



78217

## ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

### ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ

#### ΚΑΤΕΥΘΥΝΣΗ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ

**ΤΙΤΛΟΣ:** *Εποχικά Φαινόμενα στο Χρηματιστήριο Αθηνών. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου και το φαινόμενο της Δευτέρας.*

**ΠΑΠΑΙΩΑΝΝΟΥ Ι. ΧΑΡΑΛΑΜΠΟΣ**

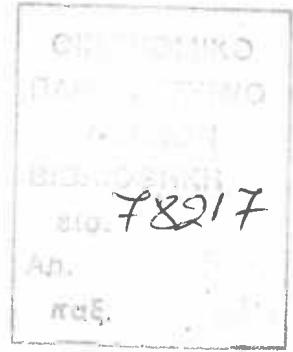


Διατριβή υποβληθείσα προς μερική εκπλήρωση  
των απαραίτητων προϋποθέσεων  
για την απόκτηση του  
Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης

Αθήνα

Ιανουάριος 2005



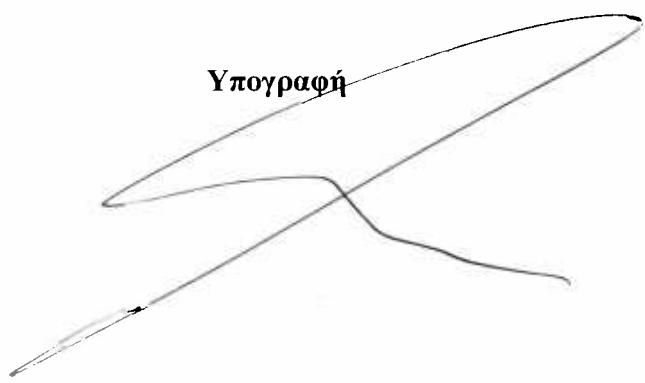


**Εγκρίνουμε τη διατριβή του:  
Παπαϊωάννου Ι. Χαράλαμπου**

**Dr. Γεώργιος Λελεδάκης  
(Λέκτορας)**

**Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών,  
Τμήμα Λογιστικής και  
Χρηματοοικονομικής**

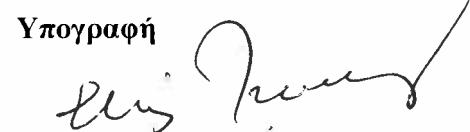
**Υπογραφή**



**Dr. Ηλίας Τζαβαλής  
(Καθηγητής)**

**Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών,  
Τμήμα Οικονομικό**

**Υπογραφή**



**25/01/2005**



## ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κ.Λελεδάκη Γεώργιο,Λέκτορα του τμήματος Χρηματοοικονομικής και Λογιστικής του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών, για την δυνατότητα που μου έδωσε,αναθέτοντάς μου την παρούσα διπλωματική εργασία,να ασχοληθώ με ένα πολύ ενδιαφέρον θέμα καθώς και για την βοήθεια που μου έδωσε καθόλη την διάρκεια συγγραφής της.Οι παρατηρήσεις και οι χρήσιμες επισημάνσεις του συνέβαλαν καθοριστικά στην ολοκλήρωση της διπλωματικής αυτής εργασίας.Επίσης θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κ.Τζαβαλή, ο οποίος ανέλαβε την αξιολόγηση της καθώς και για την προθυμία του να προσφέρει οποιαδήποτε βοήθεια.

Τέλος θα ήθελα να ευχαριστήσω τους γονείς μου, που με κάθε τρόπο στάθηκαν δίπλα μου στην πραγματοποίηση των στόχων μου.



Στους γονείς μου ,  
Ιωάννη και Αναστασία



## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Σελ.

ΠΡΟΛΟΓΟΣ.....1



### ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....2

### ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

Αναφορά στην υπάρχουσα διεθνή βιβλιογραφία σχετικά με την πρόβλεψη των αποδόσεων των αξιογράφων σε χρονολογικές σειρές.....6

2.1 Το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων  
(Capital Asset Pricing Model-CAPM).....7

2.1.2 Το υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών  
Στοιχείων (CAPM).....10

2.1.3 Η αμφισβήτηση του CAPM.....13

2.2 Ανωμαλίες τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων  
(Asset Pricing Anomalies).....16

2.3 Προβλεψιμότητα των αποδόσεων των αξιογράφων σε χρονολογικές  
σειρές (Times Series Return Predictability).....19

2.3.1 Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January or Turn  
of the year effect).....22

2.3.1.1 Εξηγήσεις για το φαινόμενο του Ιανουαρίου.....26

2.3.2 Το φαινόμενο της Δευτέρας ή της ημέρας της εβδομάδας  
(Day-of-the week effect or Monday effect or Weekend effect).....34

2.3.2.1 Εξηγήσεις για τα day of the week effects.....44

2.3.3 Το φαινόμενο των γιορτών (Holiday effect).....52

2.3.4 Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα  
(The turn of the month effect).....57

2.3.4.1 Εξηγήσεις.....58

<b>2.3.5 Το φαινόμενο στα μέσα του μήνα (The semi month effect).....</b>	<b>59</b>
--	-----------

### **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3**

<b>Εμπειρική διερεύνηση του φαινομένου του Ιανουαρίου και του φαινομένου της Δευτέρας στο X.A. (January Effect, Monday Effect).....</b>	<b>60</b>
<b>3.1 Οι διεξαχθείσες μελέτες αναφορικά με το Χρηματιστήριο Αθηνών (X.A.) και οι ιδιαιτερότητες που το ίδιο παρουσιάζει.....</b>	<b>60</b>
<b>3.2 Περιγραφή Δεδομένων και Μεθοδολογίας.....</b>	<b>67</b>
<b>3.2.1 Περιγραφή Δεδομένων.....</b>	<b>67</b>
<b>3.2.2 Ανάλυση της Μεθοδολογίας για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.....</b>	<b>68</b>
<b>3.2.3 Ανάλυση της Μεθοδολογίας για το Φαινόμενο της Δευτέρας.....</b>	<b>70</b>

### **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4**

<b>Παρουσίαση και ανάλυση των αποτελεσμάτων.....</b>	<b>72</b>
<b>4.1 Ανάλυση των αποτελεσμάτων για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.....</b>	<b>72</b>
<b>4.2 Ανάλυση των αποτελεσμάτων για το Φαινόμενο της Δευτέρας.....</b>	<b>78</b>
<b>4.3.Συμπεράσματα.....</b>	<b>84</b>

### **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5**

<b>ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑ ΤΗΣ ΔΙΕΞΑΧΘΕΙΣΑΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ.....</b>	<b>86</b>
---	-----------

<b>ΕΠΙΛΟΓΟΣ.....</b>	<b>89</b>
----------------------	-----------

### **ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ**

## **ΕΥΡΕΤΗΡΙΟ ΠΙΝΑΚΩΝ**

<b><u>Πίνακας 1</u></b> Διεθνή εμπειρικά αποτελέσματα γιατο φαινόμενο του Ιανουαρίου.....	24
<b><u>Πίνακας 2</u></b> Διεθνή εμπειρικά αποτελέσματα γιατο φαινόμενο της Δευτέρας.....	35
<b><u>Πίνακας 3</u></b> Αποτελέσματα όσον αφορά τη σημαντικότητα των αποδόσεων κάθε μήνα για όλη την περίοδο και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους.....	72
<b><u>Πίνακας 4</u></b> Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου του Ιανουαρίου για όλη την περίοδο και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους.....	73
<b><u>Πίνακας 5</u></b> Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου του Ιανουαρίου και της “tax-loss selling hypothesis” για όλη την περίοδο και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους.....	75
<b><u>Πίνακας 6</u></b> Αποτελέσματα όσον αφορά τη σημαντικότητα των αποδόσεων κάθε μήνα για τις μικρότερες υποπεριόδους.....	76
<b><u>Πίνακας 7</u></b> Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου του Ιανουαρίου για τις μικρότερες υποπεριόδους.....	77
<b><u>Πίνακας 8</u></b> Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου του Ιανουαρίου και της “tax-loss selling hypothesis” για τις μικρότερες υποπεριόδους.....	78
<b><u>Πίνακας 9</u></b> Περιγραφικά στοιχεία της χρονολογικής σειράς των αποδόσεων του δείκτη.....	79
<b><u>Πίνακας 10</u></b> Μέσοι και τυπικές αποκλίσεις της περιόδου 1990-2004 και των δύο μεγάλων υποπεριόδων.....	79
<b><u>Πίνακας 11</u></b> Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου της Δευτέρας για την περίοδο 1990-2004 και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους.....	80
<b><u>Πίνακας 12</u></b> Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου της Δευτέρας με ψευδομεταβλητή για τον Ιανουάριο για την περίοδο 1990-2004 και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους.....	81
<b><u>Πίνακας 13</u></b> Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου της Δευτέρας για τις μικρότερες υποπεριόδους.....	82

<b>Πίνακας 14</b> Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου της Δευτέρας με ψευδομεταβλητή για τον Ιανουάριο για τις μικρότερες υποπεριόδους.....	83
<b>Πίνακας 15</b> Συσχέτιση Αποδόσεων της Δευτέρας και της Παρασκευής.....	84

## ΠΡΟΛΟΓΟΣ



Η σύγχρονη θεωρία της χρηματοοικονομικής επιστήμης έχει βασισθεί στην υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (Efficient Market Hypothesis-EMH) και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων(Capital Asset Pricing Model- CAPM) που δημιουργήθηκε από τους William Sharpe (1964), John Litner (1965), Mossin (1966). Πολλές όμως πρόσφατες εμπειρικές μελέτες παρατήρησαν την επίμονη ύπαρξη διαστρωματικών και χρονολογικών προτύπων όσον αφορά τις αποδόσεις των μετοχών. Όπως είναι φυσικό, τα αποτελέσματα αυτών των ερευνών [που έχουν επικεντρωθεί κυρίως σε ανεπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές-Η.Π.Α, Ηνωμένο Βασίλειο] δεν υποστηρίζουν και αμφισβητούν την υπόθεση περί αποτελεσματικής αγοράς (EMH) καθώς και το υπόδειγμα CAPM.

Πιο συγκεκριμένα, σε πολλές μελέτες έχει τεκμηριωθεί η επίδραση μεταβλητών, που αφορούν μια επιχείρηση, πάνω στις αποδόσεις των αξιογράφων της, πέρα της επίδρασης του συστηματικού κινδύνου beta που αυτές περιέχουν. Επίσης έχει τεκμηριωθεί ότι οι αποδόσεις των μετοχών σε πολλές χρηματιστηριακές αγορές δεν ακολουθούν “τυχαία” πορεία αλλά ότι είναι προβλέψιμες σε χρονολογικές σειρές.

Στην παρούσα διπλωματική εργασία θα διερευνηθεί, τόσο σε θεωρητικό όσο και σε εμπειρικό επίπεδο, η ύπαρξη κάποιων χρονολογικών προτύπων στις αποδόσεις, στην Ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, που αποτελεί μια αναπτυσσόμενη κεφαλαιαγορά. Συγκεκριμένα θα δούμε αν υπάρχει ή όχι στην Ελληνική κεφαλαιαγορά το φαινόμενο της Δευτέρας (Monday effect) καθώς και το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect) και θα γίνει ανάλυση αυτών. Η έρευνα πραγματοποιείται για διάφορες περιόδους και τα αποτελέσματα ποικίλουν.



**ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1<sup>ο</sup>****ΕΙΣΑΓΩΓΗ**

Ένας από τους πρωταρχικούς σκοπούς της χρηματοοικονομικής επιστήμης ήταν και είναι η θεωρητική θεμελίωση ενός υποδείγματος τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων όσου καλύτερου γίνεται. Στα μέσα της δεκαετίας του 1960 οι, **William Sharpe (1964), John Litner (1965), Mossin (1966)** ανέπτυξαν το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model- (CAPM)). Το CAPM περιγράφει την σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των αξιογράφων. Το υπόδειγμα αυτό στηρίζεται στην υπόθεση περί αποτελεσματικών αγορών (**EMH**), η οποία προσπαθεί να δείξει τον βαθμό, την ταχύτητα και την ακρίβεια με την οποία η αγορά ανταποκρίνεται ή όχι στις πληροφορίες που την αφορούν καθώς και πως επηρεάζονται οι τιμές των αξιογράφων από τις πληροφορίες αυτές.

Σύμφωνα με το CAPM και την EMH αν ισχύουν και τα δύο, τότε η αγοραία τιμή ενός αξιογράφου πρέπει να αντανακλά την καλύτερη δυνατή εκτίμηση της οικονομικής του αξίας καθώς και ότι σύμφωνα με το CAPM η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου των αξιογράφων είναι θετική και γραμμική.

Ο έλεγχος για την ισχύ της EMH γίνεται από κοινού με έλεγχο για την εγκυρότητα ενός συγκεκριμένου μοντέλου αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Την απόρριψη όμως της από κοινού υπόθεσης, αν υπάρχει, δεν μπορούμε να την αποδώσουμε ολοκληρωτικά στο ένα ή στο άλλο μέρος αυτής. Σύμφωνα με τον **Fama (1970)** το γεγονός ότι τα μοντέλα για την αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων είναι ατελής περιγραφές, για κάθε δειγματική περίοδο, των συστηματικών προτύπων στις μέσες αποδόσεις έχει ως αποτέλεσμα ο έλεγχος για αποτελεσματικότητα να νοθεύεται από κάποιο προβληματικό μοντέλο.

Σκοπός της συγκεκριμένης διπλωματικής εργασίας, είναι κυρίως να ερευνήσουμε αν υπάρχουν κάποια εποχικά πρότυπα στις αποδόσεις των μετοχών στο Ελληνικό Χρηματιστήριο (Χρηματιστήριο Αθηνών- X.A.), γεγονός που θα υπονόμενε την ισχύ της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς και θα αμφισβητούσε την ισχύ του CAPM. Ειδικά πρόκειται να διερευνηθεί εμπειρικά η ύπαρξη ή όχι του φαινομένου της Δευτέρας και του φαινομένου του Ιανουαρίου, η επιβεβαίωση των οποίων θα οδηγούσε στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών δεν ακολουθούν “τυχαίο περίπατο” (random walk) οπότε οι επενδυτές θα μπορούσαν ακολουθώντας τις κατάλληλες στρατηγικές να αποκομίσουν υπερκανονικά κέρδη.

Πρόκειται να γίνει μια αναφορά σε μια σειρά από εμπειρικές μελέτες που έχουν σχέση με τα εποχικά φαινόμενα δηλαδή με την δυνατότητα πρόβλεψης των αποδόσεων σε χρονολογικές σειρές, από τότε που παρατηρήθηκαν μέχρι σήμερα. Ιδιαίτερα θα επικεντρωθούμε στα παρακάτω φαινόμενα, τα οποία θα αναλυθούν εμπειρικά και θεωρητικά :

- α) το Φαινόμενο της Δευτέρας (Monday effect ή day of the week effect): σύμφωνα με το οποίο οι μέσες αποδόσεις της Δευτέρας ή της πρώτης μέρας διαπραγμάτευσης της εβδομάδας είναι αρνητικές, χαμηλότερες και διαφορετικές από αυτές των υπολοίπων ημερών της εβδομάδας και
- β) στο Φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect): σύμφωνα με το οποίο οι μέσες αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι θετικές και υψηλότερες από οποιοδήποτε άλλο μήνα του χρόνου.

Η ανάλυση αυτού του θέματος παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον αφού η ύπαρξη τέτοιων φαινομένων αμφισβητεί την υπόθεση περί αποτελεσματικών αγορών πάνω στην οποία έχει στηριχτεί η σύγχρονη χρηματοοικονομική επιστήμη ωστόσο δεν την απορρίπτει.

Η ανάλυση των φαινομένων αυτών θα γίνει για το Χ.Α. που αποτελεί μια αναδυόμενη κεφαλαιαγορά και οι έρευνες γι' αυτό είναι ελάχιστες. Οι έρευνες

που έχουν πραγματοποιηθεί μέχρι σήμερα αφορούν κυρίως ώριμες αγορές όπως των Ηνωμένων Πολιτειών και του Ηνωμένου Βασιλείου. Οπότε με τη μελέτη αυτή θα διερευνηθούν οι γνώσεις μας για το συγκεκριμένο θέμα για το Χ.Α., για μια περίοδο (1990-2004) όπου πολλές σημαντικές αλλαγές και γεγονότα πραγματοποιήθηκαν στην Ελλάδα και επηρέασαν τη λειτουργία του Χ.Α. και την συμπεριφορά των επενδυτών. Η περίοδος αυτή περικλείει την είσοδο στην Ο.Ν.Ε. και τις απαιτήσεις της Ε.Ε., τις συνεχείς αλλαγές στη διάρθρωση της ελληνικής οικονομίας, τις συνεχείς αλλαγές του θεσμικού πλαισίου, την κρίση στο ελληνικό χρηματιστήριο που πραγματοποιήθηκε τα τελευταία χρόνια κ.α.

Η διάρθρωση της παρούσας διπλωματικής εργασίας έχει ως εξής :

**Στο πρώτο κεφάλαιο** το οποίο αποτέλεσε η παρούσα εισαγωγή και στην οποία αναφέρθηκαν όλα τα βασικά στοιχεία και ο σκοπός της μελέτης αυτής.

Ακολουθεί το **δεύτερο κεφάλαιο** στο οποίο πρόκειται να γίνει αναφορά στην βασική έννοια της αποτελεσματικής αγοράς και του υποδείγματος CAPM. Επίσης αναφερόμαστε στις ανωμαλίες τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων. Τέλος θα γίνει μια εκτενής ανάλυση των εποχικών φαινομένων (ιδιαίτερα των φαινομένων Ιανουαρίου και Δευτέρας), μια επισκόπηση της διεθνούς βιβλιογραφίας γι' αυτά και των εξηγήσεων που έχουν δοθεί.

**Στο τρίτο κεφάλαιο** θα περιγραφούν τα δεδομένα τα οποία χρησιμοποιήσαμε για την εμπειρική ανάλυση και της μεθοδολογίας (Χρησιμοποίηση Ψευδομεταβλητών στην παλλινδρόμηση) για τη διεξαγωγή συμπερασμάτων. Επίσης θα αναφέρουμε τις σημαντικότερες εργασίες που έχουν πραγματοποιηθεί στην Ελληνική χρηματαγορά..

**Στο τέταρτο κεφάλαιο** έχουμε τα εμπειρικά αποτελέσματα της εργασίας όσον αφορά το Φαινόμενο της Δευτέρας και το Φαινόμενο του Ιανουαρίου για το Χ.Α. Θα σχολιαστούν τα αποτελέσματα τα οποία ευρέθησαν και θα συγκριθούν με

αυτά άλλων μελετών στο Χ.Α που έχουν ήδη πραγματοποιηθεί. Επίσης θα δούμε κατά πόσο αυτά είναι συνεπή με τα αποτελέσματα, πέρα των εργασιών για το Χ.Α, για χρηματιστήρια άλλων κρατών που ήδη είναι γνωστά στην διεθνή βιβλιογραφία.

Τέλος στο **πέμπτο κεφάλαιο** αναφέρονται συνοπτικά τα συμπεράσματα από την συγκεκριμένη διπλωματική εργασία.

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2**

### **Αναφορά στην υπάρχουσα διεθνή βιβλιογραφία σχετικά με την πρόβλεψη των αποδόσεων των αξιογράφων σε χρονολογικές σειρές.**

Ένα μεγάλο μέρος των εμπειρικών ερευνών παρατήρησαν την επίμονη ύπαρξη διαστρωματικών και χρονολογικών προτύπων όσον αφορά τις αποδόσεις των μετοχών. Τα αποτελέσματα αυτά προήλθαν κυρίως από το ενδιαφέρον των ερευνητών όχι μόνο για να εξετάσουν την αποτελεσματικότητα της αγοράς και του κατά πόσο τα υπάρχοντα υποδείγματα τιμολόγησης των αξιογράφων είναι ικανοποιητικά αλλά και από την αναζήτηση τρόπων να “χτυπήσουν” την αγορά (πραγματοποίηση υπερκανονικών κερδών). Η προβλεψιμότητα των χρηματαγορών έχει προσελκύσει μεγάλο τμήμα του ενδιαφέροντος ωστόσο αν και οι μελέτες που ασχολούνται με αυτό το θέμα είναι πάμπολλες δεν υπάρχει καμία ξεκάθαρη τεκμηρίωση για το αν υπάρχουν στρατηγικές με τις οποίες κάποιος επενδυτής μπορεί να αποκομίσει υπερκανονικά κέρδη. Όπως είναι φυσικό, τα αποτελέσματα αυτών των ερευνών δεν υποστηρίζουν και αμφισβητούν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (EMH) και το βασικό υπόδειγμα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM) πάνω στα οποία έχει στηριχθεί η σύγχρονη χρηματοοικονομική επιστήμη.

Στην παρούσα μελέτη θα επικεντρωθούμε κυρίως στην δυνατότητα πρόβλεψης των αποδόσεων σε χρονολογικές σειρές κάτι που θα αμφισβητούσε και την EMH και το CAPM. Ακολουθεί μια συνοπτική παρουσίαση της έννοιας της αποτελεσματικής αγοράς ,του υποδείγματος CAPM καθώς και μιας σειράς από ανωμαλίες που επιδρούν στις αποδόσεις των αξιογράφων και αμφισβητούν την EMH και το CAPM. Τέλος θα αναφερθούμε αναλυτικά στις διάφορες μορφές εποχικότητας στις αποδόσεις, σε μελέτες για διάφορες διεθνείς χρηματαγορές, που παρουσιάζουν τέτοιου είδους αποτελέσματα καθώς και στις ερμηνείες, για τις ανωμαλίες αυτές, που έχουν δοθεί κατά καιρούς.

## 2.1 Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model-CAPM)

### 2.1.1 Η έννοια της Αποτελεσματικής Αγοράς

Αποτελεί την βάση της σύγχρονης χρηματοοικονομικής επιστήμης. Στην υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στηρίζονται τα περισσότερα υποδείγματα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων όπως το CAPM. Η έννοια της αποτελεσματικής αγοράς εμφανίσθηκε στην διεθνή βιβλιογραφία την δεκαετία του 1950, ωστόσο με το άρθρο του Fama το 1970 έγινε γνωστή ως υπόθεση περί αποτελεσματικής αγοράς (EMH).

Αποτελεσματική αγορά αξιογράφων θεωρείται η αγορά όπου η τιμή των αξιογράφων αντικατοπτρίζει πλήρως κάθε νέα σχετική και διαθέσιμη πληροφορία με τρόπο άμεσο, ακριβή και σωστό έτσι ώστε οι τιμές των αξιογράφων να είναι “δίκαιες”. Ως δίκαιη τιμή (fair price) ενός αξιογράφου ορίζουμε εκείνη η οποία αντιπροσωπεύει την καλύτερη δυνατή εκτίμηση της πραγματικής του αξίας. Η EMH προσπαθεί να δείξει τον βαθμό την ταχύτητα και την ακρίβεια με την οποία η αγορά ανταποκρίνεται και προσαρμόζεται ή όχι στις νέες πληροφορίες που την αφορούν καθώς και στο πως επηρεάζονται οι τιμές των αξιογράφων από τις πληροφορίες αυτές. Θα πρέπει να αναφέρουμε ότι οι πληροφορίες αυτές γίνονται γνωστές άμεσα και σωστά σε όλους τους επενδυτές (Υπόθεση Περί Συμμετρικής Πληροφόρησης).

Σύμφωνα με την έννοια της αποτελεσματικής αγοράς η χρηματιστηριακή αξία κάθε περιουσιακού στοιχείου (όπως διαμορφώνεται στην χρηματιστηριακή αγορά από τις δυνάμεις της προσφοράς και της ζήτησης ) ισούται με την οικονομική του αξία (που ορίζεται ως η καθαρή παρούσα αξία των χρηματοροών που πρόκειται ο επενδυτής να αποκτήσει κατά την περίοδο διακράτησης του περιουσιακού στοιχείου). Βάση λοιπόν αυτού η δυνατότητα απόκτησης υπερκανονικών κερδών μέσω της αγοραπωλησίας είναι μηδαμινή.

Ο Fama (1970) κατηγοριοποίησε την αποτελεσματικότητα της αγοράς σε 3 διαφορετικά επίπεδα :

- **Ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας:** στο πρώτο αυτό επίπεδο αποτελεσματικότητας οι τιμές αντανακλούν πλήρως τις ιστορικές τιμές των αξιογράφων. Στην περίπτωση λοιπόν που οι αγορές είναι αποτελεσματικές στην ασθενή τους μορφή είναι αδύνατον να πραγματοποιηθούν υπερκέρδη από την μελέτη των παρελθουσών αποδόσεων. Οι τιμές των αξιόγραφων θα ενσωματώνουν όλη την πληροφόρηση που μπορεί να εξαχθεί από τα στοιχεία της χρηματιστηριακής αγοράς (π.χ ο όγκος των συναλλαγών, οι τιμές των μετοχών, οι τιμές των χρηματιστηριακών δεικτών κ.ο.κ), δηλαδή θα ακολουθούν μια τυχαία πορεία (random walk). Οπότε κανένας επενδυτής δεν θα μπορούσε να προβλέψει τις μεταβολές στις τιμές των μετοχών.
  
  
  
- **Ημι-ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας:** στο δεύτερο αυτό επίπεδο αποτελεσματικότητας οι τιμές αντανακλούν όχι μόνο τις παρελθούσες ιστορικές τιμές των χρεογράφων αλλά και όλες τις δημοσιευμένες πληροφορίες (π.χ όλα τα στοιχεία της χρηματιστηριακής αγοράς και επιπλέον τις ανακοινώσεις των εταιρειών για διάσπαση μετοχών, για έκδοση νέων μετοχών, τις ανακοινώσεις για μερίσματα και για τα κέρδη κ.ο.κ). Αν λοιπόν, οι αγορές είναι αποτελεσματικές στην ημι-ασθενή τους μορφή, οι τιμές θα ενσωματώνουν αυτόματα όλες τις δημόσιες πληροφορίες που αφορούν την εταιρεία, τον κλάδο στον οποίο ανήκει, την κατάσταση στην οποία βρίσκεται η εθνική και η παγκόσμια οικονομία, οπότε κανένας επενδυτής δεν μπορεί χρησιμοποιώντας αυτές τις πληροφορίες να επιτύχει αποδόσεις μεγαλύτερες αυτών που αντιστοιχούν στον κίνδυνο των οποίοι έχει αναλάβει (δηλαδή των κανονικών αποδόσεων). Η ημι-ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας περικλείει την ασθενή μορφή δηλαδή αν μια αγορά είναι αποτελεσματική στην ημι-ασθενή μορφή τότε θα είναι και στην ασθενή.
  
  
  
- **Ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας:** στο τρίτο αυτό επίπεδο αποτελεσματικότητας οι τιμές των αξιογράφων ενσωματώνουν όχι μόνο τις δημοσιευθείσες πληροφορίες αλλά και πληροφορίες οποιασδήποτε φύσης ακόμα και αυτές οι οποίες δεν έχουν δημοσιευθεί. Κάτω από αυτές τις

συνθήκες κανένας επενδυτής δεν θα μπορούσε να αποκομίσει υπερκανονικές αποδόσεις. Η ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας περικλείει και τις δύο προηγούμενες μορφές. Τέλος θα πρέπει να αναφέρουμε ότι ο έλεγχος μιας τέτοιας μορφής αποτελεσματικότητας είναι ο πιο δύσκολος σε σχέση με τις προηγούμενες δύο.

Αργότερα όμως, στην δεύτερη αναθεώρηση του για τις κεφαλαιουχικές αγορές (capital markets), ο Fama (1991) άλλαξε το όνομα κάθε κατηγορίας αντίστοιχα σε :

❖ **Έλεγχοι για την προβλεψιμότητα των αποδόσεων (Tests for return predictability)**

Στην κατηγορία αυτή δεν άλλαξε μόνο τον τίτλο, αλλά και την έκταση του περιεχομένου (κάτι που δεν έκανε στις επόμενες δύο κατηγορίες) που τώρα περιλαμβάνει τα ακόλουθα :

- i) Πρόβλεψη για διαστρωματικά δεδομένα [Cross-Sectional predictability (asset pricing models and asset pricing anomalies)]
- ii) Ημερολογιακές επιδράσεις (Calendar effects)
- iii) Προβλεπτική ικανότητα άλλων μεταβλητών (Forecast power of other variables)
- iv) Προβλεπτική ικανότητα παρελθουσών αποδόσεων (Predictability of past returns)
- v) Έλεγχοι μεταβλητικότητας (Volatility tests)

❖ **Έρευνες γεγονότων (Event Studies)<sup>1</sup>**

---

<sup>1</sup> Bλ. Fama, Fisher, Jensen and Roll (1969) ,Strong (1992) ,Armitage (1995) ,MacKinlay (1997) Binder (1998), Fama (1998), Barberis, Shleifer and Vishny (1998), Daniel, Hirshleifer and Subrahmanam (1998), Prabhala (1997), Barber and Lyon (1997a), Kothary and Warner (1997), Al-Loughani and Chappell (1997), Lyon, Barber and Tsai (1998), Millionis A.E and Moschos D.(2000).

❖ **Έρευνες για εσωτερική πληροφόρηση (Tests for private information)**

Πολλές μελέτες καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (EMH) είναι σωστή στην ασθενή και ημί-ισχυρή μορφή<sup>2</sup> ενώ σχετικά με την ισχυρή μορφή οι περισσότερες μελέτες [βλ. Main (1977), Fama E.F (1993b)] έχουν καταλήξει στο συμπέρασμα ότι δεν ισχύει<sup>3</sup>.

**2.1.2 Το υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM)**

Ένα σημαντικό θέμα για την σύγχρονη χρηματοοικονομική θεωρία είναι η ποσοτικοποίηση του αντισταθμίσματος (trade-off) ανάμεσα στον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου. Η κοινή λογική οδηγεί στο συμπέρασμα ότι οι πιο επικίνδυνες επενδύσεις θα προσφέρουν μεγαλύτερες αποδόσεις από ότι οι λιγότερο επικίνδυνες ή από αυτές χωρίς κίνδυνο (risk free) διαφορετικά κανείς ορθολογικός επενδυτής δεν θα αναλάμβανε ποτέ ένα τέτοιο κίνδυνο.

Πολλά μοντέλα προτάθηκαν για να εξηγήσουν αυτή την σχέση. Ωστόσο το σημαντικότερο αποτελεί το CAPM, που δημιουργήθηκε στα μέσα της δεκαετίας του 1960 από τους William Sharpe (1964), John Linter (1965) και Mossin (1966), το οποίο επεκτάθηκε αργότερα από τον Black (1972). Η θεωρία του χαρτοφυλακίου, η οποία αναφέρεται στον τρόπο με τον οποίο επιλέγονται τα αξιόγραφα για την σύνθεση ενός χαρτοφυλακίου και αναπτύχθηκε από τον Markowitz, αποτέλεσε την βάση πάνω στην οποία στηρίχθηκε και αναπτύχθηκε το CAPM, το οποίο αποτελεί το πιο διάσημο και ευρέως χρησιμοποιούμενο υπόδειγμα για να δείξει την σχέση ανάμεσα στον κίνδυνο και την απόδοση.

<sup>2</sup> Fama and Blume (1966), Fama, Fisher and Roll (1969).

<sup>3</sup> Για μια ανασκόπηση των κυριότερων μελετών βλ. Fama E.F (1993b).

Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό, με δεδομένες κάποιες απλουστευτικές υποθέσεις<sup>4</sup>, σε ισορροπία η αναμενόμενη απόδοση του χρεογράφου είναι θετική και γραμμική συνάρτηση του μη διαφοροποιημένου κινδύνου  $b$  (beta) του. Επίσης θεωρείται ότι το αντίστοιχο beta κάθε χρεογράφου είναι ο μόνος παράγοντας κινδύνου και επαρκής για να εξηγήσει τις αναμενόμενες αποδόσεις.

### Περιγραφή του υποδείγματος CAPM

Σύμφωνα με το CAPM η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής  $i$  εκφράζεται από την παρακάτω εξίσωση :

$$E(R_i) = R_f + b_i [E(R_M) - R_f] \quad (1)$$

Όπου:  $E(R_i)$ : η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής  $i$

$R_f$ : το επιτόκιο της αγοράς χωρίς κίνδυνο (risk free rate)

$E(R_M)$ : η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$b_i$ : είναι ο μη διαφοροποιημένος κίνδυνος του  $i$  περιουσιακού στοιχείου που διακρατείται στα πλαίσια ενός χαρτοφυλακίου καθώς επίσης αποτελεί και την κλίση της παλλινδρόμησης της υπερβάλλουσας απόδοσης της μετοχής  $i$  αναφορικά με την υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς.

$$b_i = \frac{COV(R_i, R_M)}{VAR(R_M)} \quad (2)$$

Όπου:  $COV(R_i, R_M)$  είναι η συνδιακύμανση μεταξύ της απόδοσης της μετοχής  $i$  και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς και

---

<sup>4</sup> Οι υποθέσεις στις οποίες στηρίζεται το CAPM είναι οι παρακάτω: μηδενικά συναλλακτικά κόστη, απουσία φορολόγησης, πλήρη διαιρετότητα των κεφαλαίων και πλήρη δυνατότητα αγοράς και πώλησης αυτών, πραγματοποίηση απεριόριστων βραχυχρόνιων πωλήσεων και δανεισμού στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, ομοιογένεια των προσδοκιών των επενδυτών και αδυναμία του κάθε μεμονωμένου επενδυτή να επηρεάσει τη διαμόρφωση των τιμών των αξιογράφων.

$VAR(R_M)$ : είναι η διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Επίσης έχουμε και την εξίσωση :

$$(R_i - R_f)_t = a_i + b_i (R_M - R_f)_t + e_{it} \quad (3)$$

Η εκδοχή του CAPM από τον Black (1972) όπου βλέπουμε την διαστρωματική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο δίνεται από την παρακάτω σχέση :

$$E(R_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i \quad (4)$$

Αν το μοντέλο είναι σωστό και η αγορά αποτελεσματική τότε οι αποδόσεις των αξιογράφων κατά μέσο όρο πρέπει να συμφωνούν με τις παραπάνω σχέσεις. Μόνιμες αποκλίσεις από την παραπάνω σχέση, θα αποτελούν παραβίαση της από κοινού υπόθεσης, ότι δηλαδή η EMH και το CAPM είναι έγκυρα

### 2.1.3 Η αμφισβήτηση του CAPM

Αν και υπήρξαν εργασίες όπως των Black, Jensen and Scholes (1972) και των Fama Mc Beth (1973) που υποστηρίζουν το παραπάνω μοντέλο πολύ σύντομα το υπόδειγμα δέχθηκε κριτική. Πολλές μελέτες απέδειξαν ότι ο συντελεστής beta (μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος) δεν είναι ο μοναδικός παράγοντας που εξηγεί την απόδοση των αξιογράφων αφού δεν μπορεί να τις εξηγήσει εξ'ολοκλήρου. Οι Fama and French (1992) έδειξαν ότι το μέγεθος της επιχείρησης και ο λόγος BE/ME μπορούν να εξηγήσουν, όταν συνδυάζονται, όλη την απόδοση των αξιογράφων. Παρόμοια αποτελέσματα και άλλων ερευνών συντέλεσαν στην έντονη κριτική του μοντέλου.

Οι σημαντικότερες κριτικές που δέχθηκε το υπόδειγμα είναι οι παρακάτω:

- Η κριτική του Levy (1978) και των Lakonishok and Shapiro (1986): αφορούσε τις απλουστευτικές υποθέσεις του υποδείγματος
- Η κριτική του Roll (1977): αποτέλεσε την πιο γνωστή κριτική σχετικά με το CAPM. Έδειξε ότι η χρήση προσεγγίσεων όσον αφορά το χαρτοφυλάκιο της αγοράς (περιλάμβανε ένα υποσύνολο των περιουσιακών στοιχείων που διαπραγματεύονταν) οδηγούσε σε λάθος συμπεράσματα. Το υπόδειγμα φαινόταν σωστό ενώ ήταν λάθος και το αντίστροφο. Έτσι λοιπόν οι έλεγχοι που είχαν πραγματοποιηθεί δεν αποτελούσαν απόδειξη για την ισχύ του CAPM.
- Η κριτική του Stambaugh (1982): σε απάντηση στην κριτική του Roll (1977), ο Stambaugh (1982) πραγματοποίησε μια ανάλυση για να δει πόσο μεγάλες ήταν οι επιδράσεις στα αποτελέσματα του CAPM, αλλάζοντας συνεχώς την φύση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Στην ανάλυσή του, το χαρτοφυλάκιο της αγοράς τώρα περιλάμβανε και μετοχές που διαπραγματεύονταν στο NYSE, ιδιωτικά και κυβερνητικά ομόλογα ακόμα και ακίνητα (real estate). Διαπίστωσε όμως ότι το μοντέλο δεν ήταν τόσο ευαίσθητο στις αλλαγές αυτές.

Βέβαια μελέτες δείχνουν ότι δυναμικές μορφές του υποδείγματος CAPM με χρονολογικές παραμέτρους που μεταβάλλονται και ευρύτερο καθορισμό του χαρτοφυλακίου της αγοράς, ανταποκρίνονται καλύτερα από ότι το παραδοσιακό μοντέλο.

Η κακή απόδοση του υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιουχικών περιουσιακών στοιχείων ενός παράγοντα (single factor capital asset pricing model) παρακίνησε δύο προσεγγίσεις για την βελτίωση και τον καθορισμό ενός βελτιωμένου υποδείγματος.

➤ *H πρώτη προσέγγιση* αφορά την επανεξέταση της θεωρητικής βάσης των μοντέλων και έδωσε ώθηση στα παρακάτω μοντέλα

- ✓ Intertemporal Capital Asset Pricing Model [Merton (1973)]
- ✓ The Arbitrage Pricing Theory (APT) [Ross (1976)]<sup>5</sup>
- ✓ The Consumption Capital Asset Pricing Model [Breeden (1979)]

Η εμπειρική υποστήριξη του Consumption CAPM (το οποίο βασίζεται στην κατανάλωση) ήταν ασθενής<sup>6</sup> ενώ τις πιο πολλές υποσχέσεις έδιναν τα Intertemporal Capital Asset Pricing Model<sup>7</sup> και τα υποδείγματα linear factor model όπως το APT (πρόκειται για ένα πολύ-παραγοντικό μοντέλο).

<sup>5</sup> Το APT αναπτύχθηκε αρχικά από τον Ross (1976) και αργότερα επεκτάθηκε από τους Chamberlin and Rothschild (1983), Connor (1982), Dybrige (1983), Grinlatt and Titman (1983), Huberman (1982), Ingersoll (1984), Chen et.al (1986), Asprem (1989) και Park (1997).

<sup>6</sup> Bλ. Hansen and Singleton (1982), Epstein and Zin (1991), Cochrane and Hansen (1992), Hansen and Jagannathan (1997).

<sup>7</sup> Bλ. Chen, Roll and Ross (1986), Lehman and Modest (1988), Cochrane (1991a,1996), Ferson and Harvey (1992), Jagannathan and Wang (1996).

- *H δεύτερη προσέγγιση* είχε σκοπό την γέννηση εμπειρικών μοντέλων που προτείνουν κάποιες ειδικές μεταβλητές για κάθε επιχείρηση (firm-specific) οι οποίες να εξηγούν τις διαστρωματικές διαφορές των αναμενόμενων αποδόσεων.

Μερικές από αυτές είναι :

- i) Ο λόγος κέρδη προς την τιμή (E/P) [βλ. Basu (1983), Cook and Rozeff (1984), Basu (1997)]
- ii) Το μέγεθος των επιχειρήσεων (size) [βλ Banz (1981), Reinganum (1982), Keim (1983), Fama and French (1992)]
- iii) Η μόχλευση (leverage) [βλ. Bhandari (1988)]
- iv) Ο λόγος λογιστική προς αγοραία αξία (BE/ME) [βλ. Rosenberg, Reidand and Lanstein (1985), Fama and French (1992)].
- v) Ο λόγος ταμειακές ροές προς την τιμή (CF/P) [βλ. Chan, Hamao and Lakonishok (1991)]
- vi) Ο ρυθμός αύξησης των παρελθόντων πωλήσεων (past sales growth) [βλ. Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994)]
- vii) Η ένταση της διαπραγμάτευσης (trading volume) [βλ. Roll (1981)]
- viii) Η <<διατήρηση>> (momentum) [βλ. Brennan (1998)]
- ix) Η τιμή της μετοχής (share price) [βλ. Blume and Stambaugh (1983)] και
- x) Ο λόγος τιμής προς λογιστική αξία (P/BE) [βλ. Rosenberg (1985)].

## **2.2 Ανωμαλίες Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων**

### **Asset Pricing Anomalies**

Η πρώτη επίθεση στο CAPM και την υπόθεση περί αποτελεσματικών αγορών γίνεται από τα αποτελέσματα των εμπειρικών ερευνών που έχουν πραγματοποιηθεί και περιλαμβάνουν τις ανωμαλίες τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων. Ερευνητές τα τελευταία χρόνια αναγνώρισαν ένα σημαντικό αριθμό χαρακτηριστικών των χρεογράφων που βοηθούν στην εξήγηση των αναμενομένων αποδόσεων και μπορούν να οδηγήσουν με την κατάλληλη στρατηγική στην απόκτηση υπερκανονικών κερδών (αν και αμφισβητείται κατά πόσο αυτές οι στρατηγικές μπορούν να οδηγήσουν στην απόκτηση υπερκανονικών κερδών). Βρέθηκαν λοιπόν κάποιες κανονικότητες στις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων που θεωρήθηκαν ανωμαλίες. Μερικά από τα χαρακτηριστικά που συνδέονται με τις μελλοντικές αποδόσεις των αξιογράφων και έχουν και επεξηγηματική δύναμη είναι :

- Το μέγεθος μίας επιχείρησης [Size effect(or small firm Effect)]<sup>8</sup>

Τεκμηριώνεται στις περισσότερες μελέτες μια ισχυρή αρνητική σχέση ανάμεσα στο μέγεθος μιας επιχείρησης και την μέση απόδοση που παρουσιάζουν οι μετοχές της.

---

<sup>8</sup> Για τις **Ην Πολιτείες** βλ.Banz (1981), (Reinganum (1981, 1982, 1983), Roll (1981, 1983a, 1983b), Keim (1983), Basu (1983), Blume and Stambaugh (1983), Brown, Kleidon and Marsh (1983), Banz and Breen (1986), Lakonishok and Shapiro (1986), Jaffe, Keim and Westerfield (1989), Lo and MacKinlay (1990b), Chan and Chen (1991), Fama and French (1992, 1993, 1995, 1996a, 1996b, 1998), He and Ng (1994), Davis (1994, 1996), Kothari, Shanken and Sloan (1995), Loughran (1997), Kim (1997) and Brennan, Chordia and Subrahmanyam (1998), Dimson and March (1999), Jimmy Liew and Maria Vassalou (2000), Gerald R Jensen et.al (2002).

Για άλλες χώρες βλ. Για την **Αυστραλία** (Brown, Keim, Kleidon and Marsh (1983)), **Βέλγιο** (Hawawini, Michel and Corhay (1989)), **Καναδάς** (Berges, McConnell and Schlarbaum (1984) and Calvet and Lefoll (1989)), **Φιλανδία** (Wahlroos and Berglund (1986)), **Γαλλία** (Hawawini and Viallet (1987)), **Ιρλανδία** (Coghlan (1988)), **Ιαπωνία** (Kato and Schallheim (1985), Chan, Hamao, and Lakonishok (1991), Hawawini (1991) and Kubota and Takehara (1996)), **Μεξικό** (Herrera and Lockwood (1994)), **Νέα Ζηλανδία** (Gillan (1990)), **Σιγκαπούρη** (Wong and Lye (1990)), **Ισπανία** (Rubio (1988)), **Ελβετία** (Corniolay and Pasquier (1991)), **Ταϊβάν** (Ma and Shaw (1990)) και **Ην.Βασίλειο** (Levis (1985, 1989), Corhay, Hawawini and Michel (1988) and Strong and Xu (1997)).

- Ο λόγος έσοδα ανά μετοχή προς την τιμή κάθε μετοχής [The Earnings to price (E/P) Effect]<sup>9</sup>.

Ο Basu (1977) τεκμηρίωσε μια θετική σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις και το E/P. Γενικά αν ο δείκτης P/E της μετοχής είναι υψηλός σε σχέση με τον δείκτη του κλάδου της αγοράς, η εταιρεία προτιμάται από τους επενδυτές γιατί είτε θεωρείται η καλύτερη του κλάδου είτε γιατί είναι υπερτιμημένη ή είτε γιατί οι επενδυτές έχουν υπερεκτυμήσει τις δυνατότητες της. Τα αντίθετα ισχύουν για ένα χαμηλό λόγο.

- Η επίδραση της μερισματικής απόδοσης [The dividend yield (DY) Effect]<sup>10</sup>

Η σχέση ανάμεσα στα μερίσματα και τις αποδόσεις των μετοχών έχει αποδειχθεί από πολλές εμπειρικές μελέτες και είναι θετική.

- Ο λόγος book value of equity προς market value of equity [The Book-to-Market (BE/ME) Effect]<sup>11</sup>.

<sup>9</sup> Ενδεικτικά μερικές μελέτες που αναφέρονται στο E/P Effect είναι :

για τις **Hν.Πολιτείες** :Graham and Dodd (1940), Nicholson (1960), Ball(1978), Basu (1977), Reinganum (1981c), Peavy and Goodman (1983), Keith S.K.Lam (2002) **Ιαπωνία** :Aggarwal ,Hiraki and Rao (1988), Chan,Hamao and Lakonishok (1991), Kubota and Takehara(1996) **Hν.Βασίλειο**: Strong and Xu(1997), **Σιγκαπούρη** :Wong and Lye (1990) **Κορέα** :Kim,Chung and Pyun (1992) **Ταϊβάν** : Chou and Johnson (1990).

<sup>10</sup> Βλ. Elton and Gruber (1970), Black and Scholes (1974), Watts(1976b), Petit (1976), Charset (1978), Litzenberger and Ramaswamy (1979, 1980, 1982 ), Blume (1980), Aharony and Swarg (1980), Gordon and Bradford (1980), Miller and Scholes (1982), Morgan (1982), Elton ,Gruber and Rentzler( 1983), Asquith and Mallins (1983), Eades et.al (1985), Christie (1990), Chen, Grundy and Stambaugh (1990), Brennan, Chordia and Subrahmangam (1998), Naranjo, Nirmelendran and Ryngaert (1998), Mark H.Lang and Douglas A.Shackelford (2000), Dempsey Mike (2001), Rakesh Bali (2003).

<sup>11</sup> Βλ. Rosenberg, Reid and Lanstein (1985), Chan ,Hamao and Lakonishok (1991,1993), Penman (1991,1996), Briet and Lawson (1992), Claessens et.al (1993, 1995, 1998), Capaul,Rowley and Sharpe (1993), Fair Field (1994), Lakonishok, Shleifer and Vishy (1994), Davis (1994), Penman and Sougiannis (1996), Fama and French (1992, 1996,1998), Knez and Ready (1997), Keim (1997), Chan ,Karceski and Lakonishok (1998), Durham (2000), Li and Pinfold (2000), Anthony W.Lynch

Μια σειρά επιστημονικών άρθρων έδειξαν την επεξηγηματική δύναμη της μεταβλητής BE/ME. Η βιβλιογραφία επιβεβαιώνει ότι οι επιχειρήσεις με υψηλό λόγο BE/ME (value firms) έχουν σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις από εκείνες με χαμηλό λόγο (growth firms).

- Ο λόγος χρηματοροές προς τιμή (cash flow/price) [The Cash Flow-to-Price Effect]<sup>12</sup>.

Η σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις και την μεταβλητή CF/P έχει αποδειχθεί από αρκετές εργασίες ότι είναι θετική.

- Ο λόγος πωλήσεις προς τιμή ανά μετοχή [The Sales-to Price (S/P) Effect]<sup>13</sup>.

Πολλές εργασίες έκαναν λόγο για την επεξηγηματική δύναμη της παραπάνω μεταβλητής και έδωσαν αποδείξεις για την αρνητική σχέση ανάμεσα σ' αυτή και τις αποδόσεις.

- Η επίδραση παρελθόντων αποδόσεων [Past Returns Effect (Contrarian and Momentum Strategies)]<sup>14</sup>.
- Η επίδραση της μεταβλητής Tobin's q στις αποδόσεις<sup>15</sup>.

(2001), Barry et al (2002), Griffin and Lemmon (2002), Griffin (2002), Wang Chanhgyum (2003), Chu-Sheng Tai (2003), Lam and Spyrou (2003), Cooper et al.(2003).

<sup>12</sup> Bλ. Wilson (1986), Bernard and Strober (1989), Chan, Hamao and Lakonishok (1991), Lakonishok Shleifer and Vishy (1994).

<sup>13</sup> Bλ. Senchack and Martin (1987), Jacobs and Levy (1988b), Aggarwal, Rao and Hiraki (1990), Barbee, Mykherji and Raines (1996).

<sup>14</sup> Bλ. DeBondt and Thaler (1985, 1987), Zarowin (1985b), Ball and Kothari (1989), Lehnamm (1990), Lo and McKinlay (1990c), Chopra, Lakonishok and Ritter (1992), Conrad and Kaul (1993), Ball, Kothari and Shanken (1995), Jegadeesh and Titman (1993, 1995), Fama and French (1996a), Chan (1998), Chordia and Shivakumar (2002).

<sup>15</sup> Bλ. Davidson, Leledakis and Okunen (2001).

**2.3 Προβλεψιμότητα των αποδόσεων των αξιογράφων σε χρονολογικές σειρές (Times Series Return Predictability)**

Υπάρχουν σημαντικές αποδείξεις ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι προβλέψιμες σε χρονολογικές σειρές. Η διαπίστωση του γεγονότος ότι οι αποδόσεις είναι προβλέψιμες από παρελθούσες αποδόσεις έρχεται σε αντίθεση με την υπόθεση περί αποτελεσματικών αγορών. Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή οι αποδόσεις των αξιογράφων ακολουθούν “τυχαίο περίπατο”(random walk) δηλαδή δεν μπορούν να προβλεφθούν από παρελθούσες αποδόσεις αφού δεν εξαρτώνται από αυτές. Η αμφισβήτηση λοιπόν, της υπόθεσης αυτής δημιουργεί τριγμούς στην βάση της σύγχρονης χρηματοοικονομικής επιστήμης αφού τα υποδείγματα αποτίμησης των περιουσιακών στοιχείων δεν θεωρούνται τότε ικανοποιητικά.

Οι πρώτες μελέτες που αφορούν ημερολογιακές επιδράσεις (calendar effect) ξεκινούν από τη δεκαετία του 1930 [Fields(1934)] ωστόσο για πολλά χρόνια η έρευνα πάνω σε αυτό το θέμα ήταν ελάχιστη. Έντονο ενδιαφέρον άρχισε να παρουσιάζεται από τη δεκαετία του 1970 και μετά. Από τότε μέχρι σήμερα, ένα πλήθος ερευνών έχουν πραγματοποιηθεί για τις εποχικότητες στις αποδόσεις των αξιογράφων που παρουσιάζονται στις διεθνείς κεφαλαιαγορές. Αρχικά οι περισσότερες μελέτες αφορούσαν τα αναπτυγμένα Χρηματιστήρια των Η.Π.Α. και του Ηνωμένου Βασιλείου, ωστόσο με το πέρασμα του χρόνου ιδιαίτερο ενδιαφέρον για τα φαινόμενα αυτά δόθηκε και σε άλλες αγορές είτε ήδη ανεπτυγμένες είτε αναδυόμενες.

Τα αποτελέσματα των διεθνών αυτών μελετών, αν και ποικίλουν, είναι πολύ σημαντικά αφού εκτός του ότι αμφισβητούν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (EMH) και τα υπαρκτά υποδείγματα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, υπονοούν ότι αφού οι χρηματαγορές είναι ως ένα βαθμό προβλέψιμες, οι επενδυτές μπορούν να υιοθετήσουν την κατάλληλη στρατηγική διαπραγμάτευσης των μετοχών οπότε και να αποκομίσουν υπερκανονικά κέρδη.

Σύμφωνα όμως με άλλες απόψεις, όπως των **Brooks and Persand (1999)**, η παρατήρηση τέτοιων φαινομένων δεν σημαίνει αναγκαστικά αναποτελεσματική αγορά για τους παρακάτω δύο λόγους:

- οι κατά μέσο όρο υπεραποδόσεις που παρατηρούνται, αν λάβουμε υπόψιν το κόστος διαχείρισης των στρατηγικών απόκτησής των, θα οδηγήσουν σε μηδενικά καθαρά κέρδη. Οπότε βάση των νέων ορισμών της αποτελεσματικής αγοράς [Jensen (1978)] δεν μπορούμε να θεωρήσουμε την αγορά αναποτελεσματική.
- οι φαινομενικές διαφορές στις αποδόσεις διαφορετικών ημερών μπορεί να οφείλονται στα χρονικά μεταβαλλόμενα risk premium της αγοράς.

Σύμφωνα με τον **Mills [(1992), σελ. 36]** “Οι αγορές είναι ως κάποια έκταση προβλέψιμες, το βασικό όμως ερώτημα είναι αν αυτή η προβλέψιμότητα θα μπορούσε να είναι εκμεταλλεύσιμη έτσι ώστε να οδηγήσει σε υπερκανονικά κέρδη από την διαπραγμάτευση στην αγορά. Ίσως είναι πολύ δύσκολο να γίνει κάτι τέτοιο, αλλά αυτό δεν είναι πιθανό να εμποδίσει τους αναλυτές και τους ερευνητές από το να προσπαθούν να ανακαλύψουν τις ανωμαλίες, με την ελπίδα να βρουν έστω για μικρό χρονικό διάστημα, μια στρατηγική διαπραγμάτευσης που θα „χτυπούσε“ την αγορά”.

Τα κυριότερα ημερολογιακά φαινόμενα που πρόκειται να αναπτυχθούν παρακάτω είναι τα εξής :

- *To φαινόμενο του Ιανουαρίου [January (or turn of the year) effect].*
- *To φαινόμενο της Δευτέρας [Monday (Day-of-the week effect or weekend) effect].*
- *To φαινόμενο των γιορτών (αργιών) [Holiday effect].*
- *To φαινόμενο της αλλαγής του μήνα [Turn of the month effect].*
- *To φαινόμενο στα μέσα του μήνα [Semi-month effect].*

Επιπλέον υπάρχουν και άλλες εποχικές κανονικότητες των αποδόσεων που δεν έχουν λάβει τόση σημασία όσο οι παραπάνω. Αυτά είναι τα εξής :

- *To φαινόμενο της εβδομάδας του μήνα [The week of the month effect].<sup>16</sup>*
- *To φαινόμενο της ημέρας του μήνα [Time of the day effect].<sup>17</sup>*
- *To φαινόμενο των τέλους Δεκεμβρίου [End of December effect].<sup>18</sup>*
- *To φαινόμενο της Παρασκευής και 13 [Friday the thirteenth effect].<sup>19</sup>*
- *To φαινόμενο του μήνα των έτους [The month of the year effect].<sup>20</sup>*

Στη συγκεκριμένη διπλωματική εργασία θα επικεντρωθούμε κυρίως στην θεωρητική και εμπειρική ανάλυση των δύο πρώτων ημερολογιακών φαινομένων :

- *To φαινόμενο του Ιανουαρίου [January effect]*
- *To φαινόμενο της Δευτέρας [Monday effect]*

που θεωρούνται από τα σημαντικότερα φαινόμενα. Μέσα από ένα πλήθος διεθνών μελετών που αφορούν αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες αγορές θα δούμε την ποικιλία των αποτελεσμάτων που πολλές φορές είναι αντιφατικά καθώς και τις εξηγήσεις που έχουν δοθεί κατά καιρούς γι' αυτά.

<sup>16</sup> Bλ. Wang, Li and Ericson (1997.)

<sup>17</sup> Bλ. McInish and Wood (1990).

<sup>18</sup> Bλ. Lakonishok and Smidt (1988).

<sup>19</sup> Bλ. Kolb and Rodriquez (1987).

<sup>20</sup> Bλ. Banz (1981), Gultekin and Gultekin (1983), Roll (1983), Tinic and West (1984), Lakonishok and Smidt (1984), Rozeff (1986), Thaler (1987), Ritter (1988), Fortune (1991), Seyhun (1993), Mills and Coutts (1995), Taufic Choudhry (2001).

### 2.3.1 Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January or Turn of the year effect)

Το φαινόμενο του Ιανουαρίου αποτελεί την πιο γνωστή εποχικότητα που παρουσιάζεται στις κεφαλαιαγορές στον κόσμο και αποδείξεις της ύπαρξης του αναφέρονται σε πολλές μελέτες. Αυτή η ανωμαλία αναφέρεται στις ασυνήθιστα μεγάλες μέσες αποδόσεις των μετοχών που παρουσιάζονται τον Ιανουάριο και είναι οι υψηλότερες σε σχέση με αυτές των υπόλοιπων μηνών. Αυτού του είδους το ημερολογιακό φαινόμενο για πρώτη φορά παρατηρήθηκε και αναφέρθηκε στην ακαδημαϊκή βιβλιογραφία από τον **Wachtel (1942)**. Ωστόσο μετά από σχεδόν 35 χρόνια το φαινόμενο αυτό ξαναήρθε στην επιφάνεια και την προσοχή της σύγχρονης χρηματοοικονομικής επιστήμης από τους **Rozeff and Kinney (1976)** οι οποίοι παρατήρησαν το φαινόμενο αυτό για την περίοδο 1904-1974 για το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (New York Stock Exchange-NYSE) και το συνδύασαν με τις μικρές επιχειρήσεις. Τα ευρήματα αυτά επιβεβαίωσαν και οι **Rogalski και Tinic (1986)** χρησιμοποιώντας όχι μόνο τον ισοσταθμισμένο δείκτη του NYSE, αλλά και τις μετοχές του AMEX (American Stock Exchange) για την περίοδο 1963-1982.

Ένας αριθμός ερευνητών παρείχε αποδείξεις υποστηρίζοντας ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι ένα φαινόμενο μεγέθους (*firm size phenomenon*). [βλ. **Keim (1983)**, **Blume και Stambaugh (1983)**, **Reinganum (1983)** **Roll (1983b)**]. Είναι γεγονός ότι η συμπεριφορά των αποδόσεων του Ιανουαρίου φανερώνει δύο ξεχωριστές ανωμαλίες (βλ. **Haugen και Lakonishok (1988)**). Πρώτον, οι αποδόσεις των μικρού μεγέθους επιχειρήσεων είναι μεγαλύτερες από ότι των μεγάλου μεγέθους του Ιανουάριο. Δεύτερον, σε όλες τις επιχειρήσεις παρουσιάζεται η τάση να έχουν καλύτερη απόδοση τον Ιανουάριο από ότι τους υπόλοιπους μήνες. Μάλιστα ο **Keim (1983)** έδειξε ότι σχεδόν το μισό φαινόμενο μεγέθους (size effect) οφείλεται στις υπερκανονικές αποδόσεις του Ιανουαρίου. Οι **Kohers και Kohli (1991)** ανέφεραν ότι το φαινόμενο Ιανουαρίου δεν σχετίζεται μόνο με τις μικρού μεγέθους επιχειρήσεις, αλλά και με τις μεγαλύτερου μεγέθους επιχειρήσεις. Το συμπέρασμά τους όμως αγνοήθηκε από τη διεθνή κοινότητα.

Το ίδιο αποτέλεσμα παρουσίασε στη μελέτη του για τον Καναδά ο **Athanassakos (2002)**. Βλέπουμε λοιπόν συγγραφείς που συνέδεσαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου με το size effect.

Από την εποχή του Watchtel (1942) έχουν πραγματοποιηθεί πάρα πολλές μελέτες γι' αυτό το φαινόμενο όχι μόνο στις Η.Π.Α., αλλά και σε άλλες αγορές. Συνοπτικά εμπειρικά αποτέλεσματα για το φαινόμενο αυτό βρίσκονται στον **Πίνακα 1**.

Οι **Gultekin και Gultekin (1983)** βρήκαν ότι υπάρχει τέτοιου είδους εποχικότητα σε δώδεκα διεθνείς αγορές από τις δεκαεπτά αγορές που εξέτασαν (Αυστραλία, Βέλγιο, Καναδάς, Δανία, Γερμανία, Ιαπωνία, Ολλανδία, Νορβηγία, Ισπανία, Σουηδία, Ελβετία και Ήνωμένο Βασίλειο).

Οι **Aggarwal και Rivoli (1989)** παρατήρησαν το φαινόμενο αυτό για την περίοδο 1976-1988 στο Χονγκ-Κονγκ, στη Μαλαισία και στη Σιγκαπούρη, αλλά όχι στις Φιλιππίνες. Ο Lee (1992) επανέλαβε την εργασία των Aggarwal και Rivoli για το Χονγκ-Κονγκ, την Κορέα, την Ιαπωνία, την Ταϊβάν και τη Σιγκαπούρη για μια μεγαλύτερη περίοδο (1970-1989) και βρήκε σε όλες τις χώρες εκτός της Κορέας ότι οι μέσες αποδόσεις είναι οι μεγαλύτερες τον Ιανουάριο.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 1****ΔΙΕΘΝΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ**

ΧΩΡΑ	ΣΥΓΓΡΑΦΕΑΣ	ΠΕΡΙΟΔΟΣ	ΔΕΙΚΤΗΣ	ΙΑΝ.	ΟΛΟΙ
Αργεντινή	Fountas and Segredakis(2002)	1987-1995		0.07	0.09
Αυστραλία	Agrawal et al. (1994)	1971-1987	All Ordinat.	3.40*	0.93
Αυστρία	Gultekin et al. (1983)	1959-1979	EWIa	0.74	0.46
Βέλγιο	Agrawal et al. (1994)	1971-1987	Belgium SE	3.36*	0.73
Βραζιλία	Agrawal et al. (1994)	1972-1987	Rio d. J. SE	9.19*	7.11
Γαλλία	Agrawal et al. (1994)	1971-1987	CAC General	4.36*	1.02
Γερμανία	Agrawal et al. (1994)	1971-1987	FAZ Atkien	2.2	0.77
Γιοχάνεσμπουργκ	Couts et al.(2002)	1987-1997	All-Gold	0.00054	-0.0013
Δανία	Agrawal et al. (1994)	1973-1987	Copenh. SE	2.36*	0.51
Ελβετία	Agrawal et al. (1994)	1972-1987	SBCIff	2.52*	0.37
Ελλάδα	Fountas and Segredakis(2002)	1987-1995		0.07*	-0.05
Ελλάδα	Mills et al.(2000)	1986-1997	General	0.34*	0.07
Ην.Βασίλειο	Levis (1985)	1958-1982	FTSE-All	3.06*	1.08
Ην.Βασίλειο	Agrawal et al. (1994)	1963-1987	FTO-30	4.62*	0.77
Ην.Βασίλειο	Mills and Coutts(1995)	1986-1992	FT-SE	0.159*	0.034
Ην.Βασίλειο	Mills and Coutts(1995)	1986-1993	mid 250	0.19*	0.031
Ην.Πολιτείες	Gultekin et al. (1983)	1949-1979	NYSE-EW	4.45*	1.24
Ην.Πολιτείες	Lakonishok et al. (1988)	1952-1986	Dow-Jones	0.88*	0.48
Ιαππωνία	Lee (1992)	1975-1989	Nikkei-Dow	3.86*	1.37
Ινδία	Fountas and Segredakis(2002)	1987-1995		-0.06	0.09
Ιορδανία	Fountas and Segredakis(2002)	1987-1995		-0.02	0.02
Ισπανία	Rubio (1988)	1963-1982	VWI	3.04*	0.47
Ιταλία	Agrawal et al. (1994)	1971-1987	Banca Com.	6.85*	1.11
Κολομβία	Fountas and Segredakis(2002)	1987-1995		-0.02	0.05
Κορέα	Lee (1992)	1975-1989	KCSib	0.42	1.64
Κορέα	Fountas and Segredakis(2002)	1987-1995		0.03	-0.02
Λουξεμβούργο	Luxembourg Agrawal et al. (1994)	1977-1988	LSIc	2.73	1.19
Μαλαισία	Wong et al. (1990)	1970-1985	VWId	1.70*	0.2
Μεξικό	Agrawal et al. (1994)	1977-1988	BMDVe	13.0*	5.54
Νέα Ζηλανδία	Agrawal et al. (1994)	1972-1987	Barclays Ind.	0.94	0.96
Νορβηγία	Gultekin et al. (1983)	1959-1979	EWI	4.34*	0.71
Ολλανδία	van der Bergh et al. (1985)	1966-1982	EWI	3.74*	0.38
Σιγκαπούρη	Lee (1992)	1970-1989	Straits Times	7.81*	1.3
Σουηδία	Dahlquist et al. (1996)	1919-1994	VWI	3.17*	0.78
Ταιβάν	Lee (1992)	1970-1989	TSEg	6.26*	2.41
Χιλή	Fountas and Segredakis(2002)	1987-1995		0.08	-0.06
Χονγκ-Κονγκ	Lee (1992)	1970-1989	Hang Seng	7.98*	1.9

Σημ.όπου \* στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο σημαντικότητας

Μια από τις πιο πρόσφατες έρευνες είναι των **Coutts, Kaplanidis και Roberts (2000)** που ασχολήθηκαν με αυτή την ανωμαλία για το ελληνικό χρηματιστήριο για την περίοδο 1986-1996. Όπως σε όλες τις μελέτες έτσι και εδώ τα αποτελέσματα για το αν υπάρχει εποχικότητα στο *Χρηματιστήριο Αθηνών*. (*X.A*) προήλθαν από την παρακάτω παλινδρόμηση:

$$R_{it} = \beta_1 + \sum_{i=2}^{12} \beta_i D_{it} + \varepsilon_t$$

όπου

$R_{it}$ : η απόδοση του δείκτη  $i$  ή της μετοχής  $i$  για την  $t$  χρονική στιγμή,

$\beta_1$ : είναι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου,

$\beta_i$ : είναι οι μέσες αποκλίσεις στην απόδοση μεταξύ Ιανουαρίου με καθέναν από τους υπόλοιπους μήνες,

$D_{it}$ : είναι η μηνιαία ψευδομεταβλητή (με  $D_{2t} =$  Φεβρουάριο  $D_{3t} =$  Μάρτιο κ.τ.λ. οι οποίες παίρνουν την τιμή 1 όταν έχουμε τον μήνα για τον οποίο αναφέρονται διαφορετικά την τιμή 0) και

$\varepsilon_t$ : ο διαταρακτικός όρος.

Αν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου κανείς θα περίμενε θετικές αποδόσεις (στατιστικά σημαντικές) τον Ιανουάριο και μεγαλύτερες από αυτές των υπόλοιπων μηνών. Εδώ εξετάστηκαν τέσσερις δείκτες (τραπεζικός, ασφαλιστικός, γενικός και leasing ) για δύο υποπεριόδους (1986-1990 και 1991-1996) και για όλη την περίοδο (1986-1996) και βρέθηκε ότι για το γενικό και τραπεζικό δείκτη το φαινόμενο γενικά υπάρχει. Τα αποτελέσματα τους είναι συνεπή με αυτά της αγοράς του Ηνωμένου Βασιλείου σύμφωνα με την εργασία των Mills και Coutts (1995) και με αυτή για δεκατέσσερις χώρες σύμφωνα με τις εργασίες των Aggarwal και Tandon (1994). Όσον αφορά τους υπόλοιπους δείκτες δεν φαίνεται να υπάρχει η ανωμαλία αυτή, όμως εποχικότητα υπάρχει αφού υπάρχουν θετικές αποδόσεις τον Φεβρουάριο. Συνεπή με αυτά τα αποτελέσματά για την περίοδο 1986-1997 για το Χ.Α. είναι και αυτά της εργασίας των Mills, Siriopoulos, Markellos και Harizanis (2000).

Οι Fountas και Segredakis (2002) εξετάζοντας το φαινόμενο αυτό για δεκαοκτώ αναπτυσσόμενες<sup>21</sup> χώρες [σύμφωνα με την IFC (International Finance Corporation)] βρήκαν εποχικότητα στις αποδόσεις μερικών από αυτών των αγορών, αλλά θετικές αποδόσεις (στατιστικά σημαντικές) τον Ιανουάριο βρήκαν σε λίγες, ανάμεσα σε αυτές και στην Ελλάδα.

Οι Yanxiang, Gu and John T. Simon (2003) παρατήρησαν την ανωμαλία αυτή στην αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου, αλλά ανέφεραν ότι και για τις μεγάλες και για τις μικρές επιχειρήσεις με το πέρασμα του χρόνου το φαινόμενο εξασθενεί. Επίσης το συνέδεσαν με τους οικονομικούς κύκλους λέγοντας ότι σε περιόδους υψηλού ρυθμού ανάπτυξης του Εθνικού Εισοδήματος (GDP) είναι πιο ασθενές, ενώ πιο ισχυρό όταν οι ρυθμοί ανάπτυξης είναι πιο μεγάλοι.

Το γενικό συμπέρασμα που μπορεί να εξαχθεί από αυτές είναι ότι αυτού του είδους η ανωμαλία είναι ένα παγκόσμιο φαινόμενο γεγονός που φαίνεται από τον παραπάνω πίνακα που έχει διεθνή εμπειρικά αποτελέσματα. Παρόλο το ενδιαφέρον που έχει δοθεί όμως από την ακαδημαϊκή κοινότητα δεν υπάρχει ομοφωνία για τους λόγους ύπαρξης αυτού. Στην επόμενη ενότητα θα αναπτυχθούν οι δυνητικές εξηγήσεις που έχουν δοθεί.

### 2.3.1.1 Εξηγήσεις για το φαινόμενο του Ιανουαρίου

Πολλές ακαδημαϊκές έρευνες έχουν πραγματοποιηθεί για την εξήγηση του φαινομένου του Ιανουαρίου που παρουσιάζεται στις αποδόσεις των αξιογράφων. Θα διακρίνουμε αυτές τις εξηγήσεις στις παρακάτω δύο κατηγορίες:

α) εξηγήσεις στις οποίες υποστηρίζεται ότι η ύπαρξη της συγκεκριμένης ανωμαλίας, σημαίνει την αποτυχία της υποθέσεως της αποτελεσματικής αγοράς (EMH) και των υποδειγμάτων ισορροπίας τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων.

<sup>21</sup> Σύμφωνα με την IFC αναπτυσσόμενες χώρες είναι αυτές των οποίων η οικονομία είναι μικρού ή μεσαίου μεγέθους βάση της κατάταξης της Παγκόσμιας Τράπεζας (World Bank).

β) εξηγήσεις οι οποίες είναι συνεπείς με την ΕΜΗ και τα υποδείγματα ισορροπίας τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων.

### **A) Εξηγήσεις ασυνεπείς με την από κοινού υπόθεση.**

Αυτή η ομάδα εξηγήσεων περιλαμβάνει την I) The tax-loss selling hypothesis και II) the window-dressing hypothesis :

#### I) **The tax-loss selling hypothesis**

The tax-loss selling hypothesis, αποτελεί την πιο γνωστή από τις προτεινόμενες εξηγήσεις για το φαινόμενο του Iανουαρίου. Αυτό συμβαίνει όχι μόνο επειδή αποτελεί ίσως την πιο λογική εξήγηση, αλλά και επειδή λόγω των σύγχρονων τεχνολογικών καινοτομιών που χρησιμοποιούνται στην χρηματοοικονομική επιστήμη η δυνατότητα συγκέντρωσης δεδομένων από διάφορες χώρες, (με διαφορετικούς μήνες όσον αφορά την έναρξη του φορολογικού έτους), ήταν μεγάλη άρα και πιο εύκολος ο έλεγχος της υπόθεσης αυτής. Έτσι λοιπόν αυτός ο όγκος δεδομένων ήταν δυνατό να αναλυθεί και να προκύψουν συγκρίσιμα αποτελέσματα, ώστε να δούμε κατά πόσο είναι μια τέτοια εξήγηση πειστική.

Αυτή η εξήγηση προήλθε ως μια συνέπεια του φορολογικού συστήματος των Ηνωμένων Πολιτειών όπου οι επενδυτές εξαιτίας αυτού είχαν κίνητρο να πουλήσουν στο τέλος του χρόνου, που αποτελούσε το τέλος του φορολογικού έτους, μετοχές των οποίων οι τιμές είχαν μειωθεί κατά τη διάρκεια του έτους. Ο λόγος για τον οποίο οι επενδυτές συμπεριφέρονται έτσι είναι το να επωφεληθούν από το πλεονέκτημα πουλώντας αυτές τις μετοχές να αποφύγουν κεφαλαιακές απώλειες από τη φορολόγηση αυτών. Αμέσως μετά την έναρξη του νέου ημερολογιακού και φορολογικού έτους οι μετοχές αυτές ξαναγοράζονται με αποτέλεσμα οι τιμές τους να επανέρχονται στα επίπεδα ισορροπίας τους. Συνήθως οι μετοχές οι οποίες είναι πιο πιθανό να πουληθούν, είναι αυτές των μικρών επιχειρήσεων και αυτό γιατί η

μεταβλητότητα των τιμών τους είναι μεγάλη οπότε έχουν εμπειρία μεγάλων μειώσεων τιμών.

Πολλές μελέτες όπως των Wachtel (1942), Branch (1977), Dyl (1977), Givoly και Ovadin (1983) και Lakonishok και Smith (1984) υποστήριξαν την εξήγηση αυτή. Σύμφωνα με τη μελέτη του Constantinides (1984) η υπόθεση αυτή είναι σε θεωρητική βάση αποδοκιμαστέα αφού θα απαιτούσε την ύπαρξη κάποιου είδους παραλογισμού από την πλευρά των επενδυτών. Δεν υπάρχει κανένας λόγος που να αποκλείει ότι η διενέργεια arbitrage δε θα μπορούσε να οδηγήσει στην εξαφάνιση της συγκεκριμένης συμπεριφοράς από τους επενδυτές.

Ο Schultz (1984) έλεγχε αυτή την εξήγηση για την αγορά των Ηνωμένων Πολιτειών. Επέλεξε δύο περιόδους, μια πριν την Πολεμική Εισοδηματική Πράξη (War Revenue Act) το 1917 και μια μετά αυτής. Την πρώτη περίοδο η φορολογία στα κεφαλαιακά κέρδη ήταν ελάχιστη ή μηδενική. Την περίοδο αυτή δεν βρέθηκε καμία απόδειξη ύπαρξης του φαινομένου του Ιανουαρίου ωστόσο τη δεύτερη περίοδο όπου η φορολογία αυξήθηκε, επιβεβαιώθηκε αυτού του είδους η εποχικότητα. Τα αποτελέσματα αυτά ήταν συνεπή με την εξήγηση της “tax-loss selling hypothesis”. Ωστόσο η έρευνα των Jones, Pearce και Wilson (1987) βρήκαν ότι το φαινόμενο αυτό υπήρχε στην αγορά των Ηνωμένων Πολιτειών πριν την εισαγωγή των φόρων.

Για τη ίδια αγορά άλλοι ερευνητές [Givoly και Ovadin 1983, Lakonishok και Smith (1984)] αναρωτήθηκαν αν η ύπαρξη αυτής της εποχικότητας μπορούσε να ερμηνευθεί ολόκληρη ή ένα μέρος της από την εξήγηση αυτή. Οι Reinganum (1983) και Roll (1983b) βρήκαν ότι ένα μόνο μέρος των υπερκανονικών κερδών του Ιανουαρίου μπορούσε να εξηγηθεί. Πιο πρόσφατη η εργασία των Sias και Starks (1997a) ανέφερε ότι τα αποτελέσματα τους ήταν πιο συνεπή με την εξήγηση “tax-loss selling hypothesis”.

Η εξήγηση αυτή ελέγχθηκε όχι μόνο για την ανεπτυγμένη αγορά των Ηνωμένων Πολιτειών. Υπάρχουν πολλοί ερευνητές που εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου και κατά πόσο η εξήγηση που αναλύουμε είναι αρκετή, για πολλές άλλες χώρες που έχουν διαφορετικά φορολογικά συστήματα και μήνα που τελειώνει το φορολογικό έτος σε σχέση με τις Ηνωμένες Πολιτείες.

Οι **Brown, Keim, Kleidon και Marsh (1983)** ασχολήθηκαν με την αγορά της Αυστραλίας όπου η αρχή του φορολογικού έτους είναι τον Ιούλιο. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι υψηλές αποδόσεις δεν υπάρχουν μόνο τον Ιούλιο, αλλά και τον Ιανουάριο, γεγονός που δεν μπορεί να εξηγηθεί από την “tax-loss selling hypothesis”. Επίσης οι **Kato και Schalheim (1985) και Jaffe και Westerfield(1985b)** εξετάζοντας την Ιαπωνική αγορά μετοχών παρατήρησαν εποχιακά φαινόμενα παρόλο που δεν υπήρχε φορολογία για τα κεφαλαιακά κέρδη. Αυτές είναι ενδεικτικές περιπτώσεις χωρών που η “tax-loss selling hypothesis” απορρίπτεται. Υπάρχει ένα πλήθος άλλων μελετών<sup>22</sup> για άλλες χώρες που εξίσου απορρίπτουν αυτή την εξήγηση.

Ωστόσο υπάρχει και ένας μεγάλος αριθμός μελετών<sup>23</sup> για άλλες χώρες που η εξήγηση αυτή είναι αποδεκτή. Η πιο ενδιαφέρουσα περίπτωση αυτών είναι για την αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου όπου σύμφωνα με την έρευνα των **Corhay, Hawawini και Michel (1987)** βρέθηκαν στατιστικά σημαντικές θετικές αποδόσεις τον Ιανουάριο και τον Απρίλιο. Αυτές εξηγούνται λόγω της διαφορετικής έναρξης του φορολογικού έτους για τους ατομικούς επενδυτές (individual investors) και για τους επενδυτές όταν είναι οργανισμοί ή εταιρίες (institutional investors). Από τότε έγιναν άλλες

<sup>22</sup> Βλ. για Νέα Ζηλανδία (τέλος φορολογικού έτους ο Ιούνιος) Aggarwal et.al. (1994).

Χώρες χωρίς φορολογία κεφαλαιουχικών κερδών : **Ολλανδία** Van der Bergh and Wessels (1985), για **Χονγκ-Κονγκ Κορέα, Ιαπωνία, Ταιβάν, Σιγκαπούρη** Lee (1992), **Μαλαισία** Wong et.al (1990) , **Ελβετία, Καναδάς, Γερμανία, Λουξεμβούργο** Agrawal et.al. (1994), **Σουηδία** Dahlquist et.al (1994), **Αυστρία** Gultekin and Gultekin (1983)

<sup>23</sup> Βλ. **Βέλγιο, Βραζιλία, Γαλλία, Ιταλία, Μεξικό** Agrawal et.al. (1994), **Νορβηγία** Gultekin and Gultekin (1983), **Ισπανία** Rubio (1988)

μελέτες που επιβεβαίωσαν τα παραπάνω. Μια από τις πιο πρόσφατες έρευνες είναι αυτή των **Fountas και Segredakis (2002)** που εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου και του κατά πόσο η “tax-loss selling hypothesis” το ερμηνεύει, για δεκαοκτώ χώρες. Η ερμηνεία αυτή, όπως και στις περισσότερες εργασίες έτσι και εδώ ελέγχεται με την παρακάτω παλινδρόμηση:

$$R_t = c_0 + \beta_1 D_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου

$R_t$ : η απόδοση του δείκτη για την  $t$  περίοδο,

$c_0$ : είναι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου,

$\beta_1$ : είναι η μέση απόδοση των υπόλοιπων μηνών,

$D_{t-1}$ : ισούται με 0 για τον Ιανουάριο (ή τον πρώτο μήνα του νέου φορολογικού έτους) και με 1 διαφορετικά και

$\varepsilon_t$ : ο διαταρακτικός όρος.

Αν το  $\beta_1 < 0$  (στατιστικά σημαντικό), αυτό είναι απόδειξη της ισχύος της “tax-loss selling hypothesis” και της ύπαρξης του φαινομένου του Ιανουαρίου. Σύμφωνα με αυτή σε καμιά χώρα δεν ισχύει αυτή η εξήγηση της εποχικότητας (συμπεριλαμβανομένης και της Ελλάδας) εκτός της Χιλής. Θα πρέπει να αναφέρουμε ότι στην περίπτωση του Χ.Α. δεν υπάρχει φορολογία στα κεφαλαιακά κέρδη γι' αυτό η ερμηνεία αυτή δεν είναι αποδεκτή ως εξήγηση. Από ότι βλέπουμε από τη διεθνή βιβλιογραφία η εξήγηση αυτή είτε απορρίπτεται είτε εξηγεί ένα μέρος του φαινομένου του Ιανουαρίου και αυτό οδήγησε στην αναζήτηση άλλων εξηγήσεων.

## II) The window-dressing hypothesis

Σύμφωνα με την εξήγηση αυτή, στο τέλος του χρόνου γίνεται αναδιάρθρωση των χαρτοφυλακίων κυρίως από οργανισμούς παρά από ατομικούς επενδυτές και αυτό δημιουργεί το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Αυτό συμβαίνει γιατί κυρίως τα ανώτερα στελέχη μεγάλων εταιριών θέλοντας να παρουσιάσουν

στο τέλος του χρόνου ικανοποιητική απόδοση, βάση του χαρτοφυλακίου που κατέχουν, πωλούν μετοχές που κατά τη διάρκεια του χρόνου δε σημείωσαν καλή απόδοση (μειώθηκε η τιμή τους) και αγοράζουν μετοχές που τα πήγαν καλά (buy winners-sell losers). Η συμπεριφορά αυτή των στελεχών οφείλεται στο γεγονός ότι η απόδοσή τους αξιολογείται με βάση των αποτελεσμάτων τόντος.

Υπάρχουν πολλές μελέτες<sup>24</sup> που ελέγχουν αυτή την εξήγηση. Τα αποτελέσματα αυτών όμως δεν είναι ξεκάθαρα για το αν μπορεί να αποδοθεί ή όχι όλη ή ένα μέρος της δημιουργίας αυτής της εποχικότητας. Για παράδειγμα για την αγορά του Καναδά ο **Athanassakos (1992)** ανέφερε ότι από τις μεγάλες εταιρείες ή οργανισμούς (institutional investors) η αναδιάρθρωση χαρτοφυλακίου παρουσιάζει εποχικότητα. Επίσης οι **Clare, Psarakis και Thomas (1995)** για την Αγγλία και οι Griffiths και White (1993) για τον Καναδά παρουσίασαν εμπειρικά αποτελέσματα που υποστήριζαν λίγο την εξήγηση αυτή. Τέλος ο **Athanassakos (2002)** για τον Καναδά ελέγχει την ερμηνεία αυτή και πάλι, βρίσκοντας ότι η υπόθεση αυτή εξηγεί κατά ένα μέρος τη συμπεριφορά των “μεγάλων” επενδυτών τους τελευταίους τέσσερις μήνες του χρόνου. Η “tax-loss selling hypothesis” επικεντρώνεται κυρίως στο πόσο η συμπεριφορά των ατομικών επενδυτών επηρεάζει τη δυναμική της αγοράς, ενώ η “the window-dressing hypothesis” επικεντρώνεται στη συμπεριφορά των μεγάλων οργανισμών. Όμως και στις δύο περιπτώσεις οι μετοχές των μικρών επιχειρήσεων δέχονται πίεση πώλησης στο τέλος του χρόνου που αντικαθίστανται από αγοραστική πίεση το νέο χρόνο. Ωστόσο μόνο η “gamesmanship hypothesis”<sup>25</sup> προβλέπει ότι οι μέσες αποδόσεις των μεγάλων και ασφαλών επιχειρήσεων είναι χαμηλότερες τον Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες του χρόνου.

<sup>24</sup> Για παράδειγμα βλ. Lakonishok and Smidt (1984, 1988), Haugen and Lakonishok (1988), Ritter (1988), Ritter and Chopra (1989), Sias and Starks (1997).

<sup>25</sup> Αναφέρεται η the window-dressing hypothesis, από τους Haugen (1990) και τους Haugen and Lakonishok (1988).

## **B) Εξηγήσεις συνεπείς με την από κοινού υπόθεση.**

Η κατηγορία αυτή περιλαμβάνει, I) την υπόθεση ότι παράγοντες κινδύνου δεν έχουν ληφθεί υπόψη (omitted risk factors hypothesis), II) ότι υπάρχουν εποχικότητες του κινδύνου στην αγορά αξιογράφων (seasonalities in the equity market risk ), III) information-release/ insider- trading hypothesis και IV) οικονομετρικά προβλήματα ή προβλήματα λόγω μη σωστής μέτρησης του κινδυνου (econometric and risk measurement problems):

### **I) Παράγοντες κινδύνου δεν έχουν ληφθεί υπόψη (Omitted Risk Factors Hypothesis)**

Είναι μια εξήγηση συνεπής με την έννοια του λογικού επενδυτή και της αποτελεσματικής αγοράς. Σύμφωνα με την εξήγηση αυτή ο κίνδυνος κατοχής αξιογράφων είναι μεγαλύτερος τον Ιανουάριο από ότι τους υπόλοιπους μήνες λόγω παραγόντων κινδύνου που δεν έχουν ληφθεί υπόψη [Chan, Chen και Hsieh (1985)]. Παρόλα αυτά η ύπαρξη στοχαστικής κυριαρχίας στις αποδόσεις του Ιανουαρίου καθιστούν μια τέτοια εξήγηση μη πιθανή [Seyhun (1993)]. Την άποψη αυτή υιοθετούν και οι Dahlquist και Sellin (1996) ύστερα από την εξέταση της Σουηδικής αγοράς για την περίοδο 1919-1994.

### **II) Εποχικότητες του κινδύνου στην αγορά αξιογράφων (Seasonalities in the equity market risk)**

Βάση αυτή της εξήγησης μερικοί μήνες εμπεριέχουν μεγαλύτερο κίνδυνο για τους επενδυτές από ότι οι άλλοι μήνες. Αυτό σημαίνει σύμφωνα με τους Tinic και West (1984) και Tinic και Rogalski (1986) ότι οι επενδυτές απαιτούν μεγαλύτερη απόδοση στην αρχή του χρόνου λόγω μεγαλύτερου κινδύνου. Ωστόσο οι Clare, Psarakis και Thomas (1995) εξετάζοντας την αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου υποστήριζαν ότι η εποχικότητα που παρατηρείται δεν οφείλεται στην εποχική μεταβλητότητα του κινδύνου στην αγορά αξιογράφων.

### **III) "Information-release/ insider- trading hypothesis"**

Σύμφωνα με τον Seyhun (1988) για τις περισσότερες επιχειρήσεις το τέλος του οικονομικού έτους είναι ο Δεκέμβριος. Αυτό σημαίνει ότι τον Ιανουάριο η διοίκηση των επιχειρήσεων έχει ένα πλεονέκτημα στις διαπραγμάτευσης με τους επενδυτές λόγω του ότι γνωρίζει μη δημοσιευμένες πληροφορίες. Έτσι λοιπόν για την προστασία τους, οι επενδυτές απαιτούν μεγαλύτερη απόδοση και γι' αυτό δημιουργείται η συγκεκριμένη εποχικότητα.

### **IV) Οικονομετρικά προβλήματα ή προβλήματα λόγω μη σωστής μέτρησης του κινδυνού (Econometric and risk measurement problems)**

Η εξήγηση αυτή, υποστηρίζει ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι πλασματικό λόγω του ότι οι επενδυτές δεν μπορούν να συναλλαχθούν σε τέτοιες τιμές επειδή υπάρχουν υψηλές προμήθειες, υψηλά bid-ask spreads ή επίδραση της αγοράς στις συναλλαγές. Οι Stoll και Whaley (1983) αποδίδουν την ανωμαλία στα κόστη των συναλλαγών. Ο Roll (1981) αναφέρεται στο ότι η εποχικότητα αυτή οφείλεται σε κακή εκτίμηση του κινδύνου ή των αποδόσεων ή είναι ένα στατιστικό τεχνούργημα.

Τέλος οι Kohers και Kohli (1992) και ο Kramer (1994) ανέφεραν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου οφείλεται στους επιχειρηματικούς κύκλους, ενώ ο Ogden (1990) ισχυρίζεται ότι οφείλεται στην αυξημένη ανάγκη στο τέλος του έτους για χρήματα και ρευστότητα για τις συναλλαγές των ατόμων.

**2.3.2 Το φαινόμενο της Δευτέρας ή της ημέρας της εβδομάδας**  
**(Day-of-the week effect or Monday effect or Weekend effect)**

Πολύ σημαντικός αριθμός εργασιών στην ακαδημαϊκή κοινότητα αναφέρεται στο φαινόμενο της Δευτέρας, μια εποχικότητα στις αποδόσεις των μετοχών σύμφωνα με την οποία οι μέσες αποδόσεις τη Δευτέρα (από το κλείσιμο του χρηματιστηρίου την Παρασκευή μέχρι το κλείσιμο της Δευτέρας) είναι αρνητικές και χαμηλότερες από αυτές των υπόλοιπων ημερών της εβδομάδας. Η πρώτη παρατήρηση και αναφορά του φαινομένου έγινε από τον **Fields (1934)** εξετάζοντας για την περίοδο 1915-1930 τον Dow Jones Industrial Average (DJIA). Βρήκε ότι οι τιμές των μετοχών αυξάνονται αμέσως πριν το Σαββατοκύριακο και μειώνονται (πέφτουν) τη Δευτέρα.

Το φαινόμενο όμως αυτό ξανά απασχόλησε τους ερευνητές πολλά χρόνια μετά την εργασία του Fields. Στα μέσα της δεκαετίας του 1960 ο **Fama (1965)** ασχολήθηκε με την ανωμαλία αυτή, όπου βρήκε για την αγορά των Ηνωμένων Πολιτειών αποδείξεις ύπαρξής της. Από τότε έχουν πραγματοποιηθεί πολλές μελέτες, οι περισσότερες από τις οποίες αναφέρονται στην κεφαλαιαγορά των Ηνωμένων Πολιτειών με αποτελέσματα που ποικίλουν. Αποτελέσματα εμπειρικών ερευνών για διάφορες διεθνείς αγορές αναφέρονται στον **Πίνακα 1**. Ο μεγαλύτερος αριθμός όμως των ερευνών συμφωνεί στο ότι οι αποδόσεις των αξιογράφων δεν κατανέμονται ομοιόμορφα κατά μήκος της εβδομάδας. Ειδικότερα παρουσιάζεται επίμονη ύπαρξη θετικών ή αρνητικών αποδόσεων για συγκεκριμένη μέρα της εβδομάδας που διαφέρει από χώρα σε χώρα. Συνήθως όμως πρόκειται για θετικές αποδόσεις την Παρασκευή που είναι υψηλότερες των υπόλοιπων ημερών και αρνητικές τη Δευτέρα που είναι οι χαμηλότερες της εβδομάδας.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2ΔΙΕΘΝΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΗΣ ΔΕΥΤΕΡΑΣ

ΧΩΡΑ	ΣΥΓΓΡΑΦΕΑΣ	ΠΕΡΙΟΔΟΣ/ΔΕΙΚΤΗΣ	Mon	Tues	Wed	Thur	Fri
Αυστραλία	Ball and Bowers (1988)	1975-84 EWla	0.044	0.116*	0.045	0.198*	0.157*
Βέλγιο	Agrawal et al. (1994)	1971-87 VWIb	0.052*	0.072*	0.032	0.069*	0.090*
Βραζιλία	Agrawal et al. (1994)	1972-87 RdJc	-0.189*	0.083	0.625*	0.427*	0.615*
Γαλλία	Solnik et al. (1990)	1978-87 CAC	0.096	-0.089	0.089	0.087	0.132*
Γερμανία	Agrawal et al. (1994)	1971-87 FAZe	-0.078	-0.017	0.086*	0.091*	0.101*
Γιοχάνεσμπουργκ	Couts et al.(2002)	1985-1997/All gold	0.00049	-9E-04	0.00048	0.00044	0.00037
Δανία	Agrawal et al. (1994)	1973-87 CSEd	-0.062*	-0.023	0.081*	0.055	0.062*
Ελβετία	Agrawal et al. (1994)	1972-87 SBCIk	0.082*	0.066*	0.061*	0.057*	0.107*
Ελλάδα	Alexakis and Xanthakis	1985-1994 CFS	0.102*	-0.005*	0.04*	0.118*	0.331*
Ελλάδα	Mills et al. (2000)	1986-1997General	0.0768*	0.0189*	-0.0155*	0.0457*	0.3614*
Ελλάδα	Coutts et al.(2000)	1986-1996 Bank	0.102	0.011	-0.068	0.064	0.422**
Ελλάδα	Coutts et al.(2000)	1990-1996 Insur.	-0.093	-0.266*	-0.011	0.041	0.182
Ελλάδα	Coutts et al.(2000)	1986-1996General	0.083	-0.028	-0.042	0.082	0.393*
Ην.Βασίλειο	Arsad and Coutts (1997)	1935-94 FT30	-0.129*	0.052*	0.066*	0.035*	0.074*
Ην.Βασίλειο	Mills and Coutts (1995)	1986-92 FT350	-0.148*	0.052	0.103*	0.062	0.088*
Ην.Πολιτείες	Keim et al. (1984)	1928-52 S&PI	-0.223*	0.076*	0.084*	0.066	0.029
Ην.Πολιτείες	Keim et al. (1984)	1953-82 S&P	-0.154*	0.026	0.103*	0.036*	0.092*
Ιαπωνία	Kato (1990)	1982-87 VWI	-0.021	0.133*	0.179*	0.120*	0.121*
Ινδονησία	Choudhry(2000)	1990-1995	-0.0007	-5E-04	0.0003	0.00013	0.0005
Ισπανία	Santesmases (1986)	1979-83 VWI	-----	0.072*	0.003	0.037	0.071*
Καναδάς	Athanassakos et al.(1994)	1977-89 VWI	-0.155*	0.017	0.110*	0.084*	0.137*
Κορέα	Kim (1988)	1980-84 KCSIg	-0.072*	0.087*	0.087	0.014	0.12
Κροατία	Ajayi et al.(2004)	1999-2004	0.0272	0.0858	-0.0251	0.1403	0.1952
Μαλαισία	Clare et al. (1998)	1983-93 KLSEh	-0.109*	-0.063	0.114	0.231*	0.008
Μεξικό	Agrawal et al. (1994)	1977-88 BMVi	-0.028	0.008	0.319*	0.410*	0.578*
Πολωνία	Ajayi et al.(2004)	1995-2004	0.0879	0.0896	0.0151	0.094	0.1516
Ρωσία	Ajayi et al.(2004)	1995-2004	0.2631	0.1704	0.0191	0.1659	0.0672
Σιγκαπούρη	Condoyanni et al. (1987)	1969-84 STIj	-0.036	0.107*	0.079*	0.121*	0.100*
Σιγκαπούρη	KUAN TAN(1998)	1975-1994	-0.055	0.111	0.076	0.139	5.148**
Ταϊβαν	Brooks et al(2001)	1989-1996/TWPI	5.60E-04	0.001	-0.002	0.00159	4.30E-04
Τουρκία	Demirer et al(2002)	1988-1996/ISE	0.12	0.1	0.36	0.24	0.48
Τσεχία	Ajayi et al.(2004)	1994-2004	-0.0587	0.0367	-0.0894	-0.0370	-0.0015
Χονγκ-Κονγκ	Agrawal et al. (1994)	1973-87 HSIf	-0.088	0.157*	0.173*	0.092	0.176*

Σημ.όπου \* στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο σημαντικότητας  
 όπου \*\* στατιστικά σημαντικό σε 1% επίπεδο σημαντικότητας

Παρακάτω θα αναφερθούμε σε μια σειρά μελετών που έχουν πραγματοποιηθεί και αναλύουν θεωρητικά και εμπειρικά το εποχικό αυτό πρότυπο στις αποδόσεις των αξιογράφων. Σε όλες τις έρευνες ο τρόπος με τον οποίο ελέγχεται αυτό το φαινόμενο είναι με τη χρήση ψευδομεταβλητών. Το μοντέλο που χρησιμοποιείται είναι το εξής :

$$R_{it} = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_3 + a_4 D_4 + a_5 D_5 + \varepsilon_t = \sum_{i=1}^5 a_i D_{it} + \varepsilon_t$$

όπου

$R_{it}$ : η απόδοση του δείκτη ή της μετοχής i για την t περίοδο,

$D_{it}$ : ψευδομεταβλητή με  $D_{1t}$  για τη Δευτέρα,  $D_{2t}$  για την Τρίτη κ.ο.κ. που παίρνει τιμές 1 για την ημέρα της εβδομάδας για την οποία οι αποδόσεις παρατηρούνται και 0 διαφορετικά

$a_i$ : είναι οι μέσες αποδόσεις για κάθε ημέρα ( $a_1$  είναι η μέση απόδοση για τη Δευτέρα,  $a_2$  για την Τρίτη κ.ο.κ),

$\varepsilon_t$ : ο διαταρακτικός όρος.(κατάλοιπα)

#### Άλλες μελέτες στις Ηνωμένες Πολιτείες :

Ο Cross (1973) εξέτασε τον δείκτη S&P 500 για την περίοδο 1953-1970. Τα αποτελέσματα του ήταν συνεπή με αυτά των προηγούμενων μελετών και ανέφερε ότι οι τιμές στην αγορά πέφτουν το 38% των περιπτώσεων τη Δευτέρα, με μέση απόδοση εκείνη τη μέρα -0,18%. Ακολούθησε η εργασία του French (1980) και που όπως και ο Cross (1973) βρήκε αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα (στατιστικά σημαντικές) και θετικές την Παρασκευή για μεγαλύτερη όμως περίοδο (1853-1977) χρησιμοποιώντας τον ίδιο δείκτη.

Οι Gibbons και Hess (1981) επιβεβαίωσαν την ύπαρξη του φαινομένου για την περίοδο 1962-1978 χρησιμοποιώντας τον S&P 500 καθώς και τους δείκτες CRSP (Center for Research in Security Prices), οι οποίοι είναι ο ένας ισοσταθμισμένος (equally-weighted) και ο άλλος είναι σταθμισμένος βάση της αξίας (value-weighted). Αξίωσαν επίσης ότι το φαινόμενο αυτό οφείλεται

σε λάθη μέτρησης καθώς και στην υπόθεση διευθέτησης, ωστόσο οι εξηγήσεις αυτές απορρίφθηκαν όστερα από περαιτέρω μελέτη.

**Οι Keim και Stambaugh (1984)** επέκτειναν την μελέτη του French (1980) και των Gibbons και Hess (1981) χρησιμοποιώντας τον δείκτη S&P 500 για μεγαλύτερη περίοδο (1928-1982). Βρήκαν ότι οι αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα επέμεναν ακόμη και όταν ο NYSE ήταν ανοιχτός το Σάββατο για την περίοδο 1928-1952. Ωστόσο την περίοδο αυτή η μέση απόδοση την Παρασκευή ήταν χαμηλότερη του Σαββάτου, αποτέλεσμα συνεπές με τις προηγούμενες εργασίες ότι την τελευταία ημέρα διαπραγμάτευσης της εβδομάδας, οι αποδόσεις είναι οι υψηλότερες σε σχέση με τις υπόλοιπες ημέρες. Τέλος παρατήρησαν αλληλεπίδραση μεταξύ μεγέθους της επιχειρήσεις και της ανωμαλίας αυτής. Ειδικότερα η διαφορά στις αποδόσεις μεταξύ μικρών και μεγάλων επιχειρήσεων μεγαλώνει καθώς τελειώνει η εβδομάδα.

**Ο Rogalski (1984)** και οι **Smirlock και Starks (1986)** εξέτασαν τα ενδιάμεσα πρότυπα στις αποδόσεις των αξιογράφων (intra-day patterns). Διαχώρισαν τις αποδόσεις, από το κλείσιμο της Παρασκευής μέχρι το άνοιγμα του χρηματιστηρίου τη Δευτέρα και από το άνοιγμα της Δευτέρας μέχρι το κλείσιμο της ίδιας μέρας. Βρήκαν ότι οι αρνητικές αποδόσεις της Δευτέρας προκύπτουν κατά την περίοδο μη διαπραγμάτευσης των αξιογράφων δηλαδή το Σαββατοκύριακο. Οι Lakonishok και Smidt (1988) επεκτείνουν τα ευρήματα αυτά για το δείκτη DJIA για την περίοδο 1897-1986. Ωστόσο με την άποψη αυτή δεν συμφώνησαν οι Keim και Stambaugh (1984) οι οποίοι χρησιμοποιώντας ιστορικές τιμές του NYSE έδειξαν ότι οι αποδόσεις για όλο το διάστημα (Σάββατο με κλείσιμο Δευτέρας) είναι πιο αρνητικές από αυτές του Σαββατοκύριακου. Ο Conolly (1989) ανέφερε ότι το φαινόμενο αυτό στις αποδόσεις εξαφανίζεται μετά το 1975.

**Οι Abraham και Ikenberry (1994)** χρησιμοποίησαν τον ισοσταθμισμένο δείκτη CRSP του NYSE για την περίοδο 1963-1991. Τα αποτελέσματα τους ήταν συνεπή με τις προηγούμενες εργασίες. Ωστόσο πέρα του ότι απέδειξαν

ότι οι αποδόσεις τη Δευτέρα είναι αρνητικές, ανέφεραν ότι το αποτέλεσμα αυτό είναι ουσιαστικά η συνέπεια των αποδόσεων που πραγματοποιούνται τις προηγούμενες μέρες διαπραγμάτευσης και κυρίως την Παρασκευή. Σύμφωνα με την εργασία τους, όταν οι αποδόσεις την Παρασκευή είναι αρνητικές [πράγμα σπάνιο (1/3 των περιπτώσεων)], τότε οι αποδόσεις της Δευτέρας είναι αρνητικές σε ποσοστό 80%, με μέση απόδοση -0,61%. Η σχέση αυτή είναι πιο έντονη για τις μικρομεσαίες επιχειρήσεις. Αναφέρεται επίσης ότι η πρώτης τάξης συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων Δευτέρας και Παρασκευής είναι η μεγαλύτερη σε σχέση με οποιοδήποτε άλλο συνδυασμό ημερών. Το αποτέλεσμα αυτό όχι μόνο είναι συνεπές με προηγηθείσες μελέτες [π.χ. Keim και Stambaugh (1984), οι οποίοι μελέτησαν 30 μετοχές του DJIA], αλλά παρουσιάζεται σχεδόν σε όλες τις μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί. Σύμφωνα με τους Bessembinder Hertzel (1993) η ασυνήθιστα μεγάλη συσχέτιση υπάρχει τα τελευταία 100 χρόνια. Σε πιο πρόσφατη μελέτη οι Berument και Kiymaz (2001) παρατηρούν το φαινόμενο της Δευτέρας για την περίοδο 1973-1997 χρησιμοποιώντας το δείκτη S&P 500 στην διακύμανση των μετοχών. Εδώ παρατηρούνται υψηλότερες και χαμηλότερες αποδόσεις την Τετάρτη και τη Δευτέρα αντίστοιχα ή υψηλότερη και χαμηλότερη διακύμανση παρατηρείται την Παρασκευή και Τετάρτη, αντίστοιχα.

Το πρότυπο αυτό στις αποδόσεις των αξιογράφων τη Δευτέρα δε παρατηρείται μόνο στην αγορά των Ηνωμένων Πολιτειών, αλλά και σε άλλες διεθνείς αγορές. Πολλοί ερευνητές μελέτησαν το φαινόμενο αυτό σε ένα πλήθος χωρών, για διάφορες περιόδους και υποπεριόδους, όμως τα αποτελέσματά τους ποικίλουν οδηγώντας τους να δίνουν διάφορες εξηγήσεις. Παρακάτω θα αναφερθούν μερικές από τις πιο σημαντικές διεθνείς μελέτες και τα συμπεράσματά τους. Στον Πίνακα 2 δίνονται εμπειρικά αποτελέσματα ερευνών που έχουν πραγματοποιηθεί για την ανωμαλία αυτή, όχι μόνο για τις Ηνωμένες Πολιτείες, αλλά και για άλλες χώρες.

Μελέτες για άλλες διεθνείς αγορές αξιογράφων :

Θα αναφερθούμε πρώτα στη δική μας Ελληνική αγορά και τις σημαντικότερες μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί. Οι **Alexakis και Xanthakis (1995)** μελέτησαν το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδας για την περίοδο 1985-1994 και σε δύο υποπεριόδους, πρώτα για την περίοδο 1985-1988 (με συνθήκες στο X.A. οπισθοδρομικές) και μετά για την περίοδο 1989-1994 (αλλαγές σημαντικές που επηρέασαν όσους συμμετείχαν στην αγορά). Το αποτέλεσμα όμως το οποίο βρήκαν ήταν κάπως περίεργο σε σχέση με τα αποτελέσματα που αναφέραμε από τις μελέτες για την αγορά των Ηνωμένων Πολιτειών. Αν και η τυπική απόκλιση τη Δευτέρα ήταν η μεγαλύτερη δυνατή από όλες τις μέρες, αποτέλεσμα συνεπές με όλες τις υπόλοιπες έρευνες, η απόδοση τη Δευτέρα δεν είναι η μικρότερη και αρνητική. Παρατηρείται η χαμηλότερη απόδοση (και αρνητική) την Τρίτη για όλη την περίοδο και την πρώτη υποπερίοδο. Ωστόσο τη δεύτερη υποπερίοδο βλέπουμε το εποχικό πρότυπο, σύμφωνα με το οποίο οι αποδόσεις τη Δευτέρα είναι οι χαμηλότερες και αρνητικές, να επανέρχεται. Τέλος οι αποδόσεις την Παρασκευή είναι υψηλότερες και θετικές. Τα αποτελέσματα αυτά σύμφωνα με τους συγγραφείς οφείλονται στην καθυστερημένη αντίδραση των ατόμων (συμπεριφορά των Ελλήνων ατομικών επενδυτών) και αναφέρουν ότι καθώς αναπτύσσεται η αγορά το πρότυπο στις αποδόσεις που θα συνεχίσει να υπάρχει θα είναι αυτό της δεύτερης υποπεριόδου που μοιάζει με αυτό των αναπτυγμένων αγορών.

Οι **Coutts, Kaplanidis και Roberts (2000)** ασχολήθηκαν με τα ημερολογιακά φαινόμενα στο X.A. για την περίοδο 1986-1996, καθώς και για δύο υποπεριόδους (1986-1990 και 1991-1996). Χρησιμοποιήθηκαν τέσσερις δείκτες (γενικός, τραπεζικός ασφαλιστικός και leasing). Οι αποδόσεις την Παρασκευή και εδώ, όπως και στην εργασία των Alexakis και Xanthakis (1995) είναι θετικές και οι υψηλότερες όπως και οι αποδόσεις την Τρίτη είναι οι χαμηλότερες, όχι όμως πάντα αρνητικές (π.χ. για τον τραπεζικό δείκτη). Τα αποτελέσματα όσον αφορά τα day of the week effects διαφέρουν από δείκτη σε δείκτη [συνεπές με τα ευρήματα των Mills και

Coutts (1995)]. Τέλος δείχνουν ότι τα πρότυπα των αποδόσεων των μετοχών μετά τις σημαντικές αλλαγές στους οργανισμούς το 1992 τείνουν να μοιάζουν με αυτές των ανεπτυγμένων χρηματιστηριακών αγορών.

Οι Mills, Siriopoulos, Markellos και Harizanis (2000) εκτός του ότι χρησιμοποιούν τον γενικό δείκτη, αναλύουν το ημερολογιακό αυτό φαινόμενο χρησιμοποιώντας και τις μετοχές που απαρτίζουν το Γενικό Δείκτη του Ελληνικού χρηματιστηρίου για την περίοδο 1986-1997. Βρέθηκαν ότι τα ημερολογιακά φαινόμενα ποικίλουν σημαντικά από μετοχή σε μετοχή. Αξιολογούνται δύο υποθέσεις όπου είχε αναφέρει ο French (1980) :

α) trading time hypothesis : σύμφωνα με την οποία οι αποδόσεις τη Δευτέρα δεν είναι σημαντικά διαφορετικές των αποδόσεων των υπόλοιπων ημερών και ότι οι αποδόσεις δημιουργούνται μόνο κατά τη διάρκεια των υπόλοιπων ημερών.

β) calendar time hypothesis : σύμφωνα με αυτή η μέση απόδοση τη Δευτέρα είναι τρεις φορές η μέση απόδοση των υπόλοιπων ημερών. καθώς επίσης ότι οι αποδόσεις δημιουργούνται και κατά τη διάρκεια μη εργάσιμων ημερών.

Η εργασία αυτή απορρίπτει και τις δύο παραπάνω υποθέσεις. Επίσης παρατηρούνται οι χαμηλότερες αποδόσεις την Τρίτη (όσον αφορά τις μετοχές), φαινόμενο συνεπές με άλλα ευρήματα που αφορούν άλλες αγορές όπως π.χ. της Σιγκαπούρης, της Γαλλίας, της Αυστραλίας, της Ιαπωνίας [βλ. Aggrawal και Tandon (1994)] και την Τετάρτη όσον αφορά τον δείκτη. Βλέπουμε λοιπόν ότι τα αποτελέσματα αυτά διαφέρουν ανάλογα του τι θα χρησιμοποιήσουμε, τον δείκτη ή τις μετοχές. Τέλος αναφέρεται μια αρνητική σχέση μεταξύ των ημερολογιακών φαινομένων και της κεφαλαιοποίησης των επιχειρήσεων.

Στο Ηνωμένο Βασίλειο οι Jaffe και Westerfield (1985) και Theobald και Price (1984) βρήκαν αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα. Τα αποτελέσματα αυτά επιβεβαίωσαν και οι Board και Sutcliffe (1988) καθώς και πιο

πρόσφατες, όπως των Mills και Coutts (1995). Οι Mills και Coutts (1995) χρησιμοποίησαν τρεις δείκτες (FT-SE 100, Mid 250 και 350) για την περίοδο 1986-1992. Οι μέσες αποδόσεις τη Δευτέρα είναι αρνητικές για τους Mid 250 και Mid 350 όμως υποστηρίζουν ότι το φαινόμενο αυτό συνεχίζει να υπάρχει και μετά τα μέσα του 1980 κάτι που έρχεται σε αντίθεση με την άποψη των Board και Sutcliffe (1988) που θεωρούν ότι εξαφανίζεται μετά τα μέσα του 1980.

Τα αποτελέσματα αυτά εμφανίζονται και στην εργασία των Arsal και Coutts (1997) για μια ευρύτερη περίοδο που εκτείνεται από το 1935 έως το 1994, χρησιμοποιώντας τον δείκτη FT 30 Index. Η εργασία των Draper και Paudyal (2002) χρησιμοποιεί εκτός από δύο δείκτες άλλες 452 μετοχές του LSE (London Stock Exchange). Αρχικά και σε αυτή την εργασία παρατηρούνται αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα. Αφού όμως ληφθούν υπόψη διάφοροι παράγοντες όπως η μέρα αποκοπής μερίσματος (ex-dividend day), η λογιστική περίοδος, η ροή πληροφοριών (συνήθως των δυσάρεστων νέων), ο όγκος των συναλλαγών (trading volume), τα bid-ask spread τότε οι αποδόσεις την Δευτέρα γίνονται θετικές και δεν διαφέρουν σημαντικά από την μέση απόδοση των υπολοίπων ημερών. Τα αποτελέσματα αυτά υποστηρίζουν την trading time hypothesis.

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν οι μελέτες, των οποίων τα εμπειρικά αποτελέσματα βρίσκονται στο Πίνακα 2, για τις χώρες του Ειρηνικού Ωκεανού. Πρόκειται για την Αυστραλία, το Χονγκ-Κονγκ, την Μαλαισία, την Ιαπωνία, την Κορέα και την Σιγκαπούρη οι οποίες όλες εκτός της Μαλαισίας παρουσιάζουν αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη στατιστικά σημαντικές ενώ την Δευτέρα μόνο δύο (Κορέα και Μαλαισία). Θετικές αποδόσεις την Δευτέρα στατιστικά ασήμαντες παρουσιάζονται μόνο στην Αυστραλία ενώ για τις υπόλοιπες χώρες παρατηρούνται στατιστικά ασήμαντες αρνητικές αποδόσεις. Αυτές οι αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη σύμφωνα με την time zone hypothesis συνδέονται με τις αρνητικές αποδόσεις την Δευτέρα που παρατηρούνται στις Hn. Πολιτείες λόγω της διαφοράς ώρας (δώδεκα ώρες ή περισσότερη διαφορά από την αγορά στις Hn. Πολιτείες).

Όσον αφορά την Μαλαισία οι **Brooks and Persand (2001)** όμως βρήκαν στατιστικά σημαντικές αποδόσεις την Δευτέρα και αρνητικές την Τρίτη. Ωστόσο οι αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη γίνονται ασήμαντες αν ληφθούν υπόψη μια προσέγγιση του κινδύνου της αγοράς ή του κινδύνου που εμπεριέχει κάθε μέρα ξεχωριστά. Στην ίδια εργασία ερευνήθηκε το φαινόμενο της Δευτέρας και για άλλες χώρες τέσσερις χώρες της Νοτιοανατολικές χώρες της Ασίας (Βόρεια Κορέα, Ταϊλάνδη, Ταϊβάν, Φιλλιπίνες). Για αυτές τις χώρες βρέθηκαν σε όλες θετικές αποδόσεις την Δευτέρα, όμως στατιστικά σημαντικές μόνο στην Ταϊλάνδη. Επίσης πρέπει να αναφέρουμε τις σημαντικές αποδόσεις της Τετάρτης που παρατηρούνται στην Ταϊβάν.

Ο **Choudhry (2000)** ωστόσο είχε βρει εξετάζοντας τέτοιου είδους ημερολογιακά φαινόμενα χρησιμοποιώντας ένα GARCH μοντέλο, θεωρώντας ότι τα κατάλοιπα μεταβάλλονται στον χρόνο, θετικές αποδόσεις (στατιστικά μη σημαντικές) την Τετάρτη για την Ταϊβάν. Άλλες χώρες της Ασίας που εξετάστηκαν για αυτή την περίοδο ήταν αυτές των Brooks and Persand (2001) και επιπλέον η Ινδία και η Ινδονησία. Σύμφωνα με τα ευρήματά του σημαντικές αρνητικές αποδόσεις την Δευτέρα παρατηρήθηκαν μόνο για την Ινδονησία, την Ταϊλάνδη και την Μαλαισία.

Μια άλλη διεθνή μελέτη είναι αυτή του **Balaban (2001)** ο οποίος εξέτασε την ύπαρξη εποχικών προτύπων για 19 χώρες από τις οποίες οι 13 από αυτές να παρουσιάζουν κάποιο από τα day of the week effect. Από αυτές παρατηρείται εποχικότητα στις μέσες αποδόσεις, στη διακύμανση ή και στα δύο. Αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα παρουσιάζονται σε 14 χώρες, όμως μόνο στην Αυστρία, στον Καναδά, στην Ιαπωνία και στη Νέα Ζηλανδία είναι στατιστικά σημαντικές. Ωστόσο η ανωμαλία αυτή εξαφανίζεται αν λάβουμε υπόψη την αυτοσυσχέτιση και την ετεροσκεδαστικότητα.

Άλλες χώρες στις οποίες η χαμηλότερη και αρνητική απόδοση ήταν της Τρίτης είναι η *Ισπανία* (Pena, 1985), η *Σουηδία*, το *Βέλγιο*, η *Ολλανδία* (Agrawal και Tandon, 1984) και η *Γαλλία* (Solnik και Bouquet, 1990). Το ίδιο αποτέλεσμα

για τη Γαλλία έχει αναφερθεί και στην εργασία του Condogianni (1987). Στην εργασία αυτή αναφέρθηκαν αρνητικές αποδόσεις (στατιστικά σημαντικές) και για τον Καναδά, για δύο μέρες (Δευτέρα και Τετάρτη) αποτελέσματα που επιβεβαιώθηκαν αργότερα από τη μελέτη του Athanassakos (1994). Σύμφωνα με τον Athanassako (1994) οι αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη γίνονται μεγαλύτερες με το πέρασμα του χρόνου στον Καναδά. Επίσης είναι μεγαλύτερες από ότι οι αποδόσεις τη Δευτέρα κυρίως για τα μικρότερης κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλάκια.

Τέτοιου είδους αποτελέσματα δεν παρατηρήθηκαν ούτε στην Τουρκία σύμφωνα με τον Balaban (1995). Αν και οι αποδόσεις την Τρίτη είναι αρνητικές, δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Βρέθηκαν μόνο θετικές αποδόσεις την Τετάρτη και την Παρασκευή. Επίμονη θετική απόδοση την Τετάρτη παρατηρήθηκε από τον Lucey (2000) για την Ιρλανδία χρησιμοποιώντας ένα GARCH-M μοντέλο χωρίς όμως να βρει καμιά άλλη κανονικότητα στις αποδόσεις που να σχετίζεται με κάποια άλλη συγκεκριμένη μέρα.

Τέλος οι Ajayi, Mehdian και Perry (2004) ερεύνησαν 11 χώρες της ανατολικής Ευρώπης (Κροατία, Τσεχία, Εσθονία, Ουγγαρία, Λετονία, Λιθουανία, Πολωνία, Ρουμανία, Ρωσία, Σλοβακία, Σλοβενία) για τις οποίες βρέθηκε αρνητική απόδοση τη Δευτέρα (στατιστικά σημαντική) στην Εσθονία και Λιθουανία ενώ θετική η Ρωσία. Στη Λιθουανία όμως η χαμηλότερη απόδοση παρατηρείται την Τρίτη. Πραγματοποιήθηκαν και άλλες πολλές μελέτες για αυτού του είδους την ανωμαλία, όχι μόνο στην αγορά αξιογράφων από χώρα σε χώρα, αλλά και στην αγορά ομολόγων και παραγώγων προϊόντων [βλ. Cornell (1985), Flannery και Protopapadakis (1988) και Yadav και Pope (1992)] όπου επίσης παρατηρήθηκε το φαινόμενο της εβδομάδας. Από ότι είδαμε δεν υπάρχει ένα σταθερό εποχικό πρότυπο για όλες τις χώρες. Τα αποτελέσματα ποικίλουν από χώρα σε χώρα και από περίοδο σε περίοδο. Θα πρέπει να αναφερθεί ότι οι Bayer και Kan (1999) ανέφεραν ότι βρήκαν ένα πρότυπο υψηλότερων αποδόσεων στο μέσο της

εβδομάδας και ένα πρότυπο χαμηλότερων προς το τέλος της εβδομάδας για τις χώρες που εξέτασαν οι Aggrawal και Tandon (1994).

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν οι εξηγήσεις που έχουν δοθεί κατά καιρούς για το φαινόμενο της εβδομάδας, που αναλύονται στην επόμενη ενότητα.

### **2.3.2.1 Εξηγήσεις για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδας**

Οι εξηγήσεις που έχουν δοθεί στην ακαδημαϊκή βιβλιογραφία για να ερμηνεύσουν την κανονικότητα στις αποδόσεις των αξιογράφων που συνδέονται με τη ημέρα της Δευτέρας είναι οι εξής :

- **Η υπόθεση της καθυστερημένης διευθέτησης** (settlement delay hypothesis)
- **Συστηματικά πρότυπα στη συμπεριφορά των επενδυτών και η ψυχολογία του επενδυτή**
- **Η υπόθεση σχετικά με τη ροή των πληροφοριών** (information flows hypothesis)
- **Λάθη μέτρησης στις καταγεγραμμένες τιμές** (measurement errors)
- **Εξειδικευμένη δραστηριότητα των ειδικών** (specialist trading activity)
- **Το φαινόμενο των μεγέθους των επιχειρήσεων** (firm size effects)
- **Επιδράσεις μερισμάτων** (dividend effects)
- **Η υπόθεση της διαφοράς ώρας** (time zone differences)

## I) Η υπόθεση της καθυστερημένης διευθέτησης (settlement delay hypothesis)

Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή, το φαινόμενο της Δευτέρας οφείλεται στο “κενό” (gap) ανάμεσα στην ημέρα της συναλλαγής και τη μέρα διευθέτησης της συναλλαγής [την πραγματική μεταφορά των κεφαλαίων (funds)]. Έτσι λοιπόν ανάλογα με τη μέρα που πραγματοποιήθηκε η συναλλαγή, ορισμένοι επενδυτές έχουν περισσότερες ημέρες για τη μεταφορά των χρημάτων από ότι οι άλλοι. Για παράδειγμα στις Ηνωμένες Πολιτείες χρειάζονται πέντε εργάσιμες ημέρες ως περίοδος διευθέτησης της συναλλαγής και επιπλέον μία για την εκκαθάριση της (check clearing). Έτσι λοιπόν για αξιόγραφα που αποκτήθηκαν οποιαδήποτε άλλη ημέρα εκτός Παρασκευής ο αγοραστής έχει στη διάθεσή του οχτώ ημερολογιακές ημέρες μέχρι τη μεταφορά των κεφαλαίων. Όμως όταν τα αξιόγραφα αποκτώνται την Παρασκευή ο επενδυτής θα έχει δέκα ημερολογιακές ημέρες για τη μεταφορά των χρημάτων, οπότε και δύο επιπλέον ημέρες επιτοκίου (interest).

Θα περίμενε λοιπόν κανείς, σε μια αποτελεσματική αγορά, οι επενδυτές να είναι πιο πρόθυμοι να πληρώσουν περισσότερα χρήματα σε αξιόγραφα που αποκτώνται την Παρασκευή από ότι τις άλλες μέρες, Αυτή η υπόθεση ευνοεί τις συναλλαγές ορισμένες ημέρες τις εβδομάδος. Συνεπώς οι αποδόσεις την Παρασκευή, βάσει αυτής της εξήγησης, θα πρέπει να είναι οι υψηλότερες και τη Δευτέρα οι χαμηλότερες.

Η ερμηνεία αυτή αναφέρθηκε αρχικά από τους **Gibbons και Hess(1981)**, οι οποίοι εξέτασαν το φαινόμενο της Δευτέρας για το δείκτη S&P 500 και τους δείκτες CRSP για την περίοδο 1962-1978. Σύμφωνα με την εργασία τους το φαινόμενο αυτό οφειλόταν σε λάθη μέτρησης (βλ. λάθη μέτρησης σελ. 49) και στην settlement delay hypothesis. Ωστόσο η υπόθεση αυτή απορρίφθηκε ύστερα από προσαρμογή των ημερήσιων αποδόσεων των αξιογράφων στον κίνδυνο που εμπεριέχει κάθε μέρα.

Η υπόθεση αυτή χρησιμοποιήθηκε ως εξήγηση και σε άλλες εργασίες όπως των Lakonishok και Levi (1982), Theobald και Price (1984), Dyl and Martin (1985), Mills, Siriopoulos, Markellos και Harizanis (2000) κ.τ.λ. που αφορούν διάφορες χώρες, όπως το Ηνωμένο Βασίλειο, Ελλάδα, κ.τ.λ.. Ωστόσο είτε απορρίφθηκε, είτε κατάφερε να εξηγήσει ένα μικρό μέρος της εποχικότητας αυτής, με αποτέλεσμα να αναζητηθούν άλλες πηγές που την προκαλούν.

## II) Συστηματικά πρότυπα στη συμπεριφορά των επενδυτών και η ψυχολογία του επενδυτή

Σύμφωνα με το Miller (1988), το φαινόμενο της Δευτέρας μπορεί να εξηγηθεί από την τάση που υπάρχει κατά τη διάρκεια του Σαββατοκύριακου, οι εντολές πώλησης να υπερισχύουν των εντολών αγοράς από την πλευρά των ατομικών επενδυτών (Individual investors). Από την πλευρά των ενδιάμεσων μερών όπως οι χρηματιστηριακές εταιρίες (brokers) οι εντολές αγοράς υπερισχύουν αυτών της πώλησης τη υπόλοιπη εβδομάδα. Αυτό έχει σαν συνέπεια οι τιμές των αξιογράφων να μειώνονται κατά τη διάρκεια του Σαββατοκύριακου, όπως και την ημέρα της Δευτέρας και μετά να αυξάνονται μέχρι το τέλος της εβδομάδας λόγω της αγοραστικής πίεσης των brokers.

Οι Lakonishok και Maberly (1990) ανέφεραν διαφορετικά πρότυπα όσον αφορά τη συμπεριφορά ανάμεσα στους ατομικούς επενδυτές και στους μεγάλους επενδυτές [π.χ. οργανισμούς (institutional investors)]. Παρατηρήθηκαν ότι τα άτομα έχουν την τάση να αυξάνουν τη δραστηριότητα των συναλλαγών τους (ιδίως για συναλλαγές πωλήσεων) τη Δευτέρα και απέδωσαν ένα μέρος της ανωμαλίας σε αυτού του είδους τη συμπεριφορά. Επίσης βρήκαν ότι ο όγκος των συναλλαγών τη Δευτέρα είναι μικρότερος σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες. Σύμφωνα με τους Jain και Ton (1988) για τον NYSE το 90% του μέσου αριθμού των συναλλαγών γίνεται από την Τρίτη έως την Παρασκευή. Την ημέρα αυτή το μεγαλύτερο μέρος των συναλλαγών πραγματοποιείται από ατομικούς επενδυτές. Αυτό οφείλεται κυρίως στο γεγονός ότι δε συναλλάσσονται οι “μεγάλοι” επενδυτές τη Δευτέρα αφού

σύμφωνα με τον Osborne (1962) οι οργανισμοί την ημέρα αυτή κατά τις πρώτες ώρες συναλλαγών σχεδιάζουν τη στρατηγική τους για την εβδομάδα που έρχεται. Έτσι λοιπόν οι συναλλαγές από την πλευρά των ατομικών επενδυτών είναι οι μεγαλύτερες και από την πλευρά των μεγάλων επενδυτών οι μικρότερες, σε σχέση με οποιαδήποτε άλλη μέρα.

Σύμφωνα με τους Miller (1988) και Lakonishok και Maberly (1990) οι αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα οφείλονται σε δύο γεγονότα που τα παραπάνω είναι απόρροιά τους: α) στο κόστος των ατόμων να αξιολογήσουν και να αναδιαρθρώσουν τα χαρτοφυλάκιά τους και β) στις πληροφορίες που λαμβάνουν από ενδιάμεσους φορείς. Αυτά σχετίζονται με την τρίτη εξήγηση, δηλαδή του πότε απελευθερώνεται πληροφορία και τι είδους πληροφορία είναι αυτή.

Οι Abraham και Ikenberry (1994) βάσει του γεγονότος ότι τα άτομα δεν έχουν το χρόνο να συγκεντρώσουν πληροφορίες κατά τη διάρκεια της εβδομάδας θεώρησαν ότι οι αποφάσεις των επενδυτών λαμβάνονται το Σαββατοκύριακο. Έδειξαν λοιπόν ότι τα άτομα τη Δευτέρα παρουσιάζουν μια πιο ενεργητική συμπεριφορά. Έχουμε τη συγκεκριμένη ημέρα μια μεγάλη πίεση για πωλήσεις που μειώνει τις τιμές των αξιογράφων, η οποία γίνεται εντονότερη αν απελευθερωθούν δυσάρεστα νέα με το κλείσιμο της Παρασκευής. Ως προσέγγιση για τα άσχημα νέα θεωρούνται οι αρνητικές αποδόσεις της Παρασκευής.

### III) Information timing hypothesis

Σύμφωνα με την εξήγηση αυτή τα δυσάρεστα νέα απελευθερώνονται στην αγορά κυρίως μετά το κλείσιμο του χρηματιστηρίου την Παρασκευή, έτσι ώστε να απορροφηθεί το “σοκ” (η επίδρασή του) κατά τη διάρκεια του Σαββατοκύριακου. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα οι τιμές να μειώνονται τη Δευτέρα αφού όλη πίεση των γεγονότων του τριημέρου διοχετεύεται τότε. Η μείωση αυτή είναι εντονότερη αν η απόδοση την Παρασκευή είναι αρνητική. Σύμφωνα με τους Abraham και Ikenberry (1994) όταν οι αποδόσεις την

τελευταία μέρα της εβδομάδας είναι αρνητικές το 80% των Δευτέρων έχουν απόδοση αρνητική με μέση απόδοση -0.61%. Γενικώς η συσχέτιση μεταξύ αυτών των δύο ημερών είναι η μεγαλύτερη από οποιοδήποτε άλλο συνδυασμό ημερών, φαινόμενο σύνηθες στην ακαδημαϊκή βιβλιογραφία.

Την ερμηνεία αυτή έδωσαν πολλοί μελετητές όπως οι Dylan και Maberly (1988) και οι Jacobs και Levy (1988) οι οποίοι ανέφεραν ότι λόγω της ανθρώπινης φύσης υπάρχει η τάση, τα “καλά” νέα να ανακοινώνονται γρήγορα ενώ τα “άσχημα” νέα όσο πιο αργά γίνεται και κυρίως όταν κλείνουν οι χρηματαγορές. Παρόμοια οι Patell και Wolfson (1982) ανέφεραν ότι το πιο πιθανό είναι να ανακοινωθούν τα ευχάριστα νέα κατά τη διάρκεια των διαπραγματεύσεων (during trading hours) από τα δυσάρεστα νέα. Επίσης το μεγαλύτερο μέρος των ανακοινώσεων γίνεται μετά το κλείσιμο των χρηματιστηρίων την Παρασκευή.

Η ερμηνεία αυτή θεωρείται από τις σημαντικότερες αφού όταν λαμβάνεται υπόψη εξηγεί ένα πολύ μεγάλο μέρος του εποχικού προτύπου που υπάρχει στις αποδόσεις τη Δευτέρα. Αυτό φαίνεται από τα αποτελέσματα των ερευνών των Abraham και Ikenberry (1994), της πιο πρόσφατης εργασίας των Draper και Paudyal (2002) και άλλων μελετών<sup>26</sup> που την υποστηρίζουν.

Τέλος θα πρέπει να αναφέρουμε ότι η ροή των πληροφοριών δεν είναι πάντα αμερόληπτη. Οπως είδαμε ο μεγαλύτερος όγκος των συναλλαγών τη Δευτέρα γίνεται από ατομικούς επενδυτές οι οποίοι με τις πωλήσεις τους ασκούν πίεση στις τιμές. Σύμφωνα με την υπόθεση των Miller (1988), Lakonishok και Maberly (1990) (information processing hypothesis) οι αρνητικές αποδόσεις που παρατηρούνται την πρώτη ημέρα διαπραγμάτευσης της εβδομάδας οφείλεται κατά ένα μέρος στις πληροφορίες που λαμβάνονται από ενδιάμεσους φορείς, όπως οι χρηματιστηριακές εταιρίες. Ωστόσο αυτές οι πληροφορίες δεν είναι αμερόληπτες.

<sup>26</sup> Βλ. Damodaran (1989), Fishe, Gosnell and Lasser (1993), και Athanassakos and Robinson (1994).

Αυτό φαίνεται από το γεγονός ότι οι συμβουλές για πώληση είναι πολύ λιγότερες από ότι οι συμβουλές για αγορά. Σύμφωνα με τους Groth, Lewellen και Leuse (1979) από τις 6.000 συμβουλές που είχαν δοθεί από τους αναλυτές το 77% ήταν για αγορά. Ο Diefenbach (1972) επιβεβαίωσε αυτά τα αποτελέσματα αφού ανέφερε ότι ο λόγος για αγορά προς συμβουλές για πώληση είναι πολύ μεγάλος.

Μάλιστα παρουσιάζει κύρτωση. Επικύρωση αυτών των ευρημάτων έγινε και από την εργασία των Dimson και March (1986). Ωστόσο σύμφωνα με τους Abraham και Ikenberry (1994) τα άτομα που θέλουν να πουλήσουν για λόγους είτε ρευστότητας, είτε αναδιάρθρωσης των χαρτοφυλακίων τους είναι λιγότερο πιθανό να παρακινηθούν από την κοινότητα των ενδιάμεσων φορέων (brokerage community) και περισσότερο να κάνουν τη συναλλαγή μόνοι τους.

#### IV) Λάθη μέτρησης (Measurement errors)

Μια άλλη εξήγηση η οποία δόθηκε για να ερμηνεύσει το φαινόμενο της Δευτέρας είναι τα λάθη μέτρησης στις καταγεγραμμένες τιμές. Φυσικά οποιοδήποτε λάθη στις τιμές θα είχαν ως αποτέλεσμα τον λάθος υπολογισμό των αποδόσεων, οπότε τα συμπεράσματα για οποιοδήποτε εποχικό πρότυπο δε θα μπορούσαν να θεωρηθούν αξιόπιστα. Σύμφωνα με αυτή την εξήγηση υπάρχει υπερεκτίμηση της τιμής κλεισίματος της Παρασκευής και υποεκτίμηση της τιμής κλεισίματος της Δευτέρας. Ωστόσο σύντομα μια τέτοια εξήγηση απορρίφθηκε ακόμα και από τους ίδιους τους ερευνητές που την πρότειναν.

Πρώτοι οι Gibbons και Hess (1981) είχαν αναφέρει ότι το φαινόμενο της Δευτέρας οφείλεται σε λάθη μέτρησης χρησιμοποιώντας τον δείκτη S&P 500 καθώς και τους ισοσταθμισμένους (equally-weighted) και σταθμισμένους στην αξία δείκτες CRSP. Ωστόσο εξετάζοντας ατομικές μετοχές του DJIA (Dow Jones Industrial Average), που διαπραγματεύονταν ενεργά, διαπίστωσαν ότι συνεχίζει να εμφανίζεται η ανωμαλία αυτή, οπότε και απέρριψαν οι ίδιοι την παραπάνω αιτιολογία. Εκτός αυτής της εργασίας

ακολούθησαν και οι έρευνες των Keim και Stambaugh (1984) και Smirlock και Starks (1986) για τις Ηνωμένες Πολιτείες και των Board και Sutcliffe (1988) για το Ηνωμένο Βασίλειο. Οι παραπάνω θεώρησαν τα λάθη μέτρησης υπεύθυνα για την εμφάνιση αυτών των εποχικών προτύπων, όμως και αυτοί με τη σειρά τους απέρριψαν τον ισχυρισμό αυτό.

## V) Διαπραγματευτική δραστηριότητα ειδικών (Specialists trading activity)

Αυτού του είδους η εξήγηση συνδέεται με την information timing hypothesis όπου οι επιχειρήσεις καθώς και οι χρηματιστηριακές εταιρίες αποφεύγουν την απελευθέρωση των δυσάρεστων νέων κατά τη διάρκεια των ωρών που το χρηματιστήριο είναι ανοιχτό. Συνήθως τα νέα ανακοινώνονται μετά το κλείσιμο της Παρασκευής έτσι ώστε η επίδρασή τους να απορροφηθεί κατά τη διάρκεια του τριημέρου. Παρόλη όμως αυτή τη συμπεριφορά, η τιμές των αξιογράφων τη Δευτέρα μειώνονται λόγω της πίεσης για πώληση που δημιουργήθηκε τις προηγούμενες τρεις μέρες. Επίσης συνδέεται με το γεγονός ότι οι πληροφορίες και συμβουλές των ειδικών, κατά πολύ μεγάλο ποσοστό είναι για αγορά, παρουσιάζοντας μια μεροληψία.

Η δραστηριότητα αυτή των ειδικών προτάθηκε ως ερμηνεία σε διάφορες εργασίες όπως των Keim και Stambaugh (1984) και Fortin (1990), ωστόσο δεν κατάφερε να εξηγήσει μεγάλο μέρος ή καθόλου σε πολλές περιπτώσεις τις αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα που παρατηρούνται σε πολλές αγορές.

## VI) Επιδράσεις μεγέθους επιχειρήσεων (Firm size effects)

Σύμφωνα με τον Rogalski (1984) η εποχικότητα στις αποδόσεις των αξιογράφων συνδέεται με το μέγεθος των επιχειρήσεων, οπότε και ένα μεγάλο μέρος της ανωμαλίας αυτής μπορεί να αποδοθεί σε αυτό. Οι Abraham και Ikenberry (1994) ανέφεραν ότι όταν οι αποδόσεις είναι αρνητικές την Παρασκευή, τότε το 80% των περιπτώσεων της Δευτέρας που ακολουθεί είναι

αρνητικές και ότι η σχέση αυτή είναι πιο έντονη για τις μικρομεσαίες επιχειρήσεις.

Οι Draper και Paudyal (1997) επιβεβαίωσαν τη σχέση μεταξύ μεγέθους της επιχείρησης και του εποχικού προτύπου που μελετάμε. Με τη μεταγενέστερη εργασία τους [Draper και Paudyal (2002)] εξετάζοντας την αγορά του Λονδίνου και εισάγοντας μια ψευδομεταβλητή στην αρχική εξίσωση, για το μέγεθος, βρήκαν θετική και στατιστικά σημαντική επίδραση στις ημερήσιες αποδόσεις. Ωστόσο η επίδραση στα day-of-the-week effect παραμένει αμελητέα.

## VII) Επίδραση μερισμάτων (Dividend effects)

Αποτελεί μια πολύ λογική εξήγηση για το Monday effect και αποδεικνύεται ότι εξηγεί σημαντικό μέρος της ανωμαλίας αυτής. Σύμφωνα με την οικονομική θεωρία την ημέρα αποκοπής του μερίσματος (ex-dividend day) η τιμή των αξιογράφων μειώνεται περίπου όσο η αξία του μερίσματος. Έχει αποδειχθεί ότι το 94% αυτών των ημερών είναι Δευτέρες. Αυτό από μόνο του είναι αρκετό για να προκαλέσει μείωση των τιμών τη Δευτέρα. Η πρώτη μελέτη που ανέφερε αυτού του είδους τις ερμηνείες είναι των Lakonishok και Smidt (1988). Σε μια πρόσφατη έρευνα οι Draper και Paudyal (2002), λαμβάνοντας υπόψη την επίδραση αυτή των μερισμάτων, βρήκαν μια αρνητική και στατιστικά σημαντική επίδραση στην ημερήσια μεταβολή των τιμών. Σύμφωνα με την έρευνα αυτή σχεδόν το μισό φαινόμενο τη Δευτέρας εξηγείται από τα dividend effects για την αγορά του Λονδίνου. Ανάλογα αποτελέσματα είχαν βρεθεί και για τον Καναδά στην εργασία των Athanassakos και Robinson (1994).

Οι Mills και Coutts (1995) όμως υποστήριξαν ότι το να μην συμπεριλαμβάνουμε τα μερίσματα δεν αποτελεί πρόβλημα αφού τα αποτελέσματα δεν επηρεάζονται. Επίσης οι Lakonishok και Smidt (1988) και Fishe et al (1993) συμπέραναν ότι οποιαδήποτε μεροληψία για τα μερίσματα είναι σχετικά μικρή οπότε δεν επηρεάζει τη στατιστική σημαντικότητα

οποιονδήποτε αποτελεσμάτων. Πρόσφατες αποδείξεις από την εργασία των Draper και Paudyal (1997) επιβεβαίωσαν την άποψη αυτή. Ωστόσο θα πρέπει να τονίσουμε τα αντικρουόμενα αποτελέσματα της μελέτης των Phillips-Patrick και Schneeweis (1988).

### **VII) Διαφορά ώρας μεταξύ αγορών (Time zone differences)**

Σύμφωνα με αυτή την εξήγηση το εποχικό πρότυπο στις αποδόσεις των αξιογράφων των χωρών του Ειρηνικού Ωκεανού οφείλεται στη διαφορά ώρας μεταξύ των αγορών αυτών και της αγοράς των Ηνωμένων Πολιτειών. Έτσι λοιπόν σύμφωνα με τους Jaffe και Westerfield (1985a) οι σημαντικές αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη στις χώρες αυτές συνδέεται με τις αρνητικές αποδόσεις που παρατηρούνται στις Ηνωμένες Πολιτείες τη Δευτέρα.

Όλες οι παραπάνω εξηγήσεις αν και εξηγούν ένα σημαντικό μέρος της κανονικότητας στις αποδόσεις των αξιογράφων που σχετίζονται με μια συγκεκριμένη ημέρα, δεν καταφέρνουν να εξηγήσουν όλο το φαινόμενο. Παρά λοιπόν την ουσιώδη προσπάθεια των ακαδημαϊκών ερευνητών να εξηγήσουν το φαινόμενο της Δευτέρας, αυτό συνεχίζει να προκαλεί σύγχυση και αμηχανία γι' αυτό χρειάζεται επιπλέον έρευνα.

#### **2.3.3 Το φαινόμενο των γιορτών (Holiday effect)**

Αν και τα δύο προηγούμενα φαινόμενα που αναλύθηκαν είναι τα πιο γνωστά, ένα αρκετά σημαντικό εποχικό πρότυπο στις αποδόσεις είναι το φαινόμενο των γιορτών. Σύμφωνα με αυτό παρατηρείται μια ανωμαλία στις αποδόσεις των αξιογράφων γύρω από τις εθνικές γιορτές (public holidays). Αναφέρονται λοιπόν σε διάφορες μελέτες υπερκανονικές αποδόσεις σε ημέρες διαπραγμάτευσης α) αμέσως πριν τις γιορτές (pre holiday effect) και β) αμέσως μετά τις γιορτές (post holiday effect).

Οι πρώτοι που παρατήρησαν αυτού του είδους την ανωμαλία είναι οι Merrill (1966) και Fosback (1976). Τα ευρήματα αυτών επιβεβαιώθηκαν αργότερα

από πολλές ακαδημαϊκές μελέτες [π.χ. Lakonishok και Smidt (1988), Ariel (1990) κ.τ.λ.]. Ο έλεγχος για την ύπαρξη οποιουδήποτε holiday effect γίνεται, όπως και στα προηγούμενα φαινόμενα, με τη χρήση ψευδομεταβλητών μέσω της παρακάτω παλινδρόμησης (έλεγχος για pre holiday effect) :

$$R_{it} = \gamma_{1i} + \gamma_{2i} D_{2t} + \varepsilon_i$$

όπου

$R_{it}$  : η απόδοση του  $i$  δείκτη για τη χρονική στιγμή  $t$ ,

$D_{2t}$  : ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 για τις μέρες διαπραγμάτευσης πριν τις γιορτές και 0 για τις υπόλοιπες μέρες,

$\gamma_{1i}$  : η απόδοση του  $i$  δείκτη για τις μέρες εκτός των ημερών αμέσως πριν τις γιορτές,

$\gamma_{2i}$  : η διαφορά ανάμεσα στην απόδοση των ημερών αμέσως πριν τις γιορτές και την απόδοση των υπόλοιπων ημερών, και

$\varepsilon_i$  : ο διαταρακτικός όρος.

### a) Η πριν τις γιορτές επίδραση στις αποδόσεις (Pre holiday effect)

Ο Ariel (1990) χρησιμοποιώντας τους δείκτες CRSP για το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) καθώς και μετοχές του AMEX για την περίοδο 1963-1982 επιβεβαίωσε ότι η μέση pre holiday απόδοση είναι σημαντικά μεγαλύτερη των υπόλοιπων ημερών (14 φορές μεγαλύτερη). Επίσης έδειξε ότι οι αποδόσεις αυτές δεν οφείλονται στο φαινόμενο του Iancouarίου ή στο φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδας. Τέλος απέρριψε τις εξηγήσεις της μεροληψίας των ειδικών, της κάλυψης των short-sellers και των λαθών μέτρησης, που δόθηκαν για να ερμηνεύσουν τα ευρήματα αυτά.

Οι Lakonishok και Smidt (1988) επίσης βρήκαν παρόμοια αποτελέσματα για τον DJIA για μια περίοδο ενενήντα ετών (1897-186). Βρέθηκε ότι η μέση pre holiday απόδοση ήταν 0,220% συγκρινόμενη με την 0,0094% απόδοση των υπόλοιπων ημερών (non holiday return), δηλαδή 23 φορές μεγαλύτερη. Η

ανωμαλία αυτή παρατηρήθηκε σύμφωνα με τον Pettengill (1989) για την περίοδο 1963-1986 και για τον S&P 500.

Το pre holiday effect επικρατεί όχι μόνο στην αγορά αξιογράφων, αλλά και την αγορά OTC (Over-The-Counter). Αυτό επιβεβαιώνει η μελέτη του Liano (1992) για την αγορά OTC (της περιόδου 1973-1989) στις Ηνωμένες Πολιτείες καθώς και των Kim και Park (1994) για την ίδια αγορά (για την περίοδο 1973-1986). Οι Kim και Park (1994) βρήκαν την ύπαρξη της εποχικότητας αυτής και στις τρεις αγορές των Ηνωμένων Πολιτειών (NYSE, AMEX και NASDAQ) καθώς επίσης και για τις αγορές του Ηνωμένου Βασιλείου και τις Ιαπωνίας. Τέλος ανέφεραν ότι η ανωμαλία αυτή στις αγορές του Ηνωμένου Βασιλείου και τις Ιαπωνίας είναι ανεξάρτητη της ανωμαλίας που παρατηρείται στις Ηνωμένες Πολιτείες.

Πέρα από αυτές τις μελέτες υπάρχει ένα πλήθος άλλων που παρέχουν αποδείξεις ύπαρξης του φαινομένου σε πολλές αγορές άλλων χωρών. Ο Kim (1988) ανέφερε υψηλές μέσες pre holiday αποδόσεις στις αγορές της Αυστραλίας, του Καναδά, της Ιαπωνίας, της Κορέας, του Ηνωμένου Βασιλείου και των Ηνωμένων Πολιτειών. Ο Ziembra (1991) αναλύοντας την Ιαπωνική αγορά για την περίοδο 1949-1988 παρατήρησε ότι οι αποδόσεις πριν τις γιορτές ήταν θετικές για κάθε μέρα και υψηλότερες όσο πηγαίνουμε προς το τέλος της εβδομάδας. Παρόμοια οι Gudsby και Rutner (1992) βρήκαν την ανωμαλία αυτή να είναι παρούσα και σημαντική στις αγορές της Αυστραλίας, του Καναδά, της Ιαπωνίας, του Χονγκ-Κονγκ και των Ηνωμένων Πολιτειών, αλλά όχι σημαντική στη Γαλλία, την Ιταλία, τη Γερμανία, την Ελβετία και το Ηνωμένο Βασίλειο. Ωστόσο για την περίπτωση του Ηνωμένου Βασιλείου τα ευρήματα της προηγούμενης εργασίας αμφισβητήθηκαν από τους Arsal και Coutts (1997). Άλλες μελέτες όπως του Yeo (1995) δεν βρήκαν το φαινόμενο αυτό στην Αυστραλία, το Χονγκ-Κονγκ, τη Σιγκαπούρη και τη Μαλαισία. Βλέπουμε ότι και εδώ τα αποτελέσματα ποικίλουν από εργασία σε εργασία.

Όσον αφορά το X.A. δεν έχουν πραγματοποιηθεί πολλές μελέτες σχετικά με το φαινόμενο αυτό. Σύμφωνα με την εργασία των Mills, Siriopoulos,

**Markellos και Harizanis (2000)** για τον γενικό δείκτη και για το 90% των μετοχών που τον αποτελούν, οι αποδόσεις πριν τις γιορτές είναι σημαντικά υψηλότερες από ότι κατά μέσο όρο τις υπόλοιπες ημέρες. Παρόμοια η μελέτη των Coutts, Kaplanidis και Roberts (2000) επιβεβαιώνουν την ύπαρξη αυτής της ανωμαλίας για τους τρεις από τους τέσσερις δείκτες που χρησιμοποίησαν (τραπεζικό, ασφαλιστικό, γενικό-δεν εμφανίζεται στο δείκτη leasing).

### **β) Η μετά τις γιορτές επίδραση στις αποδόσεις (Post holiday effect)**

Πρώτος ο **French (1980)** στη μελέτη του για το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδος παρείχε αποδείξεις του post holiday effect χρησιμοποιώντας τον S&P 500 (για την περίοδο 1953-1977). Βρήκε ότι κατά μέσο όρο οι αποδόσεις τις ημέρες διαπραγμάτευσης αμέσως μετά τις γιορτές είναι μεγαλύτερες των υπολοίπων εκτός της Τρίτης. Διαφώνησε στο ότι οφείλεται σε μια διαδικασία χρονικής διάχυσης (time diffusion process) των αποδόσεων δια της οποία οι αποδόσεις αμέσως μετά τις γιορτές περιλαμβάνουν τις αποδόσεις στις γιορτές και τις αποδόσεις των ημερών αμέσως μετά τις γιορτές.

Η υπόθεση αυτή (*time diffusion hypothesis*) απορρίφηκε και από τον **Pettengill (1989)**, ο οποίος βρήκε ότι οι μέσες post holiday αποδόσεις είναι μικρότερες από τις αποδόσεις των κανονικών ημερών για τις τρεις πρώτες εβδομάδες για την περίοδο 1962-1986 χρησιμοποιώντας το δείκτη S&P 500. Συνέδεσε μάλιστα το φαινόμενο αυτό με το μέγεθος των επιχειρήσεων λέγοντας ότι οφείλεται στις μικρού μεγέθους επιχειρήσεις. Τα ευρήματα αυτής της εργασίας επιβεβαιώνονται και από τον Ariel (1990). Εδώ όμως το post holiday effect είναι σημαντικό για τους δείκτες CRSP όχι όμως για αυτούς του NYSE και του AMEX, για την περίοδο 1963-1981.

Ο **Liano (1992)** εξέτασε αυτό το φαινόμενο και για την αγορά OTC. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του οι αποδόσεις των ημερών διαπραγμάτευσης αμέσως μετά τις γιορτές είναι μικρότερες από ότι τις συνηθισμένες μέρες. Αυτό ισχύει για τους δείκτες CRSP της περιόδου 1973-1989. Ωστόσο η διαφορά μεταξύ των αποδόσεων τις ημέρες αμέσως μετά τις γιορτές και τις υπόλοιπες μέρες

είναι στατιστικά σημαντική για τον δείκτη που είναι σταθμισμένο στην αξία και όχι για τον ισοσταθμισμένο δείκτη. Αυτό δείχνει ότι για τις μεγάλες επιχειρήσεις υπάρχει ένα αντίθετο post holiday effect (οι μέσες αποδόσεις είναι σημαντικά μικρότερες, τις post holiday ημέρες από τις συνηθισμένες). Κάτι τέτοιο παρατηρείται σύμφωνα με την έρευνα του Kim (1988) και για τις αγορές της Αυστραλίας, του Καναδά, της Ιαπωνίας, της Κορέας, του Χονγκ-Κονγκ και του Ηνωμένου Βασιλείου.

Το ίδιο αποτέλεσμα για το Ηνωμένο βασίλειο και την Ιαπωνία, δίνονται από την εργασία των Kim και Park (1994) για την περίοδο 1972-1987, αλλά δεν ήταν στατιστικά σημαντικό. Βέβαια και εδώ υπάρχουν αντικρουόμενα αποτελέσματα αφού για παράδειγμα ο Lee (1990) παρατήρησε υψηλότερες post holiday αποδόσεις από τις υπόλοιπες ημέρες για την Ιαπωνία. Παρόμοια ο Yeo (1995) δεν βρήκε κανενός είδους post holiday effect για την Αυστραλία και το Χονγκ-Κονγκ, γεγονός που έρχεται σε αντίθεση με την έρευνα του Kim (1988).

Παρακάτω δίνονται συνοπτικά οι πιο πιθανές εξηγήσεις για το φαινόμενο των γιορτών :

- The trading pattern hypothesis: σύμφωνα με αυτή την εξήγηση γίνεται προσπάθεια να ερμηνευθεί η ανωμαλία αυτή κοιτάζοντας τα πρότυπα στις τιμές bid-ask κατά τη διάρκεια των δύο ημερών πριν τις γιορτές [Keim (1989)].
- The inventory-holding hypothesis: σύμφωνα με την οποία οι επενδυτές είναι λιγότερο πιθανό να πάρουν θέση πωλητών παρά αγοραστών πριν τις γιορτές [Fabbozzi, Ma και Briley (1994)].
- The market-sentiment hypothesis: πρόκειται για μια ψυχολογική ερμηνεία του φαινομένου. Σύμφωνα με αυτή ο επενδυτής πριν τις γιορτές είναι συναισθηματικά φορτισμένος οπότε και οι ενέργειές του συνδέονται με τα συναισθήματά του [Fabbozzi, Ma και Briley(1994)].

- The clientele hypothesis: Σύμφωνα με αυτή την ερμηνεία, η ανωμαλία οφείλεται σε συγκεκριμένους πελάτες (clients) που προτιμούν να αγοράσουν ή να μην πουλήσουν τις ημέρες διαπραγμάτευσης πριν τις γιορτές [Ariel (1990)].
- The time-diffusion hypothesis: Βάσει αυτή της εξήγησης αν οι τιμές ακολουθούν μια διαδικασία χρονικής διάχυσης, κανείς δε θα περίμενε οι αποδόσεις δύο (τριών ή και περισσοτέρων) post holiday ημερών να είναι μεγαλύτερες των αποδόσεων μιας pre holiday ημέρας και των συνηθισμένων ημερών [French (1980), Oldfield και Rogalski (1980)].

#### 2.3.4 Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (The turn of the month effect)

Η ανωμαλία αυτή αναφέρεται στις σημαντικά υψηλές αποδόσεις που παρατηρούνται στην αλλαγή του μήνα (δηλαδή την τελευταία ημέρα διαπραγμάτευσης του προηγούμενου μήνα και τις τέσσερις πρώτες μέρες διαπραγμάτευσης του νέου μήνα) σε σχέση με τις υπόλοιπες μέρες του μήνα. Υπάρχουν πολλές εργασίες που επιβεβαιώνουν την ύπαρξη αυτού του εποχικού προτύπου σε διάφορες αγορές.

Πρώτοι οι Lakonishok και Smidt (1988) ανέφεραν αυτού του είδους το φαινόμενο για τον DJIA. Ωστόσο χρησιμοποίησαν διαφορετική ερμηνεία για την αλλαγή του μήνα (περιλαμβανόταν η τελευταία μέρα διαπραγμάτευσης του προηγούμενου μήνα και οι τρεις πρώτες μέρες του νέου μήνα). Παρόμοια αποτελέσματα εμφάνισε και στην εργασία του Ziembra (1996) εξετάζοντας για την περίοδο 1928-1993 τις καθημερινές αποδόσεις του δείκτη S&P 500. Βρήκε ότι οι μέσες αποδόσεις ήταν σημαντικά θετικές στην αλλαγή του μήνα.

Αποτελέσματα για άλλες αγορές δίνονται από τους Gudsby και Ratner (1992) και Agrawal και Tandon (1994) χρησιμοποιώντας όμως την ερμηνεία των Lakonishok και Smidt (1988) για την αλλαγή του μήνα. Οι Gudsby και Ratner (1992) βρήκαν ότι η διαφορά μεταξύ απόδοσης στην αλλαγή του μήνα και των αποδόσεων των υπόλοιπων ημερών είναι σημαντικά μεγαλύτερη του

μηδενός σε επίπεδο σημαντικότητας 5% για τις παρακάτω χώρες: Αυστραλία, Καναδάς, Γερμανία, Ελβετία, Ηνωμένο Βασίλειο και Ηνωμένες Πολιτείες, αλλά όχι για τις: Ιαπωνία, Χονγκ-Κονγκ, Ιταλία και Γαλλία. Παρόμοια οι Agrawal και Tandon (1994) από τις 18 χώρες που εξέτασαν σε 10 βρήκαν σημαντικά θετικές αποδόσεις στην αλλαγή του μήνα.

#### 2.3.4.1 Εξηγήσεις

Πολλές εξηγήσεις έχουν δοθεί προσπαθώντας να ερμηνεύσουν την εποχική αυτή κανονικότητα στις αποδόσεις. Η πιο σημαντική από αυτές είναι οι σημαντικές χρηματοροές που εισέρχονται την περίοδο αυτή στην αγορά. Είναι γνωστό ότι οι μισθοί, τα μερίσματα και οι τόκοι πληρώνονται κυρίως την τελευταία μέρα ή τις πρώτες ημέρες του μήνα. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα στην αλλαγή του μήνα να αυξάνεται από τους επενδυτές η ζήτηση για μετοχές λόγω της αύξησης της αγοραστικής δύναμης [Ogden (1990), Ziembka (1991), Gudsby και Ratner (1992)].

Άλλες εξηγήσεις είναι:

- Προσαρμογές απογραφής από διαφορετικούς διαπραγματευτές [Ritter (1988)],
- Η χρονική στιγμή των διαπραγματεύσεων από ενημερωμένους ή μη ενημερωμένους διαπραγματευτές [Admati και Pfleiderer (1988b)].
- Στρατηγικές των ειδικών σε απάντηση στους ενημερωμένους διαπραγματευτές [Admati και Pfleiderer (1989)].
- Η συμπεριφορά των επενδυτών [Penman (1987)].
- Window-dressing λόγω της περιοδικής αξιολόγησης των χαρτοφυλακίων [Ritter και Chopra (1989) και Haugen και Lakonishok (1988)]

- Λάθη μέτρησης

### **2.3.5 Το φαινόμενο στα μέσα του μήνα (The semi month effect)**

Σύμφωνα με την εποχικότητα αυτή, οι μέσες αποδόσεις των αξιογράφων είναι θετικές μόνο κατά τη διάρκεια του πρώτου δεκαπενθημέρου, ενώ το δεύτερο δεκαπενθήμερο είναι κατά μέσο όρο μηδενικές. Ο Ariel (1987) ανέφερε τα παραπάνω για τις Ηνωμένες Πολιτείες. Τα ευρήματα του Ariel (1987) επιβεβαίωσαν με τις εργασίες τους οι Lakonishok και Smidt (1988) και Hensel και Ziembba (1996) για τον DJIA και S&P 500, αντίστοιχα. Παρόμοια οι Linn και Lochwood (1988) παρατήρησαν το εποχικό αυτό πρότυπο για τις αγορές NYSE, AMEX και OTC των Ηνωμένων Πολιτειών.

Η ανωμαλία αυτή αναφέρεται και σε άλλες αγορές. Μια από αυτές είναι του Ηνωμένου Βασιλείου. Οι Mills και Coutts (1995) εξετάζοντας τους τρεις FTSE δείκτες (FTSE-100,250 και 350) βρήκαν σημαντικές μέσες καθημερινές αποδόσεις το πρώτο δεκαπενθήμερο, αλλά ασήμαντες διαφορετικές από το μηδέν για το δεύτερο δεκαπενθήμερο. Επίσης παρόμοια αποτελέσματα υπάρχουν για το Χονγκ-Κονγκ, την Αυστραλία και τις Ηνωμένες Πολιτείες, σύμφωνα με την εργασία των Howe και Wood (1994), όχι όμως για την Ιαπωνία, την Ταϊβάν και τη Σιγκαπούρη. Τέλος για την ελληνική αγορά οι Mills, Siriopoulos, Markellos και Harizanis (2000) αναφέρουν ότι ο Γενικός Δείκτης και το 70% που τον απαρτίζουν έχουν σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις το πρώτο δεκαπενθήμερο του μήνα.

### **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3**

#### **Εμπειρική διερεύνηση του φαινομένου του Ιανουαρίου και του φαινομένου της Δευτέρας στο X.A.**

(January Effect, Monday Effect)

#### **3.1 Οι διεξαγθείσες μελέτες αναφορικά με το Χρηματιστήριο Αθηνών (X.A.) και οι ιδιαιτερότητες που το ίδιο παρουσιάζει**

Στη συγκεκριμένη ενότητα πρόκειται να γίνει μια σύντομη παρουσίαση των μελετών αναφορικά με τις δύο αυτές εποχικότητες στις αποδόσεις στο Ελληνικό Χρηματιστήριο (Χρηματιστήριο Αθηνών-X.A.), καθώς και των χαρακτηριστικών που έχει το ίδιο. Αρχικά πρέπει να αναφέρουμε ότι σήμερα η Ελληνική χρηματαγορά βρίσκεται στο μεταίχμιο μεταξύ αναπτυσσόμενης και ανεπτυγμένης οικονομίας σύμφωνα με την Παγκόσμια Τράπεζα.

Οι Koutmos, Theodossiou και Negakis (1993) εξέτασαν την στοχαστική συμπεριφορά του ASE (Athens Stock Exchange) χρησιμοποιώντας ένα E-GARCH μοντέλο. Βρέθηκε ότι η σειρά των αποδόσεων δεν είναι ανεξάρτητες και με την ίδια κατανομή (i.i.d.) και ότι θετικά “σοκ” (γεγονότα), έχουν μεγαλύτερη επίδραση στη διακύμανση από ότι τα αρνητικά. Επίσης ανέφεραν, εξετάζοντας τη διαχρονική σχέση ανάμεσα στο X.A. και στο Χρηματιστήριο των Ηνωμένων Πολιτειών, ότι οι αποδόσεις στο X.A. μπορούν να προβλεφθούν από παλαιότερες πληροφορίες, καθώς και ότι η μεταβλητότητα στις αποδόσεις των μετοχών στην Ελλάδα είναι μεγαλύτερη και πιο επίμονη, από διάφορα γεγονότα, σε σχέση με το Χρηματιστήριο των Ηνωμένων Πολιτειών.

Αναφερόμενοι στα χαρακτηριστικά του X.A., υπάρχουν αποδείξεις ότι παλιότερα οι μεταβολές του δείκτη μετοχών οφειλόταν κυρίως σε κοινωνικοπολιτικούς παράγοντες και εναλλακτικές επενδυτικές ευκαιρίες, από ότι από τα κέρδη των εταιριών και την οικονομική δραστηριότητα [Alexakis και Petrakis (1991)]. Αυτό δε μπορούμε να πούμε, για την ελληνική αγορά, ότι είναι παράξενο αφού στην Ελλάδα ευνοούνται επενδυτικές δραστηριότητες σε ακίνητα, εισαγωγικό εμπόριο και υπάρχει διαρροή χρήματος στο εξωτερικό.

Οι κοινωνικοπολιτικοί παράγοντες σχετίζονται με την πολιτική αστάθεια, την συμπεριφορά των ενδιαφερομένων μερών απέναντι στο κράτος, τις αλλαγές στην πολιτική, την κατάσταση στην αγορά εργασίας (υπάρχουν ακαμψίες στους μισθούς) και σε άλλες πτυχές της λειτουργίας της αγοράς.

Όλοι αυτοί οι παράγοντες προσθέτουν αστάθεια στην αγορά [Alexakis και Xanthakis (1995)], που στερείται βάθους και εμπιστοσύνης λαμβάνοντας υπόψη ότι ο όγκος των συναλλαγών είναι σχετικά μικρός. Η έλλειψη σταθερότητας δεν είναι παρούσα μόνο στην κοινωνικοπολιτική δομή, αλλά και σε μακροοικονομικό και μικροοικονομικό επίπεδο οικονομίας. Μπορεί κανείς να αναφέρει τον υψηλό πληθωρισμό, το δημόσιο έλλειμμα καθώς και την έλλειψη κανονικότητας στις ανακοινώσεις της κυβέρνησης. Τα ίδια ισχύουν και για τις επιχειρήσεις και τις λογιστικές καταστάσεις των, που μπορούν να τις δημοσιοποιήσουν εντός 6 μηνών, ενώ δηλώνουν τα κέρδη τους στην αρχή του έτους.

Ένα άλλο χαρακτηριστικό της Ελληνικής Οικονομίας είναι ότι ο δείκτης σταθμίζεται περίπου 50% από τις τράπεζες που συμμετέχουν. Οι τράπεζες είναι κυρίως δημόσιες με συχνές αλλαγές στην πολιτική τους. Ωστόσο το χαρακτηριστικό αυτό έχει αλλάξει σήμερα με ιδιωτικές τράπεζες να υπερτερούν σε αριθμό των δημοσίων. Όλα αυτά συν το γεγονότος ότι υπήρχαν ελλείψεις στην τεχνολογία πληροφορίας και τηλεπικοινωνιών, συνέβαλαν στις αναποτελεσματικότητες και τα προβλήματα στο ASE.

Τέλος θα πρέπει να αναφερθούμε και στη συμπεριφορά των επενδυτών. Οι Alexakis και Xanthakis (1995) τόνισαν ότι τα δυσάρεστα νέα ανακοινώνονται κυρίως το Σαββατοκύριακο. Ωστόσο οι Έλληνες δε φαίνεται να κατανοούν την αλληλουχία αυτή των γεγονότων- καλά νέα μέσα στην εβδομάδα, άσχημα νέα το Σαββατοκύριακο- και δε συμπεριφέρονται ανάλογα. Φαίνεται ότι οι Έλληνες στην αρχή της εβδομάδας είναι ανακουφισμένοι στο ότι τίποτα σημαντικό δε συνέβη την προηγούμενη εβδομάδα και το Σαββατοκύριακο και/ή ότι όποιο “σοκ” έχει απορροφηθεί. Αυτοί η ανακούφιση των οδηγεί στην αγορά μετοχών τη Δευτέρα, αυξάνοντας τις τιμές.

Όλα αυτά τα χαρακτηριστικά του Χ.Α. και των επενδυτών συνεχώς μειώνονται από το 1988 λόγω των νέων κανόνων και συνθηκών που επικράτησαν και ορθολογικοποίησαν την αγορά. Σ' αυτούς συγκαταλέγονται η μη παρέμβαση του κράτους, η αυτόνομη λειτουργία της χρηματαγοράς, η δημιουργία OTC (over-the-counter) αγοράς, η δημιουργία αποθετηρίου τίτλων, η εισαγωγή χρηματιστηριακών εταιριών (brokers). Η πιο σημαντική αλλαγή όμως που ίσως έγινε είναι η είσοδος στην Ε.Ε. και η μεγάλη εισροή επενδυτών λόγω των ολοένα καλύτερων συνθηκών, που άρχισαν να μοιάζουν αυτών των πιο ανεπτυγμένων χρηματαγορών. Έτσι λοιπόν ενώ περισσότεροι επενδυτές μπήκαν στην αγορά (Ελληνες και αλλοδαποί), έγιναν πιο ευαίσθητοι στα γεγονότα, ενώ αυξήθηκε ο αριθμός των μετοχών. Σύμφωνα με στοιχεία του 1990, η χρηματοδότηση του ενός τρίτου του ιδιωτικού τομέα πραγματοποιούνταν από το Χ.Α., με ολοένα αυξανόμενη τάση.

#### **Εμπειρικές μελέτες στο Χ.Α. για το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January Effect)**

Πέρα του μεγάλου αριθμού ερευνών, σε διάφορες διεθνείς χρηματαγορές (αναφέρονται στο Κεφάλαιο 2), σχετικά λίγες μελέτες έχουν πραγματοποιηθεί αναφορικά με το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το Χ.Α.. Οι σημαντικότερες και πιο πρόσφατες είναι οι παρακάτω τρεις.

Οι Mills, Siriopoulos, Markellos και Harizanis (2000) μελέτησαν την ύπαρξη ημερολογιακών φαινομένων στο Χ.Α. για την περίοδο 1986-1997. Σε συμφωνία με προηγούμενες εργασίες βρέθηκαν αποδείξεις ύπαρξης του φαινομένου του μήνα καθώς και άλλων ημερολογιακών επιδράσεων. Χρησιμοποιήθηκε όχι μόνο ο Γενικός Δείκτης του χρηματιστηρίου, αλλά και οι μετοχές οι οποίες τον απαρτίζουν, για να αποφευχθούν μεροληπτικές συγκέντρωσης καθώς και για να μην επηρεαστούν τα αποτελέσματα από τα διαφορετικά ποσοστά συμμετοχής κάθε μετοχής στον δείκτη. Θα πρέπει να αναφερθεί ότι οι αποδόσεις δεν ήταν προσαρμοσμένες στα μερίσματα, αν και αυτό σύμφωνα με τους Lakonishok και Smidt (1988) και Fishe et al (1993) δεν επηρεάζει τα αποτελέσματα.

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε ήταν αυτή που αναλύθηκε και στο προηγούμενο κεφάλαιο, δηλαδή η εκτίμηση μέσω της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (ordinary least squares- OLS) της παλινδρόμησης που περιελάμβανε

ψευδομεταβλητές για κάθε μήνα. Τα αποτελέσματα όμως χρησιμοποιώντας τον δείκτη είναι διαφορετικά από αυτά χρησιμοποιώντας τις μετοχές που τον απαρτίζουν. Επίσης τα αποτελέσματα δείχνουν ότι τα ημερολογιακά φαινόμενα ποικίλουν από μετοχή σε μετοχή. Η ένταση της ανωμαλίας αυτής εξετάστηκε και στη βάση κεφαλαιοποίησης και της μεταβλητής beta.

Όσον αφορά το Γενικό Δείκτη έχουμε έντονο φαινόμενο του Ιανουαρίου, με μέση απόδοση του μήνα αυτού 0,34 έναντι 0,07 τους υπόλοιπους μήνες. Υψηλές όμως αποδόσεις παρουσιάζονται και τον Φεβρουάριο (οι οποίες όπως και τον Ιανουάριο ήταν στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 5%). Ωστόσο τα αποτελέσματα αυτά για το δείκτη ήταν ασυνεπή με αυτά των μετοχών. Μόνο το 35% αυτών είχαν τις υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο και το Φεβρουάριο (23% και 12%, αντίστοιχα) ενώ το 16% των μετοχών παρουσίαζαν τις χαμηλότερες αποδόσεις (στατιστικά σημαντικές) τον Απρίλιο. Σύμφωνα με τους συγγραφείς του άρθρου ως πιθανή εξήγηση των αποτελεσμάτων δεν ήταν η “tax-loss selling hypothesis” αφού το 65% των μετοχών δεν παρουσιάζει τις υψηλότερες αποδόσεις στην αρχή του νέου έτους, καθώς επίσης δεν μπορεί να εξηγηθεί στην βάση φορολογίας των κεφαλαιουχικών κερδών λόγω του ότι τέτοιος φόρος δεν υπάρχει.

Μια άλλη εργασία η οποία ασχολείται με αυτό το θέμα για το X.A. είναι αυτή των Coutts, Kaplanidis και Roberts (2000) για την περίοδο 1986-1996 και για δύο υποπεριόδους (1986-1990 και 1990-1996). Η μεθοδολογία ήταν ακριβώς η ίδια με αυτή της προηγούμενης εργασίας, ωστόσο χρησιμοποιήθηκαν μόνο δείκτες (τραπεζικός, ασφαλιστικός, γενικός και leasing). Γενικά η ανωμαλία αυτή επιβεβαιώθηκε μόνο για το γενικό και τον τραπεζικό δείκτη, με ένταση που διαφέρει από περίοδο σε περίοδο. Βλέπουμε λοιπόν ότι το εποχικό αυτό πρότυπο στις αποδόσεις ποικίλει όχι μόνο από μετοχή σε μετοχή, αλλά και από δείκτη σε δείκτη.

Μια σημαντική και πιο πρόσφατη εργασία για το φαινόμενο αυτό στο X.A. είναι αυτή των Fountas και Segredakis (2002), πάνω στην οποία στηρίζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα της παρούσας διπλωματικής εργασίας. Ελέγχθηκε η εποχική αυτή ανωμαλία καθώς και η tax-loss selling hypothesis, χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις για 18 αναδυόμενες αγορές αξιογράφων για την περίοδο 1987-1995. Ανάμεσα σε αυτές ήταν και η ελληνική αγορά. Δύο μέθοδοι χρησιμοποιήθηκαν για

τον έλεγχο της ανωμαλίας αυτής: α) η μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε στις δύο προηγούμενες εργασίες και β) η μέθοδος που χρησιμοποιείται και για τον έλεγχο της “tax-loss selling hypothesis” (βλ. σελ. 30). Και οι δύο μέθοδοι θα αναλυθούν εμπεριστατωμένα στην ενότητα της περιγραφής της μεθοδολογίας. Τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Παρατηρούνται υψηλές μέσες αποδόσεις τον μήνα αυτό 0,07 (στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 5%) έναντι -0,05 των υπόλοιπων μηνών. Στο Χ.Α. παρουσιάζονται στατιστικά σημαντικές αποδόσεις εκτός του Ιανουαρίου, τον Φεβρουάριο (θετικές) και αρνητικές τον Οκτώβριο. Ωστόσο πρέπει να αναφέρουμε ότι οι αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι υψηλότερες (στατιστικά σημαντικές) μόνο τριών μηνών, του Μαΐου, Οκτωβρίου και του Νοεμβρίου. Οι αποδόσεις σ' αυτό το άρθρο περιλαμβάνουν τα dividend yields και τα κεφαλαιακά κέρδη σε αντίθεση με τα παραπάνω άρθρα.

Εμπειρικές μελέτες στο X.A. για το φαινόμενο της Δευτέρας (Monday Effect)

Όπως και για το φαινόμενο του Ιανουαρίου έτσι και για αυτή την κανονικότητα που παρουσιάζεται στις αποδόσεις, οι έρευνες που αναφέρονται σε αυτή για το Χ.Α. είναι λίγες. Ωστόσο είναι πολύ ενδιαφέρουσες αφού εξετάζουν το φαινόμενο σε διάφορες υποπεριόδους και βλέπουν πόσο επίμονο είναι, το συγκρίνουν με αποτελέσματα άλλων διεθνών έρευνών και προτείνουν διάφορες ερμηνείες.

Σημαντική ήταν η έρευνα των Alexakis και Xanthakis (1995) που εξέτασαν το φαινόμενο αυτό για την περίοδο 1985-1994 χρησιμοποιώντας τον δείκτη που διαμόρφωσε το Πλανεπιστήμιο Αθηνών CFS (Centre of Financial Studies). Ο δείκτης αυτός μετρούσε τη συνολική κεφαλαιοποίηση της αγοράς λαμβάνοντας υπόψη το ειδικό βάρος (weight) κάθε μετοχής. Πέρα αυτής της περιόδου, εξετάστηκε το φαινόμενο και σε δύο υποπεριόδους (1985-1987 και 1988-1994) για να ελεγχθεί το πως εξελίσσεται με το πέρασμα του χρόνου.

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε ήταν αυτή που αναφέρθηκε στο Κεφάλαιο 2 (σελ. 36), δηλαδή η εκτίμηση με τη μέθοδο OLS μιας παλινδρόμησης με ψευδομεταβλητές για κάθε μέρα. Ωστόσο το μοντέλο που εκτιμάται εδώ είναι επέκταση του προηγούμενου. Είναι ένα GARCH-M μοντέλο αφού θεωρείται ότι η διακύμανση μεταβάλλεται στο χρόνο. Τα αποτελέσματα ποικίλουν από περίοδο σε



περίοδο, ωστόσο παρουσιάζουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον αφού δεν παρατηρείται το φαινόμενο της Δευτέρας, αλλά στατιστικά σημαντικές αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη. Ειδικότερα για όλη την περίοδο παρουσιάζονται στατιστικά σημαντικές θετικές αποδόσεις τη Δευτέρα (0,102). Το ίδιο εμφανίζεται και για την Παρασκευή (0,331), όπου οι αποδόσεις είναι οι μεγαλύτερες σε σχέση με τις μεγαλύτερες μέρες. Αν και οι αποδόσεις της Παρασκευής που παρατηρούνται είναι συνεπείς με το μεγαλύτερο πλήθος των μελετών, αυτό που παρουσιάζει ενδιαφέρον είναι οι αρνητικές αποδόσεις της Τρίτης (-0,005) οι οποίες είναι και οι χαμηλότερες της εβδομάδας. Το φαινόμενο αυτό δεν είναι σύνθετος, άλλα έχει ξαναπαρατηρηθεί σύμφωνα με τους Jaffe και Westerfield (1985a) και Condoyanni et al (1987). Παρόμοια αποτελέσματα έχουμε και για την πρώτη υποπερίοδο. Όμως τη δεύτερη υποπερίοδο έχουμε το συνηθισμένο πρότυπο που παρουσιάζεται στις περισσότερες μελέτες για τις διεθνείς χρηματαγορές, δηλαδή τις χαμηλότερες και αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα (-0,071) και τις υψηλότερες και θετικές την Παρασκευή (0,278).

Οι Mills, Siriopoulos, Markellos και Harizanis (2000) ασχολήθηκαν με το φαινόμενο της Δευτέρας για το Χ.Α. για την περίοδο 1986-1997 χρησιμοποιώντας όχι μόνο το Γενικό Δείκτη, αλλά και τις μετοχές που τον απαρτίζουν. Στη συγκεκριμένη εργασία δε χρησιμοποιήθηκε κάποιο GARCH μοντέλο, αφού η διακύμανση θεωρείται ότι παραμένει σταθερή. Όσον αφορά το δείκτη παρουσιάζονται αρνητικές αποδόσεις μόνο την Τετάρτη (-0,0155), ενώ οι υψηλότερες και θετικές την Παρασκευή (0,3614). Όσον αφορά τις μετοχές, μόνο το 42% έχουν σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις την Παρασκευή, ενώ σημαντικά χαμηλότερες αποδόσεις την Τρίτη και την Τετάρτη το 15% και 5% των μετοχών, αντίστοιχα. Ήα πρέπει να αναφέρουμε ότι απορρίπτονται η trading time hypothesis και η calendar time hypothesis. Βλέπουμε λοιπόν ότι τα αποτελέσματα διαφέρουν ανάλογα που ελέγχουμε για τα εποχικά πρότυπα.

Τέλος έχουμε την εργασία των Coutts, Kaplanidis και Roberts (2000) πάνω στην οποία στηρίζεται η εμπειρική διερεύνηση του φαινομένου της Δευτέρας στη συγκεκριμένη διπλωματική εργασία. Ελέγχθηκε σ' αυτό το άρθρο η ανωμαλία αυτή για την περίοδο 1986-1996 για τέσσερις βασικούς δείκτες της ελληνικής χρηματαγοράς, το γενικό, τον τραπεζικό, τον ασφαλιστικό και το leasing. Επίσης

έγινε έρευνα αυτού του εποχικού προτύπου για δύο υποπεριόδους (1986-1990 και 1991-1996) έτσι ώστε να παρατηρηθεί η εξέλιξή του.

Οι αποδόσεις οι οποίες χρησιμοποιούνται δε συμπεριλαμβάνουν τα μερίσματα, αφού θεωρείται ότι τα αποτελέσματα δεν επηρεάζονται. Όσον αφορά το γενικό δείκτη παρατηρούνται υψηλότερες (θετικές) και στατιστικά σημαντικές αποδόσεις την Παρασκευή για όλη την περίοδο και τις υποπεριόδους. Όσον αφορά τις αποδόσεις της Δευτέρας έχουμε θετική (στατιστικά μη σημαντική) απόδοση για όλη την περίοδο, στατιστικά σημαντική, την πρώτη υποπερίοδο και αρνητική (στατιστικά σημαντική) τη δεύτερη υποπερίοδο. Βλέπουμε λοιπόν ότι με το πέρασμα του χρόνου οι αποδόσεις υιοθετούν ένα εποχικό πρότυπο πιο κοντά σ' αυτά που παρουσιάζουν οι ανεπτυγμένες χρηματαγορές. Για τον *τραπεζικό δείκτη* παρατηρούνται θετικές και στατιστικά σημαντικές αποδόσεις τη Δευτέρα για τις δύο υποπεριόδους και στατιστικά μη σημαντικές για όλη την περίοδο. Τα ίδια ισχύουν για τις αποδόσεις τις Παρασκευής όπως και για το γενικό δείκτη. Όσον αφορά το *ασφαλιστικό δείκτη* παρουσιάζονται αρνητικές αποδόσεις (στατιστικά σημαντικές) τη Δευτέρα μόνο για τη δεύτερη υποπερίοδο, ωστόσο οι χαμηλότερες για αυτή την περίοδο αποδόσεις παρουσιάζονται την Τρίτη. Επίσης παρατηρούνται αρνητικές αποδόσεις (οι χαμηλότερες και στατιστικά σημαντικές) για όλη την περίοδο την Τρίτη. Τέλος θετικές αποδόσεις παρατηρούνται την Παρασκευή, αλλά όχι στατιστικά σημαντικές. Για το δείκτη *leasing* έχουμε αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα και θετικές την Παρασκευή όμως δεν είναι στατιστικά σημαντικές.

Τα ευρήματα δείχνουν ότι οι δείκτες δεν ακολουθούν παρόμοια πρότυπα και ότι το day of the week effect δεν είναι συνεπές για κάθε δείκτη. Τα αποτελέσματα αυτά είναι συνεπή με τα αποτελέσματα των Mills και Coutts (1995) για μια ποικιλία FT-SE δεικτών. Ως συμπέρασμα μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει επίμονη ύπαρξη του day of the week effect.

### 3.2 Περιγραφή Δεδομένων και Μεθοδολογίας

#### 3.2.1 Περιγραφή Δεδομένων

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται στην παρούσα διπλωματική εργασία αφορούν την περίοδο **02/01/1990** εώς **30/06/2004**. Πρόκειται για ημερήσια στοιχεία τα οποία προήλθαν από το **Datasream** και αφορούν το Γενικό Δείκτη του X.A.. Οι τιμές του δείκτη είναι προσαρμοσμένες στα μερίσματα, αν και σύμφωνα με πολλές μελέτες [βλ. Mills και Coutts (1995), Lakonishok και Smidt (1988)], οποιεσδήποτε μεροληψίες αναφορικά με τα μερίσματα δεν έχουν στατιστικά σημαντική επίδραση στα αποτελέσματα.

Θεωρούμε ότι οι τιμές των μετοχών ακολουθούν “τυχαίο περίπατο” (random walk). Οι αποδόσεις του δείκτη για κάθε συγκεκριμένη χρονική περίοδο υπολογίζονται βάσει του παρακάτω τύπου:

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

όπου:

$R_t$ : η ημερήσια απόδοση του δείκτη για τη μέρα  $t$ ,

$P_t$ : η τιμή του δείκτη την ημέρα  $t$

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

Σκοπός της συγκεκριμένης μελέτης είναι να εξετάσουμε αν υπάρχουν εποχικά πρότυπα στις αποδόσεις στο X.A.. Ειδικότερα θα ερευνήσουμε αν παρατηρούνται τα σημαντικότερα από τα ημερολογιακά φαινόμενα που αναφέρονται στη διεθνή βιβλιογραφία, το φαινόμενο του Ιανουαρίου και το φαινόμενο της Δευτέρας. Η ύπαρξη αυτών των ανωμαλιών, θα αναζητηθεί όχι μόνο για την περίοδο 1990-2004, αλλά και για ένα πλήθος υποπεριόδων, έτσι ώστε να δούμε την εξέλιξη των φαινομένων και για να συγκρίνουμε τα αποτελέσματά μας, με αυτά των εργασιών που έχουν ήδη πραγματοποιηθεί. Οι υποπεριόδοι με τις οποίες θα ασχοληθούμε είναι οι παρακάτω: δύο μεγάλες περίοδοι 02/01/1990-30/12/1997, 01/01/1998-30/06/2004,

και οι μικρότερες 01/01/1991-31/12/1997, 01/01/1991-30/12/1994 και 02/01/1995-31/12/1997.

### **3.2.2 Ανάλυση της Μεθοδολογίας για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου**

Όπως ήδη αναφέρθηκε, η μεθοδολογία η οποία χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της ανωμαλίας αυτής, είναι αντίστοιχη αυτής που χρησιμοποιούν οι **Fountas και Segredakis (2000)** στο άρθρο τους. Πρόκειται για εκτίμηση μέσω της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (**OLS**) των παρακάτω τριών παλινδρομήσεων, οι οποίες ελέγχουν την ύπαρξη μηνιαίων εποχικών προτύπων στις αποδόσεις, την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου καθώς και για το αν ισχύει η tax-loss selling hypothesis. Η εκτίμηση των παλινδρομήσεων θα γίνεται με τη χρησιμοποίηση του οικονομετρικού πακέτου **E-Views**. Υπολογίζοντας πρώτα τις αποδόσεις του γενικού δείκτη, όπως στην εξίσωση (1), ελέγχουμε για στατιστικά σημαντικές αποδόσεις (μηνιαίες εποχικές επιδράσεις) εκτιμώντας την παρακάτω παλινδρόμηση:

$$\begin{aligned}
 R_t &= a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + a_4 D_{4t} + a_5 D_{5t} + a_6 D_{6t} + \dots + a_{12} D_{12t} + \varepsilon_t \\
 &= \sum_{i=1}^{12} a_i D_{it} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{A}$$

όπου:

$R_t$ : η απόδοση του Γενικού Δείκτη του X.A. για τη χρονική περίοδο  $t$ , όπως υπολογίζεται από τη σχέση (1),

$D_{it}$ : είναι οι μηνιαίες ψευδομεταβλητές (π.χ.  $D_{1t}$  για τον Ιανουάριο,  $D_{2t}$  για το Φεβρουάριο κ.ο.κ.), οι οποίες παίρνουν τις παρακάτω τιμές

$D_{it} = 1$ , για το μήνα  $i$

$= 0$ , διαφορετικά.

$a_i$ : είναι οι μέσες αποδόσεις για το μήνα  $i$ ,

και  $\varepsilon_t$ : ο διαταρακτικός όρος, ο οποίος θεωρούμε ότι είναι λευκός θόρυβος (white noise).

Για τον έλεγχο του φαινομένου του Ιανουαρίου, δύο τύποι ελέγχων έχουν προταθεί. Ο πρώτος γίνεται με την εκτίμηση της παρακάτω παλινδρόμησης:

$$\begin{aligned} R_t &= c + a_2 D_{2t} + a_3 D_3 + a_4 D_4 + a_5 D_5 + a_6 D_6 + \dots + a_{12} D_{12} + \varepsilon_t \\ &= c + \sum_{i=2}^{12} a_i D_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (\textbf{B})$$

όπου:

$R_t$ : όπως έχει οριστεί στο μοντέλο (A),

$c$ : είναι η σταθερά και δείχνει τη μέση απόδοση το μήνα Ιανουάριο,

$a_i$ : με  $i = 2, \dots, 12$  δείχνουν τη διαφορά μεταξύ της απόδοσης του Ιανουαρίου και του  $i$  μήνα του χρόνου,

$D_{it}$ : είναι οι μηνιαίες ψευδομεταβλητές όπως έχουν οριστεί στην προηγούμενη παλινδρόμηση,

και  $\varepsilon_t$ : ο διαταρακτικός όρος.

Εδώ ουσιαστικά ελέγχεται η μηδενική υπόθεση  $H_0 : a_2 = a_3 = \dots = a_{12} = 0$ , δηλαδή ότι όλες οι παράμετροι των ψευδομεταβλητών είναι μηδέν έναντι της εναλλακτικής ( $H_1$ ) ότι έστω μια είναι διαφορετική του μηδενός. Αποτελέσματα τα οποία θα έδειχναν ότι κάθε παράμετρος είναι μικρότερη του μηδενός θα οδηγούσαν στο συμπέρασμα ότι παρατηρείται το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Ο δεύτερος έλεγχος για το φαινόμενο αυτό, ουσιαστικά ελέγχει και την tax-loss selling hypothesis και βασίζεται στην εκτίμηση με την OLS της παρακάτω παλινδρόμησης:

$$R_t = c_0 + \beta_1 D_{1t} + \varepsilon_t \quad (\textbf{Γ})$$

$R_t$ : όπως έχει οριστεί και στις προηγούμενες σχέσεις,

$c_0$ : μετρά τη μέση απόδοση του Ιανουαρίου ή/και τη μέση απόδοση του πρώτου μήνα του φορολογικού έτους,

$D_{1t}$ : είναι μια ψευδομεταβλητή η οποία παίρνει τις παρακάτω τιμές

$D_{it} = 0$ , για τον Ιανουάριο ή/και για τον πρώτο μήνα του φορολογικού έτους

= 1, διαφορετικά.

Αν η παράμετρος  $\beta_1$  είναι στατιστικά σημαντική και μικρότερη του μηδενός ( $\beta_1 < 0$ ), τότε υπάρχουν αποδείξεις ύπαρξης του φαινομένου του Ιανουαρίου ή/και ότι ισχύει η “tax-loss selling hypothesis”.

Η εξίσωση (B) παρέχει περισσότερες πληροφορίες από ότι η σχέση (Γ), αφού μπορεί κάποιος να δει τους μήνες τους οποίους η μέση απόδοση είναι χαμηλότερη της μέσης απόδοσης του μήνα Ιανουαρίου.

### **3.2.3 Ανάλυση της Μεθοδολογίας για το Φαινόμενο της Δευτέρας**

Η μεθοδολογία η οποία χρησιμοποιείται για τον έλεγχο του φαινομένου της Δευτέρας στην παρούσα διπλωματική εργασία στηρίζεται σε αυτή που χρησιμοποιείται στο άρθρο των Coutts, Kaplanidis και Roberts (2002). Η μεθοδολογία αυτή χρησιμοποιείται στις περισσότερες μελέτες, εκτός μερικών μελετών που θεωρούν ότι η διακύμανση είναι μεταβαλλόμενη στο χρόνο και χρησιμοποιούν κάποιο GARCH μοντέλο [βλ. Alexakis και Xanthakis (1995)]. Πρόκειται για εκτίμηση μέσω της μεθόδου OLS μιας παλινδρόμησης με ψευδομεταβλητές, που τώρα όμως αφορούν ημέρες και όχι μήνες, όπως στον έλεγχο του φαινομένου του Ιανουαρίου. Η παλινδρόμηση η οποία εκτιμάται είναι η παρακάτω:

$$R_{kt} = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_3 + a_4 D_4 + a_5 D_5 + \varepsilon_{kt} = \sum_{i=1}^5 a_i D_{it} + \varepsilon_{kt} \quad (\Delta)$$

όπου:

$R_{it}$ : η απόδοση του  $k$  δείκτη (στην περίπτωση μας το Γενικό Δείκτη του X.A.) την ημέρα  $t$ ,

$D_{it}$ : είναι οι ψευδομεταβλητές με  $D_{1t}$  για τη Δευτέρα,  $D_{2t}$  για την Τρίτη κ.ο.κ. που παίρνει τιμές 1 για την ημέρα της εβδομάδας για την οποία οι αποδόσεις παρατηρούνται και 0 διαφορετικά,

$a_i$ : είναι οι μέσες αποδόσεις για κάθε ημέρα (π.χ.  $a_1$  είναι η μέση απόδοση για τη Δευτέρα,  $a_2$  για την Τρίτη κ.ο.κ),  
και  $\varepsilon_t$ : ο διαταρακτικός όρος.

Η μηδενική υπόθεση που συνδυάζεται με την παραπάνω παλινδρόμηση είναι η  $H_0: a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = 0$ , δηλαδή ότι οι παράμετροι των ψευδομεταβλητών είναι όλοι μηδέν έναντι της εναλλακτικής ( $H_1$ ) ότι κάποια δεν είναι. Η υπόθεση αυτή ελέγχεται χρησιμοποιώντας τη *F* στατιστική. Αν η μηδενική υπόθεση απορριφθεί τότε οι αποδόσεις παρουσιάζουν κάποια day of the week εποχικότητα.

Στην παρούσα διπλωματική εργασία πρόκειται να επεκτείνουμε τον έλεγχο για ανωμαλίες αυτού του τύπου εκτιμώντας τη σχέση ( $\Delta$ ) χωρίς να λάβουμε υπόψη τις αποδόσεις του Ιανουαρίου που ίσως επηρεάζουν τα αποτελέσματα καθώς επίσης εισάγοντας μια επιπλέον ψευδομεταβλητή  $D_6$  για τις αποδόσεις του Ιανουαρίου όπως συμβαίνει στο άρθρο των **Draper και Paudyal (2002)**. Η νέα παλινδρόμηση που εκτιμάται με την επιπλέον μεταβλητή είναι η παρακάτω:

$$R_t = \sum_{i=1}^6 a_i D_{it} + \varepsilon_t \quad (\text{E})$$

η ψευδομεταβλητή  $D_{6t}$  θα παίρνει την τιμή 1 όταν έχουμε Ιανουάριο και 0 διαφορετικά.

Όπως και στο φαινόμενο του Ιανουαρίου έτσι και εδώ η εκτίμηση των παλινδρομήσεων θα γίνεται με τη χρησιμοποίηση του οικονομετρικού πακέτου **E-Views**.

**ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4****Παρουσίαση και ανάλυση των αποτελεσμάτων****4.1. Ανάλυση των αποτελεσμάτων για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου****Αποτελέσματα για όλη την περίοδο και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους**

Όπως αναφέρθηκε στο προηγούμενο τμήμα η εκτίμηση των παλινδρομήσεων έγινε μέσω του E-Views. Πρώτα ελέγχθηκε η ύπαρξη στατιστικά σημαντικών αποδόσεων (μηνιαίες εποχικές αποδόσεις) βάσει του υποδείγματος (A) και τα αποτελέσματα τα οποία πήραμε παρουσιάζονται στον πίνακα (3).

**ΠΙΝΑΚΑΣ 3**

Αποτελέσματα όσον αφορά τη σημαντικότητα των αποδόσεων κάθε μήνα για όλη την περίοδο και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους

Μεταβλητή	Περίοδος 1990-2004	Περίοδος 1990-1997	Περίοδος 1998-2004
	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)
$D_1$	0.094177 (0.041259)*	0.175460 (0.054153)*	0.000831 (0.063214)
$D_2$	0.085656 (0.043325)*	0.187740 (0.056941)*	-0.030909 (0.066278)
$D_3$	0.002099 (0.041383)	-0.026001 (0.054460)	0.034005 (0.063214)
$D_4$	0.095496 (0.041893)*	0.062468 (0.055090)	0.133118 (0.064046)*
$D_5$	0.001824 (0.041321)	-0.019985 (0.054153)	0.027030 (0.063419)
$D_6$	0.006815 (0.042089)	0.081549 (0.055413)	-0.077884 (0.064259)
$D_7$	0.055446 (0.042625)	0.025127 (0.054153)	0.095719 (0.067987)
$D_8$	-0.029228 (0.042831)	-0.015855 (0.054306)	-0.047161 (0.068500)
$D_9$	-0.089953 (0.043542)*	-0.097010 (0.055251)**	-0.080527 (0.069562)
$D_{10}$	-0.069836 (0.042625)	-0.123773 (0.054153)*	0.001811 (0.067987)
$D_{11}$	0.018664 (0.043542)	-0.017218 (0.055251)	0.066600 (0.069562)
$D_{12}$	0.045650 (0.042762)	0.072084 (0.054306)	0.010470 (0.068242)

\*στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο εμπιστοσύνης

\*\*στατιστικά σημαντικό σε 10% επίπεδο εμπιστοσύνης

Στις παρενθέσεις παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις.

Από ότι βλέπουμε στον Πίνακα 3 όσον αφορά όλη την περίοδο παρατηρούνται στατιστικά σημαντικές θετικές αποδόσεις τον Ιανουάριο, το Φεβρουάριο και τον Απρίλιο, με αυτές του Απριλίου να είναι οι υψηλότερες. Στατιστικά σημαντικές, αλλά αρνητικές αποδόσεις, οι οποίες είναι και οι χαμηλότερες εμφανίζονται το Σεπτέμβριο. Στο άρθρο όμως των Fountas και Segredakis (2002), οι υψηλότερες και θετικές αποδόσεις εμφανίζονται το Φεβρουάριο και οι χαμηλότερες και αρνητικές τον Οκτώβριο. Ωστόσο παρουσιάζονται και εκεί θετικές αποδόσεις τον Ιανουάριο (στατιστικά σημαντικές) και τον Απρίλιο (στατιστικά μη σημαντικές).

Για την περίοδο 1990-1997 εμφανίζονται αποτελέσματα συνεπή με αυτά του άρθρου στο οποίο στηρίχθηκαμε, ωστόσο παρουσιάζονται αρνητικές αποδόσεις σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 10% και τον Σεπτέμβριο. Για τη δεύτερη υποπερίοδο το μόνο που παρατηρείται είναι οι υψηλότερες και σημαντικές αποδόσεις τον Απρίλιο, αποτέλεσμα που δεν είναι συνεπές με αυτό του παραπάνω άρθρου. Τον Ιανουάριο παρατηρείται θετική απόδοση (όχι η υψηλότερη) που όμως δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Αρχικά ο έλεγχος για το φαινόμενο του Ιανουαρίου έγινε με την εκτίμηση του υποδείγματος (B), τα αποτελέσματα του οποίου βρίσκονται στον Πίνακα (4).

#### ΠΙΝΑΚΑΣ 4

Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου του Ιανουαρίου για όλη την περίοδο και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους

Μεταβλητή	Περίοδος 1990-2004	Περίοδος 1990-1997	Περίοδος 1998-2004
	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)
$C$	0.094177 (0.041259)*	0.175460 (0.054153)*	0.000831 (0.063214)
$D_2$	-0.008521 (0.059827)	0.012280 (0.078580)*	-0.031741 (0.091590)
$D_3$	-0.092078 (0.058437)	-0.201461 (0.076802)	0.033173 (0.089398)
$D_4$	0.001320 (0.058799)	-0.112993 (0.077250)	0.132287 (0.089988)*
$D_5$	-0.092353 (0.058393)	-0.195445 (0.076585)	0.026199 (0.089543)
$D_6$	-0.087362 (0.058938)	-0.093911 (0.077480)	-0.078716 (0.090140)

Μεταβλητή	Περίοδος 1990-2004	Περίοδος 1990-1997	Περίοδος 1998-2004
	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)
$D_7$	-0.038731 (0.059323)	-0.150333 (0.076585)	0.094888 (0.092834)
$D_8$	-0.123405 (0.059471)*	-0.191315 (0.076693)	-0.047993 (0.093211)
$D_9$	-0.184130 (0.059985)*	-0.272470 (0.077364)**	-0.081358 (0.093994)
$D_{10}$	-0.164013 (0.059323)*	-0.299234 (0.076585)*	0.000980 (0.092834)
$D_{11}$	-0.075513 (0.059985)	-0.192679 (0.077364)	0.065768 (0.093994)
$D_{12}$	-0.048527 (0.059421)	-0.103377 (0.076693)	0.009639 (0.093021)

\*στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο εμπιστοσύνης

\*\*στατιστικά σημαντικό σε 10% επίπεδο εμπιστοσύνης

Στις παρενθέσεις παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις.

Τα αποτελέσματα του Πίνακα 4 για όλη την περίοδο (1990-2004) δείχνουν ένα έντονο φαινόμενο Ιανουαρίου. Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι μεγαλύτερη όλων των μέσων αποδόσεων των υπόλοιπων μηνών. Για την περίοδο 1990-1997 βλέπουμε ότι το φαινόμενο συνεχίζει να υφίσταται με αυτελέσματα συνεπή με αυτά των Fountas και Segredakis (2002) για το X.A.. Θετική παρουσιάζεται η παράμετρος  $\beta_2$  που δείχνει τη διαφορά ανάμεσα στη μέση απόδοση Ιανουαρίου και Φεβρουαρίου, αλλά είναι στατιστικά μη σημαντική. Όσον αφορά όμως την περίοδο 1998-2004 βλέπουμε ότι δεν υφίσταται το φαινόμενο αυτό. Έχει εξασθενήσει σε σχέση με την προηγούμενη περίοδο, γεγονός συνεπές με αποτελέσματα άλλων ερευνών, οι οποίες αναφέρουν ότι όσο πιο αναπτυγμένη γίνεται μια χρηματαγορά, τέτοιου είδους πρότυπα τείνουν να εκλείψουν.

Τέλος με την εκτίμηση του ( $\Gamma$ ) υποδείγματος ελέγχουμε την ύπαρξη, όχι μόνο του φαινομένου του Ιανουαρίου, αλλά και την ισχύ της “tax-loss selling hypothesis”. Τα αποτελέσματα δίνονται στον Πίνακα 5.

### ΠΙΝΑΚΑΣ 5

Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου του Ιανουαρίου και της “tax-loss selling hypothesis” για όλη την περίοδο και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους

Μεταβλητή	Περίοδος 1990-2004	Περίοδος 1990-1997	Περίοδος 1998-2004
	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)
<i>c</i>	0.094177 (0.041307)*	0.175460 (0.054345)*	0.000831 (0.063229)
<i>D</i> <sub>1</sub>	-0.082722 (0.043255)**	-0.165214 (0.056822)*	0.012121 (0.066334)

\*στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο εμπιστοσύνης

\*\*στατιστικά σημαντικό σε 10% επίπεδο εμπιστοσύνης

Στις παρενθέσεις παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις.

Από ότι βλέπουμε στον Πίνακα 5, το φαινόμενο του Ιανουαρίου παρατηρείται σε όλη την περίοδο και την πρώτη υποπερίοδο, αποτελέσματα συνεπή με τα αποτελέσματα που βρήκαμε χρησιμοποιώντας τη μέθοδο ελέγχου του φαινομένου στον Πίνακα 4. Επίσης σε αυτές τις δύο περιόδους φαίνεται ότι έχει ισχύ η εξήγηση της “tax-loss selling hypothesis”. Όμως η ανωμαλία αυτή βλέπουμε ότι και με τη μέθοδο αυτή δεν παρατηρείται στη δεύτερη υποπερίοδο αφού ο συντελεστής  $\beta_1$  είναι θετικός.

#### Αποτελέσματα για τις υπόλοιπες υποπεριόδους

Πριν να γίνει ανάλυση, βάσει του μοντέλου (A), των αποτελεσμάτων για τις υπόλοιπες περιόδους, θα πρέπει να αναφερθεί ο λόγος για τον οποίο παίρνουμε τη σχετικά μεγάλη περίοδο 1991-1997. Λόγω των υπερβολικά μεγάλων ακραίων τιμών που παίρνει ο δείκτης το έτος 1990 κρίθηκε σκόπιμο να αφαιρεθούν οι αποδόσεις αυτές έτσι ώστε το αποτέλεσμα να μην επηρεάζεται από αυτές.

Τα αποτελέσματα ελέγχου για την ύπαρξη στατιστικά σημαντικών αποδόσεων για τις υπόλοιπες περιόδους, χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα (A), φαίνονται στον Πίνακα 6.

## ΠΙΝΑΚΑΣ 6

Αποτελέσματα όσον αφορά τη σημαντικότητα των αποδόσεων κάθε μήνα για τις μικρότερες υποπεριόδους

Μεταβλητή	Περίοδος 1991-1997	Περίοδος 1991-1994	Περίοδος 1995-1997
	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)
$D_1$	0.154958 (0.050366)*	0.164155 (0.071357)*	0.143058 (0.068522)*
$D_2$	0.184600 (0.052977)*	0.248948 (0.074840)*	0.100209 (0.072346)
$D_3$	-0.052872 (0.050692)	-0.116341 (0.070955)	0.034032 (0.070085)
$D_4$	-0.046671 (0.051193)	-0.074522 (0.071766)	-0.008810 (0.070631)
$D_5$	-0.051373 (0.050528)	-0.184259 (0.071766)*	0.118644 (0.068522)**
$D_6$	-0.013587 (0.051535)	0.015193 (0.072182)	-0.052874 (0.071189)
$D_7$	0.034542 (0.050366)	0.022084 (0.070955)	0.051092 (0.069031)
$D_8$	0.009366 (0.050692)	0.011697 (0.071357)	0.006257 (0.069552)
$D_9$	-0.057650 (0.051193)	-0.186194 (0.071766)*	0.117090 (0.070631)**
$D_{10}$	-0.095140 (0.050528)**	-0.056632 (0.071766)	-0.144407 (0.068522)*
$D_{11}$	0.008712 (0.051535)	0.053345 (0.072182)	-0.052216 (0.071189)
$D_{12}$	0.066481 (0.050366)	0.085549 (0.070560)	0.040479 (0.069552)

\*στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο εμπιστοσύνης

\*\*στατιστικά σημαντικό σε 10% επίπεδο εμπιστοσύνης

Στις παρενθέσεις παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις.

Για την περίοδο 1991-1997 παρατηρούνται θετικές αποδόσεις (στατιστικά σημαντικές) τον Ιανουάριο και τον Φεβρουάριο (οι υψηλότερες), ενώ αρνητικές τον Οκτώβριο (οι χαμηλότερες). Τα αποτελέσματα αυτά είναι συνεπή ακριβώς με αυτά των Fountas και Segredakis (2002) για το Χ.Α. για την περίοδο που εξέτασαν (1987-1995). Για την περίοδο 1991-1994 έχουμε πάλι σημαντικά θετικές αποδόσεις τους ίδιους μήνες όπως και πριν με τις υψηλότερες τον Φεβρουάριο, ωστόσο σημαντικά αρνητικές παρουσιάζονται τώρα το Μάιο και το Σεπτέμβριο (οι χαμηλότερες). Τέλος την περίοδο 1995-1997 έχουμε σημαντικά θετικές αποδόσεις τον Ιανουάριο (οι υψηλότερες) και το Μάιο (όμως σε επίπεδο σημαντικότητας 10%). Αρνητικές αποδόσεις παρουσιάζονται το Σεπτέμβριο και τον Οκτώβριο (οι χαμηλότερες).

Οι έλεγχοι και εδώ για το φαινόμενο του Ιανουαρίου γίνονται αρχικά με το υπόδειγμα (B), τα αποτελέσματα των οποίων βρίσκονται στον Πίνακα 7.

### ΠΙΝΑΚΑΣ 7

Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου Ιανουαρίου για τις μικρότερες υποπεριόδους

Μεταβλητή	Περίοδος 1991-1997	Περίοδος 1991-1994	Περίοδος 1995-1997
	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)
$C$	0.154958 (0.050366)*	0.164155 (0.071357)*	0.143058 (0.068522)*
$D_2$	0.029642 (0.073098)	0.084794 (0.103406)	-0.042849 (0.099646)
$D_3$	-0.207830 (0.071459)*	-0.280495 (0.100630)*	-0.109026 (0.098016)
$D_4$	-0.201629 (0.071815)*	-0.238676 (0.101204)*	-0.151868 (0.098407)
$D_5$	-0.206331 (0.071343)*	-0.348413 (0.101204)*	-0.024414 (0.096904)
$D_6$	-0.168545 (0.072060)	-0.148962 (0.101499)	-0.195931 (0.098808)*
$D_7$	-0.120416 (0.071228)	-0.142071 (0.100630)	-0.091965 (0.097265)
$D_8$	-0.145593 (0.071459)	-0.152457 (0.100914)	-0.136800 (0.097636)
$D_9$	-0.212608 (0.071815)*	-0.350349 (0.101204)*	-0.025968 (0.098407)
$D_{10}$	-0.250098 (0.071343)*	-0.220786 (0.101204)*	-0.287465 (0.096904)*
$D_{11}$	-0.146247 (0.072060)*	-0.110809 (0.101499)	-0.195274 (0.098808)*
$D_{12}$	-0.088478 (0.071228)	-0.078606 (0.100352)	-0.102578 (0.097636)

\*στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο εμπιστοσύνης

\*\*στατιστικά σημαντικό σε 10% επίπεδο εμπιστοσύνης

Στις παρενθέσεις παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις.

Για την περίοδο 1991-1997 παρατηρείται το φαινόμενο του Ιανουαρίου με αποτελέσματα συνεπή αυτών της εργασίας πάνω στην οποία στηριχθήκαμε. Μόνο ο συντελεστής  $\beta_2$  είναι θετικός, όμως δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Παρόμοια αποτελέσματα εμφανίζονται για την περίοδο 1991-1994 όπως και για την περίοδο 1995-1997. Ωστόσο την υποπερίοδο 1995-1997 το φαινόμενο βλέπουμε ότι εξασθενεί (0,143 από 0,164).

Ο έλεγχος της ανωμαλίας αυτής καθώς και της “tax-loss selling hypothesis” γίνεται επίσης με την εκτίμηση του υποδείγματος ( $\Gamma$ ). Τα αποτελέσματάς της φαίνονται στον Πίνακα 8.

### ΠΙΝΑΚΑΣ 8

Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου Ιανουαρίου και της “tax-loss selling hypothesis” για τις μικρότερες υποπεριόδους

Μεταβλητή	Περίοδος 1991-1997	Περίοδος 1991-1994	Περίοδος 1995-1997
	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)
$c$	0.154958 (0.050534)*	0.164155 (0.072047)*	0.143058 (0.068710)*
$D_1$	-0.157412 (0.052840)*	-0.182449 (0.075290)*	-0.124737 (0.071907)**

\*στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο εμπιστοσύνης

\*\*στατιστικά σημαντικό σε 10% επίπεδο εμπιστοσύνης

Στις παρενθέσεις παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις.

Από τον Πίνακα 8, βλέποντας ότι ο συντελεστής  $\beta_1$  είναι αρνητικός για όλες τις περιόδους, εξάγουμε το συμπέρασμα ότι υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου και ότι ισχύει η “tax-loss selling hypothesis”.

#### 4.2 Ανάλυση των αποτελεσμάτων για το Φαινόμενο της Δευτέρας

Αποτελέσματα για όλη την περίοδο και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους

Όπως ήδη αναφέρθηκε ο έλεγχος για day of the week effects γίνεται με την εκτίμηση των παλινδρομήσεων ( $\Delta$ ) και της επέκτασής της, καθώς και του υποδείγματος ( $E$ ) μέσω του E-Views. Αρχικά όμως θα αναφέρουμε μερικά περιγραφικά στατιστικά στοιχεία της χρονολογικής σειράς των αποδόσεων του δείκτη καθώς και των αποδόσεων κάθε μέρας.

Όσον αφορά το δείκτη, όπως βλέπουμε στο Διάγραμμα 1 του Παραρτήματος και ύστερα από ελέγχους της σειράς για μοναδιαία ρίζα, η χρονολογική σειρά δεν είναι στάσιμη (π.χ. για την περίοδο 1990-2004 η ADF είναι ίση με -26,180). Αυτό δε συμβαίνει μόνο για όλη την περίοδο, αλλά και για όλες τις υποπεριόδους. Ο έλεγχος

Augmented Dickey Fuller για στασιμότητα αναφέρεται ενδεικτικά για όλη την περίοδο στο Παράρτημα. Μερικά περιγραφικά στοιχεία της σειράς για τις τρεις αυτές περιόδους φαίνονται στον Πίνακα 9.

### ΠΙΝΑΚΑΣ 9

Περιγραφικά στοιχεία της χρονολογικής σειράς των αποδόσεων του δείκτη

Στοιχέια	Περίοδος 1990-2004	Περίοδος 1990-1997	Περίοδος 1998-2004
Μέση Απόδοση	0,018	0,024	0,011
Τυπική Απόκλιση	0,75	0,72	0,78
Ασυμμετρία	0,18	0,4	-0,022
Κύρτωση	8,02	10,04	6,11
ADF	-26,180	-18,031	-17,163

Από τα στοιχεία αυτά βλέπουμε ότι τα δεδομένα μας παρουσιάζουν για όλες τις περιόδους λεπτοκύρτωση σχετικά με την κανονική κατανομή. Επίσης παρατηρείτε θετική ασυμμετρία δηλ. η χαμηλότερη ουρά δεν είναι τόσο μακριά όσο η ψηλότερη. Αυτά φαίνονται από τα διαγράμματα 2,3 και 4 του Παραρτήματος.

Όσον αφορά κάποια περιγραφικά στοιχεία για τις αποδόσεις κάθε μέρας τα βλέπουμε στον Πίνακα 10.

### ΠΙΝΑΚΑΣ 10

Μέσοι και τυπικές αποκλίσεις της περιόδου 1990-2004 και των δύο μεγάλων υποπεριόδων

Ημέρα	Περίοδος 1990-2004	Περίοδος 1990-1997	Περίοδος 1998-2004
Δευτέρα	-0.00579(0.931)	0.030824(0.969)	-0.050823(0.882)
Τρίτη	-0.01366(0.751)	-0.01459(0.740)	-0.012498(0.766)
Τετάρτη	0.013604(0.680)	-0.002824(0.603)	0.033860(0.765)
Πέμπτη	0.015934(0.727)	0.004361(0.671)	0.030273(0.793)
Παρασκευή	0.083173(0.641)	0.103305(0.572)	0.05841(0.717)

Στις παρενθέσεις παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις.

Από ότι βλέπουμε σε όλες τις περιόδους η τυπική απόκλιση τη Δευτέρα είναι η μεγαλύτερη, ενώ την Παρασκευή είναι η μικρότερη. Αυτό βέβαια σημαίνει ότι οι διαπραγματεύσεις τη Δευτέρα εμπεριέχουν το μεγαλύτερο κίνδυνο, ενώ την Παρασκευή τον μικρότερο. Το αποτέλεσμα αυτό είναι συνεπές με όλες τις μελέτες που έχουν προηγηθεί είτε για την ελληνική χρηματαγορά είτε σε άλλες αγορές, ωστόσο έρχεται σε αντίθεση με τη θεωρία ότι όσο υψηλότερος ο κίνδυνος τόσο μεγαλύτερη θα πρέπει να είναι και η απόδοση, αφού οι αποδόσεις τη Δευτέρα συνήθως είναι οι χαμηλότερες.

Ελέγχοντας τώρα για το φαινόμενο της Δευτέρας μέσω της παλινδρόμησης (Δ) έχουμε τα παρακάτω αποτελέσματα του Πίνακα 11.

### ΠΙΝΑΚΑΣ 11

Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου της Δευτέρας για την περίοδο 1990-2004 και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους

Μεταβλητή	Περίοδος 1990-2004	Περίοδος 1990-1997	Περίοδος 1998-2004
	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)
$D_1$	-0.005788 (0.027411)	0.030824 (0.035543)	-0.050823 (0.042741)
$D_2$	-0.013655 (0.027392)	-0.014594 (0.035501)	-0.012498 (0.042741)
$D_3$	0.013604 (0.027392)	-0.002824 (0.035501)	0.033860 (0.042741)
$D_4$	0.016409 (0.027411)	0.005138 (0.035543)	0.030273 (0.042741)
$D_5$	0.083173 (0.027411)*	0.103305 (0.035543)*	0.058410 (0.042741)

\*στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο εμπιστοσύνης

Στις παρενθέσεις παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις.

Και για τις τρεις περιόδους δεν παρατηρείται το φαινόμενο της Δευτέρας αφού οι αποδόσεις (είτε αρνητικές είτε θετικές) την ημέρα αυτή δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Ωστόσο για όλη την περίοδο και την πρώτη υποπερίοδο παρατηρούνται σημαντικές θετικές αποδόσεις την Παρασκευή (οι υψηλότερες) οι οποίες εξαλειφούνται τη δεύτερη πιο σύγχρονη υποπερίοδο. Αυτά τα αποτελέσματα δε μοιάζουν με αυτά των Coutts et al (2000), οι οποίοι βρήκαν θετικές σημαντικές αποδόσεις την Παρασκευή για όλες τις περιόδους, αρνητικές τη Δευτέρα για την

περίοδο 1991-1996 και θετικές την περίοδο 1986-1990. Επίσης δε μοιάζουν με τα αποτελέσματα των Alexakis και Xanthakis (1995), οι οποίοι παρατήρησαν το φαινόμενο της Τρίτης (σημαντικές αρνητικές αποδόσεις την Τρίτη).

Ακριβώς τα ίδια αποτελέσματα έχουμε αν ξαναεκτιμήσουμε την παλινδρόμηση αυτή αφού βγάλουμε τις αποδόσεις του Ιανουαρίου έτσι ώστε οι υψηλές θετικές αποδόσεις αυτού του μήνα να μην επηρεάσουν τα αποτελέσματα. Ειδικότερα για την περίοδο 1990-2004 έχουμε στατιστικά σημαντική την παράμετρο  $\beta_5 = 0,08$ , ενώ για την περίοδο 1998-2004 έχω μεν θετική απόδοση ( $\beta_5 = 0,05$ ), αλλά δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Τέλος αν ελέγξουμε το φαινόμενο αυτό εισάγοντας και μια ψευδομεταβλητή για τον Ιανουάριο ( $D_6$ ), όπως την χρησιμοποιούν οι Draper και Paudyal (2002) στο άρθρο τους, τα αποτελέσματα τα οποία θα προκύψουν βρίσκονται στον Πίνακα 12, ύστερα από την εκτίμηση του υποδείγματος (Ε).

## ΠΙΝΑΚΑΣ 12

Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου της Δευτέρας με ψευδομεταβλητή για τον Ιανουάριο για την περίοδο 1990-2004 και τις δύο μεγάλες υποπεριόδους

Μεταβλητή	Περίοδος 1990-2004	Περίοδος 1990-1997	Περίοδος 1998-2004
	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)
$D_1$	-0.012878 (0.027652)	0.016911 (0.035798)	-0.049655 (0.043154)
$D_2$	-0.020845 (0.027641)	-0.028870 (0.035773)	-0.011330 (0.043154)
$D_3$	0.006196 (0.027657)	-0.017497 (0.035791)	0.035067 (0.043181)
$D_4$	0.009101 (0.027668)	-0.008774 (0.035798)	0.031519 (0.043209)
$D_5$	0.075865 (0.027668)	0.089392 (0.035798)*	0.059656 (0.043209)
$D_6$	0.082461 (0.043234)	0.165759 (0.056781)*	-0.013202 (0.066335)

\*στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο εμπιστοσύνης

Στις παρενθέσεις παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις.

Για την μόνη περίοδο που παρουσιάζεται κάποιο εποχικό φαινόμενο είναι για την περίοδο 1990-1997 όπου παρατηρούνται σημαντικά θετικές αποδόσεις την Παρασκευή. Για τις υπόλοιπες δύο περιόδους δεν εμφανίζεται κανένα day of the week effect.

#### Αποτελέσματα για τις υπόλοιπες μικρότερες περιόδους

Τα αποτελέσματα τα οποία παίρνουμε εκτιμώντας το υπόδειγμα ( $\Delta$ ) για τις υπόλοιπες υποπεριόδους δίνονται στον Πίνακα 13.

#### ΠΙΝΑΚΑΣ 13

##### Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου της Δευτέρας για τις μικρότερες υποπεριόδους

Μεταβλητή	Περίοδος 1991-1997	Περίοδος 1991-1994	Περίοδος 1995-1997
	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)
$D_1$	-0.024467 (0.033077)	-0.080322 (0.046828)**	0.049532 (0.045299)
$D_2$	-0.015435 (0.033031)	-0.036589 (0.046716)	0.012724 (0.045299)
$D_3$	0.003297 (0.033031)	-0.036512 (0.046716)	0.056290 (0.045299)
$D_4$	0.002507 (0.033077)	0.024051 (0.046716)	-0.026357 (0.045444)
$D_5$	0.089129 (0.033077)*	0.114422 (0.046716)*	0.055243 (0.045444)

\*στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο εμπιστοσύνης

Στις παρενθέσεις παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις.

Βλέπουμε ότι το φαινόμενο της Δευτέρας είναι παρόν μόνο στην περίοδο 1991-1994, αλλά όχι στις άλλες. Επίσης παρατηρούνται σημαντικές θετικές αποδόσεις τις περιόδους 1991-1997 και 1991-1994, ενώ την περίοδο 1995-1997 δεν εμφανίζεται κανένα εποχικό πρότυπο.

Τα ίδια αποτελέσματα θα έχουμε αν δε λάβουμε υπόψη τις αποδόσεις του Ιανουαρίου. Για την περίοδο 1991-1997, θετική απόδοση την Παρασκευή (0,07), για την περίοδο 1991-1994 θα έχουμε αρνητική (στατιστικά σημαντική) απόδοση τη Δευτέρα (-0,11) και θετική για την Παρασκευή (0,09), ενώ τίποτα στατιστικά σημαντικό για την περίοδο που απέμεινε.

Τέλος εκτιμώντας για τις περιόδους αυτές την παλινδρόμηση (E), έχουμε τα παρακάτω αποτελέσματα του Πίνακα 14.

### ΠΙΝΑΚΑΣ 14

Αποτελέσματα ελέγχου του φαινομένου της Δευτέρας με ψευδομεταβλητή για τον Ιανουάριο για τις μικρότερες υποπεριόδους

Μεταβλητή	Περίοδος 1991-1997	Περίοδος 1991-1994	Περίοδος 1995-1997
	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)	Παράμετρος (coefficient)
$D_1$	-0.037840 (0.033308)	-0.095129 (0.047121)*	0.038483 (0.045694)
$D_2$	-0.028771 (0.033262)	-0.051325 (0.047006)	0.001675 (0.045694)
$D_3$	-0.010469 (0.033282)	-0.052114 (0.047054)	0.045242 (0.045694)
$D_4$	-0.010865 (0.033308)	0.008449 (0.047054)	-0.036682 (0.045780)
$D_5$	0.075756 (0.033308)*	0.098819 (0.047054)*	0.044917 (0.045780)
$D_6$	0.157448 (0.052790)*	0.181165 (0.075063)*	0.123901 (0.071942)*

\*στατιστικά σημαντικό σε 5% επίπεδο εμπιστοσύνης

Στις παρενθέσεις παρουσιάζονται οι τυπικές αποκλίσεις.

Από ότι βλέπουμε εμφανίζεται το φαινόμενο της Δευτέρας και πάλι για την περίοδο 1991-1994 και όχι στις υπόλοιπες.

Τέλος θα πρέπει να αναφερθούμε στη συσχέτιση των αποδόσεων κάθε ημέρας με οποιαδήποτε άλλη. Παρατηρείται για όλες τις περιόδους η μεγαλύτερη συσχέτιση ανάμεσα στις αποδόσεις της Δευτέρας και τις αποδόσεις της Παρασκευής. Αυτό το αποτέλεσμα παρατηρείται σε όλες τις προηγηθείσες μελέτες για το X.A., αλλά και στο μεγαλύτερο αριθμό διεθνών εργασιών. Ενδεικτικά αναφέρουμε στον Πίνακα 15 τις συσχετίσεις των αποδόσεων των ημερών αυτών για όλες τις περιόδους που ξεζετάσαμε.

## ΠΙΝΑΚΑΣ 15

Συσχέτιση Αποδόσεων της Δευτέρας και της Παρασκευής

Περίοδοι	Συσχέτιση
1990-2004	0,323
1990-1997	0,355
1998-2004	0,296
1991-1997	0,368
1991-1994	0,336
1995-1997	0,313

### 4.3 Συμπεράσματα

Τα αποτελέσματα της παρούσας διπλωματικής εργασίας έδειξαν ότι εποχικά φαινόμενα στις αποδόσεις του X.A. παρατηρούνται σε διάφορες περιόδους, ωστόσο η έντασή τους ποικίλει ανάλογα την εξεταζόμενη περίοδο. Το σημαντικότερο όμως αποτέλεσμα είναι ότι οι κανονικότητες αυτές εξαλείφονται με το πέρασμα του χρόνου που σημαίνει ότι η ελληνική χρηματαγορά γίνεται πιο αποτελεσματική.

Ειδικότερα το φαινόμενο του Ιανουαρίου αν και παρατηρείται για όλη την περίοδο εξέτασης (1990-2004) και την πρώτη μεγάλη υποπερίοδο (1990-1997), εξαλείφεται για την πιο πρόσφατη 1998-2004. Τα αποτελέσματα αυτά επιβεβαιώνονται ακόμα και όταν ελέγχουμε την ισχύ της “tax-loss selling hypothesis” ως ερμηνείας για αυτού του είδους την ανωμαλία. Όσον αφορά τις μικρότερες υποπεριόδους που εξετάσαμε, το φαινόμενο παρατηρείται και στις τρεις, όμως όπως βλέπουμε ήδη από την περίοδο 1995-1997 αρχίζει να εξασθενεί.

Για τις αποδόσεις που σχετίζονται με τις ημέρες της εβδομάδας, παρατηρήθηκε ότι ο μεγαλύτερος κίνδυνος εμπεριέχεται στις αποδόσεις της Δευτέρας και αυτό μπορεί να οφείλεται σε διαφορετικούς λόγους όπως στο γεγονός ότι περιλαμβάνει πληροφορίες τριών ημερών (κυρίως δυσάρεστων, αφού απελευθερώνονται το Σαββατοκύριακο). Επίσης παρουσιάστηκε η μεγαλύτερη συσχέτιση, ανάμεσα στις αποδόσεις της Παρασκευής και της Δευτέρας σε σύγκριση με οποιονδήποτε άλλο συνδυασμό

ημερών. Το φαινόμενο της Δευτέρας δεν παρουσιάστηκε σε καμιά περίοδο, εκτός της περιόδου 1991-1994, ακόμα και αν εξαιρέσουμε τις αποδόσεις του Ιανουαρίου ή αν εισάγουμε μια επιπλέον ψευδομεταβλητή, στο υπόδειγμα που χρησιμοποιήσαμε, για το μήνα αυτό. Συντό έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα της εργασίας των Coutts et al. (2000), οι οποίοι παρατηρούν κάποιο εποχικό πρότυπο στις αποδόσεις της Δευτέρας. Το μόνο που παρατηρούμε στις διάφορες περιόδους είναι οι υψηλές αποδόσεις την Παρασκευή.

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5**

### **ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑ ΤΗΣ ΔΙΕΞΑΧΘΕΙΣΑΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ**

Στην παρούσα διπλωματική εργασία γίνεται μια προσπάθεια να διερευνηθούν, τόσο σε θεωρητικό όσο και σε εμπειρικό επίπεδο, δύο από τα σημαντικότερα ημερολογιακά φαινόμενα που αναφέρονται στην διεθνή βιβλιογραφία. Πρόκειται για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου (January Effect) και το Φαινόμενο της Δευτέρας (Monday Effect). Οι κανονικότητες αυτές έχουν παρατηρηθεί σε διάφορες αγορές, είτε ανεπτυγμένες είτε αναδυόμενες, και θέτουν σε αμφισβήτηση την Υπόθεση περί Αποτελεσματικών Αγορών (EMH) καθώς και όλα τα υποδείγματα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων που στηρίζονται σ' αυτή, όπως το διάσημο CAPM.

Η παρουσία τέτοιου είδους ανωμαλιών οδηγεί στο συμπέρασμα ότι οι αγορές δεν είναι αποτελεσματικές, αφού οι αποδόσεις μπορούν να προβλεφθούν. Ετσι λοιπόν οι επενδυτές ακολουθώντας την απαιτούμενη στρατηγική, μπορούν να αποκομίσουν κέρδη μεγαλύτερα των κανονικών. Υπάρχει βέβαια και η άποψη ότι η παρουσία τέτοιων φαινομένων δεν αρκεί ώστε να θεωρηθεί μια αγορά αναποτελεσματική. Αυτό οφείλεται στο γεογονός ότι αν λάβουμε υπόψη τα κόστη τέτοιων στρατηγικών τα υπερκανονικά κέρδη εξανεμίζονται.

Κάνοντας μια επισκόπηση στην ελληνική βιβλιογραφία για αυτά τα φαινόμενα, θα δούμε ότι οι μελέτες οι οποίες έχουν πραγματοποιηθεί είναι ελάχιστες και η περίοδος η οποία εξετάζουν δεν καλύπτει τα πιο πρόσφατα χρόνια. Στη συγκεκριμένη εργασία έγινε μια προσπάθεια εξέτασης των ανωμαλιών αυτών για την περίοδο 1990-2004, έτσι ώστε να γεφυρωθεί αυτό το κενό καθώς και σε ένα πλήθος υποπεριόδων έτσι ώστε να έχουμε αποτελέσματα συγκρίσιμα με αυτά προηγούμενων ερευνών.

Όσον αφορά το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, όπως είδαμε στο Κεφάλαιο 3 εξετάστηκε μέσω της εκτίμηση της παλινδρόμησης (A) με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Η παλινδρόμηση αυτή περιλαμβάνει μηνιαίες ψευδομεταβλητές. Επίσης ελέγχθηκε και με την εκτίμηση της παλινδρόμησης (B), η οποία χρησιμοποιείται κυρίως για να εξετάσει την ισχύ της tax-loss selling hypothesis. Οι μέθοδοι αυτοί είναι γενικά αποδεκτοί και χρησιμοποιούνται σε όλες τις ακαδημαϊκές μελέτες που ασχολούνται με αυτά τα ημερολογιακά φαινόμενα. Τέλος θα πρέπει να αναφέρουμε ότι

το οικονομετρικό πακέτο που χρησιμοποιήθηκε για την εξαγωγή των αποτελεσμάτων είναι το E-Views.

Όσον αφορά όλη την περίοδο εξέτασης (1990-2004) παρουσιάζεται η παραπάνω ημερολογιακή ανωμαλία. Ωστόσο πιο έντονο είναι το φαινόμενο την πρώτη υποπερίοδο (1990-1997). Οι κανονικότητες όμως αυτές στις αποδόσεις εξαλείφονται την επόμενη υποπερίοδο (1998-2004), αποτέλεσμα που δείχνει ότι η ελληνική χρηματαγορά γίνεται πιο αποτελεσματική. Τα ευρήματα αυτά επιβεβαιώνονται ελέγχοντας για την ισχύ της tax-loss selling hypothesis. Η ερμηνεία αυτή φαίνεται επαρκής να εξηγήσει ένα μέρος του φαινομένου όλη την περίοδο και την πρώτη υποπερίοδο, ενώ τη δεύτερη υποπερίοδο δεν ισχύει.

Για όλες τις υπόλοιπες υποπεριόδους, εμφανίζεται το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Ωστόσο βλέποντας την εξέλιξη του από την περίοδο 1991-1994 στην περίοδο 1995-1997, ήδη παρατηρείται εξασθένιση του και οδηγείται στην εξάλειψή του, όπως είδαμε μετά το 1998.

Εξετάζοντας για το φαινόμενο της Δευτέρας παρατηρούμε κάποια στοιχεία τα οποία εμφανίζονται στο μεγαλύτερο αριθμό εργασιών της διεθνούς βιβλιογραφίας. Αυτά είναι:

- Η τυπική απόκλιση, σε όλες τις περιόδους και υποπεριόδους που εξετάσαμε, είναι μεγαλύτερη την Δευτέρα. Αυτό σημαίνει ότι ο κίνδυνος στις αποδόσεις αυτής της ημέρας είναι ο μεγαλύτερος. Ωστόσο αυτός ο υψηλός κίνδυνος δεν συνοδεύεται από υψηλές αποδόσεις όπως θα ήταν αναμενόμενο, αφού συνήθως την συγκεκριμένη ημέρα έχουμε τις χαμηλότερες αποδόσεις της εβδομάδος.
- Η συσχέτιση ανάμεσα στις αποδόσεις είναι πάντα η μεγαλύτερη μεταξύ των αποδόσων της Δευτέρας και αυτών της Παρασκευής.

Το φαινόμενο της Δευτέρας ελέγχθηκε εκτιμώντας την παλινδρόμηση ( $\Delta$ ) και ( $E$ ) οι οποίες περιέχουν ημερήσιες ψευδομεταβλητές. Όπως είδαμε χαμηλές και σημαντικά αρνητικές αποδόσεις την Δευτέρα παρατηρήθηκαν μόνο για την περίοδο 1991-1994. Ιδιαίτερο ενδιαφέρον έχει το γεγονός ότι δεν παρατηρήθηκε σε καμιά περίοδο το

Φαινόμενο της Τρίτης που αναφέρουν στην εργασία τους οι Alexakis και Xanthakis (1995), σύμφωνα με την οποία, οφείλεται στην καθυστερημένη αντίδραση των επενδυτών στο Χ.Α. Σημαντικές θετικές αποδόσεις παρατηρούνται μόνο για την Παρασκευή για όλη την περίοδο και τις υποπεριόδους 1990-1997, 1991-1997 και 1991-1994. Με το πέρασμα του χρόνου όμως και αυτή η κανονικότητα στις αποδόσεις εξαλείφεται με αποτέλεσμα την περίοδο 1998-2004 να μην παρουσιάζεται κανένα day of the week effect.

Από τα αποτελέσματα λοιπόν της εμπειρική διερεύνησης, των φαινομένων αυτών, που πραγματοποιήθηκε μπορούμε να εξάγουμε το συμπέρασμα ότι οι συγκεκριμένες ημερολογιακές επιδράσεις εξασθενούν στο πέρασμα του χρόνου. Αυτό φυσικά σημαίνει ότι η αγορά γίνεται περισσότερο αποτελεσματική άρα και η δυνατότητα αποκύμισης υπερκανονικών κερδών ολοένα και πιο δύσκολη.

## ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Το Υπόδειγμα Τιμολόγησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model-CAPM) έκανε την εμφάνισή του την δεκαετία του 1960, από τους William Sharpe (1964), John Litner (1965), Mossin (1966) και θεωρήθηκε το καταλληλότερο υπόδειγμα για να περιγράψει τις αποδόσεις των μετοχών και την σχέση τους με τον κίνδυνο. Το CAPM στηρίχθηκε στην θεμελιώδη έννοια της αποτελεσματικής αγοράς (Efficient Market Hypothesis-EMH) σύμφωνα με την οποία οι αποδόσεις των μετοχών δεν μπορούν να προβλεφθούν.

Ωστόσο σύντομα άρχισαν να αμφισβητούνται και το CAPM και η EMH. Διάφοροι ερευνητές, τεκμηρίωσαν μια σειρά μεταβλητών που είχαν την δυνατότητα να περιγράψουν καλύτερα τις αποδόσεις. Επίσης σε πολλές αγορές αναφέρθηκαν κάποια ημερολογιακά πρότυπα στις αποδόσεις (Ημερολογιακά Φαινόμενα ), τα οποία έδιναν την δυνατότητα πρόβλεψης και αποκόμισης υπερκανονικών κερδών.

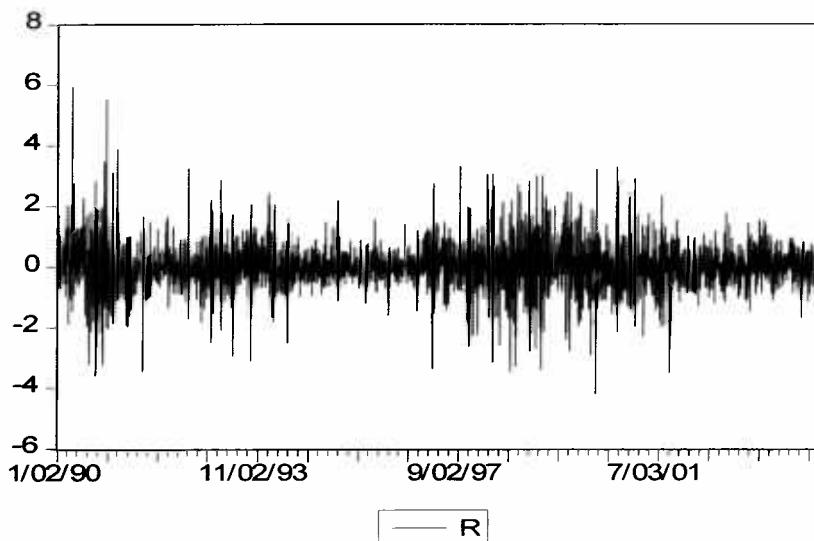
Στην παρούσα διπλωματική εργασία εξετάστηκε η ύπαρξη των δύο πιο σημαντικών ημερολογιακών ανωμαλιών, του φαινομένου του Ιανουαρίου και του Φαινομένου της Δευτέρας. Τα αποτελέσματα ποικίλουν ανάλογα την περίοδο εξέτασης. Παρόλα αυτά και τα δύο φαινόμενα δείχνουν να εξαλείφονται στο πέρασμα του χρόνου (αν και το φαινόμενο της Δευτέρας εμφανίζεται μόνο σε μια πολύ μικρή υποπερίοδο) γεγονός που συνηγορεί στην άποψη ότι η Ελληνική Αγορά γίνεται ολοένα και πιο αποτελεσματική.

## **ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ**



## ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 1

Η σειρά των αποδόσεων του Γενικού δείκτη



### Έλεγχος Στασιμότητας Augmented Dickey Fuller για την περίοδο 1990-2004.

ADF Test Statistic	-26.18015	1% Critical Value*	-3.4352
		5% Critical Value	-2.8628
		10% Critical Value	-2.5675

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(R)

Method: Least Squares

Date: 12/02/04 Time: 23:30

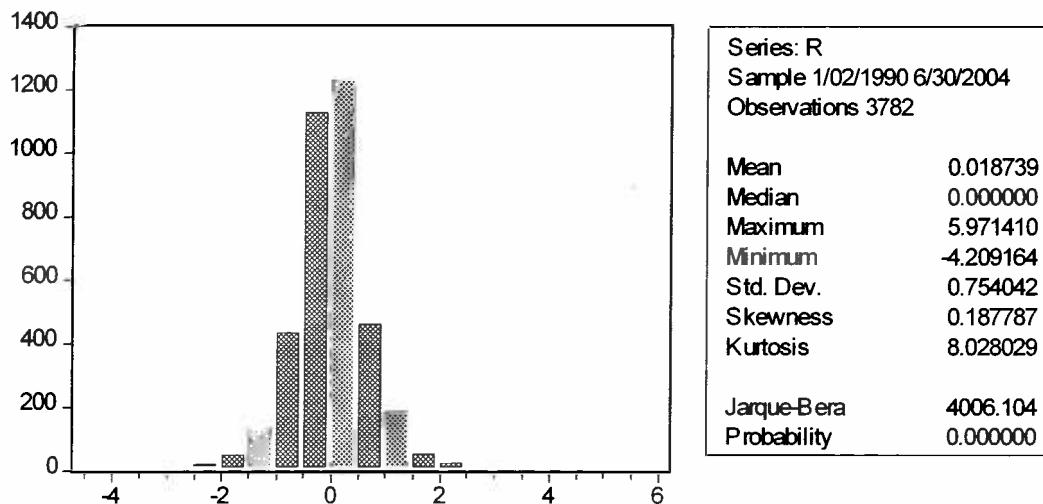
Sample(adjusted): 1/09/1990 6/30/2004

Included observations: 3777 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R(-1)	-0.830729	0.031731	-26.18015	0.0000
D(R(-1))	0.003794	0.028844	0.131550	0.8953
D(R(-2))	-0.036195	0.025377	-1.426308	0.1539
D(R(-3))	-0.011014	0.021108	-0.521812	0.6018
D(R(-4))	0.000640	0.016271	0.039322	0.9686
C	0.014886	0.012103	1.229957	0.2188
R-squared	0.418042	Mean dependent var	-5.00E-05	
Adjusted R-squared	0.417270	S.D. dependent var	0.973244	
S.E. of regression	0.742943	Akaike info criterion	2.245191	
Sum squared resid	2081.455	Schwarz criterion	2.255099	
Log likelihood	-4234.044	F-statistic	541.7691	
Durbin-Watson stat	1.999932	Prob(F-statistic)	0.000000	

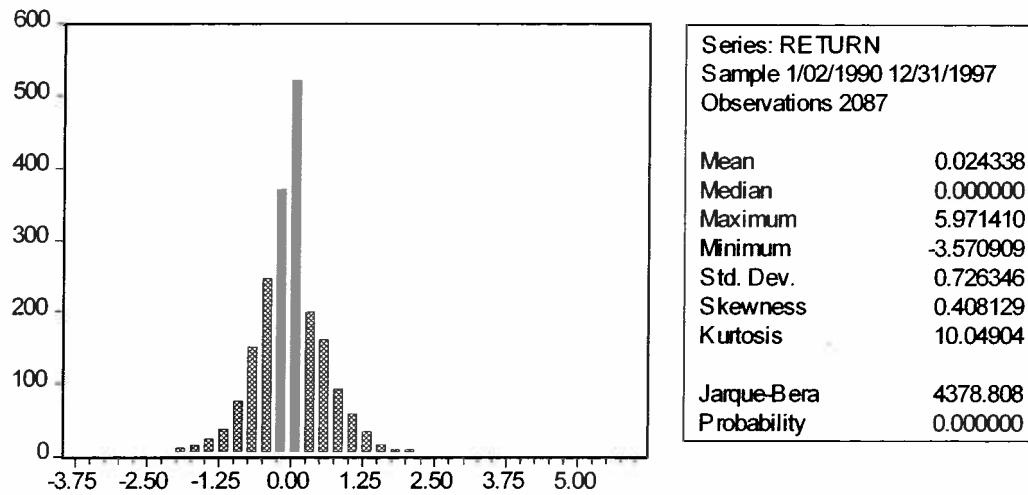
## ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2

ΑΝΑΛΥΣΗ ΣΕΙΡΑΣ ΑΠΟ 1990-2004



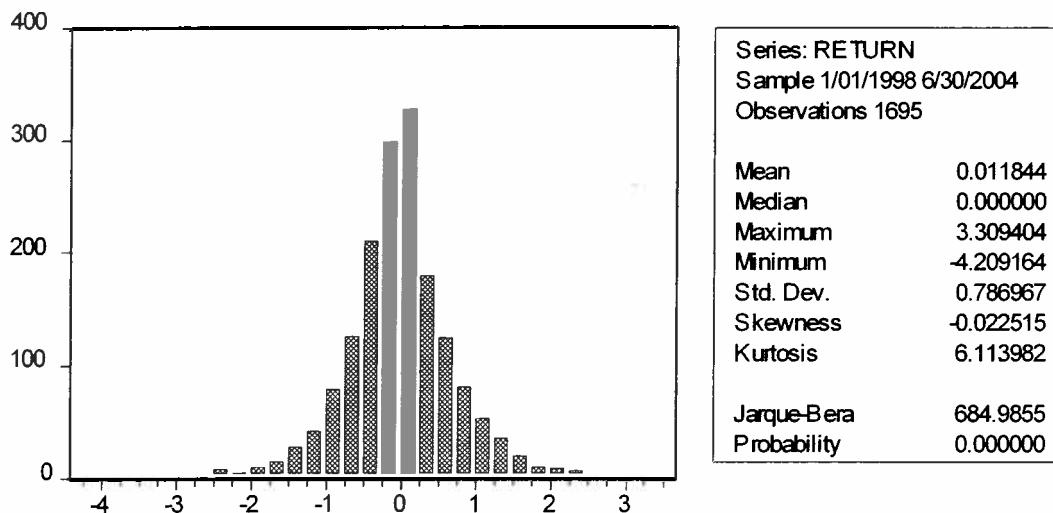
## ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3

ΑΝΑΛΥΣΗ ΣΕΙΡΑΣ ΑΠΟ 1990-1997



## ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 4

ΑΝΑΛΥΣΗ ΣΕΙΡΑΣ ΑΠΟ 1998-2004



## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

### Αρθρα

- Abraham, A. and D.L. Ikenberry (1994).** The individual investor and the weekend effect?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, 263-277.
- Admati, A. R., and P. Pfleiderer (1989)** Divide and conquer : A theory of intra-day and day of the week mean effects, *Review of Financial Studies*, 2, 189-223.
- Admati, A.R., and P. Pfleiderer (1988a).** Selling and trading on information in financial markets, *American Economic Review*, 78, 96-103.
- Admati, A.R., and P. Pfleiderer (1988b).** A theory of intra-day patterns: Volume and price variability, *Review of Financial Studies*, 1, 3-40.
- Aggarwal, R. and J.D. Schatzberg (1997).** Day of the week effects, information seasonality, and higher moments of security returns, *Journal of Economics and Business*, 49, 1-20.
- Aggarwal, R. and P. Rivoli (1989).** Seasonal and day-of-the-week effects in four emerging stock markets, *Financial Review*, 24, 541-550.
- Aggarwal, R., T. Hiraki and R. Rao, 1988,** Earning/Price ratios, size and seasonal anomalies in the Japanese securities market, working paper, John Carroll University.
- Agrawal, A. and K. Tandon, 1994,** Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries, *Journal of International Money and Finance*, 13, 83-106.
- Alexakis, P. and M. Xanthakis, 1995,** Day of the week effect on the Greek stock market, *Applied Financial Economics*, 5, 43-50.
- Alonso, A. and G. Rubio, 1990,** Overreaction in the Spanish equity market, *Journal of Banking and Finance*, 14, 469-481.
- Ariel, R.A., 1987,** A Monthly effect in stock returns, *Journal of Financial Economics*, 18, 161-174.
- Ariel, R.A., 1990,** High stock returns before holidays: Existence and evidence on possible causes, *Journal of Finance*, 45, 1611-1626.

**Armitage, S., 1995**, Event study methods and evidence on their performance, Journal of Economic Surveys, 8, 25-52.

**Arsad, Z. and J.A. Coutts, 1997**, Security price anomalies in the London International Stock Exchange, Applied Financial Economics, 7, 455-464.

**Arshanapalli, B., T.D. Coggin and J. Doukas, 1998**, Multifactor asset pricing analysis of international value investment strategies, Journal of Portfolio Management, 24, 10-23. **Asness, C., 1995**, The power of past stock returns to explain future stock returns, unpublished manuscript, Goldman Sachs Asset Management.

**Asness, C.S., J.M. Liew and R.L. Stevens, 1996**, Parallels between the cross-sectional predictability of stock returns and country returns, Working paper, Goldman Sachs Asset Management.

**Atchison, M.D., K.C. Butler and R.R. Simonds, 1987**, Nonsynchronous security trading and market index autocorrelation, Journal of Finance, 42, 111-118.

**Azar.S,2002**, Predictability of stock returns: is it rational?, Applied Financial Economics, 12, 575-580.

**Athanassakos, G. and M.J. Robinson, 1994**, The day-of-the week anomaly: The Toronto stock exchange experience, Journal of Business Finance and Accounting, 21, 833-856.

**Athanassakos, G., 1992**, Portfolio rebalancing and the January effect in Canada, Financial Analysts Journal, 48, 67-78.

**Badrinath, S.G. and W. Lewellen, 1991**, Evidence on tax-motivated securities trading behaviour, Journal of Finance, 46, 369-382.

**Badrinath, S.G., J.R. Kale and T.H. Noe, 1995**, Of shepherds, sheep and the Cross-autocorrelations in equity returns, Review of Financial Studies, 8, 401-430.

**Balaban, E. ,1995**, Day-of-the-week effects: new evidence from an emerging stock market, Applied Economics Letters, 2, 139-143

- Ball, R. and J. Bowers (1988)**, Daily seasonal in equity and fixed-interest returns: Australian evidence and tests of plausible hypothesis, in Dimson, E. ed., *Stock Market Anomalies*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Ball, R. and S.P. Kothari, 1989**, Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns, *Journal of Financial Economics*, 25, 51-74
- Banz, R.W., 1981**, The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.
- Barbee, W.C., Jr., S. Mukherji and G.A. Raines, 1996**, Do sales-price and debt-equity explain stock returns better than book-market and firm size? *Financial Analysts Journal*, 52, 56-40.
- Barber, B.M. and J.D. Lyon, 1997a**, Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics, *Journal of Financial Economics*, 43, 341-372.
- Barry, C.B. and S.J. Brown, 1984**, Differential information and the small firm effect, *Journal of Financial Economics*, 13, 283-294.
- Bhardwaj, R.K. and L.D. Brooks, 1992**, The January anomaly: Effects of low share price, transaction costs, and bid-ask bias, *Journal of Finance*, 47, 553-575.
- Binder, J., 1998**, The event study methodology since 1969, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 11, 111-137.
- Black, F. and M. Scholes, 1974**, The effects of dividend yield and dividend policy as common stock prices and returns, *Journal of Financial Economics*, 2, 1-22.
- Black, F., M.C. Jensen and M. Scholes, 1972**, The capital asset pricing model: Some empirical tests, in M.C. Jensen, ed., *Studies in the theory of capital markets* (Praeger, New York, NY), 79-121
- Blundell, R., S. Bond, M. Devereux and F. Schiantarelli, 1992**, Investment and Tobin's q: Evidence from company panel data, *Journal of Econometrics*, 51, 233-257.
- Board, J.L.G. and C.M.S. Sutcliffe, 1988**, The weekend effect in the UK stock market returns, *Journal of Business Finance and Accounting*, 15, 199-213.



**Bodie, Z., 1976,** Common stocks as a hedge against inflation, *Journal of Finance*, 31, 459-470.

**Boudoukh, J., M.P. Richardson, and R.F. Whitelaw, 1994,** A tale of three schools: Insights on autocorrelations of short-horizon stock returns, *Review of Financial Studies*, 7, 539-573.

**Branch, B., 1977,** A tax loss selling rule, *Journal of Business*, 50, 198-207.

**Breeden, D., 1979,** An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities, *Journal of Financial Economics*, 7, 265-296.

**Brennan, M.J., N. Jegadeesh and B. Swaminathan, 1993,** Investment analysis and the adjustment of stock prices to common information *Review of Financial Studies*, 6, 799-824.

**Brockman, P. 1995,** A review and analysis of the holiday effect, *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 37-58.

**Brooks and Persand,2001,** Seasonality in Southeast Asian stock markets: some new evidence on day-of-the week effects,*Applied Economic Letters*,8,155-158.

**Brown, P., A.W. Kleidon and T.A. Marsh, 1983,** New evidence on the nature of size-related anomalies in stock prices, 12, 33-56.

**Brown, P., D.B. Keim, A.W. Kleidon and T.A. Marsh, 1983,** Stock return seasonalities and the tax-loss selling hypothesis: Analysis of the arguments and Australian evidence, *Journal of Financial Economics*, 12, 105-127.

**Cadsby, C.B. and M. Ratner, 1992,** Turn-of-month and pre-holiday effects on stock returns: Some international evidence, *Journal of Banking and Finance*, 16, 497-509.

**Calvet, A. and J. Lefoll, 1989,** Risk and return on Canadian capital markets: Seasonality and size effect, *Journal of the French Finance Association*, 10, 21-39.

**Campbell, J.Y. and Y. Hamao, 1992,** Predictable stock returns in the U.S., and Japan: A study of long-term capital market integration, *Journal of Finance*, 47, 43-72.

- Chan, K.C. and N. Chen, 1991**, Structural and return characteristics of small and large firms, *Journal of Finance*, 46, 1467-1484.
- Chan, K.C., 1986**, Can tax-loss selling explain the January seasonal in stock return?, *Journal of Finance*, 41, 1115-1128.
- Chan, K.C., 1988**, On the contrarian investment strategy, *Journal of Business*, 61, 147-163.
- Chan, K.C., N. Chen and D. Hsieh, 1985**, An exploratory investigation of the firm size effect, *Journal of Financial Economics*, 14, 451-471.
- Chan, L.K.C., N. Jegadeesh, and J. Lakonishok, 1996**, Momentum strategies, *Journal of Finance*, 51, 1681-1713
- Chang, R., D. McLeavey and G. Rhee, 1995**, Short-term abnormal returns of the contrarian strategy in the Japanese stock market, *Journal of Business Finance and Accounting*, 22, 1035-1048.
- Chopra, N., J. Lakonishok and J. Ritter, 1992**, Measuring abnormal returns: Do stocks overreact?, *Journal of Financial Economics*, 31, 235-268.
- Chopra, N., J. Lakonishok and J. Ritter, 1992**, Measuring abnormal returns: Do stocks overreact?, *Journal of Financial Economics*, 31, 235-268.
- Chordia, T. and B. Swaminathan, 1994**, Differential speeds of adjustment and cross-autocorrelations in stock returns, Working paper, Cornell University.
- Chou, S. R. and K. Johnson, 1990**, An empirical analysis of stock market anomalies: Evidence from the Republic of China in Taiwan, in S.G. Rhee and R.P. Chang (eds.), *Pacific-Basin Capital Markets Research*, North Holland.
- Christie, A. and M. Hertzel, 1981**, Capital asset pricing anomalies, working paper, University of Rochester.
- Clare, A.D., M.S.B. Ibrahim and S.H. Thomas, 1998**, The impact of settlement procedures on day-of-the-week effects: Evidence from the Kuala Lumpur Stock Exchange, *Journal of Business Finance and Accounting*, 25, 401-418.
- Clare, A.D., Z. Psaradakis and S.H. Thomas, 1995**, An analysis of seasonality in the UK equity market, *Economic Journal*, 105, 398-409.
- Clark, R.A., J.J. McConnell and M. Singh, 1992**, Seasonalities in NYSE bid-ask spreads and stock returns in January, *Journal of Finance*, 47, 1999-2014.



- Condoyanni, L., J. O'Hanlon and C.W.R. Ward, 1987**, Day of the week effects on stock returns: International evidence, *Journal of Business Finance and Accounting*, 14, 159-174.
- Connolly, R.A., 1989**, An examination of the robustness of the weekend effect, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 133-169.
- Constantinides, G.M., 1984**, Optimal stock trading with personal taxes: Implications for prices and the abnormal January returns, *Journal of Financial Economics*, 13, 65-89.
- Corhay, A., G.A. Hawawini, and P. Michel, 1987**, Seasonality in the risk-return relationship: Some international evidence, *Journal of Finance*, 42, 49-68.
- Corhay, A., G.A. Hawawini, and P. Michel, 1988**, The pricing of equity on the London stock exchange: Seasonality and size premium, in E. Dimson (ed.), *Stock Market Anomalies*, Cambridge University Press.
- Cornell, B., 1985**, The weekly pattern in stock returns: Cash versus futures: A note *Journal of Finance*, 41, 583-588.
- Corniolay, C. and J. Pasquier, 1991**, CAPM, risk premium seasonality and the size anomaly: The Swiss case, *Journal of French Finance Association*, 12, 23-44.
- Coutts.J.A,Kaplanidis and Roberts J,2000**, Security price anomalies in an emerging market: the case of the Athens Stock Exchange, 10, 561-571.
- Cross, F., 1973**, The behaviour of stock prices on Fridays and Mondays, *Financial Analysts Journal*, November/December, 67-69.
- Cuthbertson.K,1996**, Quantitative Financial Economics, Wiley, Chichester.
- Dahlquist, M. and P. Sellin, 1996**, Stochastic dominance, tax-loss selling and seasonalities in Sweden, *European Journal of Finance*, 2, 1-19.
- Damodaran, A., 1989**, The weekend effect in information releases: A study of earnings and dividend announcements, *Review of Financial Studies*, 2, 607-23.
- De Bondt, W.F.W. and R. Thaler, 1985**, Does the stock market overreact? *Journal of Finance*, 40, 793-805.
- De Bondt, W.F.W. and R. Thaler, 1987**, Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality, *Journal of Finance*, 42, 557-581.



- De Bondt, W.F.W. and R. Thaler, 1990**, Stock market volatility: Do security analysts overreact? *American Economic Review*, 80, 52-57.
- Dechow, P.W. and R.G. Sloan, 1997**, Returns to contrarian investment strategies: Tests of naive expectations hypotheses, *Journal of Financial Economics*, 43, 3-27.
- Defusco, R.A., G.M. McCabe and K.C. Yook, 1993**, Day of the week effects: A test of the information timing Hypothesis, *Journal of Business Finance and Accounting*, 20, 835-842.
- Diacogiannis.G.P and Segredakis,K.N,1996**,The Athens stock Exchange and the emerging equity markets,Hellenic Banks Association,19,132-141.
- Dimson, E., 1988**, Stock Market Anomalies, Cambridge University Press
- Draper, P. and K. Paudyal, 1995**, Empirical irregularities in the estimation of beta: The impact of alternative estimation assumptions and procedures, *Journal of Business Finance and Accounting*, 22, 157-177.
- Draper, P. and K. Paudyal, 2002**, Explaining Monday Effect,The Journal of Financial Research,4,507-520.
- Dyl, E.A. and E. Maberly, 1988**, A possible explanation of the weekend effect, *Financial Analysts Journal*, May/June, 83-87.
- Dyl, E.A. and S.A. Martin, 1985**, Weekend effects on stock returns: A Comment, *Journal of Finance*, 40, 347-349.
- Dyl, E.A., 1977**, Capital gains taxation and year-end stock market behaviour, *Journal of Finance*, 32, 165-175.
- Easton, S.A. and R.W. Faff, 1994**, An investigation of the robustness of the day-of-the-week effect in Australia, *Applied Financial Economics*, 4, 99-110.
- Fabozzi, F.J., C.K. Ma and J.E. Briley, 1994**, Holiday trading in futures markets, *Journal of Finance*, 49, 307-324.
- Fama, E.F., 1965**, The behaviour of stock market prices, *Journal of Business*, 38, 34-105.
- Fama, E.F., 1970**, Efficient capital markets: A review of the theoretical and empirical works, *Journal of Finance*, 25, 383-417.



**Fama, E.F., 1991,** Efficient capital market: II, *Journal of Finance*, 46, 1575-1617.

**Ferson, W.E. and C.R. Harvey 1992,** Seasonality and consumption-based asset pricing, *Journal of Finance*, 47, 511-552.

**Fields, M.J., 1934,** Security prices and stock exchange holidays in relation to short selling, *Journal of Business*, 7, 328-338.

**Fishe, R.P., T.F. Gosnell and D. Lasser, 1993,** Good news, bad news, volume, and the Monday effect, *Journal of Business Finance and Accounting*, 20, 881-892.

**Flannery, M. and A.A. Protopapadakis, 1988,** From T-bills to common stocks: Investigating the generality of intra-week return seasonality, *Journal of Finance*, 43, 431-450.

**Fortin, R., 1990,** Transaction costs and day of the week effects in the OTC/NASDAQ equity market, *Journal of Financial Research*, 243-248.

**Fountas.S and Segredakis.K,2002,** Emerging stock markets return seasonalities: The January Effect and the tax-lossselling hypothesis, *Applied Financial Economics*, 12, 291-299.

**French, K., 1980,** Stock returns and the weekend effect, *Journal of Financial Economics*, 8, 55-70.

**Gibbons, M.R. and P. Hess, 1981,** Day of the week effects and asset returns *Journal of Business*, 54, 579-596.

**Givoly, D. and A. Ovadia, 1983,** Year-end tax induced ‘sales’ and stock market seasonality, *Journal of Finance*, 38, 171-185.

**Griffiths M.D. and R.W White, 1993,** Tax-induced trading and the turn-of-the-year anomaly: An intraday study, *Journal of Finance*, 48, 575-598.

**Gultekin, M.N. and N.B. Gultekin, 1983,** Stock market seasonality: International evidence, *Journal of Financial Economics*, 469-481.

**Hamon, J., 1986,** The Seasonal character of monthly returns on the Paris Bourse, *Journal of the French Finance Association*, 7, 57-74.

**Harris, L., 1986,** A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns, *Journal of Financial Economics*, 16, 99-117.

**Haugen, R.A. and J. Lakonishok, 1988,** The Incredible January effect. Homewood, IL: Dow Jones-Irwin.

**Haugen, R.A. and P. Jorion, 1996,** The January effect: Still there after all these years, *Financial Analysts Journal*, 27-31.

**Hawawini, G.A. and C. Viallet, 1987,** Seasonality, size premium and the relationship between the risk and return of French common stocks, working paper, INSEAD, Fontainebleau, France.

**Hawawini, G.A., 1991,** Stock market anomalies and the pricing on the Tokyo stock exchange," in W. Ziemba, W. Bailey, and Y. Hamao (eds.), *Japanese Financial Market Research*, North Holland.

**Hensel, C.R. and W.T. Ziemba, 1996,** Investment results from exploiting turn-of-the-month effects, *Journal of Portfolio Management*, spring, 17-23.

**Ho,Yan Ki ,1990**,Stock return seasonalities in Asia Pacific markets,*Journal of International Financial management and Accounting*,2,47-77.

**Howe, J.S. and B.G. Wood, Jr., 1994,** An investigation of calendar anomalies in pacific rim and U.S. equity markets, *Studies in the Financial Markets of the Pacific Basin*, Bos, T. and T.A. Fetherston (eds), *Research in International Business and Finance*, Vol. 11B, 19-37.

**Jacobs, B.I. and K.N. Levy, 1988a,** Calendar anomalies: Abnormal returns at calendar turning points, *Financial Analysts Journal*, 28-39.

**Jaffe, J. and R. Westerfield, 1985a,** The week-end effect in common stock returns: The international evidence, *Journal of Finance*, 40, 433-454.

**Jaffe, J. and R. Westerfield, 1985b,** Patterns in Japanese common stock returns: Day of the week and turn of the year effect, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 261-272.

**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, 237-244.

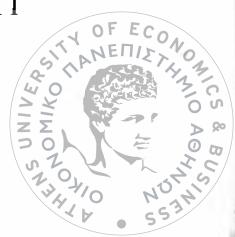
**Jaffe, J., R. Westerfield. and C. Ma, 1989,** A twist on the Monday effect in stock prices: Evidence from The U.S. and foreign stock markets." *Journal of Banking and Finance*, 13, 641-650.



- Jegadeesh, N., 1990**, Evidence of predictable behaviour of security returns, Journal of Finance, 45, 881-898.
- Jones, C.P., D.K. Pearce and J.W. Wilson, 1987**, Can tax-loss selling explain the January effect? A note, Journal of Finance, 42, 453-461.
- Jones, S.L., W. Lee and R. Apenbrink, 1991**, New evidence on the January effect before personal income taxes, Journal of Finance, 46, 1909-1924.
- Kato, K. and J.S. Schallheim, 1985**, Seasonal and size anomalies in the Japanese stock market, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 20, 243-260.
- Kato, K., 1990**, Weekly patterns in Japanese stock returns, Management Science, 36, 1031-1043.
- Keim, D.B. and R.F. Stambaugh, 1984**, A further investigation of the weekend effect in stock returns, Journal of Finance, 39, 819-835.
- Keim, D.B. and R.F. Stambaugh, 1986**, Predicting returns in the stock and bond markets, Journal of Financial Economics, 17, 357-390.
- Keim, D.B., 1983**, Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence, Journal of Financial Economics, 12, 13-32.
- Keim, D.B., 1988b**, Stock market regularities: A synthesis of the evidence and explanations, in Dimson, E. ed., Stock Market Anomalies, Cambridge University Press, Cambridge.
- Kim, C.-W. and J. Park, 1994**, Holiday effects and stock returns: Further evidence, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 29, 145-157.
- Kim, S.W., 1988**, Capitalising on the weekend effect, Journal of Portfolio Management, 14, 59-63.
- Koogler, P. and E. Maberly, 1994**, Additional evidence of year-end tax-motivated trading by individual investors, 1962-1986, Journal of the American Taxation Association, 16, 122-137.
- Kuan Tan and Wong Nee Tat, 1998**, The diminishing calendar anomalies in the stock exchange of Singapore, Applied Financial Economics, 8, 119-125..
- Lakonishok, J. and E. Maberly, 1990**, The weekend effect: Trading patterns of individual and institutional investors, Journal of Finance, 45, 231-243.



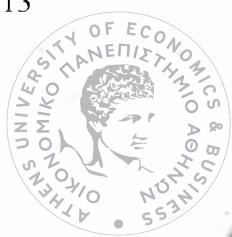
- Lakonishok, J. and M. Levi, 1982**, Weekend effect on stock returns: A note, Journal of Finance, 37, 883-889.
- Lakonishok, J. and S. Smidt, 1984**, Volume and turn-of-the-year behaviour, Journal of Financial Economics, 13, 435-455.
- Lakonishok, J. and S. Smidt, 1986**, Volume for winners and losers: Taxation and other motives for stock trading, Journal of Finance, 41, 951-974.
- Lakonishok, J. and S. Smidt, 1988**, Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective, Review of Financial Studies, 1, 403-425.
- Lee, I., 1992**, Stock market seasonality: Some evidence from the Pacific-basin countries, Journal of Business Finance and Accounting, 19, 199-210.
- Levis, M., 1989**, Stock market anomalies: A re-assessment based on the UK Evidence, Journal of Banking and Finance, 13, 675-696.
- Liano, K. and L.R. White, 1994**, Business cycles and the pre-holiday effect in stock returns, Applied Financial Economics, 4, 171-174.
- Liano, K., P.H. Marchand and G.C. Huang, 1992**, The holiday effect in stock returns: Evidence from the OTC market, Review of Financial Economics, 2, 45-54.
- Lo, A.W. and A.C. MacKinlay, 1988**, Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test, Review of Financial Studies, 1, 41-66.
- Lusey.B,2000**, Anomalous daily seasonality in Ireland?, Applied Economics Letters, 7,637-640.
- Merton, R., 1973**, An intertemporal capital asset pricing model, Econometrica 41, 867-887.
- Miller, E.M., 1988**, Why a weekend effect?, Journal of Portfolio Management, Summer, 43-48.
- Mills, T.C. and J.A. Coutts, 1995**, Calendar effects in the London stock exchange FT-SE indices, European Journal of Finance, 1, 79-93.
- Mills, C. Siriopoulos,R.N Markellos and D.Harizanis ,2000**, Seasonality in the Athens stock exchange, Applied Financial Economics,10,137-142.



- O'Hanlon, J., 1988**, Day of the week returns over trading and non-trading periods: U.K. evidence, *The Investment Analyst*, 3-15.
- Ogden, J.P., 1990**, Turn-of-month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for the monthly and January effects, *Journal of Finance*, 45, 1259-1272.
- Oldfield, G.S., Jr. and R.J. Rogalski, 1980**, A theory of common stock returns over trading and non-trading periods, *Journal of Finance*, 35, 729-751.
- Patell, J.M. and M.A. Wolfson, 1982**, Good news, bad news, and the interday timing of corporate disclosures, *Accounting Review*, 57, 509-527.
- Penman, S.H., 1987**, The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns, *Journal of Financial Economics*, 18, 199-228.
- Pettengill, G.N., 1989**, Holiday closing and security returns, *Journal of Financial Research*, 12, 57-67.
- Phillips-Patrick, F.J. and T. Schneweis, 1988**, The weekend effect for stock indexes and stock index futures: Dividend and interest rate effects, *Journal of Futures Markets*, 115-121.
- Reinganum, M.R. and A.C. Shapiro, 1987**, Taxes and stock return seasonality: Evidence from the London stock exchange, *Journal of Business*, 60, 281-295.
- Reinganum, M.R., 1983**, The anomalous stock market behaviour of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects, *Journal of Financial Economics*, 12, 98-104.
- Ritter, J.R. and N. Chopra, 1989**, Portfolio rebalancing and the turn-of-the-year effect, *Journal of Finance*, 44, 149-166.
- Ritter, J.R. and W.T. Ziemba, 1988**, The buying and selling behaviour of individual investors at the turn of the year: Discussion, *Journal of Finance*, 43, 701-719.
- Ritter, J.R., 1988**, The Buying and selling behaviour of individual investors at the turn of the year, *Journal of Finance*, 43, 701-717.
- Rogalski, R., 1984**, New findings regarding way-of-the-week returns overtrading and non-trading period: A note, *Journal of Finance*, 39, 1603-1614.



- Rogalski, R. and Tinic.S, 1986**, The January size effect: anomaly or risk measurement?, *Financial Analyst Journal*, 63-70.
- Roll, R., 1983b**, Was ist das? The turn of the year effect and the return premium of small firms, *Journal of Portfolio Management*, 9, 18-28.
- Rozeff, M.S. and W.R. Kinney, 1976**, Capital market seasonality: The case of stock returns, *Journal of Financial Economics*, 3, 379-402.
- Rystrom, D.S. and E.D. Benson, 1989**, Investor psychology and the day-of-the-week effect, *Financial Analysts Journal*, September-October, 75-78.
- Santesmases, M., 1986**, An investigation of the Spanish stock market seasonalities, *Journal of Business Finance and Accounting*, 13, 267-276.
- Schultz, P., 1984**, Personal income taxes and the January effect: Small firm stock returns before the War Revenue Act of 1917, *Journal of Finance*, 40, 333-343.
- Seyhun, H.N., 1988**, The January effect and aggregate insider trading, *Journal of Finance*, 43, 129-141.
- Seyhun, H.N., 1993**, Can omitted risk factors explain the January effect? A stochastic dominance approach, *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 28, 195-212.
- Sias, R.W. and L.T. Starks, 1997a**, Institutions and individuals at the turn-of-the-year, *Journal of Finance*, 52, 1543-1562.
- Smirlock, M. and L. Starks, 1986**, Day of the week and intraday effects in stock returns, *Journal of Financial Economics*, 17, 197-210.
- Solnik, B. and L. Bousquet, 1990**, Day-of-the-week effect on the Paris Bourse *Journal of Business and Finance*, 14, 461-468.
- Sun and Tong ,2002**, Another look at the Monday Effect, *Journal of Business Finance and Accounting*, 29, 1123-1147.
- Thaler, R.H., 1987a**, Anomalies, Seasonal movements in security prices II: Weekend, holiday, turn of the month, and intraday effect, *Journal of Economic Perspectives*, 1, 169-177.
- Thaler, R.H., 1987b**, Anomalies: The January effect, *Journal of Economic Perspectives*, 1, 197-201.



- Theobald, M. and V. Price, 1984**, Seasonality estimation in thin markets, Journal of Finance, 39, 377-392.
- Tinic, S.M. and R. West, 1984**, Risk and return: January vs the rest of the year, Journal of Financial Economics 13, 561-574.
- Tinic, S.M. and R.J. Rogalski, 1986**, The January size effect: Anomaly or risk mismeasurement, Financial Analysts Journal, 42, 63-70.
- Van den Bergh, W.M. and R.E. Wessels, 1985**, Stock market seasonalities and taxes: An examination of the tax-loss selling hypothesis, Journal of Business Finance and Accounting, 12, 515-530.
- Wachtel, S., 1942**, Certain observations on seasonal movements in stock prices, Journal of Business, 15, 184-193.
- Yadav, P.K. and P.F. Pope, 1992**, Intraday and intraweek seasonalities in stock market risk premia: Cash and futures, Journal of Banking and Finance, 16, 233-270.
- Ziemba, W.T. 1993**, Comment on ‘why a weekend effect?, Journal of Portfolio Management, 19, 93-99.
- Ziemba, W.T., 1991**, Japanese security market regularities: Monthly, turn-of-the-month and year, holiday and golden week effects, Japan and the World Economy, 3, 119-146.
- Ziemba, W.T., 1994**, World wide security market regularities, European Journal of Operational Research, 74, 198-229.

## **ΒΙΒΛΙΑ**

**Καραθανάσης Γ.(1999)**, Χρηματοοικονομική Διοίκηση και Χρηματιστηριακές Αγορές, Εκδόσεις Ευγ.Μπένου.

**Black, F,Jensen M.C and Scholes( 1972 )** ,The Capital Asset Model:Some Empirical Tests,in Michael.C.Jensen,ed.Studies in the theory of Capital Markets,New York.

**Brealy,R.A.C.Myers (2000),** Principles of Corporate Finance,6<sup>th</sup> McGraw –Hill series in Finance.

**Elton,E.J.Gruber M.J.Brown.S.Jand Goetzmann,W.N (2003),**Modern Portfolio Theory and Investment Analysis,John Willey & Sons.6<sup>th</sup> Edition.

**Zvi B,Kane A and Marcus.A (1999) ,**Investments, Irwin/McGraw-Hill,4<sup>th</sup> Edition.

