK σε χρόνο t

$R_{us,t}$ = η απόδοση του δείκτη στην Αμερική

$D_{c,t}$ = η dummy μεταβλητή =1, για εαν ο χρόνος t είναι preholiday στην χώρα c και non preholiday στην Αμερική
=0, αλλιώς

$D_{us,t}$ = η dummy μεταβλητή =1, για εαν ο χρόνος t είναι preholiday στην Αμερική και non preholiday στην χώρα c
=0, αλλιώς

Ο συντελεστής a_2 υποδεικνύει το holiday effect στην χώρα c

αφού αφαιρεθεί η επιρροή από την αμερικάνικη αγορά ενώ ο συντελεστής a_3 δείχνει την οριακή επιρροή από το USA holiday effect στις non preholiday αποδόσεις στην χώρα c. Περιμένουμε το a_2 να είναι σημαντικά θετικό ενώ το a_3 να μην είναι σημαντικά διάφορο του μηδενός. Για την αγορά της Αγγλίας βρίσκουμε

$a_2 = 0,352$

$a_3 = -0,0339$

για την Ιαπωνία χρησιμοποιώντας contemporaneous regression analysis βρίσκουμε $a_2 = 0,1838$ και $a_3 = 0,007$

ενώ χρησιμοποιώντας lagged regression analysis βρίσκουμε $a_2 = 0,1203$ και $a_3 = 0,0509$.

Επομένως και οι 2 χώρες παρουσιάζουν το pre holiday effect αλλά ανεξάρτητα από την επιδραση των ΗΠΑ.

Η ύπαρξη του προ-εορτών φαινομένου στις Η.Π.Α. οδήγησε στην μελέτη και άλλων αγορών :σε άλλες χώρες προκειμένου να διαπιστώθει η ύπαρξη του και αλλού .Ο Barone (1990) βρήκε ότι μέσος ρυθμός αλλαγής του ιταλικού MIB δείκτη τις μέρες που προηγούνται των εορτών είναι υψηλότερες από αυτό των υπολοίπων ημερών .Οι Cadsby και Ratner (1992) μελέτησαν το φαινόμενο 10 χρηματιστηριακών δεικτών .Παρατήρησαν ότι ισχύει το φαινόμενο στον Καναδά ,την Ιαπωνία ,Αυστραλία και Χονγκ-Κονγκ αλλά δεν ανιχνεύτηκε στις Ευρωπαϊκές Χώρες(Table 4+5).Βασικό θέμα είναι ότι οι αργίες είναι διαφορετικές από χώρα σε χώρα οπότε αναμένεται να παρατηρηθούν αφύσικα υψηλές αποδόσεις κατά την παραμονή τοπικών εορτών.Το γεγονός αυτό συνεπάγεται ότι μπορούν να διαχωριστούν οι ανώμαλες συμπεριφορές που προέρχονται από τις ΗΠΑ και από άλλες χώρες.Τα δεδομένα αφορούν ημερήσιες

ιστορικές τιμές κλεισίματος των παρακάτω δεικτών σε τοπικό νόμισμα

ΗΠΑ: CRSP equally+value weighted(1962-1987)

ΚΑΝΑΔΑΣ: equally weighted δεικτης του Τορόντο(1975-1987)

ΙΑΠΩΝΙΑ: NIKKEI(1979-1988)

HONG-KONG: Han-Seng (1980-1989)

UK: Financial Times 500(1983-1988)

AUSTRALIA: All Ordinaries (1980-1989)

ITALY: Banca Commerciale (1980-1989)

ΕΛΒΕΤΙΑ: Swiss Bank Corporation Industr.Index(1980-1989)

ΓΕΡΜΑΝΙΑ: Commerz-Bank(1980-1989)

ΓΑΛΛΙΑ: Compagnie des Agents de Change(1980-1989)

Για τους σκοπούς της μελέτης ορίστηκε μια κοινή αργία εξαιτίας της οποίας το τοπικό Χρηματιστήριο παραμένει κλειστό.Στη συνέχεια υπολογίστηκαν οι μέσες αποδόσεις των ημερών πριν τις τοπικές αργίες κάθε χώρας , πριν τις τοπικές αργίες των ΗΠΑ και πριν τις κοινές αργίες όλων των χωρών.

Στις ΗΠΑ για τον equally weighted index οι αποδόσεις πριν από τις μέρες των γιορτών είναι 7,5 φορές μεγαλύτερες από τις

αποδόσεις των υπόλοιπων ημερών ενώ για τον value weighted είναι πάνω από 10 φορές μεγαλύτερες. Η Ιαπωνία δεν έχει καθόλου κοινές γιορτές με τις ΗΠΑ και οι αποδόσεις είναι 4,5 φορές μεγαλύτερες από τις υπόλοιπες.

Για την απόδειξη όλων των συμπερασμάτων χρησιμοποιήθηκε το παρακάτω μοντέλο:

$$R_t = \phi_1 + \phi_2 * D_{LOCAL} + \phi_3 * D_{USA} + \phi_4 * D_{BOTH} + \varepsilon_t \quad (3)$$

οπου $t=1, \dots, T$

R_t : απόδοση του δείκτη κατά την περίοδο εκτίμησης την μέρα t

D_{LOCAL} : dummy variable =1 για LOCAL μέρες
=0 , διαφορετικά

D_{USA} : dummy variable =1 για μέρες των ΗΠΑ
=0 , διαφορετικά

D_{BOTH} : dummy variable =1 για όλες τις μέρες
=0 , διαφορετικά

ϕ_2 : διαφορά μεταξύ LOCAL & NON LOCAL αποδόσεων

ϕ_3 : διαφορά μεταξύ των ΗΠΑ και των ΜΗ ΗΠΑ

ϕ_4 : διαφορά μεταξύ BOTH και NON BOTH αποδόσεων

ε_t : τυχαίο σφάλμα μοντέλου με μηδενικό μέσο

$$R_t = \phi_1 + \phi_2 * [D_{LOCAL} + D_{BOTH}] + \phi_3 * [D_{LOCAL} + D_{BOTH}] + \varepsilon_t \quad (4)$$

οπου $t=1, \dots, T$

R_t : απόδοση του δείκτη κατά την περίοδο εκτίμησης την μέρα t

D_{LOCAL} : dummy variable =1 για LOCAL μέρες
=0 , διαφορετικά

D_{USA} : dummy variable =1 για μέρες των ΗΠΑ
=0 , διαφορετικά

D_{BOTH} : dummy variable =1 για όλες τις μέρες
=0 , διαφορετικά

ϕ_2 : διαφορά μεταξύ LOCAL & NON LOCAL αποδόσεων

ϕ_3 : διαφορά μεταξύ των ΗΠΑ και των ΜΗ ΗΠΑ

ϕ_4 : διαφορά μεταξύ BOTH και NON BOTH αποδόσεων

ε_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 είναι τα ακόλουθα: οι αποδόσεις των ημερών πριν από τις τοπικές αργίες είναι σημαντικά υψηλότερες από τις αποδόσεις των υπόλοιπων ημερών σε επίπεδο σημαντικότητας 1% για τις ΗΠΑ, Ιαπωνία, και 5% για τον Καναδά και Χονκ-Κονκ. Οι κοινές αποδόσεις είναι στατιστικά υψηλότερες

από τις υπόλοιπες αποδόσεις σε επίπεδο 1% για τον Καναδά και 5% για Χονκ-Κονκ και Αυστραλία. Μη σημαντικά αποτελέσματα εμφανίζονται για UK, IT, SWITZ, GER, FR.

Το γεγονός ότι οι κοινές αποδόσεις είναι υψηλότερες για κάθε χώρα από τις τοπικές και αυτές της Αμερικής έδωσε έναυσμα στο να εξετάσουμε την υπόθεση ότι $\phi_4 = \phi_2 + \phi_3$ (μοντελο 2) για όλες τις χώρες με 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 ΗΠΑ. Η υπόθεση απορρίπτεται μόνο για τον Καναδά όπου οι αποδόσεις στις κοινές μέρες είναι πολύ υψηλότερες από το άθροισμα των επιμέρους αποδόσεων. Στις άλλες περιπτώσεις οι αποδόσεις των τοπικών και κοινών αργιών είναι σημαντικά υψηλότερες από τις υπόλοιπες αποδόσεις σε επίπεδο σημαντικότητας 5% τις για το Χονκ-Κονκ και Αυστραλία. Το φαινόμενο δεν ανιχνευτηκε στις ευρωπαϊκές χώρες.

Τα τελευταία αυτό συμπέρασμα έρχεται σε αντίθεση με αυτά των Mills και Coutts (1995), Arsad και Coutts (1997) και Meneu και Pardo (2001) οι οποίοι παρατήρησαν pre-holiday effect στον FTSE-Mid 250, FT 30 και IBEX -35 αντίστοιχα. Οι Meneu και Pardo πιο συγκεκριμένα μελέτησαν την ισπανική χρηματιστηριακή αγορά συλλέγοντας ημερήσιες τιμές κλεισίματος των 5 μεγαλύτερων σε εμπορευσιμότητα μετοχών (TELEFONICA, BANCO BILBAO VIZCAYA ARGENTARIA (BBVA), BANCO SANTANDER CENTRAL HISPANO (BSCH), REPSOL YPF, ENDESA) και τον δείκτη IBEX-35. Το δείγμα χωρίστηκε σε 2 τμήματα: τις μέρες πριν τις αργίες (90 παρατηρήσεις) και τις υπόλοιπες (2666)

Ο μέσος πριν τις αργίες κυμαίνεται από 0,308% (REPSOL) και 0,553% (BBVA) ενώ στις υπόλοιπες μέρες από 0,034% (REPSOL) ως 0,07% (TELEFONICA). Τις μέρες πριν τις αργίες οι μετοχές παρουσιάζουν μέσες αποδόσεις 6-14 φορές υψηλότερες από αυτές των υπόλοιπων ημερών.

Παρόλα αυτά η διακύμανση πριν τις αργίες δεν είναι πολύ υψηλότερη από αυτή των υπολοίπων ημερών. Άρα ο μέσος και η διακύμανση δεν εξαλίσσονται αναλογικά. Προκειμένου να δούμε εάν αυτές οι διαφορές είναι στατιστικά σημαντικές θα τρέξουμε το παρακάτω μοντέλο:

$$R_{it} = c_i + a_{i,PRE} * D_{PRE} + e_{it} \quad (5)$$

Όπου $i = TELEFONICA, BBVA, BSCH, ENDESA, REPSOL, IBEX35$

R_{it} = close to close return for stock i and day t

D_{PRE} = dummy variable = 1, για απόδοση σε μέρα πριν την αργία
= 0, αλλιώς

e_{it} = πιθανό σφάλμα

Χρησιμοποιήθηκε η *seemingly unrelated regression* (SUR) η οποία εκτιμά τις παραμέτρους λαμβάνοντας υπόψη την ετεροσκεδαστικότητα και την ταυτόχρονη αυτοσυσχέτιση στα σφάλματα μεταξύ των εξισώσεων. Για την επιβεβαίωση του φαινομένου αναμένεται θετικός ο συντελεστής a_i, pre και έτσι προκύπτει τελικά. Υπάρχει όμως κάποια αμφιβολία σχετικά με την ορθότητα της χρήσης του *dummy variable regression*: θα πρέπει να ελέγξουμε την ισότητα των διακυμάνσεων πριν εξετάσουμε την ισότητα των μέσων. Για να το δούμε αυτό θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε το *Brown-Forsythe's statistic* ενώ για τους μέσους το *parametric F-test* και το *non-parametric Kruskal-Wallis test*. Και πράγματι η ισότητα των διακυμάνσεων δεν μπορεί να απορριφθεί. Σύμφωνα με τον Ariel αυτό τονίζει ότι το πιθανό *pre-holiday* δεν θα οφείλεται στο ότι ο επενδυτής ζητά να ανταμειφθεί για τον μεγαλύτερο κίνδυνο που αναλαμβάνει. Η υπόθεση H_0 απορρίπτεται επίσης δείχνοντας ότι οι μέσες αποδόσεις πριν τις αργίες είναι διάφορες των υπολοίπων.

Επιβεβαίωση για την ύπαρξη του φαινομένου παίρνουμε και από τις μελέτες των Lucey και Pardo (2003) στην Ισπανία και Ιρλανδία για την περίοδο 1990-2000 και 1996-2000 αντίστοιχα. Η έρευνα τους παρουσιάζει την εξής ιδιομορφία: δεν χρησιμοποιεί την παλινδρόμηση με *dummy variables*. Οι περισσότεροι ακαδημαϊκοί ακολουθούν την λεγόμενη *conventional academic approach* για να εξετάσουν τις ανωμαλίες της αγοράς. Κατασκευάζουν ένα μοντέλο σύμφωνο με την οικονομική θεωρία, κάνουν κάποιες υποθέσεις, χτίζουν ένα στατιστικό μοντέλο, εκτιμούν τις παραμέτρους του με την βοήθεια της στατιστικής και της οικονομετρίας και το αξιολογούν στο τέλος. Προκειμένου να εξετάσουν τις ανωμαλίες της αγοράς τρέχουν την παλινδρόμηση με *dummy μεταβλητές* και H_0 την υπόθεση να ισούται η μέση απόδοση των μετοχών πριν π.χ τις αργίες με αυτή των υπολοίπων ημερών. Ο Conolly (1989) υποστηρίζει ότι οι στατιστικοί και οι οικονομέτρες που δουλεύουν με μεγάλα *sets δεδομένων*, γνωρίζουν ότι τα *F-statistic tests* έχουν την τάση να απορρίπτουν την H_0 πολύ συχνά εκτός κι αν το επίπεδο σημαντικότητας ποροσαρμόζεται καθώς το δείγμα αυξάνεται. Ο ίδιος επίσης υποστηρίζει ότι η απομακρυνση από τις υποθέσεις της μη-κανονικότητας, της γραμμικής συσχέτισης και της ετεροσκεδαστικότητας μπορεί να οδηγήσουν σε παρανοήσεις και λανθασμένα συμπεράσματα. Πιο συγκεκριμένα οι Chien, Lee και Wang (2002) υποστηρίζουν ότι η παλινδρόμηση με *dummy μεταβλητές* δεν λαμβάνει υπόψη την διακύμανση των αποδόσεων. Οι εκτιμήσεις των ψευδομεταβλητών στο *OLS regression model* τείνουν να απορρίπτουν λανθασμένα όμως την H_0 όταν οι αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζουν υψηλότερη διακύμανση για το συγκεκριμένο υπο εξέταση φαινόμενο. Μια άλλη άποψη που έχει διατυπωθεί είναι ότι η προσέγγιση αυτή δεν είναι αντιπροσωπευτική: υπάρχει μεγάλο χάσμα ανάμεσα στους στόχους των ερευνητών και των επενδυτών. Σύμφωνα με

τους Hudson, Keasey and Littler (2002), οι ερευνητές θέλουν να αποδείξουν στατιστικά την ορθότητα των μελετών τους ακόμα κι αν τα αποτελέσματα δεν είναι up to date. Αντίθετα οι επενδυτές θέλουν να είναι πλήρως ενημερωμένοι γαι τις τάσεις που επικρατούν. Προκειμένου να αντιμετωπιστούν αυτά τα προβλήματα οι Lucey και Pardo ακολουθούν την μέθοδο που πρότεινε ο Johnson (2001) για την pre holiday trading strategy. Αυτή αποτελείται από μια Monte Carlo simulation in an out of sample period. Έτσι έχουμε n sets που το καθένα αντιπροσωπευει το αποτέλεσμα από το trading σε s τυχαία επιλεγμένες μέρες. Το ερώτημα που επιθυμούμε να απαντήσουμε είναι εαν το pre holiday profit είναι μεγαλύτερο από αυτό που θα επιτυγχάναμε εαν επιλεγαμε τυχαία μέρες. Χρησιμοποιούμε ενα benchmark για να εκτιμήσουμε τη διαφορά στα κέρδη. Οι Lucey και Pardo με την μέθοδο αυτή εκτίμησαν ότι η στρατηγική του pre holiday effect είχε αποτέλεσμα και στις 2 εξεταζόμενες χώρες (Ισπανία-Ιρλανδία)

ΕΠΕΞΗΓΗΣΕΙΣ:

Όλες οι παραπάνω έρευνες προσπάθησαν να εξηγήσουν το pre-holiday effect μέσω 3 κατευθύνσεων : Η πρώτη αφορά την ύπαρξη συσχέτισης του φαινομένου αυτού με άλλες ημερολογιακές ανωμαλίες . Οι Lakonishok και Smidt (1998) Ariel (1990) και Liano et al (1992) ήταν από τους πρώτους που προσπάθησαν να επεξηγήσουν έτσι το φαινόμενο αλλά τα αποτελέσματα έδειξαν ότι δεν ισχύει αυτός ο ισχυρισμός . Μια δεύτερη εξήγηση αφορά την ύπαρξη συνδετικού κρίκου μεταξύ του preholiday effect και του φαινομένου της μικρής σε μέγεθος επιχείρησης , αλλά ούτε κι αυτό αποδείχθηκε αρκετά ικανοποιητικό.

Η τελευταία επεξήγηση που δόθηκε σχετίζεται με τα συναλλακτικά patterns . Ο Keim (1989) υποστηρίζει ότι η απόδοση του preholiday effect μπορεί να οφείλεται εν μέρει στις διαφορές bid και ask τιμών . Ο Ariel υποστηρίζει ότι το pre-holiday effect μπορεί να αποδοθεί στους short sellers οι οποίοι επιθυμούν να πάρουν θέση short πριν τις διακοπές ή σε κάποια συγκεκριμένη πελατεία η οποία προτιμά να αγοράζει πριν τις διακοπές.

Ο Ariel μελέτησε ακόμα και τις ωριαίες αποδόσεις των μετοχών του DJIA τις ημέρες που περιβάλλουν τις αργίες – 2 μέρες πριν και 1 μέρα μετά – κατά την χρονική περίοδο 1963-1982. Οι γιορτές που επέλεξε ήταν : Πρωτοχρονιά , Χριστούγεννα, Μέρες των Ευχαριστιών , Μεγάλη Παρασκευή , 14^η Ιουλίου, Πρωτομαγιά , Ημέρα Μνήμης και Ημέρα του Προέδρου . Τις 5020 παρατηρήσεις του ο Ariel τις χώρισε σε δύο υποπεριόδους : τις ημέρες πριν τις γιορτές (160) και τις υπόλοιπες (4860) και υπολόγισε τους μέσους τις διακυμάνσεις και το t-statistic για την 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 t-statistic δείχνουν ανεξαρτησία στις αποδόσεις των 2 ομάδων και σταθερότητα κατά τη διάρκεια των 20 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 την υπόθεση ενισχύοντας την άποψη της αυξημένης συχνότητας των αποδόσεων πριν τις αργίες.

Οι διαπιστώσεις στις οποίες κατέληξε ο Ariel ήταν: 1) υψηλές αποδόσεις εμφανίζονται μόνο την προηγούμενη μέρα των διακοπών .2) η αύξηση εμφανίζεται από το κλείσιμο των συναλλαγών 2 μέρες πριν την αργία ως το κλείσιμο των συναλλαγών ακριβώς την προηγούμενη μέρα.3) την ημέρα πριν τις διακοπές οι μετοχές ανοίγουν με τιμές σημαντικά υψηλότερες από την τιμή κλεισίματος της προηγούμενης μέρας και επίσης την τελευταία ώρα των συναλλαγών της ημέρας αυτής εμφανίζονται υψηλές αποδόσεις που αποτελούν το $\frac{1}{4}$ των αποδόσεων της παραμονής των διακοπών .Τέλος τα αποτελέσματα δείχνουν ότι το ένα τρίτο των αποδόσεων της αγοράς κατά την περίοδο 1963-1982 εμφανίζεται στις 8 μέρες συναλλαγών που προηγούνται από τις συγκεκριμένες αργίες κατά τη διάρκεια του χρόνου.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 : TURN OF THE MONTH Η TOTM EFFECT

Οι ημερολογιακές ανωμαλίες στην αγορά των μετοχών έχουν γίνει αντικείμενο μεγάλης μελέτης από τους ερευνητές. Ένα από τα φαινόμενα αυτά είναι το turn –of-the month effect που παρουσιάζεται σε γενικές γραμμές μέσω υψηλών αποδόσεων στο τέλος και στις πρώτες μέρες του μήνα .

Μια από τις εξηγήσεις που έχουν δοθεί σχετικά με το TOTM effect είναι ότι σ'εκείνη την περίοδο συγκεκριμένα υπάρχουν σημαντικές χρηματικές ροές στην αγορά του χρηματιστηρίου όπως μισθοί ,μερίσματα ,τόκοι.Αυτές οι χρηματικές ροές ποικίλουν από μήνα σε μήνα και οδηγούν σε υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο .Ο μήνας αυτός χαρακτηρίζεται από τις πιο υψηλές χρηματικές ροές .

Υπάρχουν τρεις μορφές του turn-of-the month effect.Η μία μορφή εξετάζει την τελευταία μέρα του μήνα και τις 3 πρώτες μέρες του επόμενου .Οι Lakonishok και Smidt (1988) έδειξαν ότι στις Η.Π.Α. υπήρχε αυτό το φαινόμενο ακόμα και όταν ο Δεκέμβριος και ο Ιανουάριος είχαν εξαιρεθεί από τα δεδομένα εξετάζοντας τον Dow Jones για τις χρονιές 1897-1986. Αποδείχτηκαν ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις και ασήμαντα διαφορετικές από το μηδέν στις άλλες μέρες του μήνα.Ο Vijay Jog 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 ,μετά από έρευνα το διάστημα 1991-1998. Το 1989 ο Cadsby κατέληξε στα ίδια αποτελέσματα και για τον Καναδά .

Το 1992 οι Cadsby και Ratner πήραν αποτελέσματα σχετικά με το φαινόμενο εξετάζοντας 11 δείκτες από 10 χώρες(Table 8).Συγκεκριμένα οι εξεταζόμενες χώρες ήταν :

USA 1962-1987

CANADA 1975-1987

JAPAN 1979-1988

HONG KONG 1980-1989

UK 1983-1988

FRANCE –AUSTRALIA-ITALY-SWITZERLAND-GERMANY- για την περίοδο 1980-1989

Στη συνέχεια υπολογίσθηκαν και συγκρίθηκαν για κάθε δείκτη οι αριθμητικοί μέσοι των αποδόσεων. Οι αποδόσεις κατανεμήθηκαν σε αυτές των ημερών της συναλλαγής του μήνα (TOM-turn of the month) και σε αυτές των υπόλοιπων ημερών (NTOM). Ως TOM θεωρήθηκαν η τελευταία μέρα και οι τρεις πρώτες μέρες του μήνα. Η υπόθεση H_0 ότι η διαφορά των αποδόσεων μεταξύ TOM και NTOM είναι ίση με το μηδέν, ελέγχεται με την παραμετρική μέθοδο.

Τα αποτελέσματα αυτά έδειξαν ότι η διαφορά αυτή είναι σημαντικά θετική για το επίπεδο του 1% για τις Ηνωμένες Πολιτείες, τον Καναδά, την Ελβετία, και την 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, Χονκ-Κονγκ, Ιταλία και Γαλλία. Σε αυτές τις χώρες είτε δεν υπάρχει το turn of the month είτε το φαινόμενο προκύπτει σε διαφορετική ακολουθία ημερών

$$R_t = \phi_1 + \phi_2 * D_{TOM} + e_t \quad (1)$$

με $t=1, \dots, T$

R_t : η απόδοση του δείκτη μακροχρόνιας περιόδου για την μέρα t

D_{TOM} : dummy variable =1, για τις μέρες TOM
=0, αλλιώς

ϕ_2 : διαφορά μεταξύ αποδόσεων των ημερών TOM και NTOM

e_t : τυχαίο σφάλμα μοντέλου με μηδενικό μέσο

ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ:

H_0 : $\phi_2 = 0$

H_1 : $\phi_2 \neq 0$

Παρόμοια μέθοδο ακολούθησαν πρόσφατα (2000) και οι ερευνητές Compton και Kunkel, 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 ΗΠΑ. Εξέτασαν τις 9 τελευταίες και τις 9 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&P 500 δείχνει θετικές και στατιστικά σημαντικές αποδόσεις στις 3 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 δεν συνεπάγονται υψηλότερο κίνδυνο, αντίθετα οι τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων την περίοδο αυτή είναι χαμηλότερες από αυτές των υπολοίπων ημερών του μήνα.

Το 1996 οι Hensel και Ziemba μελετώντας τον δείκτη

S& Poor's 500 U.S.A. για το διάστημα 1928 –1993 βρήκαν συμβατά με το φαινόμενο αποτελέσματα (Table 9+10+11). Οι μέσες αποδόσεις ήταν υψηλότερες για την τελευταία μέρα και τις 4 πρώτες του επόμενου μήνα.

Ο S& Poor's έγινε αντικείμενο μελέτης και το 2000 από τους Maberly και Waggoner οι οποίοι κατέληξαν στα εξής συμπεράσματα:

- 1) Το TOTM εξαφανίζεται μετά το 1990
- 2) Μετά το 1990 υπάρχει προτίμηση των επενδυτών για αγορές μετοχών έμμεσα μέσω αμοιβαίων κεφαλαίων .

Τέλος το 2003 οι Kunkel ,Compton και Beyer έκαναν μια έρευνα σε 19 χώρες για το διάστημα 1988-2000. Στο δείγμα τους είχαν 8 ευρωπαϊκές χώρες ,6 της Απω Ανατολής ,2 της Βόρειας Αμερικής, 2 της Λατινικής Αμερικής και την Βόρεια Αφρική . Η αξιοπιστία των παραμετρικών tests έχει τεθεί σε αμφισβήτηση λόγω των παραβιάσεων των υποθέσεων OLS . Είναι γενικότερα αποδεκτό ότι τα παραμετρικά tests όπως η παλινδρόμηση OLS και η ανάλυση της διακύμανσης (ANOVA) είναι αρκετά ανθεκτικά στις ήπιες παραβιάσεις των υποθέσεων ειδικά στα μεγάλα δείγματα. Είναι επίσης πιο ευαίσθητα στις μικρές διαφορές. Παρόλα αυτά έρευνες έχουν δείξει ο'τι και τα μη παραμετρικά tests είναι αποτελεσματικά και παρουσιάζουν μικρές διαφορές με τα παραμετρικά. Τα data έδειξαν αυξημένη κύρτωση στις αποδόσεις όλων των χωρών και θετική skewness στις αποδόσεις 13 χωρών. Παρουσιάζονται heavy tails στις ημερήσιες κατανομές των αποδόσεων. Το Durbin-Watson test δεν δείχνει κανένα ίχνος first order autocorrelation στα καταλοιπα καμίας χώρας. Ο έλεγχος της κανονικότητας γίνεται με τα tests Kolmogorov-Smirnov και Bowman-Shelton. Το Kolmogorov-Smirnov test συγκρίνει την κατανομή των σωρευτικών αποδόσεων με μια υποθετική κατανομή αποδόσεων. Το Bowman-Shelton test βασίζεται στο βαθμό skewness και kurtosis των κατανομών των αποδόσεων. Η υπόθεση της κανονικής κατανομής απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 1% για όλες τις χώρες και με τα δύο test. Στην μελέτη τους οι ερευνητές έτρεξαν την παλινδρόμηση με dummy variable ως πρώτο παραμετρικό test.

$$R_t = a + b \cdot D_{TOM} + e_t$$

όπου

R_t : η απόδοση την μέρα t

a: σταθερά που αντιπροσωπεύει την μέση απόδοση για την ROM (rest of the month) περίοδο

D_{TOM} : dummy variable

b: διαφορά μεταξύ μέσης απόδοσης TOM και ROM

e_t : όρος σφάλματος

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι 16 χώρες έχουν θετικές ROM αποδόσεις ενώ 3(Japan-Malaysia-South Africa)αρνητικές.Επίσης όλες οι χώρες έχουν θετικές TOM αποδόσεις.

Επειτα μέσω a three-way ANOVA τεστ ελέγχουν για interaction effects κατα μήκος των μηνών και των χρόνων.Τέλος εφαρμόζουν ένα μη παραμετρικό τεστ(Wilson signed rank)που ελέγχει για seasonal monthly ή January effect.

Επιπλέον απέδειξαν ότι το pattern που βρίσκουν δεν είναι spillover από την αμερικάνικη αγορά προς τις άλλες.

Μια άλλη μορφή του φαινομένου του μήνα είναι το λεγόμενο half-month effect όπου η μέση ημερήσια απόδοση στο α' μισό του μήνα είναι αισθητά υψηλότερη από το β' και το τελευταίο μισό του μήνα .Στην περίπτωση αυτή ,το πρώτο μισό του μήνα εκτείνεται από την τελευταία μέρα του προηγούμενου μήνα ως και την 8^η του επόμενου μήνα ,καλύπτοντας συνολικά 9 μέρες .Το τελευταίο μισό του μήνα αποτελείται από τις τελευταίες 9 ημέρες του μήνα πριν την τελευταία του .Ο Ariel πρώτος εξέτασε αυτό το φαινόμενο χρησιμοποιώντας 2 δείκτες :τον με βάση την αξία σταθμισμένο δείκτη(value weighted) και τον ισότιμα σταθμισμένο δείκτη(equally weighted) .Οι δείκτες αυτοί είναι δημιούργημα του CRSP στην Αμερική (Centre for Research in Security Prices).Η μελέτη καλύπτει την περίοδο 1963-1981(Table 12+13+14+15) .Στην αρχή 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 α'μισό του νέου μήνα ακολουθούμενες από αρνητικές τιμές μετά το μέσον του μήνα.Επειτα κάθε μήνας χωρίστηκε στη μέση και υπολογίστηκαν οι μέσοι των ημερήσιων αποδόσεων για κάθε μισό.

Γαι όλη την χρονική περίοδο 1963-1981, το t-statistic των δύο δεικτών είναι στατιστικά σημαντικό δηλαδή ο συσσωρευμένος μέσος των αποδόσεων για το α'μισό του κάθε μήνα ξεπερνάει τον αντίστοιχο μέσο για το δευτερό μισό.Επιπλέον , η διακύμανση ματαξύ 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 βδομάδος 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 εταιρειών.Παρόλα αυτά , καμία ερμηνεία δεν είναι αρκετή να εξηγήσει την κανονικότητα που παρουσιάζει το φαινόμενο.

ΕΠΕΞΗΓΗΣΕΙΣ :

1)Μία από τις αιτίες που αναφέρει ο Ariel είναι η τυχαιότητα του γεγονότος ,ότι δηλαδή απλώς έτσι συνέβη .Παρόλα αυτά η εξήγηση αυτή δεν είναι καθόλου επαρκής εφόσον υπάρχουν περιορισμοί στο είδος τυχαιότητας που ήταν πιθανόν να συμβεί.

- 1) Άλλες εξηγήσεις του Ariel αναφέρονται στα pre-test bias, στα biased data ,στο dividend effect και στην αντιστοιχία μεταξύ ημερολογιακού και συναλλακτικού χρόνου.Καμία όμως επεξήγηση δεν μπορεί να δικαιολογήσει επαρκώς το TOTOM effect.

Οι Jaffe και Westerfield (1989) επέκτειναν την μελέτη του φαινομένου στην Ιαπωνία ,Καναδά , Αυστραλία και U.K. για τα διαστήματα:1970-1983,1977-1983,1973-1985,1950-1983

αντίστοιχα(Table 16+17) Οι τέσσερις αυτές αγορές αποτελούν το 32% της παγκόσμιας αγοραίας αξίας των μετοχών που συναλλάσσονται .Οι μέρες αλλαγής που μελετήθηκαν ήταν εννιά μέρες πριν και εννιά μετά την αρχή του μήνα.Το monthly effect υπονοεί ότι οι αποδόσεις στην αρχή του μήνα –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 εξαταζόμενες χώρες είναι μεικτά.

Τα ευρήματα ήταν τα εξής : για την Αυστραλία το φαινόμενο εμφανίζεται στην πιο ισχυρή μορφή ,ενώ για τον Καναδά και το U.K. σε πιο ασθενή μορφή .Αντίθετα ,στην Ιαπωνία το φαινόμενο δεν εμφανίζεται έτσι όπως το θέσαμε αλλά αντίστροφα .

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 τη Αυστραλία, θετικό αλλά όχι στατιστικά σημαντικό για τον Καναδά και την Αγγλία και αρνητικά σημαντικό σε επίπεδο 1% για την Ιαπωνία(η μέση απόδοση στο δευτερο μισό ήταν μεγαλύτερη από ότι στο πρώτο μισό).Ακόμη οι ερευνητές εντόπισαν μεγαλύτερη ένταση του φαινομένου στη τελευταία μέρα του μήνα από ότι στην αλλαγή του, δηλαδή σε μεγαλύτερο διάστημα.

$$R_t - \rho R_{t-1} = \alpha * (1 - \rho) + \beta * (D_t - \rho D_{t-1}) + e_t \quad (2)$$

όπου

$t=1, \dots, T$

R_t : ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη των μετοχών για κάθε χώρα

D_t : dummy variable=1, για τις πρώτες 9 μέρες(11 για Ιαπωνία)του μήνα και την τελευταία μέρα συναλλαγών

=0, για τις υπόλοιπες μερες του μήνα

ρ : συντελεστής γραμμικής συσχέτισης πρώτης τάξης των «μη-μεταφερομένων» σφαλμάτων κατά την περίοδο εκτίμησης της παλινδρόμησης

$H_0: \beta=0$

Οι Liano et al (1992) μελέτησαν τον αντίκτυπο των οικονομικών κύκλων στο φαινόμενο για τις over-the-counter μετοχές για την περίοδο 1973-1989.Οι οικονομικοί κύκλοι εντείνουν το φαινόμενο σε περιόδους οικονομικής ανάπτυξης ενώ αντίθετα το φαινόμενο δεν εμφανίζεται σε περιόδους οικονομικής

ύφεσης. Ο Wong (1995) έκανε την μελέτη του σε 5 αναπτυσσόμενες χώρες :Hong Kong ,Ταιβάν ,Ταιλάνδη ,Μαλαισία και Σιγκαπούρη χρησιμοποιώντας βασικούς δείκτες κάθε χώρας για την περίοδο 1975-1989. Το δείγμα χωρίστηκε σε 3 υποπεριόδους :1975-1979,1980-1984,1985-1989. Ο Wong κατέληξε στο ότι το φαινόμενο δεν εμφανίζεται σ' αυτές τις χώρες και πιο συγκεκριμένα δεν ισχύει καθόλου για την Σιγκαπούρη ,Μαλαισία, Hong Kong και Ταιβάν . Η Ταιλάνδη εμφάνισε το αντίστροφο του φαινομένου για την 2^η περίοδο και καθόλου το φαινόμενο για την 1^η και 3^η περίοδο.

Ο Boudreaux (1995) μελέτησε το φαινόμενο για τις εξής 7 χώρες: Δανία, Γαλλία, Γερμανία, Νορβηγία, Singarore, Μαλαισία, Ισπανία, Ελβετία για την περίοδο 1978-1992. Για την μελέτη του χρησιμοποίησε τους δείκτες που αναφέρονται από την Morgan Stanley Capital International Perspective (CIP). Οι δείκτες αυτοί αντιπροσωπεύουν το 65% της συνολικής αγοραίας αξίας των ματοχών που συναλλάσσονται σε όλες τις χώρες και ναφέρουν τις τιμές κλεισίματος σε τοπικό νόμισμα. Ως μέρες συναλλαγής λήφθηκαν 5 μέρες: η τελευταία του μήνα και οι 4 πρώτες μέρες του επόμενου. Η υπόθεση που ετέθη ήταν ότι οι απόδόσεις των 5 ημερών που αντιπροσωπευουν την αρχή του μήνα ισούνται με τις αποδόσεις του υπόλοιπου μήνα.

Το φαινόμενο εμφανίστηκε στην Δανία , Γερμανία, Νορβηγία σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Σε επίπεδο 1% εμφανίζεται αρνητική σημαντικότητα για την αγορά της Singarore και Μαλαισίας. Θετικό εμφανίζεται 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. Το φαινόμενο επαληθεύτηκε ακόμα κι όταν από τα δεδομένα αφαιρέθηκε ο Ιανουάριος .

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

με

Return t: συνολικός συνεχής ρυθμός αλλαγής στον δείκτη μετοχών
 Index_t : δείκτης αγοράς μετοχών στον χρόνο t

a: σταθερά

u_t : κανονική μεταβλητή, με μέσο μηδέν

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

με

$P_{i,t}$: η τιμή του δείκτη στον χρόνο t: t1= αξία του δείκτη μετά τις 4 πρώτες μέρες συναλλαγών

: t2= δεύτερη με τελευταία

μέρα συναλλαγής του μήνα

H0: t1=t2

H1: t1 ≠ t2

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

όπου

$t=1, \dots, T$

R_t : ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη των 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

$H_0: \beta=0$

Το 1996 οι Balaban και Buly εξέτασαν τον δείκτη του χρηματιστηρίου για την Τουρκία προκειμένου να βρουν εάν το φαινόμενο του μήνα ισχύει και βρήκαν ότι αυτό επαληθεύτηκε μόνο το 1994 ενώ η εξεταζόμενη περίοδος ήταν 1988-1995. Αντιθέτως οι Mills et al (2000) εξέτασαν τον Γενικό Δείκτη του χρηματιστηρίου Αθηνών ο οποίος αποτελείται από 60 μετοχές για την περίοδο 1986-1997 και βρήκαν ότι το TOTM ισχύει .

Μια τρίτη μορφή του φαινομένου είναι αυτή που μελετήθηκε από τους Kohers και Patel (1999). Χώρισαν τον ημερολογιακό μήνα σε 3 τμήματα . Το πρώτο αρχίζει από την 28^η μέρα του προηγούμενου μήνα ως την 7^η μέρα του επόμενου , το δεύτερο αρχίζει την 8^η μέρα ως την 17^η μέρα και το τρίτο από την 18^η μέρα ως την 27^η μέρα. Εξετάζοντας τον S&Poors για την περίοδο μεταξύ 1960 - 1995 και τον NASDAQ 1972-1995, έδειξαν ότι οι αποδόσεις ήταν υψηλότερες για το πρώτο τρίτο του μήνα ενώ στο τελευταίο ήταν χαμηλότερες και κυρίως αρνητικές .

Τέλος το 2000 ο KOK KIM LIAN έκανε μια μελέτη εξετάζοντας τις παρακάτω χώρες για τα αντίστοιχα διαστήματα:
USA 1977-1999 ,
Japan 1977-1999,
Hong Kong 1976-1999,
Australia 1976-1999,
Malaisia 1974-1999,
Singapore 1981-1999

Διαίρεσε το δείγμα του (Table 18) σε 3 περιόδους : το πρώτο από το 1974-1979, το δεύτερο από 1980-1989, το τρίτο 1990-1999. Έτσι λοιπόν οι 3 περίοδοι αντιστοιχούν στην δεκαετία του '70 στην δεκαετία του '80 και στην δεκαετία του '90. Εφόσον όμως η δεκαετία του 80 περιλαμβάνει το crash της χρηματιστηριακής αγοράς τον Οκτώβριο του 1987 , αφαιρέθηκαν από το δείγμα 10 μέρες για να αποφευχθεί το bias. Οι ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών R_t εξάγονται από τον τύπο:

$100 \cdot \ln(P_t/P_{t-1})$ όπου

P_t : η τιμή του δείκτη σε χρόνο t

P_{t-1} : η τιμή του δείκτη σε χρόνο t-1

Ο ΚΟΚ ΚΙΜ ΛΙΑΝ εξέτασε το φαινόμενο και στις 3 μορφές του . Για την περίπτωση του turn of the month εξετάζονται οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις της τελευταίας μέρας του μήνα και τις τρεις πρώτες του επόμενου(-1,+3).

Στην περίπτωση του half-month effect εξετάζονται οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις από την τελευταία μέρα του μήνα μέχρι τις 8 πρώτες μέρες του επόμενου(-1,+8).

Για την περίπτωση του third month effect εξετάζονται οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις από την 28^η μέρα του μήνα ως την 7^η του επόμενου.

Όσον αφορά την α' μορφή τα αποτελέσματα είχαν ως εξής :Για την δεκαετία του '70 το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα που αντιστοιχεί στην τελευταία μέρα του προηγούμενου και στις 3 πρώτες μέρες του επόμενου ,εμφανίστηκε στην Αυστραλία , Ιαπωνία και το Χονκ-Κονκ .Για την δεκαετία του '80,το φαινόμενο συνέχισε να υπάρχει στην Αυστραλία ενώ εξαφανίστηκε από την Ιαπωνία και το ΗΚ.Στην δεκαετία του '90 το φαινόμενο ξαναεμφανίστηκε στην Japan και ΗΚ ενώ συνέβη για πρώτη φορά και στην Μαλαισία .Το φαινόμενο δεν υπήρχε καθόλου στην Αμερική και την Σιγκαπούρη για καμία περίοδο .Οι ερευνητές αυτοί εξέτασαν εάν το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα μπορεί να εξηγηθεί από το φαινόμενο του Ιανουαρίου.Για τον σκοπό αυτό έχουν αφαιρεθεί οι ημερήσιες αποδόσεις του Ιανουαρίου.

Όσον αφορά την δευτερη μορφή του φαινομένου , αυτό παρουσιάζεται μόνο στην Αυστραλία τη δεκαετία του 70.Τη δεκαετία του 80 το φαινόμενο εμφανίστηκε στο Χονκ-Κονκ και την Ιαπωνία ενώ συνέχισε να υπάρχει στην Αυστραλία.Όμως στην Ιαπωνία ήταν αντίστροφο αφού η μέση ημερήσια απόδοση στο πρώτο μισό του μήνα ήταν μικρότερη από αυτή στο άλλο μισό.

Το φαινόμενο του third month υπήρχε την δεκαετία του 70 στην Αυστραλία και στο Χονκ-Κονκ.Η υψηλότερη μέση ημερήσια απόδοση εμφανίστηκε στο α' τρίτο του μήνα σε όλες τις εξεταζόμενες χώρες ενώ η χαμηλότερη και αρνητικότερη στο τελευταίο τρίτο στην Αυστραλία, Μαλαισία και Σιγκαπούρη.Τη δεκαετία του 80 το φαινόμενο εξαφανίστηκε από παντού ενώ την δεκαετία του 90 υπήρχε μόνο στις ΗΠΑ με υψηλότερες αποδόσεις στο α'μισό του μήνα.

Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα του ΤΟΜ χωρίς τις αποδόσεις του Ιανουαρίου με αυτά που περιλαμβάνουν τις αποδόσεις του Ιανουαρίου βρίσκουμε ότι δεν υπήρχε ΤΟΤ στην Αυστραλία και την Ιαπωνία την δεκαετία του 70 , και στη Αυστραλία την δεκαετία του 90.Αυτό δεν αποδίδεται δηλαδή στο φαινόμενο του Ιανουαρίου.Το φαινόμενο στο Χονκ-Κονκ και την Μαλαισία δεν μπορεί να εξηγηθεί από το φαινόμενο του Ιανουαρίου αν και η

αφαίρεση των αποδόσεων του μήνα αυτού έχει βελτιωτικά αποτελέσματα στο TOT effect.

Εξετάζοντας το half month effect στην Αυστραλία και το Χονγκ-Κονγκ στη δεκαετία του 80 , μπορούμε να καταλάβουμε ότι οφείλεται στο φαινόμενο του Ιανουαρίου. Αντίθετως δεν αποδίδεται σ αυτό το half month effect στην Ιαπωνία την δεκαετία του 70 και του 80.

Εξετάζοντας το third month effect βρίσκουμε ότι οι αποδόσεις του Ιανουαρίου δεν έχουν καμία επιρροή στο φαινόμενο αυτό καθώς η αφαίρεση τους δεν αλλάζει τα αποτελέσματα. Έτσι ενώ το turn of the month και το half month effect θα μπορούσαν να αποδοθούν μερικώς στο φαινόμενο του Ιανουαρίου , το third month effect δεν αποδίδεται καθόλου στο January effect.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: WEEKEND OR MONDAY OR DAY-OF-THE-WEEK EFFECT

Μια από τις πιο γνωστές ‘περίεργες’ συμπεριφορές των μετοχών περιγράφεται από αυτό που ονομάζεται φαινόμενο του Σαββατοκύριακου. Συγκεκριμένα, έχει παρατηρηθεί ότι οι μέσες αποδόσεις της Δευτέρας είναι αρνητικές και πολύ χαμηλότερες από αυτές τις υπόλοιπης εβδομάδας και κυρίως της Παρασκευής. Οι μέσες αποδόσεις της Δευτέρας υπολογίζονται ως 3 ημερολογιακές ημέρες αντί για 1 και γι’αυτό η Δευτέρα είναι η χειρότερη ημέρα για επένδυση.

Το φαινόμενο αυτό μελετήθηκε πρώτα στην αμερικάνικη αγορά γι’αυτό και θα παραθέσουμε πρώτα τις έρευνες στις Η.Π.Α. κατά χρονολογική σειρά. Η πρώτη μελέτη του φαινομένου έγινε το 1934 από τον M.J.Fields σε μια περίοδο όπου συναλλαγές στο χρηματιστήριο γίνονταν και το Σάββατο. Η επόμενη μελέτη έγινε από τον Cross το 1973. Το 1980 ο French μελέτησε τον Standard & Poor’s 500 για την περίοδο 1953-1977 και κατέληξε στην ύπαρξη του φαινομένου, για την αμερικάνικη αγορά.

Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν το 1981 οι Gibbons και Hess οι οποίοι εξέτασαν σε πρώτη φάση τον S&P500 σε σύγκριση με δείκτες κατασκευασμένους από το CRSP για την περίοδο Ιούλιος 1962-Δεκέμβριος 1978 (Table 19). Τα αποτελέσματα ήταν τα εξής: η μέση ετήσια απόδοση την Δευτέρα κυμαίνεται από -33,5% (S&P500) ως -26,8% (equally-weighted index). Προκειμένου να ξεπεραστεί το πιθανό πρόβλημα του non-trading οι ερευνητές εξέτασαν για την ίδια περίοδο τον Dow Jones 30 ο οποίος περιέχει έντονα εμπορεύσιμες μετοχές. Κατέληξαν στο ίδιο αποτέλεσμα για τις Δευτέρες.

Ενδιαφέρουσα μελέτη έκαναν και οι Keim και Stambaugh το 1984. Μελέτησαν μια πιο εκτεταμένη περίοδο τον S&P500 από το 1928 ως 1982. Το δείγμα περιλαμβάνει και μια ημερομηνία – κλειδί: το 1952. Το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης από το 1928-1952 ήταν ανοικτό και το Σάββατο ενώ μετά το 1952 έκλεινε την Παρασκευή. Το συμπέρασμα ήταν ότι για όλη την εξεταζόμενη περίοδο, οι μέσες αποδόσεις των μετοχών την Δευτέρα τείνουν να είναι αρνητικές ενώ οι αποδόσεις της Παρασκευής είναι μικρότερες την περίοδο που στις μέρες συναλλαγής περιλαμβάνεται και το Σάββατο.

Οι 2 ερευνητές θέλησαν να μελετήσουν το κατά πόσο σχετίζεται το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου με το μέγεθος της εταιρείας. Για τον λόγο αυτό χρησιμοποίησαν 10 χαρτοφυλάκια

διαφορετικών μεγεθών για την περίοδο 1963-1979 .Το φαινόμενο εμφανίζεται για όλα τα μεγέθη χαρτοφυλακίων και επιπλέον όσο πιο μικρή είναι η εταιρεία τόσο πιο μεγάλη είναι η τάση για υψηλότερες αποδόσεις την Παρασκευή .Οι Keim και Stambaugh εξέτασαν και μετοχές που διαπραγματεύονται στην over-the-counter(OTC) αγορά και κατέληξαν στο ότι η συμπεριφορά τους ως προς το εξεταζόμενο φαινόμενο είναι παρόμοια με αυτή των μετοχών των χρηματιστηρίων .

Το 1986 ο Harris μελετά το φαινόμενο από μια άλλη οπτική γωνία ρίχνοντας βάρος στην χρονική στιγμή που έχει μεγαλύτερη ένταση το day of the week effect .Το συμπέρασμα ήταν ότι για τις μεγάλες επιχειρήσεις αρνητικές αποδόσεις εμφανίζονται μεταξύ κλεισίματος Παρασκευής και ανοίγματος Δευτέρας ενώ για τις μικρές ,κατά την διάρκεια των ωρών συναλλαγής της Δευτέρας .Το δείγμα του αφορούσε μετοχές κατά την περίοδο 01/12/1981-31/01/1983.

Το 2001 οι Berument and Kiyamaz μελέτησαν το day of the week effect όσον αφορά στην αστάθεια της αγοράς μετοχών και τις αποδόσεις των μετοχών .Ο εξεταζόμενος δείκτης ήταν ο S&P500 από 01/1973-10/1997.Χρησιμοποίησαν τα εξής μοντέλα: OLS για τις αποδόσεις,ARCH για τη δεσμευμένη διακύμανση και GARCH για τη διακύμανση σε σχέση με τον χρόνο

OLS

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

Υπόθεση : $e_t \sim N(0, h_t)$

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 τον χρόνο

ARCH

$$\text{Υπόθεση: } h_t = V_c + \sum_{j=1} (V_j)^2 * e_{t-j}$$

Modified GARCH

$$\text{Υπόθεση: } h_t = V_M * D_{Mt} + V_T * D_{Tt} + V_W * D_{Wt} + V_H * D_{Ht} + V_F * D_{Ft} + \sum_{j=1} V_{aj} * h_{t-1} + \sum_{i=1} V_{bj} * (e)_{t-i}^2$$

Τα αποτελέσματα έχουν ως εξής:το πρώτο μοντέλο δείχνει ότι το φαινόμενο είναι εμφανές στις αποδόσεις των μετοχών.Πιο συγκεκριμένα η υψηλότερη απόδοση εμφανίζεται την Τετάρτη, ενώ η χαμηλότερη τη Δευτέρα.Στο δεύτερο μοντέλο παρουσιάζεται το volatility να αλλάζει σύμφωνα με το χρόνο.Τα αποτελέσματα 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 δείχνει ότι το φαινόμενο της εβδομάδος είναι παρόν τόσο στις αποδόσεις όσο και στο volatility.Ενώ οι

αποδόσεις εμφανίζονται όπως τις έχουμε αναφέρει, το volatility παρουσιάζεται υψηλότερο την Παρασκευή και χαμηλότερο την Τετάρτη. Όσον αφορά την αστάθεια της Παρασκευής, πιθανόν να οφείλεται στις σημαντικές μακροοικονομικές ειδήσεις που ανακοινώνονται την Πέμπτη και την Παρασκευή.

Τα αποτελέσματα των ερευνών στην αμερικάνικη αγορά και η ύπαρξη του day of the week effect προκάλεσαν πολλούς μελετητές ώστε να διαπιστώσουν την ύπαρξη του φαινομένου και σε άλλες χώρες. Το 1985 οι Jaffe and Westerfield ερευνούν το φαινόμενο σε 4 ανεπτυγμένες χώρες, την Ιαπωνία, τον Καναδά, την Αυστραλία και την Αγγλία (Table 21). Οι δείκτες που επιλέχθηκαν ήταν :

Ο Nikkei Dow για 1970-1983,

Ο δείκτης του χρηματιστηρίου του Τορόντο 1976-1983

Ο Statex Actuaries Index (Australia) 1973-1982

Ο Financial Times Ordinary Share Index (U.K) 1950-1983

και ο S&P500 για 1962-1983 (U.S.A).

Το φαινόμενο ανιχνεύθηκε σε κάθε εξεταζόμενη χώρα αλλά στην Ιαπωνία και την Αυστραλία οι χαμηλότερες μέσες αποδόσεις δεν εμφανίζονται την Δευτέρα αλλά την Τρίτη. Η θεωρία της διαφοράς ώρας μπορεί να εφαρμοστεί μερικώς στην Αυστραλία αλλά όχι στην Ιαπωνία. Επιπλέον, οι ερευνητές λαμβάνουν υπόψη τους τις διαδικασίες πληρωμής (settlement procedures) για κάθε χώρα οι οποίες επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών, αλλά ούτε κι αυτές εξηγούν το φαινόμενο για τις χώρες της Ιαπωνίας, Αγγλίας και Καναδά.

$$R_t = a_1 * d_{1t} + a_2 * d_{2t} + a_3 * d_{3t} + \dots + a_6 * d_{6t} + u_t$$

με

$$t=1 \dots T$$

$$d_{1t}=1, \text{ αν η μέρα } t \text{ είναι Δευτέρα}$$

$$=0, \text{ διαφορετικά}$$

$$d_{2t}=1, \text{ αν } t \text{ είναι Τρίτη}$$

$$=0, \text{ διαφορετικά}$$

Ηο: $a_1=a_2=\dots=a_6$ για το δείκτη μετοχών της Ιαπωνίας

: $a_1=a_2=\dots=a_5$ για τις ΗΠΑ, Καναδά, Αυστραλία και Ηνωμ. Βασίλειο

Το 1990 οι Solnik και Bousquet μελετούν το Χρηματιστήριο του Παρισίου τον δείκτη CAC 40 για την περίοδο Ιανουαρίου 1978-Δεκεμβρίου 1987. Την ίδια χρονιά ο Barone εξετάζει τον MIB Index στο χρηματιστήριο του Μιλάνου και βρίσκει αρνητικές

αποδόσεις για Δευτέρα και κυρίως Τρίτη .Η εξεταζόμενη περίοδος είναι 2/01/1975-22/08/1989(Table 33+34).

Το 1995 οι Dubois και Louvet εξετάζουν για την περίοδο 1969-1992 τις παρακάτω χώρες:

CANADA,

U.S.A.,

JAPAN,

HK,

AUSTRALIA,

GERMANY,

FRANCE,

UK,

SWITZERLAND

και βρίσκουν την ύπαρξη αρνητικών αποδόσεων την Δευτέρα για όλες τις χώρες εκτός από την Αυστραλία και την Ιαπωνία που εμφανίζουν αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη .

Την ίδια περίπου χρονιά (1994) οι Agrawal και το Tandon εξετάζουν τις αγορές 18 χωρών για το διάστημα 1971-1987 και βρίσκουν την ύπαρξη του φαινομένου την Δευτέρα για 9 χώρες και την ύπαρξη του φαινομένου όλες οι χώρες εκτός από το Luxemburg παρουσιάζουν τις υψηλότερες αποδόσεις (Table 35+36). .

Μια περίεργη όψη του φαινομένου συνάντησαν οι Αγγελίδης και Λυρούδη στην έρευνα τους τον Νοέμβριο του 2003.Η εξεταζόμενη χώρα ήταν η Γαλλία και ο δείκτης CAC40 για την περίοδο 01/2000-08/2003 (Table 22).Οι υποθέσεις που εξετάζονται είναι:

H0:οι μέσες αποδόσεις των μετοχών είναι ίδιες όλες τις μέρες από Δευτέρα ως Παρασκευή

H1: οι μέσες αποδόσεις των μετοχών δεν είναι ίδιες όλες τις μέρες από Δευτέρα ως Παρασκευή

Πρώτα εκτιμούν την μέση ημερήσια απόδοση και την τυπική απόκλιση για κάθε εργάσιμη μέρα Χρησιμοποιούν τον τύπο

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

Για να ελέγξουν την υπόθεση εφαρμόζουν την τεχνική ανάλυσης της διακύμανσης(ANOVA).Χρησιμοποιούν το F statistic για να ελέγξουν την ισότητα των μέσων των ημερήσιων αποδόσεων.Παράλληλα μπορούν να εξεταστούν και τα p-values:όταν είναι μικρότερα από τα επίπεδα σημαντικότητας(1%,5%,10%) τότε η H0 απορρίπτεται.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η χαμηλότερη μέση απόδοση εμφανίζεται την Τετάρτη ενώ η υψηλότερη την Πέμπτη !

Όσον αφορά στο volatility ,αυτό είναι χαμηλότερο την Τετάρτη και υψηλότερο την Δευτέρα .Άρα το φαινόμενο της Δευτέρας δεν υπήρχε στην Γαλλία για το διάστημα της έρευνας.

Περνώντας στην Ελλάδα , το 1995 οι Αλεξάκης και Ξανθάκης εξέτασαν για την περίοδο 1985-1994 το ελληνικό χρηματιστήριο χωρίζοντας το δείγμα τους σε 2 υποπεριόδους :1985-88 και 1989-1994(Table 23+24).Για όλη την εξεταζόμενη περίοδο βρέθηκαν θετικές μέσες αποδόσεις την Παρασκευή και αρνητικές την Τρίτη .Στην δεύτερη υποπερίοδο (1989-1994) υπήρχαν αρνητικές αποδόσεις και την Δευτέρα και την Τρίτη αλλά αυτές τις Δευτέρας ήταν πιο αρνητικές .

Το 2002 οι Λυρούδη ,Νούλας και Κομισόπουλος εξέτασαν τον Γενικό Δείκτη του ΧΑΑ και 5 κλαδικούς δείκτες για την περίοδο 1994-1999(Table 25+26+27).Η μέση ημερήσια απόδοση και η τυπική απόκλιση αυτής για κάθε εργάσιμη μέρα της εβδομάδος (Δευτέρα-Παρασκευή) για όλες τις χρονικές περιόδους και για όλους τους δείκτες υπολογίζονται.Η ημερήσια απόδοση υπολογίζεται από τον τύπο:

$$R_{i,t} = (P_{i,t} - P_{i,t-1}) / P_{i,t-1}$$

όπου

$R_{i,t}$: απόδοση του δείκτη i την μέρα t

$P_{i,t}$: η τιμή κλεισίματος του δείκτη i την μέρα t

$P_{i,t-1}$: η τιμή κλεισίματος του δείκτη i την μέρα $t-1$

Ο κίνδυνος της επένδυσης υπολογίζεται μέσω του συντελεστή μεταβλητότητας(coefficient of variation) για κάθε μέρα της εβδομάδος για όλες τις περιόδους και για όλους τους δείκτες.

Ελέγχονται οι παρακάτω υποθέσεις:

1) H_0 : η μέση ημερήσια απόδοση κάθε εργάσιμης μέρας της εβδομάδας δεν είναι στατιστικά διάφορη του μηδενός($R_{ij}=0$)

H_1 : η μέση ημερήσια απόδοση κάθε εργάσιμης μέρας της εβδομάδας είναι στατιστικά διάφορη του μηδενός

Όπου $i=1,2,\dots,6$ (όσοι και οι δείκτες που εξετάζονται)

$j=1,2,\dots,5$ (όσες και οι μέρες της εβδομάδας)

Για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης χρησιμοποιείται η κατανομή t και υπολογίζεται η τιμή της στατιστικής t σύμφωνα με τον τύπο:

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$$

2) H_0 : δεν υπάρχει διαφορά μεταξύ των ημερήσιων αποδόσεων για κάθε ζεύγος ημερών που εξετάζεται

H_1 : υπάρχει διαφορά μεταξύ των ημερήσιων αποδόσεων για κάθε ζεύγος ημερών που εξετάζεται

Τα ζεύγη που εξετάζονται είναι Δευτέρα-Τρίτη, Τρίτη-Τετάρτη, Τετάρτη-Πέμπτη, Πέμπτη-Παρασκευή και Παρασκευή- Δευτέρα

.Στα ίδια πλαίσια κινήθηκε και η έρευνα των Λυρούδη με τον Συμπενιώτη για τον ASE (1994-1999) και FTSE 20(1997-1999) (Table 28).Το αποτέλεσμα δείχνει ότι οι αρνητικές αποδόσεις

συμβαίνουν την Πέμπτη ενώ την Δευτέρα ,Τετάρτη και Παρασκευή έχουμε θετικές αποδόσεις .Αυτό μπορεί πιθανόν να εξηγηθεί από το γεγονός ότι η περίοδος αυτή χαρακτηρίζεται από την προσπάθεια της χώρας μας να μπει στην ONE .Τα θετικά οικονομικά νέα ανακοινώνονταν κατά την διάρκεια του Σαββατοκύριακου κι έτσι οι Δευτέρες χαρακτηρίζονταν από θετικό επενδυτικό κλίμα.

Πέρα από την Ευρώπη και την Αμερική ,έρευνες για την ανίχνευση του φαινομένου έγιναν και στην Ανατολή .Το 1995 ο Ercan Balaban ,μελετά την αναδυόμενη αγορά της Τουρκίας, εξετάζοντας τον Istanbul Securities Exchange Composite Index (ISEC1) για την περίοδο 01/1988-08/1994(Table 29) .Για την περίοδο αυτή η χαμηλότερη και αρνητική μέση απόδοση αν και μη στατιστικά σημαντική παρατηρήθηκε την Τρίτη .Όλες οι μέσες αποδόσεις είναι αρνητικές την Τρίτη για κάθε χρονιά εκτός από το 1989. Η υψηλότερη μέση απόδοση σημαντική στο 1% παρατηρείται την Παρασκευή για την ίδια περίοδο .Όσον αφορά στη διακύμανση ,αυτή είναι η υψηλότερη τη Δευτέρα και χαμηλότερη την Παρασκευή :Αντικείμενο μελέτης υπήρξε η τουρκική αγορά και από τους Erbil (1993) και Aydogan (1994).

Το 2000 ο Choudry μελέτησε για την περίοδο 01/1990-06/1995 παίρνοντας στοιχεία από την DATASTREAM τις εξής οικονομίες :Ινδίας ,Ινδονησίας ,Μαλαισίας ,Φιλιππίνων,Β.Κορέας ,Ταιβάν και Ταιλάνδης .Τα αποτελέσματα υποστήριξαν το weekend –effect με αρνητικές μέσες αποδόσεις για όλες τις χώρες εκτός από την Ινδία και την Ταιβάν .Οι μέσες αποδόσεις την Παρασκευή ήταν θετικές και στατιστικά σημαντικές στην περίπτωση της Ινδίας ,Ινδονησίας Μαλαισίας και Ταιλάνδη (Table 30+31) .Στην έρευνα του αυτή ο Choudry χρησιμοποιεί το GARCH model και όχι την συνηθισμένη γραμμική παλινδρόμηση.Το μοντέλο αυτό είναι ικανό να εξετάσει τη leptokyrtnosis,skewness και το volatility clustering.Έχει ακόμα το πλεονέκτημα να ενσωματώνει την ετεροσκεδαστικότητα στην διαδικασία εκτίμησης.

Το 1998 οι RUTH SEOW KUANTAN και ο WONG NEE TAT μελέτησαν την αγορά της Σιγκαπούρης για την περίοδο 1975-1994. Χώρισαν το δείγμα σε 2 υποπεριόδους :

α)1975-1994,

β)1985-1994.

Ανίχνευσαν το φαινόμενο στην αγορά αυτή παίρνοντας μέσες αποδόσεις χαμηλότερες την Δευτέρα και Τρίτη απ' αυτές της Τετάρτης ,Πέμπτης και Παρασκευής .Η διακύμανση γενικά είχε φθίνουσα τάση καθώς πλησιάζαμε στο τέλος της εβδομάδας .Το φαινόμενο άρχισε να εξαφανίζεται την δεύτερη υποπερίοδο.

Τέλος δύο σημαντικές έρευνες έγιναν στην Κίνα η οποία αποτελεί μια αναδυόμενη αγορά αλλά ξεχωριστή όσον αφορά τα χαρακτηριστικά του χρηματιστηρίου της .

Το 1999 οι KIE ANN WONG RENBAO CHEN και XIAOJUN HANG εξέτασαν τον Shanghai Stock Exchange (SSE) και το 2001 οι GONGMENG CHEN –CHUCK C.Y. KWOK και OLIVER .M. RUI συνέχισαν την ίδια μελέτη εξετάζοντας και τον Shenzhen Stock Exchange .Μετά την εγκαθίδρυση του Shanghai Stock Exchange SHSE (1990) και το Shenzhen Stock Exchange SZSE (1991) οι χρηματαγορές της Κίνας επεκτάθηκαν ραγδαία .Ως τον Σεπτέμβρη 1997 ,υπήρχαν 782 καταγεγραμμένες μετοχές και στους 2 δείκτες με συνολική κεφαλαιοποίηση που ξεπερνούσε τα 1,2 δις δολάρια .Ένα χαρακτηριστικό της κινέζικης αγοράς είναι ότι υπάρχουν 2 ειδών μετοχές :οι A-shares οι οποίες διαπραγματεύονται μόνο από κινέζους υπηκόους και οι B-shares που διαπραγματεύονται από ξένους επενδυτές και επενδυτές από το Hong-Kong ,Macao και Taiwan .

Οι μελετητές επιλέγουν ημερήσιες τιμές ανοίγματος και κλεισίματος για την περίοδο 1992-1997(Table 32) .Όλα τα δεδομένα προέρχονται από το SHSE και αφορούν τον SHSE-A, SHSE-B τον SZSE –A και SZSE-B .Το 1994 αποτέλεσε μια χρονιά ορόσημο που ανάγκασε τους μελετητές διαχωρίσουν το δείγμα τους σε 2 υποπεριόδους: 1992-1995 και 1995-1997.Πρώτον το 1994 ,ο Premier Zhu επέβαλε αυστηρό πρόγραμμα για την καταπολέμηση του οικονομικού προβλήματος (bubble economy). Έτσι στο τέλος του 1994 οι επενδυτές έγιναν λιγότερο κερδοσκόποι και περισσότερο ορθολογικοί .Επιπλέον το 1994 εφαρμόστηκε το Company Law που ανάγκαζε τις εταιρείες να δημοσιεύσουν πληροφορίες σχετικά με την οικονομική τους κατάσταση και όχι μόνο.Τα δύο αυτά γεγονότα αποτέλεσαν ημερομηνίες –κλειδί για την Κίνα .Η μελέτη υποδεικνύει την ύπαρξη του φαινομένου της Τρίτης μετά τον 01/1995 ενώ πριν απ'αυτό δεν υπάρχει .Το φαινόμενο εξαφανίζεται μετά το 1995 όταν ληφθούν υπόψη η non-normality distribution και το spillover από άλλες χώρες όπως π.χ. τις Η.Π.Α.Οι ερευνητές εξέτασαν το φαινόμενο της εβδομάδος 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 Ιανουαρίουκαι την συσχέτιση της χρηματαγοράς της Κίνας με τις αντίστοιχες του Χονκ-Κονκ και των ΗΠΑ.Όλα αυτά περιγράφονται από τα παρακάτω μοντέλα:

5

$$R_t = \sum_{k=1} a_k * D_{kt} + e_t \quad (1)$$

με

R_t : απόδοση στον χρόνο t

D_{kt} : dummy variable για την μέρα k

k: Δευτέρα(1), Παρασκευή (5)

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 * Tu_t + e_t \quad (2)$$

με

Tu: dummy variable = 1, αν η μέρα t είναι Τρίτη
= 0, διαφορετικά

H₀: β₁ = 0

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 * LHM_t + \beta_2 * Tu_t + \beta_3 * LMH_t * Tu_t + e_t \quad (3)$$

e/(e_{t-1}, e_{t-2}, ...) ~ t

h_t = a₀ + a₁ * e_{t-1} + a₂ * h_{t-1}, a₁ + a₂ = 1

με

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

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

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

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 * JAN_t + \beta_2 * Tu_t + \beta_3 * JAN_t * Tu_t + e_t \quad (4)$$

e/(e_{t-1}, e_{t-2}, ...) ~ t

h_t = a₀ + a₁ * e_{t-1} + a₂ * h_{t-1}, a₁ + a₂ = 1

με

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

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

JAN * Tu: μεταβλητή Ιανουαρίου και Τρίτης = 1 αν η Τρίτη πέφτει Ιανουάριο

$$R_t = \beta_1 + \beta_2 * Tu_t + \beta_3 * HK_t + \beta_4 * USt-1 + e_t \quad (5)$$

e/(e_{t-1}, e_{t-2}, ...) ~ t

h_t = a₀ + a₁ * e_{t-1} + a₂ * h_{t-1}, a₁ + a₂ = 1

με

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

HK: απόδοση του δείκτη HENG SENG στον χρόνο t

USt-1: απόδοση του Βιομηχ. Δείκτη Dow Jones στον χρόνο t-1

Τα αποτελέσματα των ερευνητών αυτών δείχνουν ότι για την δεύτερη περίοδο για καθένα από τους 4 δείκτες-Shangai A, Shangai 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 4 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 4 μέρες. Αντίθετα, με τον έλεγχο του φαινομένου του Ιανουαρίου, οι αποδόσεις των μετοχών την Τρίτη εξακολουθούν να είναι χαμηλότερες από τις αποδόσεις των 4 ημερών. Τέλος, οι αποδόσεις της Τρίτης είναι ασήμαντα αρνητικές και για τις 2 υποπεριόδους όταν ληφθεί υπόψη η υπόθεση της διάχυσης για το Χονγκ-Κονγκ και τις ΗΠΑ.

Ενδιαφέρουσα ήταν και η μελέτη των Flannery and Protoparadakis οι οποίοι ασχολήθηκαν με την παρουσία του φαινομένου και σε άλλες αγορές πέρα από την χρηματιστηριακή όπως την αγορά ομολόγων, των futures και treasury bonds. Οι ερευνητές συνέλεξαν δεδομένα για την περίοδο 1977-1984 για τις ημερήσιες αποδόσεις 11 τίτλων: 3 δεικτών μετοχών (equally weighted CRSP returns index, value weighted CRSP returns index, S&P 500), μιας συμφωνίας επαναγοράς, overnight και 7 treasury securities. Αρχικά λαμβάνονται υπόψη οι μέρες αργιών και υπολογίζονται οι μέσες αποδόσεις κάθε ημέρας με παλινδρόμηση τόσο των 5 ημερών της εβδομάδος όσο και 5 ημερών-αργιών.

$$R_{it} = a_M * D_{Mt} + a_T * D_{Tt} + a_W * D_{Wt} + a_H * D_{Ht} + a_F * D_{Ft} + a_{HM} * D_{HMt} + a_{HT} * D_{HTt} + a_{HW} * D_{HWt} + a_{HH} * D_{HHt} + a_{HF} * D_{HFt} + \xi_{i,t}$$

όπου

R_{it} : η απόδοση του αγαθού i την μέρα t

D_M, D_T, D_W, D_H, D_F : dummy variables για τις κανονικές μέρες συναλλαγών

$D_{HM}, D_{HT}, D_{HW}, D_{HH}, D_{HF}$: dummy variables 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 στην 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 Protoparadakis 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 μέρες 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.

ΠΙΘΑΝΟΙ ΛΟΓΟΙ ΕΜΦΑΝΙΣΗΣ ΤΟΥ WEEKEND EFFECT

Έχουν αναπτυχθεί κατά καιρούς πολλές θεωρίες που προσπαθούν να ερμηνεύσουν το φαινόμενο αλλά καμία από αυτές δεν έχει επικρατήσει αποκλειστικά. Μια πρώτη θεωρία είναι αυτή αναφέρεται στην προσπάθεια εξισορρόπησης των αποφάσεων χρηματιστών –επενδυτών ως προς την αγορά και την πώληση. Ο Miller (1988) θεωρεί ότι οι επενδυτές είναι πολύ απασχολημένοι κατά την διάρκεια της εβδομάδας και ακολουθούν τις συμβουλές των χρηματιστών τους που τείνουν στο να αγοράζουν μετοχές. Κατά την διάρκεια του Σαββατοκύριακου όμως οι επενδυτές διαμορφώνουν άποψη για τα οικονομικά δεδομένα και γι' αυτό την Δευτέρα σπεύδουν να πουλήσουν προκαλώντας μια υπερπροσφορά μετοχών που ρίχνει την τιμή τους. Οι Rystrom και Benson (1989) τονίζουν την κακή ψυχολογία των επενδυτών μετά το Σαββατοκύριακο. Θεωρία που από μόνη της δεν μπορεί να σταθεί.

Μια άλλη θεωρία είναι αυτή που σχετίζεται με τις 'καθυστερήσεις εξόφλησης' (settlement delays) για την οποία μίλησαν οι Jaffe και Westerfield (1985). Το υπάρχον καθεστώς πρεσβεύει την πληρωμή μετά από 3 ημέρες από την ημερομηνία συναλλαγής. Αν η συναλλαγή γίνει Δευτέρα ή Τρίτη, η πληρωμή θα γίνει την ίδια εβδομάδα ενώ αν γίνει Τετάρτη, ή Πέμπτη ή Παρασκευή, η πληρωμή γίνεται μετά το Σαββατοκύριακο οπότε υπάρχει περιθώριο 5 ημερών και οι αγοραστές παίρνουν μια πίστωση 2 ημερών άνευ τόκου από τους χρηματιστές. Έτσι οι τιμές των μετοχών της Δευτέρας πρέπει να είναι μικρότερες από τις τιμές της Παρασκευής για να μην εκμεταλλεύονται οι επενδυτές αυτήν την κατάσταση.

Μια άλλη θεωρία σχετίζεται με την 'διάδοση της πληροφορίας' (information release) δηλαδή η παροχή πληροφοριών κατά την διάρκεια της εβδομάδας. Τα 'καλά νέα' ανακοινώνονται στην αρχή της εβδομάδας προκειμένου να οδηγήσουν σε άνοδο των τιμών. Αντίθετα, όταν πρόκειται για αρνητικά νέα η ανακοίνωση γίνεται μετά το κλείσιμο του

χρηματιστηρίου ώστε να αποφευχθεί η άμεση αρνητική αντίδραση των επενδυτών .

Μια άλλη εξήγηση του φαινομένου έχει να κάνει με την υπόθεση του serial correlation σύμφωνα με την οποία ,το ύψος της τιμής της Δευτέρας ,καθορίζεται από την τιμή της Παρασκευής .Οπαδοί της θεωρίας αυτής υπήρξαν οι Abraham και Ikenberry (1994) Ένα θετικό κλίμα την Παρασκευή ακολουθείται από θετικές αποδόσεις το Σαββατοκύριακο ενώ το αρνητικό κλίμα πριν από αυτό συνεπάγεται ακόμη πιο αρνητικό κλίμα την Δευτέρα.

Συμβολή στην εξήγηση του φαινομένου έχει και η θεωρία αποκοπής μερισμάτων (dividend exclusion) σύμφωνα με την οποία οι μέρες αποκοπής τείνουν να είναι Δευτέρες και έτσι πέφτουν οι τιμές των μετοχών .

Τέλος υπάρχει και η υπόθεση που αναφέρει ότι δεν υπάρχει οικονομική ορθολογιστική θεωρία που να δικαιολογεί την επίμονη αρνητική τάση που εμφανίζεται το Σαββατοκύριακο .Την υπόθεση αυτή στηρίζουν κάποιες μελέτες που δείχνουν ότι το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου είναι μια χρηματοοικονομική ανωμαλία που τείνει να διορθωθεί από μόνη της.Τέτοιες μελέτες είναι των Chow et al (1997),Agrawal and Tandon (1994) που διαπιστώνουν την έκλειψη του φαινομένου σε πολλές χώρες μετά το 1980, του Kamara (1997) που αναφέρει ότι οι αποδόσεις του S&P 500 δεν επηρεάζονται από το φαινόμενο μετά το 1982 ενώ οι Kunkel and Compton (2000) αναφέρονται γενικά στις μετοχές των Η.Π.Α. για την περίοδο 1988-1998.Πιο συγκεκριμένα έχουν σαν σκοπό της έρευνας τους 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 μέρα της εβδομάδας.Οι ερευνητές αυτοί εξέτασαν 6 επενδυτικές στρατηγικές -2 buy and hold και 4 switching strategies-πάνω σε 2 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.

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

με

R_t : η απόδοση της μετοχής στην αγορά τον χρόνο t

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

β_{it} : μέση ημερήσια απόδοση για κάθε μέρα

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

H_1 : $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_5 \neq 0$ 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 φαινόμενο αυτό δεν εμφανίζεται πλέον και ότι οι αποδόσεις της Δευτέρας είναι υψηλότερες για τον DJIA, S&P500 και Money Market, ενώ οι αποδόσεις της Τρίτης είναι υψηλότερες για τους 2 λογαριασμούς, Stock Account και Bond Account. Οι χαμηλότερες αποδόσεις εμφανίζονται την Πέμπτη και είναι αρνητικές για τους DJIA, S&P500.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ:5
ΣΥΣΧΕΤΙΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΦΑΙΝΟΜΕΝΩΝ

Ο Douglas Pearce στο άρθρο του «The Robustness of Calendar Anomalies in Daily Stock Returns»(1995) μελετά ταυτόχρονα τα τέσσερα βασικότερα φαινόμενα ανωμαλιών-φαινόμενο Ιανουαρίου,αλλαγής του μήνα,ημέρα της εβδομάδος και της παραμονής των εορτών-καθώς και την αυτοσυσχέτιση που μπορεί να υπάρξει μεταξύ των ημερών της εβδομάδος.

Για τη μελέτη αυτή χρησιμοποιούνται εναλλακτικά δύο μοντέλα των ημερήσιων αποδόσεων.Το πρώτο περιλαμβάνει ψευδομεταβλητές που επιτρέπουν στις μέσες αποδόσεις να διαφέρουν τις μέρες πριν τα Σαββατοκύριακα,πριν τις αργίες,τον Ιανουάριο και τις 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 εαν 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 την μέρα συναλλαγής πριν την Πρωτοχρονιά.

$$R_t = a_0 + a_1 * WD_t + b_1 * M_t * R_{t-1} + b_2 * Tu_t * R_{t-1} + b_3 * Wt * R_{t-1} + b_4 * Th * R_{t-1} + b_5 * F_t * R_{t-1} + b_6 * POSTH_t * R_{t-1} + d * PH_t + e * JAN_t + f * TOM_t + et \quad (1)$$

όπου,

R_t :η απόδοση του χαρτοφυλακίου μετοχών

$WD=1$, αν είναι Δευτέρα ή Τρίτη μετά από αργία Δευτέρας
=0, διαφορετικά

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

$POSTH=1$,αν 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 μια από τις πρώτες μέρες του μήνα
=0, διαφορετικά

$$R_t = a_0 + a_1 * WD_t + b_1 * M_t * R_{t-1} + b_2 * Tu_t * R_{t-1} + b_3 * W_t * R_{t-1} + b_4 * Th_t * R_{t-1} + b_5 * F_t * R_{t-1} + b_6 * POSTH_t * R_{t-1} + d * PH1_t + e * TOY_t + f * TOMR_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

όπου

όπου,

R_t : η απόδοση του χαρτοφυλακίου μετοχών

$WD=1$, αν είναι Δευτέρα ή Τρίτη μετά από αργία Δευτέρας

$=0$, διαφορετικά

$M, Tu, W, Th, F=1$, για Δευτέρα, Τρίτη, ..., Παρασκευή

$=0$, διαφορετικά

$POSTH=1$, αν η μέρα ακολουθεί μια αργία

$=0$, διαφορετικά

$PH1=1$ δεν περιλαμβάνει τη μέρα της Πρωτοχρονιάς

TOY : μεταβλητή της αλλαγής του χρόνου

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

$=0$, διαφορετικά

$TOMR$: μεταβλητή της αλλαγής του μήνα που δεν περιλαμβάνει την TOY

Περίοδος μελέτης είναι 1974-1991 που χωρίζεται σε 3 υποπεριόδους, στις οποίες 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 τον 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 μεικτά με μεγαλύτερη στατιστική σημαντικότητα στις αποδόσεις των μικρών μετοχών. Επίσης τα tests δείχνουν ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν κατανέμονται κανονικά. Πρόλα αυτά οι διαδικασίες εκτίμησης που επιτρέπουν την μη κανονικότητα, παρουσιάζουν παρόμοια αποτελέσματα για τις ανωμαλίες αυτές.

Τέλος οι Ryth Seow Kuan Tan και Wong Nee Tat(1998) μελετούν το ίδιο θέμα υιοθετώντας την OLS equation των Kim και Park αλλά μετασχηματίζοντας την 'ωστε να περιλαμβάνει όλες τις trading μέρες του Ιανουαρίου, τις μέρες της αλλαγής του μήνα και τις μέρες μετά τις αργίες.Ετσι προκύπτει το παρακάτω μοντέλο:

$$R_t = b_0 + b_1 * D_{tue} + \dots + b_4 * D_{fri} + b_5 * D_{jan} + b_6 * D_{tom} + b_7 * D_{prehol} + b_8 * D_{posthol} + e_t \quad (1)$$

όπου

R_t =ημερήσια απόδοση τη μέρα t

$D_{tue}=1$, αν η μέρα είναι Τρίτη

=0, διαφορετικά

.

.

.

$D_{fri}=1$, αν η μέρα είναι Παρασκευή

=0, διαφορετικά

$D_{jan}=1$, αν η μέρα ανήκει στον Ιανουάριο

=0, διαφορετικά

$D_{tom}=1$, αν η μέρα πέφτει σε αλλαγή του μήνα

=0, διαφορετικά

$D_{prehol}=1$, αν η μέρα είναι πριν από αργία

=0, διαφορετικά

$D_{posthol}=1$, αν η μέρα είναι μετά από αργία

=0, διαφορετικά

Οι εξεταζόμενες υποθέσεις είναι:

$H_0: b_i < 0$ ή $b_i = 0$

$H_1: b_i > 0$ όπου $i=1,2,\dots,8$.

Εαν κάποιος συντελεστής b_i είναι σημαντικά θετικός, αυτό θα υπονοεί ότι η υψηλή απόδοση για την συγκεκριμένη εξεταζόμενη ανωμαλία δεν οφείλεται σε άλλες ημερολογιακές ανωμαλίες.

Μια υπόθεση της OLS equation είναι ότι οι όροι σφάλματος είναι ομοσκεδαστικοί.Εφόσον η τυπική απόκλιση των αποδόσεων διαφέρει μεταξύ των ημερολογιακών ανωμαλιών, υπάρχει μια πιθανότητα οι όποιοι σφάλματος να είναι εταροσκεδαστικοί.Τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την OLS θα είναι αμερόληπτα αλλά μη στατιστικά σημαντικά, και επομένως θα αναιρούν την σημαντικότητα των t-statistics.Για να διορθωθούν οι όροι σφάλματος,θα χρησιμοποιηθεί ο εκτιμητής του White(1980).

Ο συντελεστής που μετρά την μέση απόδοση της Δευτέρας αφού αφαιρεθούν οι άλλες ημερολογιακές ανωμαλίες, είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.Οι συντελεστές των dummy variables από Τρίτη ως Παρασκευή είναι στατιστικά σημαντικοί και θετικοί, εκτος απο αυτον της Τρίτης. Επομένως, το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος είναι παρόν ακόμη και μετά τον έλεγχο των άλλων ανωμαλιών.

Η μεταβλητή του Ιανουαρίου, είναι στατιστικά σημαντική, υποδεικνύοντας ότι οι υψηλές απόδοσεις τον μήνα αυτόν δεν

προκύπτουν από τις άλλες ανωμαλίες. Παρόμοια αποτελέσματα προκύπτουν και για τις άλλες ημερολογιακές ανωμαλίες.

Η εξήγηση για το ότι καποιες ημερολογιακές ανωμαλίες μπορεί να είναι αποτέλεσμα κάποιων άλλων μπορεί να βασισθεί στα ευρήματα των ερευνών ότι οι υψηλή απόδοση κάθεμιας ανωμαλίας παραμένει στατιστικά σημαντική ακόμη και μετά τον περιορισμό των άλλων ανωμαλιών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ:6

ΤΙ ΙΣΧΥΕΙ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΚΕΦΑΛΑΙΑΓΟΡΑ?

Το ΧΑΑ έχει γνωρίσει μια μεγάλη ανάπτυξη την τελευταία δεκαετία.Το 1992 υπήρχαν 158 εισηγμένες μετοχές στο ΧΑΑ ενώ το 2002 υπήρχαν 371.Η ανάπτυξη αυτή οφείλεται κυρίως στο ότι η Ελλάδα κατάφερε να γίνει ισότιμο κράτος-μέλος της Ε.Ε. ,στο ότι ανέλαβε την διοργάνωση των Ολυμπιακών αγώνων και τις θεσμικές μεταβολές στην λειτουργία του Χρηματιστηρίου.Ως μια από τις αναδυόμενες αγορές , η ελληνική αποτελεί μια από τις πιο πρόσφορες για τους επενδυτές αλλά ήταν σχεδόν αδρανής λόγω περιορισμών στην πληροφόρηση.Οι διακυμάνσεις στις τιμές των μετοχών ήταν αποτέλεσμα περισσότερο κοινωνικοπολιτικών παραγόντων οι οποίοι σχετίζονται με την πολιτική σταθερότητα , την συμπεριφορά των κομμάτων απέναντι στην οικονομία, την κατάσταση στην αγορά εργασίας κτλ.Οι παράγοντες αυτοί προσέδιδαν μεγάλη αστάθεια και έρχονταν να προστεθούν στην ρευστή οικονομική κατάσταση που χαρακτηριζόταν από υψηλό πληθωρισμό, μεγάλο δημοσιονομικό έλλειμμα, έλλειψη διαφάνειας από πλευράς εταιρειών με περιορισμένη δημοσίευση οικονομικών καταστάσεων.Επιπλέον αμφιβολία υπήρχε για το κατά πόσο ο Γ.Δ. ήταν αντιπροσωπευτικός με τις τράπεζες να αγγίζουν σε βάρος το 50%.Μετά το 1988 όμως η ελληνική κεφαλαιαγορά τείνει να διορθώνει τις αδυναμίες της με νέα θεσμικά πλαίσια , κανονιστικά μέτρα και μεγαλύτερη διαφάνεια που την κάνει ελκυστική για επενδύσεις.

Σε μια από τις πρώτες μελέτες της αποτελεσματικότητας της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς οι Νιάρχος και Γεωργακόπουλος (1986) ερευνήσαν τις αντιδράσεις των επενδυτών στις πληροφορίες που περιέχονται στις ανακοινώσεις και δημοσιοποιήσεις κερδών των εισηγμένων εταιρειών και βρήκαν ότι οι επενδυτές αντιδρούν αργά και σταδιακά στα νέα , και όχι όπως προβλέπει η ΥΑΑ.

Ο Πάνας (1990)με μία σειρά στατιστικών ελέγχων εξέτασε 10 μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης και βρήκε ότι η αγορά είναι αποτελεσματική στην ασθενή μορφή.

Οι Κούτμος,Νεγάκης και Θεοδοσίου (1993)εξέτασαν κατά πόσον μπορεί κάποιος να προβλέψει μελλοντικές αποδόσεις από δημοσιευμένες πληροφορίες και βρήκαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν είναι τυχαίες μεταβλητές –άρα η αγορά δεν είναι αποτελεσματική στην ασθενή της μορφή.

Οι Dockery και Καβυσσάνος(1996) βρήκαν ότι οι τιμές στο ΧΑΑ έχουν κάποια συστηματική σχέση και άρα η αγορά δεν είναι αποτελεσματική στην ασθενή της μορφή.

Ο Σπύρου (1998) βρήκε ότι οι αποδόσεις της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς (όπως αυτή μετριέται από τον Γενικό Δείκτη του ΧΑΑ) παρουσιάζουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου αλλά και το φαινόμενο της Δευτέρας.

Σχεδόν όλες οι μελέτες καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η αγορά μάλλον δεν είναι αποτελεσματική. Οι ερευνητές εντοπίζουν φαινόμενα που προσομοιάζουν με τις ανωμαλίες της αγοράς που αναφέραμε αλλά και φαινόμενα με διαφορετική από την συνηθισμένη συμπεριφορά όπως θετικές αποδόσεις την Δευτέρα, την περίοδο πριν το 1988, και εντονότερη παρουσία του φαινομένου του Ιανουαρίου.

Συνεχίζοντας με τις έρευνες, το 1995 οι Αλεξάκης και Ξανθάκης μελέτησαν το ΧΑΑ για την περίοδο 01/1985-02/1994 χωρίζοντας την σε 2 υποπεριόδους: α) 1985-1987, β) 1988-1994. Στο ΧΑΑ συναλλάσσονται μόνο 200 μετοχές από 120 εταιρείες. 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 εταιρείες ασφαλειών και επενδύσεων και 35 από εμπορικές εταιρείες). Λόγω του ότι ο δείκτης περιλαμβάνει πολλές μετοχές τραπεζών ενώ συνεχώς εισάγονται νέες εταιρείες στο Χρηματιστήριο, ο Γενικός Δείκτης γίνεται ολοένα 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 εταιρειών 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.

$$R_t = b_1 * D_{1t} + b_2 * D_{2t} + b_3 * D_{3t} + b_4 * D_{4t} + \beta_5 * D_{5t} + \sum \beta_s * R_{t-s} + u_t$$
$$u_t = \sigma_t * z_t$$
$$z_t \sim i.i.d. \text{ with } E(z_t) = 0, \text{ Var}(z_t) = 1$$
$$\sigma_t = \text{Var}(R_t / I_{t-1})$$

όπου R_t : ρυθμός απόδοσης την περίοδο t ,
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 τις 5αλληνικές μέρες συναλλαγών.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι μέσοι κάθε μέρας της εβδομάδας όλης της περιόδου είναι θετικοί εκτός από την Τρίτη. Η τυπική απόκλιση είναι μεγαλύτερη την πρώτη μέρα της εβδομάδας σε σχέση με τις υπολοίπες. 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 μέσο είναι την Παρασκευή. Πρίν 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 ,Harizanis μελέτησαν για την περίοδο 10/1986-04/1997 τον Γ.Δ. ο οποίος περιλάμβανε 60 μετοχές. Εξέτασαν την Ελληνική κεφαλαιαγορά και ως προς τα τέσσερα φαινόμενα αλλά για τις μετοχές ξεχωριστά ώστε να αποφευχθεί το bias.

Το 2000 πάλι οι Coutts, Kaplanidis και Roberts μελέτησαν τα φαινόμενα του Σαββατοκύριακου , του Ιανουαρίου και της παραμονής των εορτών. Η περίοδος μελέτης ήταν από 10/1986-08/1996 και εξετάστηκαν ο Γ.Δ., οι δείκτες των Τραπεζών , των Ασφαλειών και Leasing. Το φαινόμενο της μέρας της εβδομάδος εντοπίστηκε στον Γ.Δ και τον δείκτη των Τραπεζών αλλά όχι στους άλλους δύο. Οι μέσες αποδόσεις της Δευτέρας ήταν θετικές δείχνοντας ότι το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου δεν υφίσταται στο ΧΑΑ. Αρνητικές αποδόσεις εμφανίζονταν την Τρίτη και την Τετάρτη.

Γενικότερα και τα 3 φαινόμενα αποδείχθηκαν στατιστικά σημαντικά για το δεύτερο μισό της περιόδου.

ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Παρά το γεγονός ότι υπάρχουν ενδείξεις για την αποτελεσματικότητα της αγοράς, έχουν γίνει πολλές μελέτες που καταδεικνύουν την ισχυρή ύπαρξη ανωμαλιών. Η επιστημονική έρευνα και η διεθνής βιβλιογραφία δεν έχει καταλήξει σε ένα συγκεκριμένο συμπέρασμα. Άλλες μελέτες βρίσκουν ότι η Υπόθεση Αποτελεσματικών Αγορών ισχύει και άλλες (ειδικά οι πιο πρόσφατες) καταλήγουν στο αντίθετο συμπέρασμα, ή άλλες μελέτες βρίσκουν ότι ισχύει για κάποιες χώρες και για άλλες όχι.

Το ερώτημα που γεννιέται είναι εάν οι επενδυτές μπορούν να τις εκμεταλλευτούν έτσι ώστε να πετύχουν υψηλότερες αποδόσεις από τις κανονικές. Οι επενδυτές πρέπει να λάβουν υπόψη τους ότι αν και οι ανωμαλίες της αγοράς έχουν παρουσιαστεί εδώ και πολλά χρόνια, δεν υπάρχει κάτι που να εγγυάται την ύπαρξη τους και στο μέλλον. Εάν πραγματικά υπάρξουν όμως και στο μέλλον μπορεί να κρύβουν υψηλά κόστη συναλλαγών που να υπονομεύουν τις καλές αποδόσεις τους. Οι ερευνητές που ανακαλύπτουν τέτοιες ανωμαλίες στην αγορά έχουν δύο επιλογές: ή να δημοσιεύσουν τις τεχνικές τους που τους οδήγησαν στην ανακάλυψη και να ζητήσουν αναγνώριση για το επιστημονικό τους έργο ή να χρησιμοποιήσουν οι ίδιοι αποκλειστικά τα στοιχεία τους και να κάνουν κέρδη. Θα πρέπει να λάβουν όμως υπόψη ότι οι συσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών μπορεί να είναι τελείως τυχαίες. Μόνο οι ανωμαλίες της αγοράς που έχουν υπάρξει και υπάρχουν για πολλά χρόνια και σε πολλές αγορές παγκοσμίως μπόρουν να είναι αξιόπιστες.

Διαφορετικά οδηγούμαστε στο εξής ερώτημα: είναι τα φαινόμενα αυτά πραγματικά «ανωμαλίες της αγοράς»; Με άλλα λόγια, ακόμα κι αν μπορούσαμε να προβλέψουμε τις αποδόσεις θα μπορούσαμε να επιτύχουμε κέρδη μεγαλύτερα από αυτά που δικαιολογεί ο κίνδυνος που αναλαμβάνουμε; Είδαμε ότι π.χ το φαινόμενο του Ιανουαρίου στις ΗΠΑ προέρχεται κυρίως από τις μικρές σε κεφαλαιοποίηση μετοχές, που είναι από την φύση τους πιο εκτεθειμένες στον κίνδυνο λόγω μεγαλύτερης αβεβαιότητας και μικρότερης ρευστότητας. Επίσης κάποιες μελέτες βρήκαν ότι ο κίνδυνος των εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης αυξάνεται τον Ιανουάριο. Άρα οι φαινομενικές υπερ-αποδόσεις μπορεί α) να δικαιολογούνται από τον αυξημένο κίνδυνο και αβεβαιότητα κατά τον μήνα αυτό, και β) να μην είναι δυνατό να τις εκμεταλλευτούμε αν υπολογίσουμε και το κόστος συναλλαγών (π.χ προμήθειες αγοραπωλησίας). Με άλλα λόγια μπορεί τελικά τα φαινόμενα αυτά να μην αντιστρατεύονται την Υπόθεση

Αποτελεσματικών Αγορών,αλλά να μην έχουμε το κατάλληλο υπόδειγμα της πραγματικής αγοράς των αποδόσεων.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ –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
- § Aksoy H. and Saglam I.2003“Detecting a stock market anomaly with a classifier system”DEPARTMENT OF MANAGEMENT,BOGAZICI UNIVERSITY, BEBEK ISTANBUL-DEPARTMENT OF ECONOMICS BOGAZICI UNIVERSITY, BEBEK ISTANBUL
- § 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 No5 p. 1611-1626
- § Aydogan K. and Booth G.1999 “Calendar anomalies in the Turkish exchange markets”FACULTY OF BUSINESS ADMINISTRATION BILKENT UNIVERSITY – DEPARTMENT OF FINANCE MICHIGAN STATE UNIVERSITY
- § 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
- § Bell,D.and E.Levin 1998“What causes intra-week regularities in stock returns?some evidence from the UK”APPLIED FINANCIAL ECONOMICS 8 p. 353-357
- § 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
- § Boudreaux , D. 1995 “ The monthly effect in international Stock Markets:evidence and implications ” JOURNAL OF FINANCIAL AND STRATEGIC DECISIONS 8 p. 15-19
- § Brusa J.,P.Liu and C.Schulman 1998 “Calendar Anomalies:the weekend effect and reverse weekend effect”WORKING PAPER UNIVERSITY OF ARKANSAS
- § Brusa J.,P.Liu and C.Schulman 2000“ the weekend effect, reverse weekend effect and firm size”THE JOURNAL OF BUSINESS FINANCE & ACCOUNTING Vol 27 Nos 5+6 p. 555-570

- § Cadsby , C. 1989“ Canadian Calendar Anomalies and Capital Asset Pricing Model : 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 the 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
- § Choudry Taufiq 2000“Day of the week effect in emerging Asian stock markets:evidence from the GARCH model” APPLIED FINANCIAL ECONOMICS 10 p. 235-242
- § 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
- § Connolly ,R. ,1989“An examination of the robustness of the Weekend effect”JOURNAL OF FINANCIAL AND QUANTITATIVE ANALYSIS 24 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 Athens Stock Exchange” APPLIED FINANCIAL ECONOMICS 10 p. 561-572
- § Cross ,F. 1973 “The behavior of stock prices on Fridays and Mondays” FINANCIAL ANALYSIS JOURNAL Nov-Dec 29 p.67-69
- § Dubois,M and P.Louvet 1996 “The day of the week effect:the international evidence”JOURNAL OF BANKING AND FINANCE 20 p. 1463-1484
- § 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 No 2 p. 431-450
- § Fortune P.1998“Weekends can be rough:revisiting the weekend effect in stock prices”WORKING PAPER 98-6,FEDERAL RESERVE BANK OF BOSTON

- § French,K. 1980" Stock returns and the weekend effect" JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS 8 p. 55-70
- § Gibbons,M. and 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 ANALYSIS JOURNAL 52 p. 27-31
- § Hensel,C. and W.Ziembra 1996"Investment results from exploiting turn of the month effects" JOURNAL OF PORTFOLIO MANAGEMENT
- § Henke H.2001"The January effect and tax loss selling:new evidence from Poland" DEPARTMENT OF ECONOMICS EUROPA UNIVERSITY VIADRINA FRANKFURT
- § Ho,Y.1990 "Stock returns seasonalities in Asia Pacific markets" JOURNAL OF INTERNATIONAL FINANCIAL MANAGEMENT AND ACCOUNTING 2 p. 47-77
- § Holden K.,Thompson J. and Ruangrit Y. 2000"THE ASIAN CRISIS AND CALENDAR EFFECTS ON STOCK RETURNS IN THAILAND"
- § Jacobs,B. and K.Levy 1988 "Calendar Anomalies:abnormal returns at calendar turning points" FINACIAL 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 No3 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

- § Kok Kim Lian 2000 "Monthly effect of stock returns in some Asia Pacific stock markets" FACULTY OF ECONOMICS AND ADMINISTRATION ,UNIVERSITY OF MALAYA,MALAYSIA
- § Koutianoudis T. and Wang S.2002"Is the January effect economically exploitable?evidence from Athens Stock Exchange"SCHOOL OF ACCOUNTING AND FINANCE ,UNIVERSITY OF MANCHESTER
- § Kunkel R.,Compton W.,Beyer S. 2003 "The turn-of-the-month still lives:the international evidence"UNIVERSITY OF WISCONSIN – OSHKOSH . WI, USA
- § Lakonishok ,J. and S.Smidt 1984 "Volume and turn of the year behavior"JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS 13 p.435-456
- § Liano , K,L.White 1994 "Business cycles and the pre-holiday effect in stock returns"APPLIED FINANCIAL ECONOMICS 4 p. 171-174
- § Liano , K and B.Gup 1989"The day of the week effect in stock returns over business cycles"FINANCIAL ANALYSTS JOURNAL Vol 16 p. 74-76
- § Lucey B. "Pre holiday calendar regularities in Ireland"UNIVERSITY OF DUBLIN
- § Lucey B. and Pardo A. 2003"Why investors should not be cautious about the academic approach to testing for stock market anomalies"SCHOOL OF BUSINESS STUDIES ,UNIVERSITY OF DUBLIN-DEPARTMENT OF FINANCIAL ECONOMICS ,UNIVERSITY OF VALENCIA
- § Maberly E. and Waggoner D. 2000 "Closing the question on the continuation of turn of the month effects:evidence from the S&P 500 index futures contracts"FEDERAL RESERVE BANK OF ATLANTA
- § Maghayerehi A.2003 "Seasonality and January Effect anomalies in an emerging capital market"THE HASHEMITE UNIVERSITY
- § Maxwell, W. 1998 "The January effect in the corporate bond market:a systematic examination" FINANCIAL MANAGEMENT 27 p. 18-30
- § Mills,T,C.Siriopoulos,R.Markellos and D.Harizanis 2000 "Seasonality in the Athens stock exchange"APPLIED FINANCIAL ECONOMICS 10 p.137-142
- § Nofsinger ,J.R. 2001 "The impact of public information on investors"JOURNAL OF BANKING AND FINANCE ,JUL 2001
- § Rathinasamy R.S. and Mantripragada K. 1996"The January size effect revisited:is it a case of risk mismeasurement?"JOURNAL OF FINANCIAL AND STRTEGIC DECISIONS VOL 9 No3 Fall 1996

- § 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
- § Rogalski,R. 1984“New findings regarding day of the week returns over trading and non-trading periods: a note”JOURNAL OF FINANCE 39(5) p. 1603-1614
- § Rogalski ,R.and S.Tinic 1986 “The January size effect: anomaly or risk mismeasurement?” FINANCIAL ANALYSTS JOURNAL 42 p. 63-70
- § Roll,R.1983“Was 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
- § Seiler M. 1997“The special closing effect:abnormal returns following special closings of the NYSE”SOUTHWEST OKLAHOMA ECONOMIC REVIEW 1997
- § Solnik,B. and L.Bousquet 1990“Day of the week effect on Paris Bourse”JOURNAL OF BANKING AND FINANCE 14 p. 461-468
- § Steeley , J.M. 2001“A note on information seasonality and the disappearance of the weekend effect in the US stock market”JOURNAL OF BANKING AND FINANCE
- § Schwert W. 2000 “Anomalies and Market Efficiency”UNIVERSITY OF ROCHESTER ,NY 14627 AND NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH
- § Tan,R. and W.Tat 1998 “The diminishing calendar anomalies in the stock exchange of Singapore ”APPLIED FIANACIAL ECONOMICS 8 p.119-125
- § Tinic,S. and R.West 1984 “Risk and return:January vs the rest of the year”JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS 13 p. 561-574
- § Tzavlaki ,Th.2001 “Η επιδραση της μέρας της εβδομάδος στις αποδόσεις του δείκτη.Αποτελέσματα από τον Ελληνικό και Διεθνή χώρο” ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ
- § Wong, K.,T.Hui and C.Chan 1992“Day of the week effects:evidence from developing stock markets”APPLIED FINANCIAL ECONOMICS2 p. 49-56
- § Wong, K.,R. Chen and X. Shang 1999“The weekday effect on the Shangai stock exchange”APPLIED FINANCIAL ECONOMICS 9 p. 551-565

TABLE 3
 Stock Market Return Behavior around the U.S., U.K., and Japanese Holidays
 (July 1972-June 1987)

	U.S. S&P 500	U.K. FT 30	Japanese Nikkei
<i>Ordinary Day^a</i>			
Mean	0.0104	0.0097	0.0455
Standard Deviation	0.0091	1.3844	0.7297
Median	0.0000	0.0236	0.0016
Number of Days	2537	3015	3019
<i>Preholiday</i>			
Mean	0.2992	0.2228	0.1197
Standard Deviation	0.5743	1.0090	0.7690
Median	0.2671	0.2006	0.2210
Number of Days	120	85	72
T-Test ^b	4.41	1.64	2.57
(p-value)	(0.000)	(0.104)	(0.011)
Median Test ^c	4.27	2.31	4.27
(p-value)	(0.000)	(0.021)	(0.000)
<i>Post-holiday</i>			
Mean	0.0024	-0.1405	0.0711
Standard Deviation	1.0028	1.3690	0.5109
Median	-0.0100	-0.2141	0.0623
Number of Days	121	85	172

This table reports mean, standard deviation, and median of daily returns for the stock markets of the U.S., the U.K., and Japan during pre- and post-holidays, and ordinary days. The returns are expressed as percentages.

^aOrdinary Day^a indicates the regular trading days excluding the days before and after holidays.

^bThe t-statistic tests the equality between the mean return on pre-holiday and the ordinary day mean return.

^cThe nonparametric z-statistic tests the equality between the median return on pre-holiday and the ordinary day median return.

TABLE I
 Stock Return Behavior around Holidays across Exchanges
 (1960-1999 Except NASDAQ 1970-1999)

	NYSE & AMEX	NYSE	AMEX	NASDAQ
Table A - Regular Holidays				
<i>Pre-holiday</i>				
Mean	0.034	0.005	0.017	0.055
Standard Deviation	0.779	0.761	0.681	0.757
Median	0.044	0.044	0.051	0.095
Number of Days	55/2	55/2	55/2	55/8
<i>Post-holiday</i>				
Mean	0.323	0.314	0.459	0.363
Standard Deviation	0.562	0.565	0.625	0.518
Median	0.329	0.316	0.299	0.340
Number of Days	186	186	185	18
T-test vs. Ordinary ^a	5.01**	4.83**	5.94**	4.60**
Table B - Regular Holidays excluding New Year's Day				
<i>Pre-holiday</i>				
Mean	0.110	0.003	0.420	0.306
Standard Deviation	0.565	0.572	0.611	0.508
Median	0.125	0.317	0.295	0.289
Number of Days	167	167	167	98
T-test vs. Ordinary ^a	4.54**	4.40**	5.69**	3.91**
<i>Post-holiday</i>				
Mean	0.025	0.004	0.038	-0.119
Standard Deviation	0.786	0.750	0.820	0.771
Median	0.115	0.008	0.160	-0.021
Number of Days	167	167	167	98

This table reports mean, standard deviation, and median of daily returns for the NYSE and AMEX, NYSE, AMEX, and NASDAQ indexes during pre- and post-holidays, and ordinary days. The returns are expressed as percentages.

^aThe t-stat suggests the equality between the mean return on preholiday and the mean return on ordinary days.

**Significant at the 0.01 level.

Business cycles and the pre-holiday effect in stock returns

Table 2. *Business cycles and the pre-holiday effect*

	a_{11}	a_{12}	DW	Levene	K-W
Panel A: Entire Period					
S&P Index	0.0228 (2.01) ^{***}	0.2615 (5.94) ^{***}	1.75	12.70 ^{***}	31.99 ^{***}
NASDAQ Index	0.0236 (1.35)	0.3758 (7.47) ^{***}	1.40	11.91 ^{***}	37.20 ^{***}
Panel B: Expansions					
S&P Index	0.0295 (2.68) ^{***}	0.2098 (5.25) ^{***}	1.81	12.98 ^{***}	24.01 ^{***}
NASDAQ Index	0.0307 (1.72) [*]	0.3111 (6.81) ^{***}	1.41	9.18 ^{***}	29.06 ^{***}
Panel C: Contractions					
S&P Index	-0.0121 (-0.30)	0.5320 (3.08) ^{***}	1.60	0.58	8.78 ^{***}
NASDAQ Index	-0.0049 (-0.10)	0.4313 (3.38) ^{***}	1.39	3.47 [*]	7.78 ^{***}

The t -statistics in parentheses are corrected for autocorrelation and heteroskedasticity using the generalized method of moments (GMM) technique by Hansen (1982).

^{***}Significantly different from zero at the 1% significance level.

^{**}Significantly different from zero at the 5% significance level.

^{*}Significantly different from zero at the 10% significance level.

^{***}Reject the hypothesis that the variance of pre-holiday returns is equal to the variance of non-pre-holiday returns at the 1% significance level.

^{**}Reject the hypothesis that the variance of pre-holiday returns is equal to the variance of non-pre-holiday returns at the 5% significance level.

^{*}Reject the hypothesis that the pre-holiday returns are equal to the non-pre-holiday returns at the 10% significance level.

Table 2
Average returns on days before holidays versus days before non-holidays^a

Country and period	Local holidays only (LOCAL)	US holidays only (USA)	Both US and local holidays (BOTH)	Non-holidays (NON)	LOCAL (BOTH NON + USA)	USA + BOTH	NON + LOCAL
US (new)	0.0045 ^b (10.9778)	-	-	0.0008 ^b (3.789)	-	-	-
01/03/62-12/31/87							
US (new)	0.0031 ^a (7.852)	-	-	0.0003 ^a (3.140)	-	-	-
01/03/62-12/31/87							
Canada	0.0037 ^b (5.916)	0.0026 ^b (4.186)	0.0029 ^b (4.207)	0.0014 ^b (4.0512)	0.0061 ^b (5.376)	0.0061 ^b (4.979)	0.0014 ^b (10.953)
01/03/75-12/31/87							
Japan	0.0023 ^b (4.872)	0.0010 (1.041)	-	0.0005 ^b (1.332)	-	-	-
01/03/79-12/28/88							
Hong Kong	0.0049 ^b (7.515)	0.0064 ^b (2.877)	0.0075 ^b (3.976)	0.0004 (0.314)	0.0355 ^b (3.495)	0.0068 ^b (4.286)	0.0005 (1.181)
01/02/80-08/01/89							
UK	0.0009 (-0.3954)	0.0026 (1.420)	0.0033 ^b (2.238)	0.0006 ^b (1.966)	0.0015 (1.095)	0.0029 ^b (2.516)	0.0024 ^b (1.921)
08/16/83-06/13/88							
Australia	0.0030 ^b (2.655)	0.0002 (0.123)	0.0007 ^b (3.600)	0.0003 ^b (1.984)	0.0036 ^b (4.161)	0.0017 (1.473)	0.0005 ^b (2.18)
01/02/80-08/01/89							
Italy	0.0031 ^a (1.777)	0.0012 (0.591)	0.0041 (1.439)	0.0049 ^b (5.969)	0.0033 ^b (2.125)	0.0018 (1.065)	0.0010 ^b (3.161)
01/02/80-08/01/89							
Switzerland	0.0014 (1.442)	0.0003 (0.071)	0.0013 ^b (3.138)	0.0044 ^b (2.106)	0.0018 ^b (2.193)	0.0010 (1.014)	0.0004 ^b (2.353)
01/02/80-08/01/89							
West Germany	0.0002 (0.211)	0.0001 (0.036)	0.0016 ^b (2.379)	0.0005 ^b (2.073)	0.0008 (0.775)	0.0009 (0.789)	0.0005 ^b (2.081)
01/02/80-08/01/89							
France	0.0005 (0.309)	0.0001 (0.028)	0.0021 (1.705)	0.0007 ^b (3.272)	0.0019 (0.720)	0.0008 (0.682)	0.0007 ^b (3.260)
01/02/80-08/01/89							

^aAverage returns are calculated for each index over periods of interest which include days before local holidays which are not US holidays (LOCAL), days before US holidays which are not local holidays (USA), days before holidays which are simultaneously local and US holidays (BOTH), days before non-holidays (NON), and various combinations of these groups. (The statistics for the non-holiday group are not reported because they are not significant.)

^bSignificance greater than zero at the 1% level using the t-test.

Table 3
 Dummy variable regressions testing significance of differences in average returns on days before local holidays, US holidays and non-holidays.^a

Country and period	Intercept (non-holidays) (ϕ_1)	Local holidays (ϕ_2)	US holidays (ϕ_3)	Both local and US holidays (ϕ_4)	Test $\phi_4 = 0$ (<i>t</i> -test)
US (w.w.) 07/05/62-12/31/87	0.0006 ^b (5.854)	0.0079 ^b (6.854)	-	-	-
US (w.w.) 07/05/62-12/31/87	0.0003 ^b (3.168)	0.0028 ^b (4.712)	-	-	-
Canada 01/03/75-12/31/87	0.0014 ^b (0.351)	0.0023 ^b (2.245)	0.0012 (1.129)	0.0083 ^b (2.657)	(2.616)
Japan 01/05/79-12/28/88	0.0005 ^b (3.377)	0.00176 ^b (2.334)	0.0005 (0.487)	-	-
Hong Kong 01/01/85-08/01/89	0.0004 (0.825)	0.0046 ^c (1.925)	0.0072 ^c (1.881)	0.0072 ^c (1.647)	(-2.513)
UK 08/16/82-06/12/88	0.0006 (1.984)	-0.0015 (-0.827)	0.0020 (0.876)	0.0027 (1.062)	(2.475)
Australia 01/02/80-08/01/89	0.0005 ^a (2.004)	0.0025 (1.350)	-0.0005 (-0.159)	0.0043 ^a (1.669)	(0.747)
Italy 01/02/80-08/01/89	0.0009 ^b (2.987)	0.0022 (1.034)	0.0002 (0.102)	0.0032 (0.735)	(0.44)
Switzerland 01/02/80-08/01/89	0.0004 ^a (2.221)	0.0010 (0.787)	-0.0003 (-0.224)	0.0029 (1.256)	(0.77)
West Germany 01/02/80-08/01/89	0.0005 ^a (2.090)	-0.0002 (-0.135)	-0.0004 (-0.246)	0.0001 (1.026)	(1.01)
France 01/02/80-08/01/89	0.0007 ^b (3.250)	-0.0007 (-0.136)	-0.0007 (-0.597)	0.0014 (0.628)	(0.75)

^aThe estimated equation is:

$$R_t = \phi_1 + \phi_2 D_{LOCAL} + \phi_3 D_{USA} + \phi_4 D_{BOTH} + \epsilon_t$$

The intercept represents days before non-holidays. D_{LOCAL} , D_{USA} , and D_{BOTH} are dummy variables representing days before local holidays which are not US holidays, days before holidays which are not local holidays and days before holidays which are simultaneously local and US holidays, respectively. The *t*-statistics are presented in parentheses.

^bSignificantly greater than zero at the 1% level using a one-tailed test.

^cSignificantly greater than zero at the 5% level using a one-tailed test.

^dThe null hypothesis that $\phi_4 = \phi_2 + \phi_3$ is rejected at the 1% level.

Table II
Month-to-Month Mean Stock Market Returns and Kruskal-Wallis Tests of
Equality of Mean Returns from January 1970 to December 1983; Equally
Weighted Indices for the New York, London, Paris, and Brussels Stock
Exchanges^a

Average return over	Sample size	Stock exchanges			
		NYSE	LSE	PSE	BSSE
All months	168	0.0109 (2.33)*	0.0113 (2.37)*	0.0078 (1.83)	0.0050 (3.41)*
All months except January	154	0.0072 (1.61)	0.0073 (1.63)	0.0048 (1.07)	0.0051 (2.25)
January	14	0.0608 (2.10)*	0.0548 (2.04)*	0.0410 (2.40)*	0.0399 (4.68)*
February	14	0.0078 (0.74)	0.0221 (1.53)	0.0041 (0.36)	0.0186 (2.73)*
March	14	0.0151 (0.84)	0.0073 (0.42)	0.0199 (0.75)	0.0087 (0.40)
April	14	0.0057 (0.36)	0.0419 (3.31)*	0.0171 (1.18)	0.0193 (2.71)*
May	14	-0.0070 (-0.50)	-0.0048 (-0.41)	-0.0069 (-0.45)	-0.0048 (-0.18)
June	14	0.0070 (0.59)	-0.0189 (-0.96)	-0.0156 (-1.11)	0.0106 (2.06)*
July	14	0.0002 (0.67)	0.0122 (1.16)	0.0592 (2.70)*	0.0176 (2.93)*
August	14	0.0106 (0.66)	0.0119 (0.83)	0.0196 (1.52)	0.0028 (0.33)
September	14	0.0031 (0.23)	-0.0104 (-0.32)	-0.0040 (-0.21)	-0.0094 (-1.17)
October	14	-0.0091 (-0.42)	-0.0007 (-0.06)	-0.0176 (-1.24)	-0.0148 (-2.48)*
November	14	0.0225 (1.22)	-0.0006 (-0.029)	-0.0027 (-0.22)	-0.0070 (-0.66)
December	14	0.0148 (1.129)	0.0162 (1.06)	0.0037 (0.41)	0.0158 (1.58)
K-W test: statistics ^b		3.45	16.16	17.53	33.93
K-W test: probability		0.6728	0.1362	0.0932	0.0004

^a *t*-Statistics are in parentheses. They are computed as $t(R) = R/\sigma(R) \cdot n^{-1/2}$ with n = sample size.

^b See footnote 10 in the text for an explanation.

* Significant at the 0.05 level.

Using tests based on a dummy-variable regression, we could *not* reject the hypothesis that the January mean returns in the four countries differ from the mean returns during the rest of the year. Likewise, we could *not* reject the hypothesis that the April mean returns in the U. K. differ from the mean returns during the rest of the year.¹¹

¹¹ For example, for the case of the January seasonal, we found the following set of regressions:

$$R_t^{US} = 0.0508 - 0.0435 D_1$$

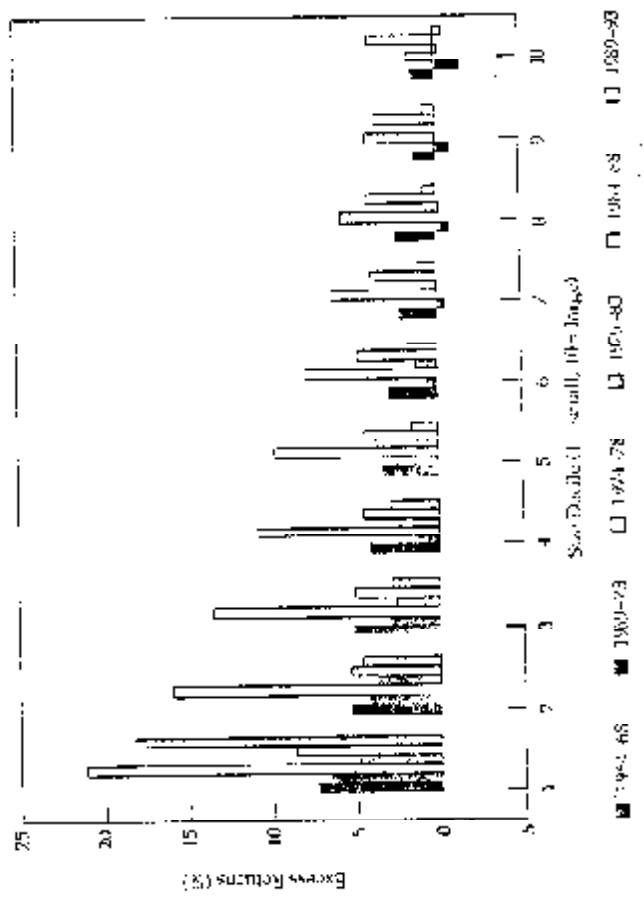
(2.20) (-2.52)

$$R_t^{UK} = 0.0549 - 0.0476 D_1$$

(3.39) (-2.81)

Table 7

Figure 1. January Excess Returns by Firm-Size Decile



Journal of Applied Corporate Finance • Winter 1996

Table 1
International turn-of-month effects^a

Country and period	Turn of month (TOM)	Not turn of month (NTOM)	TOM NTOM	Turn of year (TOY)	Turn of month but not turn of year (TOMNTOY)	TOY - TOMNTOY	TOMNTOY NTOM	Turn of quarter but not turn of year (TQNTOY)	Turn of month but not turn of quarter (TOMNTQ)	TQNTOY - TOMNTQ
US (new)	0.0021 ^b (8.606)	0.0024 ^b (2.719)	0.0016 ^b (6.370)	0.0295 ^b (8.506)	0.0014 ^b (5.983)	0.0281 ^b (9.781)	0.0426 ^b (3.617)	0.0014 ^b (1.843)	0.0002 (-0.039)	
US (old)	0.0013 ^b (5.572)	0.0002 ^c (1.882)	0.0011 ^b (4.101)	0.0019 ^b (3.445)	0.0012 ^b (4.744)	0.0009 ^b (2.117)	0.0009 ^b (3.402)	0.0013 ^b (2.233)	0.0004 (-0.677)	
Canada	0.0016 ^b (9.842)	0.0013 ^b (8.819)	0.0012 ^b (6.668)	0.0021 ^b (4.189)	0.0022 ^b (9.274)	0.0010 ^b (4.543)	0.0028 ^b (2.361)	0.0023 ^b (3.059)	-0.0005 (-0.668)	
Japan	0.0008 ^b (2.324)	0.0006 ^b (3.414)	0.0002 (0.518)	0.0029 ^b (1.754)	0.0066 ^b (1.75)	0.0024 ^b (1.800)	0.0001 (0.028)	0.0004 (0.531)	0.0003 (-0.109)	
Hong Kong	0.0010 (0.9763)	0.0006 (1.303)	0.0004 (0.331)	0.0098 ^b (2.221)	0.0005 (0.497)	0.0052 (1.538)	0.0007 (0.067)	0.0019 (0.9005)	0.0004 (0.6079)	
UK	0.0014 ^b (2.881)	0.0004 (1.139)	0.0004 (1.860)	0.0015 ^b (0.973)	0.001 ^b (2.701)	0.0003 (0.125)	0.0014 ^b (1.717)	0.0015 (2.273)	0.0004 (-0.244)	
Australia	0.0014 ^b (2.868)	0.0003 (1.293)	0.0011 ^b (1.535)	0.0015 ^b (2.427)	0.0012 ^b (2.144)	0.0023 (1.181)	0.0002 (1.456)	0.0011 (1.371)	0.0002 (0.183)	
Italy	0.0010 ^b (1.742)	0.0010 ^b (2.833)	0.0002 (0.029)	0.0022 (1.780)	0.0009 (1.458)	0.0013 (0.538)	-0.0006 (-0.114)	0.0012 (1.113)	0.0008 (0.276)	
Switzerland	0.0021 ^b (5.675)	0.0000 (0.1376)	0.0021 ^b (4.749)	0.0031 ^b (3.441)	0.0018 ^b (4.728)	0.0046 ^b (3.205)	0.001 ^b (3.761)	0.0025 ^b (4.720)	0.0015 ^b (3.108)	
West Germany	0.0023 ^b (1.792)	0.0003 (0.139)	0.0023 ^b (4.174)	0.0011 (1.619)	0.002 ^b (4.521)	0.0019 (1.057)	0.0021 ^b (3.69)	0.0037 ^b (4.894)	0.0016 ^b (2.702)	
France	0.0008 ^b (1.689)	0.0007 ^b (2.877)	0.0001 (0.215)	0.0003 (0.1026)	0.0009 ^b (2.029)	-0.0007 ^b (-0.697)	0.0002 (0.389)	0.0008 (1.455)	0.0003 (0.297)	

^aAverage returns are calculated for each index over calendar periods of interest. Turn of month (quarter) [year] is defined as the last and first three trading days of the month (quarter) [year]. The null hypothesis that differences in returns calculated over specific calendar periods equal zero are each tested individually by means of a *t*-test constructed using appropriate dummy variable regressions as described in the text of the paper. The *t*-statistics are presented in parentheses.

^bSignificantly greater than zero at the 1% level using a one-tailed test.

^cSignificantly greater than zero at the 5% level using a one-tailed test.

EXHIBIT 5

9



Average Daily Returns by Month, During the Turn, First Half, Rest of the Month, and Whole Month (February 1928 to June 1993)

S&P 500 Index	Average Daily Returns (%)			
	TOM -1 to +4	FH -1 to +9	ROM +10 to -2	All Days -1 to -1
January	0.2061*	0.1025*	0.0359	0.0651
February	0.0807	0.0170	-0.0214	-0.0024
March	0.1876*	0.0768	-0.0212	0.0208
April	0.0503	0.0566	-0.0169	0.0161
May	0.1653*	0.0819	-0.0836*	-0.0107
June	0.1287	0.0669	0.0033	0.0315
July	0.2258*	0.1697*	-0.0050	0.0738*
August	0.0645	0.0672	0.0129	0.0364
September	0.0976	-0.0175	-0.0978*	-0.0605*
October	0.0445	0.0632	-0.0787	-0.0178
November	0.1108	0.1038	-0.0821*	0.0071
December	0.1217	0.0564	0.0599	0.0584
All Months	0.1236*	0.0703*	-0.0235*	0.0186

*Asterisks denote returns that are significantly different from the average daily return for all days (0.0186%), at the 5% level of significance, using a one-tail t-test.

Nineteen-year cumulative returns

	Equally-weighted index	Value-weighted index
First half of trading month	2552.40%	565.40%
Last half of trading month	-0.25%	-33.80%
Nineteen years	2545.90%	339.90%

EXHIBIT 2
AVERAGE DAILY RETURNS IN THE S&P 500
CASH MARKET BY TRADING DAY OF THE MONTH
(FEBRUARY 1928 TO JUNE 1993)

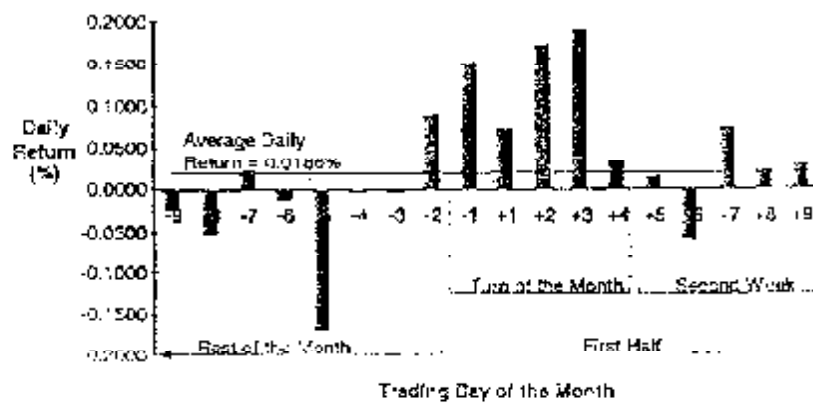


Table 1

(I) The mean cumulative return from the first nine trading days of each trading month^a in the sample, the mean cumulative return from the last nine trading days of each trading month in the sample, and t -statistic for the difference of these two means for the full period and four subperiods.

(II) Tabulation of the number of firms the first half of the trading month^a has a higher return than the last half of that same trading month for the full period and four subperiods, and a χ^2 -statistic for the difference between realized and expected frequency of superior first half of trading month returns.

	1963-1981 (228 months)	1963-1966 (48 months)	1967-1971 (60 months)	1972-1976 (60 months)	1977-1981 (60 months)
(I) <i>Equally-weighted index</i>					
Mean of first nine-day returns (standard deviation)	1.411% (3.71%)	1.395% (2.48%)	1.445% (3.26%)	1.226% (5.16%)	1.627% (3.07%)
Mean of last nine-day returns (standard deviation)	-0.021% (3.51%)	-0.0425% (2.15%)	-0.002% (4.10%)	-0.148% (3.94%)	0.079% (3.22%)
t -statistic (implied p) ^b	4.23 (0.0003)	2.70 (0.007)	2.10 (0.034)	1.66 (0.095)	3.00 (0.003)
(II) <i>Value-weighted index</i>					
Mean of first nine-day returns (standard deviation)	0.816% (2.70%)	0.060% (1.17%)	0.866% (2.40%)	2.340% (3.30%)	0.920% (2.95%)
Mean of last nine-day returns (standard deviation)	-0.182% (2.65%)	-0.290% (1.84%)	-0.177% (2.95%)	-0.094% (2.07%)	-0.185% (2.39%)
t -statistic (implied p) ^b	4.01 (0.00007)	3.44 (0.0006)	2.71 (0.005)	1.09 (0.28)	2.50 (0.01)
(III) <i>Equally-weighted index</i>					
Frequency of higher first-half returns	155	35	38	38	43
$\chi^2_{2, c}$ (implied p)	29.68 (< 0.00001)	12.00 (0.0005)	4.27 (0.04)	4.27 (0.04)	11.27 (0.0003)
(IV) <i>Value-weighted index</i>					
Frequency of higher first-half returns	150	38	38	17	17
$\chi^2_{2, c}$ (implied p)	25.74 (< 0.00001)	16.03 (0.00006)	4.27 (0.04)	3.27 (0.07)	3.27 (0.07)

^aA trading month is defined to extend from the last trading day of a calendar month (inclusive) to the last trading day of the following calendar month (exclusive).

^bThe implied probability figure assumes a normal distribution for the nine-day holding period returns.

^c χ^2 with 2 - 1 degrees of freedom calculated as $2(\text{observed} - \text{expected})^2 / \text{expected}$, where the expected frequency of higher first half-month returns is equal to half the number of months in the test period. This expectation assumes independence of returns between the two halves of the month. The observed autocorrelation between half-months of about 0.2 may bias the χ^2 -statistic.

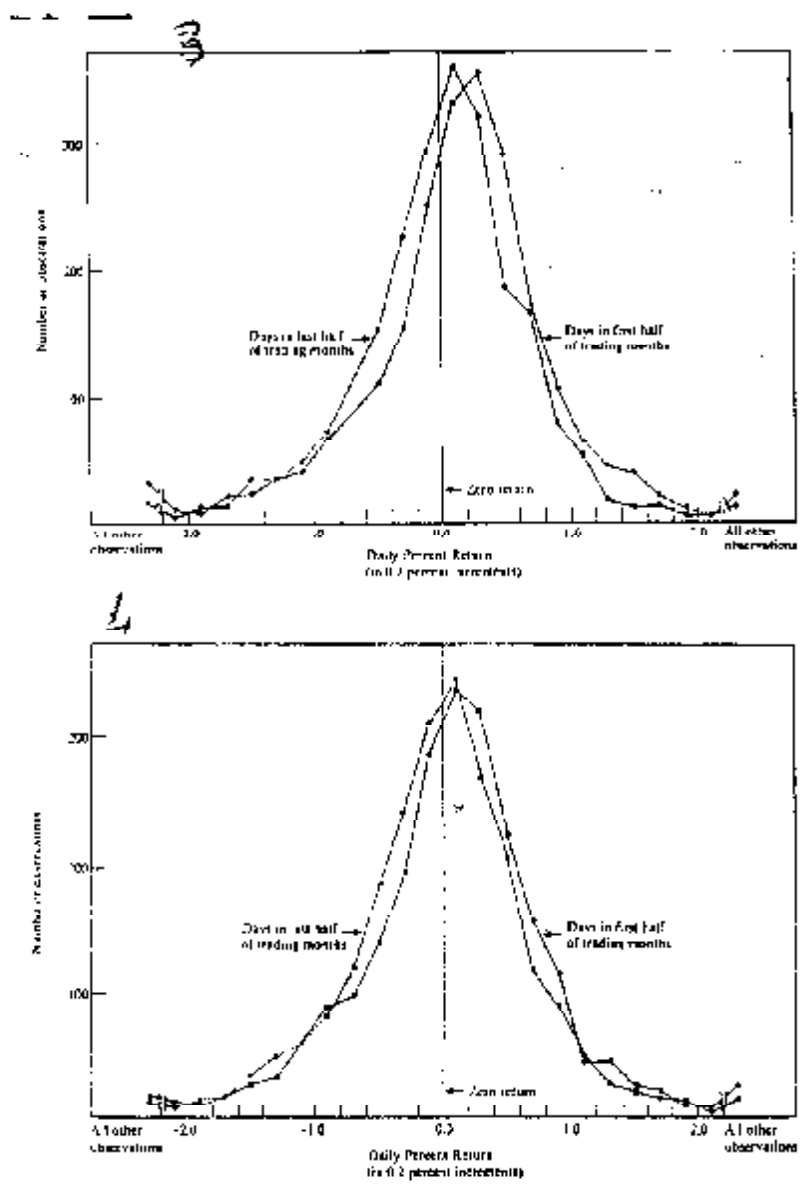


Fig. 2. Histograms of daily return frequencies for the CRSP equally-weighted and value-weighted indexes. Intervals are 0.2% wide and each point represents the indicated number of daily observations with returns falling in that interval. The subpopulations were derived by dividing each trading month (defined to extend from the last trading day (inclusive) of each calendar month to the last trading day (exclusive) of the following calendar month) so that equal numbers of trading days fall in each half; in any month with an odd number of trading days, the odd day in the middle of the month was discarded, yielding 2125 observations in each subpopulation. *Top panel:* Equally-weighted index - First-half daily mean 0.114% (s.d., 0.787%), last-half daily mean 0.004% (s.d., 0.782%). *Bottom panel:* Value-weighted index - First-half daily mean 0.085% (s.d., 0.770%), last-half daily mean -0.013% (s.d., 0.756%).

Table 2

Incremental return earned by small over large firms (estimated by the difference in returns on the equally-weighted and value-weighted indexes) during the first and last nine days of trading months (excluding January) during 1963-1981 and during two subintervals.

	Full period 1963-1981 (209 months) ^a	Small firms outperform large firms ^b 1965-1968 1974-1981 (154 months) ^a	Small firms underperform large firms ^b 1969-1973 (55 months) ^a
<i>First nine days</i>			
Cumulative mean return (standard deviation)	0.219% (1.404%)	0.349% (1.380%)	-0.144% (1.406%)
t-statistic	2.26	3.13	-0.75
<i>Last nine days</i>			
Cumulative mean return (standard deviation)	0.036% (1.673%)	0.112% (1.595%)	-0.736% (1.643%)
t-statistic	0.31	1.42	-3.29
Difference of the means t-statistic for difference	0.183% 1.21	0.037% 0.22	0.592% 2.01

^a The trading month of January is excluded from the sample to eliminate the 'January effect' on small firm returns.

^b The months in the two subintervals were previously identified by Brown, Kleidon and Marsh (1983) as those during which small firms had higher or lower risk-adjusted average returns than large firms.

Table 1
Average daily returns (in percent) for different days of the month for four countries.

Day ^a	Canada (1977-1983)	Australia (1973-1983)	U.K. (1950-1982)	Japan (1970-1983)
-9	-0.002	-0.057	0.058	0.076
-8	0.041	0.099	0.005	0.076
-7	0.126	-0.013	-0.057	-0.010
-6	0.044	0.051	-0.049	-0.027
-5	0.011	-0.028	-0.079	0.047
-4	0.098	0.015	0.023	0.123
-3	0.051	-0.024	0.001	0.213
-2	0.008	0.135	0.144	0.749
-1	0.158	0.149	0.020	0.239
+1	0.116	0.059	0.038	-0.013
+2	0.165	0.112	0.104	0.028
+3	0.142	0.293	0.171	-0.037
+4	0.074	0.119	0.099	-0.020
+5	0.067	0.108	0.020	-0.022
+6	0.034	-0.048	-0.070	-0.072
+7	0.123	0.115	-0.017	0.014
+8	0.111	0.134	0.056	-0.127
+9	0.127	0.098	0.029	0.170
Over-all mean	0.081	0.068	0.028	0.058
Daily mean over (-1, +9)	0.115	0.103	0.045	0.019
Daily mean over (-9, -2)	0.041	0.026	0.007	0.106

^aDay -1 is the last trading day of the previous month. Day +1 is the first trading day of the month.

Table 2

Difference of means test comparing returns at beginning of month with returns at end of month.

Country	Average return across trading days (-1, +3) ^a (in percents)	Average return across trading days (-10, +2) ^b (in percents)	t-statistic from difference of means test
Australia	1.030 (4.104) ^c	0.143 (4.150)	1.32
U.K.	0.427 (3.317)	0.071 (4.007)	1.38
Japan	0.033 (3.893)	0.344 (3.400)	-2.67
Canada	0.984 (3.607)	0.444 (3.086)	1.02

^aThe last day of the month is included in the first half of the month. Thus, the return can be expressed as $(P_8 - P_{-3})/P_{-2}$, where P_8 is the closing price on the eighth trading day of the month and P_{-3} is the closing price on the day to the last day of the previous month. Note that the returns in table 2 are not daily returns.

^bThe return is $(P_{-2} - P_{-13})/P_{-11}$.

^cStandard deviations are in parentheses.

Table 1: Turn-of-the-month effect in some Asia-Pacific stock markets, 1974-1999

		Country					
		Australia	Malaysia	US	Hong Kong	Japan	Singapore
Period 1: 1974-1979							
Turn-of-the-month days	Mean	0.1345	0.1123	0.0682	0.0078	0.1032	-
	Std. Dev.	0.7222	1.0751	0.8359	1.3400	0.5045	-
Other days	Mean	0.0494	0.0300	-0.0200	0.0423	0.0176	-
	Std. Dev.	0.8598	1.1259	0.7700	1.0025	0.6099	-
Mann-Whitney Z		1.745	-0.666	-0.517	-2.769	-1.755	-
p-value		0.081	0.508	0.605	0.006	0.079	-
Period 2: 1980-1989							
Turn-of-the-month days	Mean	0.0768	0.0265	0.1180	0.1354	0.0747	0.0376
	Std. Dev.	1.8562	1.5371	0.9941	1.9541	0.7623	1.0415
Other days	Mean	0.0463	0.0608	0.0309	0.0649	0.0678	0.0221
	Std. Dev.	0.9825	1.2975	0.9770	1.0079	0.7098	0.8955
Mann-Whitney Z		-2.440	-1.060	-1.233	-1.034	-0.253	-0.079
p-value		0.015	0.280	0.217	0.301	0.600	0.497
Period 3: 1990-1999							
Turn-of-the-month days	Mean	0.1049	0.1424	0.1041	0.2000	0.0879	0.0999
	Std. Dev.	0.8807	1.9505	0.8165	1.7658	1.6383	1.1889
Other days	Mean	0.0070	-0.0160	0.0454	0.0413	-0.0563	0.0039
	Std. Dev.	0.6196	1.7663	0.8220	1.7411	1.5053	1.1651
Mann-Whitney Z		1.981	-2.388	-0.897	-2.826	-1.729	-1.589
p-value		0.048	0.017	0.370	0.009	0.084	0.112

19

TABLE I Sample Means and Variances of the Percentage Return by Day of the Week: Stock Indexes

Time Period ^a	Day of the week	S & P 500		CRSP Value-weighted		CRSP Equal-weighted	
		Mean	Variance	Mean	Variance	Mean	Variance
July 3, 1962- December 28, 1978 (4,132)	Monday	-.134	.670	-.117	.660	-.107	.794
	Tuesday	.002	.331	.010	.518	-.013	.520
	Wednesday	.096	.644	.169	.624	.132	.623
	Thursday	.028	.483	.047	.469	.099	.542
	Friday	.084	.479	.106	.456	.216	.501
July 3, 1962- October 27, 1970 (2,069)	Monday	-.165	.474	-.146	.491	-.131	.701
	Tuesday	.006	.398	.020	.389	-.004	.439
	Wednesday	-.134	.476	.145	.475	.181	.568
	Thursday	.027	.338	.038	.339	.087	.480
	Friday	.104	.377	.120	.280	.209	.385
October 30, 1970- December 28, 1978 (2,061)	Monday	-.102	.871	-.086	.814	-.082	.890
	Tuesday	-.002	.703	.001	.647	-.023	.583
	Wednesday	.059	.804	.067	.769	.085	.672
	Thursday	.030	.632	.056	.603	.111	.606
	Friday	.063	.680	.092	.633	.223	.617
<hr/>							
July 3, 1962- August 12, 1966 (1,037)	Monday	-.103	.395	-.085	.282	-.050	.339
	Tuesday	.023	.362	.038	.334	.008	.308
	Wednesday	.096	.394	.110	.277	.134	.245
	Thursday	.043	.311	.062	.192	.115	.212
	Friday	.139	.204	.190	.193	.219	.201
August 15, 1966- October 27, 1975 (1,032)	Monday	-.215	.648	-.210	.691	-.212	1.048
	Tuesday	-.009	.432	.003	.441	-.016	.605
	Wednesday	.175	.670	.183	.690	.233	.917
	Thursday	.011	.465	.023	.435	.060	.746
	Friday	.070	.347	.095	.362	.199	.563
October 30, 1970- November 27, 1974 (1,030)	Monday	-.218	.992	-.207	.972	-.201	1.054
	Tuesday	.016	.769	.046	.719	-.050	.626
	Wednesday	.030	.940	.034	.904	.019	.764
	Thursday	.034	.745	.047	.724	.033	.720
	Friday	.021	.779	.051	.718	.157	.639
November 29, 1974- December 28, 1978 (1,031)	Monday	.015	.721	.036	.666	.038	.694
	Tuesday	-.039	.635	-.045	.572	.004	.538
	Wednesday	.089	.664	.098	.631	.153	.570
	Thursday	.026	.520	.065	.482	.189	.479
	Friday	.100	.577	.133	.545	.288	.587

^a Figures in parentheses = number of observations during each period.

Table 1: Average Daily Returns

Day	N	Mean	Significance (P Value)	StDev	CV
Monday	181	-0.081	0.577	1.931	-23.84
Tuesday	187	-0.09	0.504	1.845	-20.5
Wednesday	186	-0.32	0.009***	1.662	-5.19
Thursday	189	0.167	0.231	1.915	11.47
Friday	186	0.009	0.943	1.669	185.44

*** Significant at 1%

F=1.78

P-value=0.13

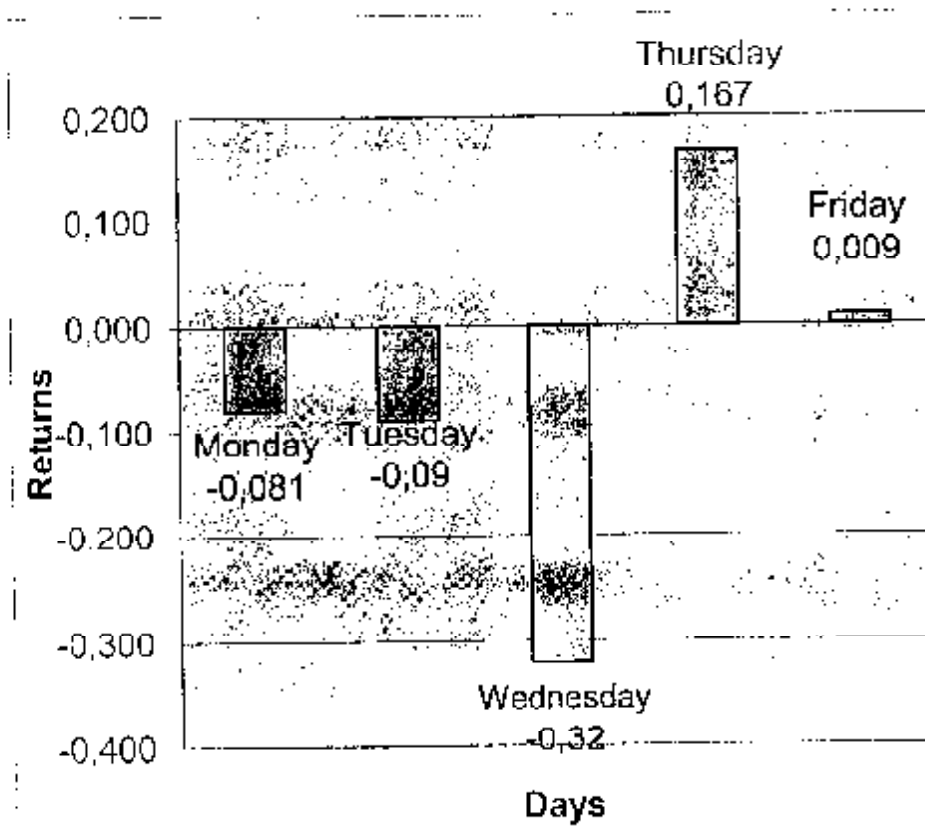
Pooled StDev=1.812

Table I
Average Percent Returns on Country Common Stock Indexes by Day of Week*

	Monday	Tuesday	Wednesday	Thursday	Friday	Saturday	All Days
United States							
SP500 (1962-1982)							
Mean	-0.128	0.017	0.107	0.026	0.082		0.023
Standard Deviation	0.392	0.797	0.827	0.733	0.718		0.754
Kurtosis ^b	2.468	2.831	3.438	1.82	2.38		2.882
Skewness ^b	-0.164	0.411	0.546	0.432	0.247		0.22
Observations	1044	1098	1067	1082	1077		5292
Japan							
Nikkei Dow (1970-1982)							
Mean	-0.020	-0.030	0.150	0.026	0.003	0.115	0.088
Standard Deviation	0.876	0.796	0.815	0.375	0.768	0.668	0.817
Kurtosis	14.311	7.768	6.383	20.478	6.321	22.362	12.63
Skewness	-1.918	0.487	-0.660	-1.613	0.089	-1.853	-0.963
Observations	623	638	631	640	631	521	3654
Canada							
Toronto (1976-1982)							
Mean	-0.139	0.022	0.115	0.106	0.139		0.052
Standard Deviation	0.840	0.824	0.787	0.856	0.761		0.820
Kurtosis	2.464	3.683	1.353	6.776	3.263		4.016
Skewness	-0.339	-0.008	-0.020	-0.940	-0.252		-0.417
Observations	372	409	411	408	396		1996
United Kingdom							
FTSE (1950-1982)							
Mean	-0.142	0.087	0.079	0.046	0.050		0.028
Standard Deviation	1.126	1.110	1.049	1.059	1.022		1.076
Kurtosis	4.209	5.131	3.212	5.336	11.109		5.720
Skewness	-0.072	0.531	-0.068	0.204	0.747		0.246
Observations	1628	1742	1751	1750	1712		8593
Australia							
1973-1983							
Mean	-0.062	-0.153	0.037	0.166	0.130		0.032
Standard Deviation	1.185	1.081	1.046	0.942	0.918		1.031
Kurtosis	14.155	7.018	9.361	1.680	4.284		8.783
Skewness	0.759	0.792	1.101	-0.10	-0.444		0.488
Observations	513	571	579	576	562		2804

* Returns are computed as $r_t = (u_t/u_{t-1} - 1) \cdot 100$, where u_t is the value of the country index at the end of day t .

^b The moment estimators of kurtosis and skewness are reported. Kurtosis is $\mu^4/(\sigma^2)^2$ and skewness is μ^3/σ^3 , where \bar{x} is the standard deviation estimator, and \bar{x} is the mean estimator.



Index: PARIS HOURSE CAC 40

Period: 2/1/2000 29/8/2003

Number of observations (N): 929

919


Day of the week effect on the Greek stock market

Table 1. Mean and standard deviation of the returns by day of the week, 2 January 1985-25 February 1994

Day of the week	Period: 1985-94		Period: 1985-87		Period: 1983-94	
	Mean	Standard deviation	Mean	Standard deviation	Mean	Standard deviation
Monday	0.029	1.215	0.075	1.357	-0.009	1.139
Tuesday	-0.003	0.801	-0.019	0.859	-0.004	0.771
Wednesday	0.044	0.618	0.009	0.669	0.0002	0.592
Thursday	0.023	0.722	0.022	0.812	0.023	0.673
Friday	0.067	0.604	0.091	0.718	0.056	0.571

Table 2. Preliminary statistics

Statistics	2 January 1985- 25 February 1994	2 January 1985- 31 December 1987	4 January 1988 25 February 1994
Mean return	0.00119	0.00127	0.00065
Variance	0.00351	0.00045	0.00203
Skewness	0.37771	1.81821	-0.945335
Kurtosis	22.55273	24.90319	17.78801
LB(6)	147.2681	102.2580	57.7260
LB(12)	181.5779	124.0067	69.9428
LB(24)	196.2812	138.2716	86.8961
LB(36)	212.9474	155.4361	120.7372
LB*(6)	157.7667	71.6828	57.4030
LB*(12)	193.9567	87.0288	80.3770
LB*(24)	303.3958	165.3203	111.2773
LB*(36)	454.0859	235.6145	144.2813
Unit root tests for (R _t)			
augmented Dickey-Fuller (ADF)	-10.7230	-16.7230	-24.49862

Note: All values are statistically significant at the 1% significance level.

Table 3. The day of the week effect - regression results

Period	Monday (b ₁)	Tuesday (b ₂)	Wednesday (b ₃)	Thursday (b ₄)	Friday (b ₅)	(β)	(α ₀)	α ₁	β	c	φ	Log F
1 January 1985- 25 February 1994 Number of observations	0.102 (1.85)	-0.005 (-1.71)	0.040 (1.91)	0.118 (2.01)	0.123 (3.83)	0.123 (6.25)	0.672 (6.8)	0.224 (3.37)	0.472 (3.21)	0.351 (2.92)	0.630 (19.4)	-3079
2 January 1985- 31 December 1987 Number of observations	0.456 (1.78)	-0.007 (-1.05)	0.003 (1.76)	0.143 (1.89)	0.578 (2.74)	0.201 (3.14)	0.585 (3.99)	0.407 (3.27)	0.281 (4.3)	0.214 (2.8)	0.515 (12.2)	-327
4 January 1988- 25 February 1994 Number of observations	-0.071 (-1.92)	-0.004 (-1.74)	0.062 (1.97)	0.130 (1.92)	0.278 (2.78)	0.114 (2.15)	0.495 (3.2)	0.319 (3.82)	0.190 (1.82)	0.490 (1.81)	0.720 (15.97)	-8761

Note: Numbers in parentheses depict t statistics. The model specified is the following:

$$R_t = b_0 + b_1 D_{1t} + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + b_5 D_{5t} + \beta R_{t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \epsilon_t$$

Conditional variance:

$$\log(\sigma_t^2) = a_0 + a_1 \{|z_{t-1}| - E[|z_{t-1}|] + \delta z_{t-1}\} + \phi \log(\sigma_{t-1}^2)$$

The lags were determined on the basis of the Schwarz criterion which selects the lag length by minimizing the function over different choices for the length of the lag. It takes the form $T \log(KSS) + K(\log(T))$, where K = number of regressors and T = number of observations.

ΣΥΝΗΧΗ

ΠΗΝΑΚΑΣ Ι

Μέσες Ημερήσιες Αναδόσεις Δαπάνης (%), περίοδος: 03/01/1994-31/12/1996

Ανάδοξη Εμπέδα	ΓΑ		ΑΤΡ		ΔΑΕ		ΔΕΠ		ΑΚΤ		ΔΒΜ						
	ΜΙΑ	ΣΜ	ΜΙΑ	ΣΜ	ΜΙΑ	ΣΜ	ΜΙΑ	ΣΜ	ΜΙΑ	ΣΜ	ΜΙΑ	ΣΜ					
Αναδόση	-0,01	130,00	0,00	15,48	0,26	0,24	0,35	0,82	0,07	34,00	0,89	-0,21	0,00	-0,20	26,00	-0,1	
Υπόψη	-0,02	68,50	0,02	50,02	0,24	0,14	5,42	3,00**	4,08	30,87	-0,31	-0,33	3,40	-1,40*	0,00	-1,15	
Τελεσθή	0,14	8,08	0,45	4,57	-0,45	-0,11	15,40	4,80	4,03	7,18	-1,72	-0,60	2,90	0,15	0,12	8,23	-4,-4
Πρόσθη	-0,07	11,67	0,45	2,51	1,34	0,03	0,81,0	0,30	-0,36	17,64	0,96	-0,11	1,90	-0,06	-0,09	07,31	-0,10
Προσμεσής	0,26	3,97	3,00***	3,40	3,84***	0,37	8,60	1,06	0,7	8,08	1,52	0,05	0,60	1,35	0,22	1,85	2,54***

ΓΑ=Γενικές Δαπάνες, ΑΤΡ=Δαπάνη Υπομίσθωσης, ΔΑΕ=Δαπάνη Απομεικτών, ΔΕΠ=Δαπάνη Επισκευών, ΑΚΤ=Δαπάνη Κετοποίησης, ΔΒΜ=Βιομηχανικός Δείκτης, ΜΙΑ=Μέση Αποδόση, ΣΜ=Συνολικός Μέσος Όρος, -1,-1 σταθισή, *=-επιπλέον επιφανειακό ποσό, **=-επιπλέον οφειλόμενο ποσό, ***=-επιπλέον οφειλόμενο ποσό κ.ό.λ.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Μέσες Ημερήσιες Αποδόσεις Δεικτών (%), περίοδος: 02/01/1997-30/12/1999

Δείκτης Περίοδος	ΓΔ			ΔΤΡ			ΔΑΣ			ΔΕΠ			ΔΚΤ			ΔΒΜ		
	ΜΑ	ΣΜ	t	ΜΑ	ΣΜ	t	ΜΑ	ΣΜ	t	ΜΑ	ΣΜ	t	ΜΑ	ΣΜ	t	ΜΑ	ΣΜ	t
Δευτέρα	0,91	5,21	2,27**	0,54	5,63	2,14**	0,64	4,04	2,85***	0,76	4,04	2,08***	1,09	3,55	3,44***	0,44	6,19	1,94**
Τρίτη	0,35	6,18	2,09**	0,42	5,48	2,07**	0,65	4,12	4,25	0,51	2,15	1,23*	0,09	16,25	0,76	6,30	7,74	1,54
Τετάρτη	0,43	4,45	2,77***	0,52	4,95	2,75***	0,52	4,40	2,08***	0,35	6,70	2,64*	0,99	6,26	1,92**	0,42	4,91	2,20***
Πέμπτη	4,01	21,03	4,58	0,11	24,16	-0,51	0,31	8,00	0,10	-0,01	2407,7	-0,74	-0,77	8,28	-1,46	-0,13	17,18	-0,17
Παρασκευή	0,13	15,56	0,78	0,11	21,29	0,57	0,58	0,13	2,75**	0,18	42,76	0,95	0,21	10,03	1,21	0,17	12,60	0,55

ΓΔ=Γενικός Δείκτης, ΔΤΡ=Δείκτης Τραπεζών, ΔΑΣ=Δείκτης Ασφαλείων, ΔΕΠ=Δείκτης Επενδύσεων, ΔΚΤ= Δείκτης Κατατάσεων, ΔΒΜ=Βιομηχανικός Δείκτης, ΜΑ=Μέση Απόδοση, ΣΜ=Συντελεστής Μεταβλητότητας, t=t statistic, *-επίπεδο σημαντικότητας 0,1, **-επίπεδο σημαντικότητας 0,05, ***=επίπεδο σημαντικότητας 0,01.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Μέσες Ημερήσιες Αποδόσεις Δεικτών (%), περίοδος: 03/01/1994 - 30/12/1999

Δείκτης Περίοδος	ΓΔ			ΔΤΡ			ΔΑΣ			ΔΕΠ			ΔΚΤ			ΔΒΜ		
	ΜΑ	ΣΜ	t	ΜΑ	ΣΜ	t	ΜΑ	ΣΜ	t	ΜΑ	ΣΜ	t	ΜΑ	ΣΜ	t	ΜΑ	ΣΜ	t
Δευτέρα	0,35	8,66	1,55**	0,32	7,49	2,25**	0,20	0,72	1,95**	0,42	5,97	2,83**	0,44	7,10	2,36***	0,17	13,10	1,29
Τρίτη	0,14	12,16	1,44	0,22	8,90	1,97**	-0,20	8,71	1,44	0,12	15,67	1,11	-0,02	124,00	4,02	0,10	18,24	0,92
Τετάρτη	6,19	19,11	1,60*	0,18	10,35	1,60*	0,79	8,47	1,66*	0,79	71,94	0,88	0,32	11,93	1,59	0,15	11,11	1,57
Πέμπτη	4,07	24,75	-0,20	0,08	25,71	-0,68	0,14	17,57	-0,70	-0,05	37,24	-0,42	-0,25	9,90	-1,76*	-0,07	24,86	-0,70
Παρασκευή	0,20	8,13	2,12**	0,23	6,13	2,12***	0,20	5,37	2,12**	0,17	0,71	1,61	0,23	0,42	1,65*	0,23	8,56	2,02**

ΓΔ=Γενικός Δείκτης, ΔΤΡ=Δείκτης Τραπεζών, ΔΑΣ=Δείκτης Ασφαλείων, ΔΕΠ=Δείκτης Επενδύσεων, ΔΚΤ= Δείκτης Κατατάσεων, ΔΒΜ=Βιομηχανικός Δείκτης, ΜΑ=Μέση Απόδοση, ΣΜ=Συντελεστής Μεταβλητότητας, t=t statistic, *-επίπεδο σημαντικότητας 0,1, **-επίπεδο σημαντικότητας 0,05, ***=επίπεδο σημαντικότητας 0,01.

Figure 2 : Mean daily returns of Indexes (%)
Time period 02/01/1997 - 30/12/1999

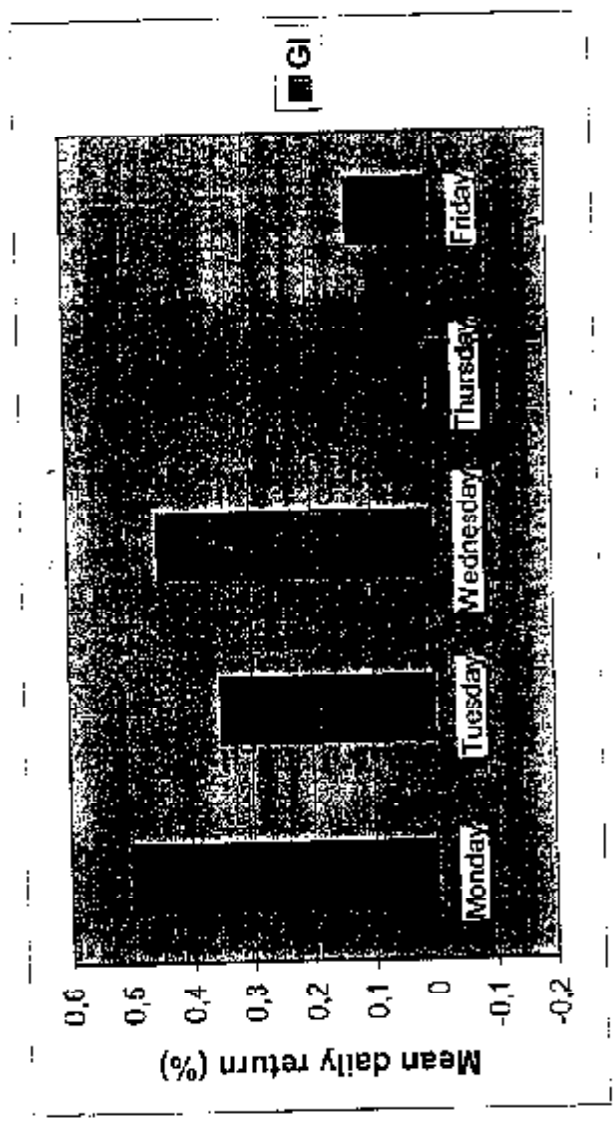


Table 1. Logarithmic returns on ISECI by day of week

	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1988-94
Monday								
No. Obs. ^a	50	51	48	48	51	50	29	327
Average ^b	0.047	-0.242	-0.163	0.097	-0.300*	0.390*	-0.117	0.086
SD ^c	1.299	1.496	1.801	1.879	1.196	1.531	2.304	1.643
CV ^e	0.036	0.162	0.091	0.051	-0.251	0.255	-0.051	0.052
% (+) ^d	42.0	62.7	56.3	45.8	39.2	64.0	48.3	51.7
Tuesday								
No. Obs.	49	52	50	48	51	50	29	329
Average	-0.326**	0.479**	-0.054	-0.119	-0.154	0.130	-0.260	-0.030
SD	1.069	1.295	1.631	1.491	0.901	0.959	1.653	1.318
CV	-0.305	0.370	-0.035	-0.080	-0.171	0.104	-0.157	-0.023
% (+)	33.7	69.2	44.0	43.8	47.1	32.0	44.8	49.0
Wednesday								
No. Obs.	50	51	50	50	50	49	31	331
Average	-0.270*	0.438**	0.183	0.036	0.193	0.391**	0.113	0.153**
SD	0.994	1.360	1.384	1.108	0.781	1.064	1.968	1.253
CV	-0.271	0.322	0.133	0.032	0.247	0.367	0.057	0.122
% (+)	38.0	60.8	46.0	48.0	54.0	59.2	58.1	51.7
Thursday								
No. Obs.	51	51	49	51	50	49	30	331
Average	-0.127	0.247*	-0.160	-0.176	0.112	0.331**	0.234	0.064
SD	0.939	1.040	1.368	1.308	1.100	0.943	1.552	1.284
CV	-0.132	0.238	-0.115	-0.117	0.101	0.350	0.171	0.050
% (+)	39.2	54.9	44.9	41.2	56.0	59.2	63.3	50.5
Friday								
No. Obs.	52	50	50	49	49	48	30	328
Average	0.136	0.103	0.203	0.430	0.089	0.266	0.013	0.186***
SD	0.820	1.031	1.347	1.358	0.683	1.113	1.659	1.157
CV	0.166	0.100	0.151	0.316	0.130	0.239	0.008	0.161
% (+)	51.9	60.0	50.0	55.1	53.1	60.4	50.0	54.6
All Days								
No. Obs.	252	255	247	246	251	246	149	1646
Average	-0.105	0.303***	0.068	0.052	-0.015	0.290***	0.020	0.092***
SD	1.053	1.266	1.526	1.502	0.972	1.143	1.932	1.343
CV	-0.100	0.239	0.044	0.035	-0.016	0.254	0.010	0.068
% (+)	40.9	61.6	48.6	46.7	49.8	58.9	53.0	51.3
AC ^f	0.213***	0.344***	0.322***	0.114*	0.128*	0.077	0.417***	0.260***

Notes: ^aNumber of observations; ^baverage and standard deviation, SD, in percentages; ^ccoefficient of variation, CV, average divided by standard deviation; ^dpercentage of positive returns; ^efirst order autocorrelation coefficient; ^f***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively, in two-tailed tests, based on the *t*-statistic for the difference of the mean return and first order autocorrelation coefficient from zero.

Table 1. Basic statistics for stock returns

Returns	Mean	S.D.	Kurtosis	Normality	Skewness
India	0.00019 ^c	0.0190	3.381 ^a	67.891.01 ^a	0.852 ^a
Indonesia	0.00015	0.0990	19.62 ^b	23.472.76 ^a	1.688 ^a
Malaysia	0.00042	0.0125	7.206 ^a	3071.51 ^a	-0.027
Philippines	0.00064 ^a	0.0164	3.468 ^a	710.11 ^a	0.032
S. Korea	-0.00003	0.0146	3.041 ^a	566.04 ^a	0.293 ^a
Taiwan	-0.0004	0.0237	2.728 ^a	439.15 ^a	-0.023
Thailand	0.00032	0.0173	5.580 ^a	1865.98 ^a	-0.324 ^a

Notes: ^a, ^b and ^c imply significance at 1%, 5% and 10% level respectively.
 S.D. = standard deviation.
 Normality is checked by means of the Jarque-Bera test.

Table 2. Mean and standard deviation based on day of the week

Returns	Monday		Tuesday		Wednesday		Thursday		Friday	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
India	0.0009	0.021	0.001	0.020	-0.0005	0.016	0.001	0.020	0.0019 ^c	0.019
Indonesia	0.0002	0.010	-0.0009 ^a	0.009	0.0005	0.011	0.0004	0.010	0.001 ^c	0.009
Malaysia	-0.0016 ^c	0.014	0.0005	0.011	0.0013 ^c	0.012	0.0002	0.013	0.0017 ^b	0.012
Philippines	-0.000001	0.018	-0.0002	0.015	0.001	0.018	0.0014	0.015	0.001	0.014
S. Korea	-0.0002	0.021	0.0005	0.013	0.0002	0.012	-0.00007	0.013	0.00039	0.012
Taiwan	0.00095	0.030	-0.00027 ^b	0.022	-0.0012	0.021	0.0003	0.023	0.0007	0.021
Thailand	-0.0015	0.020	-0.0015	0.017	0.0008	0.017	0.0006	0.018	0.001 ^a	0.014

Notes: ^a, ^b and ^c imply significance at 1%, 5% and 10% level respectively.
 S.D. = standard deviation.

Table 1

Test for the day-of-the-week effect in the stock markets of China^a

	Monday	Tuesday	Wednesday	Thursday	Friday	F-statistic
Panel A. Before January 1, 95						
Shanghai A 92-94 (749) ^b						
Mean	-0.291	0.230	0.164	0.634	0.614	2.025***
t-value	-0.943	-0.548	0.533	2.069**	1.990**	
% positive	51.5%	52.2%	51.9%	46.4%	58.8%	
Shanghai B 92-94 (754)						
Mean	0.3253	-0.066	0.190	-0.076	-0.030	0.246
t-value	0.156	-0.600	0.622	-0.474	-0.187	
% positive	57.9%	44.5%	43.1%	44.3%	49.2%	
Shenzhen A 92-94 (565)						
Mean	-0.671	-0.056	-0.182	0.212	0.037	1.246
t-value	-1.502	-0.159	-0.515	0.598	0.105	
% positive	32.5%	49.1%	43.3%	43.3%	46.9%	
Shenzhen B 92-94 (545)						
Mean	0.14	-0.177	-0.129	-0.207	-0.064	1.447
t-value	0.936	-1.187	-0.376	-1.407	0.430	
% positive	39.0%	41.6%	44.0%	40.1%	41.2%	
Panel B. After January 1, 95						
Shanghai A 95-97 (538)						
Mean	0.105	-0.406	0.377	-0.204	0.491	3.549*
t-value	1.068	-2.235**	1.514	-0.924	2.219**	
% positive	52.1%	49.2%	54.5%	47.4%	58.9%	
Shanghai B 95-97 (740)						
Mean	-0.048	-0.246	-0.202	-0.265	0.336	2.807**
t-value	-0.280	-1.426	-1.560	-1.545	2.272	
% positive	57.0%	45.8%	41.7%	39.6%	49.2%	
Shenzhen A 95-97 (723)						
Mean	0.429	-0.438	0.396	-0.182	0.511	3.310*
t-value	1.323***	-1.875***	1.697	-0.779	2.178**	
% positive	58.1%	47.5%	57.7%	47.5%	63.5%	
Shenzhen B 95-97 (715)						
Mean	0.204	-0.401	-0.086	0.079	0.324	1.981***
t-value	0.967	-1.959**	-0.421	0.386	1.372	
% positive	47.5%	45.0%	42.3%	49.0%	55.4%	

$$r_t = \sum_{k=1}^5 \alpha_k D_{kt} + \varepsilon_t$$

where r_t is the return at date t , D_{kt} = seasonal dummy for day k (i.e. the dummy variables indicate the day of the week), and k = Monday (1)-Friday (5). The intercept α_1 indicates average return for Monday, while the coefficients ($\alpha_2, \dots, \alpha_5$) of the dummy variables represent the average returns from Tuesday to Friday. If returns are similar for each day of the week, the F-statistic is estimated to test whether mean return on Monday is equal to mean return for the week.

* Denote significant at 1%.

** Denote significant at 5%.

*** Denote significant at 10%.

^b Number of observations.

Table 5

MIB stock index: Means and standard deviations of percentage rates of change by day of the week.^a

Period	Statistic	Monday	Tuesday	Wednesday	Thursday	Friday
1975-1989 ^b	Mean	-0.1069	-0.1874	0.0766	0.0450	0.1137
	Std. dev.	1.4654	1.2746	1.2720	1.3062	1.1714
	No. obs.	653	673	689	680	694
	t test ^c	-1.8642	-3.8146	1.5815	0.8986	2.5562
1975-1979	Mean	0.1089	-0.2244	-0.0746	0.0430	0.0786
	Std. dev.	1.2210	1.1612	1.0224	0.9960	0.9016
	No. obs.	217	231	226	277	233
	t test ^c	-1.3138	-2.9368	-1.0967	0.6503	1.3316
1980-1984	Mean	-0.0425	-0.2340	0.0937	0.0796	0.1582
	Std. dev.	1.6327	1.4916	1.5142	1.4695	1.3777
	No. obs.	227	235	237	236	237
	t test ^c	-0.3919	-2.4050	0.9528	1.1008	1.7681
1985-1989 ^b	Mean	-0.1748	0.0933	0.2100	0.0963	0.1029
	Std. dev.	1.5099	1.1198	1.2067	1.4039	1.1861
	No. obs.	209	207	226	215	224
	t test ^c	1.6741	1.1986	2.6157	0.9019	1.2991

^aThe percentage rates of change corresponding to the first day of each SE month and to the days immediately following midweek SE closures have been excluded.

^bThe figures for 1989 refer to the period 2 January-22 August.

^cThe underlined figures are significantly different from zero at the 5% level (one tail test).

Table 34

E. Barone, Indian stock market

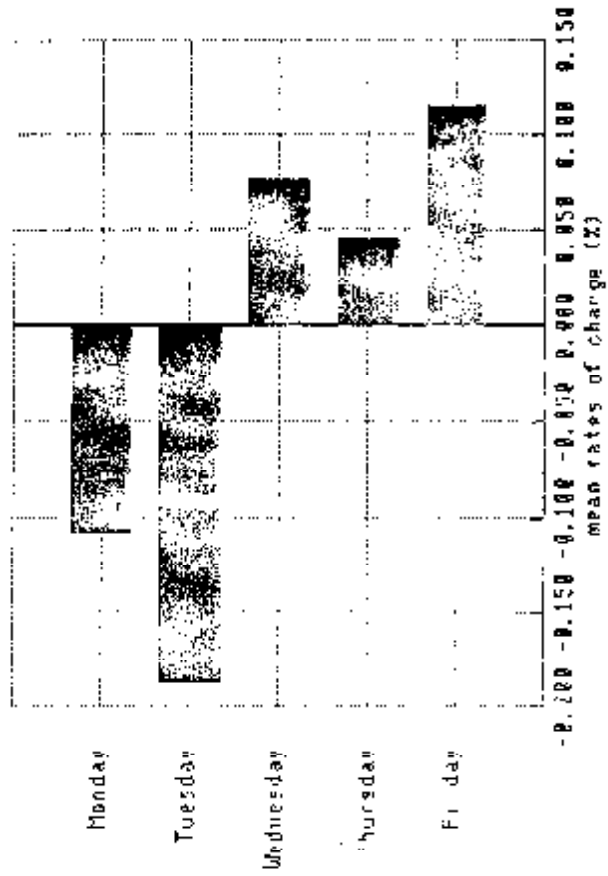


Fig. 2. The weekend effect. Mean rates of change of the MIB stock index by day of the week (excluding those corresponding to the first day of each monthly account and to the trading day after a public holiday) [2 January 1975-22 August 1980].

Table 2. Tests for day-of-the-week effect in nineteen countries.

	Monday	Tuesday	Wednesday	Thursday	Friday	Average	P-value (or F-test)
Australia	-0.056**	-0.068***	0.06*	0.153***	0.137***	0.041***	<0.001
Belgium	0.057**	-0.072***	0.032	0.069***	0.09***	0.033***	<0.001
Brazil	-0.189**	0.083	0.625***	0.427***	0.615***	0.312***	0.076
Canada	-0.154***	0.026	0.106***	0.106***	0.131***	0.051***	<0.001
Denmark	-0.082*	-0.023	0.081***	0.055*	0.062**	0.023*	0.001
France	-0.032	-0.116**	0.128***	0.094**	0.067**	0.048***	<0.001
Germany	-0.078*	-0.017	0.086**	0.091**	0.101**	0.037**	0.002
Hong Kong	-0.088	-0.157**	0.173**	0.092	0.176**	0.041	0.006
Italy	-0.044	0.102**	0.113	0.135***	0.178***	0.056**	<0.001
Japan	-0.005	-0.083***	0.164***	0.046	0.078***	0.053***	<0.001
Netherlands	0.061	0.218***	-0.058	0.042	0.014	0.046*	0.005
Norway	-0.028	0.008	0.319***	0.41***	0.578***	0.255***	<0.001
New Zealand	0.089***	-0.072**	0.006	0.024	0.146***	0.019	0.002
Singapore	-0.047	-0.006	0.022	0.022	0.085***	0.042**	<0.001
Spain	-0.062**	-0.021	0.085**	0.063	0.133***	0.043**	0.044
Switzerland	-0.082**	-0.095***	0.009	0.073*	0.174***	0.02	<0.001
USA	-0.058**	-0.065***	0.061***	0.057**	0.107**	0.016	<0.001
USA	-0.126***	0.138***	0.073**	0.018	0.11***	0.037**	<0.001
USA		0.017	0.107***	0.028	0.082***	0.023**	<0.001

The one-tailed t-test difference from 1/1/75 to 6/30/79 and index for each country are as follows: Australia: All Ordinaries; Belgium: Belgium SE; Brazil: Rio de Janeiro SE; Canada: Toronto SE; 1/1/76 to 12/31/83; Denmark: Copenhagen SE; 1/1/73 to 6/30/87; France: CAC General; Germany: FAZ Aktien; 1/1/71 to 6/26/74; Hong Kong: Hang Seng Bank; 2/16/73 to 6/30/87; Italy: Banca Com. Itale; Japan: Nikkei Dow; 1/1/70 to 6/30/87; Luxembourg: Luxembourg Shares; Mexico: Bolsa Mexicana de Valores; 1/1/77 to 12/31/88; Netherlands: ANP-CBS Industrials 1/1/71 to 12/2/79 and 4/5/81 to 6/29/87; New Zealand: Airways Bank Incl.; 1/1/66 to 12/31/88; Singapore: Straits Times; 6/20/73 to 6/30/87; Sweden: Jacobson & P; 1/1/71 to 12/31/79; Switzerland: Swiss Bkg. Corp. Index; 1/63 to 1/23/88; UK: Ftse Times Ordinary; 1/1/63 to 6/30/87.

*Statistically significant for Japan, when the market was open, as 0.147***.

**Statistically significant for the USA and P 500 over 7/1/68 to 12/31/83 from Jaffe and Westfield (1985).

***Statistically significant at the 1 per cent, 5 per cent and 10 per cent levels, respectively, in two-tailed tests, based on the t-statistic for the difference of the mean return from zero.

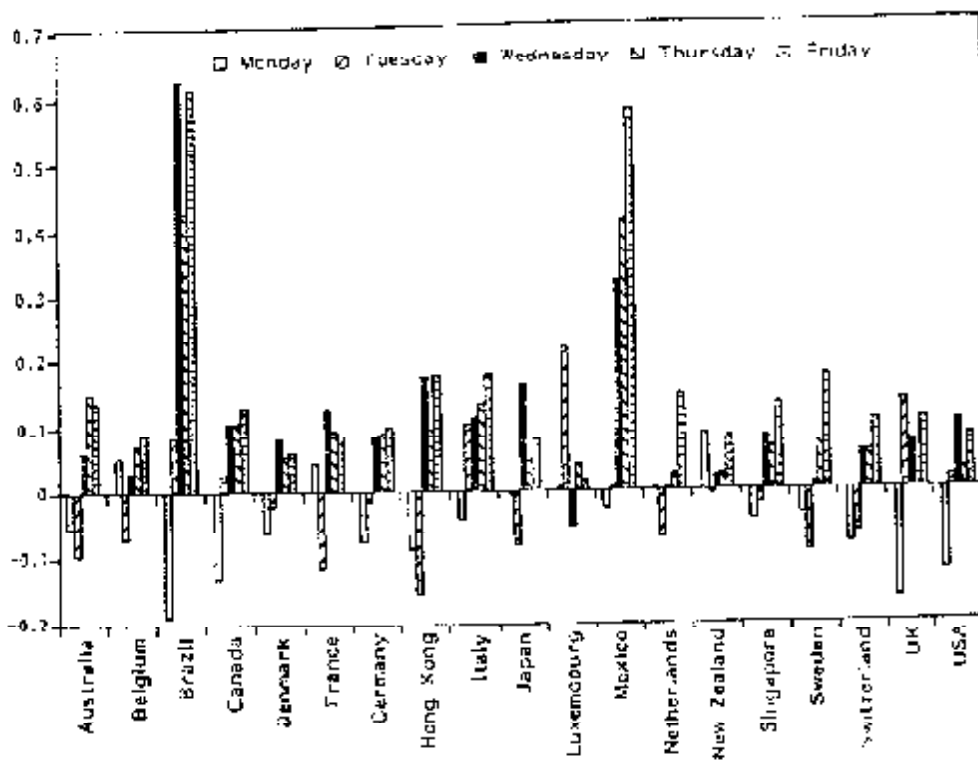
Anomalies or illusions?

FIGURE 1. Percentage stock returns by day-of-the-week in nineteen countries.