

**ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ  
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ  
ΑΘΗΝΩΝ**



ATHENS UNIVERSITY  
OF ECONOMICS  
AND BUSINESS

**ΣΧΟΛΗ  
ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ  
ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ**  
SCHOOL OF  
BUSINESS

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ &  
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ  
MSc IN ACCOUNTING & FINANCE

**ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ ΣΤΟ ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ**

**ΕΡΕΥΝΑ ΓΙΑ ΥΠΑΡΞΗ: JANUARY EFFECT, WEEKEND EFFECT & SIZE EFFECT**

**ΚΑΝΑΡΗΣ ΦΡΕΣΚΟΣ**

**Εργασία υποβληθείσα στο**

**Τμήμα Λογιστικής & Χρηματοοικονομικής**

**του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών**

**ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση**

**Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης**

Αθήνα

ΟΚΤΩΒΡΙΟΣ, 2017



**Εγκρίνουμε την εργασία του**

**ΚΑΝΑΡΗ ΦΡΕΣΚΟΥ**

**[ΟΝΟΜΑ ΕΠΙΒΛΕΠΟΝΤΟΣ ΚΑΘΗΓΗΤΗ]**

**[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]**

**κ. ΕΜΜΑΝΟΥΗΛ ΚΑΒΟΥΣΑΝΟΣ**

**[ΟΝΟΜΑ ΣΥΝΕΞΕΤΑΣΤΗ ΚΑΘΗΓΗΤΗ Α]**

**[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]**

**κ. ΣΠΥΡΟΣ ΣΠΥΡΟΥ**

**[ΟΝΟΜΑ ΣΥΝΕΞΕΤΑΣΤΗ ΚΑΘΗΓΗΤΗ Β]**

**[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]**

**κ. ΓΕΩΡΓΙΟΣ ΧΑΛΑΜΑΝΔΑΡΗΣ**

**31/10/2017**



## **ΒΕΒΑΙΩΣΗ ΕΚΠΟΝΗΣΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ**

«Δηλώνω υπεύθυνα ότι η συγκεκριμένη πτυχιακή εργασία για τη λήψη του Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης στη Λογιστική και Χρηματοοικονομική έχει συγγραφεί από εμένα προσωπικά και δεν έχει υποβληθεί ούτε έχει εγκριθεί στο πλαίσιο κάποιου άλλου μεταπτυχιακού ή προπτυχιακού τίτλου σπουδών, στην Ελλάδα ή στο εξωτερικό. Η εργασία αυτή έχοντας εκπονηθεί από εμένα, αντιπροσωπεύει τις προσωπικές μου απόψεις επί του θέματος. Οι πηγές στις οποίες ανέτρεξα για την εκπόνηση της συγκεκριμένης διπλωματικής αναφέρονται στο σύνολό τους, δίνοντας πλήρεις αναφορές στους συγγραφείς, συμπεριλαμβανομένων και των πηγών που ενδεχομένως χρησιμοποιήθηκαν από το διαδίκτυο».

**[ΟΝΟΜΑΤΕΠΩΝΥΜΟ ΦΟΙΤΗΤΗ]**

**[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]**

**ΚΑΝΑΡΗΣ ΦΡΕΣΚΟΣ**



## ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

1	Εισαγωγή .....	11
2	Θεωρία αποτελεσματικών αγορών .....	13
2.1	Υπόθεση αποτελεσματικών αγορών .....	13
2.2	Βασικές αρχές .....	14
2.3	Είδη αποτελεσματικότητας .....	14
2.4	Το υπόδειγμα CAPM .....	15
3	Ημερολογιακές ανωμαλίες (Calendar anomalies) .....	19
3.1	Εισαγωγή.....	19
3.2	Το φαινόμενο του Ιανουαρίου .....	20
3.2.1	Βιβλιογραφική επισκόπηση του φαινομένου του Ιανουαρίου .....	20
3.2.2	Πιθανές εξηγήσεις του φαινομένου.....	21
3.3	Το φαινόμενο της Δευτέρας ή του Σαββατοκύριακου (Monday or Weekend Effect).....	24
3.4	Το φαινόμενο του μεγέθους (size effect) .....	26
3.5	Άλλες ημερολογιακές ανωμαλίες.....	27
3.5.1	Το φαινόμενο των διακοπών (Holiday effect).....	28
3.5.2	Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Turn – of – the – month Effect).....	28
3.5.3	Το φαινόμενο της μέσης του μήνα (Semi – month Effect) .....	29
3.5.4	Το φαινόμενο Time – of – the – Month.....	30
4	Δεδομένα και μεθοδολογία.....	31
4.1	Μεθοδολογία – Υποδείγματα.....	31
4.2	Παρουσίαση των δεδομένων.....	33
5	Παρουσίαση εμπειρικών αποτελεσμάτων .....	37
5.1	Εισαγωγή.....	37
5.2	Στατιστική Ανάλυση .....	37
5.3	Αποτελέσματα οικονομετρικής μελέτης – Φαινόμενο Ιανουαρίου .....	41
5.3.1	Αξιολόγηση ύπαρξης μηνιαίας εποχικότητας .....	41
5.3.2	Αξιολόγηση ισχύος του φαινομένου του Ιανουαρίου.....	46
5.4	Αποτελέσματα οικονομετρικής μελέτης – Φαινόμενο Σαββατοκύριακου .....	48
5.4.1	Αξιολόγηση ύπαρξης ημερήσιας εποχικότητας.....	48
5.4.2	Αξιολόγηση ισχύος του φαινομένου του Σαββατοκύριακου.....	54

5.5	Αποτελέσματα οικονομετρικής μελέτης – Φαινόμενο του μεγέθους .....	58
6	Συμπεράσματα .....	61
7	Βιβλιογραφία .....	63

## ΛΙΣΤΑ ΠΙΝΑΚΩΝ

Πίνακας 1	Χρηματιστηριακοί δείκτες εργασίας.....	34
Πίνακας 2	Συνοπτικά στατιστικά μεγέθη (φαινόμενο του Ιανουαρίου).....	38
Πίνακας 3	Συνοπτικά στατιστικά μεγέθη (φαινόμενο του Σαββατοκύριακου).....	40
Πίνακας 4	Εμπειρικά αποτελέσματα ελέγχου μηνιαίας εποχικότητας.....	42
Πίνακας 5	Σύνοψη εμπειρικών ενδείξεων εποχικότητας .....	44
Πίνακας 6	Διαγνωστικά μεγέθη παλινδρομήσεων .....	45
Πίνακας 7	Αποτελέσματα ελέγχου ισχύος του φαινομένου του Ιανουαρίου .....	47
Πίνακας 8	Διαγνωστικά μεγέθη παλινδρομήσεων .....	47
Πίνακας 9	Εμπειρικά αποτελέσματα ελέγχου ημερήσιας εποχικότητας.....	49
Πίνακας 10	Σύνοψη εμπειρικών ενδείξεων ημερήσιας εποχικότητας .....	51
Πίνακας 11	Διαγνωστικά μεγέθη παλινδρομήσεων .....	53
Πίνακας 12	Αποτελέσματα ελέγχου ισχύος του φαινομένου του Σαββατοκύριακου .....	55
Πίνακας 13	Διαγνωστικά μεγέθη παλινδρομήσεων .....	57



## Περίληψη

Το ζήτημα του αν οι χρηματιστηριακές αγορές είναι αποτελεσματικές ή αν οι επενδυτές μπορούν να πετύχουν υπερβάλλουσες αποδόσεις απασχολεί τη σχετική διεθνή βιβλιογραφία εδώ και πολύ μεγάλο χρονικό διάστημα. Η κάθε άποψη έχει ισχυρούς υποστηρικτές και επιχειρήματα ενώ εμπειρικές έρευνες δεν έχουν καταλήξει στο τι πραγματικά ισχύει.

Στην παρούσα εργασία διενεργείται μια ενδεδειγμένη εμπειρική έρευνα στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, με σκοπό να εξεταστεί αν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου, το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου και το φαινόμενο του μεγέθους. Τα φαινόμενα αυτά συνίστανται στη συστηματική επίτευξη υπερβαλλουσών αποδόσεων τον Ιανουάριο, τη Δευτέρα και από τις πιο μικρές εταιρείες, αντίστοιχα, και αποτελούν τρεις από τις πιο δημοφιλείς ημερολογιακές ανωμαλίες.

Παρακάτω, κατόπιν εκτενούς στατιστικής ανάλυσης εκτιμώνται τα κατάλληλα υποδείγματα και δείχνουν ότι για την εξεταζόμενη περίοδο (2002 – 2017) το φαινόμενο του Ιανουαρίου και το φαινόμενο του μεγέθους δεν φαίνεται να ισχύουν, σε αντίθεση με το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου που έχει ισχυρές ενδείξεις ισχύος.



## 1 Εισαγωγή

Είναι ευρέως αποδεκτό ότι η υπόθεση των Αποτελεσματικών Αγορών σε συνδυασμό με το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Assets Pricing Model – CAPM) έθεσαν τα θεμέλια πάνω στα οποία δομήθηκε η σύγχρονη χρηματοοικονομική θεωρία. Ειδικότερα, σύμφωνα με τον Fama (1970) σε μια Αποτελεσματική Αγορά, οι τρέχουσες τιμές των χρεογράφων αντικατοπτρίζουν πλήρως όλες τις σχετικές και διαθέσιμες πληροφορίες με ένα γρήγορο και ακριβή τρόπο και, επομένως, οι τιμές της αγοράς αντικατοπτρίζουν την πραγματική αξία των τίτλων. Ο Jensen (1978) υποστηρίζει ότι η αγορά είναι αποτελεσματική σε σχέση με ένα σύνολο πληροφοριών όταν κάποιος είναι σε θέση να λάβει οικονομικά οφέλη από την αγοραπωλησία μετοχών με βάση αυτές τις πληροφορίες.

Έτσι, με βάση τα παραπάνω, εάν η αγορά είναι αποτελεσματική, δεν μπορεί κανείς να χρησιμοποιήσει δημοσιευμένες ή ιστορικές πληροφορίες σχετικά με τη μετοχή για να επιτύχει υπερβάλλουσες αποδόσεις. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι οι πληροφορίες σχετικά με μελλοντικά κέρδη, τα μερίσματα, τον αναμενόμενο κίνδυνο αύξησης των μερισμάτων, αναμενόμενη απόδοση κλπ., έχουν ήδη προεξοφληθεί και είναι ενσωματωμένα στην τιμή των τίτλων. Οι επενδυτές θα λάβουν μια απόδοση που είναι ανάλογη με τον κίνδυνο που αναλαμβάνουν.

Εντούτοις, στην αγορά είναι συχνό το φαινόμενο των ημερολογιακών ανωμαλιών (calendar anomalies). Οι ημερολογιακές ανωμαλίες χαρακτηρίζονται ως η εμφάνιση των διαφόρων εποχικών διακυμάνσεων στις αποδόσεις των μετοχών, ενώ, όπως αναφέρει ο Schwert (2002) αυτές οι ανωμαλίες δεν είναι συνεπείς με τις υπάρχουσες θεωρίες τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων. Μία από τις σημαντικές ημερολογιακές ανωμαλίες είναι το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect) και θα αποτελεί το κύριο θέμα αυτής της διπλωματικής εργασίας, μαζί με άλλα δύο ανάλογα φαινόμενα, το weekend effect και το size effect. Τα φαινόμενα αυτά θέτουν σε αμφισβήτηση την υπόθεση της αποτελεσματικότητας και η διερεύνησή τους έχει εξαιρετικό ενδιαφέρον.

Στη βιβλιογραφία βρίσκονται διάφορες πιθανές ερμηνείες αυτών των φαινομένων, όπως η υπόθεση “Tax – Loss Selling”, η “window dressing” υπόθεση, η υπόθεση απελευθέρωσης των πληροφοριών, η υπόθεση μικροδομής (microstructure) της Αγοράς και η υπόθεση θετικής σχέσης κινδύνου-απόδοσης (risk – return trade – off hypothesis). Στο πλαίσιο αυτό, στην παρούσα εργασία αφού αναλυθεί η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς και οι διάφορες ημερολογιακές ανωμαλίες, θα διενεργηθεί εμπειρική έρευνα των φαινομένων που αναφέραμε στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά.

Χρησιμοποιώντας μοντέλα παλινδρόμησης με ψευδομεταβλητές (dummy variables), θα επιχειρηθεί να βρεθεί αν εμφανίζονται στατιστικά σημαντικές εποχικότητες (seasonalities), αν τα φαινόμενα έχουν εμπειρική ισχύ και, τέλος, αν η ενδεχόμενη ισχύς τους ερμηνεύεται από κάποια θεωρία.

Η υπόλοιπη εργασία διαρθρώνεται ως εξής: στο Κεφάλαιο 2 παρουσιάζονται ορισμένες απαραίτητες έννοιες της θεωρίας των αποτελεσματικών αγορών, ενώ στο Κεφάλαιο 3 γίνεται μια εκτενής επισκόπηση της βιβλιογραφίας. Το Κεφάλαιο 4 περιέχει την παρουσίαση της μεθοδολογίας και των δεδομένων και το Κεφάλαιο 5 τα αναλυτικά αποτελέσματα της εμπειρικής μελέτης. Τέλος, στο Κεφάλαιο 6 συνοψίζονται τα βασικά συμπεράσματα της ανάλυσης που προηγήθηκε.

## 2 Θεωρία αποτελεσματικών αγορών

### 2.1 Υπόθεση αποτελεσματικών αγορών

Είναι ευρέως αποδεκτό ότι η υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών σε συνδυασμό με το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Assets Pricing Model – CAPM) έθεσαν τα θεμέλια πάνω στα οποία δομήθηκε η σύγχρονη χρηματοοικονομική θεωρία. Ειδικότερα, σύμφωνα με τον Fama (1970) σε μια αποτελεσματική αγορά, οι τρέχουσες τιμές των χρεογράφων αντικατοπτρίζουν πλήρως όλες τις σχετικές και διαθέσιμες πληροφορίες με ένα γρήγορο και ακριβή τρόπο και, επομένως, οι τιμές της αγοράς αντικατοπτρίζουν την πραγματική αξία των τίτλων. Ο Jensen (1978) υποστηρίζει ότι η αγορά είναι αποτελεσματική σε σχέση με ένα σύνολο πληροφοριών όταν κάποιος είναι σε θέση να λάβει οικονομικά οφέλη από την αγοραπωλησία μετοχών με βάση αυτές τις πληροφορίες.

Έτσι, με βάση τα παραπάνω, εάν η αγορά είναι αποτελεσματική, δεν μπορεί κανείς να χρησιμοποιήσει δημοσιευμένες ή ιστορικές πληροφορίες σχετικά με τη μετοχή για να επιτύχει υπερβάλλουσες αποδόσεις. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι οι πληροφορίες σχετικά με μελλοντικά κέρδη, τα μερίσματα, τον αναμενόμενο κίνδυνο αύξησης των μερισμάτων, αναμενόμενη απόδοση κλπ., έχουν ήδη προεξοφληθεί και είναι ενσωματωμένα στην τιμή των τίτλων. Οι επενδυτές θα λάβουν μια απόδοση που είναι ανάλογη με τον κίνδυνο που αναλαμβάνουν.

Η υπόθεση συνδέεται στενά με τη διαδικασία του «τυχαίου περιπάτου» (random walk process), όπου η σειρά των αποδόσεων προέρχεται από μια τυχαία κατανομή των τιμών. Η ροή των πληροφοριών αντανάκλαται άμεσα στις τιμές των μετοχών και οι μελλοντικές αποδόσεις είναι ανεξάρτητες από τις παρούσες.

Από την άλλη πλευρά, έχει βρεθεί ότι υπάρχει κάποια συσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών όταν μετρούνται σε περιόδους ημερών, εβδομάδων ή μηνών. Για παράδειγμα, έχει βρεθεί ότι τον Ιανουάριο υπάρχει μια ασυνήθιστη συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών. Αυτές οι ημερολογιακές ανωμαλίες στέκονται στην αντίπερα όχθη με την υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών, καθώς ισχυρίζονται ότι μπορεί να υπάρχει μια πιθανή εξάρτηση μεταξύ των αποδόσεων διαχρονικά.

Στις επόμενες ενότητες πρόκειται να εξετάσουμε την ύπαρξη ή όχι του φαινομένου του Ιανουαρίου σε ορισμένες αγορές ώστε να αξιολογήσουμε το αν ένας επενδυτής μπορεί να εκμεταλλευτεί αυτή την τάση για να αποκομίσει υπερβάλλουσες αποδόσεις από τις μετοχές.

## **2.2 Βασικές αρχές**

Σύμφωνα με τον Malkiel (2002), για να είναι μια αγορά αποτελεσματική – σε σχέση με τη διαθέσιμη πληροφορία – πρέπει να ικανοποιούνται πέντε προϋποθέσεις:

- α) Ο αριθμός των αναλυτών, επενδυτών, διαμεσολαβητών πρέπει να σκέφτεται ορθολογικά, να αναλύει και να αξιολογεί όλη τη διαθέσιμη πληροφορία.
- β) Η τιμή των μετοχών δεν πρέπει να επηρεάζεται από τη δραστηριότητα των επενδυτών μεμονωμένα.
- γ) Η πληροφορία είναι διαθέσιμη χωρίς κόστος σε όλους τους συμμετέχοντες στην αγορά ταυτόχρονα.
- δ) Η πληροφορία φτάνει στην αγορά με τυχαίο τρόπο και δεν καθοδηγείται από τους επενδυτές.
- ε) Οι επενδυτές μπορούν να αντιδρούν άμεσα και με ακρίβεια σε κάθε νέα πληροφορία.

Η πιο βασική παραδοχή - υπόθεση από αυτά είναι σίγουρα η ορθολογική συμπεριφορά των συμμετεχόντων στην αγορά. Οι συμμετέχοντες στην αγορά γνωρίζουν τη σημασία των πληροφοριών, έτσι ώστε μετά την επεξεργασία και την αξιολόγηση των κινδύνων, διασφαλίζεται η τιμή ισορροπίας και η εύλογη αξία ενός τίτλου. Θεωρητικά μιλώντας, οι τιμές αγοράς των διαφόρων τίτλων προσαρμόζονται γρήγορα στις νέες πληροφορίες. Ως εκ τούτου, σύμφωνα με τον Αποστολόπουλο (2004) μπορούμε να πούμε ότι οι τιμές των τίτλων έχουν τυχαία διακύμανση γύρω από τις πραγματικές τιμές τους. Νέες πληροφορίες θα μπορούσαν να οδηγήσουν σε αλλαγή της πραγματικής αξίας μιας μετοχής, αλλά τυχαίες διακυμάνσεις της τιμής μιας μετοχής θα ακολουθήσουν αυτό το γεγονός. Αυτό είναι γνωστό ως «τυχαίος περίπατος» των μετοχών, πράγμα που σημαίνει ότι η τιμή της μετοχής επηρεάζεται μόνο από τις τρέχουσες διαθέσιμες πληροφορίες και ένας επενδυτής δεν μπορεί να εκμεταλλευτεί κάθε πιθανή τάση, προκειμένου να αποκτήσει επιπλέον απόδοση σε σχέση με την υπόλοιπη αγορά.

## **2.3 Είδη αποτελεσματικότητας**

Σύμφωνα με τον Fama (1970, 1971) υπάρχουν τρεις κατηγορίες αποτελεσματικότητας της αγοράς:

- Ασθενής αποτελεσματικότητα (Weak efficiency)

Κάτω από αυτή τη μορφή αποτελεσματικότητας, όλη η ιστορική πληροφόρηση (τιμές, αποδόσεις κλπ.) έχει ήδη ενσωματωθεί στις τιμές και μπορεί να χρησιμοποιηθεί από τους επενδυτές για να προβλεφθούν οι μελλοντικές τιμές. Δεν είναι δυνατό να αποκομιστούν υπερβάλλουσες αποδόσεις μακροπρόθεσμα χρησιμοποιώντας πληροφορίες που βασίζονται σε ιστορικές τιμές. Επιπλέον, με τεχνική ανάλυση δεν μπορούν να παραχθούν υπερβάλλουσες αποδόσεις και μόνο κάποιο είδος θεμελιώδους ανάλυσης μπορεί να χρησιμοποιηθεί. Οι τιμές των μετοχών ακολουθούν τυχαίο περίπατο.

- Ημί – Ισχυρή αποτελεσματικότητα (Semi - strong efficiency)

Κάτω από αυτή τη μορφή αποτελεσματικότητας, όλες οι δημόσια διαθέσιμες πληροφορίες (π.χ. ισολογισμοί των εταιρειών, ανακοινώσεις κερδών, τα μερίσματα, κ.λπ.) αποτυπώνονται στις τρέχουσες τιμές και μπορούν να χρησιμοποιηθούν από τους επενδυτές για να προβλέψουν τις μελλοντικές τιμές και να επιτύχουν σημαντικές αποδόσεις. Ωστόσο, ούτε η τεχνική ούτε η θεμελιώδης ανάλυση μπορεί να χρησιμοποιηθεί προκειμένου να αποκτηθούν υπερβάλλουσες αποδόσεις.

- Ισχυρή αποτελεσματικότητα (Strong efficiency)

Κάτω από αυτή τη μορφή αποτελεσματικότητας, ακόμη και μη δημοσιευμένα στοιχεία (π.χ. πληροφορίες που κατέχονται από άτομα εντός της εταιρείας και δεν έχουν δημοσιευθεί ακόμα, εμπιστευτικές πληροφορίες) αποτυπώνονται στις τρέχουσες τιμές και μπορούν να χρησιμοποιηθούν από τους επενδυτές για να προβλέψουν τις μελλοντικές τιμές και να επιτύχουν σημαντικές αποδόσεις. Αυτή η μορφή της αποτελεσματικότητας δεν υπάρχει στις αγορές όπου το νομικό πλαίσιο είναι εμπόδιο για την ελεύθερη πρόσβαση των επενδυτών στις δημόσιες πληροφορίες.

Ως εκ τούτου, αν μια αγορά είναι αποτελεσματική, οι αποδόσεις των τίτλων είναι τυχαίες μεταβλητές και δεν μπορούν να προβλεφθούν. Επιπλέον, οι τιμές στην αγορά των τίτλων είναι ορθολογικές και δίνουν μια δίκαιη εκτίμηση της πραγματικής αξίας τους. Αυτό σημαίνει ότι οι επενδυτές δεν χρειάζονται τη βοήθεια των αναλυτών στην αποτίμηση μιας μετοχής. Τέλος, αξίζει να επισημανθεί ότι ο ρόλος των αναλυτών είναι περιορισμένος, αλλά χωρίς αυτούς η αγορά δεν μπορεί να είναι αποτελεσματική. Έτσι, οι περισσότεροι συμμετέχοντες στην αγορά θεωρούν ότι μπορούν να επιτύχουν σημαντικές αποδόσεις.

#### **2.4 Το υπόδειγμα CAPM**

Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Capital Assets Pricing Model – CAPM) αποτελεί θεμέλιο λίθο στη θεωρία χαρτοφυλακίου, ενώ θα χρησιμοποιηθεί και στο εμπειρικό τμήμα της παρούσας εργασίας για την εξήγηση του φαινομένου του μεγέθους.

Η θεωρία χαρτοφυλακίου που θεμελιώθηκε τη δεκαετία του 1950 από τον Markowitz, παίζει σήμερα πολύ σημαντικό ρόλο στην καθημερινή εξέλιξη και λειτουργία των αγορών. Βασική ιδέα της θεωρίας αυτής ήταν η επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου, δηλαδή αυτού που μεγιστοποιεί την αναμενόμενη απόδοση για δεδομένο επίπεδο κινδύνου και ελαχιστοποιεί τον κίνδυνο για δεδομένη απόδοση.

Στην πορεία των ετών, η θεμελιώδης θεωρία του Markowitz εξελίχθηκε και η πολυπλοκότητά της

έφτασε σε τέτοιο σημείο ώστε να ανταποκρίνεται στην αντίστοιχη πολυπλοκότητα των παγκόσμιων χρηματοοικονομικών αγορών. Ένα από τα πρώτα πολύ σημαντικά εξελικτικά βήματα της θεωρίας χαρτοφυλακίου έγινε από τους Sharpe, Lintner και Mossin με το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Capital Assets Pricing Model – CAPM), το οποίο συνέδεε την αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου με τον συστηματικό κίνδυνο της αγοράς.

Όπως προαναφέρθηκε, το υπόδειγμα CAPM θεμελιώθηκε διαδοχικά από τους Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966). Η βασική του ιδέα είναι ότι η απόδοση ενός αξιογράφου εξαρτάται από έναν μόνο παράγοντα, την απόδοση της αγοράς. Η απόδοση της αγοράς αντιπροσωπεύει τον συστηματικό κίνδυνο, ο οποίος εκφράζεται μέσω του συντελεστή beta που δείχνει την αναμενόμενη μεταβολή της απόδοσης του αξιογράφου σε δεδομένες μεταβολές της απόδοσης της αγοράς.

Το υπόδειγμα έχει δομηθεί πάνω σε ιδιαίτερα περιοριστικές και αυστηρές υποθέσεις, οι οποίες συνοψίζονται ως εξής:

- Οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο και επιθυμούν να μεγιστοποιήσουν την αναμενόμενη χρησιμότητά τους βάσει του πλούτου που διαθέτουν.
- Οι επενδυτές προτιμούν το χαρτοφυλάκιο με τη μέγιστη απόδοση για δεδομένο κίνδυνο ή το χαρτοφυλάκιο με τον ελάχιστο κίνδυνο για δεδομένη απόδοση, ceteris paribus.
- Ο κίνδυνος μετράται με την τυπική απόκλιση των αποδόσεων.
- Τα αξιόγραφα είναι άπειρα, διαιρετά και δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών.
- Οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν και να δανειστούν απεριόριστα πάνω στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, το οποίο είναι κοινό για όλους.
- Δεν υπάρχει φορολογία.
- Η συμπεριφορά των επενδυτών χαρακτηρίζεται από ορθολογικές προσδοκίες.
- Οι επενδυτές δεν μπορούν να επηρεάσουν τις τιμές των αξιογράφων με κανέναν τρόπο. Οι αγορές δρουν υπό καθεστώς τέλει ανταγωνισμού και βρίσκονται σε κατάσταση ισορροπίας.

Υπό το παραπάνω πρίσμα, η βασική εξίσωση του CAPM είναι η εξής:

$$R_{it} - r_{ft} = \beta \cdot (R_{mt} - r_{ft}) + e_{it}$$

Όπου:

$R_{it}$  οι αποδόσεις του αξιογράφου  $i$  τη χρονική στιγμή  $t$ .

$R_{mt}$  οι αποδόσεις της αγοράς τη χρονική στιγμή  $t$ .

$\beta$  ο συντελεστής beta του αξιογράφου.



$r_{ft}$  η απόδοση χωρίς κίνδυνο.

$e_{it}$  ο διαταρακτικός όρος.

Επομένως, το υπόδειγμα για την ακρίβεια συνδέει τις υπερβάλλουσες αποδόσεις μιας μετοχής με τις υπερβάλλουσες αποδόσεις της αγοράς. Η υπερβάλλουσα απόδοση βρίσκεται ως η διαφορά των αποδόσεων του αξιογράφου από την απόδοση χωρίς κίνδυνο.

Εν ολίγοις, το CAPM ισχυρίζεται ότι η υπερβάλλουσα απόδοση μιας μετοχής εξαρτάται γραμμικά από τον συστηματικό (μη διαφοροποιήσιμο) κίνδυνο. Ο κίνδυνος αυτός είναι και ο μόνος παράγοντας επηρεασμού των αποδόσεων και έχει ευθεία σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Η εμπειρική διερεύνηση του υποδείγματος έχει να κάνει κυρίως με την εκτίμηση του συντελεστή beta και εν συνεχεία τον έλεγχο της στατιστικής του ισχύος ώστε να διαπιστωθεί ο βαθμός ανταπόκρισής του στην πραγματικότητα. Επειδή το παραπάνω υπόδειγμα είναι μια κλασική εξίσωση γραμμικής παλινδρόμησης, θα πρέπει να ικανοποιεί τις αντίστοιχες υποθέσεις που είναι οι εξής:

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

$$E(e_t \cdot e_s) = 0 \quad \forall t \neq s$$

Σύμφωνα με την πρώτη υπόθεση, ο διαταρακτικός όρος είναι τυχαία μεταβλητή που ακολουθεί την κανονική κατανομή με μηδενικό μέσο. Επίσης, η διακύμανση του είναι σταθερή. Η υπόθεση της σταθερής διακύμανσης λέγεται και υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας. Αν παραβιαστεί, εμφανίζεται το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας. Η δεύτερη υπόθεση σημαίνει ότι δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των διαταρακτικών όρων. Σε περίπτωση που παραβιάζεται αυτή η υπόθεση, έχουμε το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης. Μια τελευταία σημαντική υπόθεση είναι ότι η ανεξάρτητη μεταβλητή  $X$  δεν είναι στοχαστική, οι τιμές της παραμένουν σταθερές και δεν είναι όλες ίσες μεταξύ τους.

Εφόσον ισχύουν όλες οι παραπάνω υποθέσεις, ο συντελεστής beta εκτιμάται με χρήση της επόμενης σχέσης:

$$\beta = \frac{\sum R_{it} \cdot R_{mt}}{\sum R_{mt}^2}$$

Μετά την εκτίμηση του συντελεστή ακολουθεί ο έλεγχος στατιστικής σημαντικότητάς του, μαζί με τον αντίστοιχο έλεγχο όλου του υποδείγματος. Επίσης, απαιτείται έλεγχος παραβίασης ή όχι των υποθέσεων της ομοσκεδαστικότητας και της μη αυτοσυσχέτισης.



### 3 Ημερολογιακές ανωμαλίες (Calendar anomalies)

#### 3.1 Εισαγωγή

Οι ημερολογιακές ανωμαλίες ανήκουν στην ευρύτερη κατηγορία των ανωμαλιών της αγοράς (market anomalies). Οι ανωμαλίες της αγοράς συνδέονται με την ύπαρξη ειδικών κατηγοριών εποχικότητας κατά τη διάρκεια των ετών. Οι πιο σημαντικές ανωμαλίες είναι κυρίως το φαινόμενο του Ιανουαρίου και της Δευτέρας, ενώ στη βιβλιογραφία βρίσκουμε και άλλες κατηγορίες. Η ύπαρξή τους δείχνει είτε την απουσία της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών ή την ανεπάρκεια του υποδείγματος CAPM.

Γενικά, αναγνωρίζουμε τις παρακάτω κατηγορίες ημερολογιακών ανωμαλιών:

- Το φαινόμενο του Ιανουαρίου.
- Το φαινόμενο της Δευτέρας ή του Σαββατοκύριακου (Monday or weekend effect).
- Το φαινόμενο του μεγέθους (size effect)
- Το φαινόμενο των διακοπών (Holiday effect).
- Το φαινόμενο της μέσης του μήνα (Semi – month effect).
- Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Turn – of – the – month effect).

Είναι γεγονός ότι οι ερευνητές μελετούν επισταμένα το συγκεκριμένο πεδίο. Η βιβλιογραφία εξακολουθεί να παραμένει «ανοιχτή», σχετικά με τη σημασία αυτών των φαινομένων για διάφορες αγορές. Ένας σημαντικός λόγος είναι ότι η ανακάλυψη αυτών των φαινομένων μπορεί να είναι το αποτέλεσμα αυτού που αποκαλούμε «εξόρυξη δεδομένων» (data mining) σύμφωνα με τους Hansen, Lunde και Nason (2005). Ακόμη και αν δεν υπάρχουν ημερολογιακές ανωμαλίες, μια εκτεταμένη έρευνα ή εξόρυξη δεδομένων γύρω από ένα μεγάλο αριθμό των πιθανών ανωμαλιών μπορεί να οδηγήσει στην ταυτοποίηση ενός φαινομένου από καθαρή τύχη. Ένας άλλος λόγος που η εξόρυξη δεδομένων μπορεί να είναι μια πιθανή εξήγηση είναι ότι οι θεωρητικές ερμηνείες αυτών των φαινομένων προτάθηκαν μόνο μετά τον εμπειρικό προσδιορισμό τους.

Σε αυτό το κεφάλαιο, πρόκειται να κάνουμε μια πιο λεπτομερή παρουσίαση της πιο δημοφιλούς ημερολογιακής ανωμαλίας, του φαινομένου του Ιανουαρίου, όπως επίσης και του φαινομένου του Σαββατοκύριακου και του φαινομένου του μεγέθους. Οι ανωμαλίες αυτές θα είναι το κύριο μέρος της εμπειρικής ανάλυσης αυτής της διατριβής. Στο τέλος αυτού του κεφαλαίου, θα παρουσιάσουμε εν συντομία το θεωρητικό πλαίσιο κάποιων άλλων ημερολογιακών ανωμαλιών, προκειμένου να δώσουμε μια πιο ολοκληρωμένη εικόνα αυτών των φαινομένων.

### **3.2 Το φαινόμενο του Ιανουαρίου**

Το φαινόμενο του Ιανουαρίου ανήκει στην κατηγορία των «φαινομένων του μήνα» και αποτελεί την ημερολογιακή ανωμαλία που θα εξετάσουμε αναλυτικά στην παρούσα εργασία. Είναι γνωστό ότι υπό την υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών, οι αποδόσεις μεταξύ των μηνών πρέπει κατά μέσο όρο να μην διαφέρουν και να μην μπορούν να προβλέψουν εκ των προτέρων τους μήνες στους οποίους οι αποδόσεις θα είναι υψηλότερες. Ωστόσο, έχει παρατηρηθεί από πολλούς ερευνητές ότι οι αποδόσεις των μετοχών τον Ιανουάριο διαφέρουν σημαντικά από των άλλων μηνών και είναι υψηλότερες σε σχέση με αυτούς, ενώ οι αποδόσεις του Δεκεμβρίου είναι χαμηλές ή ακόμα και αρνητικές. Αυτό το φαινόμενο ονομάστηκε «φαινόμενο του Ιανουαρίου».

#### **3.2.1 Βιβλιογραφική επισκόπηση του φαινομένου του Ιανουαρίου**

Όπως προαναφέρθηκε, υπάρχει μια πληθώρα ερευνών σχετικά με τη διερεύνηση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Ο Wachtel (1942) ήταν ο πρώτος οικονομολόγος που εντόπισε μη κανονικές αποδόσεις τον Ιανουάριο στο δείκτη Dow Jones Industrial Average σε 12 από τα 15 χρόνια που μελέτησε (1927-1942). Οι Rozeff και Kinney (1976), ενώ εξέταζαν τον δείκτη του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE) την περίοδο 1904-1974, βρήκαν υψηλότερες αποδόσεις κατά μέσο όρο τον Ιανουάριο σε σύγκριση με άλλους μήνες. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου αναγνωρίστηκε και από τον Reinganum (1982) στις χρηματιστηριακές αγορές των ΗΠΑ, ενώ οι μετοχές των εταιρειών με μικρότερες κεφαλαιοποιήσεις έχουν υψηλότερες αποδόσεις από εκείνες των εταιρειών με τις μεγαλύτερες κεφαλαιοποιήσεις της αγοράς (φαινόμενο του μεγέθους – size effect). Επίσης, επισημαίνει ότι τα κέρδη της επενδυτικής στρατηγικής που βασίζονται σε μη-ύπαρξη της αποτελεσματικότητας της αγοράς είναι περιορισμένα. Η αρνητική σχέση μεταξύ μη κανονικών αποδόσεων και του μεγέθους της εταιρείας ενισχύονται από την έρευνα του Keim (1983), ο οποίος πήρε δείγμα από το NYSE και το AMEX (American Stock Exchange) επιχειρήσεων για την περίοδο 1963-1979 και κατανέμοντάς τες ανάλογα με το μέγεθος, ανακάλυψε ότι το 50% του αποτελέσματος του μεγέθους ήταν λόγω των υψηλών αποδόσεων τον Ιανουάριο και πιο συγκεκριμένα την πρώτη εβδομάδα του μήνα. Αντίθετα, τα ευρήματα των Gultekin και Gultekin (1983) που χρησιμοποίησαν σταθμισμένους βάσει αξίας δείκτες των 18 μεγάλων βιομηχανικών χωρών για την περίοδο 1959-1979, δεν ενίσχυσαν την ισχύ του αποτελέσματος του μεγέθους. Οι ερευνητές χρησιμοποίησαν δείκτες που περιλαμβάνουν τις μεγαλύτερες εταιρείες στον κόσμο και εντόπισαν την ισχύ του φαινομένου του Ιανουαρίου στις περισσότερες χώρες, με εξαίρεση τη Μεγάλη Βρετανία (εποχικότητα τον Απρίλιο) και επιπλέον αυτή η εποχικότητα να συμπίπτει με την

αλλαγή του δημοσιονομικού έτους (εκτός από την Αυστραλία).

Οι Lakonishok και Smidt (1984) χρησιμοποίησαν μικρές επιχειρήσεις του NYSE και του AMEX , δηλαδή εκείνες με το μικρότερο όγκο συναλλαγών και εντόπισαν πολύ υψηλές αποδόσεις τις ημέρες γύρω από την αλλαγή του έτους, κάτι που μπορεί να οφείλεται σε πωλήσεις για μετριασμό φορολογική απώλεια (Tax – Loss Selling) ή την υπόθεση «Windows dressing», τα οποία θα αναλυθούν κατωτέρω. Οι συγγραφείς υποστηρίζουν ότι ο όγκος των συναλλαγών του Ιανουαρίου είναι μικρότερος από ό,τι τον Δεκέμβριο, κάτι που ενισχύει την άποψη ότι η τιμή ισορροπίας των μετοχών των μικρών επιχειρήσεων κυμαίνεται μεταξύ του κλεισίματος της τελευταίας ημέρας διαπραγμάτευσης και την έναρξη της πρώτης ημέρας συναλλαγών του έτους. Οι υψηλές αποδόσεις των μικρών επιχειρήσεων τον Ιανουάριο ερευνήθηκαν επίσης από τον Seyhun (1988) από τη σκοπιά των συναλλαγών των κατόχων εμπιστευτικών πληροφοριών, παίρνοντας δείγματος συναλλαγών από 790 επιχειρήσεις στο NYSE και AMEX για την περίοδο 1975-1981. Η υπόθεση ότι οι υψηλές αποδόσεις που απολαμβάνουν οι επενδυτές από μικρές επιχειρήσεις τον Ιανουάριο οφείλονται στον υψηλότερο σχετικό κίνδυνο από τους μη καλά ενημερωμένους επενδυτές σε σχέση με τους ενημερωμένους δεν είναι έγκυρη, σύμφωνα με τον Seyhun, επειδή δεν υπήρχε σημαντική αύξηση των συναλλαγών κατόχων εμπιστευτικών πληροφοριών σε μικρές επιχειρήσεις κατά τον πρώτο μήνα του έτους.

### **3.2.2 Πιθανές εξηγήσεις του φαινομένου**

Είναι γεγονός ότι από όλες τις ημερολογιακές ανωμαλίες, το φαινόμενο του Ιανουαρίου προσελκύει το μεγαλύτερο ενδιαφέρον εκ μέρους των ερευνητών. Στη βιβλιογραφία βρίσκουμε διάφορες πιθανές ερμηνείες αυτού του φαινομένου, όπως την υπόθεση “Tax – Loss Selling”, τη “window dressing” υπόθεση, την υπόθεση απελευθέρωσης των πληροφοριών, την υπόθεση μικροδομής (microstructure) της αγοράς και την υπόθεση θετικής σχέσης κινδύνου-απόδοσης (risk – return trade – off hypothesis). Η πιο σημαντική από τις παραπάνω θεωρίες είναι η υπόθεση “Tax – Loss Selling”, την οποία και θα εξετάσουμε εμπειρικά στην παρούσα εργασία.

#### **3.2.2.1 Η υπόθεση «Tax – Loss Selling»**

Η υπόθεση “Tax – Loss Selling” είναι η πιο γνωστή από τις προτεινόμενες εξηγήσεις για το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Σύμφωνα με αυτή την υπόθεση, οι επενδυτές πωλούν τις μη κερδοφόρες μετοχές του χαρτοφυλακίου τους τον Δεκέμβριο, προκειμένου οι κεφαλαιακές απώλειές τους να αντισταθμίσουν ένα μέρος των κερδών τους. Η κίνηση αυτή μειώνει τους φόρους που πρέπει να καταβληθούν. Τον

Ιανουάριο, η καθοδική πίεση που προκαλείται από την πώληση των μετοχών εξαλείφεται και οι τιμές των μετοχών καταλήγουν σε κατάσταση ισορροπίας, με αποτέλεσμα την εμφάνιση των έκτακτων αποδόσεων. Επιπλέον, σύμφωνα με την παρούσα υπόθεση, μπορούμε να εξηγήσουμε σε κάποιο βαθμό το γεγονός ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου φαίνεται να εμφανίζεται περισσότερο σε μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης. Αυτές οι μετοχές είναι πιο πιθανό να είναι πιο ευάλωτες από τις μετοχές των μεγάλων εταιρειών και έτσι είναι πιο πιθανό να πωληθούν τον Δεκέμβριο. Είναι αλήθεια ότι υπάρχουν πολλές μελέτες που επιχειρούν να εξετάσουν εάν πράγματι το φαινόμενο του Ιανουαρίου προκαλείται σε κάποιο βαθμό από την υπόθεση “Tax – Loss Selling” και τα αποτελέσματα δεν είναι απολύτως ξεκάθαρα. Ένας από τους πρώτους ερευνητές που εισήγαγε την υπόθεση αυτή ήταν ο Branch (1977), ο οποίος συλλέγοντας δεδομένα για τον δείκτη NYSE για την περίοδο 1965-1974, καταλήγει στο συμπέρασμα ότι η υπόθεση έχει μικρή ή καθόλου επίδραση στο γενικό επίπεδο των τιμών των μετοχών. Οι μετοχές που βρίσκονται σε πτωτική πορεία και πλησιάζει τα ετήσια χαμηλά επίπεδα πωλούνται στο τέλος του έτους και η τιμή επιστρέφει στην ισορροπία στην αρχή του επόμενου έτους. Επιπλέον, υποστηρίζει ότι μπορεί κανείς να αποκτήσει πλεονέκτημα από τις υψηλές αποδόσεις στην αρχή του έτους, εάν οι συναλλαγές γίνονται με χαμηλές προμήθειες. Ο Constantinides (1983) επισημαίνει ότι, χωρίς το κόστος των συναλλαγών, η βέλτιστη επενδυτική στρατηγική περιλαμβάνει την άμεση πώληση των μη κερδοφόρων μετοχών για τη δημιουργία κεφαλαιακών ζημιών και της αναβολής της πώλησης των μετοχών όπου συσσωρεύονται τα κέρδη του κεφαλαίου. Ωστόσο, εάν υπάρχουν κόστη συναλλαγών, οι επενδυτές θα πρέπει να προκαλέσουν απώλειες κεφαλαίων μόνο όταν το κέρδος υπερβαίνει το κόστος των συναλλαγών.

### **3.2.2.2 Η υπόθεση «Windows dressing»**

Μια άλλη εξήγηση που υπάρχει στη βιβλιογραφία για το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι η υπόθεση «windows dressing». Σύμφωνα με αυτή την υπόθεση, οι θεσμικοί επενδυτές αξιολογούνται με βάση τα αποτελέσματα των επενδύσεών τους και τη συνέπεια που δείχνουν στην επενδυτική φιλοσοφία τους. Στο τέλος του ημερολογιακού έτους ή μιας σημαντικής περιόδου ανακοίνωσης αποτελεσμάτων (περίοδος αναφοράς), οι επενδυτές μπορεί να είναι πρόθυμοι να πουλήσουν τις ζημιογόνες μετοχές τους και να αγοράσουν κερδοφόρες ώστε να βελτιώσουν την εικόνα τους και να μην εμφανίζονται στα χαρτοφυλάκια των μετοχικών τίτλων τους, μετοχές με πτωτική τάση κατά τη διάρκεια του έτους. Κατά την έναρξη του νέου ημερολογιακού έτους, οι επενδυτές αντιστρέφουν η παραπάνω διαδικασία με την πώληση μετοχών των μεγάλων εταιρειών που είναι χαμηλού κινδύνου και αγοράζοντας μετοχές υψηλού

κινδύνου, ακόμα και αν αυτές ήταν ζημιογόνες κατά την προηγούμενη περίοδο. Σύμφωνα με τους Haug και Hirschey (2005), η υπόθεση αυτή συμβαίνει κυρίως σε εταιρίες μεγάλης κεφαλαιοποίησης και δεν μπορεί να εξηγήσει ένα μεγάλο μέρος της ισχύος του φαινομένου που ανιχνεύθηκε σε μετοχές εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης.

Οι Lakonishok, Shleifer, Thaler και Vishny (1991), που ήταν από τους πρώτους που ασχολήθηκαν με την υπόθεση, διαπίστωσαν ότι στις ΗΠΑ οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων πωλούν μετοχές που ήταν ζημιογόνες στο τέλος κάθε τριμήνου και ειδικά στο τέλος του ημερολογιακού έτους και αγοράζουν μετοχές οι οποίες έχουν υψηλές αποδόσεις. Οι Chen και Singal (2001) υποστηρίζουν ότι ενώ η υπόθεση Tax – Loss Selling συμβαίνει μόνο κατά τις ημέρες γύρω από την αλλαγή του έτους, η Windows - Dressing πρέπει επίσης να εμφανίζεται σε άλλες χρονικές στιγμές κατά τη διάρκεια του έτους και για το λόγο αυτό ερευνούν την ύπαρξη αυτής της υπόθεσης, τον Ιούνιο και τον Ιούλιο αντί τον Δεκέμβριο και τον Ιανουάριο. Τα συμπεράσματα από τη μελέτη των δεικτών NYSE, AMEX και NASDAQ είναι ότι η υπόθεση αυτή δεν είναι πραγματική, δεδομένου ότι τόσο οι αποδόσεις και ο όγκος συναλλαγών τον Ιούλιο είναι υψηλότεροι για τις μεγάλες επιχειρήσεις από εκείνη των μικρών επιχειρήσεων, σε αντίθεση με αυτά που προβλέπονται από την υπόθεση. Η υπόθεση Windows – Dressing ως μια εξήγηση για το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το Χρηματιστήριο Αξιών της Βαρσοβίας για την περίοδο 1991-2004, είχε υποστηριχθεί από τον Henke (2003), δεδομένου ότι ο όγκος των συναλλαγών, το Δεκέμβριο και τον Ιανουάριο είναι ιδιαίτερα υψηλός σε σύγκριση με άλλους μήνες (26, 6% και 58% αντίστοιχα). Τέλος, οι Haug και Hirschey (2005) υποστηρίζουν ότι οι υψηλές τιμές που εμφανίζονται τον Ιανουάριο μετά το 1986, όταν η Πράξη Φορολογικής Μεταρρύθμισης θεσπίστηκε, με βάση τα στοιχεία που λαμβάνονται για την περίοδο 1927-2004, οφείλεται κυρίως στην Windows – Dressing και όχι στην υπόθεση Tax – Loss Selling.

### **3.2.2.3 Άλλες πιθανές εξηγήσεις του φαινομένου**

Η υπόθεση Release Information ή διαφορική υπόθεσης της πληροφορίας (Differential Information Hypothesis) είναι μια άλλη πιθανή εξήγηση για το φαινόμενο του Ιανουαρίου και βασίζεται στο πώς η διακύμανση στην ποσότητα των πληροφοριών που είναι διαθέσιμες σε διάφορες εταιρείες μπορεί να οδηγήσει σε διαφορετικές αποδόσεις και τα επίπεδα κινδύνου.

Μια άλλη εξήγηση έχει να κάνει με καταστάσεις μεροληψίας στη μικροδομή της αγοράς (Market Microstructure Biases) και είναι πιο πιθανό να αφορά μετοχές με χαμηλή τιμή ή χαμηλή κεφαλαιοποίηση, δηλαδή το είδος των μετοχών που πληρούν τα κριτήρια της υπόθεσης Tax – Loss

Selling. Έτσι, δεδομένου ότι οι συναλλαγές που αφορούν τις μικρές επιχειρήσεις είναι γεμάτες από θέματα που σχετίζονται με τη μικροδομή των αγορών, οι ερευνητές προσπαθούν να διευκρινίσουν αν το αποτέλεσμα του Ιανουαρίου είναι πράγματι μια ανωμαλία ή αν προκαλείται από μεροληπτικές καταστάσεις, όπως μεταβολές προσφοράς και ζήτησης, περιθώρια προσφοράς και ζήτησης καθώς και το κόστος των συναλλαγών. Αν συμβαίνουν αυτά, το φαινόμενο του Ιανουαρίου καθίσταται μη εκμεταλλεύσιμο.

Είναι αλήθεια ότι η πλειοψηφία των ερευνών που αφορούν την ισχύ του φαινομένου του Ιανουαρίου υποθέτουν ότι ο κίνδυνος των μετοχών μικρότερων εταιρειών παραμένει σταθερός κατά τη διάρκεια του έτους. Ωστόσο, αυτό δεν μπορεί να ισχύει σύμφωνα με τη θεωρία αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Εάν παρατηρηθεί μια αύξηση του κινδύνου για τις μικρότερες εταιρείες στις αρχές του έτους, τότε είναι λογικό ότι οι επενδυτές θα απαιτήσουν υψηλότερες αποδόσεις. Έτσι, στη βιβλιογραφία έρχεται στο προσκήνιο η θετική σχέση κινδύνου απόδοσης (Positive Risk – Return Trade Off) για να προσπαθήσει να εξηγήσει το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Οι Tinic και West (1984, 1986) ασχολήθηκαν με την υπόθεση και ανακάλυψαν ότι στις ΗΠΑ το ασφάλιστρο κινδύνου είναι θετικό τον Ιανουάριο και δεν διαφέρει σημαντικά από το μηδέν για τους υπόλοιπους έντεκα μήνες. Οι Rogalski και Tinic (1986) υποστηρίζουν ότι οι μετοχές των μικρών επιχειρήσεων έχουν υψηλότερο συστηματικό κίνδυνο τον Ιανουάριο σε σύγκριση με το υπόλοιπο του έτους. Για το λόγο αυτό, οι απαιτούμενες αποδόσεις των επενδυτών είναι σημαντικά υψηλότερες τον Ιανουάριο (8 με 9 φορές) από ό, τι τους υπόλοιπους 11 μήνες, πράγμα που σημαίνει ότι οι τιμές κατά τη διάρκεια αυτού του μήνα είναι μη κανονικές. Οι Corhay, Hawawini και Michel (1987) χρησιμοποιούν συγχρονική ανάλυση από τη μεθοδολογία των Fama και MacBeth και συνειδητοποιούν ότι μόνο τον Ιανουάριο υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων και του συστηματικού κινδύνου για το Βέλγιο και τις ΗΠΑ. Για το Χρηματιστήριο του Λονδίνου η σχέση κινδύνου - απόδοσης παρατηρείται μόνο τον Απρίλιο. Επιπλέον, βρήκαν ένα θετικό ασφάλιστρο κινδύνου τον Ιανουάριο για τη Γαλλία, το οποίο είναι υψηλότερο από εκείνη των άλλων μηνών, αλλά δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Τέλος, επισήμαναν ότι μόνο στο δείκτη NYSE, η εποχικότητα των ασφαλιστρών κινδύνου συνδέεται με την εποχικότητα των αποδόσεων και έτσι μπορεί να έχουν τις ίδιες ερμηνείες.

### **3.3 Το φαινόμενο της Δευτέρας ή του Σαββατοκύριακου (Monday or Weekend Effect)**

Αυτή η ημερολογιακή ανωμαλία δείχνει ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις δεν είναι ίδιες για όλες τις ημέρες της εβδομάδας. Έχει διαπιστωθεί από πολλούς ερευνητές ότι οι αποδόσεις της Δευτέρας είναι



κατά μέσο όρο αρνητικές, ενώ την Παρασκευή είναι κατά μέσο όρο θετικές. Τα αποτελέσματα των ερευνών για την ύπαρξη αυτής της ανωμαλίας είναι ανάμεικτα και λόγω της σημασίας αυτής αξίζει να αναφερθούν μερικά από αυτά.

Οι Lakonishok και Smidt (1988), διερευνούν την ύπαρξη του φαινομένου της Δευτέρας για τον δείκτη Dow Jones Industrial Average για μια περίοδο 90 ετών και βρήκαν αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα (περίπου -0,14%), ενώ οι αποδόσεις την Παρασκευή είναι οι υψηλότερες. Ο Damodaran (1989) καταλήγει στο συμπέρασμα ότι είναι πιο πιθανό οι ανακοινώσεις κερδών και των μερισμάτων τις Παρασκευές να περιλαμβάνουν άσχημα νέα και, έτσι, οι αρνητικές αποδόσεις εμφανίζονται στην επόμενη εργάσιμη ημέρα (συνήθως Δευτέρα) πράγμα που σημαίνει ότι οι κακές ειδήσεις ανακοινώνονται την Παρασκευή μετά το κλείσιμο των συναλλαγών. Ο Barone (1989) ανακάλυψε υψηλότερες αποδόσεις την Παρασκευή στην αγορά MIB του Μιλάνου, αλλά οι χαμηλότερες αποδόσεις εμφανίστηκαν την Τρίτη. Ο Yan-Ki Ho (1990) διαπίστωσε αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα για τις πέντε (Χονγκ Κονγκ, Ιαπωνία, Μαλαισία, Φιλιππίνες, Σιγκαπούρη) από τις δέκα αγορές της περιοχής Ασίας -Ειρηνικού που εξετάστηκαν. Η ύπαρξη του φαινομένου της Δευτέρας ερευνήθηκε από τον Agrawal (1994) που προσδιόρισε αρνητικές και χαμηλότερες αποδόσεις τη Δευτέρα για τις 9 από τις 18 χώρες που εξέτασε, ενώ σχεδόν όλες οι χώρες παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις την Παρασκευή. Ο Balaban (1995), λαμβάνοντας ημερήσιες και εβδομαδιαίες αποδόσεις του Istanbul Securities Exchange Composite Index, παρατήρησε ότι οι αποδόσεις την Παρασκευή είναι τουλάχιστον διπλάσιες από το μέσο όρο αποδόσεων όλων των άλλων ημερών μαζί, ενώ οι χαμηλότερες αρνητικές αποδόσεις βρέθηκαν την Τρίτη. Ο Kamara (1997) επισημαίνει ότι η εποχικότητα στις αποδόσεις της Δευτέρας του δείκτη S & P 500 μειώνεται καθώς το κόστος των συναλλαγών και το ποσοστό των πράξεων των θεσμικών επενδυτών αυξάνεται επίσης. Οι Mills, Συριόπουλος, Μαρκέλλου και Χαριζάνης (2000) παρατήρησαν ότι το 42% των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αθηνών φαίνεται να έχει υψηλότερες αποδόσεις την Παρασκευή, ενώ οι χαμηλότερες παρουσιάζονται την Τρίτη και αυτό οφείλεται κυρίως στην καθυστερημένη αντίδραση των επενδυτών στις ανακοινώσεις ειδήσεων κατά τη διάρκεια του Σαββατοκύριακου. Η μικρότερη αρνητική απόδοση την Δευτέρα ανιχνεύθηκε επίσης από τον Van der Sar (2003) για τον δείκτη του Χρηματιστηρίου του Άμστερνταμ (APX), αλλά μόνο όταν η προηγούμενη εβδομάδα χαρακτηριζόταν από αρνητικές αποδόσεις. Τέλος, οι Heininen και Puttonen (2008) εξέτασαν δώδεκα χώρες της Κεντρικής και Ανατολικής Ευρώπης και δεν παρατήρησαν κάποια αξιοσημείωτη συμπεριφορά σε ημέρα της εβδομάδας. Επίσης, αξίζει να αναφερθούν οι δύο περιπτώσεις που αναπτύχθηκαν από τον French (1980), προκειμένου να εξηγήσουν το φαινόμενο της Δευτέρας. Η πρώτη

είναι η υπόθεση του χρόνου διαπραγμάτευσης (Trading Time Hypothesis) κατά την οποία οι αποδόσεις που προκύπτουν μόνο κατά τις εργάσιμες ημέρες του χρηματιστηρίου, πράγμα που σημαίνει ότι η μέση απόδοση των μετοχών θα είναι η ίδια για όλες τις ημέρες της εβδομάδας (Δευτέρα έως Παρασκευή). Η δεύτερη υπόθεση που προσπαθεί να εξηγήσει το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου είναι η υπόθεση Calendar Time , σύμφωνα με την οποία οι αποδόσεις μπορεί να επιτευχθούν και σε μη εργάσιμες ημέρες, πράγμα που σημαίνει ότι οι αποδόσεις της Δευτέρας αναμένεται να είναι τρεις φορές υψηλότερες από τις μέσες αποδόσεις που εμφανίζονται στις άλλες εργάσιμες ημέρες.

### **3.4 Το φαινόμενο του μεγέθους (size effect)**

Το φαινόμενο του μεγέθους σχετίζεται άμεσα με το μέγεθος των εταιρειών, το οποίο και συσχετίζεται με τις αποδόσεις των μετοχών τους. Σύμφωνα με αυτό, μετοχές εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης τείνουν συστηματικά να έχουν υψηλότερες αποδόσεις από μετοχές εταιρειών υψηλής κεφαλαιοποίησης.

Το φαινόμενο του μεγέθους έχει εξεταστεί επισταμένα σε μια προσπάθεια να δοθούν οικονομικές εξηγήσεις για την ισχύ του. Αναλυτικότερα, ο Banz (1981) με χρήση μηνιαίων δεδομένων για μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης σε μια εκτεταμένη χρονική περίοδο (1926 – 1975), επιχείρησε με διαστρωματικές παλινδρομήσεις να αξιολογήσει την ύπαρξη του φαινομένου. Εκεί εμφανίστηκαν αντιφατικά συμπεράσματα σε ό,τι αφορά το φαινόμενο μιας και αποδείχτηκε ότι δε σχετίζεται γραμμικά με το μέγεθος των εταιρειών. Παράλληλα, έδειξαν ότι είναι πιο έντονο σε μικρές εταιρείες ενώ δεν εμφανίζεται με την ίδια ένταση κατά τη χρονική περίοδο που εξετάζει. Εν τέλει, ο Banz ισχυρίστηκε ότι το φαινόμενο ισχύει αλλά δεν είναι εύκολα ερμηνεύσιμο, ενώ το CAPM φαίνεται να μην έχει εμπειρική ισχύ.

Ο Reinganum (1981) χρησιμοποίησε στοιχεία από 566 εταιρείες εισηγμένες σε αμερικανικά χρηματιστήρια για τη διετία 1976 – 77. Έτσι, δημιουργώντας χαρτοφυλάκια με υψηλό δείκτη κερδών προς τιμή και βρήκε ότι αυτά είχαν υψηλότερες αποδόσεις από χαρτοφυλάκια με χαμηλό δείκτη κερδών προς τιμή. Τότε, εστιάζοντας περισσότερο στους δείκτες κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι μικρές εταιρείες έχουν συνήθως υψηλότερο δείκτη και έτσι συσχέτιση το φαινόμενο του μεγέθους με το φαινόμενο του δείκτη κέρδη προς τιμή.

Ο Basu (1983) βασίστηκε στη δουλειά του Reinganum και χρησιμοποιώντας διαφορετική χρονική περίοδο (1963 – 1980) και άλλη μέθοδο κατασκευής των χαρτοφυλακίων βάσει δείκτη κερδών προς τιμή, συμπέρανε ότι η ισχύς των δύο φαινομένων είναι ένδειξη για τη μη ισχύ του υποδείγματος CAPM.

Οι Chan et al. (1983) κατασκεύασαν ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης πολλών παραγόντων, με

ερμηνευτικές μεταβλητές μια σειρά από οικονομικούς δείκτες. Τα δεδομένα τους κάλυπταν την εικοσαετία 1958 – 1977, με μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Έτσι, διαπίστωσαν εμπειρικά την ισχύ του φαινομένου του μεγέθους, βρίσκοντας μάλιστα ότι το ασφάλιστρο κινδύνου ερμηνεύει με στατιστικά σημαντικό τρόπο τις αποδόσεις. Έτσι, φάνηκε πως οι μικρότερες εταιρείες φέρουν μεγαλύτερο κίνδυνο και κατ' επέκταση έχουν και τις μεγαλύτερες αναμενόμενες αποδόσεις σε σχέση με αυτές με μεγαλύτερο μέγεθος.

Οι Leong – Zaima (1991) προχώρησαν σε μια σημαντική καινοτομία στη μέχρι τότε σχετική έρευνα, μιας και επέκτειναν το δείγμα παρατήρησης συμπεριλαμβάνοντας και μετοχές από εξωχρηματιστηριακές αγορές. Όταν η μελέτη τους επικεντρωνόταν μόνο σε εισηγμένες μετοχές, το φαινόμενο του μεγέθους είχε εμπειρική ισχύ. Αντίθετα, όταν το δείγμα διευρύνθηκε με μετοχές από μη οργανωμένες αγορές, το φαινόμενο έπαψε να ισχύει.

Οι Knez – Ready (1997) εκτίμησαν ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης όπου προηγουμένως είχαν αποκλείσει τις πιο ακραίες τιμές (outliers). Έτσι, διαπίστωσαν ότι τέτοιες ακραίες αποδόσεις είναι υπεύθυνες για δημιουργία φαινομένου του μεγέθους μεταξύ των εταιρειών. Αρκεί αποκλεισμός μόνο του 1% των ακραίων τιμών για να αντιστραφεί η σχέση μεγέθους και απόδοσης και να πάψει η ισχύς του φαινομένου.

Στην ελληνική αγορά, οι Διακογιάννης – Σεργεδάκης (1996) χρησιμοποίησαν εβδομαδιαία στοιχεία της περιόδου 1989 – 1994 από μετοχές του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών και βρήκαν μεταξύ άλλων ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ μεγέθους εταιρειών και αποδόσεων. Έτσι, συμπεραίνουν ότι η επενδυτική στρατηγική επένδυσης σε μετοχές μικρού μεγέθους με σκοπό την επίτευξη κερδών δεν είναι η βέλτιστη επιλογή.

Στη συνέχεια ο Σπύρου (1999) βασίστηκε σε μηνιαία δεδομένα της δεκαετίας 1988 – 1997 από το ελληνικό χρηματιστήριο ώστε να αξιολογήσει την ισχύ του φαινομένου του μεγέθους. Μελέτησε τη συμπεριφορά των μετοχών τόσο σε όλη την περίοδο όσο και στο επιμέρους διάστημα 1992 – 1997 και βρήκε ότι οι μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης υπερέρχουν σε όρους απόδοσης στο επιμέρους διάστημα, ενώ οι μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης έχουν μεγαλύτερες αποδόσεις σε όλη τη δεκαετία.

### **3.5 Άλλες ημερολογιακές ανωμαλίες**

Σε αυτή την ενότητα, προκειμένου να συμπληρωθεί το θεωρητικό πλαίσιο των ημερολογιακών ανωμαλιών, αναφέρουμε συνοπτικά ορισμένες άλλες περιπτώσεις, αν και δεν θα αναλυθούν εμπειρικά στην παρούσα εργασία.

### **3.5.1 Το φαινόμενο των διακοπών (Holiday effect)**

Μια άλλη σημαντική ημερολογιακή ανωμαλία που συναντάται συνήθως στη βιβλιογραφία είναι το φαινόμενο των διακοπών. Το φαινόμενο αυτό αναφέρεται στις υψηλές αποδόσεις που συμβαίνουν κατά μέσο όρο στις ημέρες πριν από τις διακοπές και ιδιαίτερα κατά την τελευταία ημέρα διαπραγμάτευσης πριν από τις διακοπές. Οι Lakonishok και Smidt (1988) ήταν από τους πρώτους που μελέτησαν την ανωμαλία και διαπίστωσαν ότι η μέση απόδοση πριν από τις διακοπές για τον δείκτη Dow Jones Industrial Average ήταν 0,22%, ενώ σε μια κανονική μέρα ήταν 0,0094%. Ο Ariel (1990) παρατήρησε ότι οι αποδόσεις πριν από τις διακοπές ήταν 9-14 φορές υψηλότερες από τις αποδόσεις σε μια κανονική ημέρα και ο ίδιος σημειώνει, επίσης, ότι πάνω από το 33% των συνολικών επιδόσεων της αγοράς για την περίοδο 1963-1982, εμφανίζεται στις 8 ημέρες πριν από τις διακοπές. Ο Cadsby (1991) προσδιορίζει την επίδραση του φαινομένου των διακοπών σε τέσσερις (ΗΠΑ, Χονγκ Κονγκ, Καναδά, Αυστραλία) από τις δέκα χώρες που εξετάστηκαν. Οι Kim και Park (1994) παρατήρησαν υψηλές αποδόσεις στην ημέρα διαπραγμάτευσης πριν από τις διακοπές στις αγορές των NYSE, AMEX και NASDAQ, καθώς και στις αγορές της Μεγάλης Βρετανίας και της Ιαπωνίας. Επιπλέον, τόνισε ότι η επίδραση του μεγέθους δεν έχει σχέση με αυτές τις αποδόσεις. Οι Mills, Συριόπουλος, Μαρκέλλου και Χαριζάνης (2000) δείχνουν ότι τόσο ο Δείκτης και το 90% των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αθηνών παρουσιάζουν σημαντική ισχύ του φαινομένου των διακοπών. Οι Meneu και Pardo (2003) προσδιορίζουν το αποτέλεσμα της περιόδου προ διακοπών στις πιο σημαντικές μετοχές της ισπανικής χρηματιστηριακής αγοράς και υποστηρίζουν ότι αυτό είναι κυρίως λόγω της απροθυμίας των ιδιωτών επενδυτών να αγοράσουν πριν από την περίοδο των διακοπών και έτσι οι συναλλαγές πραγματοποιούνται κυρίως από επενδυτές που γνωρίζουν την αγορά. Τέλος, ο Bildik (2004) παρατήρησε ότι για τον δείκτη ISE-100 του Χρηματιστηρίου της Κωνσταντινούπολης, η μέση απόδοση πριν από την περίοδο των διακοπών ήταν από δύο έως επτά φορές υψηλότερη από την μέση απόδοση μετά τις διακοπές.

### **3.5.2 Το φαινόμενο της αλλαγής του μήνα (Turn – of – the – month Effect)**

Αυτή η ημερολογιακή ανωμαλία αναφέρεται στο φαινόμενο κατά το οποίο οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις γύρω από την "αλλαγή" του μήνα είναι διαφορετικές από τις μέσες παρατηρούμενες αποδόσεις κατά τις υπόλοιπες ημέρες του μήνα. Πιο συγκεκριμένα, γύρω από την αλλαγή του μήνα, παρατηρούμε πολύ συχνά υψηλότερες αποδόσεις από ό, τι τις άλλες ημέρες του μήνα. Ο Ariel (1987) αναγνώρισε για πρώτη φορά αυτό το φαινόμενο με την εξέταση του σταθμισμένου δείκτη CRSP, για

την οποία βρήκε πολύ υψηλές αποδόσεις γύρω από την αλλαγή του μήνα (περιόδους -1 έως 4). Οι Lakonishok και Smidt (1988) εξέτασαν το δείκτη Dow Jones Industrial Average και διαπίστωσαν ότι η συνολική αύξηση των τιμών για την περίοδο των τεσσάρων ημερών γύρω από την αλλαγή του μήνα (-1 έως 3) ήταν 0,473%, ενώ εξετάζοντας οποιαδήποτε άλλη περίοδο τεσσάρων ημερών, η αύξηση είναι κατά μέσο όρο ίση με 0,0612%. Ο Barone (1989) βρήκε μια σημαντική αύξηση της τιμής του δείκτη MIB του χρηματιστηρίου του Μιλάνου την 30η και 31η ημέρα του μήνα. Ο Cadsby (1991) παρατήρησε υψηλές αποδόσεις κατά τις τρεις τελευταίες μέρες του μήνα στις 6 από τις 10 χώρες που συμμετείχαν στην έρευνα. Ο Van der Sar (2003) επισημαίνει ότι η αύξηση της αξίας του Δείκτη Συνολικής Απόδοσης CBS του χρηματιστηρίου του Άμστερνταμ κατά τις ημέρες γύρω από την αλλαγή του μήνα (-1 έως 4) είναι τέσσερις φορές υψηλότερη από ό, τι σε μια κανονική ημέρα. Ο Worthington (2008) τονίζει ότι στο Χρηματιστήριο της Αυστραλίας παρατηρούμε υψηλότερες αποδόσεις στις τρεις πρώτες ημέρες διαπραγμάτευσης κάθε μήνα. Τέλος, οι Heininen και Puttonen (2008) τονίζουν ότι σε 6 από τις 12 χώρες της Κεντρικής και Ανατολικής Ευρώπης, που εξέτασαν οι αποδόσεις γύρω από την αλλαγή του μήνα (-1 έως 4) είναι ίσες με το 85% της συνολικής μηνιαίας απόδοσης, ενώ θεωρούν δύο πιθανές εξηγήσεις για αυτό το φαινόμενο: την υπόθεση ρευστότητας λόγω αλλαγής του μήνα και τη Window - Dressing.

### **3.5.3 Το φαινόμενο της μέσης του μήνα (Semi – month Effect)**

Το φαινόμενο της μέσης του μήνα αναφέρεται στην ημερολογιακή ανωμαλία στην οποία κατά το πρώτο μισό του μήνα, υπάρχουν υψηλότερες αποδόσεις από ό, τι κατά το δεύτερο μισό. Τα αποτελέσματα σχετικά με την ύπαρξη αυτού του φαινομένου είναι μικτά και αμφιλεγόμενο. Ο Ariei (1987) ήταν από τους πρώτους που ασχολήθηκαν με αυτή την ανωμαλία. Συγκεκριμένα, κατάλαβε ότι για τον σταθμισμένο δείκτη CRSP, η απόδοση για το πρώτο μισό του μήνα (την τελευταία ημέρα του προηγούμενου μήνα και τις 8 πρώτες μέρες του επόμενου μήνα) ήταν 0,826%, ενώ για το δεύτερο μισό (συμπεριλαμβανομένων των τελευταίων 9 ημερών του μήνα εκτός από την τελευταία εργάσιμη), η απόδοση ήταν -0,182%. Οι Jaffe και Westerfield (1989) ανίχνευσαν το φαινόμενο της μέσης του μήνα στην Αυστραλία, στην Ιαπωνία αλλά με αντίστροφη μορφή, ενώ το φαινόμενο δεν υπήρχε στο Ηνωμένο Βασίλειο και τον Καναδά. Ο Boudreaux (1995) από τις 7 χώρες που μελέτησε, αναγνώρισε την ύπαρξη της ισχύος του φαινομένου μόνο στη Δανία, τη Γερμανία και τη Νορβηγία, ενώ σε Σιγκαπούρη και Μαλαισία βρήκε μια αντίστροφη μορφή. Αντίθετα, οι Balaban και Bulu (1996) δεν προσδιόρισαν το φαινόμενο στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης. Τέλος, οι Mills, Συριόπουλος, Μαρκέλλου και

Χαριζάνης (2000) διαπίστωσαν ότι για το Γενικό Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών η απόδοση για τις πρώτες δύο εβδομάδες του μήνα ήταν κατά μέσο όρο 0,1352% και για τις δύο τελευταίες ήταν μόνο 0,0433%.

#### **3.5.4 Το φαινόμενο Time – of – the – Month**

Αυτή η ημερολογιακή ανωμαλία βρίσκεται πιο σπάνια στη βιβλιογραφία. Οι Kohers και Patel (1999) ήταν από τους πρώτους που ανακάλυψαν την ύπαρξή του. Οι ερευνητές χώρισαν το μήνα σε τρία τμήματα και τα αποτελέσματα για τους δείκτες NASDAQ και Standard & Poors ήταν ότι στο πρώτο μέρος παρατηρούμε τις υψηλότερες αποδόσεις, στο δεύτερο μέρος οι αποδόσεις μειώνονται, ενώ στο τελευταίο μέρος οι αποδόσεις είναι αρνητικές. Η πρώτη ενότητα αφορά την περίοδο από την 28η ημέρα του τελευταίου μήνα μέχρι την 7η του τρέχοντος μηνός, το δεύτερο τμήμα από την 8η μέχρι την 17η ημέρα και το τελευταίο μέρος από τις 18 έως την 27η ημέρα. Οι Kok και Wong (2004) εξέτασαν επίσης την ύπαρξη του φαινομένου σε πέντε αγορές της Ασίας (Μαλαισία, Σιγκαπούρη, Ταϊλάνδη, Ινδονησία, Φιλιπίνες), αλλά το αναγνώρισαν μόνο στην Ινδονησία την περίοδο πριν και μετά την κρίση του 1997 και στις Φιλιπίνες την περίοδο πριν από την κρίση.

## 4 Δεδομένα και μεθοδολογία

### 4.1 Μεθοδολογία – Υποδείγματα

Σε αυτό το μέρος της εργασίας θα αναλύσουμε τη μεθοδολογία που χρησιμοποιείται για να εξετάσει την πιθανή ύπαρξη της εποχικότητας και του φαινομένου του Ιανουαρίου. Το μοντέλο που θα παρουσιάσουμε είναι από το έργο «Emerging stock markets return seasonalities: the January effect and the tax-loss selling hypothesis» των Φούντα - Σεγρεδάκη<sup>1</sup>. Οι συγγραφείς βρήκαν ισχυρά αποδεικτικά στοιχεία της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών 18 αναδυόμενων χωρών, ενώ τα ευρήματα ίσχυαν και για το φαινόμενο του Ιανουαρίου και την υπόθεση “Tax – Loss Selling”. Χρησιμοποίησαν μια ενδεδειγμένη οικονομετρική διαδικασία, η οποία είναι πολύ κοινή για την πλειονότητα των ερευνητών και για αυτό το λόγο θα χρησιμοποιηθεί και στην παρούσα εργασία.

Προκειμένου να διερευνηθεί η ύπαρξη στατιστικά σημαντικών αποδόσεων και πιο συγκεκριμένα η ύπαρξη μηνιαίας εποχικότητας, εκτιμούμε το παρακάτω υπόδειγμα:

$$R_i = C_1 M_{1t} + C_2 M_{2t} + \dots + C_{12} M_{12t} + e_t \quad (1)$$

Όπου  $R_i$  η απόδοση της μετοχής ή του δείκτη τον μήνα  $t$ ,  $M_{1t} - M_{12t}$  ψευδομεταβλητές που παίρνουν την τιμή 1 για τον μήνα  $t$  και 0 διαφορετικά. Τέλος, ο όρος  $e_t$  απεικονίζει τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης.

Κατά τον έλεγχο υποθέσεων η μηδενική υπόθεση έχει ως εξής:

$$H_0: C_1 = C_2 = C_3 = C_4 = \dots = C_{12} = 0$$

Η ύπαρξη ενός στατιστικά σημαντικού συντελεστή οδηγεί στην απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης και συνιστά την ύπαρξη μηνιαίας εποχικότητας στην υπό εξέταση μετοχή ή δείκτη. Σημειώνεται ότι αυτός ο έλεγχος συνιστά ένα πρώτο απαραίτητο βήμα πριν την επικέντρωση στο φαινόμενο του Ιανουαρίου καθαυτό.

Εξειδικεύοντας, για να ελέγξουμε το αν το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι παρόν, τρέχουμε δύο είδη ελέγχων. Για τον πρώτο, εκτιμούμε το υπόδειγμα:

$$R_i = C + C_2 M_{2t} + \dots + C_{11} M_{11t} + e_t \quad (2)$$

Όπου η σταθερά  $C$  είναι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου, ενώ οι συντελεστές  $C_i$  με  $i=2-12$  δείχνουν τη διαφορά των αποδόσεων μεταξύ του Ιανουαρίου και του μήνα  $i$ . Οι ψευδομεταβλητές ορίζονται όπως στην πρώτη εξίσωση, ενώ εδώ η μηδενική υπόθεση είναι:

---

<sup>1</sup> Fountas S., Segredakis K. N. (2002), “Emerging Stock Markets Return Seasonalities: The January Effect and the Tax-Loss Selling Hypothesis”, Applied Financial Economics, 12, 291-299

$$H_0: C_2 = C_3 = C_4 = \dots = C_{12} = 0.$$

Αν υπάρχει έστω ένας στατιστικά σημαντικός συντελεστής, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, η οποία στην ουσία απεικονίζει ότι δεν υπάρχουν διαφορές στις αποδόσεις μεταξύ του Ιανουαρίου και των άλλων μηνών. Επιπλέον, αν οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών είναι μικρότερες του 0 και η σταθερά C είναι θετική, αυτό αποτελεί απόδειξη ισχύος του φαινομένου του Ιανουαρίου.

Με το παραπάνω πλαίσιο εξισώσεων θα είμαστε σε θέση να αξιολογήσουμε πλήρως την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου στις μετοχές του δείγματος και για την επιλεγείσα περίοδο.

Ο έλεγχος για το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου βασίζεται σε μια ανάλογη λογική. Τώρα, το υπόδειγμα που εκτιμάται με σκοπό τη διερεύνηση της εποχικότητας σε ημερήσιες αποδόσεις έχει την παρακάτω μορφή:

$$R_i = C_1 D_{1t} + C_2 D_{2t} + \dots + C_5 D_{5t} + e_t \quad (3)$$

Όπου  $R_i$  η απόδοση της μετοχής ή του δείκτη τον μήνα t,  $D_{1t} - D_{5t}$  ψευδομεταβλητές που παίρνουν την τιμή 1 την ημέρα t και 0 διαφορετικά. Τέλος, ο όρος  $e_t$  απεικονίζει τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης.

Κατά τον έλεγχο υποθέσεων η μηδενική υπόθεση έχει ως εξής:

$$H_0: C_1 = C_2 = C_3 = C_4 = C_5 = 0$$

Η ύπαρξη ενός στατιστικά σημαντικού συντελεστή οδηγεί στην απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης και συνιστά την ύπαρξη ημερήσιας εποχικότητας στην υπό εξέταση μετοχή ή δείκτη

Ο έλεγχος για την ύπαρξη συγκεκριμένα του φαινομένου του Σαββατοκύριακου γίνεται με την εκτίμηση του παρακάτω υποδείγματος:

$$R_i = C + C_2 D_{2t} + \dots + C_5 D_{5t} + e_t \quad (4)$$

Όπου η σταθερά C είναι η μέση απόδοση της Δευτέρας, ενώ οι συντελεστές  $C_i$  με  $i = 2-5$  δείχνουν τη διαφορά των αποδόσεων μεταξύ της Δευτέρας και της ημέρας i. Οι ψευδομεταβλητές ορίζονται όπως στην πρώτη εξίσωση, ενώ εδώ η μηδενική υπόθεση είναι:

$$H_0: C_2 = C_3 = C_4 = C_5 = 0.$$

Αν υπάρχει έστω ένας στατιστικά σημαντικός συντελεστής, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, η οποία στην ουσία απεικονίζει ότι δεν υπάρχουν διαφορές στις αποδόσεις μεταξύ του Ιανουαρίου και των άλλων μηνών. Επιπλέον, αν οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών είναι μικρότερες του 0 και η σταθερά C είναι θετική, αυτό αποτελεί απόδειξη ισχύος του φαινομένου του Σαββατοκύριακου.

Τέλος, για την εξέταση της ισχύος του φαινομένου του μεγέθους, βοηθά ιδιαίτερα η ύπαρξη δύο δεικτών μεγάλης και μικρής κεφαλαιοποίησης στο ελληνικό χρηματιστήριο. Έτσι, αρχικά εκτιμάται το υπόδειγμα CAPM για τους δύο δείκτες, υποθέτοντας ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς το γενικό δείκτη.



Εν συνεχεία, υπολογίζουμε τις υπερβάλλουσες αποδόσεις κάθε χαρτοφυλακίου ως η διαφορά των πραγματικών ημερήσιων αποδόσεων από τις αναμενόμενες, όπως αυτές προκύπτουν από το CAPM. Εν συνεχεία, υπολογίζουμε τις μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις ανά δείκτη και ελέγχουμε αν η διαφορά τους είναι στατιστικά σημαντική.

Ο έλεγχος γίνεται με χρήση του t – statistic, όπου:

$$t = \frac{\overline{X}_{lar} - \overline{X}_{small}}{S_{X_{lar}, X_{small}} \cdot \sqrt{\frac{2}{n}}}$$

Όπου:

$$S_{X_{lar}, X_{small}} = \sqrt{\frac{S_{X_{lar}}^2 + S_{X_{small}}^2}{2}}$$

Ο τελεστής S απεικονίζει την τυπική απόκλιση των αποδόσεων του εκάστοτε δείκτη και n ο αριθμός των παρατηρήσεων. Ο έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας του t γίνεται με χρήση των σχετικών στατιστικών πινάκων για (2n – 2) βαθμούς ελευθερίας.

#### **4.2 Παρουσίαση των δεδομένων**

Τα δεδομένα που θα χρησιμοποιηθούν στην παρούσα εργασία αφορούν μετοχές και δείκτες του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών και αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων της Bloomberg και την ιστοσελίδα [www.capital.gr](http://www.capital.gr). Για το φαινόμενο του Ιανουαρίου η συχνότητα είναι μηνιαία, ενώ για τα άλλα δύο φαινόμενα ημερήσια. Η περίοδος που καλύπτεται είναι από τις αρχές του 2002, οπότε και η Ελλάδα έγινε μέλος της Οικονομικής και Νομισματικής Ένωσης έως τον Αύγουστο του 2017<sup>2</sup>.

Πιο αναλυτικά, τα δεδομένα αναφέρονται στους παρακάτω δείκτες και μετοχές:

---

<sup>2</sup> Εξαιρούνται ορισμένοι δείκτες που κατασκευάστηκαν αρχές του 2006.

### Πίνακας 1 Χρηματιστηριακοί δείκτες εργασίας

Μετοχή	Σύμβολο	Περίοδος
Alpha Bank	ALPHA	01 / 2002 – 08 / 2017
ΔΕΗ	DEH	01 / 2002 – 08 / 2017
Τράπεζα της Ελλάδος	TTE	01 / 2002 – 08 / 2017
Ελληνικά Πετρέλαια	ELPE	01 / 2002 – 08 / 2017
Εθνική Τράπεζα	ETE	01 / 2002 – 08 / 2017
ΕΥΔΑΠ	EYDAP	01 / 2002 – 08 / 2017
Eurobank	EUROB	01 / 2002 – 08 / 2017
Ελληνικά Χρηματιστήρια	EXAE	01 / 2002 – 08 / 2017
Intralot	INLOT	01 / 2002 – 08 / 2017
Lamda Development	LAMDA	01 / 2002 – 08 / 2017
Motor Oil	MOH	01 / 2002 – 08 / 2017
Jumbo	JUMBO	01 / 2002 – 08 / 2017
ΜΥΤΙΛΗΝΑΙΟΣ	MYTIL	01 / 2002 – 08 / 2017
ΟΛΘ	OLTH	01 / 2002 – 08 / 2017
ΟΛΠ	OLP	01 / 2004 – 08 / 2017
ΟΠΑΠ	OPAP	01 / 2002 – 08 / 2017
ΟΤΕ	OTE	01 / 2002 – 08 / 2017
AUTOHELLAS	AUTOH	01 / 2002 – 08 / 2017
Τράπεζα Πειραιώς	PIRAEUS	01 / 2002 – 08 / 2017
Σωληνουργεία Κορίνθου	SOLK	01 / 2002 – 12 / 2016
TITAN	TITAN	01 / 2002 – 08 / 2017
Φουρλής	FOURL	01 / 2002 – 08 / 2017
Folli Follie	FOLLI	01 / 2002 – 08 / 2017
ΧΑΛΚΟΡ	XALKOR	01 / 2002 – 08 / 2017
Γενικός Δείκτης ΧΑΑ	GD	01 / 2002 – 08 / 2017
FTSE Large Cap	FTSE_LARGE	01 / 2002 – 08 / 2017
FTSE Small Cap	FTSE_SMALL	01 / 2002 – 08 / 2017
FTSE Industrial	FTSE_IND	01 / 2006 – 08 / 2017
FTSE Commercial	FTSE_COMM	01 / 2006 – 08 / 2017

FTSE Construction	FTSE_CONSTR	01 / 2006 – 08 / 2017
FTSE House Products	FTSE_HOUSE	05 / 2002 – 08 / 2017
FTSE Raw Materials	FTSE_RAW	01 / 2006 – 08 / 2017
FTSE Food Products	FTSE_FOOD	01 / 2002 – 08 / 2017

Για τον υπολογισμό των αποδόσεων χρησιμοποιούμε τον τύπο:

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

Όπου  $R_t$  η απόδοση τη χρονική στιγμή t και  $P_t$  η τιμή της μετοχής την ίδια χρονική στιγμή.

Η στατιστική επεξεργασία και η προετοιμασία των δεδομένων έγιναν στο *Microsoft Excel*. Η εκτίμηση και οικονομετρική αξιολόγηση των υποδειγμάτων έγινε στο οικονομετρικό πακέτο *Enviews*.



## 5 Παρουσίαση εμπειρικών αποτελεσμάτων

### 5.1 Εισαγωγή

Σε αυτό το κεφάλαιο θα παρουσιαστούν τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των υποδειγμάτων που αναλύθηκαν στο προηγούμενο κεφάλαιο. Η ανάλυση διεξάγεται στα ακόλουθα στάδια:

1. Εκτίμηση των υποδειγμάτων (1) και (3) ώστε να εξεταστεί αν υπάρχει κάποιο είδος εποχικότητας στις μετοχές ή στους δείκτες.
2. Αν τα αποτελέσματα της εκτίμησης των υποδειγμάτων δώσουν ενδείξεις εποχικότητας, προχωρούμε στα υποδείγματα (2) και (4) κατά περίπτωση ώστε να ταυτοποιήσουμε αν αυτή η εποχικότητα αναφέρεται σε φαινόμενο του Ιανουαρίου ή του Σαββατοκύριακου, αντίστοιχα.
3. Ειδικά για το φαινόμενο του μεγέθους ακολουθούμε τη διαδικασία που περιγράψαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο.

Η μέθοδος εκτίμησης είναι αυτή των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares) που είναι η πιο δημοφιλής για την εκτίμηση γραμμικών υποδειγμάτων. Υποθέτει ότι ελαχιστοποιούνται τα κατάλοιπα και δίνει γραμμικούς, αμερόληπτους και συνεπείς εκτιμητές. Τα υποδείγματα που θα αναλυθούν στη συγκεκριμένη εργασία, ανήκουν στην υποκατηγορία των υποδειγμάτων με χρήση ψευδομεταβλητών.

Πιο αναλυτικά, η μέθοδος OLS υποθέτει ότι τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή και έχουν σταθερή διακύμανση (υπόθεση ομοσκεδαστικότητας). Επίσης, υποθέτει ότι τα κατάλοιπα δεν συσχετίζονται μεταξύ τους (υπόθεση μη αυτοσυσχέτισης) και ότι οι ανεξάρτητες μεταβλητές δεν είναι στοχαστικές και οι τιμές τους δεν είναι σταθερές και ίσες μεταξύ τους.

Λαμβάνοντας υπ' όψιν αυτές τις υποθέσεις, η διαδικασία παράγει εκτιμητές που ελαχιστοποιούν τη διαφορά των τετραγώνων των καταλοίπων. Όπως ειπώθηκε και παραπάνω, οι εκτιμητές αυτοί είναι γραμμικοί και αμερόληπτοι (ο αναμενόμενος μέσος τους ισούται με τον πραγματικό). Επίσης, θεωρούνται και άριστοι (Best Linear Unbiased Estimator – BLUE).

Πριν την παρουσίαση των οικονομετρικών αποτελεσμάτων και την εξαγωγή των ανάλογων συμπερασμάτων, θα γίνει μια στατιστική ανάλυση των δεδομένων ώστε να διευκολυνθεί η αξιολόγηση των εκτιμήσεων.

### 5.2 Στατιστική Ανάλυση

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, πριν την οικονομετρική αξιολόγηση της ύπαρξης ή όχι των τριών ημερολογιακών ανωμαλιών σε βασικές μετοχές και δείκτες του ελληνικού χρηματιστηρίου, είναι

χρήσιμη η παρουσίαση μιας εκτενούς στατιστικής ανάλυσης των αποδόσεων τους. Έτσι, θα είναι εφικτή η εξαγωγή ορισμένων προκαταρκτικών συμπερασμάτων πριν την καθαρά επιστημονική προσέγγιση, ενώ θα είναι δυνατή η παρατήρηση για την ύπαρξη φαινομένων εποχικότητας.

Θα ξεκινήσουμε από την παρουσίαση περιληπτικών στατιστικών μεγεθών από όλους τους υπό εξέταση δείκτες και μετοχές:

**Πίνακας 2 Συνοπτικά στατιστικά μεγέθη (φαινόμενο του Ιανουαρίου)**

	Μέσος	Διάμεσος	Τυπ. Απόκλιση	Κύρτωση	Ασυμμετρία	Μ.Ο. Ιανουαρίου	Μ.Ο. Λοιπών μητών
ALPHA	-0,13%	-1,00%	22,09%	26,73	3,21	7,16%	-0,81%
DEH	0,08%	0,45%	13,80%	2,81	-0,14	1,57%	-0,06%
TTE	-0,05%	-0,21%	9,77%	6,86	1,26	5,77%	-0,60%
ELPE	0,53%	0,58%	9,75%	1,55	0,47	3,02%	0,29%
ETE	-1,62%	-0,24%	19,94%	4,47	-0,04	-1,02%	-1,67%
EYDAP	0,62%	-0,43%	11,67%	3,58	0,87	2,82%	0,41%
EUROB	-2,03%	-2,34%	23,31%	9,75	1,57	1,54%	-2,37%
EXAE	1,11%	1,11%	13,51%	0,27	0,01	5,23%	0,73%
INLOT	-0,09%	-0,11%	13,46%	1,86	-0,32	5,72%	-0,64%
LAMDA	0,65%	0,00%	12,87%	1,88	0,50	2,24%	0,51%
MOH	0,98%	0,52%	9,88%	2,53	0,61	1,28%	0,95%
JUMBO	1,80%	0,52%	10,61%	0,66	-0,25	0,63%	1,91%
MYTIL	1,78%	1,01%	14,08%	0,55	0,30	5,53%	1,42%
OLTH	1,48%	0,00%	13,31%	12,61	1,92	3,80%	1,26%
OLP	0,85%	0,51%	11,62%	2,41	0,42	2,50%	0,70%
OPAP	0,58%	1,10%	10,25%	0,56	-0,35	0,92%	0,55%
OTE	0,43%	0,47%	12,00%	3,51	0,46	1,80%	0,30%
AUTOH	1,27%	0,58%	11,66%	2,77	0,37	0,74%	1,32%
PIRAEUS	-1,78%	-0,60%	23,05%	16,95	1,58	1,33%	-2,07%
SOLK	0,57%	-0,16%	17,98%	1,56	0,91	4,11%	0,25%
TITAN	0,60%	0,90%	9,64%	3,45	-0,28	1,73%	0,49%

FOURL	1,92%	1,04%	16,96%	1,96	0,63	0,74%	2,03%
FOLLI	0,67%	0,23%	12,07%	1,57	0,32	1,26%	0,61%
XALKOR	0,62%	-1,91%	18,38%	5,97	1,75	8,51%	-0,11%
GD	-0,23%	0,47%	8,61%	0,61	-0,35	0,69%	-0,31%
FTSE_LARGE	7,83%	0,37%	85,42%	93,44	9,54	0,28%	8,53%
FTSE_SMALL	0,00%	0,72%	9,82%	1,21	0,17	0,60%	-0,06%
FTSE_IND	-0,09%	-0,20%	11,02%	1,72	0,19	-0,06%	-0,10%
FTSE_COMM	0,22%	-0,52%	11,91%	2,26	0,46	-3,46%	0,57%
FTSE_CONSTR	0,07%	0,40%	10,28%	1,94	-0,24	-0,41%	0,11%
FTSE_HOUSE	0,72%	0,57%	8,81%	2,53	0,61	2,71%	0,55%
FTSE_RAW	0,40%	-0,28%	12,78%	1,65	0,57	0,01%	0,43%
FTSE_FOOD	58,40%	-0,22%	825,55%	186,79	13,66	-0,65%	63,93%

Τα παραπάνω μεγέθη βασίζονται σε μηνιαίες αποδόσεις της υπό εξέταση περιόδου με σκοπό να αξιολογηθεί η ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Οι αποδόσεις είναι κατά κανόνα θετικές, παρά το ότι το ήμισυ της περιόδου καλύπτεται από την οικονομική κρίση. Η κρίση αυτή απεικονίζεται στις ιδιαίτερα μεγάλες τυπικές αποκλίσεις που αντιπροσωπεύουν υψηλή μεταβλητότητα και κίνδυνο. Επίσης, παρατηρώντας τους συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσης συμπεραίνουμε ότι σχεδόν παντού δεν ακολουθείται η κανονική κατανομή, αφού τότε θα έπρεπε ο συντελεστής ασυμμετρίας να τείνει στο 0 και ο συντελεστής κύρτωσης στο 3.

Έχουν υπολογιστεί και παρουσιάζονται επίσης οι μέσες αποδόσεις του Ιανουαρίου ανά μετοχή και οι μέσες αποδόσεις τους υπόλοιπους 11 μήνες του έτους. Έτσι, μπορούν να δοθούν ενδείξεις για τυχόν υπέρ – απόδοση τον Ιανουάριο σε σχέση με το υπόλοιπο έτος. Έτσι, παρατηρούμε ότι σε κάποιες περιπτώσεις (πχ Alpha Bank, ΧΑΛΚΟΡ κλπ.) υπάρχουν ενδείξεις διαφορετικής συμπεριφοράς το μήνα αυτό. Εντούτοις, οι ενδείξεις αυτές δεν είναι επαρκείς και η ύπαρξη του φαινομένου θα στοιχειοθετηθεί μέσω της οικονομετρικής εκτίμησης των υποδειγμάτων.

Στη συνέχεια, παρουσιάζονται τα ίδια στατιστικά μεγέθη στο πλαίσιο της εξέτασης του φαινομένου του Σαββατοκύριακου.

**Πίνακας 3 Συνοπτικά στατιστικά μεγέθη (φαινόμενο του Σαββατοκύριακου)**

	Μέσος	Διάμεσος	Τυπ. Απόκλιση	Κύρτωση	Ασυμμετρία	Μ.Ο. Δευτέρας	Μ.Ο. Λοιπών ημερών
ALPHA	-0,01%	0,00%	4,43%	9,34	0,52	-0,34%	0,06%
DEH	0,01%	0,00%	3,16%	13,11	-0,62	-0,23%	0,06%
TTE	0,00%	-0,05%	2,05%	12,58	0,42	-0,19%	0,04%
ELPE	0,03%	0,00%	2,32%	3,12	0,10	-0,23%	0,09%
ETE	-0,10%	0,00%	4,57%	9,71	-0,23	-0,55%	0,01%
EYDAP	0,03%	0,00%	2,53%	4,28	0,16	-0,27%	0,10%
EUROB	-0,10%	0,00%	5,17%	9,22	0,22	-0,54%	0,00%
EXAE	0,05%	0,00%	2,91%	4,35	0,34	-0,02%	0,06%
INLOT	0,01%	0,00%	3,40%	213,61	4,75	-0,37%	0,10%
LAMDA	0,03%	0,00%	2,74%	6,96	0,48	-0,02%	0,04%
MOH	0,05%	0,00%	2,25%	9,97	0,34	-0,07%	0,08%
JUMBO	0,09%	0,00%	2,53%	3,86	0,27	-0,03%	0,12%
MYTIL	0,08%	0,00%	3,03%	3,67	0,20	-0,22%	0,16%
OLTH	0,06%	0,00%	2,54%	9,61	0,89	0,08%	0,06%
OLP	0,05%	0,00%	2,65%	37,82	1,58	-0,18%	0,10%
OPAP	0,04%	0,00%	2,55%	4,67	-0,15	-0,08%	0,07%
OTE	0,02%	0,00%	2,66%	6,31	0,15	-0,17%	0,07%
AUTOH	0,07%	0,00%	2,64%	5,63	0,25	-0,09%	0,10%
PIRAEUS	-0,12%	0,00%	4,94%	9,66	-0,15	-0,62%	0,00%
SOLK	0,03%	0,00%	3,91%	5,14	0,37	-0,28%	0,10%
TITAN	0,03%	0,00%	2,36%	4,26	0,20	-0,13%	0,07%
FOURL	0,07%	0,00%	3,10%	5,73	0,46	-0,31%	0,16%
FOLLI	0,02%	0,00%	2,44%	6,07	0,23	-0,19%	0,07%
XALKOR	0,02%	0,00%	3,57%	3,19	0,37	-0,22%	0,08%
GD	-0,01%	0,03%	1,89%	6,39	-0,13	-0,22%	0,04%
FTSE_LARGE	0,63%	0,03%	25,41%	1257,10	35,19	2,10%	0,29%
FTSE_SMALL	-0,01%	0,05%	1,82%	6,49	-0,25	-0,23%	0,05%
FTSE_IND	0,00%	0,00%	2,16%	3,78	-0,22	-0,23%	0,05%



FTSE_COMM	0,01%	0,00%	2,47%	6,49	0,09	-0,23%	0,07%
FTSE_CONSTR	0,01%	0,01%	2,30%	4,31	-0,01	-0,20%	0,06%
FTSE_HOUSE	0,04%	0,03%	1,98%	3,72	0,06	-0,16%	0,08%
FTSE_RAW	0,03%	0,00%	2,87%	3,57	0,05	-0,26%	0,10%
FTSE_FOOD	-0,11%	-0,06%	4,25%	83,67	-3,21	0,07%	-0,15%

Στον παραπάνω πίνακα τα δεδομένα έχουν βασιστεί σε ημερήσιες αποδόσεις. Αυτός είναι και ο λόγος που οι μέσες αποδόσεις είναι μικρές αλλά η μεταβλητότητα όπως εκφράζεται από την τυπική απόκλιση παραμένει μεγάλη. Παράλληλα, οι τιμές των συντελεστών ασυμμετρίας και κύρτωσης δείχνουν ότι οι αποδόσεις δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή, ενώ οι μέσες αποδόσεις της Δευτέρας σε σχέση με αυτές των υπολοίπων ημερών δε δίνουν ξεκάθαρες ενδείξεις για ύπαρξη του φαινομένου του Σαββατοκύριακου.

Πλέον, μπορούμε να προχωρήσουμε στο επόμενο στάδιο που είναι η οικονομετρική αξιολόγηση της ισχύος των φαινομένων στο δείγμα των δεικτών και μετοχών που χρησιμοποιούμε. Να σημειωθεί πως το φαινόμενο του μεγέθους αξιολογείται σε ημερήσια δεδομένα, άρα η στατιστική ανάλυση καλύπτεται από αυτή που προηγήθηκε.

### **5.3 Αποτελέσματα οικονομετρικής μελέτης – Φαινόμενο Ιανουαρίου**

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του κύριου τμήματος της εμπειρικής έρευνας που διενεργήθηκε σε ό,τι αφορά το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Η εκτενής στατιστική ανάλυση που προηγήθηκε έχει δώσει ήδη ενδείξεις για την ύπαρξη ή μη των υπό εξέταση φαινομένων, όμως η οικονομετρία θα δώσει πλέον πιο σαφείς και συγκεκριμένες απαντήσεις.

#### **5.3.1 Αξιολόγηση ύπαρξης μηνιαίας εποχικότητας**

Ξεκινώντας από το πρώτο υπόδειγμα, στον επόμενο πίνακα παρατίθενται τα αποτελέσματα των εκτιμηθέντων συντελεστών σύμφωνα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Πίνακας 4 Εμπειρικά αποτελέσματα ελέγχου μηνιαίας εποχικότητας<sup>3</sup>

	ΙΑΝ	ΦΕΒ	ΜΑΡ	ΑΠΡ	ΜΑΪ	ΙΟΥΝ	ΙΟΥΛ	ΑΥΓ	ΣΕΠ	ΟΚΤ	ΝΟΕ	ΔΕΚ
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
ALPHA	0,072	-0,028	-0,038	0,061	0,061	-0,028	0,042	-0,028	-0,019	0,007	-0,081	-0,041
DEH	0,016	0,013	-0,010	0,008	-0,020	-0,028	0,030	-0,025	0,011	0,026	-0,008	-0,001
TTE	0,06**	0,005	-0,018	-0,004	-0,022	-0,013	0,043*	-0,019	0,008	-0,010	-0,021	-0,011
ELPE	0,030	-0,023	-0,001	0,038	-0,016	0,003	0,018	-0,023	0,054**	0,010	-0,014	-0,011
ETE	-0,010	-0,024	-0,042	0,032	0,031	-0,036	0,035	-0,024	-0,029	0,033	-0,082	-0,081
EYDAP	0,028	0,010	-0,020	0,026	0,002	0,001	0,056*	-0,037	0,000	-0,003	-0,009	0,021
EUROB	0,015	-0,014	-0,044	0,034	0,084	-0,043	-0,005	-0,085	-0,045	0,023	-0,105*	-0,065
EXAE	0,052	0,003	-0,017	0,041	0,000	-0,039	0,060*	-0,013	-0,005	0,052	0,001	0,003
INLOT	0,057*	0,049	-0,028	0,059*	-0,041	-0,027	0,015	-0,049	0,019	0,018	-0,08**	-0,009
LAMDA	0,022	0,023	-0,028	-0,003	0,017	-0,010	0,027	-0,019	-0,014	0,023	0,028	0,015
MOH	0,013	0,016	0,027	0,031	-0,002	-0,05*	0,024	0,006	0,028	0,018	0,003	0,005
JUMBO	0,006	0,06**	0,007	0,014	0,001	-0,009	0,003	0,005	0,033	0,024	0,051*	0,019
MYTIL	0,055	-0,016	-0,021	0,057	0,004	0,021	0,072**	-0,038	-0,009	0,08**	0,006	0,011
OLTH	0,038	0,007	-0,013	0,09***	0,007	0,024	0,067**	-0,020	-0,061*	0,015	0,010	0,015
OLP	0,025	0,027	-0,011	0,039	0,008	0,011	0,016	-0,019	-0,014	0,014	0,002	0,002
OPAP	0,009	0,012	0,002	0,024	-0,024	-0,032	0,042	0,002	-0,034	0,026	0,011	0,037
OTE	0,018	-0,028	-0,004	0,032	-0,049	0,012	-0,005	0,003	-0,027	0,055*	0,023	0,024
AUTOH	0,007	0,025	0,054*	0,037	-0,030	0,006	0,029	-0,023	-0,023	0,002	0,025	0,044
PIRAEUS	0,013	-0,028	-0,045	0,032	0,005	-0,056	0,022	-0,034	-0,020	-0,001	-0,049	-0,053
SOLK	0,041	0,005	-0,019	0,024	0,035	0,065	0,017	-0,012	-0,026	-0,002	-0,045	-0,013
TITAN	0,017	0,038	0,005	0,041*	-0,037	0,005	0,008	-0,019	0,008	0,004	-0,042*	0,043*
FOURL	0,007	0,021	0,016	0,048	-0,013	0,09**	0,028	-0,061	0,057	0,062	-0,054	0,032
FOLLI	0,013	-0,008	0,007	0,022	-0,014	0,007	0,010	0,024	-0,034	0,021	-0,008	0,039
XALKOR	0,085*	0,021	-0,032	0,017	0,051	-0,005	0,045	-0,054	-0,021	-0,030	-0,046	0,041
GD	0,007	-0,002	-0,014	0,030	-0,010	-0,026	0,025	-0,022	-0,009	0,013	-0,019	0,002
FTSE_LARGE	0,003	-0,013	0,553**	-0,020	-0,007	0,43**	0,025	-0,022	-0,013	0,011	-0,027	-0,003
FTSE_SMALL	0,006	0,001	-0,022	0,033	0,003	0,007	0,012	-0,032	-0,009	0,016	-0,025	0,009
FTSE_IND	-0,001	0,014	-0,010	0,037	-0,021	0,010	0,011	-0,037	0,031	0,021	-0,07**	-0,001
FTSE_COMM	-0,035	0,019	0,009	0,021	-0,004	-0,016	0,027	-0,015	-0,003	0,033	-0,038	0,031
FTSE_CONSTR	-0,004	0,039	0,006	0,049*	-0,033	0,005	0,004	-0,043	0,011	0,000	-0,059*	0,033
FTSE_HOUSE	0,027	0,002	0,004	0,037	-0,019	-0,019	0,020	-0,011	0,041*	0,014	-0,003	-0,003
FTSE_RAW	0,000	0,032	-0,018	0,040	-0,022	0,012	0,038	-0,062*	0,023	0,043	-0,045	0,011
FTSE_FOOD	-0,007	-0,032	-0,102	0,000	0,050	-0,050	0,021	-0,049	-0,025	0,023	-0,083	-0,028

<sup>3</sup> \*, \*\*, \*\*\* υποδηλώνουν στατιστική σημαντικότητα σε 10%, 5% και 1% επίπεδο σημαντικότητας αντίστοιχα

Παρατηρούμε ότι στη συντριπτική πλειοψηφία των περιπτώσεων, δεν εμφανίζονται φαινόμενα εποχικότητας. Κατά κανόνα, μόνο σε ένα μήνα ανά τίτλο βλέπουμε τέτοιες ενδείξεις, ενώ υπάρχουν και περιπτώσεις στις οποίες δεν υπάρχει καμία τέτοια ένδειξη. Πιο ισχυρές είναι οι ενδείξεις στις μετοχές της ΤΙΤΑΝ, ΙΝΤΡΑΛΟΤ και ΟΛΘ (τρεις μήνες), ενώ μόνο σε ΤΤΕ, ΙΝΛΟΤ και ΧΑΛΚΟΡ η εποχικότητα εμφανίζεται τον Ιανουάριο. Τέλος, ο Νοέμβριος είναι ο μήνας με τις περισσότερες εμφανίσεις στατιστικά σημαντικών συντελεστών.

Να σημειωθεί ότι με την παραπάνω διαδικασία ελέγχουμε για ύπαρξη εποχικότητας γενικά. Προκειμένου να εξειδικεύσουμε αν αυτή η εποχικότητα αναφέρεται σε φαινόμενο Ιανουαρίου, πρέπει να εκτιμήσουμε το δεύτερο υπόδειγμα όπως θα κάνουμε παρακάτω.

Ο επόμενος πίνακας συνοψίζει τα ευρήματα της παλινδρόμησης του πρώτου υποδείγματος, παρέχοντάς μας συγκεντρωτικά πληροφορίες για τις ενδείξεις εποχικότητας συνολικά μέσα στο έτος.

**Πίνακας 5 Σύνοψη εμπειρικών ενδείξεων εποχικότητας**

	Ένδειξη Εποχικότητας	Μήνες
ALPHA	OXI	-
DEH	OXI	-
TTE	ΝΑΙ	ΙΑΝ - ΙΟΥΛ
ELPE	ΝΑΙ	ΣΕΠ
ETE	OXI	-
EYDAP	ΝΑΙ	ΙΟΥΛ
EUROB	ΝΑΙ	ΝΟΕ
EXAE	ΝΑΙ	ΙΟΥΛ
INLOT	ΝΑΙ	ΙΑΝ – ΑΠΡ – ΝΟΕ
LAMDA	OXI	-
MOH	ΝΑΙ	ΙΟΥΝ
JUMBO	ΝΑΙ	ΦΕΒ – ΝΟΕ
MYTIL	ΝΑΙ	ΙΟΥΛ – ΟΚΤ
OLTH	ΝΑΙ	ΑΠΡ – ΙΟΥΛ – ΣΕΠ
OLP	OXI	-
OPAP	OXI	-
OTE	ΝΑΙ	ΟΚΤ
AUTOH	ΝΑΙ	ΜΑΡ
PIRAEUS	OXI	-
SOLK	OXI	-
TITAN	ΝΑΙ	ΑΠΡ – ΝΟΕ – ΔΕΚ
FOURL	OXI	-
FOLLI	OXI	-
XALKOR	ΝΑΙ	ΙΑΝ
GD	OXI	-
FTSE_LARGE	ΝΑΙ	ΜΑΡ – ΙΟΥΝ
FTSE_SMALL	OXI	-
FTSE_IND	ΝΑΙ	ΝΟΕ
FTSE_COMM	OXI	-
FTSE_CONSTR	ΝΑΙ	ΑΠΡ – ΝΟΕ
FTSE_HOUSE	ΝΑΙ	ΣΕΠ
FTSE_RAW	ΝΑΙ	ΑΥΓ
FTSE_FOOD	OXI	-

Τέλος, θα παραθέσουμε ορισμένα χρήσιμα διαγνωστικά μεγέθη για τις παλινδρομήσεις ώστε να ολοκληρωθεί το πλαίσιο οικονομετρικής αξιολόγησης του πρώτου υποδείγματος.

**Πίνακας 6 Διαγνωστικά μεγέθη παλινδρομήσεων**

	R <sup>2</sup>	DW	AIC
ALPHA	4,58%	2,09	-0,11
DEH	1,79%	2,01	-1,02
TTE	6,36%	2,02	-1,76
ELPE	6,19%	1,98	-1,76
ETE	4,04%	2,12	-0,31
EYDAP	4,02%	1,96	-1,38
EUROB	4,99%	1,98	0,00
EXAE	5,13%	2,05	-1,10
INLOT	10,01%	1,91	-1,16
LAMDA	2,29%	1,90	-1,16
MOH	4,48%	2,15	-1,71
JUMBO	3,83%	1,83	-1,57
MYTIL	6,78%	1,86	-1,03
OLTH	7,67%	2,13	-1,15
OLP	2,14%	2,26	-1,35
OPAP	5,53%	2,29	-1,65
OTE	5,38%	2,13	-1,33
AUTOH	5,23%	2,11	-1,39
PIRAEUS	1,68%	1,79	0,01
SOLK	2,88%	1,76	-0,49
TITAN	7,77%	2,36	-1,80
FOURL	6,44%	1,95	-0,65
FOLLI	2,47%	1,97	-1,29
XALKOR	5,30%	2,00	-0,48
GD	4,03%	1,79	-1,98
FTSE_LARGE	4,93%	2,09	2,59
FTSE_SMALL	3,38%	1,81	-1,71
FTSE_IND	6,46%	2,15	-1,47
FTSE_COMM	3,92%	1,97	-1,29
FTSE_CONSTR	9,27%	2,19	-1,64
FTSE_HOUSE	4,97%	2,04	-1,95
FTSE_RAW	6,76%	1,95	-1,18
FTSE_FOOD	5,87%	2,02	7,12

Ο συντελεστής προσδιορισμού  $R^2$  μετρά το ποσοστό συμπεριφοράς της εξαρτημένης μεταβλητής που εξηγείται από το υπόδειγμα. Σε ένα υπόδειγμα με δυαδικές ανεξάρτητες ψευδομεταβλητές όπως το συγκεκριμένο, οι χαμηλές τιμές του συντελεστή είναι αναμενόμενες και μη ανησυχητικές. Πάντως, σύμφωνα με το στατιστικό F που παράγει η παλινδρόμηση, όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί.

Το στατιστικό DW (Durbin – Watson) μετρά το αν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Η ύπαρξη αυτού του φαινομένου οδηγεί σε υποεκτίμηση των τυπικών σφαλμάτων των συντελεστών με συνέπεια πιθανά σφάλματα στον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας. Συνήθως, τιμές του συντελεστή μεταξύ 1,80 – 2,20 σημαίνουν ότι δεν υπάρχει τέτοιο πρόβλημα. Στα υποδείγματα που εκτιμήσαμε, υπάρχουν ελάχιστες τιμές εκτός του πεδίου αλλά με περαιτέρω αξιολόγηση των «correlograms» αποδεικνύεται ότι το πρόβλημα δεν είναι ανησυχητικό.

Το στατιστικό AIC (Akaike Information Criterion) μετρά τον βαθμό καλής προσαρμογής (goodness of fit) της παλινδρόμησης. Όσο μικρότερη η τιμή του, τόσο καλύτερη η προσαρμογή. Τέλος, πρέπει να τονιστεί ότι οι συντελεστές είναι διορθωμένοι για ετεροσκεδαστικότητα κατά White (White Heteroscedasticity – Consistent Standard Errors & Covariance).

### **5.3.2 Αξιολόγηση ισχύος του φαινομένου του Ιανουαρίου**

Το δεύτερο από τα υποδείγματα που εκτιμώνται (υπόδειγμα (3) παραπάνω), αξιολογεί την ύπαρξη ή όχι του φαινομένου του Ιανουαρίου. Προφανώς, το υπόδειγμα εκτιμάται μόνο για τις μετοχές ή δείκτες που υπάρχει ένδειξη ύπαρξης εποχικότητας τον Ιανουάριο, δηλαδή Τράπεζα της Ελλάδος, Ιντραλότ και Χαλκόρ.

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του δεύτερου υποδείγματος εμφανίζονται στον ακόλουθο πίνακα:

**Πίνακας 7 Αποτελέσματα ελέγχου ισχύος του φαινομένου του Ιανουαρίου<sup>4</sup>**

	C	ΦΕΒ M2	ΜΑΡ M3	ΑΠΡ M4	ΜΑΪ M5	ΙΟΥΝ M6	ΙΟΥΛ M7	ΑΥΓ M8	ΣΕΠ M9	ΟΚΤ M10	ΝΟΕ M11	ΔΕΚ M12
<b>TTE</b>	0,06**	-0,05	-0,08*	-0,06*	-0,08**	-0,07**	-0,02	-0,08**	-0,05	-0,07*	-0,08**	-0,07*
<b>ΙΝΛΟΤ</b>	0,06*	-0,01	-0,09*	-0,00	-0,10**	-0,08*	-0,04	-0,11**	-0,04	-0,04	-0,13***	-0,07
<b>ΧΑΛΚΟΡ</b>	0,09*	-0,06	-0,12*	-0,07	-0,03	-0,09	-0,04	-0,14**	-0,11	-0,11*	-0,13**	-0,04

Υπενθυμίζεται ότι για να έχει ισχύ το φαινόμενο του Ιανουαρίου, πρέπει ο συντελεστής C να είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός και να υπάρχει τουλάχιστον ένας ακόμα στατιστικά σημαντικός και αρνητικός συντελεστής ώστε να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση που περιγράψαμε παραπάνω.

Επομένως, παρατηρώντας τον παραπάνω πίνακα είναι φανερό πως σε όλες τις περιπτώσεις ικανοποιείται αυτή η συνθήκη και έτσι για αυτές τις τρεις μετοχές της υπό εξέταση περίοδο έχουμε εμπειρικές αποδείξεις ισχύος του φαινομένου του Ιανουαρίου.

Για λόγους συνέπειας, στον επόμενο πίνακα παρατίθενται τα βασικότερα διαγνωστικά μεγέθη των παλινδρομήσεων που διενεργήθηκαν.

**Πίνακας 8 Διαγνωστικά μεγέθη παλινδρομήσεων**

Μετοχή	R <sup>2</sup>	DW	AIC
TTE	6,36%	2,02	-1,76
ΙΝΛΟΤ	10,01%	1,91	-1,16
ΧΑΛΚΟΡ	5,30%	2,00	-0,48

Όπως και στην προηγούμενη διαδικασία εκτίμησης, έγιναν όλοι οι απαραίτητοι περαιτέρω έλεγχοι, ενώ και οι εκτιμητές είναι διορθωμένοι για ετεροσκεδαστικότητα κατά White.

Επομένως, η ενδεδειγμένη εμπειρική ανάλυση στο δείγμα μας έδειξε ότι γενικά το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν έχει εμπειρική ισχύ για την περίοδο 2002 – 2017. Μόνο 3 μετοχές επί συνόλου 33 μετοχών και δεικτών έδωσαν σαφείς ενδείξεις ισχύος του φαινομένου. Έτσι, προχωράμε στην αξιολόγηση του φαινομένου του Σαββατοκύριακου όπου και θα ακολουθηθεί η ίδια διαδικασία.

<sup>4</sup> \*, \*\*, \*\*\* υποδηλώνουν στατιστική σημαντικότητα σε 10%, 5% και 1% επίπεδο σημαντικότητας αντίστοιχα

#### **5.4 Αποτελέσματα οικονομετρικής μελέτης – Φαινόμενο Σαββατοκύριακου**

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εμπειρικής έρευνας που διενεργήθηκε σε ό,τι αφορά το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου.

##### **5.4.1 Αξιολόγηση ύπαρξης ημερήσιας εποχικότητας**

Ξεκινώντας από το δεύτερο υπόδειγμα (υπόδειγμα (2) παραπάνω), στον επόμενο πίνακα παρατίθενται τα αποτελέσματα των εκτιμηθέντων συντελεστών σύμφωνα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.



Πίνακας 9 Εμπειρικά αποτελέσματα ελέγχου ημερήσιας εποχικότητας<sup>5</sup>

	ΔΕΥ	TPI	TET	ΠΕΜ	ΠΑΡ
	D1	D2	D3	D4	D5
ALPHA	-0,003*	-0,001	-0,001	0,002	0,002
DEH	-0,002**	-0,001	0,001	0,001	0,002*
TTE	-0,002**	0,000	0,001	0,000	0,002**
ELPE	-0,002***	0,000	0,001	0,000	0,002*
ETE	-0,005***	-0,002	0,000	0,000	0,002
EYDAP	-0,003***	0,001	0,001	0,001	0,002*
EUROB	-0,005***	-0,002	0,000	0,001	0,001
EXAE	0,000	0,000	0,001	0,001	0,001
INLOT	-0,004***	-0,001	0,002**	0,000	0,002
LAMDA	0,000	0,000	-0,001	0,000	0,003**
MOH	-0,001	0,000	0,000	0,001*	0,001
JUMBO	0,000	0,001	0,002*	0,000	0,002**
MYTIL	-0,002*	-0,001	0,003	0,001	0,003***
OLTH	0,001	-0,001	0,002*	0,000	0,001
OLP	-0,002*	0,000	0,001	0,000	0,003***
OPAP	-0,001	0,001	0,000	0,001	0,000
OTE	-0,002*	0,000	0,001	0,001	0,001
AUTOH	-0,001	0,000	0,001	0,001	0,002*
PIRAEUS	-0,006***	-0,002	-0,001	-0,001	0,004**
SOLK	-0,003*	-0,002	0,003**	0,002	0,001
TITAN	-0,001	0,001	0,001	0,001	0,000
FOURL	-0,003***	0,000	0,003***	0,002	0,002**
FOLLI	-0,002**	0,000	0,001	0,001	0,001
XALKOR	-0,002*	-0,001	0,002	0,001	0,001
GD	-0,002***	-0,001	0,000	0,000	0,001
FTSE_LARGE	0,021**	-0,001	-0,001	0,012	0,001
FTSE_SMALL	-0,002***	-0,001	0,001	0,000	0,002***
FTSE_IND	-0,002**	0,000	0,001	0,000	0,001
FTSE_COMM	-0,002**	-0,001	0,001	0,001	0,001
FTSE_CONSTR	-0,002**	0,000	0,001	0,000	0,000
FTSE_HOUSE	-0,002**	0,001	0,001	0,001	0,002
FTSE_RAW	-0,003**	-0,001	0,002*	0,001	0,002
FTSE_FOOD	0,001	0,000	-0,004**	-0,003*	0,000

<sup>5</sup> \*, \*\*, \*\*\* υποδηλώνουν στατιστική σημαντικότητα σε 10%, 5% και 1% επίπεδο σημαντικότητας αντίστοιχα

Παρατηρούμε ότι στη συντριπτική πλειοψηφία των περιπτώσεων, οι συντελεστές της ψευδό – μεταβλητής που αντιστοιχεί στη Δευτέρα είναι στατιστικά σημαντικοί. Έτσι, έχουμε σημαντικές ενδείξεις ύπαρξης του φαινομένου του Σαββατοκύριακου. Παρακάτω, θα εξετάσουμε συγκεκριμένα την ισχύ του φαινομένου βάσει του υποδείγματος (4).

Ο επόμενος πίνακας συνοψίζει τα ευρήματα της παλινδρόμησης του υποδείγματος, παρέχοντάς μας συγκεντρωτικά πληροφορίες για τις ενδείξεις εποχικότητας συνολικά σε επίπεδο ημερών εβδομάδος.

**Πίνακας 10 Σύνοψη εμπειρικών ενδείξεων ημερήσιας εποχικότητας**

	Ένδειξη Εποχικότητας	Ημέρες
<b>ALPHA</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>DEH</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΠΑΡ
<b>TTE</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΠΑΡ
<b>ELPE</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΠΑΡ
<b>ETE</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>EYDAP</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΠΑΡ
<b>EUROB</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>EXAE</b>	ΟΧΙ	-
<b>INLOT</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΤΕΤ
<b>LAMDA</b>	ΝΑΙ	ΠΑΡ
<b>ΜΟΗ</b>	ΝΑΙ	ΠΕΜ
<b>JUMBO</b>	ΝΑΙ	ΤΕΤ – ΠΑΡ
<b>MYTIL</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΠΑΡ
<b>OLTH</b>	ΝΑΙ	ΤΕΤ
<b>OLP</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΠΑΡ
<b>ΟΡΑΡ</b>	ΟΧΙ	-
<b>ΟΤΕ</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>AUTOH</b>	ΝΑΙ	ΠΑΡ
<b>PIRAEUS</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΠΑΡ
<b>SOLK</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΤΕΤ
<b>TITAN</b>	ΟΧΙ	-
<b>FOURL</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΤΕΤ – ΠΑΡ
<b>FOLLI</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>XALKOR</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>GD</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>FTSE_LARGE</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>FTSE_SMALL</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΠΑΡ
<b>FTSE_IND</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>FTSE_COMM</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>FTSE_CONSTR</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>FTSE_HOUSE</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ
<b>FTSE_RAW</b>	ΝΑΙ	ΔΕΥ – ΤΕΤ
<b>FTSE_FOOD</b>	ΝΑΙ	ΤΕΤ - ΠΕΜ

Αξίζει να σημειωθεί πως στη μετοχή της TITAN που παραπάνω δείξαμε εμπειρική ισχύ του φαινομένου του Ιανουαρίου, σε επίπεδο ημερήσιων αποδόσεων δεν υπάρχουν καν ενδείξεις εποχικότητας.

Τέλος, θα παραθέσουμε ορισμένα χρήσιμα διαγνωστικά μεγέθη για τις παλινδρομήσεις ώστε να ολοκληρωθεί το πλαίσιο οικονομετρικής αξιολόγησης του πρώτου υποδείγματος.

**Πίνακας 11 Διαγνωστικά μεγέθη παλινδρομήσεων**

	R <sup>2</sup>	DW	AIC
ALPHA	0,20%	1,84	-3,40
DEH	0,20%	1,89	-4,07
TTE	0,30%	1,89	-4,94
ELPE	0,35%	1,98	-4,69
ETE	0,33%	1,79	-3,34
EYDAP	0,34%	1,94	-4,52
EUROB	0,20%	1,76	-3,09
EXAE	0,05%	1,86	-4,23
INLOT	0,40%	1,96	-3,93
LAMDA	0,19%	1,95	-4,35
MOH	0,11%	1,99	-4,75
JUMBO	0,14%	1,89	-4,51
MYTIL	0,44%	1,92	-4,16
OLTH	0,12%	1,88	-4,50
OLP	0,37%	2,05	-4,43
OPAP	0,08%	1,97	-4,50
OTE	0,17%	1,94	-4,42
AUTOH	0,13%	2,06	-4,43
PIRAEUS	0,40%	1,75	-3,18
SOLK	0,33%	1,89	-3,65
TITAN	0,15%	2,06	-4,66
FOURL	0,46%	1,86	-4,11
FOLLI	0,21%	1,81	-4,59
XALKOR	0,18%	1,95	-3,83
GD	0,35%	1,85	-5,10
FTSE_LARGE	0,11%	2,01	0,09
FTSE_SMALL	0,59%	1,80	-5,17
FTSE_IND	0,28%	1,87	-4,83
FTSE_COMM	0,29%	1,81	-4,57
FTSE_CONSTR	0,25%	2,00	-4,70
FTSE_HOUSE	0,28%	1,93	-5,00
FTSE_RAW	0,36%	1,93	-4,26
FTSE_FOOD	0,16%	1,83	-3,48

Οι χαμηλές τιμές του συντελεστή προσδιορισμού είναι όπως είπαμε και παραπάνω αναμενόμενες σε υποδείγματα ψευδομεταβλητών και είναι συνεπείς και με την υπάρχουσα βιβλιογραφία. Επίσης, δεν φαίνεται να αντιμετωπίζεται πρόβλημα αυτοσυσχέτισης ενώ και οι έλεγχοι F που έγιναν στις παλινδρομήσεις έδειξαν ότι είναι στατιστικά σημαντικές.

Επομένως, έχει ιδιαίτερο ενδιαφέρον η αξιολόγηση της ύπαρξης του φαινομένου του Σαββατοκύριακου μιας και σε αυτή την περίπτωση οι ενδείξεις εμφανίζονται στη συντριπτική πλειοψηφία των τίτλων του δείγματος.

#### **5.4.2 Αξιολόγηση ισχύος του φαινομένου του Σαββατοκύριακου**

Το δεύτερο από τα υποδείγματα που εκτιμώνται (υπόδειγμα (4) παραπάνω), θα μας δείξει το αν οι ενδείξεις ημερήσιας εποχικότητας μεταφράζονται εν τέλει σε ισχύ του φαινομένου του Σαββατοκύριακου. Προφανώς, το υπόδειγμα εκτιμάται μόνο για τις μετοχές ή δείκτες που υπάρχουν ενδείξεις εποχικότητας συγκεκριμένα για τη Δευτέρα

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων το υποδείγματος (4) εμφανίζονται στον ακόλουθο πίνακα:

Πίνακας 12 Αποτελέσματα ελέγχου ισχύος του φαινομένου του Σαββατοκύριακου<sup>6</sup>

	C	TPI D2	TET D3	ΠΕΜ D4	ΠΑΡ D5
ALPHA	-0,003***	0,003	0,003	0,005***	0,005***
DEH	-0,002**	0,002	0,003**	0,003**	0,004***
TTE	-0,002***	0,001	0,002***	0,002**	0,003***
ELPE	-0,002***	0,003***	0,004***	0,003***	0,004***
ETE	-0,005***	0,003	0,005***	0,006***	0,008***
EYDAP	-0,003***	0,004***	0,004***	0,003***	0,004***
EUROB	-0,005***	0,004	0,006***	0,006***	0,006***
INLOT	-0,004***	0,003	0,006***	0,004***	0,005***
LAMDA	0,000	0,001	-0,001	0,000	0,003**
MOH	-0,001	0,001	0,001	0,002**	0,002
JUMBO	0,000	0,002	0,002	0,000	0,002**
MYTIL	-0,002**	0,002	0,005**	0,003*	0,005***
OLTH	0,001	-0,002	0,001	-0,001	0,001
OLP	-0,002*	0,002	0,003*	0,002	0,005***
OTE	-0,002*	0,001	0,002*	0,002*	0,003***
AUTOH	-0,001	0,001	0,002	0,002*	0,003*
PIRAEUS	-0,006***	0,004	0,006***	0,005***	0,010***
SOLK	-0,003**	0,001	0,006***	0,005***	0,004*
FOURL	-0,003***	0,003*	0,006***	0,005***	0,005***
FOLLI	-0,002***	0,002	0,003***	0,003***	0,003***
XALKOR	-0,002*	0,001	0,004***	0,003*	0,003*
GD	-0,002***	0,002	0,003***	0,003***	0,003***
FTSE_LARGE	0,021**	-0,022*	-0,022*	-0,009	-0,020
FTSE_SMALL	-0,002***	0,001*	0,003*	0,003	0,004
FTSE_IND	-0,002***	0,002	0,003***	0,002***	0,003***
FTSE_COMM	-0,002***	0,002*	0,003***	0,004*	0,003***
FTSE_CONSTR	-0,002***	0,002	0,004***	0,002***	0,002***
FTSE_HOUSE	-0,002***	0,002*	0,002***	0,002*	0,003
FTSE_RAW	-0,003***	0,002	0,005***	0,003**	0,004***
FTSE_FOOD	0,001	0,000	-0,004**	-0,003	-0,001

<sup>6</sup> \*, \*\*, \*\*\* υποδηλώνουν στατιστική σημαντικότητα σε 10%, 5% και 1% επίπεδο σημαντικότητας αντίστοιχα

Τα αποτελέσματα έχουν μεγάλο ενδιαφέρον. Βλέπουμε ότι στις 24 από τις 30 περιπτώσεις, ο συντελεστής C είναι στατιστικά σημαντικός. Στις 23 εξ αυτών έχει αρνητικό πρόσημο και την ίδια στιγμή ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής της Παρασκευής είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός. Υπενθυμίζουμε ότι σύμφωνα με το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου, οι αποδόσεις της Δευτέρας είναι κατά μέσο όρο αρνητικές, ενώ την Παρασκευή είναι κατά μέσο όρο θετικές. Οι εκτιμήσεις του υποδείγματος επαληθεύουν ακριβώς αυτή την εντύπωση, γεγονός που δείχνει ότι στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου έχει εμπειρική ισχύ.

Τα ευρήματα αυτά είναι συνεπή με τους Lakonishok και Smidt (1988) για τον αμερικανικό δείκτη Dow Jones, όπως επίσης και με τον Yan-Ki Ho (1990) που διαπίστωσε αρνητικές αποδόσεις τη Δευτέρα για τις πέντε (Χονγκ Κονγκ, Ιαπωνία, Μαλαισία, Φιλιππίνες, Σιγκαπούρη) από τις δέκα αγορές της περιοχής Ασίας -Ειρηνικού που εξέτασε. Επίσης, οι θετικές αποδόσεις της Παρασκευής σε συνδυασμό με τις αρνητικές της Δευτέρας ενισχύουν τα συμπεράσματα των Mills, Συριόπουλου, Μαρκέλλου και Χαριζάνη (2000). Είναι χαρακτηριστικό ότι όλοι οι αγοραίοι δείκτες (πλην του κλαδικού των ειδών διατροφής) επαληθεύουν την ισχύ του φαινομένου και πάνω από όλα ο Γενικός Δείκτης, πράγμα που αποδεικνύει ότι η αγορά συνολικά εμφανίζει συστηματικά χαμηλότερες αποδόσεις τη Δευτέρα και υψηλότερες την Παρασκευή.

Σε σύγκριση με το φαινόμενο του Ιανουαρίου, είναι εμφανές πως την υπό εξέταση περίοδο στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά παρουσιάζεται έντονη ημερήσια εποχικότητα αλλά όχι μηνιαία.

Τέλος, για λόγους συνέπειας, στον επόμενο πίνακα παρατίθενται τα βασικότερα διαγνωστικά μεγέθη των παλινδρομήσεων που διενεργήθηκαν για την ισχύ του φαινομένου του Σαββατοκύριακου:



Πίνακας 13 Διαγνωστικά μεγέθη παλινδρομήσεων

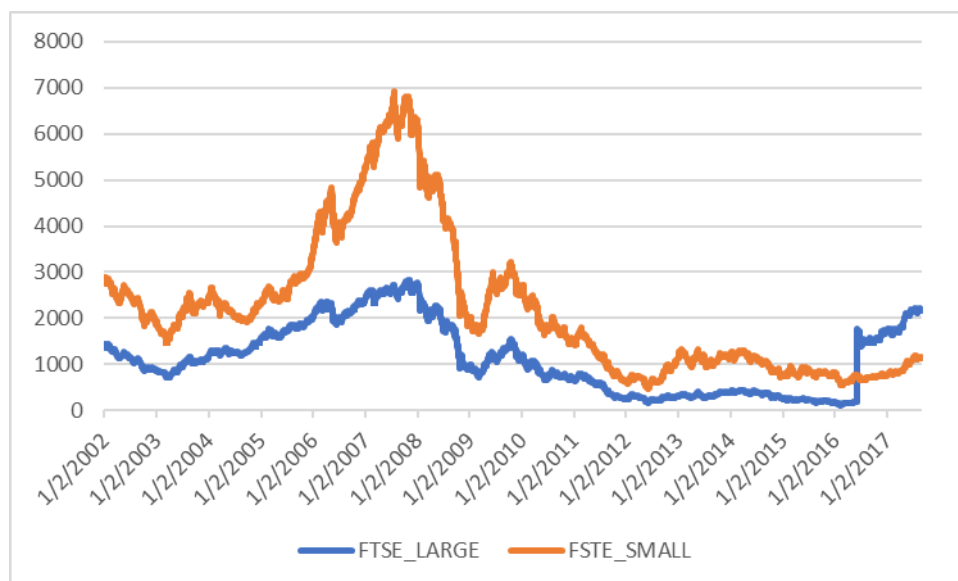
	R <sup>2</sup>	DW	AIC
<b>ALPHA</b>	0,20%	1,84	-3,40
<b>DEH</b>	0,20%	1,89	-4,07
<b>TTE</b>	0,30%	1,89	-4,94
<b>ELPE</b>	0,35%	1,98	-4,69
<b>ETE</b>	0,33%	1,79	-3,34
<b>EYDAP</b>	0,34%	1,94	-4,52
<b>EUROB</b>	0,20%	1,76	-3,09
<b>INLOT</b>	0,40%	1,96	-3,93
<b>LAMDA</b>	0,19%	1,95	-4,35
<b>MOH</b>	0,11%	1,99	-4,75
<b>JUMBO</b>	0,14%	1,89	-4,51
<b>MYTIL</b>	0,44%	1,92	-4,16
<b>OLTH</b>	0,12%	1,88	-4,50
<b>OLP</b>	0,37%	2,05	-4,43
<b>OTE</b>	0,17%	1,94	-4,42
<b>AUTOH</b>	0,13%	2,06	-4,43
<b>PIRAEUS</b>	0,40%	1,75	-3,18
<b>SOLK</b>	0,33%	1,89	-3,65
<b>FOURL</b>	0,46%	1,86	-4,11
<b>FOLLI</b>	0,21%	1,81	-4,59
<b>XALKOR</b>	0,18%	1,95	-3,83
<b>GD</b>	0,35%	1,85	-5,10
<b>FTSE_LARGE</b>	0,11%	2,01	0,10
<b>FTSE_SMALL</b>	0,59%	1,80	-5,17
<b>FTSE_IND</b>	0,28%	1,87	-4,83
<b>FTSE_COMM</b>	0,29%	1,81	-4,57
<b>FTSE_CONSTR</b>	0,25%	2,00	-4,70
<b>FTSE_HOUSE</b>	0,28%	1,93	-5,00
<b>FTSE_RAW</b>	0,36%	1,93	-4,26
<b>FTSE_FOOD</b>	0,16%	1,83	-3,48

Οι στατιστικοί έλεγχοι F στην παλινδρόμηση έδειξαν σημαντικότητα, ενώ δε φαίνεται να υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα. Επομένως, προχωρούμε στην εμπειρική αξιολόγηση του τελευταίου φαινομένου, αυτού του μεγέθους.

### 5.5 Αποτελέσματα οικονομετρικής μελέτης – Φαινόμενο του μεγέθους

Όπως αναλύθηκε και παραπάνω, η αξιολόγηση του φαινομένου του μεγέθους θα γίνει με τη βοήθεια του υποδείγματος CAPM και του στατιστικού ελέγχου t. Επικεντρωνόμαστε στους δύο δείκτες μικρής και μεγάλης κεφαλαιοποίησης που κρίνονται ως οι καταλληλότεροι στην ελληνική αγορά για την εξέταση του φαινομένου.

Αρχικά, παρουσιάζουμε σε ένα γράφημα την ημερήσια εξέλιξη των δύο δεικτών κατά την υπό εξέταση περίοδο:



Τα επιμέρους στατιστικά μεγέθη των δύο δεικτών έχουν παρουσιαστεί και στο σχετικό πίνακα για τις ημερήσιες αποδόσεις. Εκτιμώντας το υπόδειγμα CAPM για τους δυο δείκτες, θεωρώντας το Γενικό Δείκτη ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς πήραμε τα παρακάτω αποτελέσματα:

#### **FTSE LARGE**

$$R_{it} = -0,004 + 1,14 \cdot R_{mt}$$

#### **FTSE SMALL**

$$R_{it} = 0,000 + 1,26 \cdot R_{mt}$$

Οι συντελεστές είναι στο σύνολό τους στατιστικά σημαντικοί και οι συντελεστές προσδιορισμού ιδιαίτερα υψηλοί (πάνω από 70%). Δε φαίνεται να υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης και οι

συντελεστές είναι διορθωμένοι για ετεροσκεδαστικότητα.

Ακολουθώντας τη μεθοδολογία που περιγράψαμε στην ενότητα 4.1, υπολογίζουμε το στατιστικό  $t$  ως εξής:

$$t = \frac{0,02\% - 0,00\%}{0,73\% \cdot \sqrt{\frac{2}{3878}}} = 1,24$$

Με χρήση των πινάκων της στατιστικής  $t$  (ή της συνάρτησης  $TINV(.)$  του Excel) υπολογίζουμε την κριτική τιμή του στατιστικού που για επίπεδο σημαντικότητας 5% είναι 1,96 (για 10% είναι 1,65). Έτσι, αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, δεν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα και ως εκ τούτου δεν έχουμε ενδείξεις ισχύος του φαινομένου του μεγέθους.

Το εύρημα αυτό είναι συνεπές με τη μελέτη των Διακογιάννη και Σεργεδάκη (1996) που για την περίοδο 1989 – 1994 βρήκαν μεταξύ άλλων ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ μεγέθους εταιρειών και αποδόσεων. Η επενδυτική στρατηγική επένδυσης σε μετοχές μικρού μεγέθους με σκοπό την επίτευξη κερδών δεν είναι η βέλτιστη επιλογή. Αντίθετα, ο Σπύρου (1999) με μηνιαία στοιχεία είχε βρει ενδείξεις ισχύος του φαινομένου.



## 6 Συμπεράσματα

Στην παρούσα εργασία έγινε έλεγχος για ύπαρξη εποχικότητας στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά για την περίοδο 2002 – 2017, επικεντρώνοντας σε τρία εκ των πιο δημοφιλών φαινομένων: του Ιανουαρίου, του Σαββατοκύριακου και του μεγέθους. Ακολουθήθηκε μια οικονομετρική διαδικασία σε τρία βήματα με χρήση μεθοδολογίας «από κάτω προς τα πάνω» (bottom – up approach) κατά περίπτωση.

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων απορρίπτουν την ισχύ του φαινομένου του Ιανουαρίου σχεδόν σε όλες τις περιπτώσεις, εκτός από τρεις περιπτώσεις. Αντίθετα, υπάρχουν πολύ ισχυρές ενδείξεις ύπαρξης του φαινομένου του Σαββατοκύριακου, τόσο σε επίπεδο μεμονωμένων μετοχών όσο και σε επίπεδο αγοραίων δεικτών. Τέλος, το φαινόμενο του μεγέθους φαίνεται να μην ισχύει στους δύο δείκτες μεγάλης και μικρής κεφαλαιοποίησης που αξιολογήθηκαν.

Σε αυτό το σημείο πρέπει να τονιστεί ότι σύμφωνα με τον Worthington (2008), εφόσον η ισχύς ημερολογιακών ανωμαλιών συνιστά την ύπαρξη ανεκμετάλλευτων ευκαιριών κέρδους και παραβιάζει την υπόθεση των ανοικτών αγορών, η μη ισχύς του φαινομένου του Ιανουαρίου μπορεί να οδηγήσει στο συμπέρασμα ότι αυτές οι αγορές έχουν γίνει πιο αποτελεσματικές, τουλάχιστον σε ό,τι αφορά αυτό το φαινόμενο. Επιπλέον, σύμφωνα με τον Moosa (2007) η μη ισχύς του φαινομένου μπορεί να οφείλεται σε (i) αλλαγές στα λογιστικά πρότυπα, (ii) αλλαγές στη φορολογική μεταχείριση των κερδών και (iii) τη μείωση των οριακών φορολογικών συντελεστών που αποθαρρύνει τους επενδυτές από την εμπλοκή σε συναλλαγές με φορολογικά κίνητρα.

Πιο συγκεκριμένα, στην παρούσα εργασία η μη ισχύς του φαινομένου σε όλο σχεδόν το φάσμα του δείγματος, μπορεί να οφείλεται σε μια σειρά από λόγους. Πρώτον, η χρονική περίοδος εξέτασης των 15 ετών μπορεί να είναι αρκετά μικρή για να ταυτοποιήσει μια στατιστικά σημαντική συμπεριφορά, αφού περιλαμβάνει στην ουσία μόνο 15 «συμπεριφορές αποδόσεων» τον Ιανουάριο σε σχέση με το υπόλοιπο έτος.

Δεύτερον, η μεθοδολογία της απλής γραμμικής παλινδρόμησης μπορεί να είναι ελλιπής. Λύση σε αυτό το ζήτημα θα μπορούσε να είναι η εισαγωγή πιο περίπλοκων μεθόδων, όπως η εκτίμηση της συμπεριφοράς της διακύμανσης μέσω υποδειγμάτων GARCH (Georgantopoulos – Kenourgios - Tsamis (2011)).

Τρίτον, τα ευρήματα μπορεί να οφείλονται και σε καθαρά οικονομικούς λόγους. Συγκεκριμένα, εξετάστηκε μια αγορά της Ευρωζώνης, δηλαδή με οργανωμένα χρηματιστήρια που ανήκει κατά κανόνα στις ανεπτυγμένες αγορές. Έτσι, μπορούμε να ισχυριστούμε ότι ο βαθμός αποτελεσματικότητας είναι

ενισχυμένος και αυτό αποδυναμώνει την ισχύ του φαινομένου.

Σε κάθε περίπτωση, τα συμπεράσματα δεν έχουν αμελητέα σημασία και μπορούν να αξιοποιηθούν και με περαιτέρω έρευνα που θα περιλάμβανε είτε μεγαλύτερη χρονική περίοδο παρατήρησης είτε πιο περίπλοκες οικονομετρικές μεθόδους είτε ακόμα και την αξιολόγηση ισχύος και άλλων ημερολογιακών ανωμαλιών

## 7 Βιβλιογραφία

- Agrawal A., Tandon K. (1994), “Anomalies or Illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries”, *Journal of International Money and Finance*, 13, 83-106
- Alford, A. and D.M. Guffey (1996). A Re-examination of International Seasonalities. *Review of Financial Economics*, Vol.5, No.1, 1-17.
- Ariel R. A. (1987), “A Monthly Effect in Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 18, 161-174
- Balaban E. (1995), “Some Empirics of the Turkish Stock Market”, *The Central Bank of the Republic of Turkey*, 169-196
- Ball R., Kothari S. P., Shanken J. (1995), “Problems in measuring portfolio performance: An application to contrarian investment strategies”, *Journal of Financial Economics*, 38, 79-107
- Barone E. (1989), “The Italian Stock Market: Efficiency and Calendar Anomalies”, *Journal of Banking and Finance*, 14, 483-510
- Barry C. B., Brown S. J. (1984), “Differential information and the Small firm effect”, *Journal of Financial Economics*, 13, 283-294
- Berges A., McConnell J. J., Schlarbaum G. G. (1984), “The Turn-of-the-Year in Canada”, *The Journal of Finance*, Vol. XXXIX, No. 1, 185-192
- Bildik R. (2004), “Are Calendar Anomalies Still Alive? Evidence from Istanbul Stock Exchange”, Working Paper, Istanbul Stock Exchange
- Boudreaux D. O. (1995), “The Monthly Effect International Stock Markets: Evidence and Implications”, *Journal of Finance and Strategic Decisions*, Vol. 8, No. 1, 15-20
- Booth, D., Keim, D.: Is there still a January effect? In: Keim, D., Ziemba, W.T. (eds.) *Security Market Imperfections in Worldwide Equity Markets*, pp. 169–178. Cambridge University Press, Cambridge (2000)
- Branch B. (1977), “A Tax Loss Trading Rule”, *The Journal of Business*, Vol. 50, No. 2, 198-207
- Brown, P., Keim, D., Kleidon, A. and Marsh, T., (1983), “Stock Return Seasonalities and the Tax – Loss Selling Hypothesis: Analysis of the Arguments and Australian Evidence”, *Journal of Financial Economics*, 12:105 – 127.
- Brown L. D., Luo F. L. (2004), “The Predictive Value of the Signs of January Returns: Evidence of a New January Effect”
- Cadsby C. B., Ratner M. (1991), “Turn-of-month and pre-holiday effects on stock returns: Some

international evidence”, *Journal of Banking and Finance*, 16, 497-509

Chen H., Singal V. (2001), “January Effect- A Re-examination”, SSRN, Working paper series

Cheung Yan-Leung, Yan-Ki Ho Richard, Wong Kwok-Fai (1994), “Return and Risk Premium Seasonalities in three Emerging Asian Markets: Hong Kong, Korea and Taiwan”, *Journal of International Financial Management and Accounting*, 223-241

Constantinides G.M. (1983), “Capital Market Equilibrium with Personal Tax”, *Econometrica*, Vol. 51, No. 3, 611-636

Cooper M. J., McConnell J. J., Ovtchinnikov A. V. (2005), “The Other January Effect”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 82, Issue 2, 315-341

Corhay A., Hawawini G., Michel P. (1987), “Seasonality in the Risk-Return Relationship: Some International Evidence”, *The Journal of Finance*, Vol. 42, No. 1, 49-68

Cox D. R., Johnston K. (1998), “The January effect is not driven by tax loss selling”, *Journal of Investing*

Dai Q. (2003), “Tax-loss Selling and the Turn-of-the-Year Effect”, EFMA, Helsinki Meeting

Dyl E.A. (1977), “Capital Gains Taxation and Year – End Stock Market Behavior”, *Journal of Finance*, No 32, 165 - 175

Damodaran A. (1989), “The Weekend Effect in Information Releases: A Study of Earnings and Dividend Announcements”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 2, No. 4, 607-623

Easterday K. E. (2007), “Using Returns-Earnings Associations to Evaluate the Economic Relevance of the Small Firm/January Effect”, SSRN, Working Paper Series

Easterday K. E., Sen P. K., Stephan J. A. (2008), “The persistence of the small firm/January effect: Is it consistent with investors’ learning and arbitrage efforts?”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*

Elango R., Pandey D. (2008), “An Empirical Study on January Anomaly and Return Predictability in an Emerging Market: Evidence from India”, SSRN, Working Paper Series

Fama E. F. (1970), “Efficient Capital Markets: A review of Theory and Empirical Work”, *The Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, 383-417

Fama E. F. (1991), “Efficient Capital Markets: II”, *The Journal of Finance*, Vol. XLVI, No.5, 1575-1617

Fountas S., Segredakis K. N. (2002), “Emerging Stock Markets Return Seasonalities: The January Effect and the Tax-Loss Selling Hypothesis”, *Applied Financial Economics*, 12, 291-299



- G. M. Constantinides. "Optimal Stock Trading with Personal Taxes." *Journal of Financial Economics* 13 (March 1984), 65-89.
- G. N. Pettengill. "A Non-Tax Cause for the January Effect? Evidence from Early Data." *Quarterly Journal of Business and Economics* 25 (Summer 1986), 15-33.
- Georgantopoulos A., Kenourgios D., Tsamis A. (2011), "Calendar Anomalies in Emerging Balkan Equity Markets", *International Economics & Finance Journal*, Vol.6, No1, January – June (2011): 67 – 82.
- Gultekin M. N., Gultekin N. B. (1983), "Stock Market Seasonality: International Evidence", *Journal of Financial Economics*, Working Paper No. 17-83
- Hansen P. R., Lunde A., Nason J. M. (2005), "Testing the Significance of Calendar Effects", *Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper Series*
- Haug M., Hirschey M. (2005), "The January Effect", *SSRN, Working Paper Series*
- Haugen, R.A., Lakonishok, J.: *The Incredible January Effect: The Stock Market's Unsolved Mystery*. Dow-Jones-Irwin, Homewood (1988)
- Heininen P., Puttonen V. (2008), "Stock Market Efficiency in the Transition Economies through the Lens of Calendar Anomalies"
- Henke H. (2003), "Tax-Loss Selling and Window-Dressing: An Investigation of the January Effect in Poland"
- Ho Yan-Ki (1990), "Stock Return Seasonalities in Asia Pacific Markets", *Journal of International Financial Management & Accounting*, Vol. 2, Issue 1, 47-77
- Hsu Chung-Wen (Sally) (2005), "Is There a January Effect in the Greater China Area?"
- Jaffe J., Westerfield R. (1989), "Is there a monthly effect in stock market returns? Evidence from Foreign Countries", *Journal of Banking and Finance*, 13, 237-244
- Jensen M. C. (1978), "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, 6, 95-101
- Jones C. P., Pearce D. K., Wilson J. W. (1987), "Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note", *Journal of Finance*, 42, Issue 2, 453-461
- Kamara A. (1997), "New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns", *The Journal of Business*, Vol. 70, No. 1, 63-84
- Kato K., Schallheim J. S. (1985), "Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market", *The*

Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 20, No. 2, 243-260

Keim D. B. (1983), "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence", Journal of Financial Economics, 12, 13-32

Keim D. B. (1989), "Trading Patterns, Bid-Ask Spreads, and Estimated Security Returns: The Case of Common Stocks at Calendar Turning Points", Journal of Financial Economics, 25, 75-97

Kim C. W., Park J. (1994), "Holiday Effects and Stock Returns: Further Evidence", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 29, No. 1, 145-157

Kohers T., Patel J. B. (1999), "A new time-of-the-month anomaly in stock index returns", Applied Economics Letters, 6, 115-120

Kok K. L., Wong Y. C. (2004), "Time-of-the-month Anomaly in Asean Equity Markets", Labuan Bulletin of International Business & Finance, 2, 137-145

Koutianoudis T., Wang S. (2002), "Is the January Effect Economically Exploitable? Evidence from Athens Stock Exchange, SSRN, Working Paper Series

Lakonishok J., Shleifer A., Thaler R., Vishny R. (1991), "Window Dressing By Pension Fund Managers", The American Economic Review, Vol. 81, No. 227-131

Lakonishok J., Smidt S. (1984), "Volume and Turn-of-the-Year Behavior", Journal of Financial Economics, 13, 435-455

Lakonishok J., Smidt S. (1988), "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective", The Review of Financial Studies, Vol. 1, No. 4, 403-425

Lu H., Ma Q. (2003), "Do Earnings Explain the January Effect", SSRN, Working Paper Series

Martikainen, T., Perttunen, J., Ziemba, W.T.: The turn-of-the-month effect in the world's stock markets, January 1988–January 1990. *Financ. Mark. Portf. Manag.* 8(1), 41–49 (1994)

Meneu V., Pardo A. (2003), "Pre-holiday effect, large trades and small investor behavior", Journal of Empirical Finance, 11, 231-246

Mills T. C., Siriopoulos C., Markellos R. N., Harizanis D. (2000), "Seasonality in the Athens stock exchange", Applied Financial Economics, 10, 137-142

Mills. Terence C. and J. Andrew Coutts (1995). Calendar Effects in the London Stock Exchange FTSE indices. *The European Journal of Finance* 1, 79-93.

Moosa I. A. (2007), "The Vanishing January Effect", International Research Journal of Finance and Economics, Issue 7, 92-103

Penman S. H. (1987), “The Distribution of Earnings News over Time and Seasonalities in Aggregate Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 18, 199-228

Reinganum M. R. (1982), “The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects”, *Journal of Financial Economics*, 12, 89-104

Rogalski R. J., Tinic S. M. (1986), “The January Size Effect: Anomaly or Risk Measurement?”, *Financial Analysts Journal*, Vol. 42, No. 6, 63-70

Roll, R. (1983). The Turn of the Year Effect and the Return Premia of Small Firms. *Journal of Portfolio Management*, Vol.9, 18-28.

Rozeff M. S., Kinney W. R. (1976), “Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns”, *Journal to Financial Economics*, 3, 379-402

Ritter, J.R.: The buying and selling behavior of individual investors at the turn-of-the-year. *J. Finance* 43(3), 701–717 (1988)

Schultz P. (1985), “Personal Income Taxes and the January Effect: Small Firm Stock Returns Before the War Revenue Act of 1917: A Note”, *The Journal of Finance*, Vol. 40, No. 1, 333-343

Schwert G. W. (2002), “Anomalies and Market Efficiency”, SSRN, Working Paper No. FR 02-13

Seyhun H. N. (1988), “The January Effect and Aggregate Insider Trading”, *The Journal of Finance*, Vol. 43, No. 1, 129-141

Starks L. T., Yong L., Zheng L. (2004), “Tax-Loss Selling and the January Effect: Evidence from Municipal Bond Closed-End Funds, SSRN, Working Paper Series

Tinic S., West R. (1984), “Risk and Return: January versus the Rest of the Year”, *Journal of Financial Economics*, 13, 561-574

Tinic S., West R. (1986), “Risk, Return, and Equilibrium: A Revisit”, *Journal of Political Economy*, 94, 126-147

Van der Sar N. L. (2003), “Calendar effects on the Amsterdam Stock Exchange”, *De Economist*, 151, No. 3, 271-292

Wachtel S. B. (1942), “Certain Observation on Seasonal Movement in Stock Prices”, *Journal of Business*, 15, 184-193

Worthington A. C. (2008), “The decline of calendar seasonality in the Australian stock exchange, 1958-2005”, SSRN, Working Paper Series

Ziembra, W.T.: Comment on J. Ritter, the buying and selling behavior of individual investors at the turn-

of-the-year. *J. Finance* 43(3), 717–719 (1988)

Ziemia, W.T.: Investing in the Turn-of-the-Year Effect in the US futures markets. *Interfaces* 24(3), 46–61 (1994)