



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ**

**UNIVERSITY OF PIRAEUS**

**ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ  
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ  
ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ**

**ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ**

**Η επίδραση του μήνα στις αποδόσεις των μετοχών**

**ΠΟΛΥΧΡΟΝΙΔΗΣ ΠΕΡΙΚΛΗΣ**

**ΑΜ: ΜΧΑΝ1621**

**Επιβλέπων Καθηγητής : Γ.ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ**

**Τριμελής Επιτροπή : Γ.ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ**

**Ν. ΚΟΥΡΟΓΕΝΗΣ**

**Ε. ΤΣΙΡΙΤΑΚΗΣ**

**ΠΕΙΡΑΙΑΣ**

**ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ 2018**

## ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η παρουσία του φαινομένου της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών έχει εντοπιστεί σε πολλές αναπτυσσόμενες και αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές. Η παρούσα εργασία ερευνά την ύπαρξη της μηνιαίας εποχικότητας και ειδικότερα την επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου στις αποδόσεις δεκαπέντε ευρωπαϊκών χρηματιστηριακών δεικτών των χωρών: της Γερμανίας, της Γαλλίας, της Ισπανίας, της Ιταλίας, του Βελγίου, της Ολλανδίας, της Φινλανδίας, της Αυστρίας, της Πορτογαλίας, της Ιρλανδίας, της Σλοβακίας, του Λουξεμβούργου, της Μάλτας, της Ελλάδας και της Εσθονίας, για τη χρονική περίοδο 2004 έως 2017. Η μελέτη ξεκινά με μία εισαγωγή στις βασικές έννοιες των χρηματοοικονομικών δεικτών και των στατιστικών κριτηρίων για την ανάλυση και την επιλογή ενός χαρτοφυλακίου καθώς και τον συστηματικό και μη συστηματικό κίνδυνο χαρτοφυλακίου. Επίσης αναπτύσσεται το υπόδειγμα του ενός δείκτη, η θεωρία της κεφαλαιαγοράς και το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model, CAPM). Στη συνέχεια γίνεται επισκόπηση προηγούμενων διεθνώς δημοσιευμένων μελετών και παρουσιάζονται ο στόχος, τα δεδομένα, η μεθοδολογία και τα αποτελέσματα καθεμίας εμπειρικής μελέτης. Ακολουθεί αναλυτική παρουσίαση της μεθοδολογίας και των δεδομένων που χρησιμοποιήθηκαν στην εργασία για την δημιουργία ενός μοντέλου παλινδρόμησης χρόνο-σειρών με ψευδο-μεταβλητές για κάθε μήνα, ορίζοντας ως μήνα αναφοράς τον Ιανουάριο για την εξέταση της επίδρασης της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών. Η ανάλυση των αποτελεσμάτων φανέρωσε την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου στους χρηματιστηριακούς δείκτες της Γερμανίας, του Βελγίου, της Ολλανδίας, της Ιρλανδίας, του Λουξεμβούργου και της Μάλτας. Η ύπαρξη του “January effect” στις χώρες αυτές υποστηρίζει την υπόθεση “Tax-loss selling” και δεν επιβεβαιώνουν τη θεωρία της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών (Efficient Market Hypothesis, EMH). Συνεπώς οι επενδυτές μπορούν να επενδύσουν σε δεδομένες χρονικές στιγμές και να αποκομίσουν μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μετοχές που κατέχουν.

ΛΕΞΕΙΣ ΚΛΕΙΔΙΑ: Μηνιαία Εποχικότητα, φαινόμενο του Ιανουαρίου, υπόθεση “tax-loss selling”, στασιμότητα χρονοσειρών, Παλινδρόμηση με ψευδο-μεταβλητές.

## Περιεχόμενα

1	ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 .....	7
1.1	Εισαγωγή .....	7
1.2	Σκοπός της εργασίας .....	8
1.3	Περιορισμοί της εργασίας.....	8
2	ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 .....	10
2.1	Εισαγωγή στις βασικές έννοιες .....	10
2.2	Ποσοτικά κριτήρια.....	11
2.2.1	Χρηματοοικονομικούς Δείκτες.....	11
2.2.2	Χρηματιστηριακοί - Επενδυτικοί Δείκτες.....	11
2.2.3	Δείκτης PEG (price to earnings - Growth).....	13
2.2.4	Μερισματική απόδοση.....	13
2.2.5	2.5 Δείκτης τιμής προς πωλήσεις ανά μετοχή (P/SPS).....	13
2.2.6	Δείκτης τιμής προς λογιστική αξία.....	14
2.2.7	Δείκτης εμπορευσιμότητας.....	14
2.3	Στατιστικά κριτήρια .....	15
2.3.1	Αναμενόμενη απόδοση $E(R)$ .....	15
2.3.2	Διακύμανση και τυπική απόκλιση.....	15
2.3.3	Συντελεστής Μεταβλητότητας CV.....	16
2.3.4	Συνδιακύμανση αποδόσεων $\sigma_{i,j} = \text{Cov}(R_i, R_j)$ .....	16
2.3.5	Συντελεστής συσχέτισης $\rho_{i,j}$ .....	17
2.4	Ανάλυση Χαρτοφυλακίων .....	18
2.5	Συστηματικός και μη συστηματικός κίνδυνος .....	20
2.6	Το υπόδειγμα ενός δείκτη.....	24
2.7	Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς .....	25
2.8	Υπόδειγμα αποτίμησης Κεφαλαιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model ,CAPM) 27	
2.9	Σύγκριση της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς και του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων.....	28
2.10	Μεθοδολογία Fama-Macbeth.....	29
3	ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 .....	30
3.1	An investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities Muciel Santesmases (1986) 31	

3.2	An Investigation into Seasonality in the Futures Market Gerald D. Gay Tae-Hyuk Kim(1987) .....	33
3.3	Risk and the January Effect in the Market for the U.S.Dollar R.S.Rathinasamy Krishna G.Mantripragada & Charmen Loh (1993).....	35
3.4	Turn of the month and pre-holiday effects on stock returns: some international evidence Charles Bram Cadsby & Mitchell Ratner (1992).....	37
3.5	January or April? Tests of the turn of the year effect in the New Zealand stock market Mahendra Raj and David Thurston (1994) .....	39
3.6	Is there an intra-month effect on stock returns in developing stock markets? K I E ANN WONG (1995) .....	41
3.7	The Monthly Effect in International stock markets: Evidence and Implications Denis O. Boudreaux (1995) .....	43
3.7.1	Seasonality in returns on the Chinese stock markets: the case of Shanghai and Shenzhen Rajen Mookerjeea, Qiao Yub(1999).....	44
3.8	Seasonality in the Athens stock exchange T. C. Mills, C. Siriopoylos, R. N. Markellos and D. Harizanis(2000) .....	46
3.9	Seasonality in stock returns and volatility: The Ramadan effect ,Fazal J. Seyyed, Abraham Abraham, Mohsen Al-Hajji(2000) .....	49
3.10	IS THERE SEASONALITY IN THE SENSEX MONTHLY RETURNS? I M Pandey(2002) .....	51
3.11	Emerging stock market Return Seasonality's: the January effect and the tax-loss selling hypothesis Stilianos Fountas and Konstantinos Segredakis (2002) .....	56
3.12	Monthly and semi-annual seasonality in the Irish equity market 1934–2000 Brian M. Lusey and Shane Whelan(2004) .....	59
3.13	Sensex Monthly Return: is there Seasonality? Lazar.D, Julia Priya. A and Dr. Joseph Jeyapaul(2005) .....	60
3.14	The January and size effect on stock returns: More Evidence Vichet Sum(2007) .....	62
3.15	Seasonalities in the Monthly Stock Returns : Evidence from Bangladesh Dhaka Stock Exchange (DSE) Khokan Bepari & Abu Taher Mollik (2009) .....	63
3.16	Seasonality in the Baltic Stock Markets Rasa Norvaisiene, Kurgita Stankeviciene, Austrine Lakstutiene(2015) .....	65
3.17	Calendar anomalies in the Russian stock market Guglielmo Maria Caporalea, Valentina Zakirova(2017).....	67
3.18	Συνοχή προηγούμενων μελετών .....	71
3.19	Συνοπτικός πίνακας εμπειρικών μελετών.....	74
4	ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 .....	80
4.1	Δεδομένα και Μεθοδολογία .....	80
4.1.1	DAX 30 PERFORMANCE - PRICE INDEX.....	81

4.1.2	FRANCE CAC 40 - PRICE INDEX .....	82
4.1.3	IBEX 35 - PRICE INDEX.....	83
4.1.4	FTSE MIB INDEX - PRICE INDEX.....	84
4.1.5	BEL 20 - PRICE INDEX .....	85
4.1.6	AEX INDEX (AEX) - PRICE INDEX.....	86
4.1.7	OMX HELSINKI (OMXH) - PRICE INDEX .....	87
4.1.8	ATX - AUSTRIAN TRADED INDEX - PRICE INDEX.....	88
4.1.9	PORTUGAL PSI-20 - PRICE INDEX.....	89
4.1.10	IRELAND SE OVERALL (ISEQ) - PRICE INDEX.....	90
4.1.11	SLOVAKIA SAX 16 - PRICE INDEX.....	91
4.1.12	LUXEMBOURG SE GENERAL - PRICE INDEX .....	92
4.1.13	MALTA SE MSE - PRICE INDEX .....	93
4.1.14	FTSE/ATHEX LARGE CAP - PRICE INDEX.....	94
4.1.15	OMX TALLINN (OMXT) - PRICE INDEX.....	95
4.2	Υπολογισμός μηνιαίων Αποδόσεων.....	97
4.2.1	Augmented Dickey-Fuller (ADF) test .....	98
4.3	Περιγραφική Στατιστική .....	98
4.4	Jarque Bera - Test .....	101
4.5	Μεθοδολογία .....	101
5	ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 .....	103
5.1	Περιγραφική Στατιστική – Αναλυτικά αποτελέσματα χρηματιστηρικών δεικτών ΓΕΡΜΑΝΙΑ – DAX30 .....	103
5.2	ΓΑΛΛΙΑ - CAC40.....	106
5.3	ΙΣΠΑΝΙΑ – IBEX35 .....	110
5.4	ΙΤΑΛΙΑ – FTSEMIB .....	114
5.5	ΒΕΛΓΙΟ – BGBEL20 .....	118
5.6	ΟΛΛΑΝΔΙΑ - AEX .....	122
5.7	ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ – OMX.....	126
5.8	ΑΥΣΤΡΙΑ - ATX .....	130
5.9	ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ – PSI20 .....	134
5.10	ΙΡΛΑΝΔΙΑ - ISEQ.....	138
5.11	ΣΛΟΒΑΚΙΑ – SAX16 .....	142
5.12	ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ - SE.....	146

5.13	ΜΑΛΤΑ - MSE.....	150
5.14	ΕΛΛΑΔΑ – FTSE-LARGE20 CAP .....	154
5.15	ΕΣΘΟΝΙΑ - ΟΜΧΤΑΙ.....	158
6	ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6 .....	161
6.1	ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ .....	161
6.2	Σύγκριση αποτελεσμάτων έρευνας με παλαιότερες μελέτες .....	164
6.3	Προεκτάσεις της εργασίας .....	165
7	ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ .....	166

## 1 ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

### 1.1 Εισαγωγή

Η θεωρία της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της αγοράς (Efficient Market Hypothesis, EMH –Fama, E.1965) συγκαταλέγεται στους πλέον ερευνημένους τομείς της χρηματοοικονομικής. Η αδύναμη μορφή της όμως δηλώνει ότι δεν είναι δυνατή η πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών με βάση τις προηγούμενες πληροφορίες για τις τιμές αυτών. Μετά τον Eugene Fama (EMH-1965) πολλές έρευνες διεξήχθησαν για τον έλεγχο της θεωρίας της αποτελεσματικής αγοράς με τα πρώτα στοιχεία να είναι πολύ ευνοϊκά για αυτήν. Τα τελευταία χρόνια ωστόσο με τη βαθύτερη ανάλυση των δεδομένων και των αποτελεσμάτων δημιουργήθηκαν ρωγμές στη θεωρία του Fama. Πιο αναλυτικά σε πρόσφατες μελέτες εντοπίστηκαν συστηματικές διακυμάνσεις των τιμών των μετοχών και των αποδόσεων τους, που αναφέρονται ως ημερολογιακές ανωμαλίες. Η επίδραση της εποχικότητας είναι μια από τις σημαντικότερες ημερολογιακές ανωμαλίες. Ένα από τα παραδείγματα εποχικότητας είναι η επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, που σύμφωνα με τους Rozeff & Kinney (1976), το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect) είναι μια εποχιακή ανωμαλία όπου η κεφαλαιαγορά παρουσιάζει σημαντικά υψηλότερες μέσες αποδόσεις στις αποδόσεις των μετοχών τον μήνα του Ιανουαρίου. Οι Haugen και Jorion (1996) παρέχουν στοιχεία που επιβεβαιώνουν την ύπαρξη του αποτελέσματος του Ιανουαρίου, επιπρόσθετα επισημαίνουν ότι η επίδραση του Ιανουαρίου είναι ισχυρότερη στην περίπτωση των μικρών επιχειρήσεων (size effect) σε σχέση με την περίπτωση των καθιερωμένων εταιρειών με υψηλή κεφαλαιοποίηση. Άρρηκτα συνδεδεμένο με το “January effect” είναι το “tax-year end effect”. Συγκεκριμένα στις Η.Π.Α. και στις περισσότερες χώρες της Ευρώπης ο Δεκέμβριος αποτελεί τον μήνα φορολόγησης (tax month). Είναι ευρέως αποδεκτό ότι οι επενδυτές τείνουν να πωλούν τις λιγότερο κερδοφόρες ή και ακόμα ζημιογόνες μετοχές τους κατά τον μήνα φορολόγησης, εν προκειμένω τον Δεκέμβριο, με σκοπό να μειώσουν την φορολόγησή τους. Αυτό όμως έχει σαν αποτέλεσμα να ασκούν μια πίεση στις χρηματαγορές προς τα κάτω με άμεσο αντίκτυπο στις αποδόσεις των μετοχών, οι οποίες με τη σειρά τους υποχωρούν και πέφτουν. Με την αλλαγή όμως του χρόνου και του κλεισίματος του μήνα φορολόγησης οι επενδυτές αρχίζουν να αγοράζουν μετοχές και ωθούν τις τιμές των μετοχών προς τα πάνω, που με τη σειρά τους προκαλούν υψηλότερες αποδόσεις στην αρχή του έτους.

## 1.2 Σκοπός της εργασίας

Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι η έρευνα για την ύπαρξη μηνιαίας εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών και πως αυτή επιδρά εφόσον υπάρχει στις αποφάσεις των επενδυτών, για ένα δείγμα δεκαπέντε ευρωπαϊκών χωρών που περιλαμβάνει τις εξής χώρες: Γερμανία, Γαλλία, Ισπανία, Ιταλία, Βέλγιο, Ολλανδία, Φινλανδία, Αυστρία, Πορτογαλία, Ιρλανδία, Σλοβακία, Λουξεμβούργο, Μάλτα, Ελλάδα, και Εσθονία.

## 1.3 Περιορισμοί της εργασίας

Λόγω του ότι η εποχικότητα είναι πιο ανιχνεύσιμη σε γενικούς δείκτες αγοράς ή μεγάλα χαρτοφυλάκια μετοχών παρά σε μεμονωμένες μετοχές, η παρούσα μελέτη εξετάζει τους ακόλουθους χρηματιστηριακούς δείκτες όπως απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα για την χρονική περίοδο Ιανουάριο 2004 έως Δεκέμβριο 2017.

Η συλλογή των δεδομένων πραγματοποιήθηκε από τη Βάση δεδομένων DataStream ,αφορά τις μηνιαίες τιμές κλεισίματος των δεικτών και η επεξεργασία αυτών έγινε στο πρόγραμμα Ms office Excel και στα στατιστικά πακέτα gretl και Eviews6.

ΧΩΡΑ	ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ	ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ
Γερμανία	DAXINDEX	2004-2017
Γαλλία	FRCAC40	2004-2017
Ισπανία	IBEX35I	2004-2017
Ιταλία	FTSEMIB	2004-2017
Βέλγιο	BGBEL20	2004-2017
Ολλανδία	AMSTEOE	2004-2017
Φινλανδία	HEXINDEX	2004-2017
Αυστρία	ATXINDEX	2004-2017
Πορτογαλία	POPSI20	2004-2017
Ιρλανδία	ISEQUIT	2004-2017
Σλοβακία	SXSAX16	2004-2017
Λουξεμβούργο	LUXGENI	2004-2017



Μάλτα	MALTAIX	2004-2017
Ελλάδα	FTASE20	2004-2017
Εσθονία	ESTALSE	2004-2017

## 2 ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

Το παρόν κεφάλαιο επιδιώκει την παρουσίαση μεθόδων αξιολόγησης, ανάλυσης αξιογράφων και σύνθεσης χαρτοφυλακίων σύμφωνα με τη σύγχρονη θεωρία Χαρτοφυλακίου.

### 2.1 Εισαγωγή στις βασικές έννοιες

Υποθέσεις σύμφωνα με τη σύγχρονη θεωρία Χαρτοφυλακίου - Harry Markowitz (1952):

1. Οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο (λαμβάνουν κίνδυνο αλλά επιζητούν αναμενόμενη απόδοση ανάλογη του κινδύνου).
2. Οι επενδυτές λαμβάνουν αποφάσεις κάνοντας χρήση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών και των κινδύνων των αποδόσεων.
3. Μεταξύ 2 μετοχών με την ίδια αναμενόμενη απόδοση οι επενδυτές επιλέγουν τη μετοχή με το μικρότερο κίνδυνο.
4. Μεταξύ 2 μετοχών με τον ίδιο κίνδυνο οι επενδυτές επιλέγουν τη μετοχή με τη μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση.

Ορισμοί:

Ένα χαρτοφυλάκιο θα μπορούσε να οριστεί ως ένα καλάθι από διάφορα επενδυτικά προϊόντα, δηλαδή ένα σύνολο επενδυτικών τοποθετήσεων (ενδεικτικά και όχι περιοριστικά μετοχές, ομόλογα, προθεσμιακές καταθέσεις κτλ), το οποίο χαρακτηρίζεται από τις σταθμίσεις (αναλογίες) των προϊόντων, που το απαρτίζουν.

Σκοπός της σύνθεσης χαρτοφυλακίων είναι η διασπορά του κινδύνου. Αποδεικνύεται, ότι η μεταβλητότητα των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου είναι μικρότερη από τη μεταβλητότητα των αποδόσεων των μεμονωμένων περιουσιακών στοιχείων από τα οποία συντίθεται. Αυτό λαμβάνει χώρα όταν διαρθρώνουμε επαρκώς διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια ανάμεσα σε μη συσχετιζόμενα επενδυτικά προϊόντα.

Με τη διαφοροποίηση είμαστε σε θέση να μειώνουμε το συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, ο οποίος αποτελεί το άθροισμα των συστηματικών και των μη συστηματικών κινδύνων. Σημειώνεται ότι οι μη συστηματικοί κίνδυνοι των μεμονωμένων περιουσιακών στοιχείων δύναται να μειωθούν έως και να μηδενιστούν. Αντιθέτως, ο συστηματικός κίνδυνος δεν δύναται να εξαιρεθεί μέσω της διαφοροποίησης.

Η διαχείριση του χαρτοφυλακίου ανάγεται σε πολύπλευρο πρόβλημα. Η ανάλυση των υποψήφιων μετοχών θα πρέπει να αξιολογηθούν με πολλαπλά κριτήρια τόσο ποσοτικών, όσο και ποιοτικών. Η εξέταση των κριτηρίων απαιτεί διαστρωματική και διαχρονική σύγκριση, προκειμένου να εξαχθούν ορθά συμπεράσματα. Η σύνθεση του χαρτοφυλακίου (ήτοι οι σταθμίσεις των μετοχών, που θα συμπεριληφθούν στο χαρτοφυλάκιο) μας φέρνει αντιμέτωπους με ένα πλήθος πραγματοποιήσιμων χαρτοφυλακίων.

Μεθοδολογία:

Η αξιολόγηση των μετοχών, εξαρτάται από μία πληθώρα παραγόντων (χρηματιστηριακών, χρηματοοικονομικών κ.α. μεταξύ των οποίων και ποιοτικών).

Αναλυτικότερα, τα ποιοτικά κριτήρια συνίστανται ενδεικτικά τα κατωτέρω:

- Χρόνια λειτουργίας εταιρείας.
- Brand name
- Προσέλκυση θεσμικών επενδυτών
- Διοικητικό προσωπικό και στελέχη (επίπεδο μόρφωσης των μελών της διοικήσεως καθώς και χρόνος παραμονής στην εταιρία)
- Κουλτούρα
- Καινοτομίες
- Πελατεία
- Μεριδίδια αγοράς
- Μέγεθος εταιρείας
- Μερισματική πολιτική (ετήσια αύξηση μερίσματος αλλά και διατήρηση της αύξησής αυτής)

## 2.2 Ποσοτικά κριτήρια

Τα ποσοτικά κριτήρια συνίστανται στα κατωτέρω:

### 2.2.1 Χρηματοοικονομικούς Δείκτες

Ανάλυση ισολογισμών, κατάσταση αποτελεσμάτων χρήσεως, αριθμοδεικτών κτλ.

### 2.2.2 Χρηματιστηριακοί - Επενδυτικοί Δείκτες

Χρηματιστηριακή αξία της εταιρείας, η οποία υποδεικνύει το συνολικό τίμημα, που θα έπρεπε να πληρώσει κάποιος, προκειμένου να αποκτήσει όλες τις κοινές μετοχές μιας εταιρείας, υπολογίζεται ως εξής:

$$XA = n * P \quad (2.1)$$

Όπου,

$n$  ο αριθμός των κοινών μετοχών της εταιρείας σε κυκλοφορία και  $P$  η τρέχουσα χρηματιστηριακή τιμή (κλεισίματος) της μετοχής.

Ο εν λόγω δείκτης συμβάλει αποτελεσματικά στην κατάταξη όλων των εταιρειών του χρηματιστηρίου σε Υψηλής (large cap), Μεσαίας (mid cap) και Μικρής (small cap) κεφαλαιοποίησης / χρηματιστηριακής αξίας. Ο λόγος, που καθιστά τη συγκεκριμένη κατάταξη των εταιρειών σημαντική, συνίσταται στο ότι αναδεικνύει μια αντίστροφη σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής αξίας μιας εταιρείας με τη μεταβλητότητα των αποδόσεων της μετοχής της. Επομένως οι εταιρείες, που ανήκουν στην κατηγορία large cap, θεωρούνται περισσότερο ασφαλείς, συνεπώς συνοδεύονται από μικρότερο κίνδυνο και αποδόσεις. Γενικώς μια μεμονωμένη τιμή της χρηματιστηριακής αξίας μιας εταιρείας σε κάποια δεδομένη χρονική στιγμή δεν προσφέρει χρήσιμες πληροφορίες. Για να αξιοποιηθεί η πληροφόρηση θα πρέπει να εισάγουμε την διαχρονική και διαστρωματική σύγκριση της χρηματιστηριακής αξίας μεταξύ διάφορων εταιρειών καθώς και με το μέσο όρο του κλάδου, που ανήκει .

Δείκτης τιμής μετοχής προς κέρδη ανά μετοχή, στον αριθμητή βρίσκεται η τρέχουσα χρηματιστηριακή τιμή της μετοχής και στον παρονομαστή τα κέρδη ανά μετοχή. Ο υπολογισμός του κέρδους ανά μετοχή, προκύπτει από το πηλίκο των συνολικών κερδών μιας διαχειριστικής περιόδου, με τον αριθμό των κοινών μετοχών, που βρίσκονται σε κυκλοφορία.

$$(P/E) = P/EPS = \text{Χρηματιστηριακή αξία ανά μετοχή} / \text{καθαρά κέρδη κοινών μετοχών ανά μετοχή}, \quad (2.2)$$

Όπου,

$$EPS = \text{Καθαρά κέρδη κοινών μετοχών} / \text{Αριθμός Κοινών Μετοχών σε Κυκλοφορία}$$

Η ερμηνεία του δείκτη  $P/E$  συνίσταται στον αριθμό των χρηματικών μονάδων, που πρέπει να πληρώσουμε, προκειμένου να αγοράσουμε 1€ κέρδος ανά μετοχή. Η σύγκριση του λόγου  $P/E$  επιτυγχάνεται σε εταιρείες, που ανήκουν στον ίδιο κλάδο, άλλα και με το μέσο όρο του κλάδου, ώστε να διαπιστώσω εάν αγοράζω το κέρδος ανά μετοχή πιο φθηνά. Η πλέον ελκυστική εταιρεία θα είναι αυτή με την χαμηλότερη τιμή του εν λόγω δείκτη, εφόσον η εταιρεία είναι υγιής. Μάλιστα, μια εταιρεία με μικρό  $P/E$ , θα έχει μεγάλο λόγο  $E/P$ .

Μειονέκτημα του δείκτη αποτελεί το γεγονός ότι δεν μου παράσχει στοιχεία για τη μελλοντική αύξηση των κερδών της εταιρείας και δεν μπορεί να υπολογιστεί όταν το  $E$  είναι μηδενικό ή αρνητικό.

### 2.2.3 Δείκτης PEG (price to earnings - Growth).

Ο συγκεκριμένος δείκτης επιλύει το μειονέκτημα αναφορικά με το ρυθμό αύξησης των κερδών. Δείχνει πόσα χρήματα πρέπει να δαπανήσουμε προκειμένου να αγοράσουμε 1€ της μελλοντικής αύξησης των κερδών μιας εταιρείας και υπολογίζεται:

$$PEG = \frac{P}{\frac{E}{g}} \quad (2.3)$$

Γενικώς, όσο πιο μικρή η τιμή του PEG σε σύγκριση με τη μονάδα, τόσο πιο ελκυστική χαρακτηρίζεται η μετοχή, καθότι υποδεικνύει 2 πιθανά σενάρια: i) η μετοχή είναι υποτιμημένη ή ii) αναμένεται εύλογος ρυθμός αύξησης των κερδών. Στην αντίθετη περίπτωση που ο δείκτης είναι μεγαλύτερος της μονάδας, ενδεχομένως πρόκειται για υπερεκτιμημένη μετοχή. Το g (ρυθμός αύξησης των κερδών) υπολογίζεται i) με ιστορικά δεδομένα των τελευταίων 5 ετών, ii) οικονομικά υποδείγματα και iii) με χρήση πολλαπλής παλινδρόμησης.

### 2.2.4 Μερισματική απόδοση.

Ως Μερισματική απόδοση ορίζεται ως ο λόγος του μερίσματος ανά μετοχή την ημέρα της καταβολής του προς τη χρηματιστηριακή τιμή της μετοχής την ημέρα της αγοράς από τον επενδυτή:

$$DY_t = DP_{St} / P_{t-1} \quad (2.4)$$

Όπου,

$$\frac{DP_{St}}{\text{Αριθμός Κοινών Μετοχών σε Κυκλοφορία}} = \text{Καθαρά κέρδη προς διάθεση ως Μέρισμα/}$$

Γενικώς, όσο μεγαλύτερος ο λόγος τόσο πιο ελκυστική η μετοχή, με την επισήμανση ότι τα υψηλά μερίσματα δεν αντανakλούν πάντοτε υγιείς επιχειρήσεις. Διότι εάν από τα καθαρά κέρδη το μεγαλύτερο μέρος διανέμεται ως μέρισμα στους μετόχους, ένα μικρό κλάσμα των κερδών επανεπενδύεται στην εταιρεία για την εξασφάλιση της αναπτυξιακής δυναμικής της.

### 2.2.5 2.5 Δείκτης τιμής προς πωλήσεις ανά μετοχή (P/SPS)

Στο Δείκτη τιμής προς πωλήσεις ανά μετοχή (P/SPS), στον αριθμητή του κλάσματος θέτουμε την τρέχουσα χρηματιστηριακή τιμή της μετοχής και στον παρονομαστή τις πωλήσεις ανά μετοχή

$$P/SPS = \text{Χρηματιστηριακή αξία ανά μετοχή/}$$

### Πωλήσεις ανά μετοχή (2.5)

όπου,

$$\text{SPS} = \frac{\text{Πωλήσεις (κύκλος εργασιών)}}{\text{Αριθμός κοινών μετοχών}} \quad (2.6)$$

Εφόσον ο λόγος P/SPS είναι υψηλός, υποδεικνύει ότι ίσως πρόκειται για υπερτιμημένη μετοχή, ως εκ τούτου επιλέγουμε μετοχές με το μικρότερο δυνατό λόγο.

#### 2.2.6 Δείκτης τιμής προς λογιστική αξία

Ο Δείκτης τιμής προς λογιστική αξία, χρησιμοποιείται για να υποδείξει εάν κάποια μετοχή ενδέχεται να είναι υποτιμημένη, υπερτιμημένη ή κανονικά αποτιμημένη και υπολογίζεται ως εξής:

$$\text{P/BV} = \frac{\text{Χρηματιστηριακή αξία ανά μετοχή}}{\text{Λογιστική αξία ανά μετοχή}} \quad (2.7)$$

Όπου,

$$\text{BV} = \frac{\text{Καταβεβλημένο μετοχικό κεφάλαιο}}{\text{Αριθμός κοινών μετοχών σε κυκλοφορία}} \quad (2.8)$$

Υποδεικνύει πόσα χρήματα δαπανώ προκειμένου να αγοράσω 1€ της λογιστικής αξίας ανά μετοχή. Εφόσον ο λόγος είναι υψηλός, υποδεικνύει ότι ίσως πρόκειται για υπερτιμημένη μετοχή, ως εκ τούτου επιλέγουμε μετοχές με το μικρότερο δυνατό λόγο.

#### 2.2.7 Δείκτης εμπορευσιμότητας

Ο Δείκτης εμπορευσιμότητας, δείχνει τη δύναμη της εμπορευσιμότητας των μετοχών μιας εταιρείας και ορίζεται με τον λόγο του κλάσματος των μετοχών που άλλαξαν χέρια στη διάρκεια μια λογιστικής χρήσης προς τον αριθμό των κοινών μετοχών της εταιρείας.

Όσο μεγαλύτερος είναι ο λόγος αυτός τόσο πιο εμπορεύσιμη θα είναι η μετοχή της εταιρείας, οπότε μικρότερη και η πιθανότητα ένας επενδυτής να μην μπορεί να ρευστοποιήσει σε κάποια δεδομένη χρονική στιγμή τις μετοχές, ελλείψει διαθέσιμων αγοραστών. Γενικά υψηλός δείκτης εμπορευσιμότητας αποτελεί έναν από τους καλύτερους δείκτες για έναν επενδυτή, διότι υποδεικνύει ότι σε μια περίοδο οικονομικής καμψής ή κρίσης μπορεί εύκολα να ρευστοποιήσει τις μετοχές του.

## 2.3 Στατιστικά κριτήρια

Στην ενότητα αυτή θα μελετήσουμε την αναμενόμενη απόδοση μίας μετοχής βάσει ιστορικών δεδομένων, τη διακύμανση, την τυπική απόκλιση των αποδόσεων, τη συνδιακύμανση τους, το συντελεστή συσχέτισης και το συντελεστή μεταβλητότητας. Εκ των ανωτέρω στατιστικών μεγεθών η συνδιακύμανση και ο συντελεστής συσχέτισης εκφράζουν την αλληλεπίδραση των αποδόσεων των μετοχών και τη συνεισφορά τους στον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου.

### 2.3.1 Αναμενόμενη απόδοση $E(R)$

Ως αναμενόμενη απόδοση εννοούμε το κέρδος, που αναμένεται να αποκομίσει ένας επενδυτής, από την επένδυση του σε ένα περιουσιακό στοιχείο για μία συγκεκριμένη χρονική περίοδο.

Συγκεκριμένα, η αναμενόμενη τιμή ενός περιουσιακού στοιχείου, π.χ. μίας μετοχής  $i$  θα ισούται με το σταθμικό μέσο όρο όλων των πιθανών αποδόσεων ( $R_{i,k}$ ). Ως συντελεστής στάθμισης κάθε δυνατού αποτελέσματος χρησιμοποιείται η αντίστοιχη πιθανότητα εμφάνισης ( $P_k$ ) της απόδοσης. Ως εκ τούτου, η αναμενόμενη απόδοση θα προέρχεται από άθροισμα των γινομένων κάθε δυνατής τιμής απόδοσης με την πιθανότητα με την οποία είναι συνδεδεμένη:

$$E_{(R_i)} = \sum P_k * R_{i,k} \quad (2.9)$$

### 2.3.2 Διακύμανση και τυπική απόκλιση

Ως κίνδυνο ορίζουμε την κατά μέσο όρο απόκλιση της πραγματοποιούμενης απόδοσης  $R_t$  από την μέση αναμενόμενη τιμή  $E_{(R_t)}$ . Η απόκλιση αυτή μπορεί είτε προς τα πάνω, που συνεπάγεται ανατίμηση του επενδυόμενου κεφαλαίου, είτε προς τα κάτω, οπότε συνδέεται με απώλεια επενδυόμενου κεφαλαίου. Έχοντας στη διάθεσή μας τις ιστορικές αποδόσεις  $R_{i,t}$  (ημερήσιες, εβδομαδιαίες, μηνιαίες κτλ) μίας μετοχής  $i$  για το σύνολο των  $T$  περιόδων, μπορούμε να υπολογίσουμε την κατά μέσο όρο απόκλιση των πραγματοποιηθέντων αποδόσεων  $R_{i,t}$  από τη μέση ιστορική απόδοση  $R_i$

$$\sigma^2_{(R_i)} = \frac{1 * \sum (R_{i,t} - R_i)^2}{T - 1} \quad \text{ή} \quad \sigma^2_{(R_i)} = \sum P_k * [R_{i,k} - E_{(R_i)}]^2 \quad (2.10)$$

Στην περίπτωση, που έχουμε στη διάθεσή μας ιστορικά δεδομένα για τις αποδόσεις, η τυπική απόκλιση  $\sigma_{(R_i)}$  (κίνδυνος) μπορεί να υπολογιστεί με τη βοήθεια της τετραγωνικής ρίζας της διακύμανσης. Η τυπική απόκλιση βοηθάει τους ορθολογικούς επενδυτές στη λήψη επενδυτικών αποφάσεων μεταξύ χρηματοοικονομικών τίτλων, που φέρουν τον ίδιο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης, προκειμένου να επιλέξει τους τίτλους με τη χαμηλότερη τυπική απόκλιση.

Ωστόσο, δεν παραμένει αποτελεσματικό σε περιπτώσεις αξιογράφων με διαφορετική μέση αναμενόμενη τιμή και τυπική απόκλιση.

### 2.3.3 Συντελεστής Μεταβλητότητας CV

Υπολογίζεται ως ο λόγος της τυπικής απόκλισης μετοχής  $i$  προς την αναμενόμενη τιμή της, ήτοι:

$$CV = (\sigma_{(Ri)}) / (E_{(Ri)}) \quad (2.11)$$

Ως εκ τούτου, ο συντελεστής μεταβλητότητας μετράει τον κίνδυνο ανά μονάδα απόδοσης. Οι επενδυτές θα επενδύσουν σε μετοχικούς τίτλους με τον μικρότερο συντελεστή μεταβλητότητας, ο οποίος υποδεικνύει την ύπαρξη χαμηλότερου κινδύνου ή υψηλότερης αναμενόμενης απόδοσης. Εναλλακτικά, μπορώ να χρησιμοποιήσω το  $1/CV$ , το οποίο μετρά την απόδοση ανά μονάδα κινδύνου, ήτοι ψηλότερος δείκτης, σημαίνει την ύπαρξη χαμηλότερου κινδύνου ή υψηλότερης αναμενόμενης απόδοσης.

### 2.3.4 Συνδιακύμανση αποδόσεων $\sigma_{i,j} = \text{Cov}(R_i, R_j)$

Η συνδιακύμανση βοηθάει στη σύνθεση διαφοροποιημένων χαρτοφυλακίων. Υφίστανται αλληλεπιδράσεις μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών, οι αλληλεπιδράσεις υπολογίζονται ανά δύο μετοχές και το στατιστικό μέτρο που χρησιμοποιείται κατά τη διαδικασία αυτή ονομάζεται συνδιακύμανση.

Η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων 2 μετοχών  $i$  &  $j$ , υπολογίζεται ως ο αριθμητικός μέσος του γινομένου της απόκλισης της απόδοσης κάθε μετοχής από τη μέση αναμενόμενη απόδοσή της, ήτοι:

$$\sigma_{i,j} = \text{COV}_{(R_i, R_j)} = E[R_{(i,t)} - E_{(R_i)}] * [R_{(j,t)} - E_{(R_j)}] \quad (2.12)$$

Το εν θέματι στατιστικό μέτρο ανά δύο μετοχές, δείχνει την κατεύθυνση στην οποία κινούνται οι αποδόσεις τους.

Διακρίνονται 3 περιπτώσεις συνδιακύμανσης ως κατωτέρω:

1.  $\sigma_{i,j} > 0$  θετική συνδιακύμανση, που σημαίνει ότι οι αποδόσεις των 2 μετοχών κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση.
2.  $\sigma_{i,j} < 0$  αρνητική συνδιακύμανση, που σημαίνει ότι οι αποδόσεις των 2 μετοχών κινούνται προς αντίθετη κατεύθυνση.
3.  $\sigma_{i,j} = 0$  σημαίνει ότι οι 2 αποδόσεις είναι γραμμικά ανεξάρτητες.

Εμπειρικά για το 90% των μετοχών ισχύει η θετική συνδιακύμανση. Ενώ περιπτώσεις αρνητικής συνδιακύμανσης υφίστανται για πολύ μικρό δείγμα



αποδόσεων π.χ. 2 εβδομάδες ή σε μετοχές που διαπραγματεύονται σε Χρηματιστήρια διαφορετικών κρατών.

Μειονέκτημα της συνδιακύμανσης αποτελεί η αδυναμία της να παρουσιάσει πόσο ισχυρή είναι η σχέση μεταξύ των 2 αποδόσεων.

### 2.3.5 Συντελεστής συσχέτισης $\rho_{i,j}$

Ο εν λόγω στατιστικός δείκτης καλύπτει το μειονέκτημα της συνδιακύμανσης και παρέχει 2 πληροφορίες i) την κατεύθυνση, που κινούνται οι αποδόσεις και ii) την ισχύ της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων και υπολογίζεται ως κάτωθι:

$$\rho_{i,j} = \frac{\text{Cov}(R_i, R_j)}{\sigma_{(R_i)} * \sigma_{(R_j)}} \quad (2.13)$$

Ο συντελεστής συσχέτισης λαμβάνει τιμές από -1 έως +1 και διακρίνουμε 5 περιπτώσεις:

1.  $\rho_{i,j}=0$ , το σύνολο των ζευγών των αποδόσεων, βρίσκονται στην ίδια ευθεία, που έχει θετική κλίση (τέλεια θετική συσχέτιση - θεωρητική περίπτωση).
2.  $0 < \rho_{i,j} < 1$  το σύνολο των ζευγών των αποδόσεων βρίσκονται γύρω από την ευθεία, που έχει θετική κλίση (εμπειρικά συμβαίνει σε πολλά χρηματιστήρια και για πολλές περιπτώσεις μετόχων).
3.  $\rho_{i,j}=0$  δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ των αποδόσεων (ασυσχέτιστες γραμμικά - σπάνια περίπτωση).
4.  $-1 < \rho_{i,j} < 0$ , το σύνολο των ζευγών βρίσκονται γύρω από την ευθεία, που έχει αρνητική κλίση (εμπειρικά εμφανίζεται μεταξύ χρηματιστηριακών μετοχών διαφορετικών χωρών).
5.  $\rho_{i,j} = -1$ , το σύνολο των ζευγών των αποδόσεων, βρίσκονται στην ίδια ευθεία, που έχει αρνητική κλίση (τέλεια αρνητική συσχέτιση - θεωρητική περίπτωση).

Κανόνας: για τη σύνθεση του χαρτοφυλακίου, ο ορθολογικός επενδυτής επιλέγει μετοχές με μικρή θετική συσχέτιση ή αρνητική συσχέτιση, προκειμένου να μειωθεί ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου

Σημειώνεται ότι για τους στατιστικούς δείκτες υποθέτουμε κανονικά κατανεμημένες αποδόσεις

## 2.4 Ανάλυση Χαρτοφυλακίων

Το δεύτερο στάδιο της θεωρίας χαρτοφυλακίου συνίσταται στην ανάλυση χαρτοφυλακίων, με την οποία τελικά θα καταλήξουμε στην επιλογή του άριστου για την περίπτωση του εκάστοτε επενδυτή χαρτοφυλακίου.

Ειδικότερα, κάθε διαφορετικό χαρτοφυλάκιο παρουσιάζει κάποια αναμενόμενη απόδοση και επιπρόσθετα κάποιο βαθμό κινδύνου. Κύρια επιδίωξη ενός επενδυτή είναι η μεγιστοποίηση της αναμενόμενης απόδοσης και η ελαχιστοποίηση του κινδύνου. Όσο πιο αποτελεσματική είναι η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου, τόσο μεγαλύτερη η πιθανότητα επίτευξης της προαναφερθείσας επιδίωξης.

Για να ορίσω την ποσοστιαία απόδοση μιας περιόδου για ένα χαρτοφυλάκιο υπάρχουν 2 τρόποι:

1. υπολογίζεται ως το άθροισμα της κεφαλαιακής και της μερισματικής απόδοσης

Σημειώνεται ότι ως απόδοση ενός μετοχικού τίτλου ορίζουμε το άθροισμα της κεφαλαιακής και της μερισματικής του απόδοσης. Κεφαλαιακή απόδοση ορίζεται ως ο λόγος, με αριθμητή τη διαφορά μεταξύ της αρχικής τιμής της μετοχής από την τελική και παρονομαστική την αρχική τιμή της. Μερισματική απόδοση ορίζεται ως ο λόγος του μερίσματος προς την τιμή της μετοχής της προηγούμενης περιόδου. (οι υπολογισμοί θα πρέπει να πραγματοποιούνται με στοιχεία, που αφορούν τις ίδιες χρονικές περιόδους π.χ. ημερήσια, μηνιαία κτλ).

2. ισούται με το σταθμικό μέσο των αποδόσεων των μετοχών του, με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης στις μετοχές, που το απαρτίζουν, Τα σταθμά ενός χαρτοφυλακίου αθροίζουν στη μονάδα.

### Υποδείγματα παραγωγής αποδόσεων Χαρτοφυλακίου

Υποθέτοντας ότι οι αποδόσεις των μετοχών ενός χαρτοφυλακίου ακολουθούν κανονική κατανομή δύναται να μεταβούμε σε υποδείγματα παραγωγής αποδόσεων χαρτοφυλακίου. Η χρησιμότητα των εν λόγω υποδειγμάτων έγκειται στον υπολογισμό των αναμενόμενων αποδόσεων και τυπικών αποκλίσεων, ήτοι χρησιμοποιούνται για να μετρήσουμε τα αναμενόμενα κέρδη και κινδύνους

### Συνεισφορά μετοχών στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου

Σε επίπεδο χαρτοφυλακίου, δεν μας ενδιαφέρει η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος μίας μεμονωμένης μετοχής, αλλά η συνεισφορά της στην αναμενόμενη απόδοση και στο κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

Η συνεισφορά μίας μετοχής υπό στοιχεία 1 στην αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου, που απαρτίζεται από 2 μετοχές, συνίσταται στο πρώτο μέρος του αθροίσματος της κατωτέρω ισότητας:

$$E(R_p) = x_1 * E(R_1) + x_2 * E(R_2) \quad (2.14)$$

Αντιστοίχως, η συνεισφορά μίας μετοχής υπό στοιχεία 1 στον κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου, που απαρτίζεται από 2 μετοχές, συνίσταται στο πρώτο μέρος του αθροίσματος της κατωτέρω ισότητας:

$$\sigma^2_{(Rp)} = x_1(x_1 * \sigma_1^2 + x_2 * \sigma_{1,2}) + x_2(x_2 * \sigma_2^2 + x_1 * \sigma_{1,2}) \quad (2.15)$$

*Συμπερασματικά θα πρέπει να επιλέγω μετοχές, που συνεισφέρουν το δυνατό λιγότερο στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου και το μέγιστο δυνατό στην αναμενόμενη απόδοση.*

### Συντελεστής Beta

Ο συντελεστής beta μιας μετοχής μετρά την ευαισθησία (μεταβλητότητα) της εν λόγω μετοχής σε σχέση με τη διακύμανση του χαρτοφυλακίου. Υπολογίζεται διαιρώντας την μεταβολή μιας μετοχής με την μεταβολή του χαρτοφυλακίου για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο.

Ο τύπος του beta είναι ο ακόλουθος:

$$\beta = \frac{\sigma_{1p}}{\sigma^2_{(Rp)}} \quad (2.16)$$

Οι επενδυτές, που αποστρέφονται τον κίνδυνο θα πρέπει να επιλέγουν μετοχές οι οποίες έχουν  $\beta < 1$ , διότι χαρακτηρίζονται ως αμυντικές. Αντίστροφα, οι επενδυτές, που επιδιώκουν τον κίνδυνο θα πρέπει να επιλέξουν μετοχές με  $\beta > 1$ , διότι αυτές χαρακτηρίζονται ως επιθετικές.

Γενικεύοντας το αποτέλεσμα συμπεραίνετε ότι ο σταθμικός μέσος των betas των N μετοχών ενός χαρτοφυλακίου ισούται με τη μονάδα. Ως εκ τούτου, τα beta ορισμένων μετοχών θα είναι μεγαλύτερα της μονάδας και των υπολοίπων μικρότερα της μονάδας.

## 2.5 Συστηματικός και μη συστηματικός κίνδυνος

Ο συνολικός κίνδυνος ενός αξιογράφου και κατά συνέπεια ενός χαρτοφυλακίου αποτελείται από δυο τμήματα, τον συστηματικό κίνδυνο και τον μη συστηματικό κίνδυνο. Ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαλείφει ή τουλάχιστον το μεγαλύτερο μέρος αυτού να μειωθεί και να προσεγγίσει το μηδέν εάν έχουμε ένα χαρτοφυλάκιο με αρκετά αξιόγραφα.

Ο συστηματικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες όπως η φορολογία, ο πληθωρισμός, οι διεθνείς οικονομικές και πολιτικές κρίσεις που επηρεάζουν όλες τις μετοχές. Ο κίνδυνος αυτός δεν μπορεί να εξαλειφθεί και αναφέρεται και σαν κίνδυνος της αγοράς. Όταν σχηματίζεται ένα χαρτοφυλάκιο καλά διαφοροποιημένο ο συστηματικός κίνδυνος μπορεί απλά να μειωθεί.

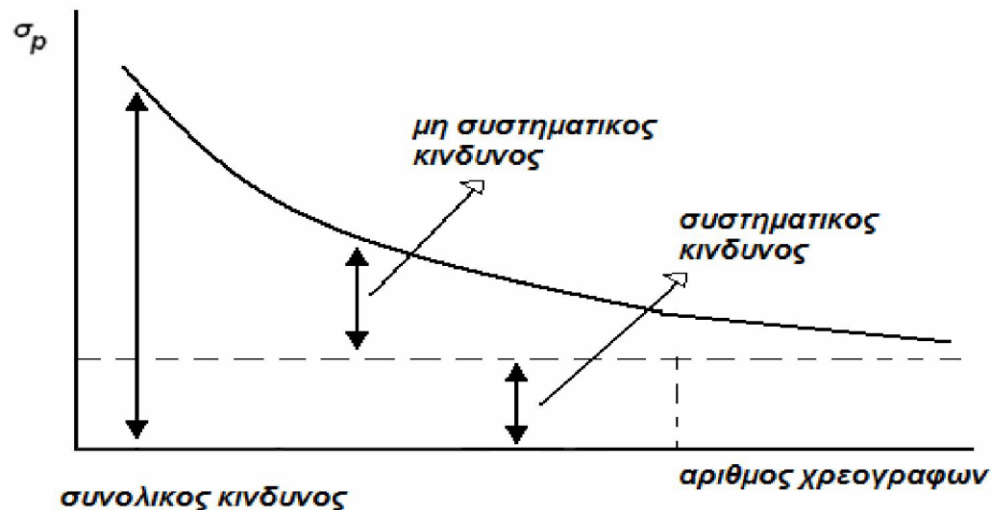
Ο μη συστηματικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες που επηρεάζουν ειδικά μια εταιρεία και κατά επέκταση την μετοχή της, όπως το καλό μάρκετινγκ, η ανάληψη ενός μεγάλου έργου. Ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαλειφθεί. Αυτό συμβαίνει γιατί δυσάρεστα γεγονότα για μια εταιρία της οποίας οι μετοχές περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο, αντισταθμίζονται από ευχάριστα γεγονότα για μια άλλη εταιρεία.

Όσο μικρότερη είναι η συνεισφορά του μη συστηματικού κινδύνου στον ολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, τόσο καλύτερα διαφοροποιημένο είναι το χαρτοφυλάκιο.

Η διακύμανση της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου χωρίζεται ως αναφέρεται ανωτέρω σε 2 μέρη, το πρώτο σκέλος στα δεξιά της κατωτέρω ισότητας είναι ο μη συστηματικός κίνδυνος και το δεύτερο ο συστηματικός:

$$\sigma^2_{(Rp)} = \sum x_i^2 \sigma^2_{(Ri)} + \sum \sum x_i x_j \sigma_{i,j} \quad (2.17)$$

Διάγραμμα 2.1: Συνολικός κίνδυνος χαρτοφυλακίου



### Διαφοροποίηση κινδύνου και άριστο χαρτοφυλάκιο

Η διαφοροποίηση κινδύνου δεν σημαίνει ελαχιστοποίησή του. Ως εκ τούτου κάθε επενδυτής επιθυμεί πέραν από τη διαφοροποίηση, να επιτύχει και ελαχιστοποίηση του κινδύνου στο χαρτοφυλάκιο του. Μάλιστα ένα χαρτοφυλάκιο μπορεί να είναι ελαχίστου κινδύνου αλλά μη επαρκώς διαφοροποιημένο, αντίστροφα ένα χαρτοφυλάκιο μπορεί να είναι καλά διαφοροποιημένο αλλά να μην έχει τον ελάχιστο κίνδυνο.

Το άριστο χαρτοφυλάκιο προσαρμοσμένο στο προφίλ κάθε επενδυτή, είναι ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο με τον ελάχιστο δυνατό κίνδυνο.

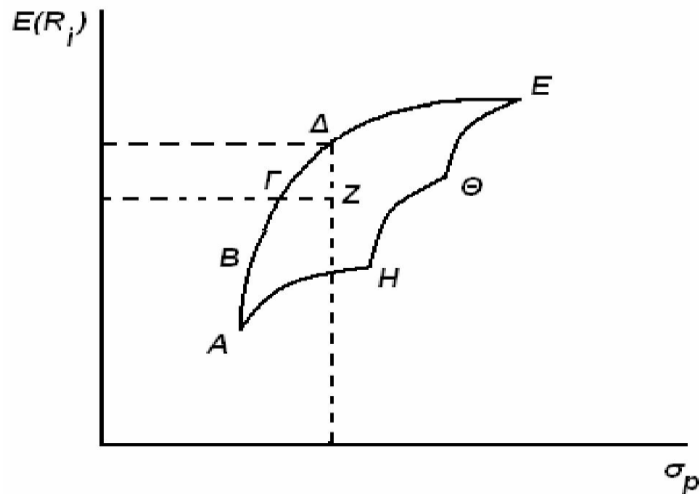
Αναλυτικότερα, εφόσον υπάρχουν  $N$  χρεόγραφα διαθέσιμα για κάθε επενδυτή, μπορούν να γίνουν άπειροι συνδυασμοί μεταξύ τους και να σχηματιστούν άπειρα χαρτοφυλάκια. Ο επενδυτής για να καταλήξει στο ιδανικό για εκείνον χαρτοφυλάκιο δεν χρειάζεται να εκτιμήσει όλα τα χαρτοφυλάκια χάρη στο Θεώρημα των Αποτελεσματικών Συνδυασμών. Τα χαρτοφυλάκια αυτά λέγονται αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια. Επομένως, αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο λέγεται εκείνο το οποίο σε δεδομένο επίπεδο κινδύνου παρέχει τη μεγαλύτερη απόδοση και σε δεδομένη απόδοση έχει το μικρότερο κίνδυνο.

Σύμφωνα με αυτό το θεώρημα, ένας επενδυτής θα επιλέξει από το σύνολο των δυνατών χαρτοφυλακίων, το χαρτοφυλάκιο εκείνο το οποίο:

1. του προσφέρει την μέγιστη προσδοκώμενη απόδοση για διάφορα επίπεδα κινδύνου και

2. του προσφέρει τον μικρότερο κίνδυνο για διάφορα επίπεδα προσδοκώμενης απόδοσης.
3. Το σύνολο όλων των δυνατών χαρτοφυλακίων που πληρούν τις πιο πάνω προϋποθέσεις ονομάζεται Σύνορο Αποτελεσματικών Συνδυασμών.

Διάγραμμα 2.2: Επιλογή αρίστου χαρτοφυλακίου



Στο ανωτέρω διάγραμμα σχηματίζονται όλα τα δυνατά χαρτοφυλάκια όπως αυτά διαγράφονται βάση των σχέσεων αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Το σύνολο αυτών των εφικτών συνδυασμών έχει την μορφή ομπρελάς στους άξονες της αναμενόμενης απόδοσης (κάθετος άξονας) και του κινδύνου (οριζόντιος άξονας). Τα σημεία A, B, Γ, Δ, E, Z, H, Θ δείχνουν μερικά από τα χαρτοφυλάκια. Από όλα τα χαρτοφυλάκια πιο αποδοτικά είναι εκείνα που βρίσκονται στο "βόρειοδυτικότερο" μέρος της καμπύλης των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων μεταξύ A και E. Όλα τα άλλα χαρτοφυλάκια είναι αναποτελεσματικά. Για παράδειγμα, το Γ χαρτοφυλάκιο υπερέχει του Θ γιατί προσφέρει την ίδια απόδοση με μικρότερο κίνδυνο. Αντίστοιχα το Δ χαρτοφυλάκιο υπερέχει του Η γιατί προσφέρει μεγαλύτερη απόδοση στο ίδιο επίπεδο κινδύνου.

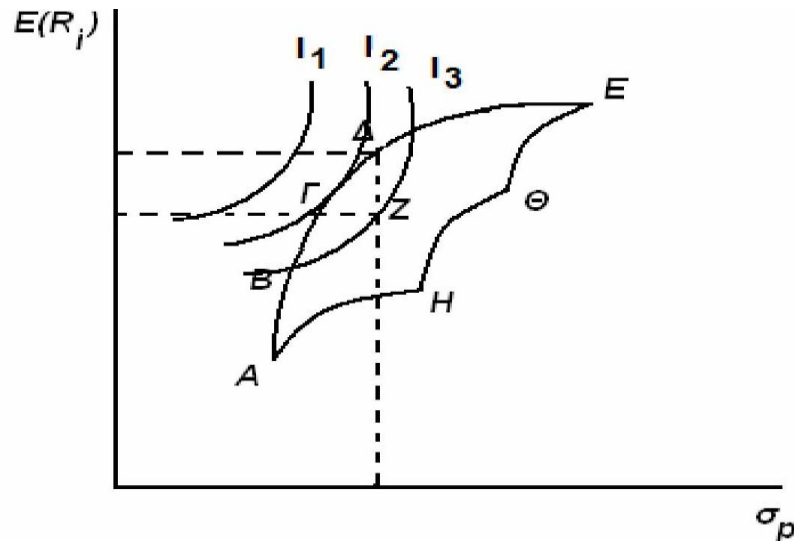
Η τελική επιλογή χαρτοφυλακίου εξαρτάται από την διάθεση του επενδυτή να αναλάβει μικρότερο ή μεγαλύτερο κίνδυνο όπως προσδιορίζεται από τις καμπύλες αδιαφορίας του επενδυτή.

Συγκεκριμένα οι καμπύλες αδιαφορίας έχουν τις εξής ιδιότητες:

1. όλα τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται σε μια δεδομένη καμπύλη αδιαφορίας είναι το ίδιο επιθυμητά από τον επενδυτή,
2. οι καμπύλες αδιαφορίας είναι παράλληλες,
3. κάθε επενδυτής έχει άπειρες καμπύλες αδιαφορίας

Το υπόδειγμα του Markowitz καθορίζει το αποτελεσματικό σύνολο, δηλαδή το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Το καλύτερο χαρτοφυλάκιο από όλα τα αποτελεσματικά, το οποίο θα πρέπει να διατηρεί ένας επενδυτής λέγεται άριστο ή βέλτιστο χαρτοφυλάκιο και εξαρτάται από τις προτιμήσεις του συγκεκριμένου επενδυτή ως προς την ανταλλαγή μεταξύ απόδοσης και κινδύνου. Οι προτιμήσεις αυτές περιλαμβάνονται στη συνάρτηση χρησιμότητας του κάθε επενδυτή. Επιπλέον, είναι γνωστό ότι υπάρχει μια καμπύλη η οποία απεικονίζει στο χώρο αναμενόμενης απόδοσης-κινδύνου όλα τα σημεία που αντιστοιχούν σ' ένα δεδομένο επίπεδο χρησιμότητας. Η καμπύλη αυτή παριστάνει τους όρους ανταλλαγής μεταξύ απόδοσης και κινδύνου που απαιτεί ο κάθε επενδυτής και λέγεται καμπύλη αδιαφορίας. Άρα, το άριστο χαρτοφυλάκιο για ένα επενδυτή είναι το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο που έχει τη μεγαλύτερη για τον επενδυτή χρησιμότητα και καθορίζεται από το σημείο στο οποίο εφάπτεται η υψηλότερη καμπύλη αδιαφορίας του με το αποτελεσματικό σύνολο. Για την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου, ο επενδυτής πρέπει να χαράξει τις δίκες του καμπύλες αδιαφορίας, ανάλογα με το μέγεθος του κινδύνου που είναι διατεθειμένος να αναλάβει. Οι καμπύλες αδιαφορίας χαράσσονται στο ίδιο διάγραμμα που έχουν χαραχτεί όλα τα δυνατά χαρτοφυλάκια. Στο κατωτέρω διάγραμμα το άριστο χαρτοφυλάκιο είναι εκείνο το οποίο τέμνει την καμπύλη αδιαφορίας που αυτό είναι το χαρτοφυλάκιο Γ και η καμπύλη αδιαφορίας I2.

Διάγραμμα 2.3: Υπόδειγμα του Markowitz



## 2.6 Το υπόδειγμα ενός δείκτη

Τα περισσότερα υποδείγματα της θεωρίας του χαρτοφυλακίου είναι υποδείγματα παραγωγής αποδόσεων μετοχών ή χαρτοφυλακίων. Η απόδοση μιας μετοχής ισούται με την κεφαλαιακή απόδοση και την μερισματική απόδοση και ακολουθεί κανονική κατανομή.

$$R_i = a_i + \beta_i RM + e_i, E_{(e_i)} = 0, \quad \text{Cov}_{(RM, e_i)} = 0 \quad (2.18)$$

Όπου,

$a_i$  και  $\beta_i$  είναι οι συντελεστές του υποδείγματος

με  $\beta_i$  να αποτελεί τον συντελεστή ευαισθησίας, δηλαδή δείχνει πόσο ευαίσθητη είναι η απόδοση μιας μετοχής στις κινήσεις της απόδοσης του δείκτη.

Όπως φαίνεται στην παραπάνω εξίσωση η απόδοση μιας μετοχής συνδέεται γραμμικά με την απόδοση του δείκτη  $M$  (Ο δείκτης  $M$  μπορεί να είναι οποιοσδήποτε Γενικός δείκτης ενός χρηματιστηρίου).

Το  $e_i$  υποδηλώνει ότι η σχέση μεταξύ  $R_i$  και  $RM$  δεν είναι ίση, είναι μεν γραμμική αλλά όχι τελείως γραμμική.

Η απόδοση μιας μετοχής μπορεί να χωριστεί σε:

- $\beta_i RM$ , Συστηματική απόδοση, γιατί κινείται συστηματικά με την απόδοση του δείκτη  $M$
- $a_i + e_i$ , Μη συστηματική απόδοση, διότι οφείλεται στον παράγοντα της εταιρίας που ανήκει η μετοχή (πχ καλή διοίκηση)

### Αναμενόμενη απόδοσή της θεωρίας του ενός του δείκτη

$$E_{(R_i)} = E_{(a_i + \beta_i RM + e_i)} = a_i + \beta_i E_{(RM)}, \quad E_{(e_i)} = 0 \quad (2.19)$$

- $\beta_i E_{(RM)}$ , Συστηματική αναμενόμενη απόδοση
- $a_i$ , Μη συστηματική αναμενόμενη απόδοση



### Κίνδυνός της απόδοσης της θεωρίας του ενός δείκτη

$$\sigma^2_{(Ri)} = \beta_i^2 \sigma^2_{(RM)} + \sigma^2_{(ei)} \quad (2.20)$$

- $\beta_i^2 \sigma^2_{(RM)}$ , Συστηματικός κίνδυνος
- $\sigma^2_{(ei)}$ , Μη συστηματικός κίνδυνος

### Συντελεστές $\alpha_i$ και $\beta_i$ της θεωρίας του ενός δείκτη

$$\alpha_i = E_{(Ri)} - \beta_i E_{(RM)} \quad (2.21)$$

$$\beta_i = \frac{\text{COV}_{(Ri, RM)}}{\sigma^2_{(RM)}} \quad (2.22)$$

Ο αριθμητής μας δείχνει τον κίνδυνο της μετοχής  $i$  μέσα στο χαρτοφυλάκιο  $M$  προς τον ολικό κίνδυνο. Το  $\beta$  είναι ένα σχετικό μέτρο κινδύνου προς το απόλυτο μέτρο κινδύνου που είναι η διακύμανση  $\sigma^2_{(RM)}$ . Το  $\beta$  μιας μετοχής συγκρίνεται με την μονάδα. Συγκεκριμένα εάν το  $\beta < 1$ , η μετοχή ονομάζεται αμυντική, ενώ αν το  $\beta > 1$  η μετοχή είναι επιθετική.

## 2.7 Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς

Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς συνδυάζει μετοχές με ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου πχ κυβερνητικά ομόλογα. Μπορεί να θεωρηθεί σαν μια επέκταση της θεωρίας του Markowitz. Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς οφείλεται σε τρεις Αμερικάνους τους Sharpe, Lintner και Mossin.

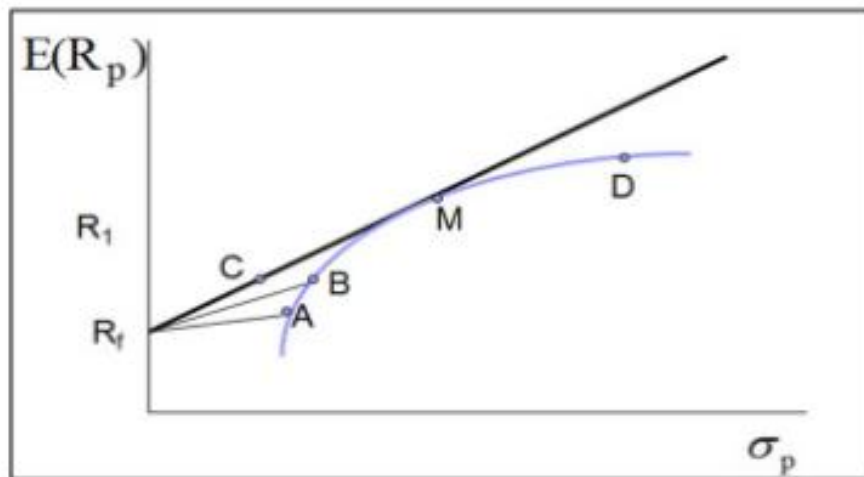
Υποθέσεις της θεωρίας της κεφαλαιαγοράς

1. Οι επενδυτές ακολουθούν τους κανόνες του Markowitz, δηλαδή κατασκευάζουν το αποδοτικό σύνολο και επιλέγουν χαρτοφυλάκια από αυτό.
2. Οι επενδυτές έχουν κοινό επενδυτικό ορίζοντα, δηλαδή επενδύουν όλοι για ίδιο χρονικό διάστημα.

3. Υπάρχει ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου όπου οι επενδυτές μπορούν να δανειστούν ή να δανείσουν χρήματα με ένα δεδομένο σταθερό επιτόκιο.
4. Η αγορά είναι τέλεια:
  - Δεν υπάρχουν φόροι
  - Δεν υπάρχει πληθωρισμός
  - Οι πληροφορίες δεν κοστίζουν
  - Μπορούμε να αγοράσουμε ή να πουλήσουμε οποιονδήποτε αριθμό μετοχών
  - Δεν υπάρχει επενδυτής, ο οποίος μπορεί από μόνος του να επηρεάσει τις τιμές των μετοχών

Οι υποθέσεις της θεωρίας αυτής έχουν σα συνέπεια ότι η αγορά βρίσκεται σε ισορροπία. Μια αγορά βρίσκεται σε ισορροπία όταν όλα τα αξιόγραφα που προσφέρονται, αγοράζονται και όταν μια δεδομένη χρονική στιγμή μία μετοχή έχει μία και μοναδική τιμή.

Διάγραμμα 2.4: Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς



Όπως φαίνεται στο παραπάνω διάγραμμα η απόδοση  $R_f$  έχει μηδενικό κίνδυνο και βρίσκεται στο 0. Αποτελεί το περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου της θεωρίας της κεφαλαιαγοράς. Το περιουσιακό στοιχείο αυτό μπορώ να το συνδυάσω με ένα χαρτοφυλάκιο πάνω στην καμπύλη του Markowitz. Η εφαπτομένη στο αποδοτικό σύνολο του Markowitz και στο σημείο επαφής ονομάζεται χαρτοφυλάκιο M. Η ευθεία  $RF, M$  περιέχει βέλτιστα χαρτοφυλάκια. Πλέον η εφαπτομένη είναι το νέο αποδοτικό σύνολο καθώς αντικαθιστά το σύνολο του Markowitz και ονομάζεται γραμμή της κεφαλαιαγοράς.

## Εξίσωση γραμμής της κεφαλαιαγοράς

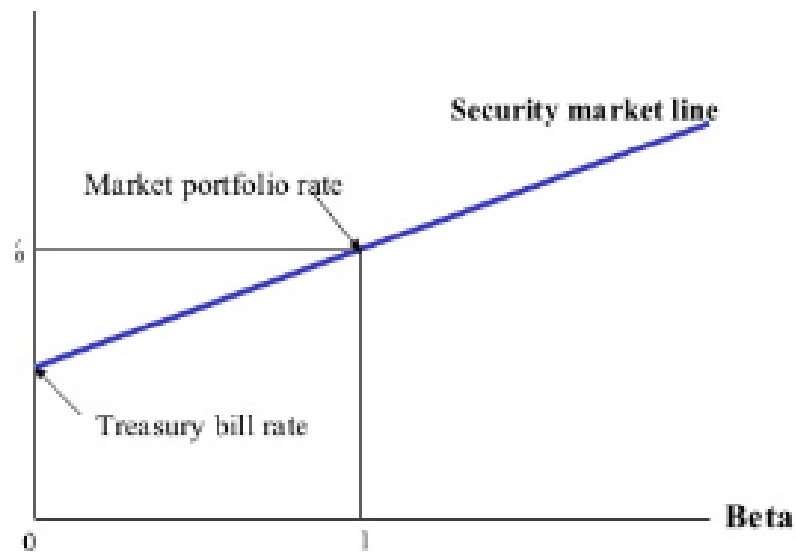
$$E_{(RS)} = rf + \frac{E_{(RM)} - rf}{\sigma_M} \sigma_S \quad (2.23)$$

Η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου S συνδέεται με την τυπική απόκλιση. Η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και τυπικής απόκλισης είναι γραμμική, επίσης έχει θετική κλίση.

Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια, δεν ισχύει ούτε για μετοχές ούτε για μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια.

## 2.8 Υπόδειγμα αποτίμησης Κεφαλαιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model ,CAPM)

Διάγραμμα 2.5: Υπόδειγμα αποτίμησης Κεφαλαιακών στοιχείων



Το υπόδειγμα capm δείχνει τη γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για μετοχές ή χαρτοφυλάκια (αποδοτικά η όχι). Η σχέση αυτή είναι γραμμική και θετική και παρουσιάζεται με τον παρακάτω τύπο:

$$E_{(Ri)} = rf + (E_{(RM)} - rf)\beta_i \quad (2.24)$$

Το  $(E(RM) - rf)$  είναι το πριμ κινδύνου, δηλαδή η επιπλέον αναμενόμενη απόδοση που πρέπει να λάβω για να δεχτώ την επικινδυνότητα του  $i$ .

Το  $\beta_i$  το υπολογίζω με τη βοήθεια του ενός δείκτη όπως είδαμε παραπάνω.

### Χρήσεις του CAPM

- Το χρησιμοποιώ για να υπολογίσω το κόστος των κοινών μετοχών.
- Μπορώ να το χρησιμοποιήσω για να υπολογίσω την αποτελεσματικότητα ενός χαρτοφυλακίου.

### 2.9 Σύγκριση της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς και του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων

#### Ομοιότητες

- Αμφότερα τα υποδείγματα είναι γραμμικές σχέσεις μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου.
- Και τα δύο υποδείγματα έχουν θετική σχέση σε αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνο.
- Και οι δύο θεωρίες απορρέουν από την αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου  $M$ .

#### Διαφορές

- Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια ενώ το CAPM για μετοχές ή χαρτοφυλάκια ανεξάρτητα αν είναι αποδοτικά ή μη.
- Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς χρησιμοποιεί τον ολικό κίνδυνο χαρτοφυλακίου, ενώ το CAPM το συστηματικό κίνδυνο μετοχών ή χαρτοφυλακίων.
- Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς είναι ένα αποδοτικό σύνολο ή σύνορο, εν αντιθέσει με το CAPM που είναι μια σχέση ισορροπίας.
- Η κλίση της γραμμής της κεφαλαιαγοράς με  $(E(RM)-rf)/\Sigma\mu$ , ενώ στο CAPM ισούται με  $E(RM)-rf$ .

## 2.10 Μεθοδολογία Fama-Macbeth

Υποθέτω ότι έχω 500 μετοχές από ένα χαρτοφυλάκιο και γι αυτές έχω μηνιαία δεδομένα για 15 χρόνια και τις αντίστοιχες αποδόσεις του Γενικού Δείκτη που ανήκουν οι μετοχές αυτές. Και έχω 180 μηνιαίες παρατηρήσεις για μετοχές και 180 για τον Δείκτη.

Η θεωρία τους έχει ως εξής:

Αρχικά χωρίζω τη χρονολογία των 15 ετών σε 3 υποπεριόδους των 5 ετών έκαστο.

### 1<sup>η</sup> περίοδος

Υπολογίζω 500  $\beta$  με δεδομένα της πρώτης περιόδου εν συνεχεία τα κατατάσσω από το μικρότερο στο μεγαλύτερο και δημιουργώ 50 χαρτοφυλάκια με 10 μετοχές το καθένα, όπου το πρώτο αποτελείται από μετοχές με τα μικρότερα  $\beta$  και ούτω καθεξής.

### 2<sup>η</sup> περίοδος

Υπολογίζω τα  $\beta$  των 50 χαρτοφυλακίων από την πρώτη περίοδο με δεδομένα της δεύτερης περιόδου, υποθέτω ίσα σταθμά για κάθε μετοχή.

### 3<sup>η</sup> περίοδος

Υπολογίζω τις 50 μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που έχω κατασκευάσει την πρώτη περίοδο αλλά χρησιμοποιώ δεδομένα της τρίτης περιόδου. Άρα έχω 50  $\beta$  και 50 μέσες αποδόσεις.

Τέλος τρέχω την ακόλουθη παλινδρόμηση:

$$R_p = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + \beta_p \quad (2.25)$$

η παλινδρόμηση είναι διαστρωματική παλινδρόμηση μεταξύ χαρτοφυλακίων.

### 3 ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

Ο Wachtel(1942) εξέτασε το Δείκτη Dow Jones Industrial Average καθώς και τον δείκτη υψηλής κεφαλαιοποίησης καταλήγοντας στο συμπέρασμα πως υψηλότερες αποδόσεις των μετοχών εμφανίζονται κατά το χρονικό διάστημα Δεκεμβρίου-Ιανουαρίου.

Οι Rozeff και Kinney (1976) εξέτασαν τη μηνιαία εποχικότητα των αποδόσεων των μετοχών διαπιστώνοντας ότι η μέση απόδοση που σημειώθηκε τον Ιανουάριο ήταν μεγαλύτερη πάνω από 3,6 φορές της μέσης μηνιαίας απόδοσης κατά την περίοδο 1941-1974.

Ο Keim (1983) αναφέρει ότι ο μέσος όρος της ημερήσιας μη φυσιολογικής απόδοσης που παράγεται τον Ιανουάριο είναι σχετικά μεγαλύτερη από τις αποδόσεις των υπόλοιπων έντεκα μηνών το οποίο αποδίδει στο φαινόμενο του μεγέθους της επιχείρησης( “size effect” ). Επιπλέον, ανακάλυψε ότι στις μισές ημέρες του Ιανουαρίου οι μη φυσιολογικές αποδόσεις πραγματοποιούνται κατά την πρώτη εβδομάδα διαπραγμάτευσης του έτους και ιδιαίτερα την πρώτη ημέρα του έτους.

Ο Roll (1983) σημειώνει επίσης αυτή τη συμπεριφορά και αποδίδει τις υψηλές αποδόσεις των τελευταίων ετών στην υπόθεση “tax-loss selling” δηλαδή στα υψηλά έσοδα από πωλήσεις φορολογικών ζημιών στο τέλος του χρόνου. Ο Roll υποστηρίζει πως οι επενδυτές θέλουν να απαλλαγούν όσο το δυνατόν περισσότερο από την φορολόγηση στο τέλος του έτους και πωλούν τις μετοχές με αρνητικές αποδόσεις, πιέζοντας τις αποδόσεις των μετοχών προς τα κάτω και επακόλουθα ανεβάζουν τις αποδόσεις των μετοχών τις πρώτες πέντε ημέρες του νέου έτους.

Επίσης Οι Rogalski και Tinic (1986) έδειξαν ότι τα χαρτοφυλάκια μικρής κεφαλαιοποίησης έχουν υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες του έτους.

Ωστόσο, ο Reinganum (1983) επιχείρησε να απορρίψει τα αποτελέσματα του Roll επισημαίνοντας ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών κατά τη διάρκεια της αλλαγής του έτους είναι υψηλές ακόμη και για τις επιχειρήσεις που παρουσιάζουν κεφαλαιακά κέρδη σε σχέση με το προηγούμενο έτος.

Ο Jegadeesh (1990) κατασκεύασε δέκα χαρτοφυλάκια βάσει της κεφαλαιοποίησης της αγοράς και βρήκε πως τα χαρτοφυλάκια των μικρομεσαίων επιχειρήσεων έχουν στατιστικά σημαντικότερες υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο σε σύγκριση με τα χαρτοφυλάκια που περιέχουν μεγάλες επιχειρήσεις.

Οι Lakonishok and Schmidt (1988) βρήκαν παρόμοια στοιχεία για τις αποδόσεις του Ιανουαρίου. Όσον αφορά τα χαρτοφυλάκια ταξινομημένα κατά μέγεθος, οι Fama και French (1992) εμφάνισαν παρόμοια αποτελέσματα. χαρτοφυλάκια με

αξιόγραφα που ανήκουν σε επιχειρήσεις με μικρότερη κεφαλαιοποίηση έχουν στατιστικά σημαντικές υψηλότερες μέσες αποδόσεις.

Οι Denial και Titman (1997) επίσης αναφέρουν την επίδραση του Ιανουαρίου και του μεγέθους των επιχειρήσεων στις αποδόσεις των μετοχών.

Οι Gultekin και Gultekin (1983) πήραν ένα δείγμα 17 χωρών και εξέτασαν την επίδραση του Ιανουαρίου, καταλήγοντας πως το φαινόμενο εμφανίζεται στις 12 από αυτές.

### 3.1 [An investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities Micuel Santesmases \(1986\)](#)

Το παρόν άρθρο αναλύει την παρουσία και την επίδραση της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών στην χρηματιστηριακή αγορά της Ισπανίας. Η ανάλυση αυτή επεκτείνεται στο φαινόμενο του Ιανουαρίου “January effect” καθώς και στην επίδραση της ημέρας της εβδομάδας “day of the week effect”.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση περιλαμβάνουν τις ημερήσιες αποδόσεις του Δείκτη Ανταλλαγής του χρηματιστηρίου της Μαδρίτης και τις ημερήσιες αποδόσεις ενός δείγματος από 40 μετοχές, οι οποίες αντιπροσωπεύουν το 76,06% της συνολικής αξίας των μετοχών του χρηματιστηρίου και αποτελούν τις πιο εμπορεύσιμες μετοχές, για το χρονικό διάστημα από 2 Ιανουαρίου 1979 έως 30 Δεκεμβρίου 1983.

Οι ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη χρηματιστηρίου της Μαδρίτης υπολογίζονται ως ποσοστιαίες μεταβολές της τιμής των μετοχών, λαμβάνοντας υπόψη τα καταβληθέντα μερίσματα και την αξία εγγραφής δικαιωμάτων κατά την πρώτη ημέρα της αύξησης της κεφαλαιακής περιόδου και υπολογίζονται με την παρακάτω εξίσωση:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1} + d_{it} + S_{it}}{P_{it-1}}$$

Όπου,

- $R_{it}$  είναι η απόδοση της μετοχής  $i$  την ημέρα  $t$
- $P_{it}$  είναι η τιμή της μετοχής  $i$  στο κλείσιμο της ημέρας  $t$
- $P_{it-1}$  είναι η τιμή της μετοχής  $i$  στο κλείσιμο της ημέρας  $t-1$
- $d_{it}$  είναι το καταβληθέν μέρισμα μετοχή  $i$  την ημέρα  $t$
- $s_{it}$  είναι αξία του δικαιώματος συνδρομής για αύξηση του μετοχικού κεφαλαίου  $i$  στο τέλος της ημέρας  $t$

Για τους τρεις τομείς των τραπεζών και επενδύσεων, κοινής ωφέλειας και βιομηχανίας, υπολογίστηκε η μέση απόδοση με τη στάθμιση των μεμονωμένων αποδόσεων κατά την αξία που διαπραγματεύθηκε, η τυπική απόκλιση και η διακύμανση.

Στην παρούσα μελέτη εφαρμόστηκε η ανάλυση της διακύμανσης που χρησιμοποιείται από τους Gibbons και Est (1981), και Keim and Stambaugh (1984), για την ανάλυση των διαφορών στις μέσες αποδόσεις μεταξύ των ημερών της εβδομάδας και μεταξύ των μηνών του έτους.

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης της εποχικότητας στις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών που αναφέρονται στο χρηματιστήριο της Μαδρίτης παρουσιάζονται στις ακόλουθες ενότητες:

#### Day of the week effect

Η έρευνα στις μέσες αποδόσεις και τις τυπικές αποκλίσεις των ημερήσιων αποδόσεων του χρηματιστηριακού Δείκτη της Μαδρίτης και των 40 μετοχών εμφάνισαν πως οι αποδόσεις στην πρώτη ημέρα διαπραγμάτευσης, τόσο για τον δείκτη όσο και για τον όμιλο τραπεζών και επενδυτικών μετοχών, είναι αρνητικές και οι χαμηλότερες της εβδομάδας. ενώ οι αποδόσεις υπηρεσιών κοινής ωφέλειας και των βιομηχανικών μετοχών φτάνουν σε υψηλότερες τιμές την Τρίτη. Ωστόσο, οι διαφορές μεταξύ των μέσων, οι αποδόσεις δεν είναι καθόλου στατιστικά σημαντικές. Συνεπώς δεν υπάρχει επιβεβαίωση της παρουσίας της ημέρας της εβδομάδας στην ισπανική χρηματιστηριακή αγορά.

#### January effect

Η ανάλυση για την μηνιαία εποχικότητα έδειξε την παρουσία υψηλών αποδόσεων όχι μόνο τον Ιανουάριο, αλλά και για το σύνολο του πρώτου τρίμηνου του έτους, εκτός από τον κλάδο της βιομηχανίας, του οποίου οι αποδόσεις είναι υψηλότερες μόνο τον Ιανουάριο. Από την άλλη πλευρά, οι αποδόσεις είναι χαμηλότερες όχι μόνο τον Δεκέμβριο, αλλά καθ' όλη τη διάρκεια του τελευταίου τριμήνου του έτους. Οι διαφορές μεταξύ των μέσων ημερήσιων αποδόσεων είναι σημαντικές, σε επίπεδο 1 τις εκατό, σε όλες τις περιπτώσεις, εκτός από τις υπηρεσίες κοινής ωφέλειας.

Τα αποτελέσματα αυτά φαίνεται να είναι μάρτυρες της ύπαρξης μιας αλλαγής του αποτελέσματος του έτους “change of the year effect” στο ισπανικό χρηματιστήριο, σύμφωνα με το οποίο οι αποδόσεις μειώνονται τους τελευταίους μήνες του έτους και ανεβαίνουν κατά τους πρώτους μήνες του επόμενου έτους, πράγμα που σχετίζεται με την υπόθεση “tax-loss selling”, κατά την οποία οι επενδυτές τείνουν να πουλούν τις μετοχές με χαμηλή απόδοση ώστε να έχουν χαμηλότερη φορολόγηση και το επόμενο έτος να αγοράζουν πάλι δίνοντας μια ώθηση στις τιμές του χρηματιστηρίου προς τα πάνω.



Παρ' όλα αυτά, τα αποτελέσματα που προέκυψαν από την ανάλυση αυτή έδειξαν ότι οι διαφορές μεταξύ των αποδόσεων στο τέλος του έτους και εκείνων στις αρχές του επόμενου έτους δεν οφείλονται μόνο στις φορολογικές πιέσεις, επειδή η επίδραση του "change of the year effect" εξακολουθεί να υφίσταται μετά τον έλεγχο των φορολογικών επιπτώσεων.

### 3.2 An Investigation into Seasonality in the Futures Market Gerald D. Gay Tae-Hyuk Kim(1987)

Η παρούσα μελέτη των Gerald D. Gay Tae-Hyuk Kim εξετάζει την επίδραση της ημέρας "day of the week effect" και την επίδραση του μήνα "month of the year effect" στην αγορά συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης.

Στη μεθοδολογία τους ανέλυσαν τις χρονό-σειρές του δείκτη τιμών συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης CRB, που δημοσιεύεται από το Γραφείο Ερευνών & Εμπορευμάτων και βασίζεται στον γεωμετρικό μέσο όρο από 27 υποκείμενους τίτλους (εμπορεύματα) που χρησιμοποιούν τιμές από όλες τις συμβατικές λήξεις μικρότερες από δώδεκα μήνες σε κάθε εμπόρευμα (υποκείμενο τίτλο). Τα στοιχεία που συνέλλεξαν από τον CRB αφορούν την χρονική περίοδο από το Σεπτέμβριο του 1956 έως το Μάρτιο του 1985.

Υπολόγισαν τις ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη σύμφωνα με την παρακάτω εξίσωση:

$$R_t = (I_t - I_{t-1})/I_{t-1}$$

Όπου,  $R_t$ , είναι η επιστροφή του δείκτη την ημέρα  $t$ ,  $I_t$ , είναι η τιμή του δείκτη την ημέρα  $t$ , και  $I_{t-1}$  είναι η τιμή του δείκτη της προηγούμενης ημέρας. Για να ελέγξουν την ισότητα των αποδόσεων σε διάφορες ημέρες διαπραγματεύσεως της εβδομάδας καθώς και των μηνών του έτους χρησιμοποίησαν μια τυπική δοκιμή F-test.

Για την εξέταση της επίδρασης της ημέρας της εβδομάδας "day of the week effect" πήραν την ακόλουθη εξίσωση παλινδρόμησης με ψευδο-μεταβλητές:

$$\bar{R}_t = b_0 + b_1D_1 + b_2D_2 + b_3D_3 + b_4D_4 + e_t$$

όπου,

- $b_0$  είναι η μέση απόδοση της Δευτέρας,
- $D_1$ , είναι η ψευδο-μεταβλητή για την Τρίτη, που παίρνει την τιμή 1 εάν η παρατηρούμενη απόδοση δημιουργείται την Τρίτη αλλιώς παίρνει την τιμή 0,  $D_2$  είναι η ψευδο-,μεταβλητή για την Τετάρτη και ούτω καθεξής.

- $b_1, b_2, b_3$  και  $b_4$  είναι οι συντελεστές της παλινδρόμησης και ερμηνεύονται ως μετρήσεις της απόκλισης της μέσης ημερήσιας απόδοσης από την επιστροφή της Δευτέρας.
- Ο όρος του σφάλματος  $e_t$  θεωρείται ότι είναι ταυτόσημος και ανεξάρτητα κατανεμημένος με μέσο μηδέν.

Προκειμένου να απαλειφθεί η ετεροσκεδαστικότητα, χρησιμοποιήθηκε το πιο κάτω μοντέλο παλινδρόμησης:

$$(R_t/S_d) = (b_0/S_d) + b_1(D_1/S_d) + b_2(D_2/S_d) + b_3(D_3/S_d) + b_4(D_4/S_d) + (e_t/S_d)$$

όπου  $S_d$  είναι η εκτιμώμενη τυπική απόκλιση της επιστροφής του δείκτη CRB χρησιμοποιώντας μόνο παρατηρήσεις για την ημέρα της εβδομάδας.

Τέλος, χρησιμοποιείται ένα αμφίδρομο μοντέλο ανάλυσης της διακύμανσης (ANOVA) για τον έλεγχο τόσο της επίδραση της ημέρας της εβδομάδας όσο και για την επίδραση του μήνα του έτους και να ελέγξει εάν υπάρχει αλληλεπίδραση μεταξύ των δύο αποτελεσμάτων, το οποίο είναι:

$$E(R_{dm}) = M + a_d + b_m + c_{dm}$$

όπου  $E(R_{dm})$  δηλώνει την αναμενόμενη απόδοση του δείκτη συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης για την ημέρα  $d$  της εβδομάδας που έλαβε ο μήνας  $m$  του έτους,  $M$  είναι ο μέσος όρος του δείκτη,  $a_d$  είναι η επίδραση της ημέρας της εβδομάδας,  $b_m$  είναι η επίδραση του μήνα του έτους, και το  $C_{dm}$  μετράει την αλληλεπίδραση μεταξύ των δύο αποτελεσμάτων.

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων επιβεβαίωσαν την ύπαρξη του φαινομένου της ημέρας της εβδομάδας με υψηλότερη απόδοση την ημέρα της Παρασκευής (πάνω από 4 φορές μεγαλύτερη από το ημερήσιο δείγμα) και χαμηλότερη απόδοση τη Δευτέρα, επίσης εμφάνισαν υψηλές αποδόσεις την Τετάρτη καθώς και χαμηλές αποδόσεις την Τρίτη όλα τα παραπάνω συνάδουν στο ότι η επίδραση της ημέρας της εβδομάδας στην αγορά Συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης είναι παρόμοια με την επίδραση της ημέρας της εβδομάδας σε μια χρηματιστηριακή αγορά μετοχών.

Όσον αφορά το αποτέλεσμα για την επίδραση του μήνα του έτους, διαπίστωσαν ότι οι αποδόσεις που παράγονται κατά τους μήνες Ιανουάριο και Ιούλιο είναι σημαντικά υψηλότερες από αυτές του Δεκεμβρίου και του Μαρτίου, το οποίο υποδηλώνει την ύπαρξη παρομοίου φαινομένου σε μια χρηματιστηριακή αγορά με το φαινόμενο της αλλαγής του έτους “turn of the year effect” καθώς και με την υπόθεση “tax-loss selling”.

### 3.3 Risk and the January Effect in the Market for the U.S.Dollar R.S.Rathinasamy Krishna G.Mantripragada & Charmen Loh (1993)

Η έρευνα των Rathinasamy Mantripragada και Loh πραγματεύεται την ύπαρξη του “January effect” στην αγορά του U.S.Dollar (index) βάσει του γενικού κανόνα που ισχύει στην χρηματοοικονομική θεωρία ότι οι υψηλές αποδόσεις είναι σχετιζόμενες με υψηλό ρίσκο.

Συγκεκριμένα εξέτασαν την ύπαρξη του φαινομένου πραγματοποιώντας τρεις μηδενικές υποθέσεις.

Η πρώτη μηδενική υπόθεση ελέγχει αν ο μέσος όρος των ημερήσιων αποδόσεων του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικότερος από τις ημερήσιες αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών. Ενδεχόμενη άρνηση της υπόθεσης δείχνει ότι οι αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι υψηλότερες από τις αποδόσεις των άλλων μηνών συνεπώς υπάρχει το “January effect”.

Στη δεύτερη μηδενική υπόθεση ελέγχεται εάν η μέση τυπική απόκλιση των αποδόσεων του U.S.dollar index του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικότερη από την μέση τυπική απόκλιση των υπολειπόμενων μηνών. Εφόσον απορριφθεί η εν λόγω μηδενική υπόθεση γίνεται αποδεχτό ότι ο κίνδυνος είναι μεγαλύτερος μέσα στον Ιανουάριο άρα υπάρχει και υψηλότερη μεταβλητότητα στον ίδιο μήνα.

Τέλος η τρίτη μηδενική υπόθεση εξετάζει εάν η μέση κανονική απόδοση του U.S. dollar index του Ιανουαρίου δεν είναι σημαντικά υψηλότερη από αυτήν των υπόλοιπων μηνών. Απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης υποδεικνύει υψηλότερο προσαρμοσμένο κίνδυνο απόδοσης στον Ιανουάριο σε σχέση με των άλλων μηνών.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για την έρευνα περιέχουν τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος για την χρονική περίοδο 1975 έως 1990.

Οι ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη υπολογίστηκαν ως εξής:

$$DR_t = \{(DP_t - DP_{t-1})/DP_{t-1}\} * 100$$

Όπου,

- $DR_t$  = Ημερήσια απόδοση του δείκτη ως ποσοστό
- $DP_t$  = η τιμή κλεισίματος του δείκτη για την ημέρα t
- $DP_{t-1}$  = η τιμή κλεισίματος του δείκτη για την ημέρα t-1

Επίσης υπολογίστηκε η ημερήσια τυπική απόκλιση για κάθε μήνα ξεχωριστά.

Η παρουσία του “January effect” στο U.S. dollar index αναλύθηκε μέσω του ακόλουθου μοντέλου παλινδρόμησης ψευδó-μεταβλητών

$$R_{it} = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i D_{it} + e_t$$

Όπου, ο όρος  $D_{it}$  θα παίρνει την τιμή της μονάδας για τον μήνα  $I$  και την τιμή του μηδενός για οποιαδήποτε άλλη περίπτωση. Για την ύπαρξη του “January effect” ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος ελέγχεται μέσω του t-test, θα πρέπει να είναι σημαντικά θετικός. Επίσης χρησιμοποιήθηκε ένα F-test για να ελέγξουν κατά πόσο είναι ίσοι οι μέσοι συντελεστές του Ιανουαρίου και των άλλων μηνών.

Οι διαφορές στην μεταβλητότητα του δείκτη του δολαρίου του Ιανουαρίου με τους άλλους μήνες ελέγχτηκε μέσω της τυπικής απόκλισης των ημερήσιων αποδόσεων κάθε μηνός, αντίθετα οι διαφορές μεταξύ των μέσων τυπικών αποκλίσεων των ημερήσιων αποδόσεων συγκρίθηκαν με έναν έλεγχο t-test, όπως επίσης και οι διαφορές των κανονικών αποδόσεων μεταξύ Ιανουαρίου και των υπόλοιπων μηνών.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου για την μέση ημερήσια απόδοση του U.S. dollar index έδειξαν πως η μέση ημερήσια απόδοση του Ιανουαρίου είναι υψηλότερη από τις ημερήσιες αποδόσεις των άλλων μηνών και ότι ο έλεγχος του t-statistic ήταν στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας πέντε τις εκατό. Συνεπώς η πρώτη μηδενική υπόθεση απορρίφθηκε άρα υπάρχει ύπαρξη του “January effect”.

Στον έλεγχο που πραγματοποιήθηκε της μέσης τυπικής απόκλισης του Ιανουαρίου με τις μέσες τυπικές αποκλίσεις των υπόλοιπων μηνών αποδείχτηκε ότι η τιμή της μέσης τυπικής απόκλισης του Ιανουαρίου είναι πολύ υψηλότερη από εκείνες των άλλων μηνών όπως επίσης ότι οι διαφορές των τυπικών αποκλίσεων των αποδόσεων του Ιανουαρίου και των άλλων μηνών είναι σημαντικές σε επίπεδο ένα τις εκατό. Άρα η μεταβλητότητα του Ιανουαρίου είναι πολύ υψηλότερη. Έτσι και η δεύτερη μηδενική υπόθεση απορρίφθηκε.

Τα αποτελέσματα της σύγκρισης των μέσων κανονικών αποδόσεων του Ιανουαρίου με τις μέσες κανονικές αποδόσεις των άλλων μηνών έδειξαν πως η τιμή της μέσης κανονικής απόδοσης για τον Ιανουάριο είναι η υψηλότερη που παρατηρήθηκε όπως ότι οι αποδόσεις για τους υπόλοιπους έντεκα μήνες παίρνουν αρνητικές τιμές. Βάσει αυτών των αποτελεσμάτων συμπεράναν πως ο προσαρμοσμένος κίνδυνος αποδόσεως του Ιανουαρίου είναι σημαντικά υψηλότερος από των άλλων μηνών.

Επομένως ύστερα από τον έλεγχο των μηδενικών υποθέσεων κατέληξαν στο ότι η ύπαρξη του “January effect” με τις υψηλές τιμές των αποδόσεων οφείλεται μερικώς και στον υψηλότερο κίνδυνο που παρουσιάζεται μέσα στον μήνα του Ιανουαρίου.

### 3.4 Turn of the month and pre-holiday effects on stock returns: some international evidence Charles Bram Cadsby & Mitchell Ratner (1992)

Η μελέτη των Cadsby και Ratner εξετάζει την επίδραση του μήνα “turn of the month” καθώς και τα αποτελέσματα του “pre-holiday effects” σε δέκα διεθνείς χρηματαγορές.

Τα δεδομένα της μεθοδολογίας τους αποτελούνται από τις ημερήσιες ιστορικές τιμές κλεισίματος έντεκα χρηματιστηριακών δεικτών από δέκα διαφορετικές χώρες. Κάθε ένας από τους δείκτες υπολογίζεται με βάση τις τιμές των μετοχών εκφρασμένες σε τοπικό νόμισμα.

Συγκεκριμένα χρησιμοποιήθηκαν οι κάτωθι χρηματιστηριακοί δείκτες με τις ακόλουθες χρονικές περιόδους:

- Ο CRSP equal-weighted and value-weighted indices χρησιμοποιήθηκαν για τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής για την περίοδο 3 Ιουλίου 1962 έως τις 31 Δεκεμβρίου 1987.
- Ο Toronto Stock Exchange equal-weighted index χρησιμοποιήθηκε για τον Καναδά για την περίοδο από 3 Ιανουαρίου 1975 έως 31 Δεκεμβρίου 1987.
- Ο δείκτης Nikkei χρησιμοποιήθηκε για την Ιαπωνία για την περίοδο 5 Ιανουαρίου 1979 έως 28 Δεκεμβρίου 1988.
- Ο δείκτης Hang Seng για το Χονγκ Κονγκ για την περίοδο 2 Ιανουαρίου 1980 έως 1 Αυγούστου 1989.
- Ο Δείκτης Μετοχών Financial Times 500 για το Ηνωμένο Βασίλειο για την περίοδο 16 Αυγούστου 1983 έως 13 Ιουνίου 1988.
- Ο δείκτης All Ordinaries Index για την Αυστραλία την περίοδο 16 Αυγούστου 1983 έως 13 Ιουνίου 1988.
- Ο δείκτης Commerciale Banca για την Ιταλία την περίοδο 16 Αυγούστου 1983 έως 13 Ιουνίου 1988.
- Ο δείκτης της Swiss Bank Corporation Industrials για την Ελβετία την περίοδο 16 Αυγούστου 1983 έως 13 Ιουνίου 1988.
- Ο δείκτης Commerz-Bank για τη Δυτική Γερμανία την περίοδο 16 Αυγούστου 1983 έως 13 Ιουνίου 1988.
- Και τον δείκτη Compagnie des Agents de Change General Index για την Γαλλία την περίοδο 16 Αυγούστου 1983 έως 13 Ιουνίου 1988.

Ακολουθώντας τον Ariei (1987, 1990), στη συνέχεια υπολογίστηκαν οι αριθμητικές μέσες αποδόσεις και συγκρίθηκε για κάθε δείκτη σε διάφορες περιόδους ενδιαφέροντος.

### Turn of the month effect

Καθόρισαν το φαινόμενο της επίδρασης της αλλαγής του μήνα (turn of the month effect) ως την τελευταία μέρα του προηγούμενου μήνα και τις τρεις πρώτες μέρες του επόμενου και εξέτασαν την παρακάτω εξίσωση παλινδρόμησης με μηδενική υπόθεση την  $H_0$ : τη διαφορά στις αποδόσεις των ημερών της αλλαγής του μήνα(TOM) με τις αποδόσεις των υπόλοιπων ημερών(NTOM).

$$R_t = \phi_1 + \phi_2 D_{TOM} + e_t,$$

- $t = 1 \dots T$
- $R_t =$  η απόδοση του δείκτη την ημέρα  $t$  για την περίοδο διακράτησης
- $D_{TOM} =$  η ψευδό-μεταβλητή της εξίσωσης που παίρνει τη τιμή 1 για τις ημέρες της αλλαγής του μήνα TOM, αλλιώς παίρνει την τιμή 0
- $e_t =$  το τυχαίο σφάλμα με μέση τιμή 0

### International pre-holiday effects

Για τους σκοπούς της παρούσας μελέτης, και σύμφωνα με τους Pettengill (1989) και Ariel (1990) όρισαν ως δημόσιες αργίες τις ημέρες στις οποίες η τοπική χρηματιστηριακή αγορά είναι κλειστή λόγω της αργίας. Οι δημόσιες αργίες εντοπίστηκαν αρχικά για κάθε χώρα, και συγκρίθηκαν με τις ημέρες των ΗΠΑ και πήραν την παρακάτω εξίσωση παλινδρόμησης ψευδό-μεταβλητών:

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

όπου,

- $t = 1 \dots T$
- $R_t =$  η απόδοση του δείκτη την ημέρα  $t$  για την περίοδο διακράτησης
- $D_{LOCAL} =$  η ψευδό-μεταβλητή που είναι ίση με την μονάδα για τις εγχώριες ημέρες, διαφορετικά παίρνει την τιμή μηδέν
- $D_{USA} =$  η ψευδό-μεταβλητή που είναι ίση με την μονάδα για τις ημέρες των ΗΠΑ, διαφορετικά παίρνει την τιμή μηδέν
- $D_{BOTH} =$  η ψευδό-μεταβλητή που είναι ίση με την μονάδα και για τις δύο ημέρες (ΗΠΑ-ΕΓΧΩΡΙΕΣ), διαφορετικά παίρνει την τιμή μηδέν
- $e_t =$  το τυχαίο σφάλμα με μέση τιμή

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων έδειξαν ότι η επίδραση της αλλαγής του μήνα είναι στατιστικά σημαντική για τις Ηνωμένες Πολιτείες, τον Καναδά, το Ηνωμένο Βασίλειο, την Αυστραλία, την Ελβετία και τη Δυτική Γερμανία. Ωστόσο,

δεν υπάρχει καμία ένδειξη για την επίδραση της μεταβολής του μήνα στην Ιαπωνία, το Χονγκ Κονγκ, την Ιταλία και τη Γαλλία. Η επίδραση του μήνα μπορεί να εμφανίζεται εξαιτίας της αποπληρωμής κεφαλαίων και μερισμάτων στο τέλος κάθε μήνα(Ogden-1990).

Τα αποτελέσματα της επίδρασης πριν από τις διακοπές είναι στατιστικά σημαντικά για τις Ηνωμένες Πολιτείες, τον Καναδά, την Ιαπωνία, το Χονγκ Κονγκ και την Αυστραλία αλλά για καμία από τις ευρωπαϊκές χώρες του δείγματος. Όλες οι χώρες εμφανίζουν την επίδραση πριν από την εορτή σε σχέση με τις δικές τους τοπικές αργίες. Η μόνη χώρα που παρουσιάζει το pre-holiday effect όπως οι ΗΠΑ είναι το Χονγκ Κονγκ.

### 3.5 January or April? Tests of the turn of the year effect in the New Zealand stock market Mahendra Raj and David Thurston (1994)

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι η εξέταση του φαινομένου της αλλαγής του χρόνου “turn of the year effect” στη Νέα Ζηλανδία και σε ποιο βαθμό η υπόθεση “tax loss-selling” εξηγεί την παρουσία του φαινομένου αυτού. Τα προηγούμενα χρόνια σε πολλές αγορές ανά τον κόσμο έχει παρατηρηθεί το φαινόμενο του “tax year effect” ή “January effect”, δηλαδή εμφανίζονται πολύ υψηλές τιμές στις μετοχές τον μήνα του Ιανουαρίου σε σύγκριση με τους υπόλοιπους μήνες. Πιθανή εξήγηση του “January effect” είναι η υπόθεση “tax-loss selling”, που σημαίνει ότι οι επενδυτές τον μήνα Δεκέμβριο, ο οποίος αποτελεί τον μήνα φορολόγησης στις περισσότερες χώρες, τείνουν να πωλούν τις μετοχές τους με την μικρότερη απόδοση προκειμένου να μειώσουν τους φόρους τους και με την έλευση του νέου έτους όταν οι τιμές των μετοχών ανακάμπτουν στα προηγούμενα επίπεδα αγοράζουν και σπρώχνουν τις τιμές προς τα πάνω.

Στη μεθοδολογία τους οι Raj και Thurston στηρίχθηκαν στο ότι το οικονομικό έτος στην Νέα Ζηλανδία τελειώνει τον Μάρτιο άρα εφόσον ισχύει η υπόθεση “tax-loss selling” θα πρέπει να εμφανίζονται μη κανονικές αποδόσεις τον Απρίλιο και θα υπάρχει “April effect”. Συνέλλεξαν δεδομένα από το New Zealand Herald για τη δεκαετή χρονική περίοδο Ιουλίου 1983-εώς Ιουνίου 1993 και υπολόγισαν τις αποδόσεις των μετοχών με την ποσοστιαία μεταβολή των τιμών των μετοχών για κάθε μήνα ξεχωριστά. Επίσης επειδή το “January effect” είναι πιο εμφανές στις μικρότερες μετοχές, προσπάθησαν να αναλύσουν ξεχωριστά τις μετοχές με τις μεγαλύτερες τιμές από τις μετοχές με τις μικρότερες τιμές διαχωρίζοντας τις εταιρίες βάσει της κεφαλαιοποίησής αυτών.

Στηριζόμενοι στους Jones and Wilson(1989) πήραν την παρακάτω εξίσωση που χρησιμοποιήθηκε για να τακτοποιήσει τις σημαντικές διαφορές στις αποδόσεις του Ιανουαρίου με τις αποδόσεις των άλλων μηνών:

## Model 1

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + e_{it}$$

όπου,

- $R_{it}$  είναι η απόδοση της μετοχής για τον μήνα  $i$  την χρονική στιγμή  $t$
- $\beta_0$  είναι η μέση απόδοση των υπολειπόμενων μηνών.
- $\beta_1$  είναι η διαφορά της ποσοστιαίας απόδοσης του Ιανουαρίου σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες
- $D_{it}$  είναι ψευδό-μεταβλητή, που παίρνει την τιμή της μονάδας για τον Ιανουάριο και την τιμή του μηδενός για τους εναπομείναντες μήνες
- $e_{it}$  είναι ο όρος του σφάλματος

για την ύπαρξη του “January effect” πρέπει ο συντελεστής  $\beta_1$  να είναι σημαντικά μεγαλύτερος του μηδενός.

Επίσης για να ελέγξουν εάν η απόδοση του Ιανουαρίου είναι μεγαλύτερη από τις αποδόσεις των άλλων μηνών πήραν μια δεύτερη εξίσωση:

## Model 2

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + e_{it}$$

Όπου,

- $R_{it}$  είναι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου
- $\beta_1$  είναι η διαφορά της μέσης απόδοσης κάθε μήνα συγκριτικά με την μέση απόδοση του Ιανουαρίου
- $D_{it}$  είναι η ψευδό-μεταβλητή, που παίρνει την τιμή της μονάδας για τους μήνες από Φεβρουάριο έως Δεκέμβριο ( $D_{2t} \dots D_{12t} = 1$ ) και μηδέν για τον Ιανουάριο.

Το “January effect” ισχύει εάν το  $\beta_1$  παίρνει αρνητικές τιμές.

Σύμφωνα με το “Wilcoxon Signed Rank Sum Test” πήραν την μηδενική υπόθεση και την εναλλακτική της:

$H_0$  = οι δύο πληθυσμοί A και B είναι ίσοι

$H_A$  = οι πληθυσμοί A και B δεν είναι όμοιοι

Όπου, ο Ιανουάριος, ο Απρίλιος ή ο Αύγουστος αποτελούν τον πληθυσμό A και ο πληθυσμός B αποτελείται από τον Ιανουάριο, τον Φεβρουάριο, τον Μάρτιο ... και τον Δεκέμβριο.



Έτσι με ποσοστό ενενήντα πέντε τις εκατό επίπεδο εμπιστοσύνης, απέρριψαν την  $H_0$ , εφόσον το Wilcoxon statistic είναι μικρότερο ή ίσο του  $T_L$ , και κατέληξαν πως δεν υπάρχει “January or April effect” τόσο στις μικρές όσο και στις μεγάλες εταιρίες. Εφόσον δε διαγνώστηκε από τους ερευνητές “April effect” συνεπάγεται ότι δεν ισχύει ούτε η υπόθεση “tax-loss selling: κι αυτό διότι η χρηματαγορά και η ρευστότητα αυτής στην Νέα Ζηλανδία είναι πολύ μικρή για την ανάπτυξη του φαινομένου αυτού

### 3.6 Is there an intra-month effect on stock returns in developing stock markets? K I E ANN WONG (1995)

Σκοπός της μελέτης του K I E ANN WONG είναι η επίδραση της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών των χρηματιστηριακών αγορών της Σιγκαπούρης, της Μαλαισίας, του Χονγκ Κονγκ, της Ταϊβάν και της Ταϊλάνδη.

Για την έρευνα αυτή χρησιμοποιούνται οι δείκτες με τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος των μετοχών. Συγκεκριμένα οι δείκτες που χρησιμοποιούνται είναι:

- ο δείκτης Hang Seng (HSI) για το Χονγκ Κονγκ
- ο σταθμισμένος δείκτης συναλλαγματικής ισοτιμίας της Ταϊβάν (TWI) για την Ταϊβάν
- ο χρηματιστηριακός δείκτης της Ταϊλάνδης (SET) για την Ταϊλάνδη
- ο βιομηχανικός και εμπορικός δείκτης του χρηματιστηρίου Αξιών της Κουάλα Λουμπόρ (KLI & C) για τη Μαλαισία
- και ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου της Σιγκαπούρης (SES All-Share) για τη Σιγκαπούρη.

Όλοι οι δείκτες είναι σταθμισμένοι στην αγοραία αξία, οι HSI και KLI & C είναι δειγματοληπτικοί δείκτες τιμών μετοχών των 33 έως 55 μεγαλύτερων σε χρηματιστηριακή αξία μετοχών, οι TWI, SET και SES All-Share ωστόσο, αντιπροσωπεύουν σχεδόν όλες τις μετοχές που αναφέρονται τα αντίστοιχα χρηματιστήρια.

Τα δεδομένα των δείκτη ελήφθησαν από την χρηματοοικονομική Βάση δεδομένων του Εθνικού Πανεπιστημίου της Σιγκαπούρης για τις χρονικές περιόδους από 2 Ιανουαρίου 1975 έως 31 Δεκεμβρίου 1989 εκτός από τους δείκτες για την Ταϊβάν (2 Ιανουαρίου 1975 έως 30 Σεπτεμβρίου 1989) και την Ταϊλάνδη (1 Μαΐου 1975 έως τις 31 Μάιος 1988). Ολόκληρο το δείγμα των σειρών χωρίζεται σε τρεις περιόδους πέντε ετών (60 μήνες) η καθεμία για να εξετάσει τη σταθερότητα της επίδρασης του μήνα σε διαφορετικές περιόδους.

Για να εξετάσει την ύπαρξη της επίδραση του μήνα πήρε την παρακάτω εξίσωση ποσοστιαίας μεταβολής της τιμής κλεισίματος για τον κάθε δείκτη:

$$R_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$$

Όπου  $R_t$  είναι η ημερήσια απόδοση κλεισίματος του δείκτη και  $P$  η ημερήσια τιμή για την ημέρα  $t$  και  $t-1$  αντίστοιχα.

Η μέση ημερήσια απόδοση ορίζεται ως η μέση ημερήσια απόδοση 9 ημερών για κάθε μισό των μηνών διαπραγμάτευσης:

$$AR_j = \frac{\sum_{k=1}^{60} \sum_{i=1}^9 R_{t,ik}}{540}$$

Όπου,

- $AR_j$  είναι η μέση απόδοση για το  $j$ th ήμισυ των συναλλασσόμενων μηνών με  $j = 1$  για το πρώτο ήμισυ και 2 για το τελευταίο ήμισυ
- $R_{tj}$ , είναι οι ημερήσιες αποδόσεις για την ημέρα  $t$  στο μισό  $j$ th, όπου  $t = 1$  έως 9 σε  $k$ th μήνα συναλλαγών (9 ημέρες x 12 μήνες x 5 έτη = 540 ημέρες)
- $k$  είναι ο αριθμός των μηνών, 1 για τον Ιανουάριο του πρώτου έτους της περιόδου και 60 για τον Δεκέμβριο του πέμπτου έτους.

Επίσης για να εντοπίσει πιθανές επενδυτικές ευκαιρίες ο Wong χρησιμοποίησε μια μέση αθροιστική απόδοση για κάθε εξάμηνο του εμπορικού μήνα με την πιο κάτω εξίσωση:

$$(1 + CR_j) = \Pi(1 + R_{tj})$$

Όπου  $CR_j$  είναι η αθροιστική απόδοση για το πρώτο μισό του μήνα συναλλαγής και  $R_{tj}$  είναι η ημερήσια επιστροφή της ημέρας  $t$  στο μισό  $j$ th του Αντίστοιχου μήνα.

Τέλος για να διορθώσει τυχόν αυτοσυσχέτισης μεταξύ των σειρών του δείγματος (1989)πήρε το παρακάτω μοντέλο παλινδρόμησης σύμφωνα με τους Jaffe κα Westerfield και την μέθοδο των ελάχιστων κανονικών τετραγώνων (OLS):

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

όπου  $R_t$  είναι η ημερήσια απόδοση δείκτη μετοχών κατά την ημέρα  $t$  και  $D_t$  είναι η ψευδο-μεταβλητή, που παίρνει την τιμή 1 για τον μισό μήνα που έχει υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση, διαφορετικά παίρνει την τιμή 0.

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παραπάνω δείχνουν ότι η επίδραση του μήνα που παρουσιάζεται στην αναπτυσσόμενη αμερικανική αγορά μετοχών, δεν

εμφανίζεται σε μεγάλο βαθμό στις μεγάλες αναπτυσσόμενες χρηματιστηριακές αγορές της Σιγκαπούρη, της Μαλαισία, του Χονγκ Κονγκ, της Ταϊβάν και της Ταϊλάνδης.

### 3.7 The Monthly Effect in International stock markets: Evidence and Implications Denis O. Boudreaux (1995)

Στόχος της μελέτης του Boudreaux είναι η εξέταση του φαινομένου “monthly effect” στις διεθνείς χρηματαγορές. Στην ερευνά του χρησιμοποίησε τα χρηματιστήρια εφτά χωρών, όπως είναι η Δανία, η Γαλλία, η Γερμανία, η Νορβηγία, η Σιγκαπούρη/Μαλαισία, η Ισπανία και η Ελβετία, που κατά το παρελθόν δεν είχαν ερευνηθεί διεξοδικά για το φαινόμενο της επίδρασης του μήνα “monthly effect”.

Οι αποδόσεις των μετοχών στην έρευνα του υπολογίζονται από τους δείκτες της Morgan Stanley Capital International Perspective (CIP), οι οποίοι αποτελούν μέσους σταθμισμένους δείκτες αποδόσεως χωρίς τις αποδόσεις των μερισμάτων και αναφέρουν τις τιμές κλεισίματος των μετοχών στο τοπικό νόμισμα κάθε Χώρας για την χρονική περίοδο 4 Μαρτίου 1978 έως 30 Δεκεμβρίου 1992.

Στην ανάλυση που πραγματοποίησε ο Boudreaux υπέθεσε πως οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν ένα γεωμετρικά τυχαίο μονοπάτι, που φαίνεται στην παρακάτω εξίσωση 1:

$$Return_t = \ln(Index_t/Index_{t-1}) = a + u_t$$

Όπου,

$Return_t$  είναι ο ρυθμός μεταβολής του δείκτη της αγοράς,  $Index_t$  είναι η τιμή του δείκτη την χρονική στιγμή  $t$ ,  $a$  είναι η σταθερά τιμή και  $u_t$  είναι η κανονική τυχαία μεταβλητή με μέσο μηδέν. αυτό βεβαίως συνεπάγεται ότι ο μέσος ρυθμός μεταβολής του δείκτη είναι ίσος για κάθε μήνα του έτους.

Οι αποδόσεις υπολογίστηκαν ως ποσοστό μεταβολής του δείκτη τιμών CIP. Με δεδομένο ότι το  $P_{i,t}$  δίνει την τιμή της μετοχής  $i$  του δείκτη εξέτασης σε χρόνο  $t$  τότε θα έχουμε την εξίσωση 2:

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

Όπου,

$P_{i,t}$  είναι η τιμή του δείκτη κατά το χρόνο  $t$ . Το  $t$  αντιπροσωπεύει δύο διαφορετικές χρονικές περιόδους, η  $t_1$  είναι η τιμή του δείκτη μετά τις τέσσερις πρώτες ημέρες διαπραγμάτευσης και  $t_2$  είναι η δεύτερη έως την τελευταία ημέρα διαπραγμάτευσης του μήνα. Μόνο πέντε ημέρες χρησιμοποιήθηκαν για να καταγράψουν τις μηνιαίες

αποδόσεις, επειδή οι προηγούμενες έρευνες διαπίστωσαν ότι το “monthly effect” είναι ανιχνεύσιμο σε μεγάλες αποδόσεις που συμβαίνουν πολύ νωρίς το μήνα.

Επίσης για τον έλεγχο ύπαρξης του “monthly effect” χρησιμοποίησε ένα μοντέλο παλινδρόμησης όμοιο με αυτό των Jaffe and westerfield(1989):

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

Όπου,

$R_t$  είναι η απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη,  $D_t$  είναι μία ψευδό-μεταβλητή που λαμβάνει την τιμή της μονάδας για την χρονική στιγμή  $t_1$  και την τιμή μηδέν για τη χρονική στιγμή  $t_2$ . Επειδή οι αποδόσεις του δείκτη έχουν υψηλή συσχέτιση η εξίσωση παλινδρόμησης παίρνει την πρώτη διαφορά και  $r$  είναι ο πρώτος σε σειρά συντελεστής συσχέτισης των όρων σφάλματος. Το μοντέλο παλινδρόμησης εξετάζει τη διαφορά μεταξύ των μέσων αποδόσεων στην αρχή του μήνα με τις μέσες αποδόσεις στο τέλος του μήνα.

Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι το φαινόμενο “end of the month effect” βρέθηκε στις αγορές της Δανίας, της Γερμανίας, και της Νορβηγίας. Στην αγορά της Σιγκαπούρης / Μαλαισίας βρέθηκε ανεστραμμένη (αρνητική επίδραση) του φαινομένου. Διαπιστώθηκε επίσης ότι το “January effect”, αν και σημαντικό, δεν ήταν ικανό να εξηγήσει την παρουσία του “monthly effect” εφόσον εμφανίζεται σε κάποια αγορά.

### 3.7.1 Seasonality in returns on the Chinese stock markets: the case of Shanghai and Shenzhen Rajen Mookerjeea, Qiao Yub(1999)

Η παρούσα μελέτη των Rajen Mookerjeea και Qiao Yub ερευνά την εποχικότητα στις αποδόσεις των μετοχών στα χρηματιστήρια της Σαγκάης και της Σεντζέν, αναλύοντας τα αποτελέσματα σε τρία επιμέρους τμήματα: στην επίδραση της ημέρας της εβδομάδας “day of the week effect”, στην επίδραση της αλλαγής του μήνα “turn of the month and monthly effect” και στην επίδραση της τριμηνιαίας εποχικότητας “quarterly effect”.

Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν για να ελέγξουν την παρουσία της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών είναι οι ημερήσιες τιμές του δείκτη τιμών που δημοσιεύονται από τα χρηματιστήρια αξιών της Σαγκάης και της Σεντζέν. Τα στοιχεία του δείκτη τιμών μετοχών της Σαγκάης είναι για την χρονική περίοδο 19 Δεκεμβρίου 1990 έως 11 Απριλίου 1994 και είναι σταθμισμένες σειρές (βάσει τιμών) όλων των εισηγμένων μετοχών του χρηματιστηρίου της Σαγκάης, αντίστοιχα ο δείκτης τιμών μετοχών της Σεντζέν είναι ένας συντελεστής των σταθμισμένων τιμών όλων των εισηγμένων μετοχών για το χρονικό διάστημα 3 Απριλίου 1991 έως 11 Απριλίου 1994, Υπάρχουν 833 ημερήσιες τιμές κλεισίματος

διαθέσιμες για το χρηματιστήριο της Σαγκάης και 904 ημερήσιες τιμές κλεισίματος για το χρηματιστήριο της Σεντζέν.

#### “The day of the week effect”

Για να ελέγξουν την επίδραση της ημέρας της εβδομάδας εκτίμησαν την παρακάτω παλινδρόμηση όπως φαίνεται από την ακόλουθη εξίσωση :

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_{1,t} + \alpha_2 d_{2,t} + \alpha_3 d_{3,t} + \alpha_4 d_{4,t} + e_t$$

Όπου,  $R_t$  είναι ο ρυθμός απόδοσης την ημέρα  $t$  και  $d_{1,t}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή που παίρνει την τιμή του ενός για μια δεδομένη ημέρα της εβδομάδας αλλιώς παίρνει την τιμή μηδέν.

Τα αποτελέσματα και για τα δύο χρηματιστήρια εμφάνισαν υψηλότερες αποδόσεις την Πέμπτη, το οποίο μπορεί να εξηγηθεί σε έναν βαθμό από την υψηλότερη τυπική απόκλιση και μεταβλητότητα που παρουσιάζονται την Πέμπτη.

#### The turn of the month and monthly effect

Για να ανιχνεύσουν την παρουσία της επίδρασης του μήνα στα χρηματιστήρια της Σαγκάης και της Σεντζέν όρισαν την αλλαγή του μήνα ως την τελευταία ημέρα του προηγούμενου μήνα και τις πρώτες 3 ημέρες του τρέχοντος μήνα, σύμφωνα με τους Lakonishok και Smidt (1988). Επίσης ακολούθησαν το μοντέλο του Ariel (1987), για να καταγράψουν το φαινόμενο της επίδρασης του μήνα καθόρισαν αυτό ως τις πρώτες 9 ημέρες του μήνα και τις τελευταίες 9 ημέρες του μήνα. Όρισαν σαν μηδενική υπόθεση του μοντέλου τους ότι οι διαφορές μεταξύ των αποδόσεων της αλλαγής του μήνα και των υπόλοιπων ημερών του μήνα είναι ίση με το μηδέν και την έλεγξαν με την ακόλουθη εξίσωση παλινδρόμησης:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{TM} + e_t$$

Όπου,  $R_t$  είναι η απόδοση της περιόδου κράτησης για την ημέρα  $t$  και  $D_{TM}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή που παίρνει την τιμή ένα για ημερήσιες αποδόσεις στην αλλαγή του μήνα και μηδέν διαφορετικά. Τα αποτελέσματα στο χρηματιστήριο της Σαγκάης έδειξαν ότι οι αποδόσεις για τις τελευταίες 9 ημέρες του μήνα είναι υψηλότερες από ό, τι για τις πρώτες 9 ημέρες, τα αποτελέσματα για το χρηματιστήριο της Σεντζέν, ωστόσο, δείχνουν ότι οι αποδόσεις για τις πρώτες 9 ημέρες του μήνα είναι υψηλότερες από τις αποδόσεις των τελευταίων 9 ημερών του μήνα.

#### The turn of the quarter effect

Για να ερευνήσουν την επίδραση της αλλαγής του τριμήνου στα δύο χρηματιστήρια χρησιμοποίησαν την πιο κάτω παλινδρόμηση:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{QM} + e_t$$

Όπου,  $R_t$  είναι η απόδοση της περιόδου κράτησης για την ημέρα  $t$  και  $D_{TM}$  είναι η ψευδό-μεταβλητή που παίρνει την τιμή ένα ημερήσιες αποδόσεις στην αλλαγή του τριμήνου και μηδέν διαφορετικά. Και στις δύο χρηματαγορές φάνηκε ότι οι αποδόσεις των ημερών στην αλλαγή του μήνα είναι χαμηλότερες από τις υπόλοιπες ημέρες.

Η παρουσία εποχικών ανωμαλιών στις κινεζικές χρηματιστηριακές αγορές, όπως τεκμηριώνεται σε αυτό το έγγραφο, υποδηλώνει την ανάγκη για περαιτέρω έρευνα για την κατανόηση αυτού του φαινομένου.

### 3.8 Seasonality in the Athens stock exchange T. C. Mills, C. Siriopoylos, R. N. Markellos and D. Harizanis(2000)

Η παρούσα εργασία μελετά την ημερολογιακή επίδραση στην αναδυόμενη χρηματιστηριακή αγορά των Αθηνών. Ειδικότερα οι Mills, Siriopoylos, Markellos και Harizanis εντείνουν την προσπάθεια τους στην εμφάνιση των φαινομένων: “day of the week”, “monthly effect”, “trading month” και “holiday effects” στο Γενικό Δείκτη του χρηματιστηρίου Αθηνών.

Στην μεθοδολογία τους τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν αποτελούνται από τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος των 60 μετοχών του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών, για την χρονική περίοδο από τον Οκτώβριο του 1986 έως τον Απρίλιο του 1997, αν και το δείγμα είναι μικρότερο για μερικούς εταιρείες που εισήλθαν στη χρηματιστηριακή αγορά μετά τον Οκτώβριο του 1986. Ανέλυσαν τόσο το δείκτη καλαθιού όσο και τις μετοχές αυτού προκειμένου να αποφευχθεί τυχόν μεροληψία συσσωμάτωσης και να διασφαλίσουν ότι τα αποτελέσματά τους δεν επηρεάζονται από τα διαφορετικά ποσοστά, των μετοχών που εισέρχονται στον Γενικό Δείκτη.

Εξέτασαν λοιπόν τα παρακάτω φαινόμενα:

#### “Day of the week effect”

Η επίδραση της ημέρας της εβδομάδας μελετήθηκε χρησιμοποιώντας δύο μοντέλα παλινδρόμησης σύμφωνα με τον French(1980). Στο πλαίσιο αυτό αξιολογήθηκαν δύο υποθέσεις, η υπόθεση του χρόνου διαπραγμάτευσης, σύμφωνα με την οποία οι αποδόσεις δημιουργούνται μόνο για τις εργάσιμες ημέρες της εβδομάδας και την υπόθεση του ημερολογιακού χρόνου, σύμφωνα με την οποία για τις αποδόσεις των μετοχών συμπεριλαμβάνονται και οι μη εργάσιμες ημέρες της εβδομάδας (αυτό σημαίνει ότι η απόδοση της Δευτέρας αναμένεται να είναι τρεις φορές των αποδόσεων των υπόλοιπων ημερών της εβδομάδας).

Οι υποθέσεις αυτές ελέχθησαν χρησιμοποιώντας παλινδρομήσεις με ψευδό-μεταβλητές, με τις σχετικές εξισώσεις για κάθε υπόθεση ξεχωριστά να δίνονται πιο κάτω:

Trading time hypothesis

$$R_t = \sum_{i=1}^5 a_i D_{it} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Calendar time hypothesis

$$R_t = 3a_1 D_{1t} + \sum_{i=2}^5 a_i D_{it} + \varepsilon_t \quad (2)$$

όπου,

- $R_t$  είναι η ημερήσια λογαριθμική απόδοση του Γενικού Δείκτη
- $D_{it}$  είναι η ψευδό-μεταβλητή, η οποία παίρνει την τιμή 1 για την ημέρα  $i$  διαφορετικά παίρνει την τιμή 0 για τις άλλες ημέρες.
- $a_i$  είναι η μέση απόδοση της ημέρας  $i$
- $\varepsilon_t$  είναι ο όρος του σφάλματος

η μηδενική υπόθεση που εξετάστηκε είναι η  $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5$ .

### Monthly effect

Για την επίδραση του μήνα πήραν το ακόλουθο μοντέλο παλινδρόμησης (Gultekin and Gultekin, 1983 Jaffle and Westerfield 1989 Raj and Thurston, 1994):

$$R_t = \sum_{i=1}^{12} a_i D_{it} + \varepsilon_t \quad (3)$$

όπου,

- $D_{it}$  είναι η ψευδό-μεταβλητή, η οποία παίρνει την τιμή 1 για την απόδοση σε χρόνο  $t$  του μήνα  $i$  διαφορετικά παίρνει την τιμή 0 για τις υπόλοιπες μήνες.
- $a_i$  είναι η μέση απόδοση του μήνα  $i$
- $\varepsilon_t$  είναι ο όρος του σφάλματος

η μηδενική υπόθεση που εξετάστηκε είναι η :

$$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = \alpha_{10} = \alpha_{11} = \alpha_{12}$$

### Holiday effect

Το μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε για την επίδραση των αργιών σύμφωνα με τους Lakonishok and Smidt(1988), Ariel(1990), Kim and Park(1994) περιγράφεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$R_t = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

όπου,

- $D_{1t}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή, η οποία παίρνει την τιμή 1 για τις ημέρες πριν τις διακοπές, διαφορετικά παίρνει την τιμή 0 για όλες τις άλλες ημέρες
- $D_{2t}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή, η οποία παίρνει την τιμή 1 για όλες τις άλλες ημέρες εκτός των ημερών πριν τις διακοπές αλλιώς παίρνει την τιμή 0.
- $a_1$  είναι η μέση απόδοση των ημερών πριν την παύση της χρηματιστηριακής αγοράς
- $a_2$  είναι η μέση απόδοση των εναπομεινάντων ημερών
- $\varepsilon_t$  είναι ο όρος του σφάλματος

η μηδενική υπόθεση που εξετάστηκε είναι η  $H_0 = a_1 = a_2$ .

### Trading month effect

Για την επίδραση της αλλαγής του μήνα πήραν το ακόλουθο μοντέλο παλινδρόμησης σύμφωνα με τους Ariel (1987), Lakonishok and Smidt (1988) and Jaffle and Westerfield (1989):

$$R_t = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + \varepsilon_t \quad (5)$$

όπου,

- $D_{1t}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή, η οποία παίρνει την τιμή 1 για το πρώτο δεκαπενθήμερο του μήνα διαφορετικά παίρνει την τιμή 0.
- $D_{2t}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή, η οποία παίρνει την τιμή 1 για το δεύτερο δεκαπενθήμερο του μήνα διαφορετικά παίρνει την τιμή 0.
- $a_1$  και  $a_2$  είναι οι μέσες αποδόσεις για το πρώτο και δεύτερο δεκαπενθήμερο αντίστοιχα.

η μηδενική υπόθεση που εξετάστηκε είναι η  $H_0 = a_1 = a_2$ .

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων έδειξαν ότι ο Γενικός Δείκτης κατά μέσο όρο, είχε σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις την Παρασκευή και χαμηλότερες αποδόσεις την Τετάρτη, εμφανίζεται λοιπόν η επίδρασή της ημέρας Τρίτης στο ΧΑΑ, το φαινόμενο αυτό μπορεί να εξηγηθεί διότι στην Ελλάδα τα κακά νέα ανακοινώνονται τα Σαββατοκύριακα, για να απορροφάται το σοκ πιο εύκολα, όμως πληροφορίες δεν αντανακλώνται άμεσα στις τιμές έτσι οι Έλληνες επενδυτές διστάζουν και δρουν με καθυστέρηση μιας ημέρας. Επίσης εμφανίστηκαν σημαντικά υψηλότερες μέσες αποδόσεις σε ευρώ τον Ιανουάριο και Φεβρουάριο αντίθετα παρουσιάστηκαν μικρότερες αποδόσεις από τον μέσο όρο του Γενικού δείκτη τον Νοέμβριο.



Τα αποτελέσματα για την επίδραση των διακοπών έδειξαν πως οι αποδόσεις των μετοχών τις ημέρες πριν από τις διακοπές στη χρηματιστηριακή αγορά είναι σημαντικά υψηλότερες από το μέσο όρο. Τέλος για τον μήνα συναλλαγών διαπιστώθηκε ότι ο Γενικός Δείκτης έχει σημαντική αύξηση της μέσης απόδοσης κατά τη διάρκεια του πρώτου δεκαπενθήμερου του μήνα.

### 3.9 Seasonality in stock returns and volatility: The Ramadan effect ,Fazal J. Seyyed, Abraham Abraham, Mohsen Al-Hajji(2000)

Χρησιμοποιώντας δεδομένα από την χρηματιστηριακή αγορά της Σαουδικής Αραβίας οι Fazal J. Seyyed, Abraham Abraham, Mohsen Al-Hajji καταγράφουν στην μελέτη τους το συστηματικό ρυθμό πτώσης της μεταβλητότητας κατά τη διάρκεια του Ραμαζανιού. γεγονός που συνεπάγεται στην πρόβλεψη της μεταβολή της τιμής αγοράς του κινδύνου. Μια πρώτη εξέταση των στοιχείων του δείγματος φανερώνει ότι αυτή η ανωμαλία φαίνεται να είναι συνεπής με τη μείωση των συναλλαγών κατά τη διάρκεια του Ραμαζανιού.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν σε αυτή την έρευνα συνίστανται σε εβδομαδιαίες τιμές δείκτη για το σύνολο της χρηματιστηριακής αγοράς της Σαουδικής Αραβίας, η οποία με κεφαλαιοποίηση 236,13 δισεκατομμύρια δολάρια αποτελεί την μεγαλύτερη χρηματαγορά στη Μέση Ανατολή και τον μουσουλμανικό κόσμο, και ξεχωριστούς δείκτες για καθέναν από τους έξι σημαντικούς τομείς της οικονομίας όπως, Τράπεζες, Βιομηχανία, Τσιμέντα, Ηλεκτρισμός, Γεωργία και Υπηρεσίες.

Το δείγμα καλύπτει την περίοδο από τον Φεβρουάριο του 1985 έως τον Απρίλιο του 2000 με σταθμισμένους δείκτες από το τμήμα στατιστικής ανάλυσης της SAMA.

Οι εβδομαδιαίες αποδόσεις για τη συνολική αγορά και τους έξι τομείς υπολογίζονται ως η διαφορά στο φυσικό λογάριθμο των τιμών του δείκτη κλεισίματος για κάθε μία από τις επόμενες εβδομάδες.

Στηριζόμενοι στους Engle και Bollerslev κατασκεύασαν ένα μοντέλο παλινδρόμησης με ψευδό μεταβλητή για την επίδραση του Ραμαζανιού στις εβδομαδιαίες αποδόσεις και στην μεταβλητότητα για τη συνολική χρηματιστηριακή αγορά και για τους έξι τομείς της οικονομίας με την παρακάτω εξίσωση ARMA:

#### Equation 1

$$r_t = \mu_0 + \alpha_t D_{Ramadan} + \sum_{i=1}^k \varphi_i r_{t-i} - I + \sum_{j=1}^k \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

όπου,

- Η ψευδό-μεταβλητή  $D_{Ramadan} = 1$  για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις στη διάρκεια του μήνα του Ραμαζανιού και  $D_{Ramadan} = 0$  για τους υπόλοιπους μήνες.

Η χρονική διακύμανση της μεταβλητότητας μοντελοποιήθηκε με την μέθοδο GARCH προκειμένου να εκτιμηθούν οι παράμετροι της πιο κάτω εξίσωσης, στην οποία οι όροι  $p$  και  $q$  είναι γραμμικές συναρτήσεις των πρώτων διαφορών του τετραγωνικού σφάλματος και της διακύμανσης:

$$h_t = v_0 + \beta_t D_{Ramadan} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \varepsilon_{2t-1} + \sum_{j=1}^q \delta_j h_{t-j}$$

όπου, καθεμιά από τις  $v_0$ ,  $\gamma_i$ ,  $\delta_j$  είναι η μη-αρνητική παράμετρος που πρέπει να εκτιμηθεί, ενώ τα  $p > 0$  και  $q \geq 0$  καθορίζουν τη σειρά της διαδικασίας και ο συντελεστής  $\beta_t$  καταγράφει το αποτέλεσμα του Ραμαζανιού στις αποδόσεις των μετοχών για να διερευνήσουν λοιπόν την επίδραση του Ραμαζανιού πήραν την ακόλουθη Ελάχιστων Κανονικών Τετραγώνων (OLS) παλινδρόμηση με την ψευδό-μεταβλητή  $D_{Ramadan}$ .

$$Transactions(T)_t = b_0 + b_1(D_{Ramadan}) + \varepsilon_t$$

Όπου,

- $T$  είναι ο αριθμός των εβδομαδιαίων συναλλαγών
- $(D_{Ramadan})$  είναι η ψευδό μεταβλητή, η οποία παίρνει την τιμή της μονάδας για τις συναλλαγές κατά τη διάρκεια του μήνα του Ραμαζανιού και 0 για τους άλλους μήνες
- $b_0$  είναι οι μέσες εβδομαδιαίες συναλλαγές κατά τη διάρκεια μηνών εκτός του Ραμαζανιού
- και ο συντελεστής  $b_1$  αντικατοπτρίζει την οριακή επίδραση του Ραμαζανιού στην εμπορική δραστηριότητα

Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι καμία από τις ψευδό-μεταβλητές δεν είναι στατιστικά σημαντικές, υπονοώντας ότι στη Σαουδική Αραβία οι εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών δεν διαφέρουν σημαντικά κατά τη διάρκεια του μήνα του Ραμαζανιού από τους υπόλοιπους μήνες. Σε αντίθεση με τον αντίκτυπο του Ραμαζανιού στις εβδομαδιαίες αποδόσεις, η επίδραση στην μεταβλητότητα είναι σημαντική και έντονη. Τα αποτελέσματα δείχνουν σημαντική μείωση της μεταβλητότητας των εβδομαδιαίων αποδόσεων κατά τη διάρκεια του μήνα του Ραμαζανιού για τη συνολική χρηματιστηριακή αγορά και για τους τομείς της οικονομίας που διενεργήθηκε η έρευνα εκτός από τους τομείς της ηλεκτρικής ενέργειας και της γεωργίας.

Η πτώση της μεταβλητότητας των αποδόσεων κατά τη διάρκεια του ιερού μήνα Ramadan μπορεί να οφείλεται σε μείωση της εμπορικής δραστηριότητας ή αλλαγή της συμπεριφοράς των επενδυτών που απορρέει από διάφορους παράγοντες.

Μερικοί εξ αυτών είναι η μείωση των ωρών εργασίας στις τράπεζες, η απαγόρευση του Ισλάμ απέναντι στην κερδοσκοπία και στα οικονομικά συμφέροντα, η αύξηση του θρησκευτικού προσανατολισμού των συμμετεχόντων στο χρηματιστήριο μειώνει το ενδιαφέρον αυτών για συναλλαγές, μεταξύ άλλων. Ο αντίκτυπος είναι πιο αισθητός στον τραπεζικό τομέα, που σύμφωνα με την αυστηρή ερμηνεία των ισλαμικών διαταγμάτων αντιμετωπίζουν θρησκευτικές απαγορεύσεις προϊόντων. Τα ευρήματα αυτά λοιπόν έχουν σημαντικές επιπτώσεις για τους επενδυτές στις ισλαμικές χρηματαγορές στη Μέση Ανατολή, την Άπω Ανατολή και αλλού καθώς μπορούν να επενδύσουν σε συγκεκριμένα χρονικά διαστήματα και να κερδίσουν περισσότερο.

### 3.10 IS THERE SEASONALITY IN THE SENSEX MONTHLY RETURNS? I M Pandey(2002)

Η παρούσα μελέτη ερευνά την ύπαρξη εποχικότητας στην χρηματιστηριακή αγορά της Ινδίας. Καλύπτει την περίοδο μετά τη μεταρρύθμιση και την απελευθέρωση της Ινδίας το 1991, χρησιμοποιώντας τα μηνιαία δεδομένα απόδοσης του δείκτη ευαισθησίας του Χρηματιστηρίου της Βομβάης (BSE) για την περίοδο του Απρίλιος του 1991 έως Μάρτιος του 2002.

Στην μεθοδολογία του ο Pandey υπολόγισε την απόδοση των μετοχών ως την ποσοστιαία μεταβολή του δείκτη τιμών των μετοχών της του χρηματιστηρίου της Βομβάης όπως φαίνεται παρακάτω:

$$r_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100$$

Όπου,  $r_t$  είναι η απόδοση στην περίοδο  $t$ ,  $P_t$  είναι η μηνιαία τιμή κλεισίματος μετοχής του δείκτη για την περίοδο  $t$  και  $\ln$  είναι ο φυσικός λογάριθμος.

Εξέτασε αν η χρόνο-σειρά των αποδόσεων του BSE είναι στάσιμη με την μέθοδο της απλής συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (ACF) και με την μερική συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (PACF). Επίσης χρησιμοποίησε τον έλεγχο στασιμότητας μοναδιαίας ρίζας Augmented Dickey-Fuller (ADF) test.

Εν συνεχεία δημιούργησε το αρχικό μοντέλο παλινδρόμησης ψευδο-μεταβλητών με την μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων (OLS), στο οποίο η ψευδο-μεταβλητή παίρνει την τιμή της μονάδας για τον μήνα που τον ενδιέφερε να δείξει την ύπαρξη εποχικότητας και μηδέν για τους υπόλοιπους μήνες

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_{Feb} + \alpha_3 D_{Mar} + \alpha_4 D_{Apr} + \alpha_5 D_{May} + \alpha_6 D_{Jun} + \alpha_7 D_{Jul} + \alpha_8 D_{Aug} \\ + \alpha_9 D_{Sep} + \alpha_{10} D_{Oct} + \alpha_{11} D_{Nov} + \alpha_{12} D_{Dec} + \varepsilon_t$$

Όπου ο σταθερός όρος  $\alpha_1$  υποδηλώνει την μέση επιστροφή του Ιανουαρίου, και οι συντελεστές  $\alpha_2$  έως  $\alpha_{12}$  αντιπροσωπεύουν τις μέσες διαφορές των υπόλοιπων μηνών από τον Ιανουάριο. Οι συντελεστές αυτοί πρέπει να είναι ίσοι με το μηδέν εφόσον η απόδοση κάθε μήνα είναι ίση με των υπόλοιπων μηνών και επομένως δε θα υπάρχει επίδραση της εποχικότητας. Τέλος το  $\epsilon_t$  είναι το σφάλμα του λευκού θορύβου. Όμως η μέθοδος αυτή μπορεί να μην εμφανίσει ικανοποιητικά αποτελέσματα επειδή τα κατάλοιπα μπορεί να έχουν σοβαρή συσχέτιση μεταξύ τους, για αυτόν τον λόγο ο Pandey βελτίωσε την παραπάνω εξίσωση κατασκευάζοντας ένα ARIMA μοντέλο για τα κατάλοιπα, αντικαθιστώντας τον όρο  $\epsilon_t$ , έτσι προέκυψε μια νέα εξίσωση:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_{Feb} + \alpha_3 D_{Mar} + \alpha_4 D_{Apr} + \alpha_5 D_{May} + \alpha_6 D_{Jun} + \alpha_7 D_{Jul} \\ + \alpha_8 D_{Aug} + \alpha_9 D_{Sep} + \alpha_{10} D_{Oct} + \alpha_{11} D_{Nov} + \alpha_{12} D_{Dec} + \phi^{-1}(B)\theta(B)\eta_t$$

Και πραγματοποιήθηκε ARCH test στα κατάλοιπα για τυχόν εύρεση ετεροσκεδαστικότητας και διόρθωσης της.

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων έδειξαν ότι η μέγιστη μέση απόδοση (θετική) σημειώθηκε τον μήνα Φεβρουάριο και η χαμηλότερη (αρνητική) τον Μάρτιο. Θετικές μέσες αποδόσεις προέκυψαν για έξι μήνες και αρνητικές για τους υπόλοιπους έξι μήνες. Τα αποτελέσματα επιβεβαίωσαν την επίδραση της εποχικότητας στην απόδοση μετοχών στην Ινδία. Οι αποδόσεις των μετοχών ήταν στατιστικά σημαντικές τον Μάρτιο, τον Ιούλιο και τον Οκτώβριο. Ο συντελεστής του Μαρτίου είναι στατιστικά σημαντικός και είναι συνεπής με την υπόθεση “tax-loss selling” καθώς η φορολογική περίοδος στην Ινδία λήγει τον Μάρτιο. Επίσης υποστήριξαν την επίδραση του Ιανουαρίου.

Η έρευνα λοιπόν δείχνει ότι οι αποδόσεις των μετοχών στην Ινδία δεν είναι εντελώς τυχαίες. Αυτό συνεπάγεται ότι η ινδική χρηματιστηριακή αγορά μπορεί να μην είναι αποτελεσματική. Ως συνέπεια, ίσως οι επενδυτές μπορούν να βελτιώσουν τις αποδόσεις τους ανάλογα με το χρονοδιάγραμμα των επενδύσεών τους.

The anomalies that aren't there: the weekend, January and pre-holiday effects on the all gold index on the Johannesburg Stock Exchange 1987-1997  
J .ANDREW COUTTS and MOHAMED A. SHEIKH(2002)

Το παρόν έγγραφο διερευνά την ύπαρξη του φαινομένου του Σαββατοκύριακου, του φαινομένου του Ιανουαρίου και του φαινομένου της περιόδου πριν τις γιορτές στον δείκτη χρυσού (All Gold Index) στο χρηματιστήριο του Γιοχάνεσμπουργκ, για την χρονική περίοδο 5 Ιανουαρίου 1987 έως τις 15 Μαΐου 1997.

Οι J .Andre Coutts and Mohamed A. Sheik για να διερευνήσουν την εποχικότητα στο χρηματιστήριο του Γιοχάνεσμπουργκ επέλεξαν τον All Gold Index, ο οποίος περιλαμβάνει τόσο τις εταιρείες «blue chip» όσο και τις «μικρές» εταιρείες με το

50% περίπου των εταιρειών του να αναφέρονται επίσης στο Διεθνές Χρηματιστήριο του Λονδίνου, διότι αποτελείται από όλες τις αξίες του χρυσού εξόρυξης στην Νότια Αφρική και αντιπροσωπεύει περίπου το 30% της συνολικής κεφαλαιοποίησης του JSE, δηλαδή τις κινήσεις ολόκληρης της αγοράς του Γιοχάνεσμπουργκ. Το δείγμα που πήραν αποτελείται από τις μέσες ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών του All Gold Index για το διάστημα 5 Ιανουαρίου 1987 έως τις 15 Μαΐου 1997. Επίσης για να δουν πόσο σταθερό είναι η επίδραση του Σαββατοκύριακου “weekend effect” έσπασαν το δείγμα σε 3 υποδείγματα ίσης διάρκειας:

1. 05/01/87 έως 15/06/90
2. 18/06/87 έως 26/11/93
3. 29/11/93 έως 15/05/97

### Weekend effect

Για τον έλεγχο της ύπαρξης του φαινομένου του σαββατοκύριακου πήραν την παρακάτω εξίσωση παλινδρόμησης ψευδο-μεταβλητών:

$$R_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \varepsilon_t$$

Όπου,

- $R_t$  είναι η απόδοση του δείκτη
- $D_{1t}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 εάν η ημέρα  $t$  είναι η Δευτέρα, αλλιώς παίρνει την τιμή 0.
- $D_{2t}$  είναι η ψευδο μεταβλητή η οποία παίρνει την τιμή 1 εάν η ημέρα  $t$  είναι μια άλλη Τρίτη. και ούτω καθεξής.
- Οι συντελεστές  $\alpha_1$  έως  $\alpha_5$  της παλινδρόμησης οι μέσες αποδόσεις από Δευτέρα έως Τρίτη αντίστοιχα.
- $\varepsilon_t$  είναι ο στοχαστικός όρος.

Η μηδενική υπόθεση του μοντέλου είναι:

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

Εάν η μηδενική η υπόθεση απορρίπτεται, τότε οι αποδόσεις των μετοχών θα εμφανίζουν κάποια μορφή της εποχικότητας της ημέρας της εβδομάδας.

### The January Effect and Monthly Seasonality

Για την επίδραση του Ιανουαρίου ή της μηνιαίας εποχικότητας πήραν το ακόλουθο μοντέλο παλινδρόμησης”

$$R_t = \alpha_1 M_{1t} + \alpha_2 M_{2t} + \dots + \alpha_{11} M_{11t} + \alpha_{12} M_{12t} + \varepsilon_t$$

Όπου,

- $R_t$  είναι η απόδοση του δείκτη
- $M_{1t}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 εάν ο μήνας  $t$  είναι ο Ιανουάριος, αλλιώς παίρνει την τιμή 0.
- $M_{2t}$  είναι η ψευδο μεταβλητή η οποία παίρνει την τιμή 1 εάν ο μήνας  $t$  είναι ο Φεβρουάριος αλλιώς παίρνει την τιμή 0 και ούτω καθεξής.
- Οι συντελεστές  $\alpha_1$  έως  $\alpha_{12}$  της παλινδρόμησης είναι οι μέσες αποδόσεις για τους μήνες από Ιανουάριο έως Δεκέμβριο αντίστοιχα.
- $\varepsilon_t$  είναι ο στοχαστικός όρος.

Η μηδενική υπόθεση που εξετάζεται είναι:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots, \alpha_{11} = \alpha_{12}$$

Εάν η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται, τότε οι αποδόσεις των μετοχών πρέπει να εμφανίζουν κάποια μορφή μηνιαίας εποχικότητας.

### The Pre-Holiday Effect

Το μοντέλο παλινδρόμησης ελάχιστων τετραγώνων που έτρεξαν για να μελετήσουν το “pre-holiday effect” είναι:

$$R_t = \gamma_1 H_{1t} + \gamma_2 H_{2t} + \varepsilon_t$$

Όπου,

- $R_t$  είναι η ημερήσια απόδοση του δείκτη
- $H_{1t}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 για όλες τις χρονικές στιγμές, αλλιώς παίρνει την τιμή 0 για τις ημέρες πριν τις δημόσιες γιορτές-αργίες.
- $H_{2t}$  είναι η ψευδο μεταβλητή η οποία παίρνει την τιμή 1 για τις ημέρες πριν τις δημόσιες γιορτές αλλιώς παίρνει την τιμή 0 αντίστοιχα.
- Οι συντελεστές  $\gamma_1$  έως  $\gamma_2$  είναι οι μέσες αποδόσεις για τις ημέρες πριν τις γιορτές και τις υπόλοιπες μέρες αντίστοιχα.
- $\varepsilon_t$  είναι ο στοχαστικός όρος.

Η μηδενική υπόθεση που εξετάζεται και εδώ είναι:

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2$$

Τα αποτελέσματα των άνω παλινδρομήσεων και ελέγχων δεν εμφάνισαν ένδειξη για την ύπαρξη “weekend effect”, “January and monthly effect”, “pre-holiday effect” στον All Gold Index του Χρηματιστηρίου του Γιοχάνεσμπουργκ, Αυτά τα αποτελέσματα είναι σε εξαιρετική αντίθεση με τη συντριπτική πλειοψηφία προηγούμενων διεθνών μελετών που τεκμηριώνουν για πολλές άλλες χρηματιστηριακές αγορές, τόσο αναπτυγμένες όσο και αναδυόμενες την ύπαρξη των τριών φαινομένων.

The monthly and trading month effects in Greek stock market returns: 1996-2002  
Christos Floros (2002)

Στόχος της έρευνας του Christos Floros είναι η επίδραση του μήνα “monthly effect” στις αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών, χρησιμοποιώντας δεδομένα πριν και μετά την κρίση του 1999-2001 καθώς και στοιχεία πριν και μετά την αναβάθμιση της χρηματιστηριακής αγοράς των Αθηνών το 2001.

Στη μεθοδολογία του χρησιμοποιεί σα δεδομένα τις τιμές κλεισίματος των μετοχών του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών για την χρονική περίοδο από 26 Νοεμβρίου 1996 έως 12 Ιουλίου 2002, καθώς και των δεικτών FTSE / ASE-20 για την περίοδο από 23 Σεπτεμβρίου 1997-έως 30 Αυγούστου 2001 και FTSE / ASE Mid 40 για το χρονικό διάστημα 8 Δεκεμβρίου 1999 έως 30 Αυγούστου 2001. Ο υπολογισμός των ημερήσιων αποδόσεων δίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$R_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$$

όπου  $R_t$  είναι η απόδοση του δείκτη την ημέρα  $t$ ,  $P_t$  είναι η τιμή του δείκτη την ημέρα  $t$  και  $P_{t-1}$  είναι η τιμή του δείκτη την ημέρα  $t-1$ . Χρησιμοποιείσαι τα δύο παρακάτω μοντέλα παλινδρόμησης, ένα για το “monthly effect” και ένα για το “trading month effect” :

#### Monthly effect

$$R_t = \sum_{i=1}^{12} a_i D_{it} + \varepsilon_t \quad (i = 1, 2, \dots, 12)$$

όπου ,

- $R_t$  είναι η απόδοση του δείκτη την ημέρα  $t$ .
- $D_{it}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 αν η μέση απόδοση αφορά τον μήνα  $i$  ή παίρνει την τιμή 0 αν ανήκει σε οποιοδήποτε άλλο μήνα.
- $a_i$  είναι η μέση απόδοση του μήνα  $i$

- $\varepsilon_t$  είναι το σφάλμα που θεωρείται ανεξάρτητο και ταυτόσημα κατανομημένο
- Η μηδενική υπόθεση που εξετάζεται είναι η  $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{12}$ .

### Trading month effect

$$R_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \varepsilon_t$$

- $R_t$  είναι η απόδοση του δείκτη την ημέρα  $t$ .
- $D_{1t}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 για τις ημέρες που ανήκουν στο πρώτο δεκαπενθήμερο του μήνα διαφορετικά παίρνει την τιμή 0.
- $D_{2t}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή που παίρνει την τιμή 0 για τις ημέρες που ανήκουν στο πρώτο δεκαπενθήμερο του μήνα διαφορετικά παίρνει την τιμή 1
- $\alpha_1, \alpha_2$  αντιπροσωπεύουν τις μέσες αποδόσεις κατά τη διάρκεια του πρώτου και δεύτερου δεκαπενθήμερου του μήνα αντίστοιχα
- $\varepsilon_t$  είναι ο όρος του σφάλματος

Η μηδενική υπόθεση που εξετάζεται εδώ είναι η  $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2$

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης έδειξαν ότι δεν υπάρχει επίδραση του Ιανουαρίου “January effect” στον Γενικό Δείκτη του ΧΑΑ στο οποίο εμφανίζονται μεγαλύτερες αποδόσεις τον Απρίλιο και χαμηλότερες τον Ιούνιο. Για τον δείκτη FTSE / ASE-20, τα αποτελέσματα παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις τον Απρίλιο και χαμηλότερες αποδόσεις Ιουνίου επίσης, ενώ για τον FTSE / ASE Mid 40, αναφέρονται υψηλότερες αποδόσεις το Σεπτέμβριο και χαμηλότερες το Νοέμβριο.

Επιπλέον, τα στοιχεία για το αποτέλεσμα του μήνα συναλλαγών δείχνουν υψηλότερες (αλλά όχι σημαντικές) αποδόσεις κατά το πρώτο δεκαπενθήμερο του μήνα.

### 3.11 Emerging stock market Return Seasonality's: the January effect and the tax-loss selling hypothesis Stilianos Fountas and Konstantinos Segredakis (2002)

Η πρόσφατη και μεγάλη εξέλιξη των αναδυόμενων αγορών καθώς και το ότι οι έρευνες για το “January effect” έχουν περιοριστεί στις εξελιγμένες και ώριμες αγορές, ώθησε τους Φουντά και Σεγρεδάκη στην μελέτη για την ύπαρξη του



φαινομένου του Ιανουαρίου και την υπόθεση “tax-loss selling” στις εξελισσόμενες αυτές αγορές.

Κατά την μεθοδολογία τους συνέλλεξαν τα δεδομένα για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών για την περίοδο του Ιανουαρίου 1989 έως Δεκεμβρίου 1995 και τα δεδομένα για τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών της περιόδου Ιανουαρίου 1987-Δεκεμβρίου 1995. Το δείγμα τους περιλάμβανε τις χώρες: Αργεντινή, Χιλή, Κολομβία, Ελλάδα, Ινδία, Ιορδανία, Κορέα, Μαλαισία, Μεξικό, Νιγηρία, Πακιστάν, Φιλιππίνες, Πορτογαλία, Ταιβάν, Ταϊλάνδη, Τουρκία, Βενεζουέλα και Ζιμπάμπουε που έχουν ταξινομηθεί ως αναδυόμενες από τον International Finance Corporation βάσει των χαμηλών ή μεσαίων επιπέδων του εισοδήματος. Οι αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν σύμφωνα με τους δείκτες της βάσης δεδομένων “Emerging Markets Data Base” και περιλαμβάνουν τα κεφαλαιακά κέρδη και τις μερισματικές αποδόσεις.

Για τον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας των αποδόσεων των μετοχών υπολόγισαν την παρακάτω παλινδρόμηση:

Equation 1

$$R_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \alpha_6 D_{6t} + \alpha_7 D_{7t} + \alpha_8 D_{8t} + \alpha_9 D_{9t} + \alpha_{10} D_{10t} + \alpha_{11} D_{11t} + \alpha_{12} D_{12t} + e_t \text{ Όπου,}$$

- $R_t$  είναι η απόδοση της μετοχής την χρονική στιγμή  $t$
- $e_t$  είναι ο λευκός θόρυβος του όρου του σφάλματος
- και οι  $D_{1t}, \dots, D_{12t}$  είναι οι μηνιαίες εποχικές ψευδό-μεταβλητές, οι οποίες παίρνουν την τιμή της μονάδας για τον μήνα  $it$ , σε όλες τις άλλες περιπτώσεις την τιμή του μηδενός.

Επιπρόσθετα για τον έλεγχο της ύπαρξης του “January effect” εκτελέστηκαν οι δύο πιο κάτω παλινδρομήσεις:

Equation 2

$$R_t = c + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \alpha_6 D_{6t} + \alpha_7 D_{7t} + \alpha_8 D_{8t} + \alpha_9 D_{9t} + \alpha_{10} D_{10t} + \alpha_{11} D_{11t} + \alpha_{12} D_{12t} + e_t$$

Όπου,

- $c$  είναι η μεταβλητή της μέσης απόδοσης για τον Ιανουάριο
- και ο συντελεστής  $\alpha_i, i=2, \dots, 12$  υποδηλώνει τη διαφορά στις αποδόσεις του Ιανουαρίου με τις αποδόσεις των άλλων μηνών

η μηδενική υπόθεση για την εξίσωση 1 είναι πως οι συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών θα πρέπει όλοι να είναι ίσοι με το μηδέν, αλλιώς αν αποδειχτεί ότι ο

καθένας από τους συντελεστές αυτούς είναι μικρότερος του μηδενός υπάρχει ένδειξη του “January effect”.

Η τρίτη εξίσωση παλινδρόμηση που χρησιμοποίησαν:

Equation 3

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

Όπου,

- η ψευδό-μεταβλητή  $D_{1t}$  παίρνει τη τιμή του μηδενός για τον πρώτο μήνα του φορολογικού έτους και την τιμή της μονάδας για τους εναπομείναντες μήνες.
- η μεταβλητή  $c_0$  μετράει την μέση απόδοση του πρώτου μήνα του φορολογικού έτους.

Εάν ο συντελεστής  $\beta_1$  είναι στατιστικά μικρότερος του μηδενός τότε υπάρχει ένδειξη των φαινομένων “January effect” και “tax-loss selling”.

Εκτίμησαν τα μοντέλα παλινδρόμησης με την μέθοδο των ελάχιστων κανονικών τετραγώνων (OLS), και ήλεγξαν τον όρο του σφάλματος για αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα. Τα αποτελέσματα έδειξαν πώς όλο το δείγμα τους, δηλαδή όλες οι χώρες που πήραν παρουσίαζαν το φαινόμενο της εποχικότητας “seasonal effect” με τις, Ιορδανία, Πακιστάν, Ταιβάν, Βενεζουέλα να το εμφανίζουν σε πιο αδύναμο βαθμό (10 % επίπεδο σημαντικότητας) και τις, Χιλή, Κολομβία, Ινδία, Μαλαισία, Μεξικό, Νιγηρία, Ζιμπάμπουε σε ισχυρότερο βαθμό με ένα τις εκατό επίπεδο σημαντικότητας. Το “January effect”, δηλαδή οι υψηλότερες αποδόσεις των μετοχών τον Ιανουάριο σε σχέση με κάποιους από τους άλλους μήνες, εμφανίζεται στις Χιλή, Ελλάδα, Κορέα, Ταιβάν και Τουρκία. Σχέση μεταξύ του “January effect” και της υπόθεσης “tax-loss selling” εμφανίζεται μόνο στην Χιλή, ενώ στις Ινδία και Πακιστάν, που το φορολογικό έτος ξεκινά τον Απρίλιο και τον Ιούλιο αντίστοιχα, δεν υπάρχει ένδειξη της υπόθεσης “tax-loss selling”.

Συμπερασματικά η έρευνά τους εμφάνισε ένδειξη μηνιαίας εποχικότητας “seasonality effect” στις αποδόσεις των μετοχών σε δεκαοχτώ αναδυόμενες αγορές παραταύτα πολύ μικρή ένδειξη υπήρξε για το “January effect” και την υπόθεση “tax-loss selling” συνεπώς η ύπαρξη σημαντικής διαφοράς στις μηνιαίες αποδόσεις σε πολλές χώρες δε συνεπάγεται αυτόματα ότι οι επενδυτές μπορούν να εξοικονομήσουν υπερκανονικά κέρδη.

### 3.12 Monthly and semi-annual seasonality in the Irish equity market 1934–2000 Brian M. Lusey and Shane Whelan(2004)

Η παρούσα έρευνα των Brian M. Lusey and Shane Whelan εξετάζει τη μηνιαία και εξαμηνιαία εποχικότητα και την επίδραση της στη συμπεριφορά των ιρλανδικών ιδίων κεφαλαίων μακροπρόθεσμα.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται στην εργασία τους αντλήθηκαν από δύο πηγές :

- Την Κεντρική Στατιστική Υπηρεσία της Ιρλανδίας για την χρονική περίοδο 1934 έως 1986 και αποτελούνται από έναν μηνιαίο αριθμητικό σταθμισμένο δείκτη τιμών κλεισίματος του συνόλου των μετοχών των ιρλανδικών χρηματαγορών.
- Και τον επίσημο δείκτη χρηματιστηριακής αγοράς(ISEQ), ο οποίος κατασκευάστηκε σύμφωνα με τον δείκτη τιμών της Στατιστικής Υπηρεσίας της Ιρλανδίας(CSO), αλλά υπολογίζεται σε καθημερινή βάση.

Όλα τα δεδομένα εκφράζονται ως ποσοστιαία μεταβολή.

Για να εξετάσουν την ύπαρξη μηνιαίας εποχικότητας στηρίχθηκαν στο μοντέλο ANOVA ή Kruskal–Wallis statistics και χρησιμοποίησαν την παρακάτω εξίσωση μέσω αποδόσεων, κανονικής κατανομής  $\chi^2$  και παρατηρήσεων  $N$

$$H = \left( \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{n_j} \right) - 3(N+1)$$

Όπου,

$R_j^2$  είναι ο μέσος όρος των παρατηρήσεων και  $n_j$  είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων της ομάδας  $j^{\text{th}}$

Επίσης στηριζόμενοι στο Levene-test πήραν την πιο κάτω εξίσωση για την μηνιαία μεταβλητότητα :

$$W = \frac{(N-k) \sum_{i=1}^k N_i (\bar{Z}_i - \bar{Z})^2}{(k-1) \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{N_i} (Z_{ij} - \bar{Z}_i)^2}$$

Και εξέτασαν την μηδενική υπόθεση ότι οι διακυμάνσεις είναι ομογενείς:

$$H_0 : \sigma_i = \sigma_j \forall i, j, H_a : \sigma_i \neq \sigma_j, \text{ at least one } i, j \text{ pair}$$

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ορισμένοι μήνες είναι σημαντικά διαφορετικοί από άλλους και ότι, συνολικά, υπάρχει επίδραση του μήνα στις αποδόσεις των μετοχών, γίνεται αμέσως σαφές ότι η μέση απόδοση σε έναν αριθμό μηνών υπερβαίνει τη μέση απόδοση του δείγματος. Συγκεκριμένα η μέση απόδοση του Ιανουαρίου και Απριλίου εμφανίζονται πολύ υψηλότερες από τις μέσες αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών.

### 3.13 [Sensex Monthly Return: is there Seasonality? Lazar.D, Julia Priya. A and Dr. Joseph Jeyapaul\(2005\)](#)

Στην έρευνά τους οι Lazar.D, Julia Priya, A και Dr. Joseph Jeyapaul εξετάζουν την ύπαρξη της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών στην Ινδία, χρησιμοποιώντας τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών από το χρηματιστήριο Bombay Stock Exchange' s Sensitivity Index (Sensex) για το χρονικό διάστημα Απριλίου 1991 - Μαρτίου 2005.

Για την μέτρηση του των αποδόσεων πήραν την παρακάτω εξίσωση της ποσοστιαίας μεταβολής της τιμής της μετοχής:

$$r_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100$$

Όπου,  $r_t$  είναι η απόδοση της μετοχής για την περίοδο  $t$ ,  $P_t$  είναι η μέση μηνιαία τιμή της μετοχής του Sensex για την περίοδο  $t$  και  $\ln$  ο φυσικός αλγόριθμος.

Αρχικά εξέτασαν αν οι χρόνο-σειρές των αποδόσεων του Sensex είναι στάσιμες με την μέθοδο της απλής συνάρτησης αυτοσυσχέτισης(ACF) και με την μερική συνάρτηση αυτοσυσχέτισης(PACF).Επίσης χρησιμοποίησαν τον έλεγχο στασιμότητας Augmented Dickey-Fuller(ADF) test.

Στη συνέχεια διεξήγαγαν έλεγχο για την ύπαρξη εποχικότητας με ένα μοντέλο ψευδο-μεταβλητών, με την ψευδο-μεταβλητή να παίρνει την τιμή της μονάδας για τον μήνα που τους ενδιέφερε να δείξουν την ύπαρξη εποχικότητας και μηδέν για τους υπόλοιπους μήνες. Ο Γενάρης είναι ο παραλειπόμενος μήνας για το μοντέλο δηλαδή είναι ο μήνας αναφοράς. Έτσι, ο συντελεστής της κάθε ψευδο μεταβλητής μετρά το αποτέλεσμα του εν λόγω μήνα σε σχέση με τον μήνα αναφοράς του Ιανουαρίου. Η ύπαρξη της εποχικότητας θα επιβεβαιωθεί όταν ο συντελεστής τουλάχιστον μιας ψευδο-μεταβλητής είναι στατιστικά σημαντικός. Το αρχικό τους μοντέλο λοιπόν ήταν το εξής:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 Jan + \alpha_3 Feb + \alpha_4 Mar + \alpha_5 Apr + \alpha_6 May + \alpha_7 Jul + \alpha_8 Aug + \alpha_9 Sep + \alpha_{10} Oct + \alpha_{11} Nov + \alpha_{12} Dec + \varepsilon_t$$

Όπου ο σταθερός όρος  $\alpha_1$  δείχνει την μέση επιστροφή του Ιουνίου και οι συντελεστές  $\alpha_2$  έως  $\alpha_{12}$  αντιπροσωπεύουν τις μέσες διαφορές των υπόλοιπων μηνών από τον Ιούνιο. Οι συντελεστές αυτοί πρέπει να είναι ίσοι με το μηδέν εάν η απόδοση κάθε μήνα είναι ίση με τους άλλους μήνες και επομένως δεν υπάρχει επίδραση της εποχικότητας. Το  $\epsilon_t$  είναι το σφάλμα του λευκού θορύβου. Όμως η μέθοδος αυτή μπορεί να είναι προβληματική διότι τα κατάλοιπα μπορεί να έχουν σοβαρή συσχέτιση μεταξύ τους, για αυτόν τον λόγο προχώρησαν στη βελτίωση του μοντέλου τους κατασκευάζοντας ένα ARIMA μοντέλο για τα κατάλοιπα και αντικατέστησαν τον όρο  $\epsilon_t$  έτσι προέκυψε το νέο μοντέλο:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 Jan + \alpha_3 Feb + \alpha_4 Mar + \alpha_5 Apr + \alpha_6 May + \alpha_7 Jul + \alpha_8 Aug + \alpha_9 Sep + \alpha_{10} Oct + \alpha_{11} Nov + \alpha_{12} Dec + \varphi^{-1}(B) \theta(B) \eta_t$$

Όπου, ο τελευταίος όρος είναι ένας θεωρητικός όρος που αντιπροσωπεύει την υπό υστέρηση εξαρτημένη μεταβλητή και τον υπό υστέρηση όρο σφάλματος στο μοντέλο ARIMA με τον  $\eta_t$  να είναι ο κανονικά κατανεμημένος όρος σφάλματος με πιθανή διαφορετική μεταβλητότητα από τον  $\epsilon_t$ .

Επίσης πραγματοποιήθηκε ARCH test στα κατάλοιπα για τυχόν εύρεση ετεροσκεδαστικότητας.

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης έδειξαν ότι οι αποδόσεις για τους μήνες Μάιο Οκτώβριο και Νοέμβριο είναι οι πιο υψηλές, με μέγιστη απόδοση να καταγράφεται τον Νοέμβριο και χαμηλότερη απόδοση τον Μάρτιο. Οι μήνες του Ιανουαρίου, Φεβρουαρίου, Ιουλίου και Αυγούστου είχαν επίσης αρνητικές αποδόσεις. Ακόμα εντόπισαν ότι οι αποδόσεις του Μαρτίου και του Ιουνίου είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας πέντε και δέκα τις εκατό αντίστοιχα. Βρήκαν στατιστικά σημαντικό το συντελεστή για τον μήνα Απρίλιο, το οποίο σημαίνει την ύπαρξη του “tax-loss selling”, καθώς ο μήνας φορολόγησης στην Ινδία είναι ο Μάρτιος.

Τέλος με την απόδειξη της ύπαρξης του “January effect” φάνηκε ότι οι αποδόσεις των μετοχών στην Ινδία δεν είναι εντελώς τυχαίες. Αυτό αντικρούεται με το υπόδειγμα της αποτελεσματικής αγοράς και έτσι οι επενδυτές μπορούν να βελτιώσουν τις αποδόσεις τους επενδύοντας σε συγκεκριμένες χρονικές περιόδους.

### 3.14 The January and size effect on stock returns: More Evidence Vichet Sum(2007)

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι η παροχή επιπρόσθετων εμπειρικών μελετών για το “January and size effect” στις αποδόσεις των μετοχών. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησε για την έρευνα του ο Sum, αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων του Κέντρου Έρευνας στις Τιμές των Χρεογράφων (CRSP).

Για την επίτευξη του σκοπού της μελέτης του κατασκεύασε δέκα χαρτοφυλάκια βάσει της κεφαλαιοποίησης των μετοχών των εταιριών που περιλαμβάνονται στα χρηματιστήρια NYSE, AMEX, NASDAQ. Ο υπολογισμός της κεφαλαιοποίησης προήλθε από τον πολλαπλασιασμό της τιμής κάθε μετοχής επί το σύνολο των μετοχών με τα στοιχεία του προηγούμενου κάθε φορά έτους. Για την απόδειξη ύπαρξης του “January effect” υπολογίστηκαν οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών καθώς και ο μέσος όρος των μηνιαίων αποδόσεων σε βάθος δεκαετίας για τον μήνα του Ιανουαρίου και των εναπομεινάντων μηνών. Επίσης χρησιμοποιήθηκε μια ανάλυση t-test για τον προσδιορισμό της μέσης διαφοράς της μηνιαίας απόδοσης του Ιανουαρίου με τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις των άλλων μηνών για κάθε δεκαετία.

Η στατιστική ανάλυση των δεδομένων εκτελέστηκε ξεχωριστά για το κάθε χρηματιστήριο για τις παρακάτω χρονικές περιόδους:

- NYSE χρονική περίοδος από 01 Ιανουαρίου 1959 έως 31 Δεκεμβρίου 2007
- AMEX χρονική περίοδος από 01 Ιανουαρίου 1962 έως 31 Δεκεμβρίου 2007
- NASDAQ χρονική περίοδος από 01 Ιανουαρίου 1971 έως 31 Δεκεμβρίου 2007

και εμφάνισε ισχυρή ένδειξη του “January and size effect”.

Συγκριτικά οι μέσες μη κανονικές αποδόσεις του Ιανουαρίου με τους υπόλοιπους μήνες είναι σημαντικά υψηλότερες για τις δεκαετίες του '60, του '70 και του '80 εν αντιθέσει με τη δεκαετία του 1990 και του 2000 που οι διαφορές των αποδόσεων του Ιανουαρίου με τους άλλους μήνες είναι στατιστικά ασήμαντες.

Επιπρόσθετα οι μικρότερες σε κεφαλαιοποίηση εταιρίες παρουσιάζουν μεγαλύτερες μη κανονικές αποδόσεις τον Ιανουάριο σε σχέση με του εναπομείναντες μήνες.

Αναλυτικότερα οι εταιρίες με την μικρότερη κεφαλαιοποίηση στο χρηματιστήριο AMEX παρουσιάζουν μεγαλύτερες μέσες μη κανονικές αποδόσεις για τον Ιανουάριο συγκριτικά με τους άλλους μήνες σε επίπεδο σημαντικότητας ένα τις εκατό, με τις μέγιστες μηνιαίες μη κανονικές αποδόσεις να εμφανίζονται τη δεκαετία του 70.

Επίσης και στο NASDAQ παρουσιάζονται υψηλότερες μη κανονικές αποδόσεις τον Ιανουάριο σε επίπεδο σημαντικότητας ένα τις εκατό.

Συμπερασματικά με βάση τα αποτελέσματα της έρευνας που πραγματοποιήθηκε στα χρηματιστήρια NYSE, AMEX και NASDAQ οι εταιρίες με την μικρότερη κεφαλαιοποίηση παρουσιάζουν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις για τον Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους έντεκα μήνες και οι υψηλότερες αποδόσεις εμφανίζονται τη δεκαετία του 1970. Συνεπώς η παρούσα εργασία επιβεβαιώνει την ύπαρξη της επίδρασης του Ιανουαρίου.

### 3.15 Seasonalities in the Monthly Stock Returns : Evidence from Bangladesh Dhaka Stock Exchange (DSE) Khokan Bepari & Abu Taher Mollik (2009)

Σκοπός της μελέτης των Bepari και Mollik είναι η εξέταση για την ύπαρξη εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου Dhaka Stock Exchange στο Μπαγκλαντές για την περίοδο 1993 έως 2006 χρησιμοποιώντας τις μηνιαίες αποδόσεις του DSE(DSE all index). Αρχικά όρισαν την έννοια της εποχικότητας δηλαδή ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών δεν είναι οι ίδιες σε όλες τις περιόδους και υποστήριξαν πως αν η επίδραση της εποχικότητας είναι εμφανής και σταθερή στα χρηματιστήρια τότε οι επενδυτές μπορούν να βγάλουν χρήσιμα συμπεράσματα, τα οποία καθορίζουν τις επενδυτικές τους αποφάσεις.

Για την έρευνα τους χρησιμοποίησαν ένα συνδυαστικό μοντέλο παλινδρόμησης και χρόνο-σειρών(Pindyck and Rubinfeld, 1998) με ψευδο-μεταβλητές για κάθε μήνα για τον έλεγχο της ύπαρξης εποχικότητας.

Η μεθοδολογία που ακολούθησαν με το σκεπτικό ότι η ύπαρξη εποχικότητας είναι πιο ανιχνεύσιμη σε χρηματιστηριακούς δείκτες και μεγάλα χαρτοφυλάκια είναι η εξής:

Αρχικά πήραν ως μέτρο της απόδοσης των μετοχών του DSE την μηνιαία ποσοστιαία μεταβολή αυτών

$$r_t = (\ln p_t - \ln p_{t-1}) \times 100$$

Εν συνεχεία εξέτασαν αν η χρόνο-σειρά των αποδόσεων του DSE είναι στάσιμη με την μέθοδο της απλής συνάρτησης αυτοσυσχέτισης(ACF) και με την μερική συνάρτηση αυτοσυσχέτισης(PACF).Επίσης «έτρεξαν» τον έλεγχο στασιμότητας Augmented Dickey-Fuller(ADF) test.

Δημιούργησαν το αρχικό τους μοντέλο, το οποίο στηρίχθηκε στην μοντελοποίηση με ψευδο-μεταβλητές, δηλαδή η ψευδο-μεταβλητή παίρνει την τιμή της μονάδας για τον μήνα που τους ενδιαφέρει να δείξουνε την ύπαρξη εποχικότητας και μηδέν για τους υπόλοιπους μήνες

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 Jan + \alpha_3 Feb + \alpha_4 Mar + \alpha_5 Apr + \alpha_6 May + \alpha_7 Jul + \alpha_8 Aug + \alpha_9 Sep + \alpha_{10} Oct + \alpha_{11} Nov + \alpha_{12} Dec + \varepsilon_t$$

Όπου ο σταθερός όρος  $\alpha_1$  υποδηλώνει την μέση επιστροφή του Ιουνίου, που είναι ο μήνας αναφοράς για το μοντέλο καθώς αποτελεί τον μήνα φορολόγησης για το Μπαγκλαντές, και οι συντελεστές  $\alpha_2$  έως  $\alpha_{12}$  αντιπροσωπεύουν τις μέσες διαφορές των υπόλοιπων μηνών από τον Ιούνιο. Οι συντελεστές αυτοί πρέπει να είναι ίσοι με το μηδέν εφόσον η απόδοση κάθε μήνα είναι ίση με των υπόλοιπων μηνών και επομένως δε θα υπάρχει επίδραση της εποχικότητας. Τέλος το  $\epsilon_t$  είναι το σφάλμα του λευκού θορύβου. Όμως η μέθοδος αυτή μπορεί να αποδειχθεί ελαττωματική επειδή τα κατάλοιπα μπορεί να έχουν σοβαρή συσχέτιση μεταξύ τους, για αυτόν τον λόγο βελτίωσαν την παραπάνω εξίσωση κατασκευάζοντας ένα ARIMA μοντέλο για τα κατάλοιπα, αντικατέστησαν τον όρο  $\epsilon_t$  έτσι προέκυψε μια νέα εξίσωση:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 Jan + \alpha_3 Feb + \alpha_4 Mar + \alpha_5 Apr + \alpha_6 May + \alpha_7 Jul + \alpha_8 Aug + \alpha_9 Sep + \alpha_{10} Oct + \alpha_{11} Nov + \alpha_{12} Dec + \phi^{-1}(B)\theta(B)\eta_t$$

Και πραγματοποιήθηκε ARCH test στα κατάλοιπα για τυχόν εύρεση ετεροσκεδαστικότητας και διόρθωσης της.

Με το πέρας των παλινδρομήσεων παρατηρήθηκε πως οι μέσες αποδόσεις των μηνών Φεβρουαρίου, Απριλίου και Δεκεμβρίου είναι αρνητικές εν αντιθέσει των υπόλοιπων μηνών που είναι θετικές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Μάιο και η χαμηλότερη τον Απρίλιο, εμφανίζεται ακόμα αρνητική ασυμμετρία για πέντε μήνες και θετική για επτά μήνες. Επίσης οι πέντε μήνες παρουσιάζουν κύρτωση μεγαλύτερη του τρία, που σημαίνει λεπτόκυρτη κατανομή.

Το Jarque Bera test δείχνει πως υπάρχει κανονική κατανομή στις αποδόσεις των μετοχών για έξι μήνες. Η μέση μηνιαία απόδοση για όλη την περίοδο 1993-2006 είναι θετική (0,881 τις %) με υψηλή διασπορά και θετική ασυμμετρία, και σύμφωνα με τα στατιστικά του Jarque Bera test δεν υπάρχει κανονική κατανομή στις αποδόσεις.

Βάσει των αποτελεσμάτων παρατηρείται πως μόνο ο Απρίλιος έχει στατιστικά σημαντικό συντελεστή, τα κατάλοιπα βάσει του ARIMA(5 0 5) δεν είναι white noise, δεν παρουσιάζουν ετεροσκεδαστικότητα και σύμφωνα με το Lagrange Multiplier test δεν έχουν ARCH effect. Οι συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών των μηνών Απριλίου, Αυγούστου και Σεπτεμβρίου είναι στατιστικά σημαντικοί. Ο συντελεστής του μήνα αναφοράς Ιουνίου είναι 2.105 και εκτός του Μαΐου όλοι οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών είναι χαμηλότεροι σε σχέση με του Ιουνίου.



Παρά το γεγονός ότι ο Ιούνιος αποτελεί τον μήνα κλεισίματος του έτους για το Μπαγκλαντές άρα και μήνα φορολόγησης, οι συντελεστές τόσο του Ιουνίου όσο και του Ιουλίου δεν είναι στατιστικά σημαντικοί πράγμα που δείχνει πως η Υπόθεση “tax-loss-selling” καθώς και το “July effect” απορρίπτονται. Όμως ο συντελεστής του Απριλίου είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας πέντε τοις εκατό στοιχείο που οδηγεί σε ένα «April effect» για το DSE.

Εξήγηση για το “April effect” δίνει το ότι μέσα στον Απρίλιο οι περισσότερες εταιρίες στο Μπαγκλαντές μοιράζουν το μέρισμα τους, οι επενδυτές έχοντας εισπράξει το μέρισμα πωλούν τις μετοχές τους πιέζοντας τις αποδόσεις των μετοχών προς τα κάτω.

Οι συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών του Νοεμβρίου και του Δεκεμβρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικές άρα δεν υπάρχει ούτε “year end effect”, επίσης οι συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών του Αυγούστου και του Σεπτεμβρίου είναι στατιστικά σημαντικές, αυτό μπορεί να οφείλεται σε διάφορους κοινωνικούς οικονομικούς και πολιτικούς παράγοντες που προκαλούν αλλαγές σε θεμελιώδη μακροοικονομικά μεγέθη.

Τέλος τα αποτελέσματα της έρευνας δείχνουν ότι οι αποδόσεις των μετοχών του DSE δεν είναι εντελώς τυχαίες με αποτέλεσμα οι επενδυτές να μπορούν να κερδίσουν περισσότερα από τις αποδόσεις των μετοχών τους, εφόσον επενδύσουν σε συγκεκριμένα χρονικά διαστήματα καθώς η αγορά δεν είναι αποτελεσματική.

### 3.16 Seasonality in the Baltic Stock Markets Rasa Norvaisiene, Kurgita Stankeviciene, Austrine Lakstutiene(2015)

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι να διερευνήσει ενδείξεις εποχικότητας στα χρηματιστήρια της Βαλτικής καθώς και να καθορίσει εάν η εμπορική στρατηγική που βασίζεται σε εποχικές ανωμαλίες επιτρέπει σε έναν επενδυτή να κερδίζει μη φυσιολογικά κέρδη.

Για την έρευνά τους χρησιμοποίησαν τους ημερήσιους δείκτες απόδοσης των Nasdaq OMX Tallinn, Nasdaq OMX Riga και Nasdaq OMX Vilnius από τις χρηματιστηριακές αγορές της Βαλτικής για τη χρονική περίοδο από 2 Ιανουαρίου 2003 έως 30 Δεκεμβρίου 2014.

Για την μέτρηση των αποδόσεων πήραν την παρακάτω εξίσωση της ποσοστιαίας μεταβολής της τιμής της μετοχής για την ημέρα  $t$  και για την ημέρα  $t-1$ :

Equation 1

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

Στη μεθοδολογία που χρησιμοποίησαν για τη διερεύνηση της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών εκτίμησαν το παρακάτω μοντέλο παλινδρόμησης με ψευδο-μεταβλητές για να καταγράψουν την επίδραση του “month of the year effect”:

Equation 2

$$R_t = \mu + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \dots + \alpha_{12} D_{12} + \varepsilon_t$$

Όπου,

- $R_t$  είναι η λογαριθμική κανονική απόδοση στο μήνα  $t$
- $\mu$  είναι η σταθερά
- οι  $D_1, D_2, \dots, D_{12}$  είναι ψευδο-μεταβλητές έτσι ώστε η  $D_1$  να παίρνει την τιμή ένα εάν ο μήνας  $t$  είναι ο Ιανουάριος διαφορετικά θα παίρνει την τιμή μηδέν, η  $D_2$  να παίρνει την τιμή ένα εάν ο μήνας  $t$  είναι ο Φεβρουάριος και μηδέν διαφορετικά και ούτω καθεξής.
- Οι συντελεστές  $\alpha_1$  έως  $\alpha_{12}$  είναι οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις για τον Ιανουάριο μέχρι τον Δεκέμβριο αντίστοιχα
- και  $\varepsilon_t$  είναι ο στοχαστικός όρος.

Η παρουσία μηνιαίας εποχικότητας συνεπάγεται την αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης,

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{12} = 0 \text{ με } \alpha_i \neq 0, \text{ για } i = 1, \dots, 12.$$

Εάν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση τότε οι αποδόσεις των μετοχών θα πρέπει να εμφανίζουν κάποια μορφή μηνιαίας εποχικότητας.

Ομοίως χρησιμοποίησαν το πιο κάτω μοντέλο για την ανάλυση του του φαινομένου των αποκριών “Halloween effect” :

$$R_t = \mu + \alpha S_t + \varepsilon_t$$

Όπου.

- $R_t$  είναι η λογαριθμική κανονική απόδοση στο μήνα  $t$
- $S_t$  Εποχιακή καθημερινή ψευδο-μεταβλητή με την  $S_t$  να παίρνει την τιμή της μονάδας για τις ημέρες του χειμώνα και αντίστοιχα να παίρνει την τιμή του μηδενός για τις ημέρες του καλοκαιριού.

Τα αποτελέσματα της έρευνας για την ένδειξη του “monthly effect” έδειξαν ότι οι αποδόσεις στην χρηματιστηριακή αγορά της Εσθονίας είναι σημαντικά υψηλότερη τον Ιανουάριο σε σύγκριση με την απόδοση των άλλων μηνών, επίσης κατά την περίοδο της μελέτης οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις τον Ιανουάριο ανήλθαν στο 0,25 τις εκατό, το οποίο επιβεβαίωσε την ύπαρξη του αποτελέσματος του “January effect” στην Εσθονία. Φανερή ένδειξη εποχικότητας διαμορφώθηκε και τον

Οκτώβριο. Συγκεκριμένα η απόδοση τον Οκτώβριο ήταν στατιστικά σημαντική, αλλά αρνητική. Η σταθερά της εξίσωσης της παλινδρόμησης ήταν στατιστικά σημαντική κατά τη διάρκεια των εννιά από τους δώδεκα μήνες, όμως οι συντελεστές που υποδηλώνουν την επίδραση του μήνα δεν ήταν στατιστικά σημαντικοί.

Κατά την έρευνα του φαινομένου της επίδρασης του μήνα χρηματιστηριακή αγορά της Λετονίας δεν παρατηρήθηκε, κανένας στατιστικά σημαντικός συντελεστής, υποδεικνύοντας ότι εποχιακές διακυμάνσεις δεν εμφανίστηκαν στη Λετονία σε ξεχωριστούς μήνες.

Σε αντίθεση με τη Λετονία, παρατηρήθηκαν αισθητές εποχιακές διακυμάνσεις στη χρηματιστηριακή αγορά της Λιθουανίας. Η επίδραση του Ιανουαρίου αποτελεί χαρακτηριστικό της χρηματιστηριακής αγοράς της Λιθουανίας, δεδομένου ότι τον Ιανουάριο προέκυψε ένας στατιστικά σημαντικός συντελεστής, που δείχνει ότι η ημερήσια απόδοση αυτού του μήνα ήταν κατά μέσο όρο 0,17 τις εκατό.

Η ανάλυση των μέσων αποδόσεων των μετοχών στα χρηματιστήρια της Βαλτικής για κάθε μήνα της ερευνητικής περιόδου και η σύγκριση των αποδόσεων των μετοχών του Νοεμβρίου-Απριλίου με τις αποδόσεις του Μαΐου-Οκτωβρίου απέδειξαν ότι η μέση απόδοση των μετοχών την χειμερινή περίοδο είναι υψηλότερες από τις τιμές της καλοκαιρινής περιόδου στην Εσθονία και στην Λιθουανία (8 από τα 12 χρόνια) σε αντίθεση με την Λετονία που δεν υπήρξε ξεκάθαρη τάση.

Επίσης τα αποτελέσματα της ανάλυσης παλινδρόμησης απέδειξαν την αποκριτική επίδραση μόνο στην εσθονική χρηματιστηριακή αγορά, δηλαδή οι αποδόσεις των μετοχών ήταν σημαντικά υψηλότερες τον Νοέμβριο-Απρίλιο από ότι τον Μάιο-Οκτώβριο, εν αντιθέσει με τη Λιθουανία και Λετονία που δεν εμφάνισαν το “Halloween effect”.

Τέλος όπως αποδείχτηκε παραπάνω επειδή οι τιμές των μετοχών δεν είναι τυχαίες αλλά μπορούν να προβλεφθούν σε ορισμένες χρονικές στιγμές, οι επενδυτές μπορούν να αυξήσουν την αναμενόμενη κερδοφορία τους και να κερδίσουν περισσότερο από τον μέσο όρο, αξιολογώντας τις τάσεις της εποχικότητας και επιλέγοντας το χρονική στιγμή που θα επενδύσουν.

### 3.17 Calendar anomalies in the Russian stock market Guglielmo Maria Caporalea, Valentina Zakirova(2017)

Αντικείμενο της μελέτης των Maria Caporalea, Valentina Zakirova είναι η επίδραση της εποχικότητας και οι ημερολογιακές ανωμαλίες (“January effect”, “day of the week effect”, “turn of the month effect”) στη ρωσική χρηματιστηριακή αγορά, οι οποίες θα μπορούσαν να ερμηνευθούν ως στοιχεία ενάντια στη θεωρία της

αποτελεσματικής αγοράς. Για την απόδειξη των ημερολογιακών ανωμαλιών εκτίμησαν τα μοντέλα OLS, GARCH, EGARCH και TGARCH χρησιμοποιώντας ημερήσια δεδομένα από τον δείκτη αγοράς MICEX κατά την περίοδο 22 Σεπτεμβρίου 1997 έως 14 Απριλίου 2016.

Το δείγμα που πήραν περιλαμβάνει 4.633 παρατηρήσεις σχετικά με τις ημερήσιες αποδόσεις (κοντά στο κλείσιμο), οι οποίες υπολογίστηκαν με την παρακάτω μέθοδο:

$$R_t = \frac{P_t^{close} - P_{t-1}^{close}}{P_{t-1}^{close}}, \quad (1)$$

Όπου,  $P_t$  είναι η τιμή του δείκτη στην περίοδο  $t$ . Τα μερίσματα δεν περιλαμβάνονται επειδή η στρατηγική διαπραγμάτευσης θεωρείται καθημερινά. Η πηγή δεδομένων για τις τιμές προσφοράς και ζήτησης είναι η Thompson Reuters.

Δεδομένου ότι ο δείκτης MICEX είναι ένας σύνθετος δείκτης 50 ρωσικών εμπορεύσιμων εταιρειών, υπολογίστηκε το spread bid-ask ως σταθμισμένη διαφορά των μεμονωμένων μετοχών με τον ακόλουθο τύπο:

$$S = \omega_1 S_1 + \omega_2 S_2 + \dots + \omega_{49} S_{49} + \omega_{50} S_{50}, \quad (2)$$

Όπου, όπου  $S_t$  είναι το spread bid-ask που χρησιμοποιείται παρακάτω για σκοπούς προσαρμογής και  $\omega_t$  είναι το μερίδιο της μετοχής στο δείκτη.

Επίσης υπολογίστηκαν σύμφωνα με τον Gregoriou(2004) και οι προσαρμοσμένες αποδόσεις:

$$RS_t = \frac{(P_t^{close} - S_t) - (P_{t-1}^{close} - S_{t-1})}{(P_{t-1}^{close} - S_{t-1})}, \quad (3)$$

όπου το  $RS_t$  αντιπροσωπεύει τις προσαρμοσμένες αποδόσεις, το  $R_t$  για τις ημερήσιες αποδόσεις και το  $S_t$  για τη διαφορά προσφοράς-ζήτησης. Η προσαρμογή γίνεται επειδή οι επενδυτές αφαιρούν το κόστος συναλλαγής από τις αποδόσεις για να υπολογίσουν το πραγματικό ποσοστό απόδοσης των επενδύσεών τους.

Η διαφορά προσφοράς-ζήτησης είναι μια καλή εναλλακτική λύση για τη μεταβλητή πτυχή του κόστους συναλλαγής.

Εν συνεχεία έτρεξαν τα παρακάτω μοντέλα παλινδρομήσεων για τον έλεγχο της επίδρασης της εποχικότητας.

### OLS regression

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{12}, \quad (4)$$

$$R_t = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \dots + \beta_{12} D_{12t} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

όπου οι συντελεστές  $\beta_1 \dots \beta_{12}$  αντιπροσωπεύουν τις μέσες ημερήσιες αποδόσεις για κάθε μήνα, οι ψευδο-μεταβλητές  $D_1 \dots D_{12}$  ισούνται με 1 εάν η απόδοση προκύπτει από τον ίδιο μήνα διαφορετικά ισούνται με το 0, και  $\varepsilon_t$  είναι ο όρος σφάλματος. Εάν η μηδενική υπόθεση  $H_0$  απορριφθεί, καταλήγουν στην ύπαρξη εποχικότητας και τρέχουν μια δεύτερη παλινδρόμηση:

$$H_0: \alpha = 0, \quad (6)$$

$$R_t = \alpha + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \dots + \beta_{11} D_{11t} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

όπου το  $\alpha$  αντιπροσωπεύει τις αποδόσεις του Ιανουαρίου, οι συντελεστές  $\beta_1 \dots \beta_{11}$  αντιπροσωπεύουν τη διαφορά μεταξύ των αναμενόμενων μέσων ημερήσιων αποδόσεων για τον Ιανουάριο και των μέσων ημερήσιων αποδόσεων των άλλων μηνών, κάθε ψευδο-μεταβλητή  $D_1 \dots D_{11}$  ισούται με 1 εάν δημιουργείται η απόδοση σε αυτόν τον μήνα διαφορετικά παίρνει την τιμή 0 και  $\varepsilon_t$  είναι ο όρος του σφάλματος.

### The GARCH model

$$R_t = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \dots + \beta_{12} D_{12t} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma * D(\text{Jan}), \quad (9)$$

όπου  $\omega$  είναι μια μεταβλητή,  $\varepsilon_t$  είναι ο όρος σφάλματος που ακολουθεί κανονική κατανομή ( $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ ) και  $D(\text{Jan})$  είναι μια σειρά από ψευδο-μεταβλητές ίσες με 1 εάν η απόδοση εμφανίζεται σε αυτόν τον μήνα και 0 διαφορετικά. επειδή η διακύμανση ( $\sigma^2$ ) πρέπει να είναι θετική, υπάρχουν οι ακόλουθοι περιορισμοί:  $\omega \geq 0$ ,  $\alpha \geq 0$ ,  $\beta \geq 0$ .

### The TGARCH model

$$R_t = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \dots + \beta_{12} D_{12t} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 + \theta * D(\text{Jan}), \quad (11)$$

όπου  $I_{t-1} = 1$  εάν  $\varepsilon_{t-1} < 0$ , και 0 διαφορετικά.

Ισχύουν οι ακόλουθοι περιορισμοί:  $\omega \geq 0$ ,  $\alpha \geq 0$ ,  $\beta \geq 0$ ,  $\alpha + \gamma \geq 0$ .

### The EGARCH model

$$R_t = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \dots + \beta_{12} D_{12t} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \alpha \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} + \theta * D(Jan), \quad (13)$$

όπου το  $\gamma$  καταγράφει τις ασυμμετρίες: αν οι αρνητικές διαταραχές ακολουθούνται από υψηλότερη μεταβλητότητα, τότε η εκτίμηση  $\gamma$  θα είναι αρνητική. Αυτό το μοντέλο δεν απαιτεί περιορισμούς.

Εν συντομία, τα αποτελέσματα εμφάνισαν την επίδραση του Ιανουαρίου για τις ακατέργαστες αποδόσεις όταν χρησιμοποιούνται τα μοντέλα GARCH και EGARCH. Ωστόσο, η επίδραση αυτή εξαφανίζεται όταν εισάγονται τα έξοδα συναλλαγής.

Η επίδραση ημέρας της εβδομάδας ανιχνεύεται επίσης κατά την εκτίμηση των GARCH και TARCH μοντέλων για τις πρώτες σειρές, αλλά και πάλι, εξαφανίζεται όταν χρησιμοποιούνται προσαρμοσμένες αποδόσεις.

### 3.18 Συνοχή προηγούμενων μελετών

Συνοψίζοντας τις εμπειρικές μελέτες που εξετάστηκαν για την κατανόηση του φαινομένου της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών, θα προσπαθήσουμε να συγκρίνουμε τα αποτελέσματα των ερευνών ανά ήπειρο και χώρα εξέτασης όπως και ανά διαχωρισμό των χωρών σε ανεπτυγμένες και αναδυόμενες . Ξεκινώντας με την έρευνα των R.S.Rathinasamy Krishna G.Mantripragada & Charmen Loh (1993) στην εξελιγμένη χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α, για την περίοδο 1975 έως 1990. Οι οποίοι αφού εξέτασαν την επίδραση της εποχικότητας στον δείκτη U.S dollar index, κατέληξαν στο συμπέρασμα πως υπάρχουν υψηλότερες αποδόσεις τον μήνα του Ιανουαρίου “January effect”, συνδυάζοντας το συμπέρασμα αυτό, με τον υψηλότερο κίνδυνο που παρουσιάζεται μέσα στον μήνα αυτόν. Στην ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου ειδικά για τις μικρότερες επιχειρήσεις (size effect) στις Η.Π.Α κατέληξε και ο Vichet Sum(2007),που κατασκεύασε δέκα χαρτοφυλάκια βάσει της κεφαλαιοποίησης των μετοχών των εταιριών που περιλαμβάνονται στα χρηματιστήρια NYSE,AMEX NASDAQ για τη χρονική περίοδο 1959 έως 2007 για την εξέταση της επίδρασης του “January and size effect”. Επεκτείνοντας την μελέτη της επίδρασης της εποχικότητας στα φαινόμενα “turn of the month effect” και “pre-holiday effect” οι Charles Bram Cadsby & Mitchell Ratner (1991), εξέτασαν εκτός των Η.Π.Α και τις ανεπτυγμένες χρηματαγορές του Καναδά, του Ηνωμένου Βασιλείου, της Ελβετίας, της Δυτικής Γερμανίας, της Ιταλίας και της Γαλλίας αλλά και τις εξελισσόμενες αγορές της Ιαπωνία, του Χονγκ Κονγκ και της Αυστραλίας, και συμπέραναν ότι η επίδραση της αλλαγής του μήνα είναι στατιστικά σημαντική για τις Ηνωμένες Πολιτείες, τον Καναδά, το Ηνωμένο Βασίλειο, την Αυστραλία, την Ελβετία και τη Δυτική Γερμανία. Οι Stilianos Fountas and Konstantinos Segredakis(2002) ερεύνησαν επίσης την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου και την υπόθεση “tax-loss selling” στις αναδυόμενες αγορές των: Αργεντινή, Χιλή, Κολομβία, Ελλάδα, Ινδία, Ιορδανία, Κορέα, Μαλαισία, Μεξικό, Νιγηρία, Πακιστάν, Φιλιππίνες, Πορτογαλία, Ταιβάν, Ταϊλάνδη, Τουρκία, Βενεζουέλα και Ζιμπάμπουε, παίρνοντας σαν δεδομένα τις εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών για την περίοδο 1989 έως 1995 και τα δεδομένα για τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών της περιόδου 1987 - 1995 και κατέληξαν πως η μηνιαία εποχικότητα “monthly effect” είναι υπαρκτή στις αποδόσεις των μετοχών δεκαοχτώ αναδυόμενων αγορών. Παραταύτα πολύ μικρή ένδειξη υπήρξε για το “January effect” και την υπόθεση “tax-loss selling”. Στην εξέταση της εποχικότητας στην Ελλάδα επικεντρώθηκαν οι έρευνες του Christos Floros(2002) και των T. C. Mills, C. Sirioroylos, R. N. Markellos and D. Harizanis(2000). Ο πρώτος ερεύνησε το φαινόμενο του μήνα στις αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών λαμβάνοντας σαν δείγμα τις τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών για την χρονική περίοδο 1996 έως 2002, καθώς και των δεικτών FTSE / ASE-20 για την περίοδο 1997-έως 2001 και FTSE / ASE Mid 40 για το χρονικό διάστημα 1999 έως 2001,

ενώ οι T. C. Mills, C. Siriopoylos, R. N. Markellos and D. Harizanis έλαβαν ως δεδομένα τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος των 60 μετοχών του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών, για την χρονική περίοδο 1986 έως 1997. Στα αποτελέσματά τους φάνηκε έντονα το φαινόμενο της επίδρασή της ημέρας (Τρίτης) αλλά παρουσιάστηκαν και υψηλότερες αποδόσεις τον μήνα του Ιανουαρίου, εν αντιθέσει με την μελέτη του Floros που έδειξε μεγαλύτερες αποδόσεις τον Απρίλιο για τον γενικό δείκτη του ΧΑΑ. Μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις για τον Απρίλιο και τον Ιανουάριο εμφανίστηκαν και στην έρευνα των Brian M. Lusey and Shane Whelan(2004) για την Ιρλανδία. Παραμένουμε στις ευρωπαϊκές χρηματαγορές και περνάμε στην έρευνα του Miquel Santestases(1986), ο οποίος αφού χρησιμοποίησε τις ημερήσιες αποδόσεις του Δείκτη Ανταλλαγής του χρηματιστηρίου της Μαδρίτης για το διάστημα 1979-1983, κατέληξε στο συμπέρασμα ότι στην Ισπανία εμφανίζεται και επιδρά στις αποδόσεις το φαινόμενο της αλλαγής του χρόνου “change of the year effect” σε συνδυασμό με την υπόθεση “tax-loss selling”. Αντίθετα ο Denis O. Boudreaux (1995) στην μελέτη του κατά τη χρονική περίοδο 1978-1992 δεν βρήκε την επίδραση του φαινομένου της αλλαγής του μήνα στο χρηματιστήριο της Ισπανίας, παρά μόνο στις ευρωπαϊκές χρηματαγορές της Δανίας, της Γερμανίας, και της Νορβηγίας. Περνώντας στα χρηματιστήρια της Ασίας και στις αναπτυσσόμενες αγορές της Σιγκαπούρης και Μαλαισίας ο Boudreaux έδειξε στα αποτελέσματα του ότι υπήρξε ανεστραμμένη (αρνητική επίδραση) του φαινομένου της αλλαγής του μήνα, ενώ ο K I E ANN Wong(1995) την ίδια χρονιά εμφάνισε ότι η επίδραση του μήνα δεν εμφανίζεται σε μεγάλο βαθμό στις μεγάλες αναπτυσσόμενες χρηματιστηριακές αγορές της Σιγκαπούρη, της Μαλαισία, αλλά και του Χονγκ Κονγκ, της Ταϊβάν και της Ταϊλάνδης. Συνεχίζοντας στις αναπτυσσόμενες αγορές της Ασίας περνάμε στην μελέτη των Lazar.D, Julia Priya. A and Dr. Joseph Jeyapaul(2005), που αφού εξέτασαν τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου Bombay Stock για την περίοδο 1991-2005 κατέληξαν στο συμπέρασμα της επίδρασης του Ιανουαρίου. Προηγουμένως ο I M Pandey(2002), είχε αποδείξει την επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου αλλά και της υπόθεσης “tax-loss selling” για την Ινδία. Οι Khokan Bepari & Abu Taher Mollik (2009) εξέτασαν τις μηνιαίες αποδόσεις του DSE(DSE all index) για την περίοδο 1993 έως 2006 και διαπίστωσαν το φαινόμενο του Απριλίου, αιτιολογώντας τις χαμηλότερες μέσες αποδόσεις του μήνα εξαιτίας της κοπής μερίσματος τον προηγούμενο μήνα. Για την εξέταση του φαινομένου της αλλαγής του χρόνου “turn of the year effect” στη Νέα Ζηλανδία και τον βαθμό που η υπόθεση “tax loss-selling” εξηγεί την παρουσία του φαινομένου αυτού, οι Mahendra Raj and David Thurston(1994) χρησιμοποίησαν δεδομένα από το New Zealand Herald για τη δεκαετή χρονική περίοδο Ιουλίου 1983-εώς Ιουνίου 1993 και κατέληξαν πως δεν υπάρχει ένδειξη “January or April effect” τόσο στις μικρές όσο και στις μεγάλες εταιρίες, το οποίο συνεπάγεται πως δεν ισχύει ούτε η υπόθεση “tax-loss selling. Στην μη ύπαρξη εποχικότητας και πιο συγκεκριμένα στην μη ύπαρξη “Ramadan effect” κατέληξαν και οι Fazal J. Seyyed, Abraham



Abraham, Mohsen Al-Hajji(2000) για το σύνολο της χρηματιστηριακής αγοράς της Σαουδικής Αραβίας, καθώς τα αποτελέσματα έδειξαν πως οι εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών δεν διαφέρουν σημαντικά κατά τη διάρκεια του μήνα του Ραμαζανιού από τους υπόλοιπους μήνες. Επίσης ούτε στον All Gold Index δείκτη του Γιοχάνεσμπουργκ εμφανίζονται ημερολογιακές ανωμαλίες για τη δεκαετία 1987-1997 σύμφωνα με τους J .Andrew Coutts and Mohamed A. Sheikh(2002). Σε πιο πρόσφατες μελέτες οι Rasa Norvaisiene, Kurgita Stankeviciene, Austrine Lakstutiene(2015) εξέτασαν την επίδραση της εποχικότητας στα χρηματιστήρια της Βαλτικής για το διάστημα 2003 έως 2014 και στα αποτελέσματα τους εμφάνισαν την επίδραση του Ιανουαρίου “January effect” στην Εσθονία, στην Λιθουανία και την αποκριάτικη επίδραση μόνο στην εσθονική χρηματιστηριακή αγορά. Την επίδραση της εποχικότητας και τις ημερολογιακές ανωμαλίες (“January effect”, “day of the week effect”, “turn of the month effect”) εξέτασαν στη ρωσική χρηματιστηριακή αγορά οι Maria Caporalea, Valentina Zakirova(2017) και βρήκαν επίδραση του Ιανουαρίου και επίδραση της ημέρας της εβδομάδας, ωστόσο οι επιδράσεις αυτές εξαφανίζονται όταν εισάγονται τα έξοδα συναλλαγών. Τέλος αξίζει να αναφερθεί η μελέτη των Gerald D. Gay Tae-Hyuk Kim(1987) ,ο οποίοι αφού ανέλυσαν τις χρονοσειρές του δείκτη τιμών συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης CRB που βασίζεται στον γεωμετρικό μέσο όρο από 27 υποκείμενους τίτλους (εμπορεύματα) για την χρονική περίοδο από το Σεπτέμβριο του 1956 έως το Μάρτιο του 1985 έβγαλαν το συμπέρασμα πως η επίδραση της ημέρας της εβδομάδας στην αγορά Συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης είναι παρόμοια με την επίδραση της ημέρας της εβδομάδας σε μια χρηματιστηριακή αγορά μετοχών καθώς όπως επίσης παρόμοια είναι το φαινόμενο της αλλαγής του έτους “turn of the year effect” η υπόθεση “tax-loss selling”.

## 3.19 Συνοπτικός πίνακας εμπειρικών μελετών

A/A	ΣΥΓΓΡΑΦΕΑΣ	ΣΤΟΧΟΣ ή ΣΤΟΧΟΙ ΕΡΓΑΣΙΑΣ	ΔΕΔΟΜΕΝΑ-ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ
1	Miquel Santestanes (1986)	Η επίδραση της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών στην χρηματιστηριακή αγορά της Ισπανίας.	Ημερήσιες αποδόσεις του Δείκτη Ανταλλαγής του χρηματιστηρίου της Μαδρίτης και ημερήσιες αποδόσεις ενός δείγματος από 40 μετοχές με τις πιο εμπορεύσιμες μετοχές για το χρονικό διάστημα από 2 Ιανουαρίου 1979 έως 30 Δεκεμβρίου 1983.	Ύπαρξης αλλαγής του αποτελέσματος του έτους "change of the year effect" και tax-loss selling.
2	Gerald D. Gay Tae-Hyuk Kim(1987)	Η επίδραση της ημέρας "day of the week effect" και η επίδραση του μήνα "month of the year effect" στην αγορά συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης.	Ανάλυση των χρονοσειρών του δείκτη τιμών συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης CRB που βασίζεται στον γεωμετρικό μέσο όρο από 27 υποκείμενους τίτλους (εμπορεύματα) για την χρονική περίοδο από το Σεπτέμβριο του 1956 έως το Μάρτιο του 1985.	Η επίδραση της ημέρας της εβδομάδας στην αγορά Συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης είναι παρόμοια με την επίδραση της ημέρας της εβδομάδας σε μια χρηματιστηριακή αγορά μετοχών.
3	R.S.Rathinasa my Krishna G.Mantripragada & Charman Loh (1993)	Έρευνα για την ύπαρξη του "January effect" στην αγορά του U.S.Dollar (index) βάσει του γενικού κανόνα ότι οι υψηλές αποδόσεις είναι σχετιζόμενες με υψηλό ρίσκο.	Ημερήσιες αποδόσεις δείκτη U.S DOLLAR Index για το χρονικό διάστημα 1975 έως 1990.	Η ύπαρξη του "January effect" οφείλεται μερικώς στον υψηλότερο κίνδυνο που παρουσιάζεται μέσα στον μήνα του Ιανουαρίου.

4	Charles Bram Cadsby & Mitchell Ratner (1991)	Η επίδραση του μήνα “turn of the month” καθώς και τα αποτελέσματα του “pre-holiday effect” σε δέκα διεθνείς χρηματαγορές.	Ημερήσιες ιστορικές τιμές κλεισίματος έντεκα χρηματιστηριακών δεικτών από δέκα διαφορετικές χώρες. Κάθε ένας από τους δείκτες υπολογίζεται με βάση τις τιμές των μετοχών εκφρασμένες σε τοπικό νόμισμα.	Η επίδραση της αλλαγής του μήνα είναι στατιστικά σημαντική για τις Ηνωμένες Πολιτείες, τον Καναδά, το Ηνωμένο Βασίλειο, την Αυστραλία, την Ελβετία και τη Δυτική Γερμανία.
5	Mahendra Raj and David Thurston(1994)	Εξέταση της αλλαγής του χρόνου “turn of the year effect” στη Ν.Ζηλανδία και ο βαθμός που η υπόθεση “tax loss-selling” εξηγεί την παρουσία του φαινομένου.	Δεδομένα από το New Zealand Herald για τη δεκαετή χρονική περίοδο Ιουλίου 1983-εώς Ιουνίου 1993	Μη ένδειξη “January or April effect” τόσο στις μικρές όσο και στις μεγάλες εταιρίες δεν ισχύει ούτε η υπόθεση “tax-loss selling”.
6	K I E ANN Wong(1995)	Η επίδραση της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών των χρηματιστηριακών αγορών της Σιγκαπούρης, της Μαλαισίας, του Χονγκ Κονγκ, της Ταϊβάν και της Ταϊλάνδης.	Ημερήσιες τιμές κλεισίματος των μετοχών των δεικτών Hang Seng (HSI) για το Χονγκ Κονγκ, ο σταθμισμένος δείκτης συναλλαγματικής ισοτιμίας της Ταϊβάν (TWI) για την Ταϊβάν, ο χρηματιστηριακός δείκτης της Ταϊλάνδης (SET) για την Ταϊλάνδη, ο βιομηχανικός και εμπορικός δείκτης του χρηματιστηρίου Αξιών της Κουάλα Λουμπόρ (KLI & C) για τη Μαλαισία και ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου της Σιγκαπούρης	Η επίδραση του μήνα δεν εμφανίζεται σε μεγάλο βαθμό στις μεγάλες αναπτυσσόμενες χρηματιστηριακές αγορές της Σιγκαπούρης, της Μαλαισίας, του Χονγκ Κονγκ, της Ταϊβάν και της Ταϊλάνδης.

			(SES All-Share) για τη Σιγκαπούρη.	
7	Denis O. Boudreaux (1995)	Η εξέταση του φαινομένου “monthly effect” στις διεθνείς χρηματαγορές, -έρευνα των χρηματιστηρίων επτά χωρών, όπως είναι η Δανία, η Γαλλία, η Γερμανία, η Νορβηγία, η Σιγκαπούρη/Μαλαισία, η Ισπανία και η Ελβετία.	Υπολογισμός αποδόσεων από τους δείκτες της Morgan Stanley Capital International Perspective(CIP), για την χρονική περίοδο 4 Μαρτίου 1978 έως 30 Δεκεμβρίου 1992.	To “end of the month effect” βρέθηκε στις αγορές της Δανίας, της Γερμανίας, και της Νορβηγίας. Στην αγορά της Σιγκαπούρης και Μαλαισίας βρέθηκε ανεστραμμένη επίδραση του φαινομένου. το “January effect”, όμως αν και σημαντικό, δεν ήταν ικανό να εξηγήσει την παρουσία του “monthly effect”.
8	Rajen Mookerjeea, Qiao Yub(1999)	Η εξέταση της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών στα χρηματιστήρια της Σαγκάης και της Σεντζέν.	Ημερήσιες τιμές του δείκτη τιμών που δημοσιεύονται από τα χρηματιστήρια αξιών της Σαγκάης και της Σεντζέν για την χρονική περίοδο 19/12/90 έως 11/04/94.	Και στις δύο χρηματαγορές φάνηκε ότι οι αποδόσεις των ημερών στην αλλαγή του μήνα είναι χαμηλότερες από τις υπόλοιπες ημέρες.
9	T. C. Mills, C. Siriopoylos, R. N. Markellos and D. Harizanis(2000 )	Η ημερολογιακή επίδραση στην χρηματιστηριακή αγορά των Αθηνών.	Ημερήσιες τιμές κλεισίματος των 60 μετοχών του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών, για την χρονική περίοδο από τον Οκτώβριο του 1986 έως τον Απρίλιο του 1997.	Υψηλότερες αποδόσεις την Παρασκευή και χαμηλότερες αποδόσεις την Τετάρτη, υψηλότερες αποδόσεις τις ημέρες πριν τις διακοπές.

10	Fazal J. Seyyed, Abraham Abraham, Mohsen Al-Hajji(2000)	Η εποχικότητα στις αποδόσεις των μετοχών αι την μεταβλητότητα στις χρηματιστηριακές αγορές της Σαουδικής Αραβίας.	Εβδομαδιαίες τιμές δείκτη για το σύνολο της χρηματιστηριακής αγοράς της Σαουδικής Αραβίας την περίοδο από τον Φεβρουάριο του 1985 έως τον Απρίλιο του 2000 με σταθμισμένους δείκτες από το τμήμα στατιστικής ανάλυσης της SAMA	Οι εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών δεν διαφέρουν σημαντικά κατά τη διάρκεια του μήνα του Ραμαζανιού από τους υπόλοιπους μήνες. Σε αντίθεση με τον αντίκτυπο του Ραμαζανιού στις εβδομαδιαίες αποδόσεις, η επίδραση στην μεταβλητότητα είναι σημαντική και έντονη.
11	I M Pandey(2002)	Η ύπαρξη εποχικότητας στην χρηματιστηριακή αγορά της Ινδίας για την περίοδο του Απρίλιος του 1991 έως Μάρτιος του 2002.	Μηνιαία δεδομένα απόδοσης του δείκτη ευαισθησίας του Χρηματιστηρίου της Βομβάης(BSE).	Εμφάνιση υπόθεσης "tax-loss selling" και επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου.
12	J .Andrew Coutts and Mohamed A. Sheikh(2002)	Επίδραση του Φαινόμενο του Σαββατοκύριακου, του Ιανουαρίου και της περιόδου πριν τις γιορτές στον δείκτη χρυσού (All Gold Index) στο χρηματιστήριο του Γιοχάνεσμπουργκ	Μέσες ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών του All Gold Index για το διάστημα 5 Ιανουαρίου 1987 έως τις 15 Μαΐου 1997	Μη εμφάνιση ένδειξης για την ύπαρξη "weekend effect", "January and monthly effect", "pre-holiday effect" στον All Gold Index του Χρηματιστηρίου του Γιοχάνεσμπουργκ.
13	Christos Floros(2002)	Η επίδραση του μήνα "monthly effect" στις αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών	Τιμές κλεισίματος των μετοχών του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών για την χρονική περίοδο από 26/11/1996 έως 12/07/2002, καθώς και των δεικτών FTSE / ASE-20 για	Δεν υπάρχει επίδραση του Ιανουαρίου στον Γενικό Δείκτη του ΧΑΑ. Υψηλότερες αποδόσεις τον Απρίλιο και χαμηλότερες αποδόσεις Ιουνίου για τον

			την περίοδο από 23/09/1997-έως 30/08/ 2001 και FTSE / ASE Mid 40 για το χρονικό διάστημα 8/12/ 1999 έως 30/08/2001	FTSE20/LARGE CAP ενώ για τον FTSE/ ASE Mid 40, υψηλότερες αποδόσεις το Σεπτέμβριο και χαμηλότερες το Νοέμβριο.
14	Stilianos Fountas and Konstantinos Segredakis(2002)	Η ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου και της υπόθεση "tax-loss selling" στις εξελισσόμενες αγορές: Αργεντινής, Χιλής, Κολομβίας, Ελλάδας, Ινδίας, Ιορδανίας, Κορέας, Μαλαισίας, Μεξικό, Νιγηρίας, Πακιστάν, Φιλιππίνων, Πορτογαλίας, Ταιβάν, Ταϊλάνδης, Τουρκίας, Βενεζουέλας και Ζιμπάμπουε.	Δεδομένα για τις εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών για την περίοδο 01/1989 έως 12/1995 και τα δεδομένα για τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών της περιόδου 01/1987-12/1995, σύμφωνα με τη βάση δεδομένων "Emerging Markets Data Base".	Ένδειξη μηνιαίας εποχικότητας "seasonality effect" στις αποδόσεις των μετοχών σε δεκαοχτώ αναδυόμενες αγορές.
15	Brian M. Lusey and Shane Whelan(2004)	Εξέταση της μηνιαίας και εξαμηνιαίας εποχικότητας και η επίδραση της στη συμπεριφορά των ιρλανδικών ιδίων κεφαλαίων μακροπρόθεσμα.	Δεδομένα από την Κεντρική Στατιστική Υπηρεσία της Ιρλανδίας για την χρονική περίοδο 1934 έως 1986 που αποτελούνται από έναν μηνιαίο αριθμητικό σταθμισμένο δείκτη τιμών κλεισίματος του συνόλου των μετοχών των ιρλανδικών χρηματαγορών Και τον επίσημο δείκτη χρηματιστηριακής αγοράς (ISEQ)	Η μέση απόδοση του Ιανουαρίου και Απριλίου εμφανίζονται πολύ υψηλότερες από τις μέσες αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών.
16	Lazar.D, Julia Priya. A and Dr. Joseph Jeyapaul(2005)	Ύπαρξη της εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών στην Ινδία.	Μέσες μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών από το χρηματιστήριο	Ύπαρξη του φαινομένου της επίδρασης του

			Bombay Stock Exchange' s Sensitivity Index (Sensex) για το χρονικό διάστημα Απριλίου 1991 - Μαρτίου 2005.	Ιανουαρίου "January effect".
17	Vichet Sum(2007)	Παροχή επιπρόσθετων εμπειρικών μελετών για το "January and size effect" στις αποδόσεις των μετοχών.	Κατασκευή δέκα χαρτοφυλακίων βάσει της κεφαλαιοποίησης των μετοχών στα χρηματιστήρια NYSE,AMEX NASDAQ για τη χρονική περίοδο 1959 έως 2007, 1962 έως 2007, NASDAQ για τη χρονική περίοδος 1971 έως 2007	Ύπαρξη της επίδρασης του Ιανουαρίου.
18	Khokan Bepari & Abu Taher Mollik (2009)	Η εξέταση για ύπαρξη εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου Dhaka Stock Exchange στο Μπαγκλαντές	Μηνιαίες αποδόσεις του DSE(DSE all index) για την περίοδο 1993 έως 2006.	Υπόθεση "tax-loss-selling" καθώς και το "July effect" απορρίπτονται, ύπαρξη επίδρασης «April effect» .
19	Rasa Norvaisiene, Kurgita Stankeviciene, Austrine Lakstutiene(2015)	Ένδειξη εποχικότητας στα χρηματιστήρια της Βαλτικής.	Ημερήσιοι δείκτες απόδοσης των OMX Tallinn, OMX Riga και OMX Vilnius από τα χρηματιστήρια της Βαλτικής για την περίοδο 02/01/2003 έως 30 12/2014.	Ύπαρξη της επίδρασης του "January effect" στην Εσθονία, στην Λιθουανία και αποκριάτικη επίδραση μόνο στην Εσθονία
20	Maria Caporalea, Valentina Zakirova(2017)	Η επίδραση της εποχικότητας και οι ημερολογιακές ανωμαλίες στη ρωσική χρηματιστηριακή αγορά	Ημερήσια δεδομένα από τον δείκτη MICEX κατά την περίοδο 22 /09/97έως 14/04/16	Επίδραση του Ιανουαρίου και επίδραση της ημέρας της εβδομάδας,.

## 4 ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

### 4.1 Δεδομένα και Μεθοδολογία

Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι η έρευνα για την ύπαρξη μηνιαίας εποχικότητας στις αποδόσεις των μετοχών και πως αυτή επιδρά, εφόσον υπάρχει, στις αποφάσεις των επενδυτών. σε ένα δείγμα δεκαπέντε ευρωπαϊκών χωρών που περιλαμβάνει τις εξής χώρες: Γερμανία, Γαλλία, Ισπανία, Ιταλία, Βέλγιο, Ολλανδία, Φινλανδία, Αυστρία, Πορτογαλία, Ιρλανδία, Σλοβακία, Λουξεμβούργο, Μάλτα, Ελλάδα, και Εσθονία.

Λόγω του ότι η εποχικότητα είναι πιο ανιχνεύσιμη σε γενικούς δείκτες αγοράς ή μεγάλα χαρτοφυλάκια μετοχών παρά σε μεμονωμένες μετοχές, η παρούσα μελέτη εξετάζει τους ακόλουθους χρηματιστηριακούς δείκτες όπως απεικονίζονται στον παρακάτω πίνακα για την χρονική περίοδο Ιανουάριο 2004 έως Δεκέμβριο 2017.

Η συλλογή των δεδομένων πραγματοποιήθηκε από τη Βάση δεδομένων DataStream ,αφορά τις μηνιαίες τιμές κλεισίματος των δεικτών και η επεξεργασία αυτών έγινε στο πρόγραμμα Ms office Excel και στα στατιστικά πακέτα gretl και Eviews6.

Πίνακας 4.1 Χρηματιστηριακοί δείκτες έρευνας

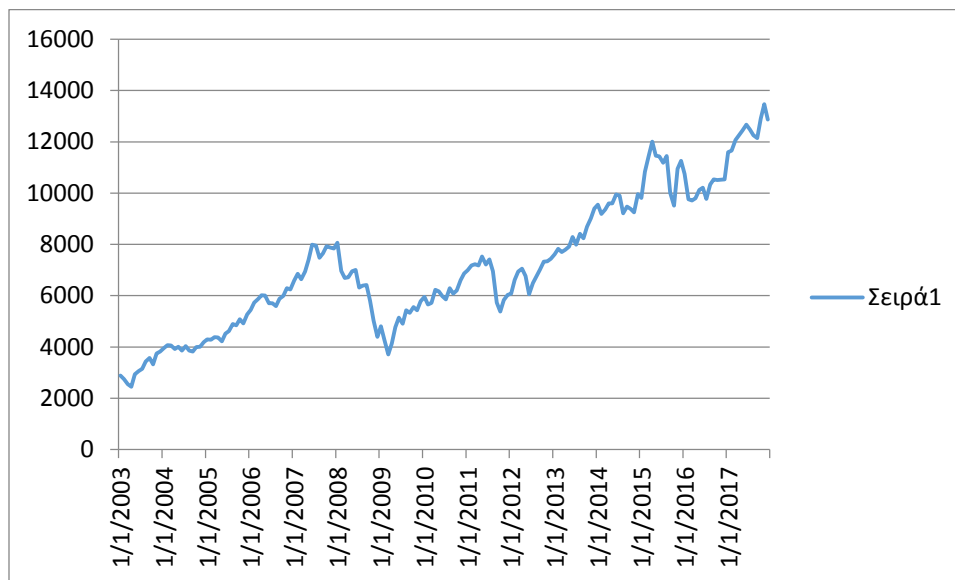
ΧΩΡΑ	ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ	ΧΡΟΝΙΚΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ
Γερμανία	DAXINDEX	2004-2017
Γαλλία	FRCAC40	2004-2017
Ισπανία	IBEX35I	2004-2017
Ιταλία	FTSEMIB	2004-2017
Βέλγιο	BGBEL20	2004-2017
Ολλανδία	AMSTEOE	2004-2017
Φινλανδία	HEXINDEX	2004-2017
Αυστρία	ATXINDEX	2004-2017
Πορτογαλία	POPSI20	2004-2017
Ιρλανδία	ISEQUIT	2004-2017
Σλοβακία	SXSAX16	2004-2017
Λουξεμβούργο	LUXGENI	2004-2017
Μάλτα	MALTAIX	2004-2017
Ελλάδα	FTASE20	2004-2017
Εσθονία	ESTALSE	2004-2017



#### 4.1.1 DAX 30 PERFORMANCE - PRICE INDEX

Ο DAX (Deutscher Aktienindex) είναι ένας δείκτης χρηματιστηριακής αγοράς που αποτελείται από τις 30 μεγάλες γερμανικές εταιρείες που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο της Φρανκφούρτης. Οι τιμές λαμβάνονται από τον τόπο διαπραγμάτευσης της Xetra. Σύμφωνα με την Deutsche Börse, ο φορέας εκμετάλλευσης της Xetra, DAX μετρά την απόδοση των 30 μεγαλύτερων γερμανικών εταιρειών του Prime Standard όσον αφορά τον όγκο βιβλίων και την κεφαλαιοποίηση της αγοράς.

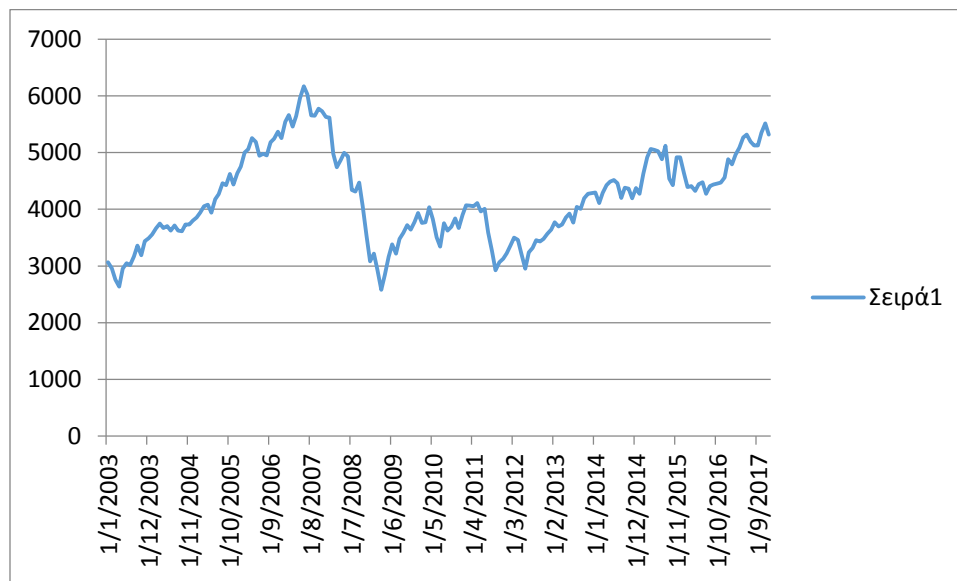
Διάγραμμα 4.1 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη DAX30(2004-2017)



#### 4.1.2 FRANCE CAC 40 - PRICE INDEX

Ο CAC 40 (quarante Cotation Assistée en Continu) είναι δείκτης γαλλικής χρηματιστηριακής αγοράς. Ο δείκτης αντιπροσωπεύει ένα σταθμισμένο με βάση την κεφαλαιοποίηση μέτρο των 40 πιο σημαντικών αξιών μεταξύ των 100 υψηλότερων ανώτατων ορίων της αγοράς στο Euronext Paris (πρώην Bourse του Παρισιού). Είναι ένας από τους κύριους εθνικούς δείκτες του πανευρωπαϊκού χρηματιστηριακού ομίλου Euronext, μαζί με τον BEL20 των Βρυξελλών, τον PSI-20 της Λισαβόνας και τον AEX του Άμστερνταμ.

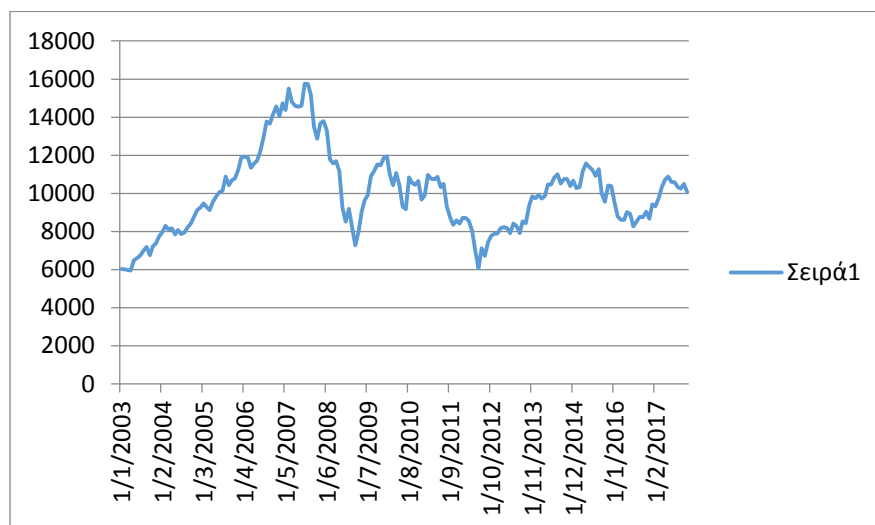
Διάγραμμα 4.2 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη CAC40(2004-2017)



#### 4.1.3 IBEX 35 - PRICE INDEX

Ο IBEX 35 ( Índice Bursátil Español) είναι ο δείκτης χρηματιστηριακής αγοράς της Bolsa de Madrid, του κύριου χρηματιστηρίου της Ισπανίας. Από το 1992, ο δείκτης διοικείται και υπολογίζεται από τη Sociedad de Bolsas, θυγατρική της Bolsas y Mercados Españoles (BME), η οποία ασκεί τις αγορές κινητών αξιών της Ισπανίας (συμπεριλαμβανομένης της Bolsa de Madrid). Πρόκειται για έναν σταθμισμένο δείκτη κεφαλαιοποίησης που περιλαμβάνει τις 35 πιο ρευστές ισπανικές μετοχές που διαπραγματεύονται στο Γενικό Δείκτη του Χρηματιστηρίου της Μαδρίτης και εξετάζεται δύο φορές ετησίως. Η διαπραγμάτευση των δικαιωμάτων προαίρεσης και των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης στο IBEX 35 παρέχεται από το MEFF (Mercado Español de Futuros Financieros), άλλη θυγατρική της BME.

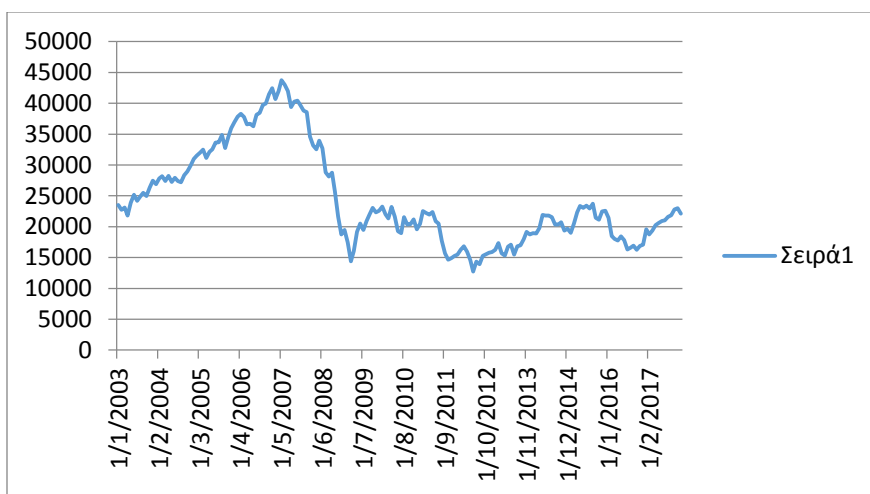
Διάγραμμα 4.3 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη IBEX35(2004-2017)



#### 4.1.4 FTSE MIB INDEX - PRICE INDEX

Ο δείκτης FTSE MIB (δείκτης S & P / MIB πριν τον Ιούνιο του 2009) είναι ο δείκτης χρηματιστηριακής αγοράς για το Borsa Italiana, το ιταλικό εθνικό χρηματιστήριο, το οποίο αντικατέστησε τον MIB-30 το Σεπτέμβριο του 2004. Το 2017 είχε κεφαλαιοποίηση 2,37 τρισεκατομμυρίων € (2,96 τρισεκατομμύρια δολάρια). Ο δείκτης αποτελείται από τις 40 πιο διαπραγματεύσιμες μιστοχές του χρηματιστηρίου. Διοικείται από την Standard & Poor's από την ίδρυσή του μέχρι τον Ιούνιο του 2009, όταν η ευθύνη αυτή μεταβιβάστηκε στον όμιλο FTSE, ο οποίος ανήκει κατά 100% στην μητρική εταιρεία του Χρηματιστηρίου Αξιών Λονδίνου της Borsa Italiana.

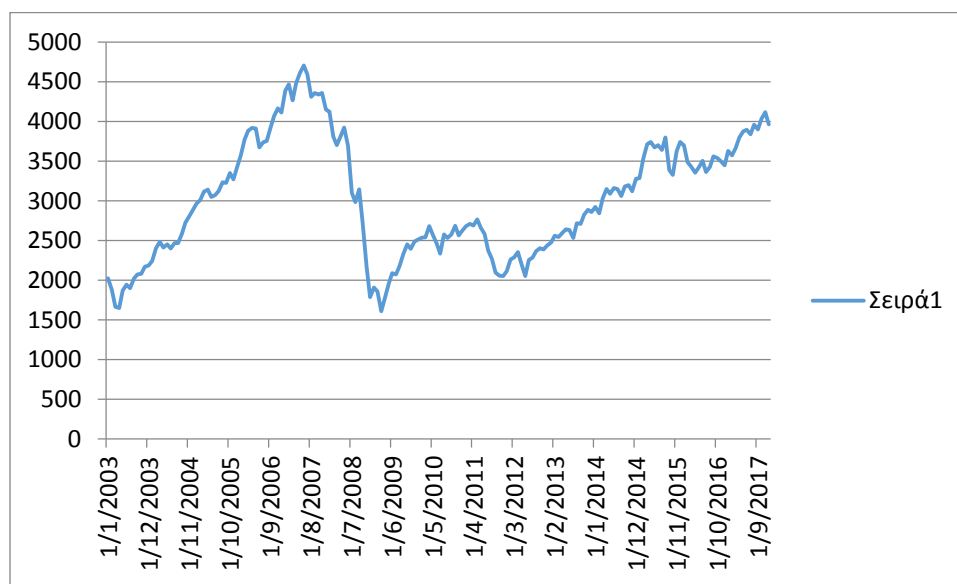
Διάγραμμα 4.4 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη FTSEMIB(2004-2017)



#### 4.1.5 BEL 20 - PRICE INDEX

Ο BEL 20 είναι ο δείκτης χρηματιστηριακής αγοράς της Euronext στις Βρυξέλλες. Σε γενικές γραμμές, ο δείκτης αποτελείται από τουλάχιστον 10 και το πολύ 20 εταιρείες που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αξιών των Βρυξελλών. Από τις 20 Ιουνίου 2011, το BEL20 περιείχε 20 καταχωρίσεις. Η σύνθεση του δείκτη BEL 20 αναθεωρείται ετησίως με βάση τις τιμές κλεισίματος την τελευταία Παρασκευή του Φεβρουαρίου. Αυτές οι αλλαγές είναι αποτελεσματικές μετά την τρίτη Παρασκευή του Μαρτίου.

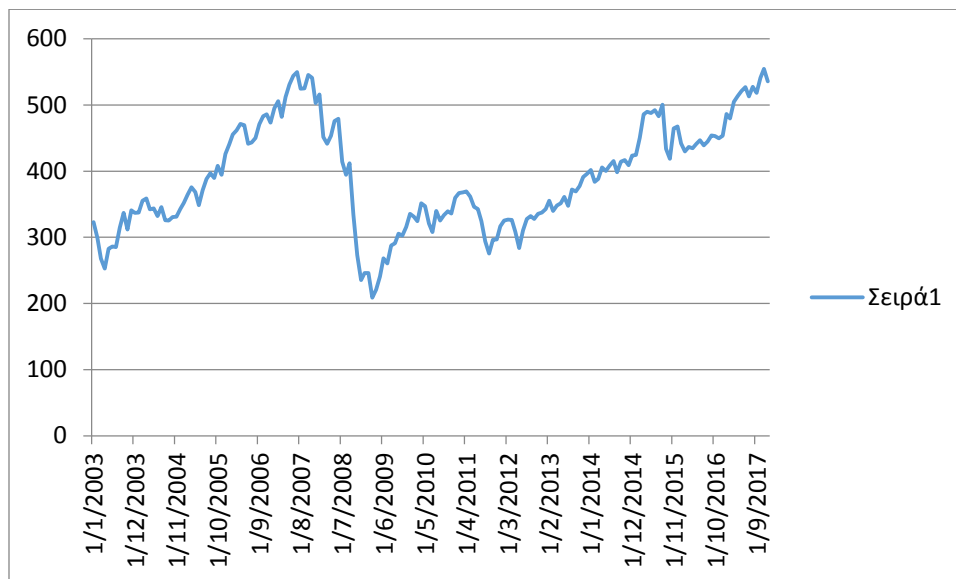
Διάγραμμα 4.5 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη BEL20(2004-2017)



#### 4.1.6 AEX INDEX (AEX) - PRICE INDEX

Ο δείκτης AEX, που προέρχεται από τον δείκτη του χρηματιστηρίου του Άμστερνταμ, είναι δείκτης χρηματιστηριακής αγοράς που αποτελείται από ολλανδικές εταιρείες που διαπραγματεύονται στο Euronext Amsterdam, παλαιότερα γνωστό ως Χρημαστήριο του Άμστερνταμ. Ξεκίνησε το 1983 και αποτελείται από το πολύ 25 από τις πιο συχνά διαπραγματεύσιμες αξίες στο χρηματιστήριο. Είναι ένας από τους κύριους εθνικούς δείκτες της χρηματιστηριακής ομάδας Euronext, μαζί με τις BEL20 των Βρυξελλών, το CAC 40 του Παρισιού και το PSI-20 της Λισαβόνας.

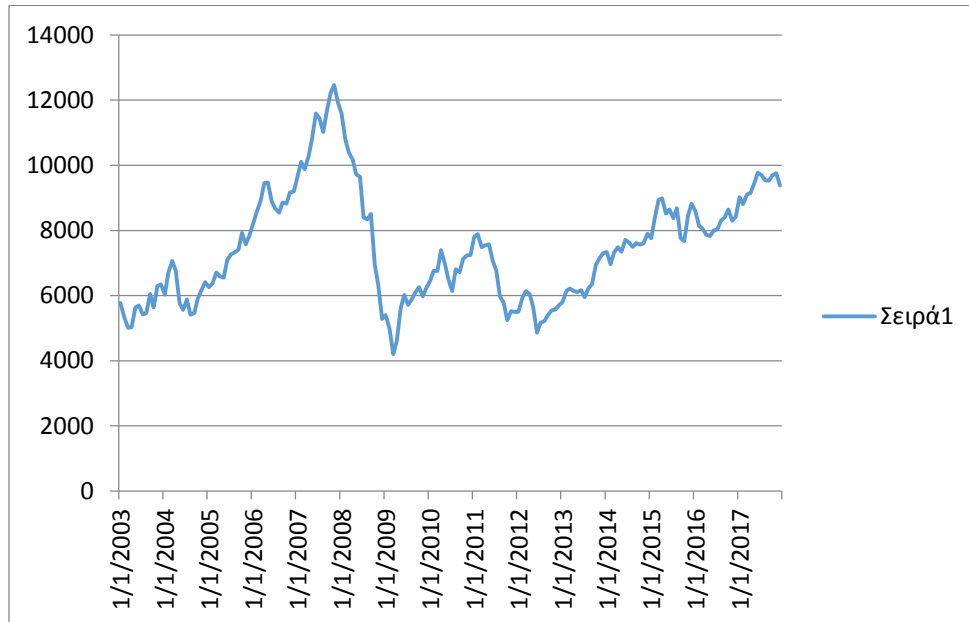
Διάγραμμα 4.6 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη AEX(2004-2017)



#### 4.1.7 OMX HELSINKI (OMXH) - PRICE INDEX

Ο OMX Helsinki 25 (OMXH25, πρώην HEX25) είναι ένας δείκτης χρηματιστηριακής αγοράς για το Χρηματιστήριο του Ελσίνκι. Είναι ένας σταθμισμένος δείκτης που αποτελείται από τις 25 πλέον διαπραγματεύσιμες μετοχές.

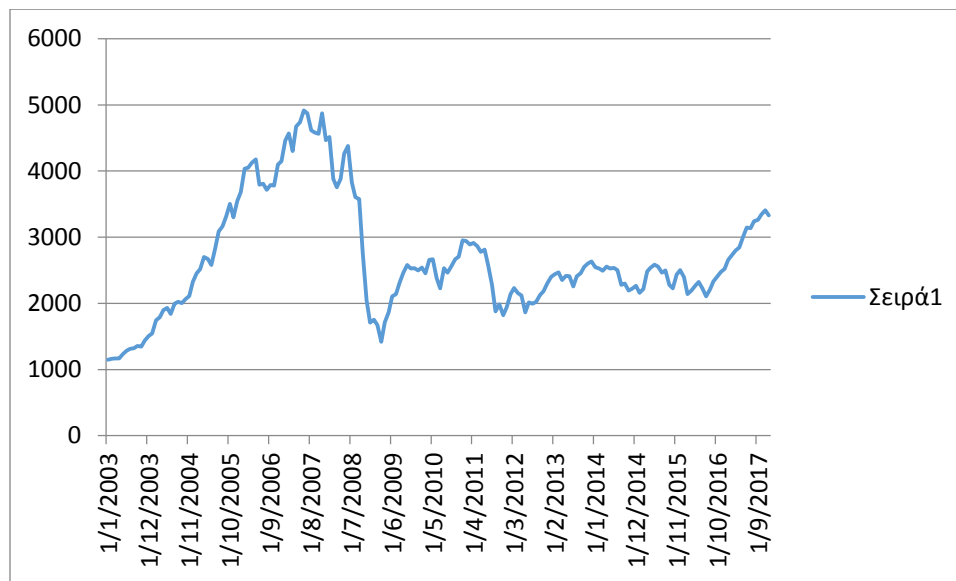
Διάγραμμα 4.7 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη OMX(2004-2017)



#### 4.1.8 ATX - AUSTRIAN TRADED INDEX - PRICE INDEX

Ο αυστριακός τίτλος διαπραγμάτευσης (ATX) είναι ο σημαντικότερος χρηματιστηριακός δείκτης του χρηματιστηρίου Wiener Börse και ο μεγαλύτερος τύπος διαπραγμάτευσης στην αυστριακή οικονομία. Ο ATX, όπως και οι περισσότεροι ευρωπαϊκοί δείκτες, ορίζεται ως δείκτης τιμών και σήμερα αποτελείται από 20 μετοχές.

Διάγραμμα 4.8 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη ATX(2004-2017)





#### 4.1.9 PORTUGAL PSI-20 - PRICE INDEX

Ο PSI-20 είναι ένας δείκτης της χρηματιστηριακής αγοράς των επιχειρήσεων που εμπορεύονται στο Euronext Lisbon, το κύριο χρηματιστήριο της Πορτογαλίας. Ο δείκτης παρακολουθεί τις τιμές των είκοσι εταιρειών με τη μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση αγοράς και το κύκλο εργασιών των μετοχών στο PSI Geral, το γενικό χρηματιστήριο της ανταλλαγής της Λισαβόνας. Είναι ένας από τους κύριους εθνικούς δείκτες του πανευρωπαϊκού χρηματιστηριακού ομίλου Euronext, μαζί με το BEL20 των Βρυξελλών, τον CAC 40 του Παρισιού και τον AEX του Άμστερνταμ.

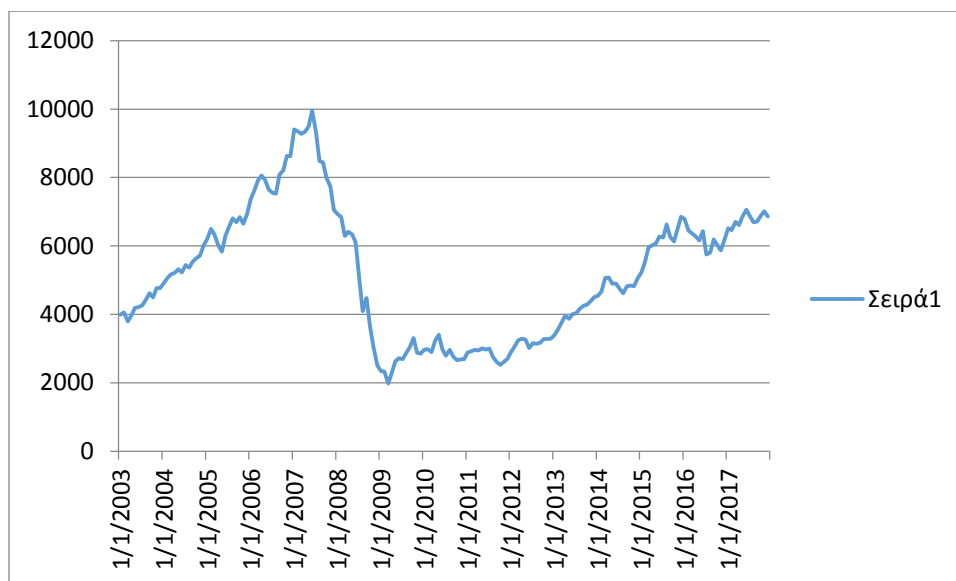
Διάγραμμα 4.9 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη ATX(2004-2017)



#### 4.1.10 IRELAND SE OVERALL (ISEQ) - PRICE INDEX

Ο ISEQ 20 είναι ένας δείκτης αναφοράς χρηματιστηριακής αγοράς που αποτελείται από εταιρείες που διαπραγματεύονται στο Ιρλανδικό Χρηματιστήριο. Ο δείκτης περιλαμβάνει τις 20 εταιρείες με τον υψηλότερο όγκο συναλλαγών και την κεφαλαιοποίηση της αγοράς που περιλαμβάνεται στον γενικό δείκτη ISEQ. Ο δείκτης ξεκίνησε στις 31 Δεκεμβρίου 2004 σε βάση 1.000 μονάδων.

Διάγραμμα 4.10 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη SE OVERALL(2004-2017)



## 4.1.11 SLOVAKIA SAX 16 - PRICE INDEX

Ο Sax είναι ένας χρηματιστηριακός δείκτης κεφαλαιακής στάθμισης που βασίζεται στη σύγκριση της κεφαλαιοποίησης αγοράς επιλεγμένου συνόλου μετοχών με κεφαλαιοποίηση αγοράς του ίδιου συνόλου της ημερομηνίας αναφοράς. Πρόκειται για δείκτη που αντικατοπτρίζει τη συνολική μεταβολή των στοιχείων ενεργητικού που σχετίζονται με την επένδυση σε μετοχές που περιλαμβάνονται στο δείκτη. Περιλαμβάνει τις μεταβολές των τιμών καθώς και τα έσοδα από μερίσματα και τα έσοδα που σχετίζονται με τις μεταβολές του μεγέθους του μετοχικού κεφαλαίου. Η αρχική αξία του δείκτη είναι 100 μονάδες και δεσμεύει την ημερομηνία της 14ης Σεπτεμβρίου 1993.

Διάγραμμα 4.11 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη SAX16(2004-2017)



## 4.1.12 LUXEMBOURG SE GENERAL - PRICE INDEX

Ο LuxX Price είναι ο κύριος δείκτης χρηματιστηριακής αξίας του Χρηματιστηρίου του Λουξεμβούργου, του χρηματιστηρίου που εδρεύει στην πόλη του Λουξεμβούργου, στο νότιο Λουξεμβούργο. Ο LuxX είναι ένας σταθμισμένος δείκτης των εννέα πιο πολύτιμων εισηγμένων μετοχών βάσει κεφαλαιοποίησης ελεύθερης αγοράς (δέκα μέχρι την κατάρρευση της Fortis το 2008). Ο δείκτης καθορίστηκε σε 1.000 μονάδες στις 4 Ιανουαρίου 1999 την πρώτη ημέρα διαπραγμάτευσης μετά την υιοθέτηση του ευρώ από το Λουξεμβούργο.

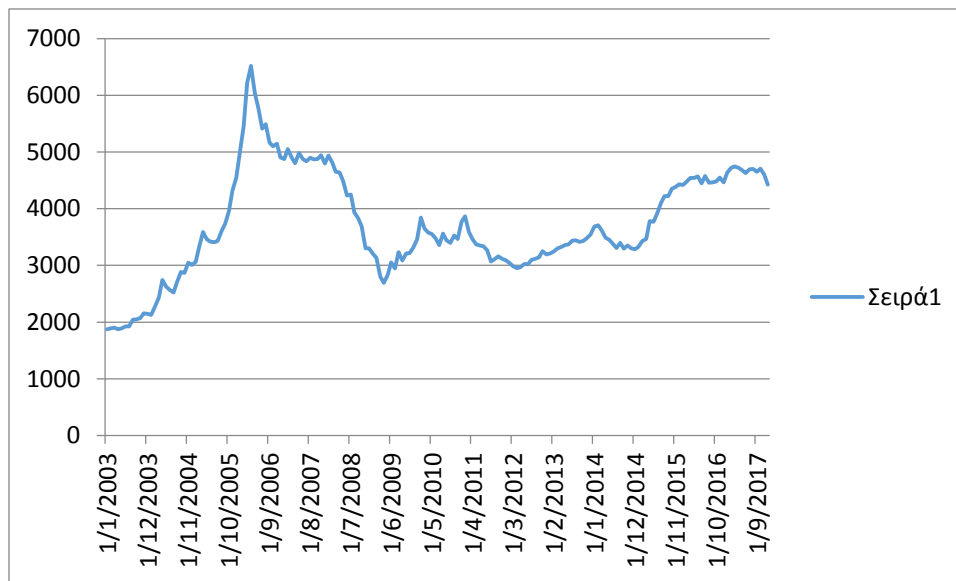
Διάγραμμα 4.12 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη SE-GENERAL(2004-2017)



## 4.1.13 MALTA SE MSE - PRICE INDEX

Ο MSE – Price Index είναι ο κύριος δείκτης χρηματιστηριακής αξίας του Χρηματιστηρίου της Μάλτας που εδρεύει στην πρωτεύουσα της, την Βαλέτα.

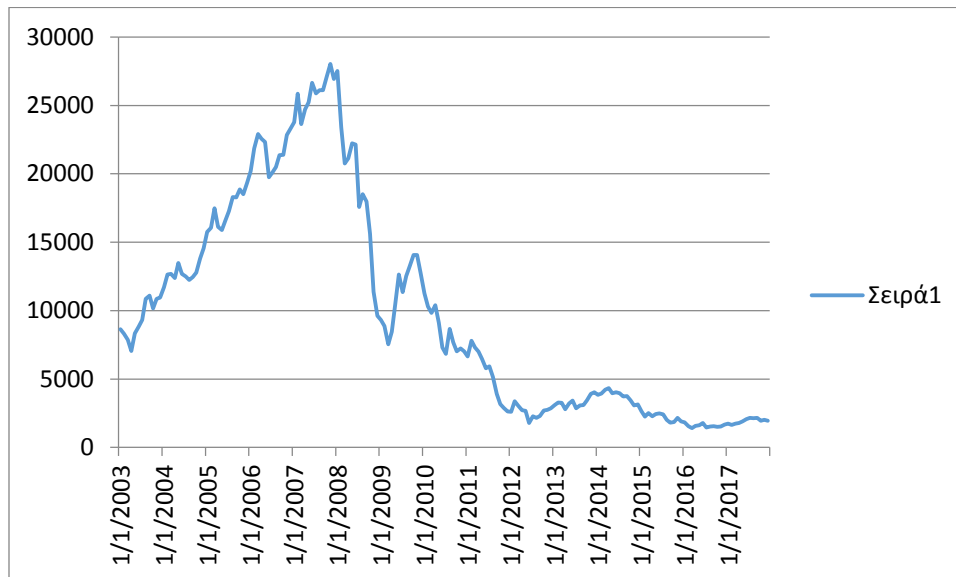
Διάγραμμα 4.13 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη SE-MSE(2004-2017)



#### 4.1.14 FTSE/ATHEX LARGE CAP - PRICE INDEX

Ο FTSE/Athex Large Cap είναι ο χρηματιστηριακός δείκτης των μεγαλύτερων εταιρειών, οι οποίες είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αθηνών. Δημιουργήθηκε από την FTSE International Ltd και εγκαινιάστηκε στις 23 Σεπτεμβρίου 1997.

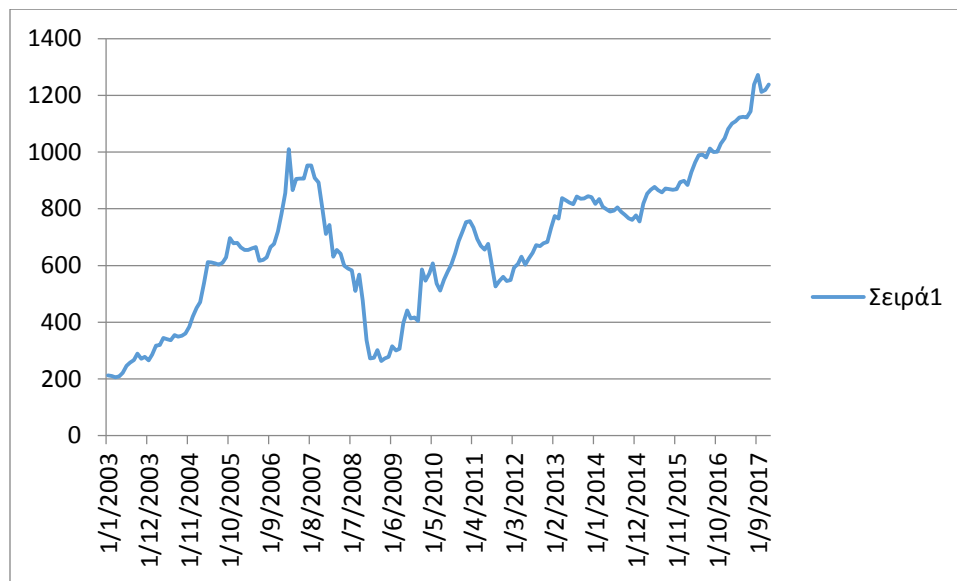
Διάγραμμα 4.14 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη FTSE/ATHEX LARGE-CAP(2004-2017)



#### 4.1.15 OMX TALLINN (OMXT) - PRICE INDEX

Ο OMX Tallinn (OMXT) αντικατοπτρίζει τις μεταβολές στις τιμές των μετοχών που περιλαμβάνονται στον κατάλογο Κύριων και Επενδυτών του Εσθονικού Χρηματιστηρίου και στο Χρηματιστήριο του Ταλίν. Χρησιμοποιεί τον τύπο ευρετηρίου Paasche. Η τιμή του δείκτη βαθμολογήθηκε στις 100 στις 3 Ιουνίου 1996. Πριν από το 2005 ο δείκτης ήταν γνωστός ως TALSE.

Διάγραμμα 4.15 Μηνιαίες τιμές κλεισίματος του δείκτη OMX-TALLIN(2004-2017)



Πίνακας 4.2 Συντελεστής συσχέτισης μηνιαίων αποδόσεων

$\rho$	Dax	Cac	Ibex	Ftsel	Bel	Amst	Hel	Atx	Popsi	Iseq	Sxs	Lux	Malt	FtseA	Est
Dax	<b>1,00</b>														
Cac	0,91	<b>1,00</b>													
Ibex	0,76	0,84	<b>1,00</b>												
Ftse	0,81	0,89	0,85	<b>1,00</b>											
Bel	0,81	0,89	0,77	0,82	<b>1,00</b>										
Amst	0,86	0,90	0,74	0,79	0,88	<b>1,00</b>									
Hel	0,78	0,83	0,69	0,75	0,80	0,80	<b>1,00</b>								
Atx	0,74	0,80	0,73	0,76	0,79	0,80	0,73	<b>1,00</b>							
Popsi	0,63	0,73	0,73	0,74	0,72	0,65	0,61	0,66	<b>1,00</b>						
Iseq	0,65	0,72	0,58	0,66	0,76	0,73	0,68	0,71	0,56	<b>1,00</b>					
Sxs	0,14	0,19	0,25	0,20	0,22	0,19	0,22	0,26	0,18	0,19	<b>1,00</b>				
Lux	0,70	0,69	0,58	0,62	0,66	0,79	0,63	0,77	0,52	0,56	0,23	<b>1,00</b>			
Malt	0,25	0,28	0,25	0,28	0,30	0,33	0,31	0,32	0,25	0,30	0,12	0,32	<b>1,00</b>		
FtseA	0,65	0,68	0,73	0,72	0,65	0,62	0,58	0,70	0,62	0,51	0,23	0,56	0,21	<b>1,00</b>	
Est	0,39	0,44	0,32	0,41	0,54	0,53	0,46	0,59	0,37	0,50	0,23	0,47	0,35	0,37	<b>1,00</b>

Ο συντελεστής συσχέτισης είναι ένα μέτρο που δείχνει την ένταση και τον τύπο της γραμμικής συσχέτισης μεταξύ δύο ή περισσότερων τιμών μεταβλητών.

Πίνακας 4.3 συντελεστής συσχέτισης – ερμηνεία αποτελεσμάτων

-1 έως -0,7	Ισχυρή αρνητική συσχέτιση
-0,7 έως -0,3	Μέτριας έντασης αρνητική συσχέτιση
-0,3 έως 0,3	Δε διαφαίνεται συσχέτιση
0,3 έως 0,7	Μέτριας έντασης θετική συσχέτιση
0,7 έως 1	Ισχυρή θετική συσχέτιση



Με βάση τους πίνακες 4.2 και 4.3 παρατηρούμε ότι υπάρχει υψηλότερη θετική συσχέτιση μεταξύ των δεικτών

- CAC40 με DAX 30 ήτοι 0,91
- FTSE MIB με CAC40 ήτοι 0,89
- BEL20 με CAC40 ήτοι 0,89
- AMSTE με CAC40 ήτοι 0,90
- AMSTE με BEL20 ήτοι 0,88
- HEINDX με AMSTE ήτοι 0,80
- ATX με AMSTE ήτοι 0,80

#### 4.2 Υπολογισμός μηνιαίων Αποδόσεων

Ο υπολογισμός των μηνιαίων αποδόσεων πραγματοποιήθηκε με την λογαριθμική εξίσωση που ακολουθεί:

$$r_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) * 100 \quad (4.1)$$

Όπου,

- $r_t$  είναι η μηνιαία απόδοση του δείκτη τον μήνα  $t$
- $P_t$  είναι η τιμή του δείκτη την χρονική στιγμή  $t$
- $P_{t-1}$  είναι η τιμή του δείκτη την χρονική στιγμή  $t-1$

Η εν λόγω εξίσωση προτιμήθηκε της απλής εξίσωσης μηνιαίας ποσοστιαίας απόδοσης ( $r_t = P_t - P_{t-1} / P_{t-1} * 100$ ), διότι σε περίπτωση που υπάρχουν μεγάλες διακυμάνσεις στις αποδόσεις των δεικτών εξομαλύνει την επίδραση αυτών στο δείγμα.

Αφού υπολογίστηκαν οι μηνιαίες αποδόσεις των δεικτών και δημιουργήθηκαν οι χρονοσειρές του δείγματος, που αποτελούνται από τις τιμές των αποδόσεων με διάσταση τον χρόνο  $t$ , ελέγχθηκε η στασιμότητα των αποδόσεων των δεικτών.

Στο σημείο αυτό πρέπει να τονιστεί πως οι αποδόσεις των δεικτών είναι στάσιμες δηλαδή οι διακυμάνσεις των τιμών των χρονοσειρών δε διαφοροποιούνται με τον χρόνο, εν αντιθέσει με τις τιμές των μετοχών που είναι μη στάσιμες.

Για να καθοριστεί αν υπάρχει στασιμότητα στις αποδόσεις των δεικτών διενεργήθηκαν οι έλεγχοι της απλής συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (sample autocorrelation function - ACF), της μερικής συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (partial autocorrelation function - PACF) καθώς και το Augmented Dickey-Fuller (ADF) test.

#### 4.2.1 Augmented Dickey-Fuller (ADF) test

Με την μέθοδο Augmented Dickey-Fuller (ADF) εξετάζεται η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας με το unit root test και έχουμε την παρακάτω εξίσωση πρώτης τάξης αυτοπαλίνδρομου μοντέλου (AR)

$$Y_t = c + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (4.2)$$

- Περίπτωση 1  $\rho < 1$ , οι χρονοσειρές είναι στάσιμες
- Περίπτωση 2  $\rho = 1$ . Υπάρχει το λιγότερο μία μοναδιαία ρίζα (unit root) και οι χρονοσειρές είναι μη στάσιμες.

Στην περίπτωση 2, για να μετατρέψουμε τις χρονοσειρές από μη στάσιμες σε στάσιμες θα πρέπει να πάρουμε τις πρώτες διαφορές και θα δημιουργηθούν νέες χρονοσειρές με μορφή:

$$r_t = \Delta(Y_t) = Y_t - Y_{t-1} \quad (4.3)$$

Κατά τη διάρκεια του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας (Unit root test) υποθέτουμε ότι το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας είναι 5% και λαμβάνουμε τις υποθέσεις:

- Μηδενική υπόθεση  $H_0$  = υπάρχει έστω μία μοναδιαία ρίζα
- Εναλλακτική υπόθεση  $H_1$  = δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα

Εάν η πιθανότητα  $p > 0.05$  τότε αποδεχόμαστε την  $H_0$ , συνεπώς δεν απορρίπτουμε ότι έχουμε μη στασιμότητα.

Στη συνέχεια υπολογίστηκαν η μέση αναμενόμενη απόδοση, η διακύμανση, η τυπική απόκλιση η μέγιστη και ελάχιστη τιμή καθώς και την ασυμμετρία και την κύρτωση των δεικτών.

#### 4.3 Περιγραφική Στατιστική

##### Μέση Αναμενόμενη Απόδος (E(x))

Η μέση αναμενόμενη απόδοση μετράει το πιο πιθανό κέρδος που συνδέεται με την μετοχή και υπολογίζεται :

$$E_{(x)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (4.4)$$

Διακύμανση ( $s^2$ )

Εκτός από την Μέση αναμενόμενη απόδοση των μετοχών, μας ενδιαφέρει και το σκόρπισμα των μελλοντικών αποδόσεων γύρω απ την Αναμενόμενη απόδοση, δηλαδή η μεταβλητότητα. Η διακύμανση ( $\sigma^2$ ) μετράει την μεταβλητότητα της απόδοσης της μετοχής δηλαδή τον κίνδυνο της μετοχής:

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - X)^2 \quad (4.5)$$

### Τυπική απόκλιση (s)

Μεταξύ δύο ή περισσότερων μετοχών που έχουν την ίδια αναμενόμενη απόδοση επιλέγω εκείνη που έχει την μικρότερη τυπική απόκλιση, η οποία ορίζεται:

$$S = +\sqrt{S^2} \quad (4.6)$$

### Συντελεστής μεταβλητότητας (cv)

Ο συντελεστής μεταβλητότητας παριστάνει ένα μέτρο σχετικής διασποράς των τιμών των μετοχών, επιλέγουμε πάντα μετοχές με τον μικρότερο συντελεστή μεταβλητότητας, που εκφράζεται:

$$CV = \frac{S}{X} \quad (4.7)$$

### Διάμεσος

Η διάμεσος του δείγματος των χρηματιστηριακών δεικτών  $n$  παρατηρήσεων τις οποίες έχουμε κατατάξει με αύξουσα σειρά ορίζεται ως η μεσαία παρατήρηση, όταν το  $n$  είναι περιττός αριθμός, ή ο μέσος όρος (ημιάθροισμα) των δύο μεσαίων παρατηρήσεων όταν το  $n$  είναι άρτιος αριθμός. Παρόλο που είναι δύσκολη η χρήση της διαμέσου στην έρευνα μας πλεονεκτεί του μέσου όρου διότι δεν επηρεάζεται από ακραίες τιμές.

Εάν  $n$  είναι άρτιος :

$$\left( X_{\frac{n}{2}} + X_{\frac{n}{2}+1} \right) / 2 \quad (4.8)$$

Εάν  $n$  είναι περιττός :

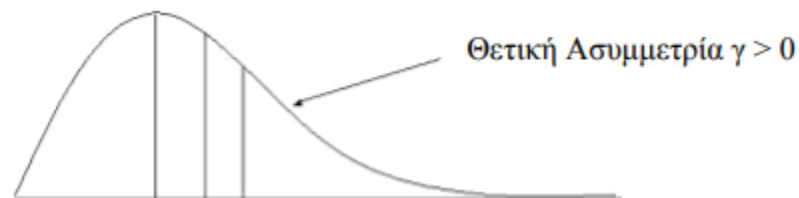
$$X_{\frac{n+1}{2}} \quad (4.9)$$

### Ασυμμετρία και Κυρτότητα

Υπάρχουν δύο ειδών ασυμμετρίας, η θετική και η αρνητική ασυμμετρία, με συντελεστή ασυμμετρίας:

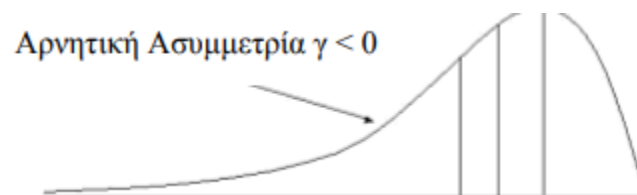
$$\gamma = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^3}{\left( \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \right)^3} \quad (4.10)$$

### Θετική ασυμμετρία



Στη θετική ασυμμετρία οι περισσότερες παρατηρήσεις και η μέση τιμή βρίσκονται στα δεξιά, αντιθέτως στην αρνητική ασυμμετρία βρίσκονται στα αριστερά της κορυφής όπως φαίνεται ακολούθως.

### Αρνητική ασυμμετρία



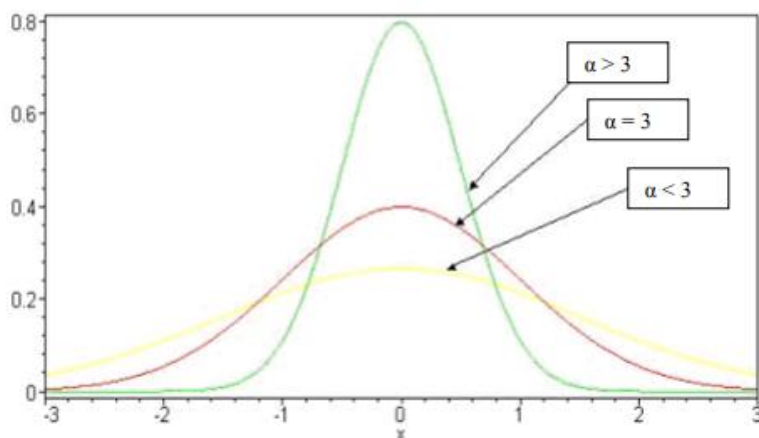
### Συντελεστής κυρτότητας

Ο βαθμός κυρτότητας μιας κατανομής ορίζεται από τον παρακάτω τύπο συντελεστή κυρτότητας του Pearson:

$$a = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^4}{\left( \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \right)^4} \quad (4.11)$$

Για κανονικές κατανομές  $a=3$ , για λεπτόκυρτη κατανομή όπως φαίνεται στο παρακάτω σχήμα  $a>3$  και για πλατόκυρτη  $a<3$ .

Σχήμα 4.1- κυρτότητα κατανομών



#### 4.4 Jarque Bera - Test

Ο έλεγχος Jarque Bera αποτελεί ένα test καταλληλότητας για το κατά πόσο τα δεδομένα του δείγματος των χρηματιστηριακών δεικτών για την ασυμμετρία και την κυρτότητα ταιριάζουν σε αυτά μιας κανονικής κατανομής. Ορίζεται με τον ακόλουθο τύπο:

$$JB = \frac{n - k + 1}{6} \left( s^2 + \frac{1}{4} (C - 3)^2 \right) \quad 4.12$$

#### 4.5 Μεθοδολογία

Για την έρευνα του φαινομένου του μήνα στις αποδόσεις των μετοχών στηριχθήκαμε σε ένα μοντέλο παλινδρόμησης με ψευδο-μεταβλητές (Keim 1983) όπως φαίνεται στην παρακάτω εξίσωση παλινδρόμησης:

$$r_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \alpha_6 D_{6t} + \alpha_7 D_{7t} + \alpha_8 D_{8t} + \alpha_9 D_{9t} \\ + \alpha_{10} D_{10t} + \alpha_{11} D_{11t} + \alpha_{12} D_{12t} + e_t \quad (4.13)$$

όπου  $r_t$  είναι η μηνιαία απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη,  $D_2, \dots, D_{12}$  είναι η ψευδο-μεταβλητή που παίρνει την τιμή της μονάδας για τον μήνα αναφοράς και την τιμή μηδέν για τους υπόλοιπους μήνες, δηλαδή η  $D_2 = 1$  για τον μήνα Φεβρουάριο και 0 για τους εναπομείναντες μήνες, η  $D_3 = 1$  για τον μήνα Μάρτιο και 0 για τους άλλους μήνες, η  $D_4 = 1$  για τον μήνα Απρίλιο και 0 για τους άλλους μήνες και ούτω καθεξής. Επίσης προσδιορίσαμε έναν συντελεστή για κάθε ψευδο-μεταβλητή για όλους τους μήνες εκτός από έναν. Τον μήνα του Ιανουαρίου που είναι ο μήνας αναφοράς μας καθώς και για τις δεκαπέντε ευρωπαϊκές χώρες αποτελεί τον μήνα φορολόγησης. Έτσι ο συντελεστής κάθε ψευδο-μεταβλητής

μετρά την αύξηση των αποτελεσμάτων του εν λόγω μήνα κάθε φορά σε σχέση με το μήνα αναφοράς του Ιανουαρίου. Η ύπαρξη εποχιακών αποτελεσμάτων θα επιβεβαιωθεί όταν ο συντελεστής τουλάχιστον μίας ψευδο-μεταβλητή είναι στατιστικά σημαντικός (Pandey, 2002).

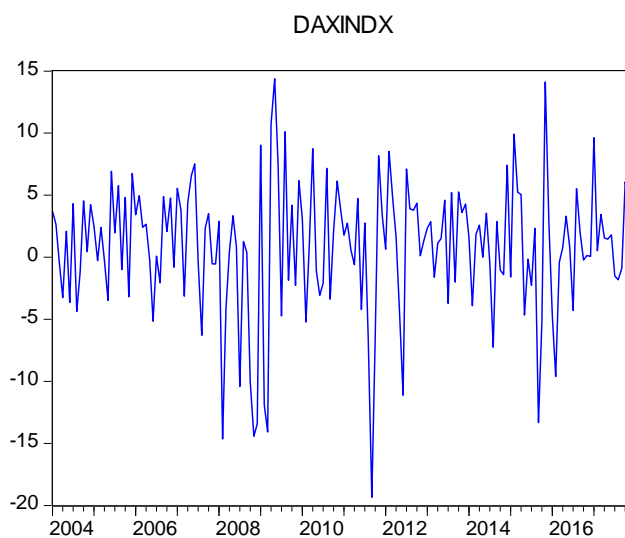
Στο μοντέλο παλινδρόμησής μας ο σταθερός όρος  $\alpha_1$  υποδηλώνει την μέση επιστροφή του Ιανουαρίου, και οι συντελεστές  $\alpha_2$  έως  $\alpha_{12}$  αντιπροσωπεύουν τις μέσες διαφορές των υπόλοιπων μηνών από τον Ιανουάριο. Οι συντελεστές αυτοί πρέπει να είναι ίσοι με το μηδέν εφόσον η απόδοση κάθε μήνα είναι ίση με των υπόλοιπων μηνών και επομένως δε θα υπάρχει επίδραση της εποχικότητας  $\alpha_2$  έως  $\alpha_{12}$  ( $H_0 : \alpha_2 \dots \alpha_{12} = 0$ ). Το  $\epsilon_i$  είναι το σφάλμα του λευκού θορύβου με μέση τιμή 0 και διακύμανση  $\sigma^2$ .

Τέλος πρέπει να επισημανθεί ότι στις προϋποθέσεις μιας παλινδρόμησης είναι ότι τα κατάλοιπα πρέπει να έχουν σταθερή διακύμανση δια μέσου των παρατηρήσεων (Ομοσκεδαστικότητα), εάν δεν έχουν σταθερή διακύμανση τότε λέμε ότι παρουσιάζουν Ετεροσκεδαστικότητα. Γι αυτό τον λόγο πραγματοποιήθηκε έλεγχος White – test, για εύρεση ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων στο μοντέλο παλινδρόμησης για κάθε έναν χρηματιστηριακό δείκτη με μηδενική υπόθεση:  $H_0 : \alpha_2 \dots \alpha_{12} = 0$ . Εφόσον το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο σημαντικότητας 5%, τότε αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση. Άρα θα έχουμε ομοσκεδαστικότητα.

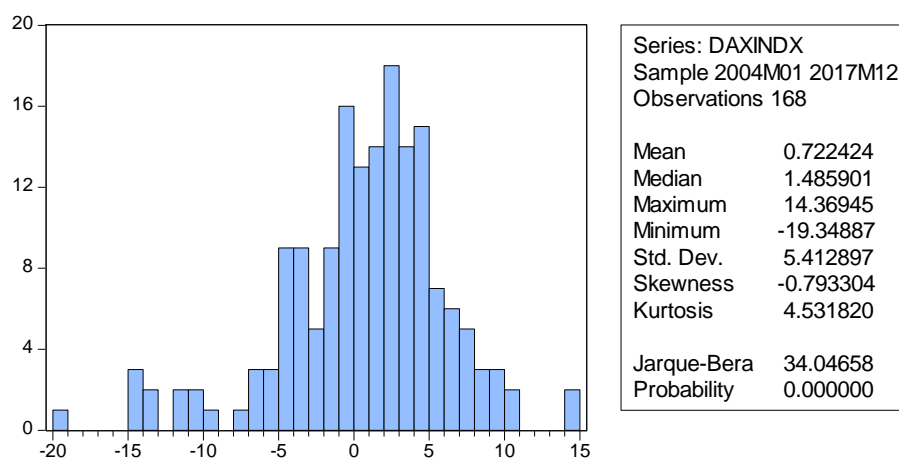
## 5 ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

### 5.1 Περιγραφική Στατιστική – Αναλυτικά αποτελέσματα χρηματιστηρικών δεικτών ΓΕΡΜΑΝΙΑ – DAX30

Διάγραμμα 5.1 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη DAX30 – Γερμανία για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.1 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη DAX30 για την χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.1 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (1,485901) διαφέρει από την μέση τιμή (0,72424), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -19,34887 και 14,36945. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-0,793304) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (4,531820) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.1 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη DAX30 (2004-2017)

Month	Mean	Median	Max	Min	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	2,846	2,691	9,625	-4,711	3,694	0,056	3,252	0,044	0,978	14
Feb	-0,684	1,588	9,919	-14,640	7,427	-0,506	2,240	0,935	0,626	14
Mar	-0,144	0,790	5,239	-14,081	4,852	-1,700	5,942	11,787	0,003	14
Apr	2,546	1,602	10,749	-3,248	3,698	0,861	3,266	1,772	0,412	14
May	1,687	1,486	14,369	-4,665	4,935	1,032	4,223	3,359	0,186	14
Jun	0,447	0,829	7,532	-11,109	5,459	-0,415	2,511	0,541	0,763	14
Jul	-0,971	-0,995	7,109	-10,409	4,319	-0,197	3,246	0,126	0,939	14
Aug	0,929	1,797	10,101	-7,248	5,648	-0,086	1,717	0,977	0,614	14
Sep	-1,911	-0,938	4,878	-19,349	6,671	-1,624	4,757	7,956	0,019	14
Oct	0,999	2,795	6,071	-10,075	4,976	-1,043	2,853	2,552	0,279	14
Nov	1,427	0,293	14,114	-14,416	6,531	-0,469	4,206	1,362	0,506	14
Dec	1,497	3,095	7,412	-13,437	5,423	-1,532	5,151	8,174	0,017	14

Ο πίνακας 5.1 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη DAX30 κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες Φεβρουάριο, Μάρτιο, Ιούλιο, Σεπτέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Ιανουάριο και η μικρότερη το Σεπτέμβριο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για εννιά μήνες και θετική για τρεις. Επίσης οχτώ μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarquet Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις εννιά μηνών κατανέμονται κανονικά.



Πίνακας 5.1.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-11,559	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.1.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη DAX30. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.1.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (DAX30)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P	
Ιανουάριος	<b>2,846</b>	1,448	<b>1,966</b>	<b>0,051</b>	**
Φεβρουάριος	-3,530	2,047	-1,724	0,087	*
Μάρτιος	-2,991	2,047	-1,461	0,146	
Απρίλιος	-0,301	2,047	-0,147	0,883	
Μάιος	-1,160	2,047	-0,566	0,572	
Ιούνιος	-2,400	2,047	-1,172	0,243	
Ιούλιος	-3,817	2,047	-1,864	0,064	*
Αύγουστος	-1,917	2,047	-0,937	0,350	
Σεπτέμβριος	-4,757	2,047	-2,324	0,021	**
Οκτώβριος	-1,847	2,047	-0,902	0,368	
Νοέμβριος	-1,419	2,047	-0,693	0,489	
Δεκέμβριος	-1,349	2,047	-0,659	0,511	
R Τετράγωνο	0,065				
Durbin-Watson	1,774				

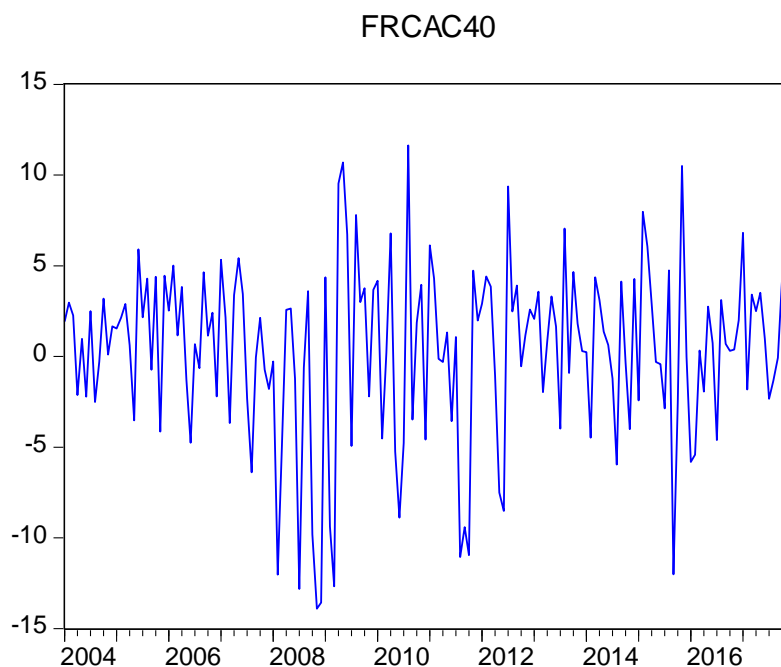
Σύμφωνα με τον πίνακα 5.1.2 παρατηρούμε ότι οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών για τους μήνες Ιανουάριο, Φεβρουάριο, Ιούλιο και Σεπτέμβριο είναι στατιστικά σημαντικοί. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 2,846. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών είναι μικρότεροι από τον συντελεστή του Ιανουαρίου, συνεπώς υπάρχει επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, που μπορεί να συνδέεται με την υπόθεση “tax –loss – selling”, σύμφωνα με την οποία οι επενδυτές τείνουν να πουλούν τις πιο ζημιογόνες μετοχές που κρατούν τον μήνα φορολόγησης (Δεκέμβριος για τις ευρωπαϊκές χώρες), προκειμένου να μειώσουν την φορολογία τους και πάνε σε επαναγορά μετοχών τον επόμενο μήνα (Ιανουάριο).

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,774).

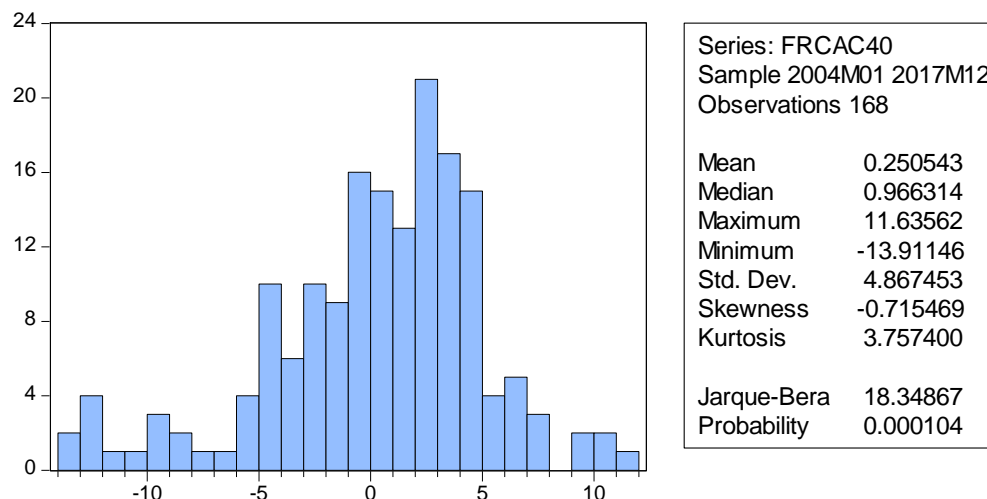
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,593>0,05$ .

## 5.2 ΓΑΛΛΙΑ - CAC40

Διάγραμμα 5.2 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη CAC40–Γαλλία για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.2 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη CAC40 για την χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.2 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (0.966314) διαφέρει από την μέση τιμή (0,250543), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -13.91146 και 11.63562. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-0,715469) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (3.757400) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.2 - \_\_Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη CAC40 (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	C
Jan	2,107	2,295	6,818	-5,812	3,414	-0,774	3,230	1,427	0,490	1
Feb	-0,364	2,147	7,980	-12,024	5,958	-0,571	2,199	1,137	0,566	1
Mar	0,090	0,744	6,071	-12,666	4,792	-1,337	4,606	5,674	0,059	1
Apr	2,188	2,529	9,531	-2,127	3,252	0,682	3,083	1,090	0,580	1
May	1,008	1,342	10,686	-7,497	4,552	0,054	3,170	0,024	0,988	1
Jun	-0,683	0,106	6,720	-8,882	4,668	-0,270	2,418	0,368	0,832	1
Jul	-1,721	-2,327	9,367	-12,824	5,023	0,041	4,067	0,668	0,716	1
Aug	0,899	0,930	11,636	-11,052	6,194	-0,190	2,418	0,282	0,869	1
Sep	-0,501	-0,064	4,644	-12,007	4,953	-1,198	3,562	3,532	0,171	1
Oct	0,113	1,505	4,648	-10,959	4,933	-1,338	3,653	4,429	0,109	1
Nov	0,218	0,772	10,492	-13,911	5,542	-0,811	4,604	3,034	0,219	1
Dec	-0,348	0,979	4,448	-13,565	4,753	-1,558	5,255	8,631	0,013	1

Ο πίνακας 5.2 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη CAC40 κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες Φεβρουάριο, Ιούνιο, Ιούλιο, Σεπτέμβριο, Δεκέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Απρίλιο και η μικρότερη τον Ιούλιο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για εννιά μήνες και θετική για τρεις. Επίσης εννιά μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarquet Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις έντεκα μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.2.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-11,396	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.2.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη CAC40. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.2.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (CAC40)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P
Ιανουάριος	2,107	1,311	1,606	0,110
Φεβρουάριος	-2,471	1,855	-1,332	0,185
Μάρτιος	-2,017	1,855	-1,087	0,279
Απρίλιος	0,082	1,855	0,044	0,965
Μάιος	-1,099	1,855	-0,592	0,554
Ιούνιος	-2,789	1,855	-1,504	0,135
Ιούλιος	-3,827	1,855	-2,064	0,041
Αύγουστος	-1,207	1,855	-0,651	0,516
Σεπτέμβριος	-2,608	1,855	-1,406	0,162
Οκτώβριος	-1,993	1,855	-1,075	0,284
Νοέμβριος	-1,889	1,855	-1,019	0,310
Δεκέμβριος	-2,454	1,855	-1,323	0,188
R Τετράγωνο	0,050			
Durbin-Watson	1,743			

\*\*

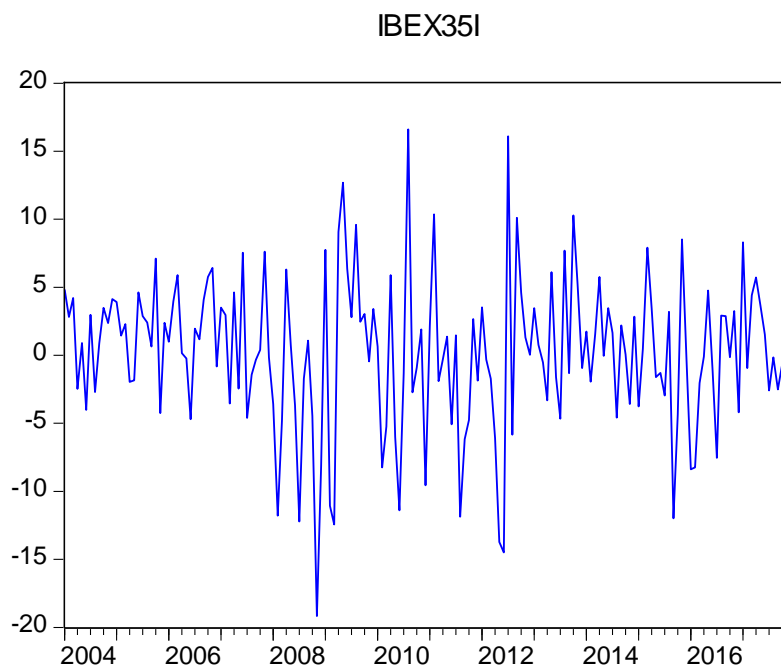
Σύμφωνα με τον πίνακα 5.2.2 παρατηρούμε ότι ο συντελεστής της ψευδο-μεταβλητής για τον μήνα Ιούλιο είναι στατιστικά σημαντικός. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 2,107. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών πλην του Απριλίου είναι μικρότεροι από τον συντελεστή του Ιανουαρίου. Όμως δεν υπάρχει επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, αφού ο συντελεστής δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Ο συντελεστής του Απριλίου είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 5%.

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,743).

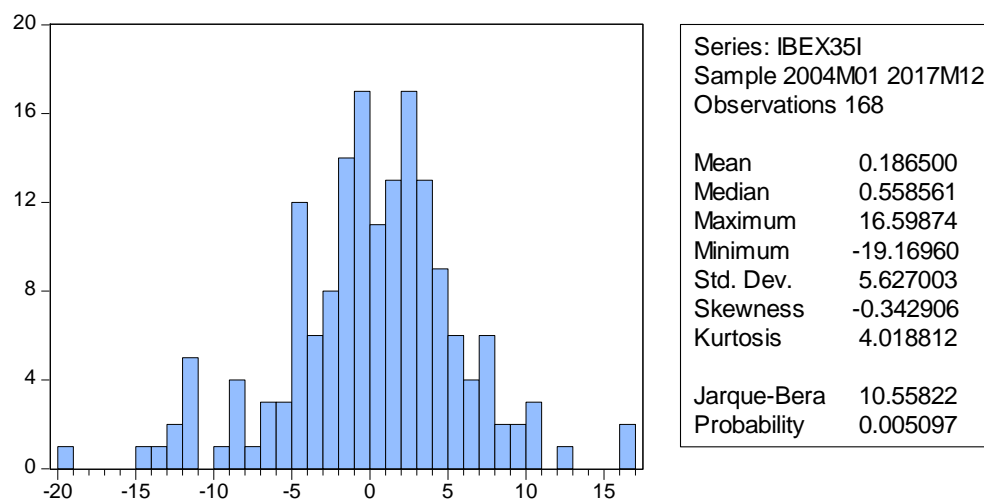
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,837>0,05$ .

## 5.3 ΙΣΠΑΝΙΑ – IBEX35

Διάγραμμα 5.3 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη IBEX35– Ισπανία για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.3 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη IBEX35 για την χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.3 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (0.558561) διαφέρει από την μέση τιμή (0,186500), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -19.16960 και 16.59874. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-0,342906) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (4.018812) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.3 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη IBEX35 (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	1,793	2,806	8,292	-8,387	4,518	-0,731	3,119	1,256	0,534	14
Feb	-1,411	0,080	10,362	-11,783	6,303	-0,212	2,383	0,327	0,849	14
Mar	-0,422	-1,123	7,912	-12,437	5,323	-0,476	3,028	0,529	0,767	14
Apr	1,909	1,795	9,073	-6,088	4,496	-0,148	1,870	0,797	0,671	14
May	0,311	0,341	12,688	-13,730	6,034	-0,304	4,106	0,929	0,628	14
Jun	-1,710	-1,455	7,547	-14,495	6,296	-0,429	2,625	0,511	0,774	14
Jul	-0,433	0,075	16,093	-12,213	6,540	0,709	4,417	2,343	0,310	14
Aug	1,091	0,506	16,599	-11,864	7,041	0,427	3,265	0,465	0,792	14
Sep	-0,050	0,765	10,100	-11,992	5,094	-0,481	4,044	1,175	0,556	14
Oct	1,387	0,224	10,272	-4,760	4,539	0,315	2,253	0,557	0,757	14
Nov	1,013	2,397	8,520	-19,170	6,892	-1,830	6,367	14,425	0,001	14
Dec	-1,240	-0,596	4,137	-9,562	4,096	-0,673	2,635	1,133	0,567	14

Ο πίνακας 5.3 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη IBEX35 κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες Φεβρουάριο, Μάρτιο Ιούνιο, Ιούλιο, Σεπτέμβριο, Δεκέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Απρίλιο και η μικρότερη τον Ιούνιο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για εννιά μήνες και θετική για τρεις. Επίσης επτά μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarquet Bera υποδεικνύει ότι η απόδοση έντεκα μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.3.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-11,729	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.3.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη IBEX35. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.3.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (IBEX35)

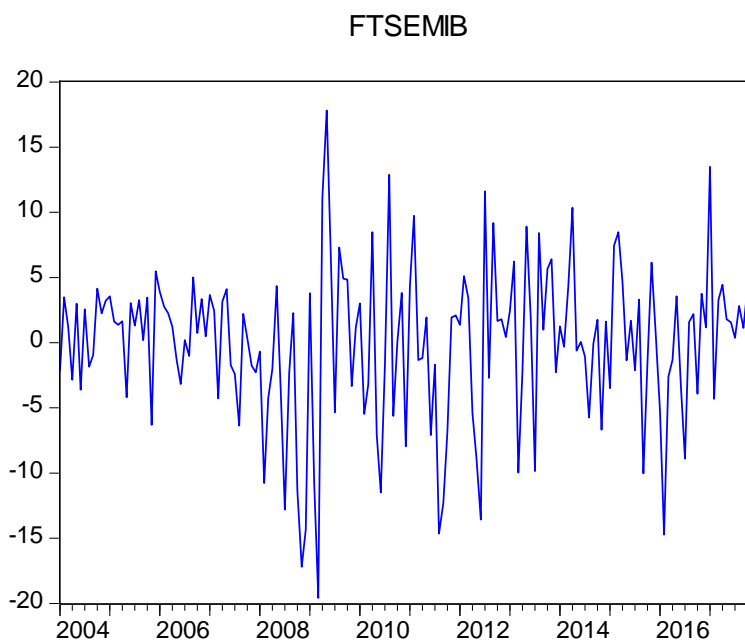
	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P
Ιανουάριος	1,793	1,520	1,180	0,240
Φεβρουάριος	-3,205	2,149	-1,491	0,138
Μάρτιος	-2,215	2,149	-1,031	0,304
Απρίλιος	0,115	2,149	0,054	0,957
Μάιος	-1,483	2,149	-0,690	0,491
Ιούνιος	-3,504	2,149	-1,630	0,105
Ιούλιος	-2,226	2,149	-1,036	0,302
Αύγουστος	-0,702	2,149	-0,327	0,744
Σεπτέμβριος	-1,844	2,149	-0,858	0,392
Οκτώβριος	-0,406	2,149	-0,189	0,850
Νοέμβριος	-0,780	2,149	-0,363	0,717
Δεκέμβριος	-3,033	2,149	-1,412	0,160
R Τετράγωνο	0,046			
Durbin-Watson	1,783			



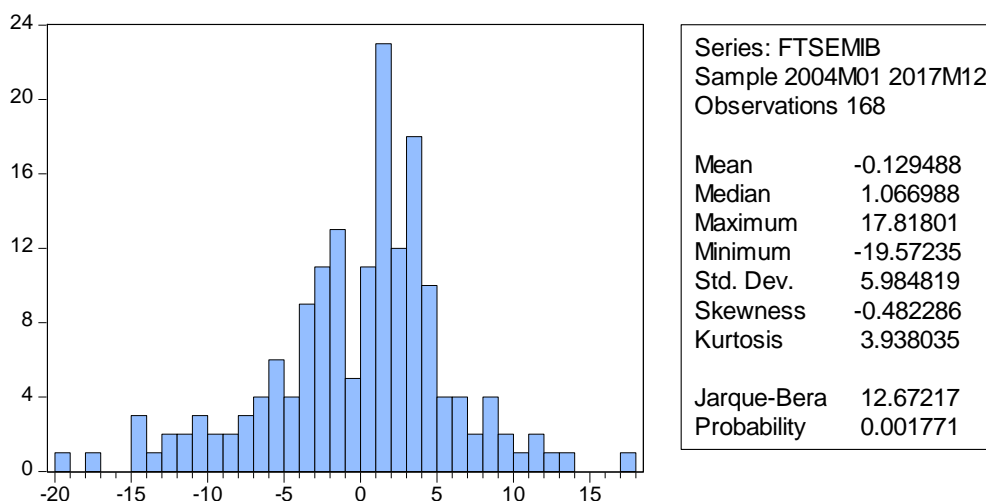
Σύμφωνα με τον πίνακα 5.3.2 παρατηρούμε ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής για τον μήνα Ιούλιο είναι στατιστικά σημαντική. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 1.793. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών πλην του Απριλίου είναι μικρότεροι και αρνητικοί από τον συντελεστή του Ιανουαρίου. Όμως δεν υπάρχει επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, αφού ο συντελεστής δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,783). Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,858>0,05$ .

## 5.4 ΙΤΑΛΙΑ – FTSEMIB

Διάγραμμα 5.4 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη FTSEMIB–Ιταλία για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.4 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη FTSEMIB για την χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.4 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (1.066988) διαφέρει από την μέση τιμή, η οποία είναι αρνητική (-0,129488), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ

των τιμών -19.57235 και 17,81801. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-0,482286) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (3,938035) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.4 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη FTSEMIB (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	2,087	2,748	13,484	-5,287	4,467	0,749	4,418	2,483	0,289	14
Feb	-0,539	2,039	9,734	-14,724	7,534	-0,552	2,114	1,169	0,557	14
Mar	-1,482	-0,046	8,475	-19,572	6,956	-1,202	4,418	4,546	0,103	14
Apr	2,155	1,444	11,093	-5,381	5,125	0,451	2,081	0,968	0,616	14
May	1,575	1,866	17,818	-8,889	6,659	0,727	3,850	1,656	0,437	14
Jun	-2,353	-2,445	6,731	-13,575	5,569	-0,544	2,742	0,729	0,694	14
Jul	-2,134	-1,722	11,613	-12,799	5,982	0,283	3,562	0,371	0,831	14
Aug	0,355	0,276	12,880	-14,653	6,936	-0,257	3,066	0,157	0,924	14
Sep	-0,061	1,067	9,176	-12,292	5,783	-0,789	3,100	1,459	0,482	14
Oct	0,247	1,203	5,656	-11,376	4,815	-1,127	3,532	3,129	0,209	14
Nov	-0,358	1,872	6,395	-17,195	6,347	-1,388	4,494	5,798	0,055	14
Dec	-1,047	0,465	5,476	-14,337	5,037	-1,416	4,618	6,202	0,045	14

Ο πίνακας 5.4 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη FTSEMIB κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες Φεβρουάριο, Μάρτιο Ιούνιο, Ιούλιο, Σεπτέμβριο, Νοέμβριο, Δεκέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Απρίλιο και η μικρότερη τον Ιούνιο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για οχτώ μήνες και θετική για τέσσερις. Επίσης εννιά μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarquet Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις ένεντα μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.4.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-11,091	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.4.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη FTSEMIB. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη

Πίνακας 5.4.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (FTSEMIB)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P	
Ιανουάριος	2,087	1,605	1,300	0,195	
Φεβρουάριος	-2,626	2,270	-1,157	0,249	
Μάρτιος	-3,569	2,270	-1,572	0,118	
Απρίλιος	0,068	2,270	0,030	0,976	
Μάιος	-0,512	2,270	-0,226	0,822	
Ιούνιος	-4,440	2,270	-1,956	0,052	*
Ιούλιος	-4,221	2,270	-1,859	0,065	*
Αύγουστος	-1,733	2,270	-0,763	0,446	
Σεπτέμβριος	-2,149	2,270	-0,946	0,345	
Οκτώβριος	-1,841	2,270	-0,811	0,419	
Νοέμβριος	-2,445	2,270	-1,077	0,283	
Δεκέμβριος	-3,134	2,270	-1,381	0,169	
R Τετράγωνο	0,059				
Durbin-Watson	1,681				

Σύμφωνα με τον πίνακα 5.4.2 παρατηρούμε ότι οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών για τους μήνες Ιούνιο και Ιούλιο είναι στατιστικά σημαντικοί. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 2,087. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών πλην του Απριλίου είναι μικρότεροι

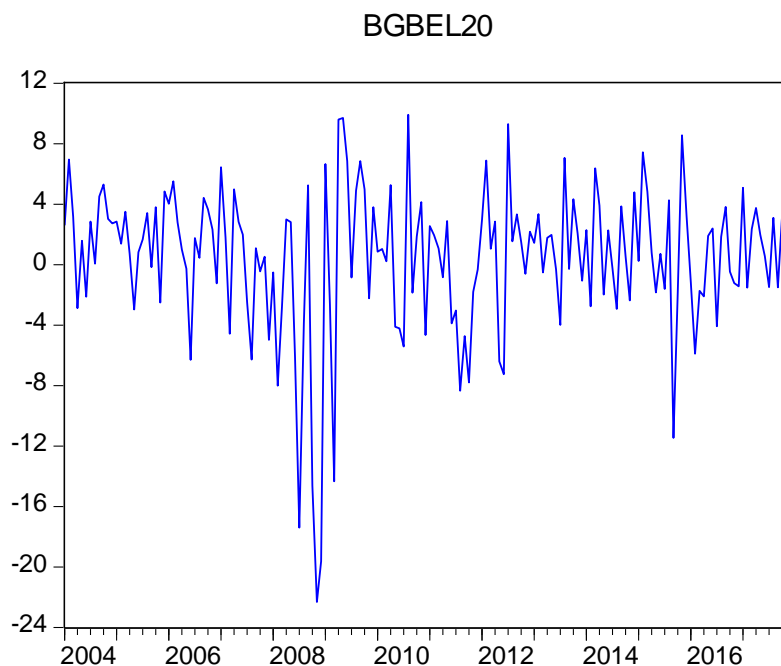
και αρνητικοί από τον συντελεστή του Ιανουαρίου. Όμως δεν υπάρχει επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, αφού ο συντελεστής δεν είναι στατιστικά σημαντικός

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,681).

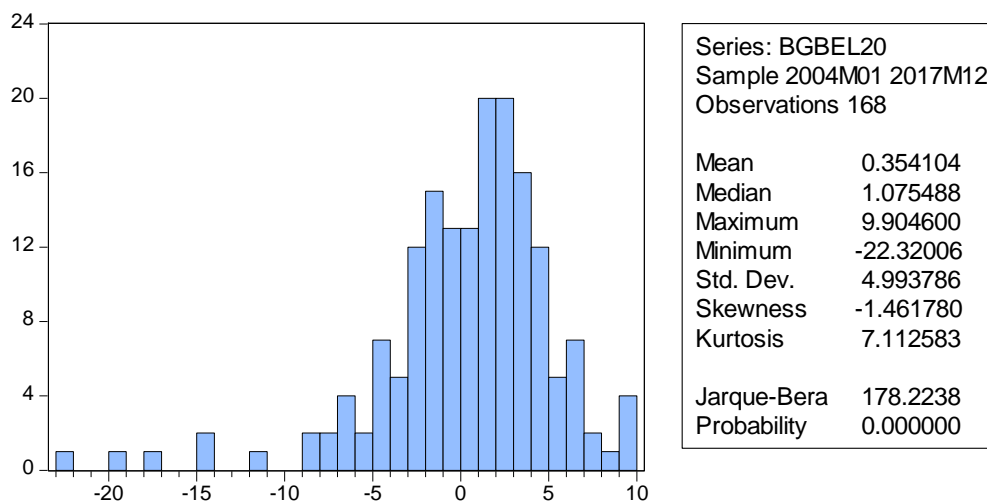
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,880>0,05$ .

## 5.5 ΒΕΛΓΙΟ – BGBEL20

Διάγραμμα 5.5 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη BGBEL20–Βέλγιο για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.5 – Ιστογράμμα και στατιστικά του δείκτη BGBEL20 για την χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.5 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (1.075488) διαφέρει από την μέση τιμή (0.354104), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -22.32006 και 9.904600. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-1.461780) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (7.112583) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.5 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη BGBEL20 (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	2,591	2,565	6,653	-1,177	2,380	0,234	2,252	0,454	0,797	14
Feb	1,101	1,584	7,426	-8,013	4,813	-0,347	2,168	0,684	0,710	14
Mar	0,098	1,062	6,368	-14,333	5,108	-1,609	5,633	10,087	0,006	14
Apr	2,267	2,302	9,600	-2,883	3,252	0,441	3,119	0,461	0,794	14
May	0,574	1,742	9,696	-6,405	3,937	0,371	3,484	0,458	0,795	14
Jun	-1,044	0,126	6,839	-7,249	4,067	0,047	2,215	0,365	0,833	14
Jul	-1,792	-1,550	9,297	-17,407	5,827	-0,939	5,431	5,504	0,064	14
Aug	1,074	1,692	9,905	-8,344	5,069	-0,252	2,435	0,335	0,846	14
Sep	0,933	2,198	6,849	-11,468	4,830	-1,197	4,083	4,028	0,133	14
Oct	0,295	1,686	5,297	-14,624	5,501	-1,656	5,030	8,805	0,012	14
Nov	-0,739	-0,046	8,550	-22,320	6,940	-2,154	8,049	25,702	0,000	14
Dec	-1,110	-0,695	4,842	-19,628	6,307	-1,833	6,374	14,485	0,001	14

Ο πίνακας 5.5 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη BGBEL20 κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες Ιούνιο, Ιούλιο, Νοέμβριο, Δεκέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Ιανουάριο και η μικρότερη τον Ιούλιο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για οχτώ μήνες και θετική για τέσσερις. Επίσης οχτώ μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarquet Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις οχτώ μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.5.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-10,213	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.5.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη BGBEL20. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη

Πίνακας 5.5.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (BGBEL20)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P	
Ιανουάριος	2,591	1,333	1,943	0,054	*
Φεβρουάριος	-1,490	1,886	-0,790	0,431	
Μάρτιος	-2,493	1,886	-1,322	0,188	
Απρίλιος	-0,324	1,886	-0,172	0,864	
Μάιος	-2,017	1,886	-1,070	0,286	
Ιούνιος	-3,635	1,886	-1,928	0,056	*
Ιούλιος	-4,383	1,886	-2,324	0,021	**
Αύγουστος	-1,517	1,886	-0,804	0,422	
Σεπτέμβριος	-1,659	1,886	-0,879	0,380	
Οκτώβριος	-2,296	1,886	-1,217	0,225	
Νοέμβριος	-3,330	1,886	-1,766	0,079	*
Δεκέμβριος	-3,701	1,886	-1,963	0,051	*
R Τετράγωνο	0,067				
Durbin-Watson	1,734				

Σύμφωνα με τον πίνακα 5.5.2 παρατηρούμε ότι οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών για τους μήνες Ιανουάριο, Ιούνιο, Ιούλιο, Νοέμβριο και Δεκέμβριο είναι στατιστικά σημαντικοί. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος



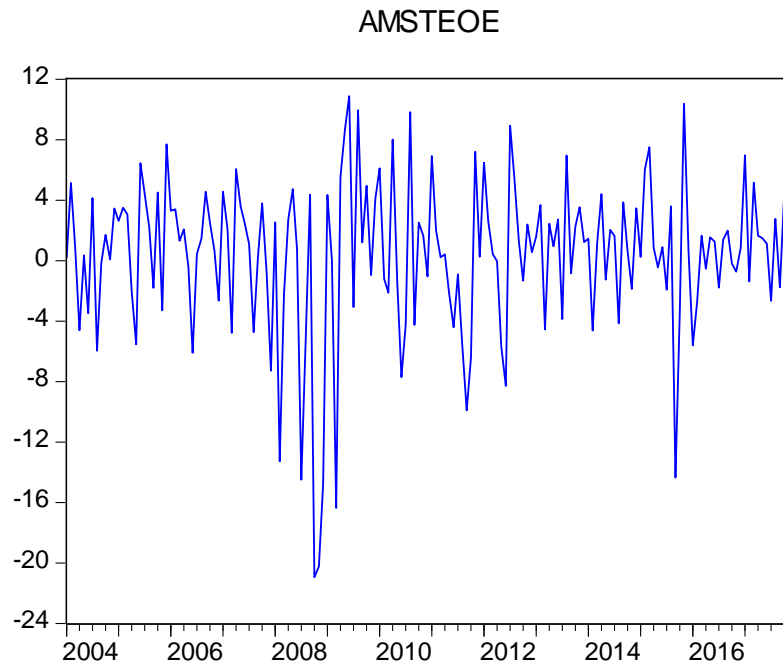
είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 2,591. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών είναι μικρότεροι από τον συντελεστή του Ιανουαρίου και αρνητικοί, συνεπώς υπάρχει επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, που μπορεί να συνδέεται με την υπόθεση “tax –loss – selling”, σύμφωνα με την οποία οι επενδυτές τείνουν να πουλούν τις πιο ζημιογόνες μετοχές που κρατούν τον μήνα φορολόγησης (Δεκέμβριος για τις ευρωπαϊκές χώρες), προκειμένου να μειώσουν την φορολογία τους και πάνε σε επαναγορά μετοχών τον επόμενο μήνα (Ιανουάριο).

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,734).

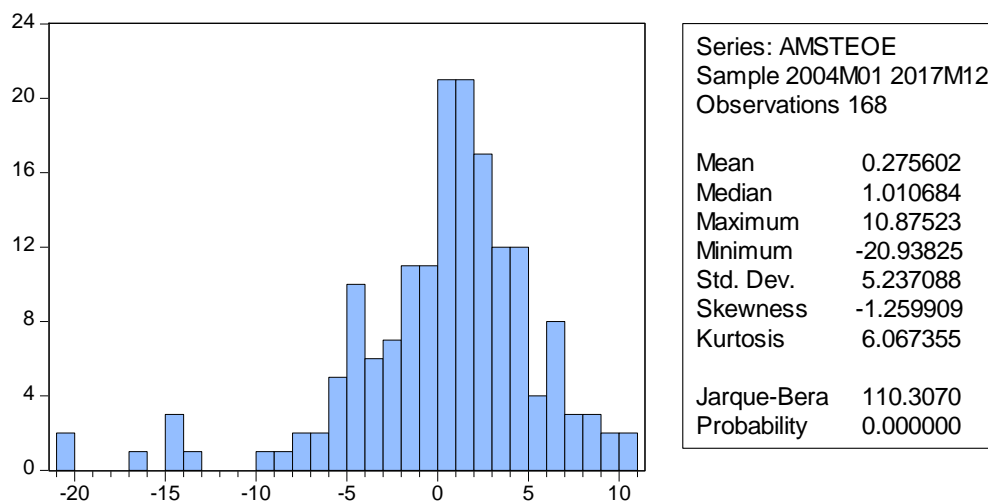
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,850>0,05$ .

## 5.6 ΟΛΛΑΝΔΙΑ - ΑΕΧ

Διάγραμμα 5.6 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη ΑΕΧ–Ολλανδία για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.6 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη ΑΕΧ για την χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.6 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (1.010684) διαφέρει από την μέση τιμή (0.275602), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -20.93825 και 10.87523. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-1.259909) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (6.067355) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.6 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη AEX (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	2,978	2,975	6,975	-5,611	3,416	-0,957	3,846	2,552	0,279	14
Feb	0,362	2,021	6,009	-13,284	4,976	-1,491	5,039	7,613	0,022	14
Mar	0,621	0,657	7,494	-16,360	5,646	-1,433	5,511	8,471	0,014	14
Apr	1,921	1,858	8,015	-4,614	3,349	-0,017	2,633	0,079	0,961	14
May	0,323	-0,036	8,700	-5,702	3,788	0,393	3,206	0,386	0,825	14
Jun	0,105	1,012	10,875	-8,291	5,394	0,171	2,554	0,184	0,912	14
Jul	0,884	-1,350	8,928	-14,489	5,382	-0,695	4,468	2,383	0,304	14
Aug	1,310	1,834	9,939	-5,956	5,605	0,093	1,746	0,938	0,626	14
Sep	1,123	-0,005	4,555	-14,351	5,359	-1,294	3,956	4,438	0,109	14
Oct	0,373	1,974	4,941	-20,938	6,737	-2,202	7,345	22,324	0,000	14
Nov	0,026	0,369	10,367	-20,235	6,864	-1,682	6,827	15,143	0,001	14
Dec	0,506	0,569	7,692	-14,780	5,483	-1,198	4,508	4,676	0,097	14

Ο πίνακας 5.6 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη AEX κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες Μάρτιο, Ιούνιο, Ιούλιο, Σεπτέμβριο, Οκτώβριο, Δεκέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Ιανουάριο και η μικρότερη τον Ιούλιο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για εννιά μήνες και θετική για τρεις. Επίσης εννιά μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarque Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις οχτώ μηνών κατανομούνται κανονικά.

Πίνακας 5.6.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-11,303	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.6.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη ΑΕΧ. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη

Πίνακας 5.6.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (ΑΕΧ)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P	
Ιανουάριος	2,978	1,411	2,110	0,036	**
Φεβρουάριος	-2,616	1,996	-1,311	0,192	
Μάρτιος	-3,599	1,996	-1,803	0,073	*
Απρίλιος	-1,057	1,996	-0,529	0,597	
Μάιος	-2,655	1,996	-1,330	0,185	
Ιούνιος	-3,082	1,996	-1,544	0,125	
Ιούλιος	-3,862	1,996	-1,935	0,055	*
Αύγουστος	-1,668	1,996	-0,836	0,405	
Σεπτέμβριος	-4,101	1,996	-2,055	0,042	**
Οκτώβριος	-3,351	1,996	-1,679	0,095	*
Νοέμβριος	-2,951	1,996	-1,479	0,141	
Δεκέμβριος	-3,484	1,996	-1,746	0,083	*
R Τετράγωνο	0,050				
Durbin-Watson	1,708				

Σύμφωνα με τον πίνακα 5.6.2 παρατηρούμε ότι οι συντελεστές των ψευδο-μεταβλητών για τους μήνες Ιανουάριο, Μάρτιο, Ιούλιο, Σεπτέμβριο, Οκτώβριο και Δεκέμβριο είναι στατιστικά σημαντικοί. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 2,978. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών είναι μικρότεροι από τον συντελεστή του Ιανουαρίου και αρνητικοί, συνεπώς υπάρχει ισχυρή ένδειξη της επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου,

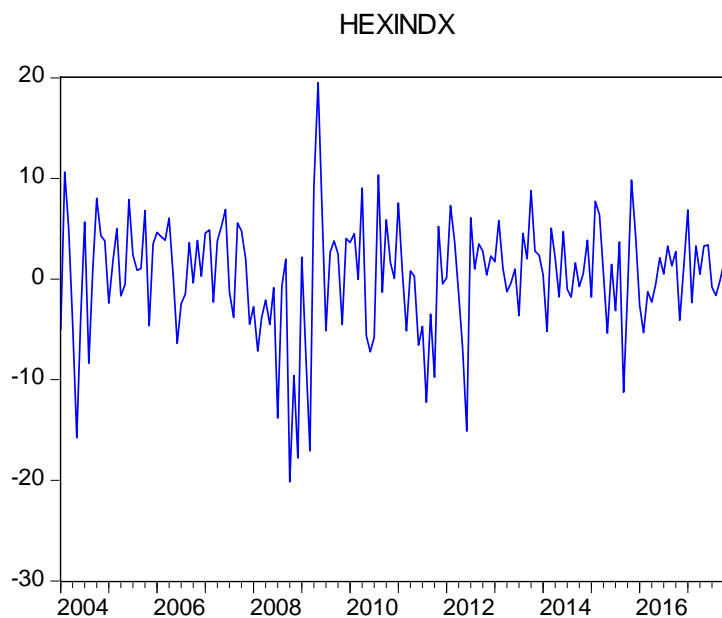
που μπορεί να συνδέεται με την υπόθεση “tax –loss – selling”, σύμφωνα με την οποία οι επενδυτές τείνουν να πουλούν τις πιο ζημιογόνες μετοχές που κρατούν τον μήνα φορολόγησης (Δεκέμβριος για τις ευρωπαϊκές χώρες), προκειμένου να μειώσουν την φορολογία τους και πάνε σε επαναγορά μετοχών τον επόμενο μήνα (Ιανουάριο).

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,708).

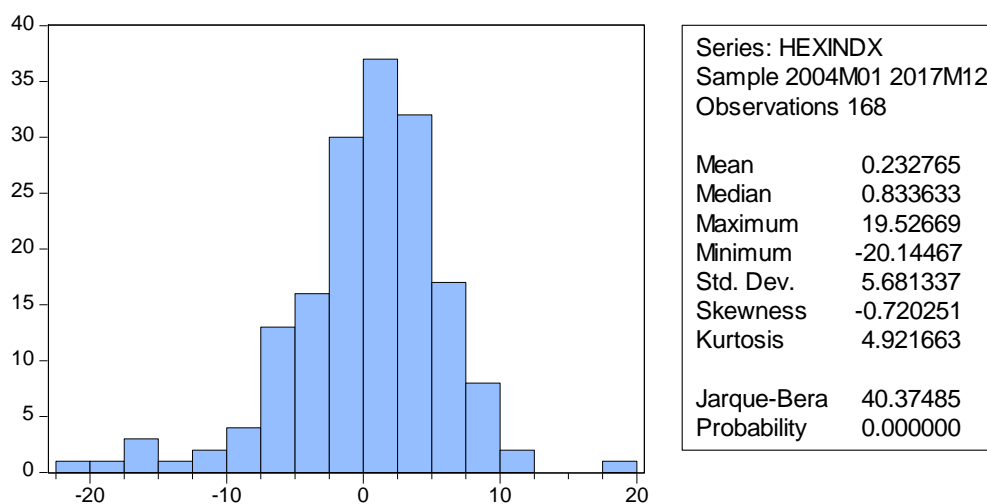
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,917>0,05$ .

## 5.7 ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ – ΟΜΧ

Διάγραμμα 5.7 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη ΟΜΧ–Φινλανδία για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.7 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη ΟΜΧ για την χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.7 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (0,833633) διαφέρει

από την μέση τιμή (0.232765), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -20.14467 και 19,52669. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-0,720251) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (4,921663) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.7 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη OMX (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	1,221	1,065	7,553	-5,045	3,877	0,117	1,898	0,741	0,690	14
Feb	1,423	3,007	10,639	-7,935	6,031	-0,248	1,748	1,058	0,589	14
Mar	0,277	2,186	6,400	-17,077	6,181	-1,624	5,409	9,537	0,008	14
Apr	1,354	0,527	9,178	-4,277	4,223	0,759	2,424	1,538	0,463	14
May	-0,920	-0,553	19,527	-15,772	7,786	0,870	5,127	4,406	0,110	14
Jun	-0,391	1,225	7,903	-15,098	6,678	-0,645	2,645	1,043	0,594	14
Jul	-1,939	-1,877	6,091	-13,812	5,021	-0,464	3,669	0,763	0,683	14
Aug	-0,257	0,073	10,350	-12,238	5,566	-0,401	3,344	0,444	0,801	14
Sep	0,656	1,467	5,560	-11,238	4,102	-1,802	6,187	13,501	0,001	14
Oct	0,832	2,626	8,776	-20,145	7,661	-1,623	5,174	8,899	0,012	14
Nov	0,596	1,123	9,823	-9,604	4,947	-0,301	2,873	0,220	0,896	14
Dec	-0,060	1,861	4,219	-17,783	5,819	-2,177	7,268	21,687	0,000	14

Ο πίνακας 5.7 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη OMX κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες Μάιο, Ιούνιο, Ιούλιο, Αύγουστο, Δεκέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Φεβρουάριο και η μικρότερη τον Ιούλιο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για εννιά μήνες και θετική για τρεις. Επίσης επτά μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarque Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις οχτώ μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.7.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-10,658	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.7.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη OMX. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.7.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (OMX)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P
Ιανουάριος	1,221	1,548	0,789	0,431
Φεβρουάριος	0,202	2,190	0,092	0,927
Μάρτιος	-0,944	2,190	-0,431	0,667
Απρίλιος	0,133	2,190	0,061	0,952
Μάιος	-2,141	2,190	-0,978	0,330
Ιούνιος	-1,612	2,190	-0,736	0,463
Ιούλιος	-3,160	2,190	-1,443	0,151
Αύγουστος	-1,478	2,190	-0,675	0,501
Σεπτέμβριος	-0,565	2,190	-0,258	0,797
Οκτώβριος	-0,389	2,190	-0,178	0,859
Νοέμβριος	-0,625	2,190	-0,286	0,776
Δεκέμβριος	-1,281	2,190	-0,585	0,559
R Τετράγωνο	0,028			
Durbin-Watson	1,625			



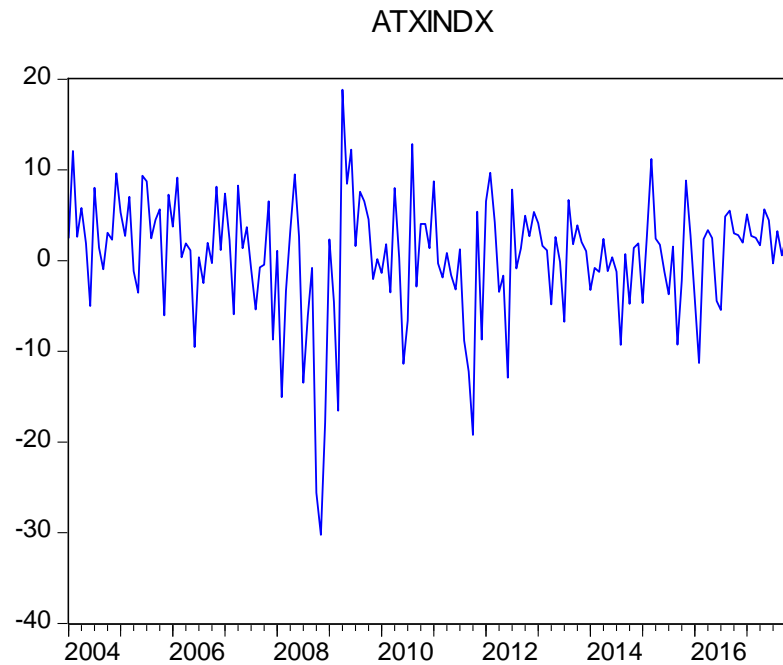
Σύμφωνα με τον πίνακα 5.7.2 παρατηρούμε ότι κανένας από τους συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 1,221. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών είναι μικρότεροι από τον συντελεστή του Ιανουαρίου και αρνητικοί εκτός του Φεβρουαρίου συνεπώς δεν υπάρχει ένδειξη εποχικότητας.

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,625).

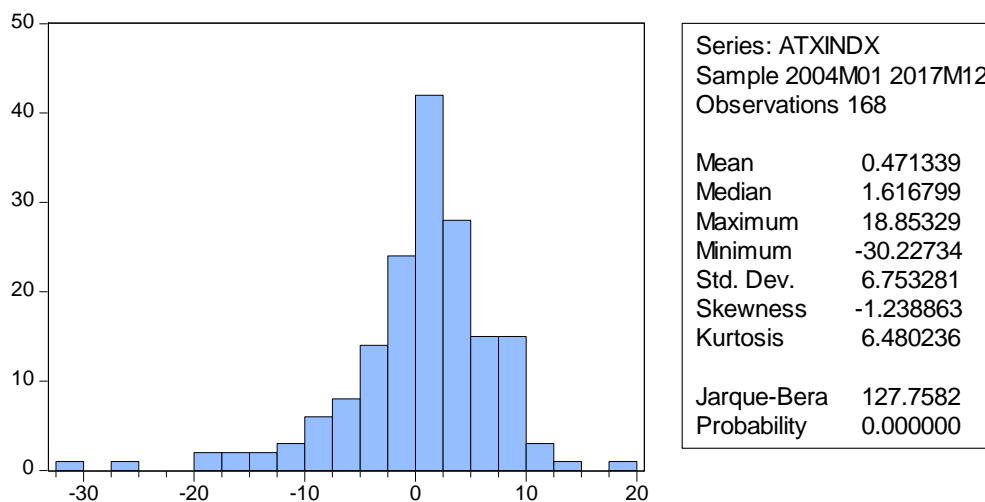
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,759>0,05$ .

## 5.8 ΑΥΣΤΡΙΑ - ATX

Διάγραμμα 5.8 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη ATX–  
Αυστρία για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.8 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη ATX για την χρονική  
περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.8 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (1,616799) διαφέρει από την μέση τιμή (0.471339), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -30,22734 και 18,85329. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-1,238863) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (6,480236) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.8 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη ATX (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	2,370	3,099	8,729	-4,677	4,339	-0,358	1,942	0,952	0,621	14
Feb	0,903	2,044	12,088	-15,049	7,445	-0,655	3,075	1,005	0,605	14
Mar	-0,072	0,743	11,198	-16,544	6,505	-0,821	4,359	2,651	0,266	14
Apr	3,381	2,415	18,853	-4,817	5,809	1,198	4,768	5,172	0,075	14
May	1,940	1,557	9,487	-3,535	3,753	0,710	2,751	1,213	0,545	14
Jun	-1,079	-0,695	12,231	-12,915	7,366	0,072	2,286	0,310	0,857	14
Jul	-0,758	-0,596	8,738	-13,464	6,292	-0,130	2,571	0,147	0,929	14
Aug	0,548	1,478	12,834	-9,308	6,470	0,069	2,242	0,346	0,841	14
Sep	-0,281	0,645	6,532	-12,237	5,172	-1,043	3,573	2,732	0,255	14
Oct	-1,485	2,795	5,657	-25,587	9,424	-1,734	4,672	8,646	0,013	14
Nov	0,547	2,504	8,819	-30,227	9,656	-2,486	8,661	33,117	0,000	14
Dec	-0,357	1,267	9,605	-17,884	7,171	-1,055	3,714	8,896	0,235	14

Ο πίνακας 5.8 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη ATX κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες Μάρτιο, Ιούνιο, Ιούλιο, Σεπτέμβριο, Οκτώβριο, Δεκέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Απρίλιο και η μικρότερη τον Οκτώβριο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για οχτώ μήνες και θετική για τέσσερις. Επίσης επτά μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarquet Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις δέκα μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.8.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-9,902	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.8.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη ΑΤΧ. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.8.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (ΑΤΧ)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P
Ιανουάριος	2,370	1,826	1,298	0,196
Φεβρουάριος	-1,467	2,583	-0,568	0,571
Μάρτιος	-2,442	2,583	-0,945	0,346
Απρίλιος	1,012	2,583	0,392	0,696
Μάιος	-0,430	2,583	-0,167	0,868
Ιούνιος	-3,448	2,583	-1,335	0,184
Ιούλιος	-3,127	2,583	-1,211	0,228
Αύγουστος	-1,822	2,583	-0,705	0,482
Σεπτέμβριος	-2,650	2,583	-1,026	0,306
Οκτώβριος	-3,855	2,583	-1,493	0,138
Νοέμβριος	-1,823	2,583	-0,706	0,481
Δεκέμβριος	-2,727	2,583	-1,056	0,293
R Τετράγωνο	0,043			
Durbin-Watson	1,772			

Σύμφωνα με τον πίνακα 5.8.2 παρατηρούμε ότι κανένας από τους συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 2,370. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών είναι μικρότεροι από τον συντελεστή του

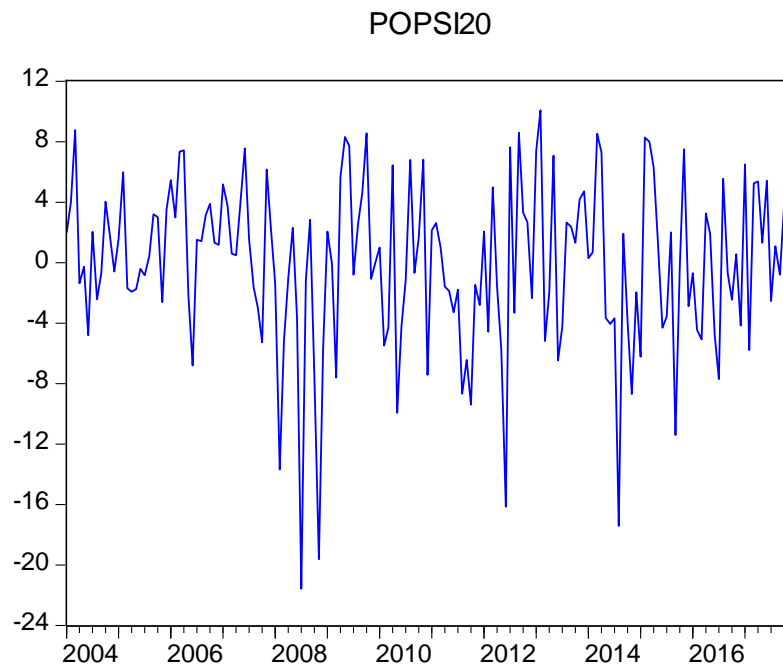
Ιανουαρίου και αρνητικοί εκτός του Απριλίου συνεπώς δεν υπάρχει ένδειξη εποχικότητας.

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,772).

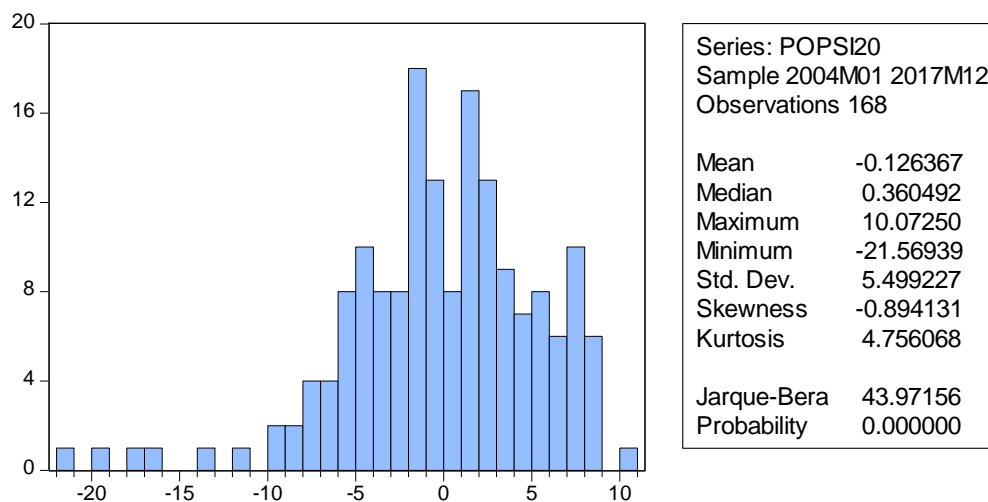
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,705>0,05$ .

## 5.9 ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ – PSI20

Διάγραμμα 5.9 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη PSI20–  
Πορτογαλία για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.9 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη PSI20 για την χρονική  
περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.9 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (0.360492) διαφέρει από την μέση τιμή, η οποία είναι αρνητική (-0,126367), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -21,56939 και 10,07250. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-0,894131) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (4,756068) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.9 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη PSI20 (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	1,948	2,008	7,386	-6,235	3,530	-0,504	3,323	0,653	0,721	14
Feb	0,310	1,643	10,072	-13,684	6,459	-0,487	2,689	0,610	0,737	14
Mar	1,100	0,802	8,767	-7,595	5,962	-0,004	1,439	1,421	0,492	14
Apr	2,340	1,870	7,435	-1,978	3,929	0,099	1,220	1,871	0,392	14
May	0,061	0,523	8,315	-9,952	4,846	-0,200	2,824	0,111	0,946	14
Jun	-2,731	-4,155	7,722	-16,157	6,285	0,068	3,214	0,038	0,981	14
Jul	-2,515	-1,477	7,616	-21,569	6,559	-1,638	6,450	13,201	0,001	14
Aug	-0,875	0,751	6,792	-17,424	6,120	-1,457	4,979	7,237	0,027	14
Sep	0,208	0,611	8,587	-11,410	4,918	-0,765	3,655	1,614	0,446	14
Oct	0,049	1,492	8,561	-9,409	5,102	-0,393	2,264	0,675	0,713	14
Nov	-0,135	1,022	7,492	-19,626	7,023	-1,593	5,360	9,169	0,010	14
Dec	-1,276	-1,800	4,713	-7,421	3,410	0,069	2,375	0,239	0,887	14

Ο πίνακας 5.9 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη PSI20 κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες, Ιούνιο, Ιούλιο, Αύγουστο, Νοέμβριο, Δεκέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Απρίλιο και η μικρότερη τον Ιούλιο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για εννιά μήνες και θετική για τρεις. Επίσης έξι μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarquet Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις εννιά μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.9.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-10.864	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.9.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη PSI. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.9.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (PSI20)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P	
Ιανουάριος	1,948	1,463	1,331	0,185	
Φεβρουάριος	-1,638	2,070	-0,792	0,430	
Μάρτιος	-0,848	2,070	-0,410	0,682	
Απρίλιος	0,392	2,070	0,189	0,850	
Μάιος	-1,887	2,070	-0,912	0,363	
Ιούνιος	-4,679	2,070	-2,261	0,025	**
Ιούλιος	-4,463	2,070	-2,157	0,033	**
Αύγουστος	-2,823	2,070	-1,364	0,175	
Σεπτέμβριος	-1,740	2,070	-0,841	0,402	
Οκτώβριος	-1,899	2,070	-0,918	0,360	
Νοέμβριος	-2,083	2,070	-1,007	0,316	
Δεκέμβριος	-3,224	2,070	-1,558	0,121	
R Τετράγωνο	0,073				
Durbin-Watson	1,701				



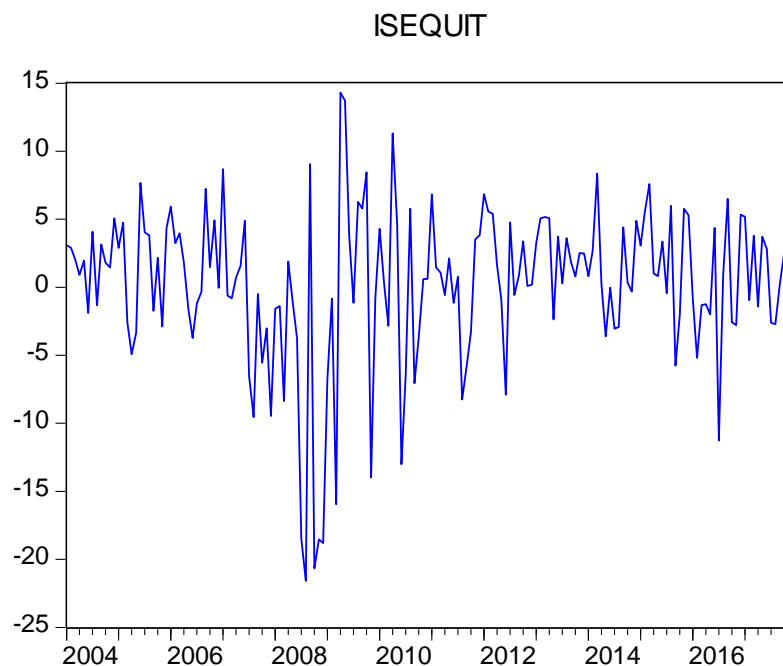
Σύμφωνα με τον πίνακα 5.9.2 παρατηρούμε ότι οι συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών για τους μήνες Ιούνιο και Ιούλιο είναι στατιστικά σημαντικοί. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 1,948. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών είναι μικρότεροι από τον συντελεστή του Ιανουαρίου και αρνητικοί εκτός του Απριλίου συνεπώς δεν υπάρχει ένδειξη της επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου.

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,701).

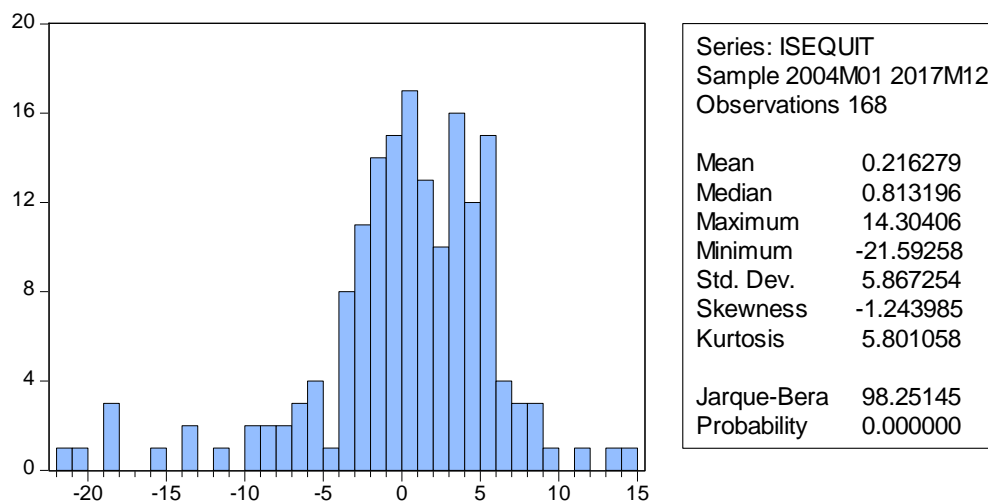
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,733>0,05$ .

## 5.10 ΙΡΛΑΝΔΙΑ - ISEQ

Διάγραμμα 5.10 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη ISEQ–  
Ιρλανδία για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.10 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη ISEQ για την χρονική  
περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.10 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (0.8131962) διαφέρει από την μέση τιμή (0.216279), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -21,59258 και 14.30406. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-1.243985) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (5.801058) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.10 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη ISEQ (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	2,975	3,156	8,681	-6,741	4,044	-0,893	3,469	1,990	0,370	14
Feb	1,608	2,074	5,580	-5,189	3,200	-0,442	2,418	0,654	0,721	14
Mar	0,393	1,563	8,361	-15,951	6,553	-1,108	3,846	3,280	0,194	14
Apr	2,192	0,960	14,304	-4,918	5,045	1,290	4,020	4,490	0,106	14
May	0,966	-0,041	13,725	-3,610	4,471	1,765	5,763	11,012	0,004	14
Jun	-0,060	1,396	7,670	-13,015	5,639	-0,854	3,072	1,706	0,426	14
Jul	-2,657	-1,162	4,775	-18,485	6,384	-1,109	3,796	3,240	0,198	14
Aug	-1,496	-0,450	6,276	-21,593	7,590	-1,348	4,504	5,559	0,062	14
Sep	1,303	1,342	9,053	-7,056	5,110	-0,231	1,953	0,764	0,683	14
Oct	-1,201	0,586	8,445	-20,666	6,635	-1,734	6,563	14,416	0,001	14
Nov	-1,484	0,340	5,769	-18,535	6,884	-1,469	4,224	5,913	0,052	14
Dec	0,055	1,551	5,340	-18,803	6,762	-1,783	5,467	10,964	0,004	14

Ο πίνακας 5.10 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη ISEQ κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες, Ιούνιο, Ιούλιο, Αύγουστο, Οκτώβριο, Νοέμβριο, είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Ιανουάριο και η μικρότερη τον Ιούλιο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για δέκα μήνες και θετική για δύο. Επίσης δέκα μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarquet Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις εννιά μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.10.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-9,971	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.10.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη ISEQ. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.10.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (ISEQ)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P	
Ιανουάριος	2,975	1,559	1,908	0,058	*
Φεβρουάριος	-1,367	2,205	-0,620	0,536	
Μάρτιος	-2,581	2,205	-1,171	0,243	
Απρίλιος	-0,783	2,205	-0,355	0,723	
Μάιος	-2,009	2,205	-0,911	0,364	
Ιούνιος	-3,035	2,205	-1,376	0,171	
Ιούλιος	-5,632	2,205	-2,554	0,012	**
Αύγουστος	-4,470	2,205	-2,027	0,044	**
Σεπτέμβριος	-1,672	2,205	-0,758	0,450	
Οκτώβριος	-4,176	2,205	-1,894	0,060	
Νοέμβριος	-4,459	2,205	-2,022	0,045	*
Δεκέμβριος	-2,920	2,205	-1,324	0,187	**
R Τετράγωνο	0,076				
Durbin-Watson	1,618				

Σύμφωνα με τον πίνακα 5.10.2 παρατηρούμε ότι οι συντελεστές των ψευδο-μεταβλητών για τους μήνες Ιανουάριο, Ιούλιο, Αύγουστο, Νοέμβριο και Δεκέμβριο είναι στατιστικά σημαντικοί. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 2,975. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών είναι μικρότεροι από τον συντελεστή του Ιανουαρίου και αρνητικοί, συνεπώς υπάρχει ισχυρή ένδειξη της επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου, που μπορεί να

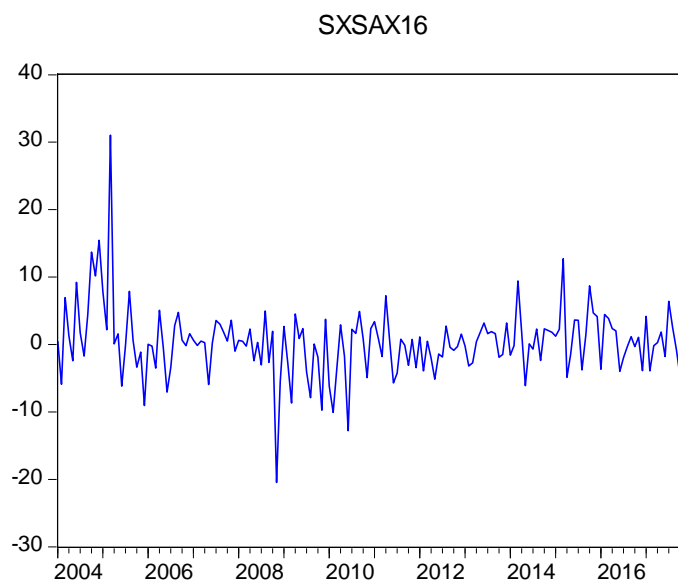
συνδέεται με την υπόθεση “tax –loss – selling”, σύμφωνα με την οποία οι επενδυτές τείνουν να πουλούν τις πιο ζημιογόνες μετοχές που κρατούν τον μήνα φορολόγησης (Δεκέμβριος για τις ευρωπαϊκές χώρες), προκειμένου να μειώσουν την φορολογία τους και πάνε σε επαναγορά μετοχών τον επόμενο μήνα (Ιανουάριο).

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,618).

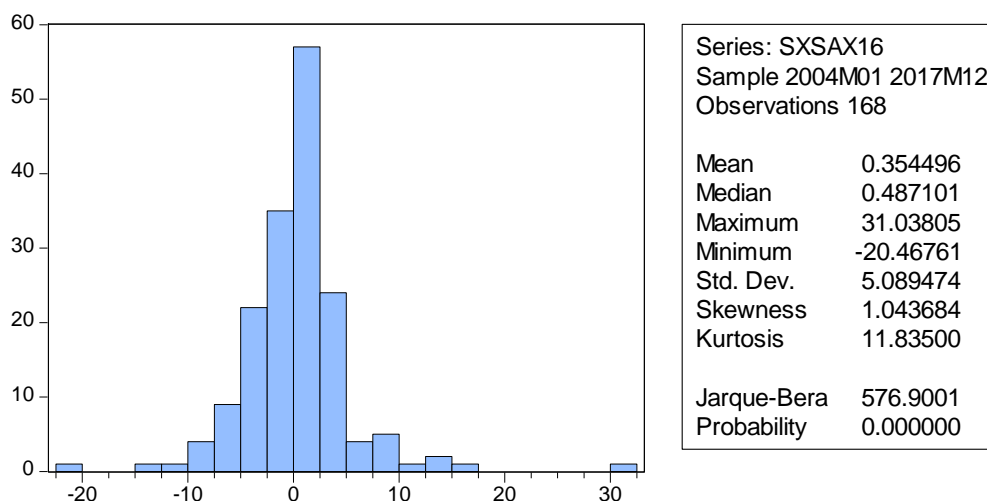
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,828>0,05$ .

## 5.11 ΣΛΟΒΑΚΙΑ – SAX16

Διάγραμμα 5.11 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη SAX16– Σλοβακία για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.11 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη SAX16 για την χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.11 παρουσιάζει το ιστογράμμο σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (0.487101) διαφέρει

από την μέση τιμή (0.354496), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -20.46761 και 31.03805. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (1.043684) παρατηρούμε ότι υπάρχει θετική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (11,83500) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.11 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη SAX16 (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	0,756	0,632	7,913	-6,184	3,382	-0,009	3,519	0,158	0,924	14
Feb	- 1,430	-0,201	4,465	-10,072	3,801	-0,647	3,051	0,978	0,613	14
Mar	3,168	0,158	31,038	-8,659	9,794	1,710	5,753	11,241	0,004	14
Apr	1,549	1,552	7,232	-4,852	3,000	-0,175	3,202	0,096	0,953	14
May	- 1,208	-1,035	2,008	-6,110	2,908	-0,520	1,946	1,278	0,528	14
Jun	- 1,424	-0,666	9,224	-12,781	5,484	-0,167	2,998	0,065	0,968	14
Jul	- 0,020	-0,436	6,414	-4,257	3,291	0,354	2,063	0,804	0,669	14
Aug	1,212	2,098	7,883	-7,866	3,813	-0,767	3,799	1,744	0,418	14
Sep	1,040	0,879	4,894	-2,632	2,398	0,288	2,233	0,536	0,765	14
Oct	0,888	0,094	13,692	-4,795	4,917	1,480	4,582	6,575	0,037	14
Nov	- 1,064	0,291	10,186	-20,468	7,182	-1,345	5,147	6,909	0,032	14
Dec	0,787	1,567	15,461	-9,064	5,718	0,794	4,522	2,823	0,244	14

Ο πίνακας 5.11 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη SAX16 κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες, Φεβρουάριο, Μάιο, Ιούνιο, Ιούλιο, Νοέμβριο, είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Μάρτιο και η μικρότερη τον Φεβρουάριο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για επτά μήνες και θετική για πέντε. Επίσης οχτώ μήνες εμφανίζουν κύρτωση >3, δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarque Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις εννιά μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.11.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-11.106	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.11.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη SAX16. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.11.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (SAX16)

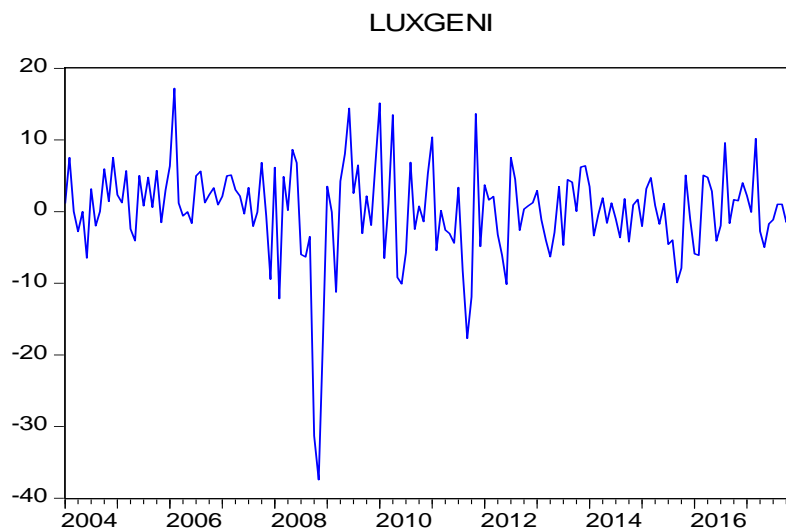
	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή- P
Ιανουάριος	0,756	1,356	0,558	0,578
Φεβρουάριος	-2,186	1,918	- 1,140	0,256
Μάρτιος	2,412	1,918	1,258	0,210
Απρίλιος	0,793	1,918	0,413	0,680
Μάιος	-1,964	1,918	- 1,024	0,307
Ιούνιος	-2,180	1,918	- 1,137	0,257
Ιούλιος	-0,776	1,918	- 0,405	0,686
Αύγουστος	0,456	1,918	0,238	0,813
Σεπτέμβριος	0,283	1,918	0,148	0,883
Οκτώβριος	0,132	1,918	0,069	0,945
Νοέμβριος	-1,820	1,918	- 0,949	0,344
Δεκέμβριος	0,031	1,918	0,016	0,987
R Τετράγωνο	0,071			
Durbin-Watson	1,679			



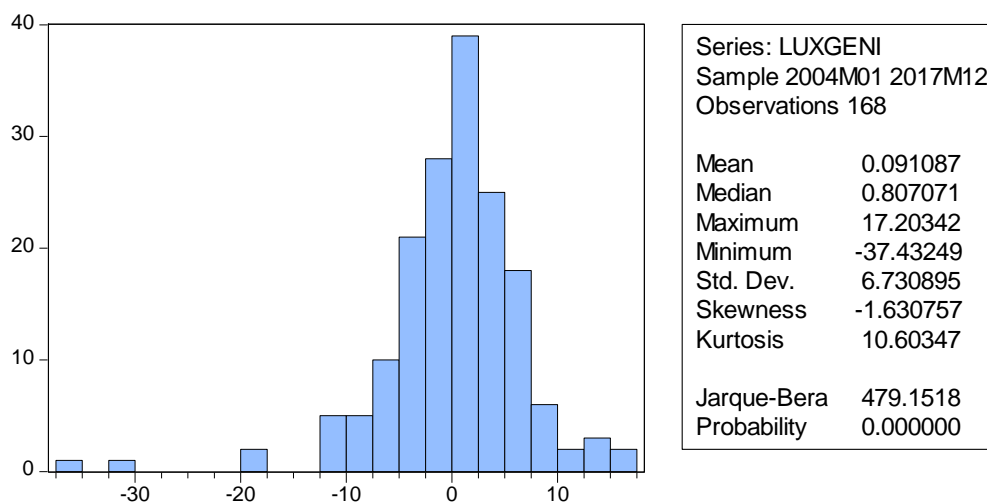
Σύμφωνα με τον πίνακα 5.11.2 παρατηρούμε ότι κανένας από τους συντελεστές των ψευδο-μεταβλητών δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 0.756. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών είναι μικρότεροι από τον συντελεστή του Ιανουαρίου εκτός του Μαρτίου συνεπώς δεν υπάρχει ένδειξη εποχικότητας. Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,679). Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $pvalue=0,102 > 0,05$ .

## 5.12 ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ - SE

Διάγραμμα 5.12 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη SE–Λουξεμβούργο για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.12 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη SE για την χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.12 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (0.807071) διαφέρει από την μέση τιμή (0.091087), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -37.43249 και 17.202342. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή

ασυμμετρίας (-1.630757) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (10,60347) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.12 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη SE (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	3,681	3,209	15,134	-5,896	5,019	0,471	3,768	0,862	0,650	14
Feb	0,074	-0,066	17,203	-12,141	7,129	0,671	3,737	1,368	0,505	14
Mar	1,753	1,633	10,190	-11,224	5,110	-0,961	4,277	3,109	0,211	14
Apr	0,560	-0,205	13,485	-6,299	4,884	1,229	4,555	4,934	0,085	14
May	-0,857	-1,681	8,645	-9,182	5,022	0,507	2,695	0,654	0,721	14
Jun	0,495	-0,976	14,411	-10,161	6,674	0,491	3,017	0,563	0,755	14
Jul	0,051	-0,114	7,547	-5,967	4,282	0,034	1,848	0,777	0,678	14
Aug	1,222	2,739	9,581	-8,241	5,551	-0,229	1,760	1,019	0,601	14
Sep	2,299	-0,865	4,098	-17,693	5,529	-1,717	5,485	10,478	0,005	14
Oct	2,215	0,540	6,828	-31,289	9,855	-1,969	6,506	16,212	0,000	14
Nov	0,688	0,869	13,653	-37,432	11,335	-2,524	9,377	38,590	0,000	14
Dec	0,306	1,474	7,525	-17,793	6,967	-1,402	4,350	5,648	0,059	14

Ο πίνακας 5.12 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη SE κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες, Μάιο, Ιούνιο, Σεπτέμβριο, Οκτώβριο, Νοέμβριο, είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Ιανουάριο και η μικρότερη το Σεπτέμβριο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για έξη μήνες και θετική για άλλους έξη. Επίσης εννιά μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarque Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις εννιά μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.12.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-9.271	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.12.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη SE. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.12.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (SE)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P	
Ιανουάριος	3,681	1,809	2,035	0,044	**
Φεβρουάριος	-3,606	2,558	-1,410	0,161	
Μάρτιος	-1,928	2,558	-0,754	0,452	
Απρίλιος	-3,121	2,558	-1,220	0,224	
Μάιος	-4,538	2,558	-1,774	0,078	*
Ιούνιος	-4,175	2,558	-1,632	0,105	
Ιούλιος	-3,630	2,558	-1,419	0,158	
Αύγουστος	-2,459	2,558	0,961	0,338	
Σεπτέμβριος	-5,980	2,558	-2,338	0,021	**
Οκτώβριος	-5,895	2,558	-2,305	0,023	**
Νοέμβριος	-4,368	2,558	-1,708	0,090	*
Δεκέμβριος	-3,374	2,558	-1,319	0,189	
R Τετράγωνο	0,055				
Durbin-Watson	1,655				

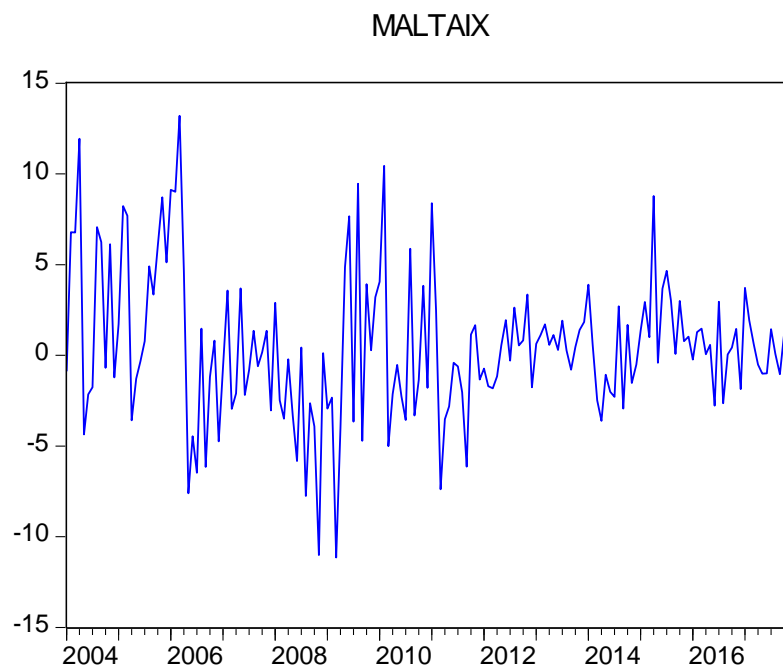
Σύμφωνα με τον πίνακα 5.12.2 παρατηρούμε ότι οι συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών για τους μήνες Ιανουάριο, Μάιο, Σεπτέμβριο, Οκτώβριο και Νοέμβριο είναι στατιστικά σημαντικοί. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 3,681. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών είναι μικρότεροι από τον συντελεστή του Ιανουαρίου και αρνητικοί, συνεπώς υπάρχει ισχυρή ένδειξη της επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου, που μπορεί να συνδέεται με την υπόθεση “tax –loss – selling”, σύμφωνα με την οποία οι επενδυτές τείνουν να πουλούν τις πιο ζημιογόνες μετοχές που κρατούν τον μήνα φορολόγησης (Δεκέμβριος για τις ευρωπαϊκές χώρες), προκειμένου να μειώσουν την φορολογία τους και πάνε σε επαναγορά μετοχών τον επόμενο μήνα (Ιανουάριο).

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,655).

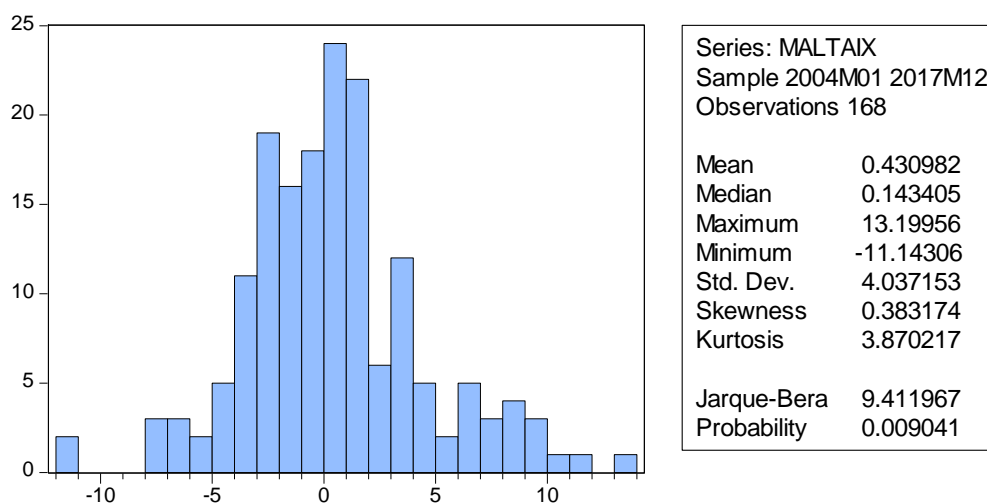
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,628>0,05$ .

## 5.13 ΜΑΛΤΑ - MSE

Διάγραμμα 5.13 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη MSE–  
Μάλτα για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.13 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη MSE για την χρονική  
περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.13 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (0.143405) διαφέρει από την μέση τιμή (0.430982), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -11,14306 και 13,19956. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (0,383174) παρατηρούμε ότι υπάρχει θετική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (3,870217) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.13 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη MSE (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	2,164	1,534	9,126	-2,940	3,479	0,699	2,725	1,184	0,553	14
Feb	2,985	2,197	10,436	-2,485	4,187	0,421	2,049	0,942	0,625	14
Mar	-0,134	-0,611	13,200	-11,143	6,323	0,404	2,897	0,388	0,824	14
Apr	0,366	-0,839	11,940	-4,020	4,843	1,351	3,686	4,533	0,104	14
May	-0,833	-0,777	4,868	-7,604	3,160	-0,222	3,167	0,131	0,937	14
Jun	-0,705	-1,504	7,669	-5,834	3,405	0,973	3,859	2,638	0,267	14
Jul	-0,522	-0,451	4,654	-6,480	2,918	-0,233	2,711	0,176	0,916	14
Aug	1,881	2,045	9,464	-7,757	4,359	-0,376	3,137	0,341	0,843	14
Sep	-1,291	-0,921	6,246	-6,148	3,437	0,504	2,957	0,593	0,743	14
Oct	0,830	0,636	6,001	-3,919	2,425	0,272	3,312	0,230	0,891	14
Nov	1,066	1,378	8,708	-11,007	4,489	-1,064	5,214	5,504	0,064	14
Dec	-0,635	-1,277	5,128	-4,750	2,717	0,569	2,753	0,792	0,673	14

Ο πίνακας 5.13 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη MSE κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες, Μάρτιο, Μάιο, Ιούνιο, Ιούλιο Σεπτέμβριο, Δεκέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Φεβρουάριο και η μικρότερη το Σεπτέμβριο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για τέσσερις μήνες και θετική για οχτώ μήνες. Επίσης έξη μήνες εμφανίζουν κύρτωση >3 , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarquet Bera υποδεικνύει ότι η απόδοση όλων των μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.13.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-6,636	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.13.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη MSE. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.13.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (MSE)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P	
Ιανουάριος	2,164	1,056	2,049	0,042	**
Φεβρουάριος	0,820	1,494	0,549	0,584	
Μάρτιος	-2,299	1,494	-1,539	0,126	
Απρίλιος	-1,798	1,494	-1,204	0,230	
Μάιος	-2,998	1,494	-2,007	0,046	**
Ιούνιος	-2,869	1,494	-1,921	0,057	*
Ιούλιος	-2,687	1,494	-1,799	0,074	*
Αύγουστος	-0,283	1,494	0,190	0,850	
Σεπτέμβριος	-3,455	1,494	-2,313	0,022	**
Οκτώβριος	-1,334	1,494	0,893	0,373	
Νοέμβριος	-1,098	1,494	0,735	0,463	
Δεκέμβριος	-2,799	1,494	-1,874	0,063	*
R Τετράγωνο	0,105				
Durbin-Watson	1,637				



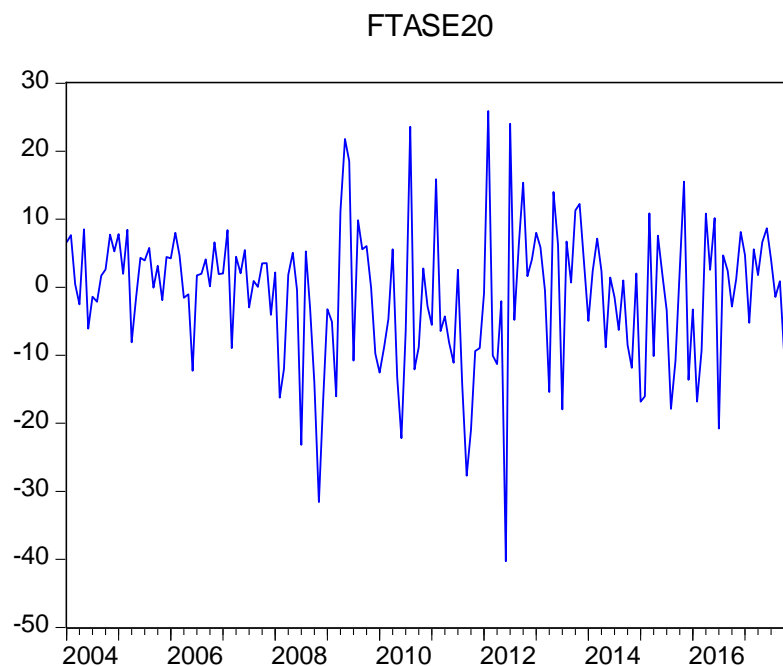
Σύμφωνα με τον πίνακα 5.13.2 παρατηρούμε ότι οι συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών για τους μήνες Ιανουάριο, Μάιο, Ιούνιο, Ιούλιο, Σεπτέμβριο, και Δεκέμβριο είναι στατιστικά σημαντικοί. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 2,164. Οι συντελεστές των υπόλοιπων μηνών είναι μικρότεροι από τον συντελεστή του Ιανουαρίου και αρνητικοί, συνεπώς υπάρχει ισχυρή ένδειξη της επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου, που μπορεί να συνδέεται με την υπόθεση “tax –loss – selling”, σύμφωνα με την οποία οι επενδυτές τείνουν να πουλούν τις πιο ζημιογόνες μετοχές που κρατούν τον μήνα φορολόγησης (Δεκέμβριος για τις ευρωπαϊκές χώρες), προκειμένου να μειώσουν την φορολογία τους και πάνε σε επαναγορά μετοχών τον επόμενο μήνα (Ιανουάριο).

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,637).

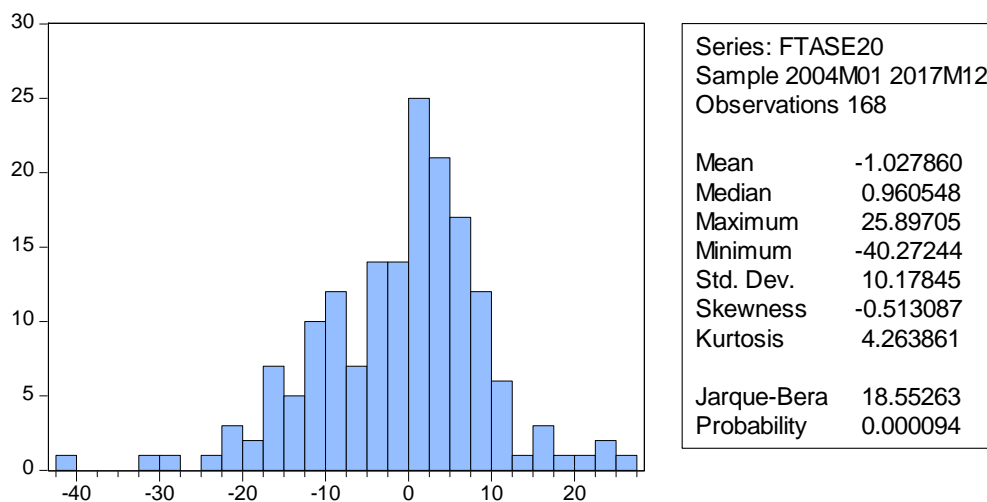
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,110 > 0,05$ .

## 5.14 ΕΛΛΑΔΑ – FTSE-LARGE20 CAP

Διάγραμμα 5.14 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη FTSE20-LARGE CAP– Ελλάδα για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.14 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη FTSE20 – LARGE CAP για την χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.14 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (0.960548) διαφέρει από την μέση τιμή, η οποία είναι αρνητική (-1,027860), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -40,27244 και 25,89705. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-0,513087) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (4,263861) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.14 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη FTSE20 – LARGE CAP (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	-0,834	0,557	8,032	-16,825	7,477	-0,724	2,697	1,278	0,528	14
Feb	0,563	2,166	25,897	-16,798	12,670	0,218	2,355	0,353	0,838	14
Mar	-2,193	-2,563	10,869	-16,014	8,580	0,030	1,679	1,019	0,601	14
Apr	-1,088	0,122	11,185	-15,416	8,080	-0,155	2,102	0,527	0,768	14
May	2,408	2,309	21,798	-13,195	9,308	0,273	2,761	0,207	0,902	14
Jun	-2,551	1,604	18,558	-40,272	15,063	-1,128	3,928	3,472	0,176	14
Jul	-3,716	-2,210	24,021	-23,170	12,080	0,322	3,395	0,333	0,846	14
Aug	0,867	1,443	23,588	-17,878	10,243	0,176	3,410	0,170	0,918	14
Sep	-2,195	0,803	6,422	-27,695	9,081	-1,765	5,477	10,848	0,004	14
Oct	-1,437	1,378	15,393	-21,013	9,997	-0,258	2,437	0,340	0,844	14
Nov	-0,019	2,202	15,526	-31,577	11,626	-1,394	5,013	6,900	0,032	14
Dec	-2,141	-0,422	8,114	-16,685	7,643	-0,540	2,098	1,155	0,561	14

Ο πίνακας 5.14 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη FTSE20 – LARGE CAP κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες, Ιανουάριο, Μάρτιο, Απρίλιο, Ιούνιο, Ιούλιο Σεπτέμβριο, Οκτώβριο, Νοέμβριο Δεκέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Μάιο και η μικρότερη τον Ιούλιο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για επτά μήνες και θετική για πέντε μήνες. Επίσης πέντε μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarquet Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις δέκα μηνών κατανομούνται κανονικά.

Πίνακας 5.14.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-11,752	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.14.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη FTSE – LARGE CAP. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.14.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (FTSE20-LARGE CAP)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P
Ιανουάριος	-0,834	2,777	-0,300	0,764
Φεβρουάριος	1,397	3,927	0,356	0,723
Μάρτιος	-1,359	3,927	-0,346	0,730
Απρίλιος	-0,254	3,927	-0,065	0,948
Μάιος	3,242	3,927	0,825	0,410
Ιούνιος	-1,718	3,927	-0,437	0,662
Ιούλιος	-2,882	3,927	-0,734	0,464
Αύγουστος	1,701	3,927	0,433	0,666
Σεπτέμβριος	-1,361	3,927	-0,346	0,729
Οκτώβριος	-0,603	3,927	-0,154	0,878
Νοέμβριος	0,815	3,927	0,207	0,836
Δεκέμβριος	-1,307	3,927	-0,333	0,740
R Τετράγωνο	0,026			
Durbin-Watson	1,793			

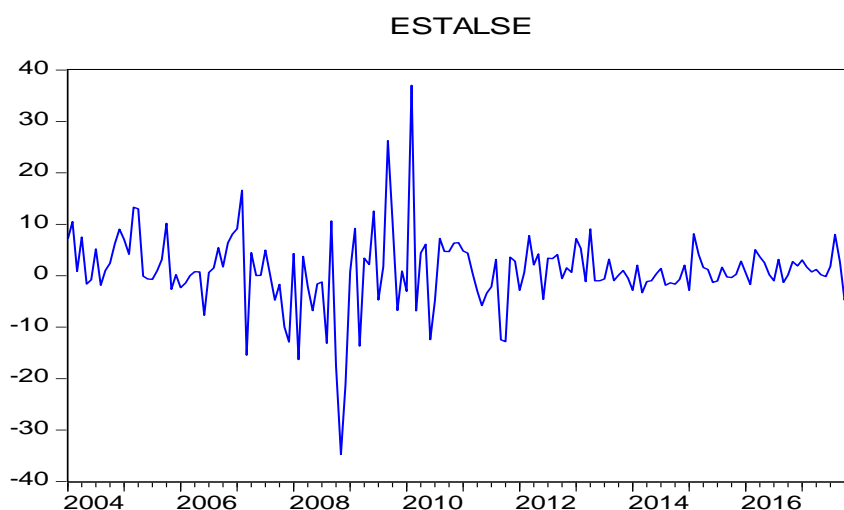
Σύμφωνα με τον πίνακα 5.14.2 παρατηρούμε ότι κανένας από τους συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι αρνητικός -0.834. Δεν υπάρχει ένδειξη εποχικότητας.

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,793).

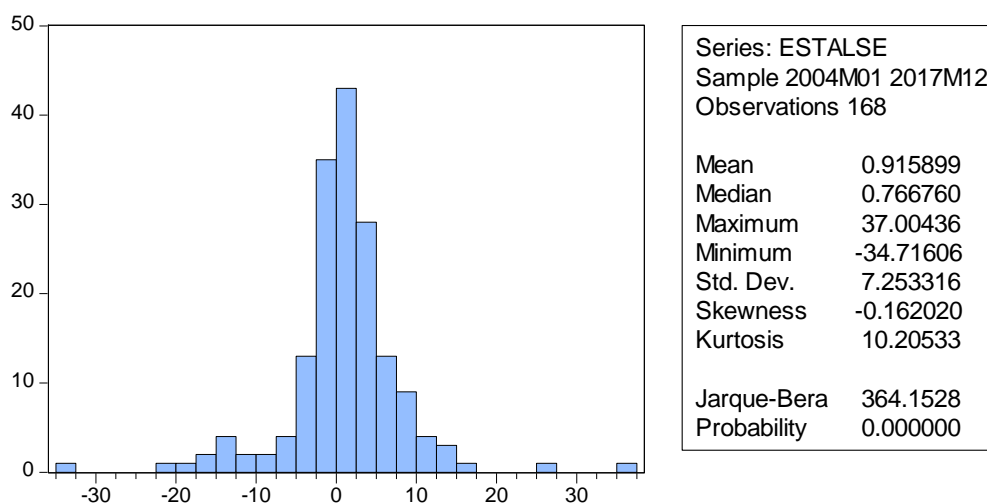
Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα με  $p\text{-value}=0,456 > 0,05$ .

## 5.15 ΕΣΘΟΝΙΑ - ΟΜΧΤΑΛ

Διάγραμμα 5.15 – Απεικόνιση χρονοσειράς χρηματιστηριακού δείκτη ΟΜΧΤΑΛ–Εσθονία για χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Γράφημα 5.15 – Ιστόγραμμα και στατιστικά του δείκτη ΟΜΧΤΑΛ για την χρονική περίοδο 2004 έως 2017



Το γράφημα 5.15 παρουσιάζει το ιστόγραμμα σχετικών συχνοτήτων και τα μέτρα κεντρικής τάσης και διασποράς. Παρατηρούμε ότι η διάμεσος (0.766760) διαφέρει από την μέση τιμή, η οποία είναι αρνητική 0.915899), το εύρος κυμαίνεται μεταξύ των τιμών -34.71606 και 37.00436. Επίσης σύμφωνα με το ιστόγραμμα και τον συντελεστή ασυμμετρίας (-0,162020) παρατηρούμε ότι υπάρχει αρνητική

ασυμμετρία και βάσει του συντελεστή κυρτότητας (10.20533) δεν εμφανίζεται κανονική κατανομή στις αποδόσεις του χρηματιστηριακού δείκτη.

Πίνακας 5.15 - Μηνιαία περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη OMXTAL (2004-2017)

Month	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	Prob	Obs
Jan	2,158	1,898	9,124	-3,014	4,476	0,119	1,489	1,366	0,505	14
Feb	5,737	4,292	37,004	-16,273	11,725	1,006	5,311	5,478	0,065	14
Mar	-0,307	0,589	13,297	-15,445	7,737	-0,482	2,919	0,545	0,761	14
Apr	3,221	2,755	12,985	-2,965	4,394	0,674	2,958	1,060	0,589	14
May	0,071	0,111	6,096	-6,772	3,417	-0,423	3,064	0,421	0,814	14
Jun	-1,453	-0,894	12,553	-12,400	5,403	0,594	5,295	3,896	0,143	14
Jul	0,086	-0,669	5,225	-4,838	3,089	0,138	2,327	0,309	0,857	14
Aug	1,229	1,696	8,021	-13,114	4,999	-1,564	6,103	11,327	0,003	14
Sep	2,643	1,842	26,221	-12,447	8,648	1,187	5,461	6,823	0,033	14
Oct	-0,677	-0,106	10,577	-17,601	7,555	-0,702	3,427	1,256	0,534	14
Nov	-1,859	0,779	6,364	-34,716	10,571	-2,306	7,864	26,212	0,000	14
Dec	0,142	1,734	9,034	-21,099	7,973	-1,619	5,005	8,460	0,015	14

Ο πίνακας 5.15 παρουσιάζει τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία του χρηματιστηριακού δείκτη OMXTAL κάθε μήνα για την περίοδο 2004 έως 2017. Οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις για τους μήνες, Μάρτιο, Ιούνιο, Οκτώβριο, Νοέμβριο είναι αρνητικές και οι υπόλοιποι μήνες έχουν θετικές μέσες τιμές. Η μέγιστη μέση απόδοση εμφανίζεται τον Φεβρουάριο και η μικρότερη τον Νοέμβριο. Οι αποδόσεις εμφανίζουν αρνητική ασυμμετρία για έξη μήνες και θετική για τους υπόλοιπους έξη μήνες. Επίσης οχτώ μήνες εμφανίζουν κύρτωση  $>3$ , δηλαδή λεπτόκυρτη κατανομή, το οποίο σημαίνει πιο επίπεδες ουρές από την κανονική κατανομή. Ο έλεγχος Jarquet Bera υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις οχτώ μηνών κατανέμονται κανονικά.

Πίνακας 5.15.1 Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test

		t - statistic	Prob.
Augmented Dickey - Fuller (ADF) test statistic		-11,064	0,000%
Test critical values:	1% level	-3,469	
	5% level	-2,878	
	10% level	-2,576	

Ο πίνακας 5.15.1 παρουσιάζει το ADF – test για τον έλεγχο της στασιμότητας της χρονοσειράς του δείκτη ΟΜΧΤΑΛ. Με μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\rho=1$ ). Βλέπουμε ότι το p-value είναι 0,000% και ότι το t –statistic είναι μικρότερο των κριτικών τιμών. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, συνεπώς δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η σειρά είναι στάσιμη.

Πίνακας 5.15.2 – Μοντέλο Παλινδρόμησης για Εύρεση εποχικότητας (ΟΜΧΤΑΛ)

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-Ρ
Ιανουάριος	2,158	1,920	1,124	0,263
Φεβρουάριος	3,580	2,715	1,318	0,189
Μάρτιος	-2,465	2,715	0,908	0,365
Απρίλιος	1,064	2,715	0,392	0,696
Μάιος	-2,087	2,715	0,769	0,443
Ιούνιος	-3,611	2,715	1,330	0,186
Ιούλιος	-2,071	2,715	0,763	0,447
Αύγουστος	-0,928	2,715	0,342	0,733
Σεπτέμβριος	0,485	2,715	0,179	0,858
Οκτώβριος	-2,835	2,715	1,044	0,298
Νοέμβριος	-4,017	2,715	1,479	0,141
Δεκέμβριος	-2,016	2,715	0,742	0,459
R Τετράγωνο	0,083			
Durbin-Watson	1,677			

Σύμφωνα με τον πίνακα 5.15.2 παρατηρούμε ότι κανένας από τους συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Ο συντελεστής του Ιανουαρίου, ο οποίος είναι ο μήνας αναφοράς του μοντέλου είναι 2,158. Δεν υπάρχει ένδειξη εποχικότητας.

Το μοντέλο μας δεν παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση εφόσον ο έλεγχος Darbin Watson πλησιάζει το 2 (1,677).

Ο έλεγχος White – test έδειξε ότι έχουμε ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο με  $p\text{-value}=0,336>0,05$ .



## 6 ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6

### 6.1 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η παρούσα μελέτη ερευνά την ύπαρξη εποχικότητας στις μηνιαίες αποδόσεις δεκαπέντε ευρωπαϊκών χρηματιστηριακών δεικτών και πιο συγκεκριμένα την επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου “January effect”, κατά το οποίο εμφανίζονται υψηλότερες αποδόσεις τον μήνα του Ιανουαρίου σε σχέση με τις αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών και την υπόθεση “tax – loss – selling”, σύμφωνα με την οποία οι επενδυτές τείνουν να πουλούν τις πιο ζημιογόνες μετοχές που κρατούν τον μήνα φορολόγησης (Δεκέμβριος για τις ευρωπαϊκές χώρες), προκειμένου να μειώσουν την φορολογία τους και πάνε σε επαναγορά μετοχών τον επόμενο μήνα (Ιανουάριο).. Για την επίτευξη του στόχου μας δημιουργήσαμε ένα μοντέλο παλινδρόμησης με ψευδο-μεταβλητές και βγάλαμε τα εξής συμπεράσματα για καθέναν από τους παρακάτω ευρωπαϊκούς χρηματιστηριακούς δείκτες:



#### ΓΕΡΜΑΝΙΑ – DAX30 INDX

Εμφανής επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, που μπορεί να συνδέεται με την υπόθεση “tax – loss – selling”.



#### ΓΑΛΛΙΑ - FRCAC40

Δεν υπάρχει επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, αφού ο συντελεστής της ψευδο-μεταβλητής δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Αντίθετα ο συντελεστής του Απριλίου είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 5%.



#### ΙΣΠΑΝΙΑ – IBEX35

Δεν υπάρχει επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, αφού ο συντελεστής της ψευδο-μεταβλητής δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Αντίθετα ο συντελεστής του Απριλίου είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 5%.



#### ΙΤΑΛΙΑ – FTSEMIB

Δεν υπάρχει επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, αφού ο συντελεστής της ψευδο-μεταβλητής δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Οι συντελεστές των ψευδο-μεταβλητών για τους μήνες Ιούνιο και Ιούλιο είναι στατιστικά σημαντικοί.



ΒΕΛΓΙΟ – BGBEL20

Υπάρχει επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, που μπορεί να συνδέεται με την υπόθεση “tax –loss – selling”.



ΟΛΛΑΝΔΙΑ - AEX

Ισχυρή ένδειξη της επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου, που μπορεί να συνδέεται με την υπόθεση “tax –loss – selling”.



ΦΙΝΛΑΝΔΙΑ - OMX

Δεν υπάρχει ένδειξη μηνιαίας εποχικότητας.



ΑΥΣΤΡΙΑ - ATX

Δεν υπάρχει ένδειξη μηνιαίας εποχικότητας.



ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ – PSI20

Δεν υπάρχει ένδειξη της επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου. Οι συντελεστές των ψευδο-μεταβλητών για τους μήνες Ιούνιο και Ιούλιο είναι στατιστικά σημαντικοί.



ΙΡΛΑΝΔΙΑ - ISEQ

Υπάρχει ισχυρή ένδειξη της επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου, που μπορεί να συνδέεται με την υπόθεση “tax –loss – selling”.



ΣΛΟΒΑΚΙΑ – SAX16

Δεν υπάρχει ένδειξη μηνιαίας εποχικότητας.

ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ – SE GENERAL

Υπάρχει ισχυρή ένδειξη της επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου, που μπορεί να συνδέεται με την υπόθεση “tax –loss – selling”. Επίσης οι συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών για τους μήνες Μάιο, Σεπτέμβριο, Οκτώβριο και Νοέμβριο είναι στατιστικά σημαντικοί.

ΜΑΛΤΑ - MSE

Υπάρχει ισχυρή ένδειξη της επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου, που μπορεί να συνδέεται με την υπόθεση “tax –loss – selling”. Επίσης οι συντελεστές των ψευδό-μεταβλητών για τους μήνες , Μάιο, Ιούνιο, Ιούλιο, Σεπτέμβριο, και Δεκέμβριο είναι στατιστικά σημαντικοί.

ΕΛΛΑΔΑ – FTSE-LARGE20 CAP

Δεν υπάρχει ένδειξη μηνιαίας εποχικότητας.



ΕΣΘΟΝΙΑ - OMXTALX

Δεν υπάρχει ένδειξη μηνιαίας εποχικότητας.

Άξιο αναφοράς είναι πως σε όποιους χρηματιστηριακούς δείκτες εμφανίστηκε εποχικότητα, οι αποδόσεις των μετοχών δεν είναι τελείως τυχαίες, συνεπώς οι επενδυτές αξιοποιώντας αυτά τα ευρήματα μπορούν να επενδύσουν σε συγκεκριμένα χρονικά διαστήματα και να αυξήσουν σημαντικά τα κέρδη τους από τις αποδόσεις των μετοχών που κατέχουν. Επίσης για τις χώρες Γαλλία, Ιταλία, Πορτογαλία, Ελλάδα παρατηρούμε αρνητικούς αλλά και στατιστικά σημαντικούς συντελεστές τον μήνα του Ιουλίου σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Μία εξήγηση θα μπορούσε να είναι ότι στις περισσότερες χρηματιστηριακές αγορές οι επιχειρήσεις ανακοινώνουν το μέρισμα τους κατά την περίοδο Ιουνίου-Ιουλίου και οι επενδυτές πωλούν τις μετοχές τους προκειμένου να μη μειωθεί η αξία αυτών από την διανομή του μερίσματος. Αυτό έχει σαν αποτέλεσμα να πέφτουν οι τιμές των μετοχών και να υποχωρούν οι αποδόσεις των μετοχών και οι γενικοί δείκτες.

## 6.2 Σύγκριση αποτελεσμάτων έρευνας με παλαιότερες μελέτες

Στην έρευνα τους οι Gultekin and Gultekin (Δεκ. 1983) και ο Boudreaux Dennis (1995) εντόπισαν την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου στη Γερμανία όπως αποδείχτηκε η ύπαρξη του φαινομένου και στην παρούσα μελέτη.

Ο Aggrawal R.(1995) μέσω της έρευνας του απέδειξε την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου στη Γαλλία σε αντίθεση με την παρούσα μελέτη κατά την οποία ο συντελεστής του Ιανουαρίου στο μοντέλο ψευδό-μεταβλητών ήταν υψηλότερος των υπολοίπων μηνών αλλά δεν ήταν στατιστικά σημαντικός και δεν αποδείχτηκε η επίδραση του Ιανουαρίου στις αποδόσεις των μετοχών.

Ο Christos Floros (2002) στην μελέτη του απέδειξε ότι δεν υπάρχει επίδραση του Ιανουαρίου “January effect” στον Γενικό Δείκτη του ΧΑΑ στο οποίο εμφανίζονται μεγαλύτερες αποδόσεις τον Απρίλιο και χαμηλότερες τον Ιούνιο. Για τον δείκτη FTSE / ASE-20, τα αποτελέσματα παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις τον Απρίλιο και χαμηλότερες αποδόσεις Ιουνίου, αντίστοιχα αποδείξαμε ότι δεν υπάρχει ένδειξη του φαινομένου του Ιανουαρίου στον FTSE20 – LARGE CAP. Αντίθετα οι Stilianos Fountas and Konstantinos Segredakis(2002) έδειξαν πως υπάρχει η επίδραση του Ιανουαρίου στο ελληνικό χρηματιστήριο.

Τέλος οι Brian M. Lusey and Shane Whelan(2004) απέδειξαν ότι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου και Απριλίου εμφανίζονται πολύ υψηλότερες από τις μέσες αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών στην Ιρλανδική αγορά ιδίων κεφαλαίων, κάτι που φάνηκε και στην παρούσα μελέτη.

### 6.3 Προεκτάσεις της εργασίας

Στην παρούσα μελέτη εξετάστηκε η εποχικότητα στις μηνιαίες αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών για δεκαπέντε ευρωπαϊκές χώρες για τη χρονική περίοδο 2004 έως 2017. Συγκεκριμένα για τις χώρες, Γερμανία, Γαλλία , Πορτογαλία, Ιταλία, Βέλγιο, Ολλανδία, Φινλανδία, Αυστρία, Πορτογαλία, Ιρλανδία, Σλοβακία, Λουξεμβούργο, Μάλτα, Ελλάδα και Εσθονία, οι οποίες έχουν κοινό νόμισμα το ευρώ και κοινό μήνα φορολόγησης τον Δεκέμβριο.

Η έρευνα θα μπορούσε να επεκταθεί και σε άλλες χώρες της ευρωπαϊκής ηπείρου με εγχώριο νόμισμα όπως επίσης και στη γειτονική Τουρκία. Ακόμα η περίοδος της δειγματοληψίας θα μπορούσε να είναι μεγαλύτερη ή για μικρότερη χρονική περίοδο. Επίσης θα μπορούσαν να εξεταστεί η εποχικότητα σε περισσότερες υποπεριόδους και σε περισσότερα ημερολογιακά φαινόμενα (πχ φαινόμενο της ημέρας, φαινόμενο της εβδομάδας) ή σε περισσότερους χρηματιστηριακούς δείκτες ή και ακόμα και σε διαφορετικούς χρηματιστηριακούς δείκτες των χωρών του δείγματός μας.

## 7 ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Ahrawal, A. and Tandon, K. (1994) ‘Anomalies or Illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries’, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 13, pp. 83-106
- Ariel, R. (1987) ‘A Monthly Effect in Stock Returns’, *Journal of Finance and Economics*, Vol. 18, pp. 161-174
- Bepari, K. and Mollik, A.T. (2009) ‘Seasonality in the Monthly Stock Returns: Evidence from Bangladesh Dhaka Stock Exchange (DSE) 1993-2006’, *Journal of Finance and Economics*, Issue 24 (2009)
- Berges, A., McConell, J. and Schlarbaum, G. (1984) ‘An Investigation of the turn of the year Effect, the Small Firm Effect and the Tax-Loss Selling Pressure Hypothesis in Canadian Stock Returns’, *Journal of Finance*, 39, pp. 185-192
- Boudreaux, D. (1995) ‘The Monthly Effect in International Stock Markets: Evidence and Implications’, *Journal of Financial and Strategic Decisions*, Vol. 8, pp. 15-20
- Cadsby, C. and Ratner, M. (1992) ‘Turn of the Month and Pre-Holiday Effects on Stock Returns: some International Evidence’, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 16, pp. 497-509
- Caporale Guglielmo, M. and Zakirova, V. (2017) ‘Calendar anomalies in the Russian stock market’, *Russian Journal of Economics*, Vol.3, pp. 101-108
- Coutts, A. and Sheikh, M. (2002) ‘The anomalies that aren’t there: the weekend, January and pre-holiday effects on the gold index on the Johannesburg Stock Exchange 1987-1997’, *Journal Applied Financial Economics*, Vol. 12 pp. 863-871
- Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S. and Wermers, R. (1997) ‘Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic – Based Benchmarks’ *Journal of Finance*, Vol. 52, PP. 1035-1058
- Fama, E. (1965) ‘The Behavior of Stock Market Prices’, *Journal of Business*. Vol. 38, pp. 34-105
- Fazal, J., Seyyed, A. and Mohsen, A. (2005) ‘Seasonality in Stock Returns and Volatility: The Ramadan Effect’, *Research in International Business and Finance*, Vol. 19, pp. 374-383
- Floros, C. (2008) ‘The Monthly and Trading Month Effects in Greek Stock Market Returns: 1996-2002’, *Managerial Finance*, Vol.34, pp. 453-464
- Fountas, S. and Segredakis, K. (2002) ‘Emerging Stock Markets Return Seasonalities: The January Effect and the Tax-Loss selling hypothesis’, *Journal Applied Financial Economics*, Vol. 12 pp. 291-299
- French, K. (1980) ‘Stock Returns and the week end Effect’, *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, pp. 55-69

- Gerald-Gay, D. (1987) 'An Investigation into Seasonality in the Futures Market', *Journal of Future Markets*, Vol. 7, pp. 169-181
- Gultekin, M.N. and Gultekin, N.B. (1983) 'Stock Market Seasonality: International Evidence', *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 11-25
- Jegadeesh, N. (1990) 'Evidence of Predictable Behavior of security Returns' *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 881-898
- Keim, D.B. (1983) 'Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence', *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 13-32
- Wong, K.A. (1995) 'Is there an intra-month effect on stock returns in developing stock markets?', *Applied Financial Economics*, Vol. 5, pp. 285-289
- Lakonishok, L. and Smidt, S. (1988) 'Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective', *The review of Financial Studies*, Vol. 1, pp. 403-425
- Lazar, D., Priya, J. and Jeyapaul, J. (2005) 'SENSEX Monthly Return: Is there Seasonality?' *Indian Institute of Capital Markets 9<sup>th</sup> Capital Markets Conference*
- Lucey, B.M. and Whelan, S. (2004) 'Monthly and semi-annual seasonality in the Irish equity market 1934-2000', *Applied Financial Economics*, Vol. 14, pp. 203-208
- Mookerjee, R. and Yu, Q. (1999) 'Seasonality in returns on the Chinese stock markets: the case of Shanghai and Shenzhen', *Global Finance Journal*, Vol. 10, pp. 93-105
- Mills, T.C., Siriopoulos, C., Markellos, R.N. and Harizanis, D. (2000) 'Seasonality in the Athens stock exchange', *Applied Financial Economics*, Vol. 10, pp. 137-142
- Norvaisiene, R., Stankeviciene, J. and Lakstutiene, A. (2015) 'Seasonality in the Baltic Markets', *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, Vol.213 pp. 468-473
- Pandey, I.M. (2002) 'Is There Seasonality in the Sensex Monthly Returns?', *Indian Institute of Management Ahmedabad –Vastrapur,380015 India*
- Raj, M. and Thurston, D. (1994) 'January or April? Tests of the turn- of- the -year effect in the New Zealand stock market', *Applied Economics Letters*, Vol. 1, pp. 81-83
- Rathinasamy, R.S., Mantripragada, K.G. and Loh, C. (1993) 'Risk and the January Effect in the Market for the U.S. Dollar', *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 3
- Reinganum, M.R. (1983) 'The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January Empirical Tests for Year-End Tax Effect', *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 89-104
- Rozeff, M.S. and Kinney, W.R.jr, (1976) 'Capital market seasonality: The case of stock returns', *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, pp. 379-402

- Santasmases, M. (1986) 'An Investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities', *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 13, pp. 267-276
- Sum, V. (2007) 'The January and Size Effects on Stock Returns: More Evidence', *International Journal of Applied Accounting and Finance*, Vol. 1, pp. 47-52
- Tinic Seha, M. and West R, R. (1984) 'Risk and return: January vs the rest of the year', *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, pp. 561-574
- Watchel, S.B. (1942) 'Certain Observation on Seasonal Movement in Stock Prices', *The Journal of Business of the University of Chicago*, Vol. 15, pp. 184-193