



ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ  
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

Κατεύθυνση:  
«Εφαρμοσμένη Οικονομική & Χρηματοοικονομική»

---

Τίτλος:

«Αποτελεσματικότητα των Αγορών  
Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου: Εμπειρική Διερεύνηση στο  
Χρηματιστήριο Αθηνών»

---

ΟΙΚΟΝΟΜΟΥ ΔΡΟΣΟΥΛΑ

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

Αθήνα  
Ιανουάριος 2008



ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ  
ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ



A standard linear barcode is positioned vertically on the left side of the page. It consists of vertical black bars of varying widths on a white background.

0 000000 792943

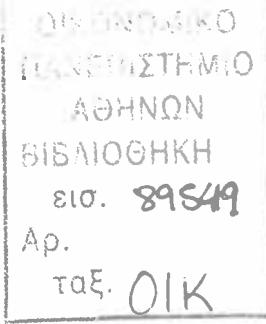




**ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ  
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ**

Κατεύθυνση:

«Εφαρμοσμένη Οικονομική & Χρηματοοικονομική»



**Τίτλος:**

**«Αποτελεσματικότητα των Αγορών  
Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου: Εμπειρική Διερεύνηση στο  
Χρηματιστήριο Αθηνών»**

**ΟΙΚΟΝΟΜΟΥ ΔΡΟΣΟΥΛΑ**



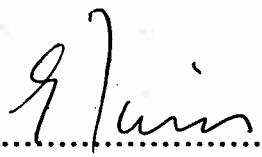
**Διατριβή υποβληθείσα προς μερική εκπλήρωση  
των απαραίτητων προϋποθέσεων  
για την απόκτηση του  
Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης**

**Αθήνα  
Ιανουάριος 2008**



Εγκρίνουμε τη διατριβή της Οικονόμου Δροσούλας

Υπεύθυνος Καθηγητής  
κος Ζαχαριάς Ελευθέριος  
Επίκουρος Καθηγητής  
Τμήμα Οικονομικής Επιστήμης  
Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών

  
(Υπογραφή)

Εξεταστής Καθηγητής  
κος Κατσουλάκος Ιωάννης  
Καθηγητής  
Τμήμα Οικονομικής Επιστήμης  
Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών

  
(Υπογραφή)

17-12-2007



## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

<b>ΠΕΡΙΛΗΨΗ</b> .....	1
<b>Κεφάλαιο 1<sup>ο</sup></b>	
Εισαγωγή.....	3
<b>Κεφάλαιο 2<sup>ο</sup> - «Η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων και οι Ημερολογιακές Ανωμαλίες της Αγοράς».....</b>	6
2.1) Η Έννοια της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς.....	7
2.2) Μορφές Αποτελεσματικότητας της αγοράς.....	9
α) Ασθενής μορφή Αποτελεσματικότητας (weak form efficiency).....	9
β) Ήμι-ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας (semi-strong form efficiency).....	10
γ) Ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας (strong form efficiency).....	11
2.3) Έλεγχοι (Tests) για την Αποτελεσματικότητα της αγοράς.....	12
i.) Έλεγχοι για την Ασθενή μορφή Αποτελεσματικότητας.....	13
ii.) Έλεγχοι για την Ήμι-ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας.....	14
iii.) Έλεγχοι για την Ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας.....	15
2.4) Ισχύει η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της αγοράς;.....	16
2.4.1) Εμπειρικές μελέτες για την αποτελεσματικότητα της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς.....	16
2.5) Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων / The Capital Asset Pricing Model.....	19
2.5.1) Υποθέσεις και περιγραφή του Υποδείγματος.....	20
2.5.2) Αδυναμίες του Υποδείγματος.....	21
2.6) Ημερολογιακές Ανωμαλίες της Αγοράς.....	23
<b>Κεφάλαιο 3<sup>ο</sup> - «Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου – Εξηγήσεις».....</b>	<b>25</b>
3.1) Εξηγήσεις από τη σκοπιά των Χρηματοοικονομικών Αναλυτών.....	26
3.2) Ακαδημαϊκές εξηγήσεις.....	27

<b>3.3) Εξηγήσεις για την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στην Αγορά Ομολόγων.....</b>	<b>36</b>
<b>Κεφάλαιο 4º - «Διεθνείς Εμπειρικές Μελέτες για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου».....</b>	<b>38</b>
➤ Αμερική.....	38
➤ Αυστραλία.....	48
➤ Ιαπωνία.....	49
➤ Αγγλία.....	50
➤ Ιταλία.....	50
➤ Τουρκία.....	51
➤ Κουβέιτ.....	52
➤ Χονγκ – Κονγκ.....	52
➤ Γιοχάνεσμπουργκ.....	53
➤ Νέα Ζηλανδία.....	53
➤ Ταϊλάνδη.....	54
➤ Ιορδανία.....	54
➤ Κίνα.....	55
➤ Αφρική – Γκάνα.....	56
➤ Μαλαισία.....	56
➤ Πολωνία.....	57
➤ Νορβηγία.....	58
➤ Σουηδία.....	58
➤ Άλλες Παγκόσμιες Εμπειρικές Μελέτες.....	58
<b>4.1) Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Αγορά Ομολόγων (Bond Market) και στην Αγορά Μελλοντικών Συμβολαίων (Futures Market).....</b>	<b>64</b>
➤ Αγορά Ομολόγων.....	64
➤ Αγορά Μελλοντικών Συμβολαίων.....	65
<b>Κεφαλαίο 5º - «Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά».....</b>	<b>67</b>
<b>5.1) Το Χρηματιστήριο Αθηνών και η εξέλιξη της Ελληνικής Χρηματιστηριακής αγοράς.....</b>	<b>67</b>

5.2) Εμπειρικές Μελέτες.....	70
5.3) Εξηγήσεις για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά.....	79
<b>Κεφαλαίο 6<sup>ο</sup> - «Δεδομένα και Μεθοδολογία».....</b>	<b>81</b>
6.1) Δεδομένα.....	81
6.2) Περιγραφή Μεθοδολογίας.....	82
<b>Κεφαλαίο 7<sup>ο</sup> - «Εμπειρική Διερεύνηση του Φαινομένου του Ιανουαρίου στο Χρηματιστήριο Αθηνών».....</b>	<b>86</b>
7.1) Παρουσίαση και Ανάλυση των Αποτελεσμάτων για την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στο Χρηματιστήριο Αθηνών.....	86
➤ Γενικός Δείκτης Τιμών.....	86
➤ FTSE / X.A. Small Cap 80.....	91
➤ FTSE / X.A. Τράπεζες.....	93
7.2) Παρουσίαση αποτελεσμάτων για μηνιαία εποχικά φαινόμενα στο Χρηματιστήριο Αθηνών.....	94
➤ Γενικός Δείκτης Τιμών.....	94
➤ FTSE / X.A. Small Cap 80.....	98
➤ FTSE / X.A. Τράπεζες.....	99
7.3) Συμπεράσματα.....	100
<b>Κεφαλαίο 8<sup>ο</sup> – «ΕΠΙΛΟΓΟΣ».....</b>	<b>103</b>
<b>ΠΗΓΕΣ – ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....</b>	<b>105</b>
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ.....</b>	<b>116</b>



## **ΕΥΡΕΤΗΡΙΟ ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΩΝ ΚΑΙ ΠΙΝΑΚΩΝ**

**Διάγραμμα 1** «Η Πορεία του Γενικού Δείκτη του Ιανουαρίου από το 1986»  
(σελ.75)

**Διάγραμμα 2** «Το Επίπεδο του Γενικού Δείκτη στο Τέλος Ιανουαρίου και οι Μηνιαίες Αποδόσεις»  
(σελ.75)

### **▪ Γενικός Δείκτης Τιμών**

**Πίνακας 1** «Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους 1988 – 2007, 1988 – 1999, 2000 - 2007 με τη χρήση OLS με 11 ψευδομεταβλητές»  
(σελ.86)

**Πίνακας 2** «Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους 1988 – 2007, 1988 – 1999, 2000 - 2007 με τη χρήση OLS με 1 ψευδομεταβλητή»  
(σελ.87)

**Πίνακας 3** «Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους 1989 – 1991, 1992 – 1996, 1997 - 1999 με τη χρήση OLS με 11 ψευδομεταβλητές»  
(σελ.88)

**Πίνακας 4** «Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους 1989 – 1991, 1992 – 1996, 1997 - 1999 με τη χρήση OLS με 1 ψευδομεταβλητή»  
(σελ.89)

**Πίνακας 5** «Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους 2000 – 2003, 2004 - 2007, με τη χρήση OLS με 11 ψευδομεταβλητές»  
(σελ.90)

**Πίνακας 6** «Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους 2000 – 2003, 2004 - 2007, με τη χρήση OLS με 1 ψευδομεταβλητή»  
(σελ.90)

### **▪ FTSE / X.A. Small Cap 80**

**Πίνακας 7** «Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους 2001 – 2007, 2001 – 2003, 2004 - 2007, με τη χρήση OLS με 11 ψευδομεταβλητές»  
(σελ.91)

**Πίνακας 8** «Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους 2001 – 2007, 2001 – 2003, 2004 – 2007 με τη χρήση OLS με 1 ψευδομεταβλητή»  
(σελ.92)



▪ **FTSE / X.A. Τράπεζες**

**Πίνακας 9** «Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους 1996 – 2007, 1996 – 1999, 2000 - 2003, 2004 - 2007, με τη χρήση OLS με 11 ψευδομεταβλητές»  
(σελ.93)

**Πίνακας 10** «Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους 1996 – 2007, 1996 – 1999, 2000 - 2003, 2004 – 2007 με τη χρήση OLS με 1 ψευδομεταβλητή»  
(σελ.93)

▪ **Γενικός Δείκτης Τιμών**

**Πίνακας 11** «Αποτελέσματα ελέγχου για μηνιαία εποχικά φαινόμενα για τις περιόδους 1988 – 2007, 1988 – 1999, 2000 – 2007»  
(σελ.94)

**Πίνακας 12** «Αποτελέσματα ελέγχου για μηνιαία εποχικά φαινόμενα για τις περιόδους 1989 – 1991, 1992 -1996, 1997 – 1999»  
(σελ.95)

**Πίνακας 13** «Αποτελέσματα ελέγχου για μηνιαία εποχικά φαινόμενα για τις περιόδους 2000 – 2003, 2004 – 2007»  
(σελ.96)

▪ **FTSE / X.A. Small Cap 80**

**Πίνακας 14** «Αποτελέσματα ελέγχου για μηνιαία εποχικά φαινόμενα για τις περιόδους 2001 – 2007, 2001 – 2003, 2004 – 2007»  
(σελ.98)

▪ **FTSE / X.A. Τράπεζες**

**Πίνακας 15** «Αποτελέσματα ελέγχου για μηνιαία εποχικά φαινόμενα για τις περιόδους 1996 – 2007, 1996 – 1999, 2000 - 2003, 2004 – 2007»  
(σελ.99)



## ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Ένα από τα σημαντικότερα ζητήματα που απασχολούν τους περισσότερους επενδυτές αλλά και αναλυτές αποτελεί η αποτελεσματικότητα των αγορών και η δυνατότητα πρόβλεψης των αποδόσεων των μετοχών από παρελθούσες αποδόσεις και η δημιουργία κερδών στη βάση αυτών των προβλέψεων. Η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς (Efficient Market Hypothesis) και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model – C.A.P.M.), αποτελούν τις βάσεις πάνω στις οποίες έχει στηριχθεί η σύγχρονη θεωρία του Χαρτοφυλακίου και της Κεφαλαιαγοράς. Οι θεωρίες αυτές έχουν προσελκύσει το ενδιαφέρον τόσο των ακαδημαϊκών όσο και των επαγγελματιών που ασχολούνται με τις κεφαλαιαγορές. Σύμφωνα με τις θεωρίες αυτές, σε μια αποτελεσματική αγορά οι τρέχουσες τιμές των μετοχών και γενικότερα όλων των περιουσιακών στοιχείων θα πρέπει να αντικατοπτρίζουν άμεσα, πλήρως και σωστά κάθε νέα πληροφορία που προκύπτει. Η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς επηρεάζει τόσο τους επενδυτές όσο και τις επιχειρήσεις: α) αφού οι πληροφορίες απεικονίζονται στις τιμές των μετοχών ταχύτατα, ένας επενδυτής δεν επωφελείται μαθαίνοντας πληροφορίες όταν ανακοινώνονται, και β) οι επιχειρήσεις πρέπει να αναμένουν να λάβουν μια δίκαιη τιμή για τίτλους που εκδίδουν, δεν μπορούν να κερδίζουν από την παραπλάνηση των επενδυτών σε μια αποτελεσματική αγορά.

Οπότε, δε θα έπρεπε να υπάρχουν διάφορα ημερολογιακά φαινόμενα (calendar effects) ή ανωμαλίες της αγοράς (market anomalies), όπως λέγονται, τα οποία είναι αντίθετα στην Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς. Η ύπαρξη τέτοιων φαινομένων θέτει υπό αμφισβήτηση την Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων και δηλώνει τη δυνατότητα να αποκτά κάποιος επενδυτής υπεραποδόσεις με την ανάλογη στρατηγική του Συγχρονισμού της Αγοράς (Market Timing).





Σύμφωνα με πρόσφατες εμπειρικές μελέτες επιβεβαιώνεται η ύπαρξη τέτοιων φαινομένων με σημαντικότερο όλων **το Φαινόμενο του Ιανουαρίου** - σύμφωνα με το οποίο οι μετοχές τείνουν να παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις κατά το μήνα αυτό - τόσο στις διεθνείς όσο και στην Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά. Επίσης έχει διαπιστωθεί ότι οι τιμές των μετοχών σε πολλές χρηματιστηριακές αγορές δεν ακολουθούν “τυχαία” πορεία (a Random Walk), αλλά είναι προβλέψιμες σε χρονολογικές σειρές.

Επιπρόσθετα, το φαινόμενο αυτό ανιχνεύεται και στις αγορές άλλων περιουσιακών στοιχείων, όπως ομολόγων, μελλοντικών συμβολαίων και μετοχικών αμοιβαίων κεφαλαίων, ωστόσο οι μελέτες σχετικά με αυτές τις αγορές είναι λίγες.

Στη συγκεκριμένη εργασία διερευνήθηκε σε θεωρητικό επίπεδο η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, οι ημερολογιακές ανωμαλίες της αγοράς και ειδικότερα το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Παράλληλα διερευνήθηκε σε εμπειρικό επίπεδο το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στο Χρηματιστήριο Αθηνών. Το εξεταζόμενο δείγμα περιλαμβάνει ημερήσιες τιμές κλεισμάτος του Γενικού Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών, του δείκτη FTSE / X.A. Small Cap 80 και του δείκτη FTSE / X.A. Τράπεζες, των οποίων υπολογίστηκαν οι ημερήσιες αποδόσεις και πραγματοποιήθηκε η ανάλυση με το οικονομετρικό πακέτο E – Views. Το χρονικό διάστημα που εξετάζεται είναι για τον Γενικό Δείκτη Τιμών από 3 Οκτωβρίου 1988 μέχρι 31 Οκτωβρίου 2007, για τον FTSE / X.A. Small Cap 80 από 1 Ιουνίου 2001 μέχρι 31 Οκτωβρίου 2007 και για τον FTSE / X.A. Τράπεζες από 2 Ιανουαρίου 1996 μέχρι 31 Οκτωβρίου 2007.

Τα αποτελέσματα που προέκυψαν είναι ιδιαίτερα σημαντικά καθώς παρατηρούμε ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν είναι μόνιμο στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, αλλά μεταβάλλεται διαχρονικά ανάλογα με την τάση της αγοράς και για τους τρεις υπό εξέταση δείκτες.



## Κεφάλαιο 1<sup>o</sup>

### Εισαγωγή

Το θέμα που διαπραγματεύεται η παρούσα εργασία αφορά την Αποτελεσματικότητα των αγορών και το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Οι περισσότεροι έλεγχοι για το αν μια αγορά μετοχών είναι αποτελεσματική, είναι συνδυαστικοί έλεγχοι (*joint tests*) της θεωρίας της αποτελεσματικότητας της αγοράς και του υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων, με συνέπεια να είναι δύσκολο να καθοριστεί αν η δυνατότητα πρόβλεψης των τιμών των μετοχών αποτελεί αναποτελεσματικότητα της αγοράς ή αδυναμία του υποδείγματος των αναμενόμενων αποδόσεων.

Τα αποτελέσματα πολλών εμπειρικών ερευνών έρχονται σε αντίθεση με τη θεωρία των αποτελεσματικών αγορών (Efficient Market Hypothesis), σύμφωνα με την οποία κάτω από συγκεκριμένες προϋποθέσεις, οι χρηματιστηριακές τιμές των μετοχών αντανακλούν όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες. Σε αυτή την περίπτωση, οποιαδήποτε προσπάθεια πρόβλεψης των τιμών των μετοχών καθίσταται ανεπιτυχής. Παράλληλα, τις τελευταίες δεκαετίες παρατηρείται ραγδαία ανάπτυξη των Χρηματιστηρίων Αξιών σε παγκόσμιο επίπεδο. Αυτή η πορεία οδήγησε στην ανάπτυξη διαφόρων υποδειγμάτων με στόχο την αποτίμηση των αποδόσεων διαφόρων περιουσιακών στοιχείων (Sharpe 1964, Litner 1965, Mossin 1966, Black 1972, Merton 1973, Ross 1976, Breeden 1979, Chen, Roll and Ross 1986, Fama and French 1992 etc).

Το βασικότερο υπόδειγμα το οποίο αναπτύχθηκε, είναι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model – C.A.P.M.), το οποίο περιγράφει τη σχέση ανάμεσα στον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση των αξιογράφων. Διαχρονικά το υπόδειγμα αυτό έχει αμφισβητηθεί και έχουν δημιουργηθεί παραλλαγές του υποδειγμάτος αυτού, οι οποίες εκτείνονται από απλές αλλαγές στο υπόδειγμα (Black 1972), μέχρι και αλλαγές στη φιλοσοφία στην οποία στηρίζεται το C.A.P.M. (Merton 1973, Breeden 1979).

Σύμφωνα με την Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, αν ισχύουν και τα δύο, οι τρέχουσες



τιμές των αξιογράφων θα πρέπει να ενσωματώνουν πλήρως κάθε νέα πληροφορία, έτσι ώστε η χρηματιστηριακή αξία τους να είναι ίση με την πραγματική, αληθινή αξία αυτών. Καθώς επίσης, σύμφωνα με το C.A.P.M. θα πρέπει να υπάρχει μια θετική σχέση ανάμεσα στον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση των αξιογράφων.

Παρά τη σπουδαιότητα της θεωρίας των αποτελεσματικών αγορών, μελέτες σε διάφορα χρηματιστήρια έχουν αποκαλύψει την ύπαρξη επαναλαμβανόμενων συμπεριφορών και τάσεων, οι οποίες είναι γνωστές στη βιβλιογραφία ως ημερολογιακές ανωμαλίες, όπως είναι η επίδραση του Ιανουαρίου (January Effect) με την οποία θα ασχοληθούμε στην παρούσα διπλωματική εργασία, του Δεκεμβρίου (Santa Claus Rally), της Δευτέρας (Monday Effect), της αλλαγής του μήνα (Turn of the Month Effect) και άλλου τέτοιου είδους επιδράσεις, με σημαντικότερη όλων την επίδραση του Ιανουαρίου. Το φαινόμενο αυτό ονομάστηκε έτσι λόγω των παρατηρούμενων υψηλότερων αποδόσεων του Ιανουαρίου σε σχέση με τις αποδόσεις των άλλων μηνών.

Ιστορικά έχει αποδειχθεί ότι καθώς το Χρηματιστήριο εισέρχεται στη νέα χρονιά, οι επενδυτές μπορούν να έχουν την πιθανότητα να αρχίσουν καλά εάν προσέξουν και εκμεταλλευτούν το «Φαινόμενο του Ιανουαρίου». Βάσει της στατιστικής ανάλυσης προκύπτει ότι από τις αρχές του 20<sup>ου</sup> αιώνα οι αμερικανικές αγορές έχουν πολλές φορές κινηθεί με έναν έντονα ανοδικό τρόπο τον Ιανουάριο.

Όπως έχουν ήδη παρατηρήσει πολλοί χρηματοοικονομικοί αναλυτές, υπάρχει μια σειρά αξιοσημείωτων παραγόντων (οι οποίοι αναλύονται στο τρίτο κεφάλαιο) για τους οποίους το Χρηματιστήριο τείνει να κινείται σε υψηλότερα επίπεδα τον Ιανουάριο.

Σε αυτή τη διπλωματική εργασία γίνεται ανάλυση του Φαινόμενου του Ιανουαρίου για τις Διεθνείς Αγορές σε θεωρητικό επίπεδο, αλλά και για την Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά (στο Χρηματιστήριο Αθηνών) σε θεωρητικό και σε εμπειρικό επίπεδο. Επίσης, μελετάται σε θεωρητικό επίπεδο η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, καθώς επίσης γίνεται μια συνοπτική αναφορά και στις υπόλοιπες Ημερολογιακές Ανωμαλίες που χαρακτηρίζουν τις Χρηματιστηριακές Αγορές.



Η παρούσα διπλωματική εργασία αποτελείται από οχτώ (8) μέρη και διαρθρώνεται ως εξής:

Το πρώτο μέρος αποτελεί η Εισαγωγή. Στο δεύτερο μέρος πραγματοποιείται θεωρητική μελέτη της Υπόθεσης της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς, του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων και γίνεται αναφορά στις ημερολογιακές ανωμαλίες της αγοράς. Στο τρίτο μέρος περιγράφεται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου και οι εξηγήσεις που έχουν δοθεί διαχρονικά για αυτό. Στο τέταρτο μέρος, παρατίθεται μια σειρά εμπειρικών μελετών σχετικά με το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στις Διεθνείς Αγορές, και στο πέμπτο μέρος γίνεται μελέτη του φαινομένου στην Ελληνική Χρηματιστηριακή αγορά. Στο έκτο μέρος αναλύονται τα στοιχεία και η μεθοδολογία που θα ακολουθήσουμε για την εμπειρική διερεύνηση του Φαινομένου στο Χρηματιστήριο Αθηνών και στο έβδομο μέρος παρουσιάζονται και αναλύονται τα αποτελέσματα της μελέτης. Τέλος, το όγδοο μέρος αποτελεί ο Επίλογος. Η εργασία ολοκληρώνεται με το Παράρτημα, στο οποίο παρατίθενται διαγραμματικά οι χρονολογικές σειρές των τιμών και των αποδόσεων για κάθε υπό εξέταση δείκτη.



## Κεφάλαιο 2<sup>ο</sup>

### «Η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων και οι Ημερολογιακές Ανωμαλίες της Αγοράς»

Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι ένα από τα δημοφιλέστερα ημερολογιακά φαινόμενα, το οποίο θέτει υπό αμφισβήτηση την Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς και τα διάφορα μοντέλα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων.

Η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς (E.M.H.) αποτελεί ένα από τα σημαντικότερα παραδείγματα στη σύγχρονη Χρηματοοικονομική επιστήμη και είναι γενικώς αποδεκτή από τις αρχές της δεκαετίας του '70. Το 1978, ο *Michael Jensen* διακήρυξε την άποψη ότι: «δεν υπάρχει άλλη πρόταση στα οικονομικά, η οποία να έχει τόσες πολλές βάσιμες, εμπειρικές πληροφορίες που να την υποστηρίζουν». Η E.M.H. έχει αποτελέσει τη βάση για πολλά χρηματοοικονομικά μοντέλα και αποτελεί θεμέλιο επενδυτικών στρατηγικών πολλών μεμονωμένων επενδυτών αλλά και επιχειρήσεων.

Ένα από τα βασικότερα μοντέλα, το οποίο στηρίζεται στην Υπόθεση των Αποτελεσματικών Αγορών είναι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (C.A.P.M.). Σε σχέση με το C.A.P.M., η υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς ορίζει ότι οι αποτελεσματικές κεφαλαιαγορές χαρακτηρίζονται από μια έλλειψη οποιονδήποτε επιδράσεων ή στοιχείων που μπορεί να προβλέπουν υπερκανονικά κέρδη για τις επιχειρήσεις (Fama 1991). Αυτές οι επιδράσεις ή στοιχεία χαρακτηρίζονται από μόνιμες αποκλίσεις από τις υποθέσεις που χαρακτηρίζουν το C.A.P.M. και συχνά αναφέρονται ως Ανωμαλίες της Αγοράς ή Χαρακτηριστικά της Αγοράς. Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς περιγράφει τις σχέσεις της αγοράς που οδηγούν σε ισορροπημένες καταστάσεις εάν οι επενδυτές συμπεριφέρονται σύμφωνα με τις προδιαγραφές της θεωρίας του χαρτοφυλακίου. Αυτές οι σχέσεις καταλήγουν στον προσδιορισμό μεγεθών μετρητής κινδύνου κατά την επένδυση σε κάποιο χαρτοφυλάκιο αλλά και σε μεμονωμένα κεφαλαιακά στοιχεία. Για να στηριχτεί λοιπόν η κεφαλαιαγορά και να



μπορέσουν να τιμολογηθούν τα διάφορα περιουσιακά στοιχεία κατασκευάστηκε το C.A.P.M..

Στο κεφάλαιο αυτό θα επικεντρωθούμε στην έννοια της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς, του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων καθώς επίσης θα αναφερθούμε και στις διάφορες Ημερολογιακές Ανωμαλίες που παρουσιάζονται στην αγορά και θέτουν υπό αμφισβήτηση το C.A.P.M. και την E.M.H..

## 2.1) Η Έννοια της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς

Σύμφωνα με την E.M.H. μια αγορά κεφαλαίου είναι αποτελεσματική όταν οι τιμές των μετοχών απεικονίζουν πλήρως όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση. Για την έννοια της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς διαχρονικά έχουν δοθεί διάφορες ερμηνείες. Παρακάτω παρατίθενται κάποιες από αυτές:

- Σύμφωνα με την Investment Research and Analysis Journal:

Ως «αποτελεσματική» ορίζεται η αγορά κεφαλαίου στην οποία οι τιμές των χρεογράφων προσαρμόζονται ταχύτατα σε κάθε νέα πληροφορία που αναδύεται στο επενδυτικό περιβάλλον και συνεπώς ανά πάσα χρονική στιγμή, οι τιμές των μετοχών αντανακλούν όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες που υπάρχουν (ή που ενδεχομένως θα δημοσιοποιηθούν) στην αγορά.

Η Θεωρία της Αποτελεσματικής Αγοράς αποτελεί ένα πεδίο ακαδημαϊκής έρευνας που εμφανίζει τα πιο αντικρούμενα συμπεράσματα και τις πιο ιδιόρρυθμες απόψεις. Οι προϋποθέσεις ύπαρξης μιας αποτελεσματικής αγοράς είναι οι ακόλουθες:

- Υπάρχουν πολλοί συμμετέχοντες οι οποίοι – ο καθένας ανεξάρτητα από τον άλλο – αναλύουν και αποτιμούν μετοχές.
- Κάθε νέα πληροφορία για μια εταιρεία ή μετοχή της, εμφανίζεται στην αγορά εντελώς τυχαία και ανεξάρτητα από άλλα γεγονότα.
- Οι επενδυτές μέσω κινήσεων αγοραπωλησιών προσαρμόζουν τις αποτιμήσεις των μετοχών, ώστε οι τελευταίες να αντανακλούν σε κάθε χρονική στιγμή όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση.

Οι παραπάνω προϋποθέσεις κάλλιστα οδηγούν στο συμπέρασμα ότι οι τιμές των μετοχών πρέπει να κινούνται εντελώς τυχαία και ανεξάρτητα από την εμφάνιση





οποιουδήποτε γεγονότος που αφορά τις εισηγμένες εταιρείες. Στην πραγματικότητα κάτι τέτοιο όμως δεν ισχύει ούτε σε απόλυτους ούτε σε συγκριτικούς όρους.

Επίσης, μια αποτελεσματική αγορά προϋποθέτει ότι ένας πολύ μεγάλος αριθμός επενδυτών παρακολουθεί και αναλύει την κάθε μετοχή, με αποτέλεσμα όταν η τιμή της τελευταίας προσαρμόζεται «αυτόματα» σε κάθε νέα πληροφορία, αυτό να γίνεται από ένα μεγαλύτερο αριθμό συμμετεχόντων. Όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός των επενδυτών που συμμετέχουν σε μια αγορά και «προσαρμόζουν» έμμεσα τις τιμές των μετοχών της, τόσο πιο αποτελεσματική θεωρείται η εν λόγω αγορά.

#### - Σύμφωνα με την Wikipedia:

Στη Χρηματοοικονομική, η Υπόθεση των Αποτελεσματικών Αγορών (E.M.H.) δηλώνει ότι οι χρηματοοικονομικές αγορές είναι «πληροφοριακά αποτελεσματικές», ή ότι οι τιμές σε εμπορεύσιμα περιουσιακά στοιχεία, όπως μετοχές, ομόλογα, αντικατοπτρίζουν πλήρως όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση και είναι αμερόληπτες υπό την έννοια ότι απεικονίζουν τις συλλογικές προσδοκίες των επενδυτών για τις μελλοντικές αναμενόμενες τιμές. Ο καθηγητής E.Fama ανακάλυψε την E.M.H. σαν ακαδημαϊκή έννοια μέσω της διπλωματικής του διατριβής το 1960.

Η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς υποστηρίζει ότι “δεν είναι δυνατόν κάποιος να εξαπατήσει την αγορά χρησιμοποιώντας πληροφορίες που ήδη γνωρίζει η αγορά, εκτός αν έχει τύχη”.

Η E.M.H. προϋποθέτει ότι “under normal utility”, οι επενδυτές θα έχουν ορθολογικές προσδοκίες, και κατά μέσο όρο κάθε φορά που θα εμφανίζονται νέες πληροφορίες, θα αναπροσαρμόζουν τις προσδοκίες τους κατάλληλα. Δεν ζητείται να είναι ορθολογικοί, αλλά να έχουν ορθολογικές προσδοκίες. Κάποιες φορές όμως μερικοί επενδυτές υπεραντιδρούν και κάποιοι άλλοι υποαντιδρούν. Αυτό που απαιτείται από την Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς είναι οι αντιδράσεις των επενδυτών να είναι τυχαίες και να ακολουθούν μια κανονική κατανομή έτσι ώστε η καθαρή επίδραση τους στις τιμές αγοράς να είναι τέτοια έτσι ώστε να μην υπάρχει δυνατότητα δημιουργίας υπερκερδών.





- Σύμφωνα με τον Burton G. Malkiel:

Μια αγορά μετοχών λέγεται ότι είναι αποτελεσματική αν απεικονίζει πλήρως και σωστά όλες τις σχετικές πληροφορίες στις τρέχουσες τιμές των μετοχών. Τυπικά, μια αγορά λέγεται ότι είναι αποτελεσματική σε σχέση με ένα σύνολο πληροφόρησης εάν οι τιμές των μετοχών παρέμεναν ανεπηρέαστες αν αποκαλυπτόταν αυτό το σύνολο πληροφόρησης σε όλους τους συμμετέχοντες στην αγορά.

## **2.2) Μορφές Αποτελεσματικότητας της αγοράς**

Στην οικονομική και χρηματοοικονομική θεωρία γίνεται διαχωρισμός της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς σε τρεις μορφές, τις:

a) *Ασθενή μορφή Αποτελεσματικότητας (weak form efficiency)*  
 β) *Ημι-ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας (semi-strong form efficiency) &*  
 γ) *Ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας (strong form efficiency)*  
 οι οποίες αναλύονται παρακάτω. Ο διαχωρισμός αυτός γίνεται με βάση του τι σημαίνει η έννοια «όλη η διαθέσιμη πληροφόρηση» (*all relevant information*) – (ή με την έννοια του τι περιλαμβάνει το σύνολο πληροφόρησης σε κάθε μορφή αποτελεσματικότητας).

### **a) Ασθενής μορφή Αποτελεσματικότητας (weak form efficiency)**

Η αγορά θεωρείται ότι είναι αποτελεσματική με την έννοια της ασθενούς μορφής όταν οι ήδη πραγματοποιηθείσες (ιστορικές) τιμές των μετοχών δεν περιέχουν σημαντικές πληροφορίες, οι οποίες θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν για τις προβλέψεις μελλοντικών τιμών. Κατά συνέπεια η μελέτη των ιστορικών τιμών των μετοχών με την χρησιμοποίηση οποιασδήποτε (τεχνικής) μεθόδου (technical analysis) δεν πρόκειται να μας αποδώσει υπερκέρδη.

Οπότε, αν η αγορά είναι αποτελεσματική στην ασθενή της μορφή, η τεχνική ανάλυση των παλαιών τιμών των μετοχών για πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών δεν έχει αξία, διότι οποιεσδήποτε πληροφορίες από μια τέτοια ανάλυση έχουν ήδη ενσωματωθεί στις τρέχουσες τιμές της αγοράς. Στην ασθενή μορφή αποτελεσματικότητας το σύνολο πληροφόρησης περιλαμβάνει μόνο τις ιστορικές τιμές των μετοχών:



$Is_t = \{P_t, P_{t-1}, \dots\}$ , όπου  $Is_t$  το σύνολο πληροφόρησης (Information set) και  $(P_t, P_{t-1}, \dots)$  οι ιστορικές τιμές των μετοχών.

Οι Samuelson<sup>1</sup> και Mandelbrot<sup>2</sup>, απέδειξαν ότι «αν η ροή των πληροφοριών είναι ελεύθερη και αν δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγής, τότε η αλλαγή των αυριανών τιμών στις κερδοσκοπικές αγορές θα απεικονίζει μόνο τα «αυριανά νέα», και θα είναι ανεξάρτητη από τη σημερινή αλλαγή στις τιμές». Αλλά τα νέα εξ' ορισμού δεν μπορούν να προβλεφθούν και έτσι και οι αλλαγές που θα προκύψουν στις τιμές θα πρέπει να είναι απρόβλεπτες και τυχαίες, θα πρέπει να ακολουθούν έναν «τυχαίο περίπατο».

Ο όρος «τυχαίος περίπατος» (random walk) χρησιμοποιείται συνήθως στη χρηματοοικονομική για να υποδηλώσει ότι όλες οι αλλαγές που λαμβάνουν χώρα στις τιμές των μετοχών είναι ανεξάρτητες από τις παλιές τιμές των μετοχών. Η ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας της αγοράς αποτελεί βασική προϋπόθεση για πολλά μοντέλα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (όπως το C.A.P.M. και το A.P.T<sup>3</sup>), καθώς επίσης και για μοντέλα τιμολόγησης δικαιωμάτων ακολουθώντας τις μεθόδους των Black & Scholes και των Cox, Ross & Rubinstein.

### β) Ημι-ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας (semi-strong form efficiency)

Η αγορά θεωρείται αποτελεσματική στην ημι-ισχυρή της μορφή όταν οι τρέχουσες τιμές των μετοχών αντανακλούν όλη τη δημόσια πληροφόρηση που είναι δυνατόν να εξαχθεί από τα στοιχεία που είναι διαθέσιμα για την εταιρεία, τον κλάδο που ανήκει και την Εθνική και Διεθνή Οικονομία. Δηλαδή το σύνολο πληροφόρησης περιλαμβάνει όλη τη δημόσια διαθέσιμη πληροφόρηση:

$Is_t = \{\text{όλη η δημόσια διαθέσιμη πληροφόρηση}\}$

Ενώ η ασθενής μορφή αποτελεσματικότητας είχε πλήρη απήχηση στο επενδυτικό κοινό, η ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας προκάλεσε ποικίλες αντιδράσεις στους επαγγελματίες επενδυτές οι οποίοι χρησιμοποιούσαν τη θεμελιώδη ανάλυση (*fundamental analysis*) των δημόσια διαθέσιμων πληροφοριών σαν έναν τρόπο ανάλυσης των μετοχών. Παρόλα αυτά, εμπειρικά στοιχεία αποδεικνύουν ότι η

<sup>1</sup> P. Samuelson, *Ind. Manage. Rev* 6, 41 (spring 1965)

<sup>2</sup> B. Mandelbrot, *J. Bus.* 39, 242 (1966)

<sup>3</sup> *Arbitrage Pricing Theory*.



δημόσια πληροφόρηση ενσωματώνεται γρήγορα στις τιμές της αγοράς και η θεμελιώδης ανάλυση παύει να έχει αξία.

Πολλές εμπειρικές έρευνες πραγματοποιήθηκαν για τον έλεγχο του κατά πόσο οι τιμές της αγοράς προσαρμόζονται ταχύτατα στη νέα πληροφόρηση. Αρκετές από αυτές τις έρευνες, όπως των Fama et. al, Dodd, Patell & Wolfson υποστήριξαν την ισχύ της ημι-ισχυρής μορφής της αποτελεσματικότητας της αγοράς, ενώ κάποιες άλλες όχι, όπως των Ball, Rendleman et al., Roll.

### *γ) Ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας (strong form efficiency)*

Με την έννοια αυτή, η αγορά θεωρείται αποτελεσματική στην ισχυρή της μορφή, όταν οι τιμές των μετοχών αντανακλούν όχι μόνο όλη τη δημόσια πληροφόρηση αλλά και την εσωτερική πληροφόρηση. Δηλαδή το σύνολο πληροφόρησης σε αυτή την περίπτωση διαμορφώνεται ως εξής:

$$IS_t = \{ \text{όλη η διαθέσιμη δημόσια και εσωτερική/ ιδιωτική πληροφόρηση} \}$$

Ο ορισμός αυτός προϋποθέτει ότι ακόμα και αυτοί που δουλεύουν στις εταιρείες, οι οποίοι ενημερώνονται εσωτερικά κάποιες φορές για διάφορα γεγονότα, δεν μπορούν να αποκομίσουν υπερκανονικά κέρδη ακόμα και αν έχουν εσωτερική πληροφόρηση. Η εωρητικά, αν αυτοί οι εσωτερικά πληροφορημένοι επενδυτές προσπαθούσαν να αποκομίσουν κέρδη βασιζόμενοι στην πληροφόρηση που έχουν, η αγορά θα αντιδρούσε αμέσως και δε θα είχαν κάποιο όφελος από αυτή τη στρατηγική τους.

Πολλοί ακαδημαϊκοί υποστηρίζουν την άποψη ότι, αν δεν υπήρχε εσωτερική πληροφόρηση η ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας της αγοράς θα ίσχε, παρόλο το γεγονός ότι αν υπήρχε διάθεση εσωτερικής πληροφόρησης κάποιοι θα μπορούσαν να οδηγηθούν σε υπερκανονικά κέρδη.

Θα πρέπει να τονίσουμε ότι οι τρεις μορφές αποτελεσματικότητας αλληλοσυνδέονται μεταξύ τους. Αν η αγορά είναι αποτελεσματική στην ημι-ισχυρή μορφή της, τότε θα πρέπει να είναι αποτελεσματική και στην ασθενή μορφή της, διαφορετικά, η αγορά δε θα είχε αντιδράσει αποτελεσματικά στη δημόσια πληροφόρηση. Με την ίδια λογική, αν η αγορά είναι αποτελεσματική στην ισχυρή μορφή της θα πρέπει να είναι αποτελεσματική και στις άλλες δύο μορφές της. Κάθε



ισχυρότερη μορφή αποτελεσματικότητας ενσωματώνει όλες τις ασθενέστερες μορφές αποτελεσματικότητας.

Ωστόσο, ο Fama το 1991, με νέα μελέτη που δημοσίευσε περί αποτελεσματικών κεφαλαιαγορών, “*Efficient Capital Markets II*”, αναθεώρησε τις απόψεις του για τις μορφές της αποτελεσματικότητας της αγοράς τις οποίες τις μετονόμασε και στην πρώτη μορφή μόνο άλλαξε και την έκταση του περιεχομένου που περιλαμβάνει. Οι αναθεωρημένες ονομασίες των μορφών της αποτελεσματικής αγοράς παρατίθενται παρακάτω αντίστοιχα:

*α) Ελεγχοι για την προβλεψιμότητα των αποδόσεων / Tests for Return predictability*

Η μορφή αυτή περιλαμβάνει τώρα την προβλεπτική ικανότητα των παρελθοντικών αποδόσεων των τιμών των μετοχών / predictability of past returns, προβλέψεις για διαστρωματικά δεδομένα / cross sectional predictability of returns (δηλαδή ελέγχους για μοντέλα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων και των ανωμαλιών της αγοράς που εμφανίζονται στους ελέγχους / tests of asset pricing models and the anomalies discovered in the tests), ελέγχους για την ύπαρξη άλλων εποχικών επιδράσεων στις αποδόσεις των τιμών των μετοχών / seasonals in returns και ελέγχους μεταβλητικότητας των τιμών των μετοχών / volatility tests.

*β) Μελέτες Γεγονότων / Event Studies*

*γ) Ελεγχοι για εσωτερική πληροφόρηση / Tests for private information*

## 2.3) Έλεγχοι (Tests) για την Αποτελεσματικότητα της αγοράς<sup>4</sup>

Ο έλεγχος για το αν μια αγορά είναι αποτελεσματική ή όχι είναι αρκετά δύσκολος να πραγματοποιηθεί, διότι δεν υπάρχει κάποια ακριβής μεθοδολογική προσέγγιση. Ο Fama<sup>5</sup> υποστήριζε ότι: «ο ορισμός σύμφωνα με τον οποίο οι τιμές αγοράς αντικατοπτρίζουν πλήρως όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση είναι τόσο γενικός και δεν υπάρχουν εμπειρικές έννοιες για να μπορούν να τον ελέγχουν. Για να κάνουμε το μοντέλο ελεγχόμενο, η διαδικασία διαμόρφωσης των τιμών θα πρέπει να γίνει πιο

<sup>4</sup> Σύμφωνα με τη μελέτη του Stefan Palan, 2004, “*The Efficient Market Hypothesis and its Validity in Today's Markets*”

<sup>5</sup> Eugene F. Fama, 1970, “*Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*”, pp. 383-417



λεπτομερής. Δηλαδή θα πρέπει να διευκρινίζουμε τι εννοούμε όταν λέμε “αντικατοπτρίζουν πλήρως όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση”».

Οι περισσότεροι έλεγχοι σήμερα βασίζονται στην υπόθεση ότι η αποτελεσματικότητα της αγοράς μετράται παρατηρώντας και αναλύοντας τις αναμενόμενες και τις πραγματικές αποδόσεις των μετοχών (και γενικότερα των περιουσιακών στοιχείων) ή τις διακυμάνσεις τους. Έτσι, με αυτό τον τρόπο ελέγχεται όχι μόνο θεωρητικά αν μια αγορά είναι αποτελεσματική ή όχι, αλλά και εμπειρικά. Αν για παράδειγμα σε μια αγορά κεφαλαίου παρατηρούνται αποδόσεις μεγαλύτερες από αυτές τις οποίες θα έπρεπε να αναμένουμε σε κατάσταση ισορροπίας, η υπόθεση που εξετάζεται, ότι η αγορά είναι αποτελεσματική, μπορεί να απορριφθεί διότι κάποιοι είχαν περισσότερη πληροφόρηση από τους υπόλοιπους επενδυτές και κατάφεραν να κάνουν μη κανονικά κέρδη.

#### i.) Έλεγχοι για την Ασθενή μορφή Αποτελεσματικότητας

Διάφορες έρευνες οι οποίες γίνονται για την ασθενή μορφή αποτελεσματικής αγοράς βασίζονται κυρίως σε προηγούμενα ιστορικά δεδομένα, δηλαδή, σε παλαιότερες τιμές των υπό εξέταση μετοχών και ελέγχουν αν οι επενδυτές είχαν τη δυνατότητα να πραγματοποιήσουν μη κανονικά κέρδη. Οι περισσότερες από αυτές τις έρευνες διατυπώνουν έναν κανόνα εμπορικών συναλλαγών (*technical rule* ή *trading strategy* όπως ονομάζεται συνήθως), ο οποίος βασίζεται σε παλαιότερες τιμές μετοχών, τον οποίο μετά ελέγχουν για να δουν εάν η εφαρμογή του μπορεί να αποφέρει προσαρμοσμένα στον κίνδυνο κέρδη μεγαλύτερα από την απόδοση της αγοράς.

Δύο από τους πιο απλούς και πιο σημαντικούς κανόνες συναλλαγών αποτελούν οι<sup>6</sup>: α) *filter rule* (κανόνας ορίων αγοραπωλησιών) και β) *moving average oscillator rule*. Σύμφωνα με τον πρώτο κανόνα τα σήματα για αγορά και πώληση δημιουργούνται όταν οι τιμές αυξάνονται (μειώνονται) κατά X% από μια προηγούμενη πτώση (άνοδο)<sup>7</sup>. Σε αντίθεση, σύμφωνα με το δεύτερο κανόνα πραγματοποιείται μια σύγκριση των

<sup>6</sup> Suzanne G. M. Fifield, David M. Power & C. Donald Sinclair, University of Dundee, Scotland, U.K. “An Analysis of Trading Strategies in Eleven European Stock Markets”, vol. 11, No. 6, 531-548, December 2005.

<sup>7</sup> Για παράδειγμα, σύμφωνα με το βιβλίο του Ian H. Giddy «Παγκόσμιες Χρηματοπιστωτικές Αγορές», ένας x% κανόνας αγοραπωλησιών μπορεί να είναι η ακόλουθη στρατηγική αγοραπωλησιών: «αγόρασε ένα νόμισμα όταν η αξία αυξήθει κατά x% πάνω από την πιο πρόσφατη κατώτερη τιμή και πούλησε ένα νόμισμα όταν η αξία μειωθεί κατά x% κάτω από την πιο πρόσφατη ανώτερη τιμή».



μέσων αποδόσεων για μια βραχυπρόθεσμη και μακροπρόθεσμη περίοδο. Τα σήματα αγοράς (πώλησης) δημιουργούνται όταν ο βραχυπρόθεσμος κινούμενος μέσος όρος είναι πάνω (κάτω) από το μακροπρόθεσμο κινούμενο μέσο όρο.

## *ii.) Ελεγχοι για την Ημι-ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας*

### *α) Ανάλυση Γεγονότων / Event Studies*

Ένας συχνά χρησιμοποιούμενος έλεγχος για την ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας της αγοράς είναι η ανάλυση γεγονότος (event study) ή αλλιώς όπως ονομάζεται η ανάλυση περίπτωσης. Αυτοί οι έλεγχοι συνήθως μελετούν ένα γεγονός τριών ή πέντε ημερών γύρω από τις ανακοινώσεις πληροφοριών σχετικά με ορισμένες μετοχές. Εάν οι ανακοινώσεις αυτές παρέχουν νέες πληροφορίες για την αγορά ή αν αφαιρούν την αβεβαιότητα που υπήρχε στην αγορά πριν την ανακοίνωσή τους, τότε οι μετοχές της εταιρείας οι οποίες επηρεάζονται από τις ανακοινώσεις πληροφοριών θα παρουσιάσουν μη κανονικές αποδόσεις<sup>8</sup>.

Αυτή η μη κανονική απόδοση μιας μετοχής ( $x$ ) οποιαδήποτε μέρα, σε μερικούς ελέγχους μετράται αφαιρώντας την απόδοση της αγοράς<sup>9</sup> ( $r_m$ ) από την πραγματική απόδοση της μετοχής αυτή τη συγκεκριμένη ημέρα, δηλαδή:

$$x = r - r_m$$

Υπολογίζοντας τις μη κανονικές αποδόσεις των μετοχών για τις ημέρες πριν την ανακοίνωση των νέων πληροφοριών και για αυτές που ακολουθούν, μπορούν να εξαχθούν συμπεράσματα για το κατά πόσο η αγορά είναι αποτελεσματική παρατηρώντας την ταχύτητα προσαρμογής των τιμών των μετοχών πριν και μετά την ανακοίνωση των νέων πληροφοριών<sup>10</sup>. Για παράδειγμα αν μια εταιρεία ανακοινώσει διανομή μερίσματος μια χρονική στιγμή  $t$ , οι μετοχές της εταιρείας θα έπρεπε να παρουσιάζουν μη κανονικές αποδόσεις τη χρονική στιγμή  $t$  μόνο. Αν παρουσίαζαν μη κανονικές αποδόσεις και την χρονική στιγμή  $t + 1$  ή οποιαδήποτε άλλη χρονική στιγμή, τότε αυτό θα σήμαινε ότι υπήρχε διαρροή πληροφοριών πριν την ανακοίνωσή τους ή

<sup>8</sup> Fischer, E. O., *Investment analyse und Portfolio management*, 6. Aufl., Vorlesungsunterlage, Universität Graz, 2003, pp. 47-65.

<sup>9</sup> Αντί για την απόδοση της αγοράς, σε μερικές μελέτες αφαιρείται η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς, η οποία υπολογίζεται από μοντέλα τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, όπως το C.A.P.M. ή από το μοντέλο της αγοράς.

<sup>10</sup> Παράλληλα με αυτό τον τρόπο, για τις ημέρες πριν την ανακοίνωση των πληροφοριών ελέγχεται και το αν υπάρχει διαρροή πληροφοριών πριν την επίσημη ανακοίνωση τους.



ότι η αγορά είναι αναποτελεσματική και οι πληροφορίες δεν ενσωματώνονται γρήγορα στις τιμές.

### **β) Ανάλυση Αμοιβαίων Κεφαλαίων / Mutual Fund Studies**

Οι μελέτες για την απόδοση των αμοιβαίων κεφαλαίων συγκρίνουν τις ιστορικές τιμές διαφόρων αμοιβαίων κεφαλαίων με την απόδοση των δεικτών αγοράς. Αν ισχύει η ημι-ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας της αγοράς, οι διαχειριστές των αμοιβαίων κεφαλαίων, αφού προσαρμόσουν τον κίνδυνο των αμοιβαίων κεφαλαίων τους δεν έχουν τη δυνατότητα πραγματοποίησης υπερκανονικών κερδών.

#### *iii.) Έλεγχοι για την Ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας<sup>11</sup>*

Ο έλεγχος για την ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας είναι πιο δύσκολο να πραγματοποιηθεί συγκριτικά με τις άλλες δυο μορφές αποτελεσματικότητας. Υπάρχουν γενικά δυο μορφές ελέγχου για την ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας της αγοράς. Και οι δυο μορφές προσπαθούν να εξετάσουν αν οι συμμετέχοντες στην αγορά με ιδιωτική / εσωτερική πληροφόρηση μπορούν να αποκομίσουν μη κανονικά κέρδη.

Η πρώτη μορφή ερευνά τις κινήσεις των τιμών των μετοχών μετά τις συναλλαγές των υπαλλήλων της επιχείρησης καθώς επίσης εξετάζει την ύπαρξη μη κανονικών αποδόσεων πριν την ανακοίνωση των νέων πληροφοριών.

Ενώ, η δεύτερη μορφή διαμορφώνεται από τις μελέτες, οι οποίες αναλύουν την επενδυτική απόδοση των οικονομικών διευθυντών, στηριζόμενες στην υπόθεση ότι αυτά τα άτομα μερικές φορές έχουν εσωτερική πληροφόρηση. Αυτή η υπόθεση είναι περισσότερο πιθανό να ενυπάρχει στις Ευρωπαϊκές Αγορές Μετοχών παρά στις Αμερικανικές, δεδομένου ότι τα ευρωπαϊκά θεσμικά χαρτοφυλάκια διοικούνται συνήθως από τις τράπεζες, οι οποίες συχνά μπορούν να έχουν πρόσβαση σε πληροφορίες που αφορούν τις επιχειρήσεις λόγω των διατραπεζικών τους σχέσεων με τους πελάτες τους.

<sup>11</sup> Σύμφωνα με τη μελέτη του Hawawini, G. A., “European Equity Markets: A Review of the Evidence on Price Behaviour and Efficiency”, in Hawawini/Michel (1984), pp. 49-50.



## 2.4) Ισχύει η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της αγοράς;

Πολλοί ερευνητές διαφωνούν με την άποψη ότι οι αγορές συμπεριφέρονται σύμφωνα με την υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς και ιδιαίτερα στην ισχυρή της μορφή. Από πρόσφατες έρευνες προκύπτει ότι η ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας είναι πολύ αυστηρή έννοια για να μπορεί να περιγράψει μια αγορά στην πραγματικότητα. Μερικοί οικονομολόγοι, μαθηματικοί και άλλοι επαγγελματίες δεν πιστεύουν ότι οι αγορές θα μπορούσαν να είναι ισχυρά αποτελεσματικές από τη στιγμή που υπάρχει αργή διάχυση των πληροφοριών. Ο τρόπος με τον οποίο αντιδρούν οι επενδυτές στις νέες πληροφορίες είναι ίσως το πιο σοβαρό μειονέκτημα για την αποτελεσματικότητα των αγορών.

Στις πραγματικές αγορές ο όρος «όλη η διαθέσιμη πληροφόρηση» θα πρέπει, σύμφωνα και με τους ορισμούς που δόθηκαν προηγουμένως, να περιλαμβάνει και την εσωτερική πληροφόρηση που μπορεί να έχουν κάποιοι μεμονωμένοι επενδυτές. Ο Schwartz<sup>12</sup> εξέφρασε την ακόλουθη άποψη: «Οι αγορές είναι περισσότερο αποτελεσματικές αν δεν υπάρχει εσωτερική πληροφόρηση ή αν οι επενδυτές μπορούν να έχουν εσωτερική πληροφόρηση; Στην πρώτη περίπτωση υποστήριζε ότι αν δεν υπάρχει εσωτερική πληροφόρηση τότε υπάρχει μια δίκαιη κατανομή των πληροφοριών και έτσι κανένας επενδυτής δεν μπορεί να αποκομίσει υπερκανονικά κέρδη εφόσον όλοι έχουν την ίδια πληροφόρηση. Στη δεύτερη περίπτωση όμως, υποστήριζε ότι οι αγορές είναι καλύτερα πληροφορημένες, αλλά προσφέρεται η δυνατότητα για υπερκανονικά κέρδη σε επενδυτές που έχουν εσωτερική πληροφόρηση».

Παρακάτω γίνεται αναφορά σε εμπειρικές μελέτες σχετικά με την Αποτελεσματικότητα της Ελληνικής Χρηματιστηριακής Αγοράς.

### 2.4.1) Εμπειρικές μελέτες για την αποτελεσματικότητα της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς

Το Χρηματιστήριο Αθηνών / Athens Stock Exchange αποτελεί μια από τις μεγαλύτερες αναδυόμενες κεφαλαιαγορές, η οποία ελέγχεται από διεθνείς επενδυτές και ιδρύματα. Κατά τη δεκαετία του 1980 προσέλκυσε το ενδιαφέρον των ξένων

<sup>12</sup> Robert A. Schwartz, 1970, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work: Discussion", p.423



επενδυτών λόγω της αύξησης του γενικού επιπέδου των τιμών των μετοχών, της μεγέθυνσης του ύψους των συναλλαγών (τόσο σε σταθερές όσο και σε τρέχουσες τιμές) καθώς επίσης και λόγω της ουσιαστικής αύξησης του αριθμού των εισηγμένων επιχειρήσεων στο Χ.Α.. Επιπρόσθετα από το 1990 και μετά ακολούθησε μια σειρά αλλαγών<sup>13</sup> στην Ελληνική αγορά μετοχών, οι οποίες οδήγησαν στην πραγματοποίηση μιας σειράς εμπειρικών ερευνών για τη συμπεριφορά των τιμών των μετοχών και για την αποτελεσματικότητα της ελληνικής αγοράς μετοχών. Στη συνέχεια ακολουθούν κάποιες από αυτές τις μελέτες.

Το 1982, οι Papaioannou and Philippatos<sup>14</sup>, κατέληξαν από μελέτη που πραγματοποίησαν για την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά ότι είναι αναποτελεσματική. Πιο συγκεκριμένα βρήκαν ότι οι εκτιμήσεις για τον συστηματικό κίνδυνο (beta) του μοντέλου της αγοράς είναι μεροληπτικές λόγω του *intervaling effect*<sup>15</sup> κάτω από ασύγχρονες εμπορικές συναλλαγές. Το μέγεθος της μεροληψίας φαίνεται να εξαρτάται από τον τύπο του δείκτη αγοράς που χρησιμοποιείται.

Το 1986, οι Niarchos & Georgakopoulos<sup>16</sup> μελέτησαν την ισχύ της αποτελεσματικότητας της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς στην ημι-ισχυρή της μορφή. Η έρευνα τους πραγματοποιήθηκε σύμφωνα με πληροφορίες οι οποίες εμπειριέχονταν σε αναφορές εταιρικών κερδών των επιχειρήσεων. Σύμφωνα με τις πληροφορίες αυτές, οι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η αγορά δεν είναι αποτελεσματική στην ημι-ισχυρή της μορφή διότι οι επενδυτές αντιδρούν αργά και βαθμιαία στις νέες πληροφορίες που προκύπτουν.

Το 1990, ο Panas<sup>17</sup>, εξέτασε τις αποδόσεις των μετοχών δέκα μεγάλων ελληνικών εταιρειών (χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα και πραγματοποιώντας

<sup>13</sup> Από τις κυριότερες αλλαγές που έγιναν, οι σημαντικότερες ήταν: α) η εισαγωγή των ενδιάμεσων επιχειρήσεων (brokerage companies), η σαφής περιγραφή των δικαιωμάτων και των υποχρεώσεων τους, β) ο αυστηρότερος έλεγχος κατά του εσωτερικού εμπορίου, γ) η δημιουργία εταιρείας καταθέσεων και δ) η δημιουργία ενός ηλεκτρονικού συστήματος αναφοράς και εμπορικών συναλλαγών.

<sup>14</sup> Papaioannou, G. J. and Philippatos, G. C. (1982) The intervaling effect under non-synchronous trading and price adjustment lags in the Athens stock exchange, *Spoudai*, 4, 627-39.

<sup>15</sup> Αποτελεί οικονομετρικό φαινόμενο, το οποίο οδηγεί σε αύξηση της επεξηγηματικής δύναμης (explanatory power) και του συστηματικού κινδύνου του μοντέλου της αγοράς όταν το (χρονικό) διάστημα (interval) είναι αυξημένο.

<sup>16</sup> Niarchos, N. A. and Georgakopoulos, M. C. (1986) «The effect of annual corporate profit reports on the Athens stock exchange: an empirical investigation», *Management International Review*, 26, 64-72. (Η μελέτη αυτή δέχθηκε κριτική στο ότι το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε ήταν μη τυχαίο και τέτοια δείγματα μπορεί να οδηγήσουν σε μεροληπτικά αποτελέσματα.)

<sup>17</sup> Panas, E. E. (1990) «The behavior of Athens stock prices», *Applied Economics*, 22, 17 15-27.



ανεξάρτητους ελέγχους για τυχαιότητα και κανονικότητα για κάθε μετοχή), οι οποίες ήταν εισηγμένες στο ελληνικό X.A.A. και κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η ελληνική αγορά είναι αποτελεσματική στην ασθενή της μορφή. Ωστόσο, η μελέτη αυτή δεν θεωρήθηκε αξιόπιστη από πολλούς ερευνητές λόγω του ότι εξετάστηκε ένα πολύ μικρό δείγμα μετοχών, το οποίο μπορεί να οδηγήσει σε λανθασμένα συμπεράσματα τα οποία επηρεάζουν συνολικά όλη την αγορά.

Το 1993, οι Koutmos, Negakis και Theodossiou<sup>18</sup>, χρησιμοποίησαν τιμές του Γενικού Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών για να εξετάσουν την προβλεψιμότητα των αποδόσεων των τιμών των μετοχών, για την περίοδο 3 Ιουλίου 1981 μέχρι 30 Αιγυόντου 1990, και κατέληξαν στο ότι η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά είναι αναποτελεσματική στην ασθενή της μορφή. Αυτή η μελέτη βασίστηκε στην υπόθεση σταθερής (στάσιμης) μεταβλητότητας στο χρόνο και στην υπόθεση της κανονικότητας.

Το 1996, οι E. Dockery και M. G. Kavussanos<sup>19</sup> μελέτησαν την ισχύ της αποτελεσματικότητας της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς χρησιμοποιώντας μηνιαίες τιμές κλεισίματος 73 εταιρειών που ήταν εισηγμένες στο X.A. από τον Φεβρουάριο του 1988 μέχρι τον Οκτώβριο του 1994. Οι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η ελληνική αγορά είναι πληροφοριακά αναποτελεσματική / informationally inefficient (από το οποίο προκύπτει και ότι οι τιμές των μετοχών τείνουν να κινούνται συστηματικά με το χρόνο).

Το 1998, οι Niarchos και Alexakis<sup>20</sup>, χρησιμοποίησαν μια διαφορετική μεθοδολογία για να ελέγξουν την ισχύ της αποτελεσματικότητας των αγορών στο Ελληνικό Χρηματιστήριο. Χρησιμοποίησαν Error Correction Models, και τα αποτελέσματα τους οδήγησαν σε απόρριψη της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της αγοράς για την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά.

<sup>18</sup> Koutmos G., Negakis C. and Theodossiou P. (1993), "Stochastic behaviour of the Athens Stock Exchange", *Applied Financial Economics*, 22, 1715 – 27.

<sup>19</sup> "Testing the efficient market hypothesis using panel data, with application to the Athens Stock market", 1996, *Applied Economics Letters*.

<sup>20</sup> Niarchos, N. and Alexakis, C. (1998), «Stock market prices, causality and efficiency: evidence from the Athens stock exchange», *Applied Financial Economics*, 8, 167-174.



Το 2001, οι Apergis και Eleftheriou<sup>21</sup> εξέτασαν τη μεταβλητότητα της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς, χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη Τιμών για την περίοδο Ιανουάριος 1990 – Ιούλιος 1999. Σύγκριναν διαφορετικά μοντέλα GARCH, βασιζόμενοι στη μέγιστη πιθανοφάνεια και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι «η συνεχόμενη παρουσία της συγκέντρωσης της μεταβλητότητας (του *volatility clustering*) οδηγεί σε αναποτελεσματικότητα το Χρηματιστήριο Αθηνών», δηλαδή ότι η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά είναι αναποτελεσματική.

## 2.5) To Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων / The Capital Asset Pricing Model

Ένα από τα σημαντικότερα θέματα, το οποίο έχει προκύψει για πολλούς επενδυτές και επιχειρήσεις τα τελευταία χρόνια λόγω της ραγδαίας ανάπτυξης των χρηματιστηριακών αγορών σε παγκόσμιο επίπεδο, είναι ο προσδιορισμός της σχέσης μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου ενός αξιογράφου, και πιο συγκεκριμένα η ανάπτυξη μεθόδων ποσοτικοποίησης του κινδύνου και μέτρησης της αναμενόμενης απόδοσης των αξιογράφων. Κατά καιρούς έχουν προταθεί διάφορα μοντέλα για το σκοπό αυτό, αλλά αυτό το οποίο κυριάρχησε στη χρηματοοικονομική επιστήμη είναι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model – C.A.P.M.). Είναι ένα υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων που δημιουργείται μέσα από τη θεωρία περί αποτελεσματικών αγορών και αποτελεί ένα από τα σημαντικότερα μοντέλα το οποίο σηματοδοτεί τη γέννηση της Θεωρίας Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων. Το υπόδειγμα αυτό χρησιμοποιείται σε αρκετές εφαρμογές, όπως για την εκτίμηση του κόστους κεφαλαίου των επιχειρήσεων και τον υπολογισμό της απόδοσης των διοικητικών χαρτοφυλακίων.

Το C.A.P.M., το οποίο έχει στηριχθεί στο μοντέλο χαρτοφυλακίου το οποίο ανακάλυψε ο Markowitz, διατυπώθηκε κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 1960 από τους William Sharpe (1964), John Lintner (1965) και Jan Mossin (1966) και έχει μια μακρόχρονη ιστορία. Παρόλο που παρουσιάζει κάποιες αδυναμίες και έχει αμφισβητηθεί αρκετές φορές, συνεχίζει και αποτελεί ακόμη ένα από τα σημαντικότερα μοντέλα και είναι σε ευρεία χρήση από την επενδυτική κοινότητα λόγω του ότι

<sup>21</sup> Apergis, N. and Eleftheriou, S. (2001), «Stock Returns and Volatility: Evidence from the Athens Stock Exchange», *Journal of Economics and Finance*, 25, 50-61.



προσφέρει δυναμικές προβλέψεις για τη μέτρηση του κινδύνου και της σχέσης μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, και λόγω του ότι η ακρίβεια που προσφέρει επαρκεί σε αρκετές εφαρμογές.

### 2.5.1) Υποθέσεις και περιγραφή του Υποδείγματος

Το C.A.P.M<sup>22</sup>. βασίζεται κυρίως στην υπόθεση ότι οι επενδυτές έχουν διαφοροποιημένα ως προς τον κίνδυνο χαρτοφυλάκια, καθώς επίσης και σε ορισμένες απλοποιημένες υποθέσεις οι οποίες τις περισσότερες φορές δεν ανταποκρίνονται στην πραγματικότητα. Αυτές είναι οι ακόλουθες:

- Όλοι οι επενδυτές έχουν ορθολογικές προσδοκίες.
- Δεν υπάρχουν ευκαιρίες κερδοσκοπίας.
- Οι αποδόσεις κατανέμονται κανονικά.
- Υπάρχουν καθορισμένες ποσότητες περιουσιακών στοιχείων.
- Οι αγορές είναι τέλεια αποτελεσματικές.
- Οι επενδυτές ενδιαφέρονται μόνο για το επίπεδο και την αβεβαιότητα του μελλοντικού πλούτου.
- Υπάρχει διαχωρισμός του χρηματοοικονομικού από τον τομέα παραγωγής, κατά συνέπεια τα σχέδια παραγωγής είναι προκαθορισμένα.
- Τα ελεύθερου κινδύνου επιτόκια (risk free rates) και τα επιτόκια δανεισμού είναι ίσα.
- Οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται απεριόριστα στο ελεύθερου κινδύνου επιτόκιο, δεν υπάρχουν περιορισμοί στην ανοιχτή πώληση (short selling) κανενός αξιογράφου.
- Δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγής.
- Δεν υπάρχουν φόροι.
- Υπάρχει τέλεια πληροφόρηση και κατά συνέπεια όλοι οι επενδυτές έχουν τις ίδιες προσδοκίες για τις αναμενόμενες αποδόσεις των αξιογράφων οποιαδήποτε χρονική στιγμή.

<sup>22</sup> Ωστόσο, θα πρέπει να σημειωθεί ότι το C.A.P.M. εκτός από τις βασικές υποθέσεις στις οποίες στηρίζεται, στηρίζεται επίσης και στην απλή γραμμική παλινδρόμηση. Οι υποθέσεις της απλής γραμμικής παλινδρόμησης είναι γνωστές στο χώρο της επιστήμης της στατιστικής και της οικονομετρίας. Η παραβίαση αυτών των υποθέσεων δημιουργεί σοβαρά προβλήματα στις εκτιμήσεις και στην αξιοπιστία των συμπερασμάτων, όπως προβλήματα αντοσυσχέτισης, κανονικότητας, εξειδίκευσης, ετεροσκεδαστικότητας και κανονικότητας.



Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό (και με βάση τις παραπάνω υποθέσεις που διατυπώθηκαν) η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής/ ενός αξιογράφου δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$E(R_{j,t}) = R_{f,t} + b_j [E(R_{m,t}) - R_{f,t}]$$

όπου,

- $E(R_{j,t})$ .....η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής / του αξιογράφου  $j$  στο χρόνο  $t$
- $R_{f,t}$ .....το ελεύθερο κινδύνου επιτόκιο στο χρόνο  $t$
- $E(R_{m,t})$ .....η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο χρόνο  $t$
- $[E(R_{m,t}) - R_{f,t}]$ ..η σχέση αυτή αποτελεί το περιθώριο της αγοράς (ή το περιθώριο κινδύνου, όπως αλλιώς λέγεται)
- $b_j$ .....ο συστηματικός κίνδυνος<sup>23</sup> της μετοχής / του αξιογράφου. Επίσης το beta είναι ένας παράγοντας ο οποίος μετράει την ευαισθησία της μετοχής στις μεταβολές της αγοράς και δίνεται από τη σχέση:

$$b_j = \frac{COV(R_{j,t}, R_{m,t})}{VAR(R_{m,t})}$$

όπου,

- $COV(R_{j,t}, R_{m,t})$ .....η συνδιακύμανση μεταξύ της απόδοσης της μετοχής  $j$  και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο χρόνο  $t$ , και
- $VAR(R_{m,t})$ .....η διακύμανση της απόδοσης της αγοράς στο χρόνο  $t$

Επίσης υπάρχει και η ακόλουθη μορφή της εξίσωσης παλινδρόμησης του C.A.P.M.:

$$R_{j,t} - R_{f,t} = a_j + b_{j,m} (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

## 2.5.2) Αδυναμίες του Υπόδειγματος

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων όπως αναφέραμε και προηγουμένως, παρόλο του ότι χρησιμοποιείται ευρέως για τον προσδιορισμό της σχέσης μεταξύ κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης, παρουσιάζει και κάποιες αδυναμίες οι οποίες έχουν θέσει αρκετές φορές υπό αμφισβήτηση την αξιοπιστία του και την εμφάνιση διαφόρων φαινομένων όπως το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στις χρηματιστηριακές αγορές, με αποτέλεσμα να έχουν γίνει προσπάθειες διαχρονικά

<sup>23</sup> Κίνδυνος ο οποίος δεν μπορεί να διαφοροποιηθεί.



εύρεσης άλλων, πιο αξιόπιστων μοντέλων για το σκοπό αυτό. Μερικές από τις αδυναμίες του υποδείγματος αναλύονται παρακάτω:

*α) Το C.A.P.M. υποθέτει ότι οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων είναι κανονικά κατανεμημένες τυχαίες μεταβλητές. Συχνά όμως παρατηρείται ότι οι αποδόσεις των μετοχών στις περισσότερες αγορές δεν κατανέμονται κανονικά, όπως ορίζει η υπόθεση της κανονικής κατανομής.*

*β) Επίσης, υποθέτει ότι η μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών είναι ένα επαρκές μέτρο μέτρησης του κινδύνου. Αυτό μπορεί να δικαιολογηθεί από την υπόθεση περί κανονικά κατανεμημένων αποδόσεων, αλλά για γενικές κατανομές αποδόσεων άλλα μέτρα μέτρησης κινδύνου, όπως τα *coherent measures of risk* (για παράδειγμα όπως το *C-VaR*) μπορεί να αντιπροσωπεύουν τις προτιμήσεις των επενδυτών επαρκέστερα.*

*γ) Το μοντέλο δε φαίνεται να επεξηγεί επαρκώς τη μεταβλητότητα στις αποδόσεις των μετοχών. Εμπειρικές μελέτες δείχνουν ότι μετοχές χαμηλού κινδύνου μπορεί να προσφέρουν υψηλότερες αποδόσεις από αυτές που θα προέβλεπε το μοντέλο. Ακόμη, υποθέτει ότι οι επενδυτές έχουν ομοιογενείς προσδοκίες για τον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση των αξιογράφων, και ότι δεν υπάρχουν φόροι και κόστη συναλλαγών, υποθέσεις οι οποίες στην πραγματικότητα δεν ισχύουν.*

*δ) Παράλληλα ορίζει ότι για ένα δεδομένο επίπεδο αναμενόμενης απόδοσης, οι επενδυτές θα προτιμούν χαμηλότερο κίνδυνο (χαμηλότερη μεταβλητότητα) από ότι υψηλότερο κίνδυνο (υψηλότερη μεταβλητότητα) και με δεδομένο το επίπεδο κινδύνου θα προτιμούν υψηλότερες αποδόσεις από ότι χαμηλότερες. Δεν υποθέτει όμως ότι μερικές φορές μπορεί να υπάρχουν επενδυτές, οι οποίοι αποδέχονται χαμηλότερες αποδόσεις για υψηλότερα επίπεδα κινδύνου.*

*ε) Τέλος, το χαρτοφυλάκιο της αγοράς θεωρητικά θα έπρεπε να περιλαμβάνει όλους τους τύπους περιουσιακών στοιχείων, οι οποίοι οργανώνονται από τον καθένα σαν επένδυση (συμπεριλαμβανομένων έργων τέχνης, ακίνητη περιουσία, ανθρώπινο κεφάλαιο κτλ). Στην πραγματικότητα ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο αγοράς δεν είναι παρατηρήσιμο και οι άνθρωποι συνήθως αντικαθιστούν προσεγγιστικά το χαρτοφυλάκιο της αγοράς με ένα δείκτη τιμών μετοχών ή άλλων περιουσιακών στοιχείων. Δυστυχώς αυτή η υποκατάσταση δεν είναι ακίνδυνη και μπορεί να οδηγήσει σε λάθος διατυπώσεις όσον αφορά την αξιοπιστία του C.A.P.M.. Αυτή η κριτική διατυπώθηκε το 1977 από τον Richard Roll. Από τότε προτάθηκαν διάφορες θεωρίες*



και μοντέλα εναλλακτικά του C.A.P.M., μια εκ των οποίων είναι η *Arbitrage Pricing Theory*.

## 2.6) Ημερολογιακές Ανωμαλίες της Αγοράς

Οι ανωμαλίες της αγοράς, γενικά, είναι εμπειρικά αποτελέσματα, τα οποία είναι ασύμβατα με τις ήδη υπάρχουσες θεωρίες σχετικά με την αποτίμηση κεφαλαιακών / περιουσιακών στοιχείων και δεν μπορούν να εξηγηθούν από αυτές. Υποδηλώνουν είτε αναποτελεσματικότητα της αγοράς, είτε ανεπάρκειες στο ήδη υπάρχων υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων.

Ωστόσο, το βασικό ερώτημα το οποίο συνδέεται με τις ανωμαλίες της αγοράς είναι αν μια ανιχνεύσιμη ανωμαλία είναι απόδειξη ενός σταθερού και μακροπρόθεσμου φαινομένου στο οποίο μια επενδυτική στρατηγική θα μπορούσε να βασιστεί ή είναι απλά «ονόματα», τα οποία υποδηλώνουν μια μοναδική βραχυπρόθεσμη απόκλιση από τις τιμές. Η Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της αγοράς είναι «ευαίσθητη» με αυτή την έννοια. Η θεωρία αναγνωρίζει ότι μπορεί να υπάρχουν βραχυπρόθεσμες ανωμαλίες, αλλά αυτές μακροπρόθεσμα μπορεί να απαλειφθούν έτσι ώστε η αγορά να επανέλθει και να γίνει τέλεια αποτελεσματική. Δεν υπάρχει όμως καμία εξασφάλιση ότι οι αγορές είναι πλήρως αποτελεσματικές βραχυπρόθεσμα παρόλο που ένας επενδυτής ειδικευμένος στο να ανιχνεύει ανωμαλίες και ευκαιρίες κέρδους δεν θα είναι δυνατόν να προσελκύσει μη κανονικά κέρδη λόγω της σποραδικής φύσης των ανωμαλιών. Οι βραχυπρόθεσμες αποκλίσεις από τις τιμές υπάρχουν και σύμφωνα με την E.M.H. είναι αδύνατο να ανιχνευθούν.

Υπάρχουν διαφόρων ειδών ανωμαλίες της αγοράς, ημερολογιακές και άλλες<sup>24</sup>, ωστόσο στην ενότητα αυτή θα αναφερθούμε μόνο στις ημερολογιακές ανωμαλίες, οι οποίες περιγράφονται παρακάτω.

<sup>24</sup> Εκτός από τις ημερολογιακές ανωμαλίες υπάρχουν και άλλες ανωμαλίες της αγοράς, για τις οποίες δεν γίνεται λόγος στην παρούσα εργασία. Αυτές είναι: stock split effect, dividend – per – price effect or Dividend yield effect, low – price – stocks effect, neglected firm effect, momentum effect, reversion to the mean long – term effect (negative autocorrelation), earnings surprise effect, reversion to the mean effect short – term effect, late earnings reporter effect, insider transaction effect, information releasing effect, market overreaction effect, market under reactions effect, post – earnings announcements drift effect, country specific effect, IPO effect 1, IPO effect 2, IPO effect 3 & Index effect.



Ημερολογιακές Ανωμαλίες	Περιγραφή
<i>To Φαινόμενο του μήνα του χρόνου / To Φαινόμενο του Ιανουαρίου (Month of the year effect / January Effect)</i>	Οι τιμές των μετοχών είναι συνήθως υψηλότερες τις δύο πρώτες εβδομάδες του Ιανουαρίου από ότι στο τέλος του Δεκεμβρίου.
<i>To φαινόμενο της Αλλαγής του χρόνου (Turn of the year effect)</i>	Η ένταση των συναλλαγών είναι συνήθως μεγαλύτερη όταν αλλάζει ο χρόνος, με τάση οι επενδυτές να πουλούν μετοχές το Δεκέμβριο και να αγοράζουν τον Ιανουάριο.
<i>To Φαινόμενο του Καλοκαιριού (Summer Effect)</i>	Παρατηρείται αύξηση των τιμών των μετοχών το καλοκαίρι.
<i>Month of the quarter effect</i>	Οι επιχειρήσεις συνήθως έχουν υψηλότερους λόγους απόδοσης το πρώτο μήνα του πρώτου τετραμήνου του χρόνου.
<i>To φαινόμενο της εβδομάδας του μήνα (Week of the month effect)</i>	Οι μετοχές παρουσιάζουν συνήθως υψηλότερες αποδόσεις κατά την πρώτη εβδομάδα του μήνα και χαμηλότερες τις επόμενες τρεις.
<i>To Φαινόμενο του Σαββατοκύριακου (The weekend effect)</i>	Κατά μέσο όρο, οι τιμές κλεισίματος τις Δευτέρες το βράδυ είναι χαμηλότερες από τις τιμές κλεισίματος των Παρασκευών. Το Φαινόμενο του Σαββατοκύριακου μπορεί να συσχετίστει με τις επιχειρήσεις και τις κυβερνήσεις, οι οποίες τείνουν να λαμβάνουν τα κακά νέα το Σαββατοκύριακο. Επίσης έχει διατυπωθεί η άποψη ότι η ένταση των συναλλαγών αυξάνεται τις Παρασκευές λόγω συμμετρικής πληροφόρησης και μειώνεται τις Δευτέρες λόγω ασύμμετρης πληροφόρησης.
<i>To Φαινόμενο της Δευτέρας (Monday effect)</i>	Οι μέσες αποδόσεις τη Δευτέρα είναι χαμηλότερες από τις υπόλοιπες μέρες της εβδομάδας. Επίσης έχει παρατηρηθεί ότι οι μεγαλύτερες μειώσεις των τιμών των μετοχών λαμβάνουν χώρα τις δύο πρώτες μέρες της εβδομάδας.
<i>To Φαινόμενο της ώρας της ημέρας ή το Φαινόμενο του τέλους της ημέρας (Hour of the day effect or the End-of-the-day Effect)</i>	Η ένταση των συναλλαγών και οι τιμές τείνουν να αυξάνονται τα τελευταία 15 λεπτά της ημέρας.
<i>To Φαινόμενο των διακοπών (Holiday effect)</i>	Στις αγορές μετοχών τείνουν να παρουσιάζονται υψηλότερες μη κανονικές αποδόσεις πριν τις δημόσιες διακοπές.
<i>To Φαινόμενο του Πολιτικού Κύκλου (Political – cycle effect)</i>	Το πρώτο και το τελευταίο έτος της περιόδου διακυβέρνησης μιας χώρας παρατηρούνται υψηλότερες αποδόσεις συγκριτικά με τα υπόλοιπα έτη.



## Κεφάλαιο 3<sup>ο</sup>

### «Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου – Εξηγήσεις»

Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, γνωστό διεθνώς ως January effect, το οποίο αναφέρεται στην τάση που έχουν οι μετοχές να καταγράφουν σημαντικά κέρδη στις πρώτες συνεδριάσεις του νέου έτους, αποτελεί ίσως το πιο σημαντικό παράδειγμα σε όλο τον κόσμο μη κανονικής συμπεριφοράς των τιμών στις αγορές μετοχών. Η τάση αποτυπώνεται ιστορικά πιο έντονα στις μετοχές των εταιρειών χαμηλής κυρίως κεφαλαιοποίησης (στις μικρές επιχειρήσεις<sup>25</sup>), που συνήθως ξεπερνούν σε απόδοση τις μετοχές των μεγάλων επιχειρήσεων του Ιανουάριο. Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου έχει χαρακτηριστεί ως ένα αρκετά περίπλοκο και ανεξήγητο φαινόμενο, καθώς δε φαίνεται να εξασθενεί παρόλο που έχει περάσει αρκετός καιρός από την πρώτη δημοσίευση του. Έχει διατυπωθεί η άποψη ότι οι ανωμαλίες της αγοράς συνήθως εξασθενούν μετά από κάποιο διάστημα μετά τη δημοσίευσή τους και η αγορά γίνεται τέλεια αποτελεσματική.

Το φαινόμενο αποδίδεται κυρίως στην ανάκαμψη που παρουσιάζουν οι μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης ακολουθώντας το τέλος του φορολογικού έτους. Οι μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης λόγω της συγκριτικά μικρότερης διασποράς και εμπορευσιμότητας τους επηρεάζονται σε μεγαλύτερο βαθμό από τις κατευθύνσεις – και ιδιαίτερα τις ανοδικές – που αποκτά εκάστοτε μια χρηματιστηριακή αγορά. Οι μετοχές οι οποίες παρουσιάζουν κάμψη στο τέλος του χρόνου πιθανολογείται ότι είναι πιο πιθανό να πωληθούν στο τέλος του χρόνου, ενώ αυτές οι οποίες παρουσιάζουν άνοδο συνήθως παρακρατούνται και μετά την έναρξη του νέου έτους. Ωστόσο υπάρχουν και άλλοι παράγοντες οι οποίοι προκαλούν το φαινόμενο του Ιανουαρίου, όπως η tax – loss selling hypothesis και η window dressing hypothesis. Πολλοί επιστήμονες υποστηρίζουν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου έχει μεταφερθεί το Νοέμβριο<sup>26</sup> και Δεκέμβριο σαν αποτέλεσμα της απόκτησης αμοιβαίων κεφαλαίων για την παρουσίαση κερδών στο τέλος Οκτωβρίου και από επενδυτές οι οποίοι τα αγοράζουν με την προσδοκία απόκτησης κερδών τον Ιανουάριο.

<sup>25</sup> Banz (1981), Keim (1983), Reinganum (1983).

<sup>26</sup> Bhabra, Dhillon & Ramirez (1999).



Πολλές μελέτες για ξένες αγορές έχουν καταλήξει στο ότι οι αποδόσεις του Ιανουάριο ήταν υψηλότερες συγκριτικά με τις μέσες αποδόσεις των υπολοίπων μηνών του έτους. Επίσης το Φαινόμενο του Ιανουαρίου έχει παρατηρηθεί και σε αγορές οι οποίες δεν χρησιμοποιούν την 31 Δεκεμβρίου ως καταληκτική ημερομηνία του φορολογικού τους έτους (όπως η Μεγάλη Βρετανία και η Αυστραλία), πράγμα το οποίο επιβεβαιώνει το γεγονός ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν αποδίδεται μόνο σε φορολογικούς λόγους. Μάλιστα πολλοί χαρακτήρισαν το φαινόμενο αυτό ως ένα φαινόμενο του μεγέθους των επιχειρήσεων (firm size effect).

Παράλληλα, εμπειρικές μελέτες έχουν αποδείξει ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει και στην Αγορά Ομολόγων, καθώς επίσης και στην Αγορά Μελλοντικών Συμβολαίων (Futures), εκτός από την αγορά μετοχών. Στην παρούσα εργασία θα γίνει αναφορά και στην ύπαρξη του φαινομένου σε αυτές τις αγορές, ωστόσο τα στοιχεία που υπάρχουν σχετικά με αυτές τις αγορές είναι λίγα.

Στη συνέχεια του κεφαλαίου γίνεται περιγραφή των εξηγήσεων που έχουν δοθεί για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στις αγορές μετοχών διαχρονικά, τόσο από την σκοπιά των χρηματοοικονομικών αναλυτών, όσο και από την σκοπιά των ακαδημαϊκών, καθώς επίσης και για την ύπαρξη του στις αγορές ομολόγων.

### **3.1) Εξηγήσεις από τη σκοπιά των Χρηματοοικονομικών Αναλυτών**

Σύμφωνα με τους χρηματοοικονομικούς αναλυτές, οι παράγοντες οι οποίοι συντελούν στην εμφάνιση του Φαινομένου του Ιανουαρίου είναι οι ακόλουθοι:

- 1) Οι επενδυτές ολοκληρώνουν έως το Δεκέμβριο τις πωλήσεις μετοχών για να καταγράψουν ενδεχόμενες ζημίες και να απαλύνουν τα φορολογικά τους βάρη, με αποτέλεσμα οι συμπιεσμένες τιμές των μετοχών να αρχίζουν γενικά να επανέρχονται σε υψηλότερα σημεία με παράλληλη άνοδο του όγκου συναλλαγών από τις αρχές του νέου οικονομικού έτους.
- 2) Οι θεσμικοί επενδυτές, τα ταμεία συντάξεων καθώς και τα μεγάλα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα τείνουν να πραγματοποιούν τις επενδύσεις τους στην αρχή μιας νέας χρονιάς, με αποτέλεσμα οι διαχειριστές επενδυτικών κεφαλαίων να τοποθετούνται στην αγορά μετοχών ώστε να μη μείνουν πίσω από πλευράς αποδόσεων μέσα στο χρόνο.



- 3) Οι ατομικοί επενδυτές συνηθίζουν να προσεγγίζουν το νέο έτος με μια νέα διάθεση, ιδιαίτερα όταν έχει προηγηθεί μια ανεπιθύμητη χρονιά, προσδοκώντας κάτι καλύτερο τόσο από πλευράς ψυχολογίας της αγοράς, όσο και σε επίπεδο πραγματικών εξελίξεων.
- 4) Οι ετήσιες προβλέψεις των εταιρικών κερδών αναθεωρούνται από τους χρηματοοικονομικούς αναλυτές στα τέλη του προηγούμενου έτους ή στις αρχές του νέου έτους και συνήθως τείνουν να είναι θετικές.

### **3.2) Ακαδημαϊκές εξηγήσεις**

Οι ακαδημαϊκές εξηγήσεις για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου ποικίλουν. Αρχικά χωρίστηκαν σε δυο μεγάλες κατηγορίες, ωστόσο διαχρονικά προτάθηκαν και άλλες εξηγήσεις για το φαινόμενο αυτό.

#### ➤ **1<sup>η</sup> κατηγορία**

Περιλαμβάνει εξηγήσεις οι οποίες είναι συνεπείς με τη συνδυασμένη φύση της υπόθεσης της Αποτελεσματικότητας της αγοράς (EMH) και των Υποδειγμάτων ισορροπίας αποτίμησης κεφαλαιακών / περιουσιακών στοιχείων. Αυτές είναι οι ακόλουθες:

##### **i. Παράγοντες κινδύνου οι οποίοι έχουν παραλειφθεί (Omitted Risk Factors)**

Σύμφωνα με τους **Chan, Chen & Hsieh (1985)**, ο κίνδυνος των αξιογράφων είναι μεγαλύτερος τον Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες του χρόνου λόγω παράλειψης παραγόντων κινδύνου. Οι **Brown, Keim, Kleidon & Marsh (1983)** υποστήριξαν ότι μέρος του Φαινομένου του Ιανουαρίου μπορεί να αποδοθεί στην παράλειψη παραγόντων κινδύνου από το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων.

Ωστόσο, ο **H. Nejat Seyhun (1993)**, χρησιμοποιώντας την προσέγγιση της στοχαστικής κυριαρχίας (Stochastic Dominance Approach)<sup>27</sup> μελέτησε την εξήγηση αυτή χρησιμοποιώντας δεδομένα εταιρειών που ήταν εισηγμένες στο NYSE για την περίοδο 1926 – 1991. Παρατήρησε ότι για την υπό εξέταση περίοδο, οι αποδόσεις των μικρών επιχειρήσεων κυριαρχούσαν επί των αποδόσεων των μεγάλων επιχειρήσεων

<sup>27</sup> περιγράφεται στο πέμπτο κεφάλαιο.



τον Ιανουάριο, καθώς επίσης ότι οι αποδόσεις και των μικρών και των μεγάλων επιχειρήσεων τον Ιανουάριο κυριαρχούσαν επί των αποδόσεων των υπολοίπων μηνών του χρόνου. Έτσι, η εμφάνιση της στοχαστικής κυριαρχίας των αποδόσεων του Ιανουαρίου οδήγησε στο συμπέρασμα ότι η παράλειψη παραγόντων κινδύνου δεν αποτελεί πιθανή εξήγηση για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.

### ii. Εποχικότητες στη σχέση συναλλαγής μεταξύ κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης (Seasonalities in the risk – return tradeoff)

Σε αρκετές εμπειρικές μελέτες έχει παρατηρηθεί ότι τα επίπεδα κινδύνου του Ιανουαρίου είναι υψηλότερα συγκριτικά με των υπολοίπων μηνών του έτους. Λαμβάνοντας υπόψη ότι υπάρχει μια θετική σχέση κινδύνου – απόδοσης, οι Tinic & West (1984), (1986), και Hillion & Sirri (1987) διατύπωσαν την άποψη ότι οι επενδυτές απαιτούν υψηλότερες αποδόσεις λόγω του υψηλότερου κινδύνου τον Ιανουάριο.

Συγκεκριμένα, οι Tinic & Rogalski (1986) παρατήρησαν ότι οι μικρές επιχειρήσεις παρουσίαζαν σημαντικά υψηλότερο κίνδυνο (συνολικό, συστηματικό και υπολειπόμενο) τον Ιανουάριο. Έτσι σύμφωνα με τη Θεωρία Αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων υποστήριξαν ότι οι επενδυτές θα έπρεπε να λαμβάνουν υψηλότερες αποδόσεις (οχτώ ή εννιά φορές παραπάνω) για τον υψηλότερο κίνδυνο που αναλαμβάνουν όταν επενδύουν σε μετοχές μικρών επιχειρήσεων.

### iii. Η «διαρροή πληροφοριών» / η υπόθεση των εσωτερικών συναλλαγών (Information Arrival / Insider Trading hypothesis)

Σύμφωνα με την εξήγηση αυτή, για τις περισσότερες επιχειρήσεις το οικονομικό έτος λήγει στις 31 Δεκεμβρίου και οι managers της επιχείρησης έχουν τη δυνατότητα να γνωρίζουν μη δημοσιευμένες πληροφορίες στις αρχές του Ιανουαρίου. Έτσι, οι εσωτερικά πληροφορημένοι από τις επιχειρήσεις managers διαπραγματεύονται τις μετοχές τους τον Ιανουάριο, αναμένοντας να κερδοσκοπήσουν από την εσωτερική πληροφόρηση. Ωστόσο, οι ατομικοί επενδυτές για να προστατευθούν από τυχόν τέτοια συμβάντα ζητούν μεγαλύτερες αποδόσεις τον Ιανουάριο και κατά συνέπεια προκαλείται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Την εξήγηση αυτή μελέτησαν και οι Glosten & Milgrom (1985), Williams (1986) και Seyhun (1988).



iv. Οικονομετρικά προβλήματα και προβλήματα λόγω μη σωστής μέτρησης του κινδύνου (Econometric and Risk Mismeasurement Problems)

Η εξήγηση αυτή υποθέτει ότι είτε το Φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι ψεύτικο / πλαστό (spurious) λόγω οικονομετρικών / στατιστικών προβλημάτων, είτε ότι οι επενδυτές δεν μπορούν να κάνουν συναλλαγές στις ήδη υπάρχουσες τιμές. Οι **Rogalski & Tinic (1986)** εξέτασαν τη μη σωστή μέτρηση του κινδύνου σαν μια πιθανή εξήγηση για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Ο **Keim (1989)**, υποστήριξε ότι ο υπολογισμός των αποδόσεων με βάση τις τιμές κλεισίματος προσφοράς και ζήτησης (bid – ask prices) προκαλεί σφάλματα στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων, διότι μπορεί να μην είναι οι πραγματικές τιμές.

➤ 2<sup>η</sup> κατηγορία

Περιλαμβάνει εξηγήσεις οι οποίες υποστηρίζουν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υποδηλώνει αποτυχία της Υπόθεσης της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς ή / και των Υποδειγμάτων ισορροπίας αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Αυτές είναι οι ακόλουθες:

i. Tax – loss selling hypothesis

Η tax – loss selling hypothesis αποτελεί μια από τις σημαντικότερες εξηγήσεις στην οποία αποδίδεται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Ωστόσο διαχρονικά έχει παρατηρηθεί ότι σε αρκετές περιπτώσεις δεν αποτελεί τη μοναδική εξήγηση και πολλές φορές δε συνδέεται με το φαινόμενο αυτό.

Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή, οι επενδυτές πωλούν τις μετοχές, των οποίων οι τιμές παρουσιάζουν πτώση καθόλη τη διάρκεια του έτους το Δεκέμβριο, έτσι ώστε να αποφύγουν απώλειες κεφαλαιακών κερδών από την φορολόγηση αυτών των μετοχών. Η ενέργεια αυτή προκαλεί πίεση στις τιμές των μετοχών προς τα κάτω. Με τη λήξη του παλιού οικονομικού έτους και την έναρξη του νέου, οι επενδυτές αγοράζουν ξανά τις μετοχές αυτές με αποτέλεσμα η πίεση των τιμών να εξαντλείται επιτρέποντας στις μετοχές να επανέλθουν στα επίπεδα ισορροπίας τους παρουσιάζοντας υψηλότερες μη κανονικές αποδόσεις κατά τη διάρκεια των πρώτων ημερών του Ιανουαρίου. Οι μετοχές, οι οποίες πωλούνται συνήθως, είναι μετοχές εταιρειών χαμηλής



κεφαλαιοποίησης, διότι οι τιμές τους παρουσιάζουν μεγαλύτερη μεταβλητότητα και έτσι είναι πιο σύνηθες να παρουσιάζουν μεγάλες πτώσεις.

Η εξήγηση αυτή αρχικά προτάθηκε από τον **Wachtel (1942)** και υποστηρίχθηκε από πολλούς μελετητές, Branch (1977), Dyl (1977), Givoly & Ovadia (1983), Reinganum (1983), Roll (1983) και Schultz (1985), Sias & Starks (1997), Chen & Singal (2001). Ωστόσο πολλοί από τους μελετητές, οι οποίοι υποστήριξαν την υπόθεση αυτή, έθεσαν ερωτήματα για το κατά πόσο αποτελεί τη μοναδική εξήγηση για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου (Lakonishok & Smidt (1984), Roll (1983) & Givoly & Ovadia (1983), Dimitrios Asteriou & Georgios Kavetsos (2006)). Και κάποιοι άλλοι απέρριψαν εξολοκλήρου την υπόθεση αυτή ως πιθανή εξήγηση για το φαινόμενο αυτό (Brown, Keim, Kleidon & Marsh (1982), Kiyoshi Kato & James Schallheim (1985)<sup>28</sup>, Nassir και Mohammad (1987), Badrinath & Lewellen (1991), Mahendra Raj & David Thurston (1994)).

Οι **Tinic, Barone – Adesi & West (1987)**, οι οποίοι μελέτησαν την Καναδική αγορά μετοχών υποστήριξαν ότι η tax – loss selling hypothesis δεν αποτελεί τη μοναδική εξήγηση για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, αφού το φαινόμενο αυτό υπήρχε στην υπό εξέταση αγορά και πριν την επιβολή φόρων το 1972. Διατύπωσαν την άποψη ότι εκτός αν υπάρχουν συστηματικά εμπόδια τα οποία να εμποδίζουν τους κερδοσκόπους από το να αγοράζουν τις μετοχές στο τέλος του χρόνου και να τις πωλούν με την έναρξη του νέου έτους, ώστε να κερδοσκοπήσουν, τότε η υπόθεση αυτή δεν αποτελεί πειστική εξήγηση για την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου.

Ο **Constantinides (1984)**, έπειτα από θεωρητική διερεύνηση και τη διεξαγωγή συμπερασμάτων από προσομοιώσεις πραγματικών τιμών των μετοχών, κατέληξε ότι σε μια αγορά, στην οποία οι μετοχές τιμολογούνται αποτελεσματικά, η υπόθεση αυτή είναι πιθανό ότι δεν μπορεί να εξηγήσει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Υποστήριξε ότι «*η άριστη φορολογική πολιτική για τους επενδυτές είναι να αντιμετωπίζουν τις ζημίες όταν αντές προκύπτουν μέσα στο χρόνο, παρά στο τέλος του χρόνου. Μόνο οι μη*

<sup>28</sup> Μελέτησαν την Ιαπωνική αγορά μετοχών και παρατήρησαν ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, ωστόσο δε το συνέδεσαν με την tax – loss selling hypothesis. Στην Ιαπωνία δεν επιβάλλονται φόροι επί των κεφαλαιακών κερδών στους ατομικούς επενδυτές και έτσι δεν υπάρχουν φορολογικά οφέλη από πώληση μετοχών με χαμηλή τιμή. Από την άλλη πλευρά, οι θεσμικοί επενδυτές φορολογούνται επί των κεφαλαιακών κερδών, αλλά κάθε επιχείρηση επιλέγει η ίδια τη λήξη του οικονομικού έτους, οπότε δεν πιστεύουν ότι υπάρχει λόγος για εκδήλωση tax – loss selling συμπεριφοράς το Δεκέμβριο.



ορθολογικοί επενδυτές ή αυτοί που δεν γνωρίζουν θα περίμεναν μέχρι το τέλος του χρόνου να αντιμετωπίσουν τις ζημίες για φορολογικούς σκοπούς».

**Ο Ho (1990)** παρατήρησε ότι η tax – loss selling hypothesis ισχύει μόνο για τις τρεις από τις οχτώ υπό εξέταση χώρες του Ασιατικού Ειρηνικού, στις οποίες οι αποδόσεις του πρώτου μήνα του νέου φορολογικού έτους ήταν σημαντικά υψηλότερες από των υπολοίπων μηνών.

Οι **Fountas & Segredakis (2002)**, οι οποίοι εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου και την tax – loss selling hypothesis σε 18 χώρες παρατήρησαν ότι σε μια μόνο χώρα γίνεται αποδεκτή η εξήγηση αυτή, στη Χιλή.

Οι **Starks, Yong & Zheng (2004)** μελέτησαν την υπόθεση αυτή για τα municipal bond closed end– funds, μια κατηγορία περιουσιακών στοιχείων την οποία διαχειρίζονται κυρίως οι ευαίσθητοι στους φόρους ατομικοί επενδυτές. Χρησιμοποιώντας δεδομένα από το CRSP για την περίοδο 1990 – 2000, παρατήρησαν ένα ισχυρό Φαινόμενο του Ιανουαρίου για αυτή την κατηγορία περιουσιακών στοιχείων (η απόδοση τον Ιανουάριο ήταν 2.21%, σημαντικά υψηλότερη συγκριτικά με την -0.19% των υπολοίπων μηνών). Παρατήρησαν μια σημαντική πίεση στις πωλήσεις το Δεκέμβριο καθώς επίσης και μια σημαντική αύξηση των αγορών τον Ιανουάριο, για φορολογικούς σκοπούς. Έτσι κατέληξαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου συνδέεται σε μεγάλο βαθμό με την tax – loss selling hypothesis και αποδίδεται περισσότερο στην tax – loss selling συμπεριφορά των ατομικών επενδυτών. Τέλος, παρατήρησαν ότι τα municipal closed – end funds, τα οποία συσχετίζονταν με ενδιάμεσες επιχειρήσεις, παρουσίαζαν ακόμα πιο έντονη tax – loss selling συμπεριφορά.

Στο σημείο αυτό αξίζει να αναφέρουμε τη μεθοδολογία η οποία έχει χρησιμοποιηθεί και χρησιμοποιείται από αρκετούς ερευνητές για την εμπειρική διερεύνηση της εξήγησης αυτής. Η tax – loss selling hypothesis εξετάζεται εμπειρικά χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) και συγκεκριμένα την παρακάτω εξίσωση παλινδρόμησης:

$$R_t = c_0 + \beta_I D_{II} + \varepsilon_t$$

όπου

$R_t$ : οι αποδόσεις των μετοχών τον μήνα t

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



= 1 αλλιώς

$\beta_1$  : είναι η μέση απόδοση των υπολούπων μηνών

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

και  $\epsilon_t$  : ο διαταρακτικός όρος

Εάν ο συντελεστής  $\beta_1$  είναι στατιστικά σημαντικός και μικρότερος του μηδενός τότε ισχύει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου ή / και η tax – loss selling hypothesis.

## ii. Portfolio Rebalancing / Window Dressing Hypothesis

Σύμφωνα με την εξήγηση αυτή έχει παρατηρηθεί ότι οι θεσμικοί επενδυτές στο τέλος του οικονομικού έτους αναδιαρθρώνουν τα χαρτοφυλάκια τους πουλώντας τις μετοχές<sup>29</sup> οι οποίες σημείωσαν πτώση κατά τη διάρκεια του έτους και διατηρώντας τις μετοχές οι οποίες παρουσίαζαν ανοδικές τάσεις, έτσι ώστε να παρουσιάσουν μια ικανοποιητική απόδοση στη λήξη του οικονομικού έτους, βασιζόμενοι στο χαρτοφυλάκιο το οποίο κατέχουν. Η υπόθεση αυτή συνδέεται κυρίως με τους θεσμικούς<sup>30</sup> παρά τους ατομικούς επενδυτές, διότι οι managers διαφόρων επενδυτικών οργανισμών αξιολογούνται κυρίως με βάση την απόδοση τους και την επενδυτική τους πολιτική.

Η portfolio rebalancing / window dressing hypothesis έχει μελετηθεί και υποστηριχθεί από αρκετούς ερευνητές (Lakonishok & Smidt (1984), Haugen & Lakonishok (1988), Ritter & Chopra (1989), George Athanassakos and Schnabel (1994) & Musto (1997), Henke Harald (2004)). Ωστόσο, υπήρξαν και αρκετοί οι οποίοι δε συνέδεσαν την εξήγηση αυτή με το Φαινόμενο του Ιανουαρίου (Chen & Singal (2001), Chen & Singal (2004)).

Οι Fedenia, Haugen, Cuny and Cho (1990), υποστήριξαν την υπόθεση αυτή για τη μη κανονική συμπεριφορά των μετοχών στις ΗΠΑ τον Ιανουάριο, αναλύοντας 77 αμοιβαία κεφάλαια για την περίοδο 1969 – 1986. Ο Athanassakos (1992) έλεγχε αυτή την υπόθεση και για τους ατομικούς και τους θεσμικούς επενδυτές στον Καναδά και κατέληξε ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου αποδίδεται κυρίως στη συμπεριφορά

<sup>29</sup> Μερικοί μελετητές υποστηρίζουν ότι είναι συνήθως μετοχές εταιρειών χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

<sup>30</sup> Όταν εκδηλώνεται τέτοιου είδους συμπεριφορά από θεσμικούς επενδυτές, αναμένεται ότι η window dressing hypothesis αποτελεί φαινόμενο των εταιρειών υψηλής κεφαλαιοποίησης (a large cap phenomenon).



των θεσμικών επενδυτών. Τα αποτελέσματα του ήρθαν σε αντίθεση με του **Ritter (1988)**, ο οποίος επίσης υποστήριξε την portfolio – rebalancing hypothesis, αλλά διατύπωσε την άποψη ότι οι ατομικοί επενδυτές αναδιαρθρώνουν τα χαρτοφυλάκια τους στο τέλος του οικονομικού έτους για φορολογικούς σκοπούς. Οι **Mark Haug & Mark Hirschey (2005)** υποστήριξαν την υπόθεση αυτή ως πιθανή εξήγηση για τη διατήρηση του Φαινομένου του Ιανουαρίου στις μικρές επιχειρήσεις για την περίοδο 1987 – 2004 στις ΗΠΑ.

### ➤ Άλλες Ακαδημαϊκές εξηγήσεις

- «The Parking the Proceeds Hypothesis»

Η εξήγηση αυτή αποτελεί κατά κάποιο τρόπο γενίκευση της tax – loss selling hypothesis και είναι συνεπής με τη window dressing hypothesis<sup>31</sup>. Προτάθηκε από τον **Ritter (1988)**, σε μια προσπάθεια να εξηγήσει γιατί το Φαινόμενο του Ιανουαρίου περιορίζεται κυρίως στις μικρές μετοχές (small stocks) και ιδιαίτερα σε αυτές που παρουσιάζουν χαμηλή απόδοση κατά τη διάρκεια του οικονομικού έτους.

Παρατίρησε ότι οι κινήσεις στις τιμές των μετοχών στο τέλος του οικονομικού έτους και η εμφάνιση των υψηλών αποδόσεων του Ιανουαρίου στις μικρές επιχειρήσεις συνδέονται με τη συμπεριφορά πώλησης και τις αγοραστικές συνήθειες των μικρών ατομικών επενδυτών. Τα χαρτοφυλάκια των ατομικών επενδυτών αποτελούνται κυρίως από μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης (low capitalization stocks), συγκριτικά με τα χαρτοφυλάκια των θεσμικών επενδυτών. Έτσι, καθώς πλησιάζει η λήξη του οικονομικού έτους, οι ατομικοί επενδυτές πωλούν τις μετοχές των οποίων η τιμή είχε παρουσιάσει πτώση κατά τη διάρκεια του έτους έτσι ώστε να αποφύγουν ζημίες από επιπλέον φορολογία. Ωστόσο τα έσοδα τα οποία λαμβάνουν από την πώληση των μετοχών δεν τα επανεπενδύουν αμέσως, αλλά διακρατούνται μέχρι τον Ιανουάριο (*they parked until January*), οπότε και τα επενδύουν ξανά, αγοράζοντας μετοχές μικρών εταιρειών προκαλώντας έτσι αύξηση των τιμών των μετοχών τους το μήνα αυτό.

<sup>31</sup> Με τη διαφορά ότι η window dressing hypothesis επικεντρώνεται στη συναλλακτική συμπεριφορά των θεσμικών επενδυτών, ενώ η parking the proceeds hypothesis στη συμπεριφορά των ατομικών επενδυτών.

- «The gamesmanship hypothesis»

Η υπόθεση αυτή είναι συνεπής με την window dressing hypothesis, αλλά και με την tax – loss selling hypothesis. Σύμφωνα με την εξήγηση αυτή οι θεσμικοί επενδυτές αναδιαρθρώνουν τα χαρτοφυλάκια τους ώστε να παρουσιάσουν καλή απόδοση (in order to window dress) στο τέλος του οικονομικού έτους προκαλώντας το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Οι Ackert & Athanassakos (1998) παρατήρησαν ότι η εξήγηση αυτή προβλέπει όπως και η tax – loss selling hypothesis, ότι οι μέσες αποδόσεις των μικρών επιχειρήσεων, οι οποίες παρουσιάζουν υψηλότερο κίνδυνο είναι υψηλότερες των Ιανουαρίου, αλλά προβλέπει περαιτέρω και ότι οι μέσες αποδόσεις των υψηλά ορατών επιχειρήσεων<sup>32</sup> (high visible firms) του Ιανουαρίου είναι χαμηλότερες από αυτές των υπολοίπων μηνών, καθώς επίσης τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι η ορατότητα (visibility) παρά το μέγεθος μιας επιχείρησης είναι ο καθοδηγητικός παράγων για τις υπερβάλλουσες αποδόσεις του Ιανουαρίου. Η tax – loss selling hypothesis ασχολείται κυρίως με τη συμπεριφορά των ατομικών επενδυτών ως πιθανή εξήγηση για την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου, ενώ η gamesmanship hypothesis επικεντρώνεται κυρίως στη συμπεριφορά των θεσμικών επενδυτών. Ωστόσο και στις δύο περιπτώσεις οι μετοχές των μικρών επιχειρήσεων είναι αυτές που δέχονται πίεση πώλησης στο τέλος του οικονομικού έτους και αντικαθίστανται από αγοραστική πίεση το νέο έτος.

- «The Tax – Gain Selling hypothesis»

Οι Chen & Singal (2001) υποστήριξαν την υπόθεση της tax – gain selling hypothesis σαν πιθανή εξήγηση για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Σύμφωνα με την εξήγηση αυτή οι επενδυτές τείνουν να αναβάλλουν την πώληση μετοχών τους, οι οποίες παρουσίαζαν υψηλές αποδόσεις (*winners*), για τον Ιανουαρίο έτσι ώστε η πληρωμή των φόρων τους να διαφοροποιείται σχεδόν για ένα χρόνο. Από τη μελέτη που πραγματοποίησαν παρατήρησαν ότι οι μετοχές οι οποίες παρουσίαζαν υψηλές αποδόσεις και είχαν μικρή πιθανότητα πώλησης για φορολογικούς λόγους το Δεκέμβριο, κέρδιζαν κατά μέσο όρο 1.7% τις τελευταίες μέρες του Δεκεμβρίου και τις πρώτες πέντε μέρες του Ιανουαρίου δεν παρουσίαζαν ούτε κέρδη ούτε ζημιές. Την υπόθεση αυτή υποστήριξαν επίσης και οι Bardinath & Lewellen (1991). Ωστόσο, οι

<sup>32</sup> Η κατηγορία αυτή περιλαμβάνει επιχειρήσεις υψηλής και μεσαίας κεφαλαιοποίησης.



**Reinganum (1983)** και **Sias & Starks (1997)** απέρριψαν την υπόθεση αυτή σαν πιθανή εξήγηση για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υποστηρίζοντας ότι και οι μετοχές που παρουσίαζαν υψηλές αποδόσεις το προηγούμενο οικονομικό έτος παρουσίαζαν κέρδη τον Ιανουάριο, σε αντίθεση με την tax – gain hypothesis.

- **«Intergenerational transfer»**

Σύμφωνα με την εξήγηση αυτή - η οποία προτάθηκε αρχικά από τον **Gamble (1993)** - ο **Mark Riepe (1998)** παρατήρησε ότι οι παλιοί επενδυτές στην Αμερική έχουν την ιδιότητα να μεταφέρουν τον πλούτο τους σε νεότερους επενδυτές σαν ένα δώρο Χριστουγέννων. Ο πλούτος αυτός επενδύεται συνήθως τον Ιανουάριο σε μετοχές μικρών εταιρειών κυρίως δεδομένου ότι η σχέση κινδύνου – αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών αυτών είναι περισσότερο συνεπής με τους νέους επενδυτές. Έτσι αυτή η αγοραστική πίεση ωθεί τις τιμές των μετοχών των μικρών εταιρειών το μήνα αυτό σε υψηλά επίπεδα, προκαλώντας το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.

- **«The liquidity hypothesis»**

Ο **Ogden (1990)** συνέδεσε το Φαινόμενο του Ιανουαρίου με την αυξημένη ρευστότητα στο τέλος του οικονομικού έτους και με το γεγονός ότι μέρος από το bonus που λαμβάνουν οι εργαζόμενοι συνήθως στο τέλος του οικονομικού έτους (που είναι συνήθως ο Δεκέμβριος) τείνουν να το επενδύουν στην αγορά μετοχών τις πρώτες μέρες του Ιανουαρίου, προκαλώντας έτσι μια αύξηση των τιμών των μετοχών.

- **«Ψυχολογικοί παράγοντες»**

Ο **Shiller (2001)** απέδωσε το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην τάση που έχουν τα άτομα να συνδέουν ιδιαίτερα γεγονότα με ψυχολογικούς / πνευματικούς παράγοντες. Συγκεκριμένα υποστήριξε ότι: «*εάν οι άνθρωποι έβλεπαν το τέλος του έτους σαν μια περίοδο απολογισμού και την έναρξη του νέου έτους σαν μια καινούργια αρχή, τότε θα είχαν κίνητρο να συμπεριφέρονται διαφορετικά στην αλλαγή του χρόνου και αυτό ίσως αποτελεί μια εξήγηση για το Φαινόμενο του Iανουαρίου*».

Παράλληλα και οι **Anderson, Gerlach & DiTraglia (2005)** έπειτα από εργαστηριακές μελέτες που πραγματοποίησαν κατέληξαν στο ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι πιθανόν να καθοδηγείται από ψυχολογικούς παράγοντες.



Υποστήριξαν ότι «υπάρχει κάποιος ψυχολογικός παράγοντας, ο οποίος οδηγεί τα άτομα να πληρώνουν υψηλότερες τιμές τον Ιανουάριο και χαμηλότερες το Δεκέμβριο». Ακόμα παρατήρησαν ότι και το γεγονός κατά το οποίο το Φαινόμενο του Ιανουαρίου παρουσιάζεται συνήθως στις μικρές επιχειρήσεις και στις επιχειρήσεις οι οποίες παρουσιάσαν ζημίες (*performed poorly*) κατά τη διάρκεια του προηγούμενου έτους, μπορεί να εξηγηθεί από ψυχολογικούς παράγοντες. Σύμφωνα και με τη μελέτη του Shiller (1999) «*αν οι επενδυτές βλέπουν την έναρξη του νέου έτους σαν μια καινούργια αρχή μπορεί να ξανασκεφτούν τις αποδόσεις που απέκτησαν από μετοχές οι οποίες παρουσιάζαν πτώση κατά τη διάρκεια του προηγούμενου έτους*».

- Οι Lu & Ma (2003) παρατήρησαν ότι η ανακοίνωση πληροφοριών για θετικά κέρδη εξηγεί την εμφάνιση του Φαινομένου του Ιανουαρίου για το δεύτερο μισό του μήνα. Για το πρώτο μισό του μήνα η ανακοίνωση θετικών κερδών δεν εξηγεί την εμφάνιση υπερκανονικών αποδόσεων.

### **3.3) Εξηγήσεις για την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στην Αγορά Ομολόγων**

- «Coupon – based payment flow theory»

Ο DeRosa – Farag (1996) παρατήρησε ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αγορά εταιρικών ομολόγων ήταν αποτέλεσμα των απαιτήσεων προσφοράς και ζήτησης. Οι πληρωμές των κουπονιών των ομολόγων δε διανέμονται ομοιόμορφα καθ' όλη τη διάρκεια του έτους, αλλά αντίθετα φτάνουν στο υψηλότερο τους επίπεδο το Δεκέμβριο και το χαμηλότερο επίπεδο τους τον Ιανουάριο. Έτσι κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η αύξηση των τιμών τον Ιανουάριο οφείλεται στις αυξήσεις της ροής κεφαλαίων το Δεκέμβριο και στις μειώσεις της ροής κεφαλαίων τον Ιανουάριο. Οι Barnhill, Joutz & Maxwell (1997) δεν υποστήριξαν την εξήγηση αυτής.

Ο Maxwell (1998) παρατήρησε ότι και η window dressing hypothesis εξηγεί κατά ένα μέρος την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στην αγορά εταιρικών ομολόγων. Ωστόσο απέρριψε ως πιθανές εξηγήσεις του φαινομένου αυτού παράγοντες όπως την εσωτερική πληροφόρηση, οι οποίοι αποτέλεσαν πιθανές εξηγήσεις για το Φαινόμενο αυτό στην αγορά μετοχών.



Από όλα όσα περιγράφηκαν στο παρόν κεφάλαιο, παρατηρούμε ότι διαχρονικά έχουν προταθεί διάφορες εξηγήσεις για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου και οι απόψεις των μελετητών για τους λόγους με τους οποίους συνδέεται το φαινόμενο αυτό ποικίλουν. Στο κεφάλαιο που ακολουθεί γίνεται αναφορά σε διεθνείς εμπειρικές μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.





## Κεφάλαιο 4<sup>ο</sup>

### «Διεθνείς Εμπειρικές Μελέτες για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου»

Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου παρατηρήθηκε αρχικά στη βιβλιογραφία από τον **Sidney B. Wachtel** το 1942, ο οποίος μελέτησε τον δείκτη Dow - Jones Industrial Average από το 1927 έως το 1942 και βρήκε ότι αυτός ο δείκτης των 30 μετοχών παρουσίαζε συχνά ανοδικές τάσεις κατά την περίοδο Δεκεμβρίου – Ιανουαρίου. Ωστόσο, το φαινόμενο αυτό έμεινε ανεξερεύνητο για αρκετά χρόνια και επανήλθε στην επιφάνεια το 1976 από τους **Michael S. Rozeff and William R. Kinney**, οι οποίοι μελέτησαν το φαινόμενο αυτό για το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (New York Stock Exchange / NYSE) για την περίοδο Ιανουάριος 1904 – Δεκέμβριος 1974. Επιβεβαίωσαν ότι υπάρχει και διατύπωσαν ότι το φαινόμενο αυτό είναι αρκετά ισχυρό για τις μικρές επιχειρήσεις (με εξαίρεση την περίοδο 1929 – 1941). Έκτοτε ακολούθησαν μια σειρά από εμπειρικές μελέτες σχετικά με τη μελέτη του φαινομένου αυτού, οι οποίες αναλύονται παρακάτω.

#### ➤ Αμερική

Ο **Marc Reinganum** (1983) μελέτησε το φαινόμενο αυτό χρησιμοποιώντας αποδόσεις των μετοχών εταιρειών που διαπραγματεύονταν στο NYSE και στο AMEX (American Stock Exchange) από το 1962 μέχρι το 1979, και παρατήρησε ότι οι μικρές επιχειρήσεις παρουσίαζαν μεγάλες αποδόσεις τον Ιανουάριο και ειδικότερα τις πρώτες μέρες του μήνα, δηλαδή συνέδεσε το φαινόμενο αυτό με το φαινόμενο του μεγέθους των επιχειρήσεων. Οι εμπειρικές μελέτες, τις οποίες πραγματοποίησε, έδειξαν ότι οι υψηλές αποδόσεις τις πρώτες μέρες του Ιανουαρίου συνδέονται με την tax – loss selling hypothesis. Ωστόσο υποστήριξε ότι η υπόθεση αυτή δεν μπορεί να εξηγήσει εξολοκλήρου το Φαινόμενο του Ιανουαρίου και έδειξε ότι παρά το γεγονός ότι οι μετοχές των μικρών επιχειρήσεων είναι λιγότερο πιθανό να πωληθούν για φορολογικούς λόγους, τείνουν να παρουσιάζουν μεγάλες αποδόσεις τον Ιανουάριο.



Ο Keim (1983) εξέτασε την εμπειρική σχέση μεταξύ μη κανονικών αποδόσεων (υπεραποδόσεων) και της αξίας της αγοράς των κοινών μετοχών στα NYSE & AMEX και κατέληξε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ μη κανονικών αποδόσεων και μεγέθους της επιχειρήσης τον Ιανουάριο – ακόμα και για χρονιές που κατά μέσο όρο οι μεγάλες επιχειρήσεις επιτύγχαναν υψηλότερα προσαρμοσμένα στον κίνδυνο κέρδη από ότι οι μικρές επιχειρήσεις. Έδειξε ότι το περιθώριο κέρδους των μικρών επιχειρήσεων είναι πάντα θετικό τον Ιανουάριο για την περίοδο 1963 – 1979 χρησιμοποιώντας τη μέθοδο Weighted Least Squares, καθώς επίσης ότι σχεδόν το μισό φαινόμενο των μεγέθους των επιχειρήσεων οφείλεται στις μη κανονικές αποδόσεις του Ιανουαρίου και ότι περισσότερο από το μισό φαινόμενο του Ιανουαρίου παρουσιάζεται κατά την πρώτη εβδομάδα των συναλλαγών. Εδραίωσε τη συνδυασμένη φύση του μικρού μεγέθους των επιχειρήσεων και του φαινομένου του Ιανουαρίου χρησιμοποιώντας καθημερινές υπερβάλλουσες αποδόσεις των μετοχών. Βρήκε ότι οι αποδόσεις για τις μικρές επιχειρήσεις είναι μεγαλύτερες από ότι τους υπόλοιπους μήνες (από το Φεβρουάριο μέχρι το Δεκέμβριο οι αποδόσεις είναι σχετικά επίπεδες για όλα τα μεγέθη των επιχειρήσεων).

Ο Roll (1983) επιβεβαίωσε τα αποτελέσματα του Keim. Επιπρόσθετα, διατύπωσε την άποψη ότι «το Φαινόμενο του Ιανουαρίου προκαλείται λόγω της tax – loss selling hypothesis στο τέλος του φορολογικού έτους» και συμπέρανε ότι οι μετοχές των μικρών επιχειρήσεων επηρεάζονται περισσότερο από την tax – loss selling hypothesis από ότι οι μετοχές των μεγάλων επιχειρήσεων.

Ο Paul Schultz (1985) μελέτησε το φαινόμενο του Ιανουαρίου για τις μικρές επιχειρήσεις των Ηνωμένων Πολιτειών πριν και μετά την επιβολή της Εισοδηματικής Πολεμικής Πράξης (War Revenue Act) το 1917, για την περίοδο 1900 – 1929. Συγκεκριμένα χρησιμοποίησε στοιχεία χαρτοφυλακίων μικρών επιχειρήσεων και τιμές του δείκτη Dow Jones Industrials Average (DJIA) για κάθε μήνα από το 1900 μέχρι το 1929. Χώρισε τη μελέτη του σε δυο υποπεριόδους και διαπίστωσε ότι την πρώτη υπό εξέταση περίοδο 1900 – 1917, πριν την επιβολή αυτής της Πράξης, όπου η εισοδηματική φορολογία ήταν ελάχιστη έως μηδαμινή, οι μικρές επιχειρήσεις δεν παρουσιάζαν υπερκανονικά κέρδη, ενώ κατά τη δεύτερη περίοδο, 1918 – 1929, όπου η φορολογία αυξήθηκε μετά την επιβολή της Εισοδηματικής Πολεμικής Πράξης, οι



μικρές επιχειρήσεις σημείωναν υπερκανονικά κέρδη. Έτσι, ο Schultz συνέδεσε την ύπαρξη του φαινομένου αυτού με την tax –loss selling hypothesis.

Επίσης, και οι **Rogalski και Tinic (1986)** μελέτησαν κατά πόσο το Φαινόμενο του Ιανουαρίου συνδέεται με τις μικρές επιχειρήσεις. Πιο συγκεκριμένα, εξέτασαν τη μη σωστή μέτρηση του κινδύνου σαν μια πιθανή εξήγηση για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Χρησιμοποιώντας δεδομένα του ισοσταθμισμένου δείκτη του NYSE (equally weighted index) και μετοχές του AMEX από το 1963 έως το 1982, υπολόγισαν ημερήσιες αποδόσεις ανά μήνα και την αξία αγοράς για κάθε επιχείρηση και κατέληξαν στο ότι τα χαρτοφυλάκια των μικρών επιχειρήσεων παρουσίαζαν υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο. Παράλληλα, ανέλυσαν τρία διαφορετικά μέτρα κινδύνου: τον συστηματικό κίνδυνο (beta), τον συνολικό κίνδυνο (τη μεταβλητότητα) και τον υπολειπόμενο κίνδυνο των ημερήσιων αποδόσεων κάθε μήνα ανάλογα με το μέγεθος της κάθε επιχείρησης. Τα αποτελέσματα τους έδειξαν ότι αυτά τα τρία μέτρα κινδύνου ήταν σημαντικά υψηλότερα τον Ιανουάριο για τα χαρτοφυλάκια των μικρών επιχειρήσεων. Έτσι κατέληξαν στο ότι τελικά οι υψηλότερες αποδόσεις που παρουσιάζουν οι μικρές επιχειρήσεις τον Ιανουάριο σε σχέση με τις υπόλοιπες επιχειρήσεις μπορεί να μην είναι και τόσο μη κανονικές, αφού παράλληλα με τις υψηλές αποδόσεις παρουσιάζουν ταυτόχρονα και υψηλά επίπεδα κινδύνου.

Ωστόσο, οι **Rathinasamy & Mantripragada (1996)**, επανεξέτασαν τα αποτελέσματα της μελέτης αυτής υπολογίζοντας μέτρα για την απόδοση προσαρμοσμένων στον κίνδυνο χαρτοφυλακίων – τα μέτρα Treynor & Sharpe – και κατέληξαν στο ότι για την περίοδο 1963 – 1982 οι μικρές επιχειρήσεις συνεχίζουν να παρουσιάζουν υψηλές, μη κανονικές αποδόσεις τον Ιανουάριο, ακόμα και μετά την προσαρμογή των αποδόσεων τους στον αυξημένο κίνδυνο.

Οι **Tinic, Barone – Adesi & West (1987)** μελέτησαν την αγορά μετοχών του Καναδά. Η μελέτη πραγματοποιήθηκε για την περίοδο Φεβρουάριος 1956 – Δεκέμβριος 1980 χρησιμοποιώντας αποδόσεις μετοχών του δείκτη Toronto Stock Exchange 300 (TSE 300), και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει στην Καναδική αγορά καθόλη την υπό εξέταση περίοδο, όπως επίσης στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν και οι **Berges, McConnell & Schlarbaum (1984)**, οι οποίοι εξέτασαν την ίδια αγορά για την περίοδο 1951 – 1980.



Οι Tinic, Barone – Adesi & West (1987) δεν αποδίδουν την ύπαρξη του φαινομένου αυτού αποκλειστικά στην tax – loss selling hypothesis, διότι στην αγορά του Καναδά φόροι επί των κεφαλαιακών κερδών επιβλήθηκαν μετά το 1972, και τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το φαινόμενο αυτό υπήρχε και πριν την επιβολή των φόρων. Οπότε συμπέραναν ότι ενώ η επιβολή των φόρων επί των κεφαλαιακών κερδών μπορεί να είχε κάποια περεταίρω επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών μετά το 1972, το φαινόμενο δεν οφείλεται μόνο στην επιβολή φόρων, αλλά και σε άλλους παράγοντες.

Οι Berges, McConnell & Schlarbaum, εξέτασαν τις αποδόσεις των μετοχών του Καναδά και κατά πόσο το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι περισσότερο συγκεντρωμένο στις μικρές επιχειρήσεις. Παράλληλα μελέτησαν την ύπαρξη του φαινομένου αυτού και για την αγορά μετοχών των Ηνωμένων Πολιτειών και κατέληξαν στο ότι το φαινόμενο αυτό παρουσιάζεται και σε αυτή την αγορά. Σύγκριναν τις αγορές μετοχών των Ηνωμένων Πολιτειών και του Καναδά και συμπέραναν ότι παρουσιάζουν αρκετές ομοιότητες. Κατασκευάζοντας ένα μέτρο για πιθανή ύπαρξη της tax – loss selling hypothesis (measure for Potential for tax – loss selling - PTS), εξέτασαν κατά πόσο το μέτρο αυτό συνδέεται με τις αποδόσεις των μετοχών του Καναδά. Τα αποτελέσματα τους έδειξαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου παρατηρείται πιο έντονα στις μικρές επιχειρήσεις, ωστόσο παρόλο που εμφανίζεται να υπάρχει μια σχέση μεταξύ του μέτρου για πιθανή ύπαρξη της tax – loss selling hypothesis και των αποδόσεων των μετοχών, δεν είναι στατιστικά σημαντική και έτσι η tax- loss selling hypothesis δεν μπορεί να θεωρηθεί ως η μοναδική εξήγηση για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Οι Charles P. Jones, Douglas K. Pearce & Jack W. Wilson (1987) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου για τις μετοχές εταιρειών που διαπραγματεύονταν στο NYSE κατά την περίοδο 1871 – 1938 (χρησιμοποίησαν μηνιαίες τιμές του Cowles Commission Industrial Index). Όπως και σε προηγούμενες μελέτες, έτσι και σε αυτή χρησιμοποιήθηκε μια παραμετρική προσέγγιση, η OLS, η οποία λαμβάνει υπόψη τυχόν στατιστικά προβλήματα τα οποία μπορεί να προκύψουν στην ανάλυση των δεδομένων που χρησιμοποιούνται. Συγκεκριμένα για να εξετάσουν την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου χρησιμοποίησαν τα δυο ακόλουθα υποδείγματα:



α) Σύμφωνα με το πρώτο και ακολουθώντας τη μελέτη του Keim, κάθε μήνας επιτρέπεται να έχει διαφορετικό μέσο και το υπόδειγμα γραμμικής παλινδρόμησης είναι το ακόλουθο:

$$R_t = \beta_0 + \sum_{i=2}^{12} \beta_i M_{it} + \varepsilon_t$$

όπου

$R_t$ : οι αποδόσεις των μετοχών τον μήνα t

και  $M_{2t}, \dots, M_{12t} = 1$  εάν ο μήνας είναι Φεβρουάριος...Δεκέμβριος  
 $= 0$  αλλιώς

Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου συλλαμβάνεται από τη σταθερά  $\beta_0$ . Αν δεν παρουσιάζεται καμία εποχικότητα, τότε η μηδενική υπόθεση ότι όλα τα  $\beta_i$  ( $i > 1$ ) είναι μηδέν θα έπρεπε να γίνει αποδεκτή. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου θα υπήρχε αν τα  $\beta_i$  παρουσιάζαν αρνητικές τιμές, ήταν συνδυαστικά μη μηδενικά και ίσα μεταξύ τους.

β) Το δεύτερο εναλλακτικό υπόδειγμα το οποίο χρησιμοποίησαν περιλαμβάνεται μέσα στο πρώτο. Αν η διατηρήσιμη υπόθεση είναι ότι όλα τα  $\beta_i$  ( $i > 1$ ) είναι ίσα μεταξύ τους, τότε το υπόδειγμα για τον έλεγχο του Φαινομένου του Ιανουαρίου διαμορφώνεται ως εξής:

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

όπου  $JAN_t = 1$  αν ο μήνας είναι Ιανουάριος και 0 αλλιώς. Στο υπόδειγμα αυτό ο έλεγχος για την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου είναι αν το  $\beta_1$  είναι σημαντικά μεγαλύτερο από το μηδέν.

Η μελέτη τους στην ουσία αποτέλεσε επανεξέταση της μελέτης την οποία είχε πραγματοποιήσει ο Schultz, αλλά για μεγαλύτερη χρονική περίοδο. Μελέτησαν κατά πόσο το φαινόμενο του Ιανουάριου συνδέεται με την tax- loss selling hypothesis, και τα αποτελέσματα τους ήρθαν σε αντίθεση με αυτά του Schultz, ο οποίος κατέληξε στο ότι η tax- loss selling hypothesis αποτελεί αιτία για το Φαινόμενο του Ιανουάριου. Οι Charles P. Jones, Douglas K. Pearce & Jack W. Wilson κατέληξαν στο ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπήρχε και πριν την επιβολή φόρων εισοδήματος (War Revenue Act) στην Αμερικανική Αγορά και στο ότι η επιβολή των φόρων δεν προκάλεσε σημαντικά στατιστικές διαφορές στο φαινόμενο του Ιανουαρίου. Έτσι, η μελέτη αυτή απέτυχε να υποστηρίξει την tax- loss selling hypothesis, πράγμα το οποίο υποδηλώνει ότι και κάποιοι άλλοι παράγοντες εκτός των φόρων επηρεάζουν τις τιμές



των μετοχών τον Ιανουάριο. Επιπρόσθετα τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν και προηγούμενες μελέτες οι οποίες υποστηρίζουν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι φαινόμενο των μικρών επιχειρήσεων.

**Ο H. Nejat Seyhun (1988)**, μελέτησε το Φαινόμενο του Ιανουαρίου και κατά πόσο αυτό συνδέεται με τις «εσωτερικές συναλλαγές μετοχών» που πραγματοποιούνται στο εσωτερικό της επιχείρησης από άτομα που δουλεύουν σε αυτή. Η μελέτη περιελάμβανε 769 επιχειρήσεις οι οποίες ήταν εισιγμένες στα NYSE & AMEX, για την περίοδο 1975 - 1981. Αρχικά παρατήρησε ότι οι μικρές επιχειρήσεις παρουσίαζαν υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο (12.9% παραπάνω απόδοση έναντι των υπολοίπων μηνών) σε σχέση με τις μεγάλες επιχειρήσεις (όπου οι αποδόσεις τους ήταν μόνο 1.6% υψηλότερες τον Ιανουάριο συγκριτικά με τους υπόλοιπους μήνες). Έτσι κατέληξε στο ότι υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε αυτές τις επιχειρήσεις και ότι «*οι αποδόσεις τον Ιανουάριο μειώνονται όσο αυξάνεται το μέγεθος της επιχείρησης*». Ειδικότερα, οι δύο υποθέσεις τις οποίες έλεγχε ήταν: α) αν το φαινόμενο του Ιανουαρίου προκαλείται από μεταβολές στη ζήτηση για μετοχές στην αλλαγή του χρόνου και β) αν το φαινόμενο του Ιανουαρίου αποτελεί αμοιβή για τους συναλλασσόμενους οι οποίοι αναλαμβάνουν περισσότερο κίνδυνο σε σχέση με αυτούς που ήδη είναι πληροφορημένοι. Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξε έδειξαν ότι μερικοί μόνο υπάλληλοι στις μικρές επιχειρήσεις τείνουν να επιταχύνουν τις συναλλαγές τους το Δεκέμβριο και να αφήνουν τις πωλήσεις των μετοχών τον Ιανουάριο, προσπαθώντας έτσι να κερδοσκοπήσουν το μήνα αυτό. Από έλεγχο των συνολικών εσωτερικών συναλλαγών αποδείχτηκε ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν προκαλείται από επιπρόσθετες συναλλαγές στο εσωτερικό των επιχειρήσεων εφόσον η πλειοψηφία των υπαλλήλων των εταιρειών συνήθως δεν αυξάνουν τις συναλλαγές των μετοχών τους τον Ιανουάριο, καθώς επίσης και ότι το φαινόμενο αυτό δεν αποτελεί κάποιο είδος αμοιβής για τους συναλλασσόμενους οι οποίοι αναλαμβάνουν περισσότερο κίνδυνο.

**Ο Fama (1991)** στο άρθρο του περί Αποτελεσματικών Αγορών εξέτασε την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου χρησιμοποιώντας δεδομένα για τις μετοχές από το CRSP<sup>33</sup> και στοιχεία του δείκτη S&P 500, για την περίοδο 1941 – 1981. Τα αποτελέσματα του επιβεβαίωσαν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου και έδειξαν ότι οι

<sup>33</sup> Center for Research in Security Prices.



μετοχές των μικρών επιχειρήσεων παρουσίαζαν κατά μέσο όρο απόδοση τον Ιανουάριο 8.06% σε αντίθεση με την απόδοση των μετοχών εταιρειών υψηλής κεφαλαιοποίησης, η οποία ήταν μόνο 1.342%.

Οι **Steven Jones, Winson Lee & Rudolph Apenbrink (1991)** επανεξέτασαν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στις ΗΠΑ πριν και μετά την επιβολή φόρων εισοδήματος το 1917. Συγκεκριμένα επανεξέτασαν τα αποτελέσματα προηγούμενων μελετών των Schultz και Jones, Pearce & Wilson, τα οποία έρχονταν σε αντίθεση σχετικά με το θέμα αυτό. Εξέτασαν διαστρωματικά τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών εταιρειών οι οποίες διαπραγματεύονταν στον Cowles Industrial Index πριν και μετά την επιβολή φόρου εισοδήματος, για την περίοδο 1871 – 1938 και τη σχέση των αποδόσεων αυτών με τα μέτρα για πώληση μετοχών για φορολογικούς λόγους (*measures of tax-loss selling potential and size*). Τα αποτελέσματα τους έδειξαν ότι πριν την επιβολή φόρου εισοδήματος οι υπερβάλλουσες αποδόσεις των μετοχών των μικρών επιχειρήσεων τον Ιανουάριο δεν ήταν στατιστικά σημαντικές, ενώ μετά το 1917 άρχισαν να παρατηρούνται μη κανονικές αποδόσεις τον Ιανουάριο. Έτσι η μελέτη αυτή κατέληξε στο ότι η *tax – loss selling hypothesis* αποτελεί σημαντικό παράγοντα για την εμφάνιση του Φαινομένου του Ιανουαρίου στις μικρές επιχειρήσεις μετά το 1917.

Οι **Bhardwaj & Brooks (1992)** χρησιμοποιώντας χαρτοφυλάκια μετοχών, οι οποίες διαπραγματεύονταν στα NYSE και AMEX για την περίοδο 1967 – 1988 παρατήρησαν ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου για την υπό εξέταση περίοδο. Τα αποτελέσματα τους έδειξαν ότι αποτελεί φαινόμενο των μετοχών οι οποίες παρουσίαζαν χαμηλές τιμές κατά τη διάρκεια του προηγούμενου έτους (*low priced effect*) και δεν το συνέδεσαν με τις μικρές επιχειρήσεις όπως άλλοι ερευνητές. Υποστήριξαν ότι οι τιμές των μετοχών αποτελούν καθοδηγητικό παράγοντα για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Ωστόσο όμως, παρατήρησαν ότι οι επενδυτές δεν μπορούν να εκμεταλλευθούν κερδοσκοπικά το Φαινόμενο του Ιανουαρίου λαμβάνοντας υψηλότερες, μη κανονικές αποδόσεις το μήνα αυτό αν συνυπολογιστούν τα κόστη συναλλαγής και οι μεροληγίες στη σχέση προσφοράς και ζήτησης. Αν ληφθούν και αυτά υπόψη στη μελέτη του Φαινομένου του Ιανουαρίου, τότε δεν παρουσιάζονται καθόλου θετικές, μη κανονικές αποδόσεις.

Οι **Philippe Jorion & Robert A. Haugen (1996)**, μελέτησαν τις μηνιαίες αποδόσεις των εταιρειών που ήταν εισηγμένες στο New York Stock Exchange για την



περίοδο 1926 – 1993 και επιβεβαίωσαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου για την περίοδο αυτή καθώς επίσης παρατήρησαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν έχει παρουσιάσει τάσεις εξάλειψης από την επαναφορά του στην επιφάνεια το 1976.

Ο Toler T. Lance (2002) μελέτησε το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στις Ηνωμένες Πολιτείες για την περίοδο 1926 – 2002, χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις του δείκτη S&P (δείκτης ο οποίος αντιπροσωπεύει επιχειρήσεις μεγάλης κεφαλαιοποίησης) και μηνιαίες αποδόσεις για τις μετοχές εταιρειών χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) εξέτασε συγκεκριμένα τρεις υποθέσεις, αν: α) η μέση απόδοση του Ιανουαρίου ήταν υψηλότερη συγκριτικά με των υπολοίπων μηνών για τις μετοχές εταιρειών χαμηλής κεφαλαιοποίησης, β) η μέση απόδοση του Ιανουαρίου δεν ήταν υψηλότερη συγκριτικά με των υπολοίπων μηνών για τις μετοχές εταιρειών υψηλής κεφαλαιοποίησης και γ) το Φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν ήταν στατιστικά σημαντικό για τις μετοχές των εταιρειών χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την τελευταία δεκαετία της υπό εξέταση περιόδου. Τα αποτελέσματα της έρευνας του επιβεβαίωσαν την ισχύ των παραπάνω υποθέσεων.

Οι Mehdian & Perry (2002) μελέτησαν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στις αγορές μετοχών των Ηνωμένων Πολιτειών χρησιμοποιώντας τρεις χρηματιστηριακούς δείκτες (Dow Jones Composite, NYSE Composite & S&P 500) για την περίοδο 1964 – 1998. Για όλη την υπό εξέταση περίοδο αρχικά παρατηρήθηκε ένα θετικό και στατιστικά σημαντικό φαινόμενο του Ιανουαρίου, αποτέλεσμα το οποίο ήταν συνεπές και με αποτελέσματα άλλων μελετών σχετικά με τις ημερολογιακές ανωμαλίες της αγοράς. Ωστόσο, μελέτησαν το φαινόμενο αυτό και για δυο ξεχωριστές υποπεριόδους, πριν και μετά το κραχ του 1987 στην Αμερικανική αγορά μετοχών (market crash), (1<sup>η</sup>: 1964 – 1987, 2<sup>η</sup>: 1987 – 1998) και συγκεκριμένα πραγματοποίησαν έλεγχο για σταθερότητα των αποδόσεων των μετοχών. Οι Mehdian & Perry κατέληξαν στο ότι για την πρώτη υποπερίοδο υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου και στους τρεις δείκτες και είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό, ενώ στη δεύτερη υποπερίοδο παρατηρούνται θετικές αποδόσεις τον Ιανουάριο, αλλά όχι σημαντικά διαφορετικές από το μηδέν. Έτσι τα τελικά αποτελέσματα τους δεν υποστήριξαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου για την περίοδο μετά το κραχ στην αγορά μετοχών.



**O Schwert (2002)** χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις μετοχών μικρών και μεγάλων επιχειρήσεων (και υπολογίζοντας τις διαφορές τους), οι οποίες διαπραγματεύονταν στο NYSE για την περίοδο 1962 – 2001, παρατήρησε ότι υπάρχει ένα θετικό Φαινόμενο του Ιανουαρίου αλλά έχει αποδυναμωθεί διαχρονικά από την περίοδο εμφάνισης του.

**O Anthony Yanxiang Gu (2003)**, χρησιμοποιώντας τιμές μετοχών των δεικτών Dow Jones 30 Industrial Average(DJIA) (1929 – 2000), S&P 500 (1957 – 2000), Russell 1000 (1993 – 2000) και Russell 2000 και 3000 (1988 – 2000), παρατήρησε ότι η έκταση του Φαινομένου του Ιανουαρίου άρχισε να εξασθενεί από το 1988 και μετά για τους δείκτες μικρής και μεγάλης κεφαλαιοποίησης, και για τους δείκτες Russell εξαφανίστηκε. Το γεγονός αυτό το απέδωσε στο ότι υπάρχει τάση οι αγορές να γίνονται πιο αποτελεσματικές μέσω περισσότερο εξειδικευμένων και μορφωμένων επενδυτών, ταχύτερης επικοινωνίας και μικρότερο κόστος πληροφόρησης. Επίσης υποστήριξε ότι οι αναπτυγμένες αγορές είναι περισσότερο αποτελεσματικές από τις λιγότερο αναπτυγμένες και αναδυόμενες αγορές.

Οι **Mark Haug & Mark Hirshey (2005)** ερεύνησαν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αγορά μετοχών των ΗΠΑ. Η έρευνα τους αποτέλεσε επανεξέταση των αποτελεσμάτων προηγούμενων μελετών για αυτή την αγορά. Χρησιμοποίησαν σταθμισμένες ως προς την τιμή αποδόσεις (value – weighted returns) για τις μετοχές εταιρειών υψηλής κεφαλαιοποίησης για την περίοδο 1802 – 2004 και ισοσταθμισμένες αποδόσεις (equally weighted returns) για τις μετοχές εταιρειών χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την περίοδο 1927 – 2004. Τα αποτελέσματα τους έδειξαν ότι υπάρχει ένα ισχυρό Φαινόμενο του Ιανουαρίου για τις μετοχές εταιρειών χαμηλής κεφαλαιοποίησης (αποτελεί φαινόμενο των μικρών εταιρειών / small cap phenomenon), ακόμη και την περίοδο μετά την αλλαγή του φορολογικού νόμου το 1986 (Tax Reform Act of 1986). Καθώς επίσης κατέληξαν στο ότι παρόλο που η tax – loss selling hypothesis είχε αποτελέσει σημαντικό παράγοντα για την επικράτηση του Φαινομένου του Ιανουαρίου, μετά την αλλαγή του φορολογικού νόμου η συνεχής επικράτηση του φαινομένου αυτού φάνηκε να εξασθενεί αυτή την εξήγηση. Το γεγονός αυτό το απέδωσαν στο ότι παρά το γεγονός ότι είχε αλλάξει η φορολογική περίοδος από Ιανουαρίου – Δεκεμβρίου σε Νοεμβρίου – Οκτωβρίου (μετά την εφαρμογή της Tax Reform του 1986), κάποιοι θεσμικοί επενδυτές διατήρησαν ως περίοδο



παρουσίασης των αποτελεσμάτων χρήσης τους την περίοδο Ιανουαρίου – Δεκεμβρίου. Έτσι συμπέραναν ότι η window dressing hypothesis<sup>34</sup> ήταν αυτή η οποία συνέβαλλε περισσότερο στη διατήρηση του Φαινομένου του Ιανουαρίου την περίοδο 1987 – 2004.

Οι Marquering, Nisser & Valla (2006) μελέτησαν την διαχρονική ύπαρξη των ημερολογιακών ανωμαλιών μετά την ανακοίνωσή τους, ανάμεσα σε αυτές και του Φαινομένου του Ιανουαρίου, χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη Dow Jones Industrial Average (DJIA) για την περίοδο 1960 – 2003. Παρατήρησαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου έχει εξασθενήσει από την περίοδο επανεμφάνισης του, το 1976. Συγκεκριμένα βρήκαν ότι: α) για ολόκληρη την υπό εξέταση περίοδο η μέση απόδοση του Ιανουαρίου ήταν 0.03%, η οποία δεν ήταν σημαντικά υψηλότερη από τη μέση απόδοση της αγοράς, β) για την υποπερίοδο 1960 – 1976 η μέση απόδοση του Ιανουαρίου ήταν 0.14% σημαντικά υψηλότερη από των υπολοίπων μηνών, ενώ γ) για την περίοδο 1976 – 2003, παρατήρησαν ότι ο Ιανουάριος δεν παρουσίαζε σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις από των υπολοίπων μηνών.

Οι Easterday, Sen & Palan (2006) εξέτασαν αν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου (το φαινόμενο των μικρών επιχειρήσεων) στα χρηματιστήρια NYSE, AMEX & NASDAQ των ΗΠΑ, έχει μειωθεί λόγω της μάθησης των επενδυτών. Η μελέτη τους αντή στην ουσία αποτέλεσε επανεξέταση της μελέτης του Keim (1983), ο οποίος εδραιώσε τη συνδυασμένη φύση των μικρών επιχειρήσεων με το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Χώρισαν τη μελέτη τους σε τρεις υποπεριόδους: 1943 – 1962, 1963 – 1979 (περίοδος την οποία είχε μελετήσει και ο Keim) και 1980 – 2004, και παρατήρησαν ότι το φαινόμενο αυτό υπάρχει και στις τρεις υπό εξέταση αγορές και οι αγορές δε φαίνεται να προσπαθούν να το διορθώσουν διαχρονικά μέσα από τη μάθηση για το φαινόμενο αυτό.

Επιπρόσθετα, το (2007) συνέχισαν τη μελέτη τους, και εξέτασαν αν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου συνεχίζει να υπάρχει μέχρι σήμερα στις μικρές επιχειρήσεις στην αγορά μετοχών των ΗΠΑ ή έχει εξαφανισθεί λόγω της αποτελεσματικότητας της αγοράς και της μάθησης των επενδυτών (investor learning). Χρησιμοποιώντας τιμές μετοχών οι οποίες διαπραγματεύονταν στα χρηματιστήρια: NYSE, AMEX &

<sup>34</sup> Σύμφωνα με αυτή την υπόθεση οι επενδυτές στο τέλος του οικονομικού έτους επιδιώκουν να παρουσιάζουν όσο καλύτερα αποτελέσματα χρήσης γίνεται με βάση την απόδοση του χαρτοφυλακίου, το οποίο κατέχουν.



NASDAQ για την περίοδο 1943 – 2005, παρατήρησαν όπως και στη μελέτη τους το 2006, ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου συνεχίζει να υπάρχει και στα τρία χρηματιστήρια χωρίς να παρουσιάζει τάσεις εξασθένισης και ότι οι επενδυτές δε φαίνεται να μαθαίνουν από την ύπαρξη του φαινομένου αυτού. Παράλληλα, εξέτασαν τη σχέση μεταξύ των υψηλών αποδόσεων των μικρών επιχειρήσεων και την ένταση των συναλλαγών τους τον Ιανουάριο, και παρατήρησαν ότι οι μεγάλες αλλαγές στις τιμές των μικρών επιχειρήσεων τον Ιανουάριο δε συνδέονται με αυξημένη ένταση των συναλλαγών το μήνα αυτό, καθώς η ένταση των συναλλαγών το μήνα αυτό δεν είναι διαφορετική συγκριτικά με των υπολοίπων μηνών.

Ο Imad Moosa (2007) εξετάζοντας μέσες μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του δείκτη Dow Jones Industrial Average (DJIA) για την περίοδο 1970 – 2005 και εκτιμώντας βοηθητικές μεταβλητές (dummy variables) χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS), παρατήρησε ότι υπάρχει ένα στατιστικά σημαντικό Φαινόμενο του Ιανουαρίου για την περίοδο 1970 – 1989, ωστόσο για την περίοδο 1990 – 2005 δεν παρατηρείται το φαινόμενο αυτό αλλά αντίθετα ένα ισχυρά αρνητικό Φαινόμενο του Ιουλίου<sup>35</sup>. Αυτή η εξασθένιση του Φαινομένου του Ιανουαρίου αποδόθηκε σε παράγοντες όπως οι αλλαγές στα Διεθνή Λογιστικά Πρότυπα και σε φορολογικές αλλαγές.

### ➤ Αυστραλία

Οι Brown, Keim, Kleidon & Marsh (1982) εξέτασαν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου για τις μετοχές της Αυστραλίας (το φορολογικό έτος για την Αυστραλία λήγει στις 30 Ιουνίου και όχι 31 Δεκεμβρίου), για την περίοδο 1958 – 1981, και ειδικότερα εξέτασαν αν ισχύει η tax – loss selling hypothesis, με την οποία συνδέεται το φαινόμενο αυτό. Από τη μελέτη που πραγματοποίησαν βρέθηκε ότι οι τιμές των μετοχών είναι υψηλές το μήνα Ιούλιο αλλά και τον Ιανουάριο γεγονός που δείχνει ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου και το οποίο σε αυτή την περίπτωση δεν μπορεί να εξηγηθεί από την tax – loss selling hypothesis.

<sup>35</sup> Η εμφάνιση του αποδόθηκε στο γεγονός ότι πιθανόν οι ατομικοί επενδυτές πωλούν μετοχές το καλοκαίρι για να χρηματοδοτήσουν τις διακοπές τους και στο ότι οι διαχειριστές κεφαλαίων μειώνουν τον κίνδυνο αγοράς, καθώς δεν παρατηρούν συστηματικά τα χαρτοφυλάκια τους κατά τη διάρκεια των διακοπών τους.



**O A. C. Worthington (2006)** χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές κλεισίματος του δείκτη All Ordinaries Price Index για την περίοδο Ιανουάριος 1958 – Δεκέμβριος 2005, μελέτησε την ύπαρξη ημερολογιακών ανωμαλιών, ανάμεσα σε αυτές και του Φαινομένου του Ιανουαρίου πριν και μετά τις αλλαγές του 1987 στην Αυστραλιανή αγορά μετοχών. Παρατήρησε ότι πριν το 1987 το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υπήρχε στην υπό εξέταση αγορά, ενώ μετά το 1987 το φαινόμενο αυτό άρχισε να εξασθενεί και η Αυστραλιανή αγορά μετοχών άρχισε να γίνεται ασθενώς αποτελεσματική.

### ➤ Iαπωνία

Οι **Kiyoshi Kato & James Schallheim (1985)**, εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ιαπωνική αγορά μετοχών, για την περίοδο 1964 - 1980. Συγκεκριμένα, εξέτασαν τις υπερβάλλουσες αποδόσεις του Ιανουαρίου και τη σχέση μεταξύ του φαινομένου του μεγέθους των επιχειρήσεων και του Φαινομένου του Ιανουαρίου για το Χρηματιστήριο Αξιών του Τόκιο (Tokyo Stock Exchange). Δεν βρήκαν καμία σχέση μεταξύ του μεγέθους των επιχειρήσεων και αποδόσεων τους υπόλοιπους μήνες εκτός του Ιανουαρίου. Παρόλα αυτά βρήκαν υπερβάλλουσες αποδόσεις τον Ιανουάριο και μια ισχυρή σχέση μεταξύ αποδόσεων και μεγέθους των επιχειρήσεων για το μήνα αυτό, με τις μικρότερες επιχειρήσεις να αποδίδουν 8%, έναντι των μεγαλύτερων που απέδιδαν 7% (γεγονός το οποίο επιβεβαιώνει και αποτελέσματα προηγούμενων εμπειρικών μελετών ότι οι μικρές επιχειρήσεις παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο συγκριτικά με τις μεγαλύτερες).

Ο **Shigeyuki Hamori (2001)**, χρησιμοποιώντας δεδομένα χρονολογικών σειρών για την περίοδο 1971 – 1997, εξέτασε επίσης το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ιαπωνική αγορά μετοχών. Η μελέτη πραγματοποιήθηκε για τρεις περιόδους: 1971 – 1997, 1971 – 1984 και 1985 – 1997, για τον δείκτη Tokyo Stock Price Index (TOPIX), και για τους δείκτες μεγάλης, μικρής και μεσαίας κεφαλαιοποίησης της Ιαπωνίας. Τα αποτελέσματα του έδειξαν ότι για τις δύο πρώτες υπό εξέταση περιόδους υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, ενώ στη δεύτερη υποπερίοδο όχι, γεγονός το οποίο αποδόθηκε στο ότι η Ιαπωνική Αγορά μετοχών άρχισε να γίνεται περισσότερο αποτελεσματική.



## ➤ Αγγλία

Οι Reinganum & Shapiro (1987) μελέτησαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Χρηματιστήριο Αξιών του Λονδίνου (London Stock Exchange), για την περίοδο 1956 – 1980 (και τις δύο ξεχωριστές υποπεριόδους: 1956 – 1965 και 1966 – 1980) και επιβεβαίωσαν την ύπαρξη του φαινομένου αυτού στην αγορά μετοχών του Λονδίνου. Θα πρέπει να σημειώσουμε ότι πριν την επιβολή φόρων στα κεφαλαιακά κέρδη (πριν τις 6 Απριλίου του 1965) δεν παρουσιαζόταν καμία εποχικότητα στις μετοχές των εταιρειών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου. Παρόλα αυτά μετά την επιβολή φόρων στα κεφαλαιακά κέρδη παρουσιάστηκε ένα ισχυρό φαινόμενο του Απριλίου – το οποίο μπορεί να αποδοθεί στην tax – loss selling hypothesis διότι το φορολογικό έτος τελειώνει στις 5 Απριλίου για τους ατομικούς επενδυτές στο Λονδίνο – αλλά ταυτόχρονα κι ένα σημαντικό φαινόμενο του Ιανουαρίου, το οποίο δεν μπορεί να εξηγηθεί μόνο από το γεγονός ότι επιβλήθηκαν φόροι στα κεφαλαιακά κέρδη.

Οι Mills & Coutts (1995) χρησιμοποιώντας δεδομένα για την περίοδο Ιανουάριος 1986 – Οκτώβριος 1992, εξέτασαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου και των υπολοίπων ημερολογιακών φαινομένων στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου για τους δείκτες: FT-SE 100, FT-SE Mid 250, FT-SE 350 και για 29 κλαδικούς δείκτες (industry baskets) – τους οποίους τους χώρισαν σε τέσσερις επιμέρους ομάδες: χρηματοοικονομικοί (finance), καταναλωτικοί (consumer), βιομηχανικοί (industrials) και «άλλοι» (other). Παρατήρησαν ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου για τους δείκτες FT-SE 100, FT-SE Mid 250, FT-SE 350, καθώς επίσης και για τους χρηματοοικονομικούς, καταναλωτικούς και τους «άλλους», ενώ το φαινόμενο αυτό δεν επιβεβαιώθηκε για τους βιομηχανικούς δείκτες. Ωστόσο, παρατήρησαν ότι ενώ το Φαινόμενο του Ιανουαρίου και τα υπόλοιπα ημερολογιακά φαινόμενα μπορεί να εμφανίζονται με την ίδια ένταση διαχρονικά, είναι δύσκολο για τους ατομικούς επενδυτές να τα εκμεταλλευτούν και να αποκομίσουν υπερκανονικά κέρδη λόγω των υψηλών κοστών συναλλαγής (transaction costs).

## ➤ Ιταλία

Ο E.Barone (1990) μελέτησε την ύπαρξη ημερολογιακών ανωμαλιών στην Ιταλική Αγορά μετοχών. Η ανάλυση βασίστηκε στο δείκτη τιμών των μετοχών του



Χρηματιστηρίου Αξιών του Μιλάνου (*Milan Stock Exchange's stock index "MIB storico"*) για την περίοδο 2 Ιανουαρίου 1975 – 22 Αυγούστου 1989. Τα αποτελέσματα της μελέτης αυτής επιβεβαίωσαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τον δείκτη μετοχών του Μιλάνου (η απόδοση του Ιανουαρίου βρέθηκε (0.33%) θετική και στατιστικά σημαντική σε σύγκριση με τις αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών για την υπό εξέταση περίοδο).

### ➤ Tουρκία

Ο **Balaban (1995)** μελέτησε την αγορά μετοχών της Τουρκίας, χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές κλεισμάτος του δείκτη Istanbul Securities Exchange Composite Index (ISECI) για την περίοδο Ιανουάριος 1988 – Δεκέμβριος 1993 και για τις υποπεριόδους 1988 – 1990 και 1991 – 1993. Παρατήρησε ότι για όλες τις υπό εξέταση περιόδους οι μέσες αποδόσεις του Ιανουαρίου ήταν συγκριτικά υψηλότερες σε σχέση με τις αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών (καθώς επίσης σημαντικά υψηλές αποδόσεις παρατηρήθηκαν και για τους μήνες Ιούνιο και Σεπτέμβριο αλλά οι αποδόσεις του Ιανουαρίου ήταν σημαντικά υψηλότερες). Ωστόσο η ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στο Χρηματιστήριο Αξιών της Κωνσταντινούπολης (Istanbul Stock Exchange) δεν αποδόθηκε στην tax – loss selling hypothesis, διότι δεν επιβάλλονται φόροι επί των κεφαλαιακών κερδών, αλλά στους ξένους επενδυτές οι οποίοι κρατούν μεγάλα χαρτοφυλάκια στο ISE (αλλά φορολογούνται με βάση το δικό τους εθνικό σύστημα και όχι το Τουρκικό), καθώς επίσης και στην αναδιαμόρφωση των χαρτοφυλακίων των επιχειρήσεων πριν την παρουσίαση των ετήσιων οικονομικών τους καταστάσεων.

Ο **Recep Bildik (2004)** μελέτησε τις ημερολογιακές ανωμαλίες στο Χρηματιστήριο Αξιών της Κωνσταντινούπολης, χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές κλεισμάτος του δείκτη ISE – 100, για την περίοδο 2 Ιανουαρίου 1988 – 15 Ιανουαρίου 1999. Επιβεβαιώθηκε η ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στην αγορά μετοχών της Κωνσταντινούπολης και παρατηρήθηκε ότι οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις του Ιανουάριο (0.86%) ήταν τέσσερις φορές υψηλότερες συγκριτικά με τους υπόλοιπους μήνες (0.21%). Ακόμη παρατηρήθηκε ότι το ένα τρίτο των υψηλότερων αποδόσεων του Ιανουαρίου λάμβανε χώρα κατά τις πρώτες πέντε μέρες του Ιανουαρίου (1.13%).



Ο Ali C. Akyol (2006) χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές κλεισίματος του δείκτη ISE – 100 για την περίοδο 3 Ιουλίου 1987 – 21 Απριλίου 2006 εξέτασε τη διαχρονική ύπαρξη των ημερολογιακών ανωμαλιών, ανάμεσα σε αυτές και το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, στο Χρηματιστήριο Αξιών της Κωνσταντινούπολης. Χώρισε την υπό εξέταση περίοδο σε τέσσερις μικρότερες υποπεριόδους<sup>36</sup> (1<sup>η</sup>: 1987-1989, 2<sup>η</sup>: 1989-1994, 3<sup>η</sup>: 1994-1999, 4<sup>η</sup>: 1999-2006), και πραγματοποίησε τη μελέτη του τελικά για πέντε χρονικές περιόδους (συμπεριλαμβανομένης και της περιόδου 1987-2006). Χρησιμοποιώντας την οικονομετρική μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS), παρατήρησε ότι για όλη την υπό εξέταση περίοδο (1987-2006) υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, με τη μέση ημερήσια απόδοση του Ιανουαρίου να είναι στατιστικά σημαντική σε ποσοστό 0.572%, σημαντικά υψηλότερη από τις μέσες ημερήσιες αποδόσεις του Φεβρουαρίου, Μαρτίου, Μαΐου, Αυγούστου, Σεπτεμβρίου και Οκτωβρίου. Ωστόσο, παρατήρησε ότι για την πρώτη υποπεριόδο δεν υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, παρουσιάζεται στις δυο επόμενες υποπεριόδους, ενώ για την τελευταία υποπεριόδο εξαφανίζεται. Με βάση τα αποτελέσματα της μελέτης του, κατέληξε τελικά στο ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης ωστόσο δεν είναι μόνιμο διαχρονικά.

#### ➤ **Kouβέit**

Οι Khalid Al-Saad and Imad A. Moosa (2005), χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις του δείκτη Global Market Index του Χρηματιστηρίου του Κουβέιτ, για την περίοδο 1984 – 2000 παρατήρησαν ότι δεν υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αγορά μετοχών του Κουβέιτ, αλλά αντίθετα παρουσιάζεται ένα Φαινόμενο του Ιουλίου.

#### ➤ **Xονγκ – Κονγκ**

Οι Cheung & Coutts (1999) μελέτησαν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στο Δείκτη Hang Seng του Hong Kong Stock Exchange, για την περίοδο 1 Ιανουαρίου 1985 έως 30 Ιουνίου 1997. Χώρισαν την περίοδο αυτή σε δυο μικρότερες υποπεριόδους (1<sup>η</sup>: 1/1/1985 – 30/6/1991 και 2<sup>η</sup>: 1/7/1991 – 30/6/1997) και μελέτησαν

<sup>36</sup> Έτσι ώστε να λάβει υπόψη στη μελέτη του σημαντικά οικονομικά και πολιτικά γεγονότα και πως αυτά επηρέασαν τις τιμές των μετοχών, όπως για παράδειγμα την περίοδο όπου η Τουρκική Λίρα έγινε μετατρέψιμη (1989) και την ημέρα που η Τουρκία αναγνωρίστηκε ως υποψήφιο μέλος της Ευρωπαϊκής Ένωσης (11/12/1999).



την ύπαρξη του φαινομένου αυτού για 3 περιόδους συνολικά, εκτιμώντας την ακόλουθη εξίσωση παλινδρόμησης<sup>37</sup>:

$$R_t = \beta_1 M_{1t} + \beta_2 M_{2t} + \dots + \beta_{11} M_{11t} + \beta_{12} M_{12t} + \varepsilon_t$$

χρησιμοποιώντας τη μέθοδο Ordinary Least Squares (OLS). Οι ημερήσιες αποδόσεις των τιμών των αξιογράφων,  $R_t$ , υπολογίστηκαν με βάση τον τύπο:  $R_t = \log(P_t / P_{t-1})$  και η υπό εξέταση υπόθεση είναι η ακόλουθη:  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{12}$ , απόρριψη της οποίας σημαίνει ότι υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Τα αποτελέσματα της έρευνας τους έδειξαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν παρατηρείται στον υπό εξέταση δείκτη, καθώς επίσης βρέθηκε ότι οι αποδόσεις του Δεκεμβρίου είναι υψηλότερες από ότι τον Ιανουάριο για ολόκληρο το δείγμα και για τη δεύτερη υποπερίοδο.

### ➤ Γιοχάνεσμπουργκ

Οι Coutts & Sheikh (2000) μελέτησαν τον δείκτη All Gold Index του Johannesburg Stock Exchange για την περίοδο 5 Ιανουαρίου 1987 έως 15 Μαΐου 1997, χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (Ordinary Least Squares). Τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξαν έδειξαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν παρατηρείται στον All Gold Index, γεγονός το οποίο συμβαδίζει με την υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών, έρχεται όμως σε αντίθεση με τα αποτελέσματα ύπαρξης του φαινομένου αυτού σε άλλες διεθνείς αγορές.

### ➤ Νέα Ζηλανδία

Οι Ahmad Etebari & David Lont (2001) εξέτασαν τους δείκτες<sup>38</sup>: α) NZSE Top 10 (από το 1988 μέχρι το 1999), β) NZSE Top 40 (από το 1991 μέχρι το 1999), γ) NZSE All Ordinaries (από το 1986 μέχρι το 1999) και δ) NZSE Small Cap (από το 1991 μέχρι το 1999) του Χρηματιστηρίου Αξιών της Νέας Ζηλανδίας (NZSE) για την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου. Η έρευνα τους έδειξε, ότι σε αντίθεση με την Αμερική, στη Νέα Ζηλανδία δεν παρατηρούνται ισχυρές αποδείξεις για την ύπαρξη του φαινομένου αυτού. Αντίθετα παρατηρήθηκαν υψηλές θετικές αποδόσεις τους μήνες

<sup>37</sup> Όπου  $R_t$  είναι η απόδοση του αξιογράφου για το μήνα  $t$  και  $M_{it}$  ( $i = 1, \dots, 12$ ) είναι βοηθητικές μεταβλητές που απεικονίζουν τον κάθε μήνα από Ιανουάριο έως Δεκέμβριο. Οι συντελεστές  $\beta_1$  έως  $\beta_{12}$  απεικονίζουν τις μέσες αποδόσεις των μετοχών από τον Ιανουάριο έως το Δεκέμβριο.

<sup>38</sup> Συγκεκριμένα οι δείκτες αυτοί μελετώνται από την ημερομηνία εμφάνισης τους μέχρι 9 Σεπτεμβρίου 1999.



Οκτώβριο, Απρίλιο, Ιούλιο, αλλά μικρές ή αρνητικές αποδόσεις πριν από τους μήνες αυτούς, δηλαδή Σεπτέμβριο, Μάιο – Ιούνιο και Ιανουάριο – Μάρτιο. Τα ισχυρότερα αποτελέσματα παρατηρήθηκαν τον Ιούλιο, με σχεδόν τις αποδόσεις του Ιουλίου θετικές και για τους τέσσερις υπό εξέταση δείκτες. Το γεγονός αυτό το απέδωσαν στο ότι οι επιχειρήσεις στη Νέα Ζηλανδία έχουν ως καταληκτικές ημερομηνίες παρουσίασης των αποτελεσμάτων χρήσης τους μήνες Μάρτιο και Ιούνιο<sup>39</sup>.

#### ➤ Taiϊlάνδη

Οι Holden, Thompson & Ruangrit (2005) χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις του δείκτη Thai Stock Market Index για την περίοδο Ιανουάριος 1995 – Δεκέμβριος 2000, παρατήρησαν συνεχείς υψηλές θετικές αποδόσεις τον Ιανουάριο (73.8 έναντι των αποδόσεων των υπολοίπων μηνών) στην αγορά μετοχών της Ταϊλάνδης.

#### ➤ Iορδανία

Ο Aktham Maghayreh (2003) μελέτησε το Φαινόμενο του Ιανουαρίου και άλλες ημερολογιακές ανωμαλίες για την αγορά μετοχών της Ιορδανίας. Χρησιμοποίησαν ημερήσιες αποδόσεις των τιμών των μετοχών εταιρειών που ήταν εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αξιών του Αμάν, για την περίοδο 1994 – 2002. Για τη μελέτη του φαινομένου αυτού χρησιμοποίησαν υποδείγματα GARCH<sup>40</sup>, E – GARCH και GRJ<sup>41</sup> υποδείγματα έτσι ώστε να συλλάβουν τα χαρακτηριστικά των χρηματοοικονομικών χρονολογικών σειρών (δηλαδή, τις παχιές ουρές λόγω της χρονικά μεταβαλλόμενης μεταβλητότητας (fat tails), την κύρτωση, τη μη γραμμική εξάρτηση και το volatility clustering). Συγκεκριμένα χρησιμοποίησε το υπόδειγμα GARCH (1,1) για τον έλεγχο του Φαινομένου του Ιανουαρίου. Οι εξισώσεις που χρησιμοποιήθηκαν για τον έλεγχο αυτό περιγράφονται παρακάτω:

$$R_t = \alpha_1 + \gamma MA(1) + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \dots + \alpha_{12} D_{12t} + u_t$$

όπου

<sup>39</sup> Η απελευθέρωση πληροφοριών, η πώληση μετοχών για φορολογικούς λόγους και η προσπάθεια καλής παρουσίασης αποτελεσμάτων από τις επιχειρήσεις αποτελούν πιθανούς παράγοντες που οδήγησαν σε αυτά τα αποτελέσματα.

<sup>40</sup> Τα υποδείγματα GARCH σε αυτή τη μελέτη αποδείχτηκε ότι μοντελοποιούν καλύτερα τη συμπεριφορά των χρηματοοικονομικών δεδομένων.

<sup>41</sup> Τα υποδείγματα αυτά αποτελούν επέκταση των GARCH υποδειγμάτων έτσι ώστε να λαμβάνουν υπόψη και μη συμμετρικά γεγονότα που ίσως προκύψουν.



$\alpha_1$ : υποδηλώνει τη μέση απόδοση του Ιανουαρίου.

$\alpha_i$  ( $i = 2, \dots, 12$ ): είναι παράμετροι οι οποίες υποδηλώνουν τη διαφορά μεταξύ των αποδόσεων του Ιανουαρίου και των υπολοίπων μηνών.

$u_t$ : τα κατάλοιπα της εξίσωσης παλινδρόμησης.

$MA(1)$ : είναι συντελεστής κινητού μέσου (moving average term), ο οποίος προστίθεται στην εξίσωση για την αντιμετώπιση οποιασδήποτε γραμμικής συσχέτισης, η οποία μπορεί να προκληθεί από μη σωστό συγχρονισμό στις συναλλαγές των μετοχών, και

$D_{2t}, \dots, D_{12t}$ : αντιπροσωπεύουν μηνιαίες βοηθητικές μεταβλητές, τέτοιες ώστε  $D_{it}=1$  για τον μήνα  $i$  και 0 αλλιώς.

Σύμφωνα με τη μηδενική υπόθεση δεν υπάρχει εποχικότητα και ισχύει ότι  $\alpha_2 = \alpha_3 = \dots, \alpha_{12} = 0$ , καθώς επίσης τα κατάλοιπα είναι IID<sup>42</sup> ανεξάρτητες μεταβλητές. Εάν υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου θα αναμέναμε να βρούμε θετική μέση απόδοση για τον Ιανουάριο και υψηλότερη από κάθε άλλο μήνα. Εάν δεν παρατηρείται το φαινόμενο αυτό η μηδενική υπόθεση δεν θα έπρεπε να απορριφθεί.

Η δεσμευμένη διακύμανση για το GARCH (1,1) υπόδειγμα δίνεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1}$$

με  $\beta_0 > 0$ ,  $\beta_1 \geq 0$ ,  $\beta_2 \geq 0$  &  $\beta_1 + \beta_2 < 1$

Τα αποτελέσματα της μελέτης αυτής έδειξαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν παρατηρείται στο Χρηματιστήριο Αξιών του Αμάν.

### ➤ Kίνα

Οι Gao & Kling (2005) μελέτησαν την Κινεζική αγορά μετοχών χρησιμοποιώντας στοιχεία δεικτών και αποδόσεις μετοχών από τα Χρηματιστήρια Αξιών Shanghai και Shenzhen. Ωστόσο το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν παρατηρήθηκε σε αυτή την αγορά διότι: α) στην Κινεζική αγορά δεν επιβάλλονται φόροι επί των κεφαλαιακών κερδών στο τέλος του έτους, που ίσως θα μπορούσε να είναι η αιτία για την ύπαρξη του φαινομένου αυτού και β) το τέλος του έτους για την Κίνα είναι ο Φεβρουάριος και όχι ο Δεκέμβριος. Παρόλα αυτά από τη μελέτη αυτή βρέθηκε ότι οι μεγαλύτερες αποδόσεις μετοχών παρατηρούνται μετά το τέλος του

<sup>42</sup> (Independent & Identically Distributed Random Variables)



Κινεζικού έτους, τους μήνες Μάρτιο και Απρίλιο. Αυτό το αποτέλεσμα είναι παρόμοιο με το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, το οποίο ανιχνεύεται σε αγορές των οποίων το ημερολογιακό έτος λήγει το Δεκέμβριο. Τέλος, παρατηρήθηκε, σε αντίθεση με τους Haugen & Jorion (1996), ότι τα ημερολογιακά φαινόμενα τείνουν να εξαφανιστούν από την Κινεζική αγορά μετοχών λόγω της μάθησης των επενδυτών από παλαιότερες εμπειρίες και τα Χρηματιστήρια Αξιών στην Κίνα είναι πιο κοντά στην Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς.

#### ➤ Αφρική - Γκάνα

Οι Alagidele και Panagiotidis (2006) μελέτησαν την ύπαρξη ημερολογιακών ανωμαλιών στο Χρηματιστήριο Αξιών της Γκάνα (Ghana Stock Exchange) χρησιμοποιώντας μη γραμμικά υποδείγματα GARCH. Συγκεκριμένα χρησιμοποίησαν ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Databank Stock Index για την περίοδο 15 Ιουνίου 1994 – 28 Απριλίου 2004. Τα αποτελέσματα της έρευνας τους έδειξαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν παρατηρείται στο Χρηματιστήριο Αξιών της Γκάνα, αλλά αντίθετα παρατηρούνται υψηλότερες αποδόσεις τον Απρίλιο. Το γεγονός αυτό αποδόθηκε στο ότι οι εισιγμένες εταιρείες στο χρηματιστήριο της Γκάνα έχουν το δικαίωμα να δημοσιεύσουν τις ετήσιες καταστάσεις αποτελεσμάτων χρήσης τους μέχρι και τρεις μήνες από την έναρξη του νέου έτους, δηλαδή μέχρι το τέλος Μαρτίου και έτσι λόγω αυτού του γεγονότος αρχίζουν να παρατηρούνται υψηλότερες αποδόσεις τον Απρίλιο μετά τη δημοσίευση των ετήσιων καταστάσεων τους.

#### ➤ Μαλαισία

Οι Nassir και Mohammad (1987) παρατήρησαν ότι στη Μαλαισία κατά την περίοδο 1970 – 1986 υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου με τις μέσες αποδόσεις του Ιανουαρίου να παρουσιάζουν υψηλότερες τιμές συγκριτικά με τις αποδόσεις των υπολοίπων μηνών. Ωστόσο δε συνέδεσαν την ύπαρξη του φαινομένου με την tax – loss selling hypothesis αλλά την απέδωσαν σε άλλους παράγοντες, διότι στη Μαλαισία κατά την εξεταζόμενη περίοδο δεν υπήρχε επιβολή φόρων επί των κεφαλαιακών κερδών.

Οι Chee – Jiun Chia, Venus Khim – Sen Liew και Syed Azizi Wafa Syed Khalid Wafa (2006), μελέτησαν την ύπαρξη ημερολογιακών φαινομένων στην αγορά



μετοχών της Μαλαισίας χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές κλεισμάτος του δείκτη Bursa Malaysia Composite Index για την περίοδο 2 Δεκεμβρίου 1993 – 10 Οκτωβρίου 2005 και για τις υποπεριόδους 1993 – 1997 και 1998 – 2005 (περίοδοι πριν και μετά την κρίση στις Ασιατικές Χρηματοοικονομικές αγορές). Χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) και τα υποδείγματα GARCH, GARCH – M, EGARCH και TGARCH, παρατήρησαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν υπάρχει στην αγορά μετοχών της Μαλαισίας για τις υπό εξέταση περιόδους.

### ➤ Πολωνία

Ο Henke Harald (2004) χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές κλεισμάτος του δείκτη μετοχών WGI του Warsaw Stock Exchange, για την περίοδο Απρίλιος 1991 – Μάρτιος 2004, παρατήρησε ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, με τις αποδόσεις του Ιανουαρίου να παρουσιάζουν υψηλότερες τιμές συγκριτικά με τις αποδόσεις των υπολοίπων μηνών, αλλά ασθενώς σημαντικές. Την ύπαρξη του φαινομένου αυτού τη συνέδεσε με τη συναλλακτική συμπεριφορά των θεσμικών επενδυτών στο τέλος του οικονομικού έτους, οι οποίοι τείνουν να αναδιαρθρώνουν τα χαρτοφυλάκια τους έτσι ώστε να παρουσιάζουν μια καλύτερη εικόνα.

Οι Bohl, Gottschalk, Henke & Pal (2005) μελέτησαν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου για την Πολωνική αγορά μετοχών χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές κλεισμάτος όλων των μετοχών που διαπραγματεύονταν στο Warsaw Stock Exchange για την περίοδο 4 Ιανουαρίου 1994 – 31 Μαρτίου 2004. Παρατήρησαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει στην Πολωνική αγορά μετοχών και την περίοδο πριν τη μεταρρύθμιση του Πολωνικού συνταξιοδοτικού συστήματος (the Polish pension system reform), το 1999, και καθοδηγείται από τη συναλλακτική συμπεριφορά των ατομικών επενδυτών. Λόγω μη επιβολής φόρων επί των κεφαλαιακών κερδών, η tax – loss selling hypothesis δε θεωρήθηκε σαν πιθανή εξήγηση για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Ωστόσο, τα αποτελέσματα τους έδειξαν ότι ενώ οι υψηλότερες αποδόσεις του Ιανουαρίου πριν το 1999 ήταν αποτέλεσμα της συμπεριφοράς των ατομικών επενδυτών, μετά το 1999 όπου τα συνταξιοδοτικά ταμεία αύξησαν τις επενδυτικές τους δραστηριότητες και λειτουργούσαν πλέον ως θεσμικοί επενδυτές, η έκταση του Φαινομένου του Ιανουαρίου άρχισε να μειώνεται λόγω της αύξησης της θεσμικής ιδιοκτησίας και η Πολωνική αγορά μετοχών να γίνεται περισσότερο αποτελεσματική.



➤ **Nορβηγία**

Ο Qinglei Dai (2005) χρησιμοποιώντας δεδομένα για την περίοδο 01/01/1983 – 16/09/1999 εξέτασε την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στο Oslo Stock Exchange και κατά πόσο αυτό οφείλεται στην tax – loss selling hypothesis, λαμβάνοντας υπόψη διάφορους παράγοντες που επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών (φορολογικούς παράγοντες, την επίδραση των ξένων επενδυτών). Παρατήρησε ότι παρουσιάζονται μη κανονικά υψηλές αποδόσεις στο Χρηματιστήριο του Όσλο τον Ιανουάριο και ιδιαίτερα την πρώτη ημέρα διαπραγματεύσεων του μήνα αυτού, οι οποίες συνδέονται με την tax – loss selling hypothesis.

➤ **Σουηδία**

Οι Magnus Dahlquist and Peter Sellin (1996), παρατήρησαν ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στη σουηδική αγορά μετοχών εξετάζοντας την περίοδο Ιανουάριος 1919 – Δεκέμβριος 1994. Παράλληλα εξέτασαν αν το φαινόμενο αυτό συνδέεται με την tax – loss selling hypothesis και με τους omitted risk factors, αλλά κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι καμία από τις δυο αυτές υποθέσεις δεν μπορεί να εξηγήσει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην υπό εξέταση αγορά.

➤ **Άλλες Παγκόσμιες Εμπειρικές Μελέτες**

Οι Moustafa N. Gultekin & N. Bulent Gultekin (1983) εξέτασαν χρηματιστηριακούς δείκτες 17 διαφορετικών χωρών για την ύπαρξη εποχικοτήτων και συγκεκριμένα αν υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου χρησιμοποιώντας παραμετρικούς και μη παραμετρικούς ελέγχους<sup>43</sup> και κατέληξαν στο ότι το φαινόμενο αυτό παρατηρείται στις 12 από τις 17 υπό εξέταση χώρες

Οι De Bondt & Thaler (1985) επιβεβαίωσαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στη μελέτη που πραγματοποίησαν για το αν οι αγορές μετοχών υπεραντιδρούν. Βρήκαν ότι οι επιχειρήσεις, οι οποίες ήταν νικητές ή χαμένοι για μια πενταετία, παρουσίαζαν υπερβάλλουσες αποδόσεις προς την αντίθετη κατεύθυνση αντίστοιχα. Δηλαδή οι μεγάλοι νικητές είχαν αρνητικές υπερβάλλουσες αποδόσεις και

<sup>43</sup> Χρησιμοποίησαν τον μη παραμετρικό έλεγχο, K – W (Kruskal & Wallis), ο οποίος περιγράφεται στο επόμενο κεφάλαιο.



οι χαμένοι είχαν θετικές υπερβάλλουσες αποδόσεις. Αλλά οι υπερβάλλουσες αποδόσεις για τους χαμένους παρουσιάζονται συνήθως τον Ιανουάριο.

Οι Corhay, Hawawini & Michel (1987), μελέτησαν τη μηνιαία συμπεριφορά του περιθώριου κινδύνου<sup>44</sup> του C.A.P.M. («*the behaviour of the C.A.P.M. risk premia*») των Fama & MacBeth, στις Ηνωμένες Πολιτείες, στο Ηνωμένο Βασίλειο, στη Γαλλία και στο Βέλγιο, για την περίοδο 1969 – 1983. Για να ελέγξουν αν υπάρχει εποχικότητα στο περιθώριο κινδύνου κάθε μήνα (και ειδικότερα αν υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου) χρησιμοποίησαν την ακόλουθη συνάρτηση παλινδρόμησης:

$$\gamma_{1t} = \alpha_1 + \sum_{i=2}^{12} \alpha_i D_i + e_t$$

όπου

$D_i$ : υποδηλώνει τις βοηθητικές μεταβλητές που αντιπροσωπεύουν κάθε μήνα του χρόνου από Φεβρουάριο ( $t=2$ ) έως Δεκέμβριο ( $t=12$ ).

$\alpha_1$ : είναι η σταθερά της συνάρτησης παλινδρόμησης, η οποία μετράει το μέσο περιθώριο κινδύνου του Ιανουαρίου, και

$\alpha_i$ : είναι η κλίση της συνάρτησης παλινδρόμησης, η οποία μετρά τη διαφορά μεταξύ του μέσου περιθώριου κινδύνου του Ιανουαρίου και του μέσου περιθώριου κινδύνου του μήνα  $t$ . Αν η κλίση αυτή είναι στατιστικά σημαντική για κάποιο μήνα  $t$ , σημαίνει ότι το μέσο περιθώριο κινδύνου του μήνα  $t$  είναι διαφορετικό από το μέσο περιθώριο κινδύνου του Ιανουαρίου.

Από τη μελέτη αυτή κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι στο Βέλγιο και στη Γαλλία<sup>45</sup> τα περιθώρια κινδύνου είναι θετικά τον Ιανουάριο και αρνητικά τους υπόλοιπους μήνες. Παράλληλα, για το Ηνωμένο Βασίλειο δεν παρατηρήθηκε το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στο περιθώριο κινδύνου, αντίθετα παρατηρήθηκε ένα θετικό περιθώριο κινδύνου τον Απρίλιο και αρνητικό περιθώριο κινδύνου για τους υπόλοιπους μήνες. Ωστόσο, για το Ηνωμένο Βασίλειο παρατηρήθηκαν σημαντικά στατιστικά θετικές αποδόσεις των μετοχών για τους μήνες Ιανουάριο και Απρίλιο,

<sup>44</sup> Τα περιθώρια κινδύνου υπολογίστηκαν χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία των Fama & French και συγκεκριμένα χρησιμοποιώντας τον ακόλουθο τύπο:  $R_{pi} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} \beta_{p, t-1} + \mu_{pi}$ , όπου το  $\gamma_{1i}$  είναι το περιθώριο κινδύνου το οποίο βασίζεται στον συστηματικό κίνδυνο (beta).

<sup>45</sup> Για τη Γαλλία είναι μεν θετικό το περιθώριο κινδύνου του Ιανουαρίου και μεγαλύτερο σε σύγκριση με τους υπόλοιπους μήνες του χρόνου, αλλά όχι σημαντικά διαφορετικό από το μηδέν.



γεγονός το οποίο αποδόθηκε στη διαφορετική έναρξη του φορολογικού έτους για τους ατομικούς και τους θεσμικούς επενδυτές.

Τέλος, για τις Ηνωμένες Πολιτείες βρήκαν ότι η εποχικότητα στο περιθώριο κινδύνου συμπίπτει με την εποχικότητα στις αποδόσεις των μετοχών, οι οποίες και οι δύο είναι θετικές και στατιστικά σημαντικές μόνο τον Ιανουάριο.

Ο **Robert Haugen (1988)**, διατύπωσε την άποψη ότι η δύναμη του φαινομένου του Ιανουαρίου ποικίλει ανάλογα με το μέγεθος της επιχείρησης.

Οι **Anup Agrawal & Kishore Tandon (1994)** εξέτασαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου σε 18 χώρες: 10 Ευρωπαϊκές (Βέλγιο, Δανία, Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Λουξεμβούργο, Σουηδία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ελβετία, Κάτω Χώρες), 3 Ασιατικές χώρες (Χονγκ – Κονγκ, Ιαπωνία, Σιγκαπούρη), 2 χώρες της Λατινικής Αμερικής (Βραζιλία, Μεξικό), τον Καναδά, την Αυστραλία και τη Νέα Ζηλανδία. Η μελέτη πραγματοποιήθηκε για την περίοδο 1971 – 1987 χρησιμοποιώντας τη μη παραμετρική μέθοδο Kruskal – Wallis. Παρατηρήθηκαν υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο για δείκτες μεγάλων επιχειρήσεων σε 14 από τις υπό εξέταση χώρες, γεγονός το οποίο υποδηλώνει ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν περιορίζεται αποκλειστικά στην Αμερική ή στις μικρές επιχειρήσεις. Επιπρόσθετα, η tax – loss selling hypothesis αποδείχτηκε ότι συνδέεται με το φαινόμενο του Ιανουαρίου για αρκετές από τις υπό εξέταση χώρες, οι οποίες έχουν φορολογικό έτος που λήγει το Δεκέμβριο, αλλά και για το Ηνωμένο Βασίλειο, όπου το φορολογικό έτος λήγει το Μάρτιο. Παρόλα αυτά, η υπόθεση αυτή δε συνδέεται με το φαινόμενο του Ιανουαρίου για τον Καναδά και τη Δανία - όπου το φορολογικό έτος λήγει το Δεκέμβριο, τη Νέα Ζηλανδία – όπου το φορολογικό έτος λήγει τον Ιούνιο, και την Αυστραλία<sup>46</sup> και το Χονγκ – Κονγκ<sup>47</sup> – όπου δεν επιβάλλονται φόροι επί των κεφαλαιακών κερδών.

Ο **Ho (1999)**, χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις για την περίοδο Ιανουάριος 1975 – Νοέμβριος 1987, βρήκε ότι έξι από τις οχτώ υπό εξέταση αναδυόμενες αγορές μετοχών του Ασιατικού Ειρηνικού (Asian Pacific stock markets)

<sup>46</sup> Το φορολογικό έτος λήγει τον Ιούνιο.

<sup>47</sup> Δεν υπάρχει σταθερό φορολογικό έτος, οι επενδυτές στο Χονγκ – Κονγκ διαμορφώνουν το δικό τους φορολογικό έτος ο καθένας.



παρουσίαζαν υψηλότερες ημερήσιες αποδόσεις τον Ιανουάριο σε σύγκριση με τους υπόλοιπους μήνες.

Οι Fountas & Segredakis (2002) εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις μετοχών σε δεκαοχτώ αναδυόμενες αγορές για την περίοδο 1987 – 1995. Χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι εποχικότητες εμφανίζονται σε αρκετές αγορές μετοχών των υπό εξέταση χωρών, αλλά στατιστικά σημαντικές θετικές αποδόσεις τον Ιανουάριο βρήκαν μόνο σε μερικές από αυτές (Χιλή, Ελλάδα, Κορέα, Ταϊβάν και Τουρκία).

Οι Tochev & Kim (2004), μελέτησαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου καθώς και των υπολοίπων ημερολογιακών ανωμαλιών στις αγορές μετοχών των χωρών της Ανατολικής Ευρώπης (Τσεχία, Σλοβακία και Σλοβενία). Χρησιμοποίησαν ημερήσιες τιμές κλεισίματος<sup>48</sup> δεικτών για την περίοδο Ιανουάριος 1999 – Ιούνιος 2003, για τις Σλοβακία και Τσεχία (συγκεκριμένα για τη Σλοβακία το δείκτη SAX και για τη Τσεχία τους δείκτες PX – 50 και PX – D), και για μικρότερη περίοδο, Ιούλιος 2000 – Ιούνιος 2003, τους δείκτες SBI – 20 και SBI – 20NT της Σλοβενίας. Εξέτασαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στις μέσες αποδόσεις με τη χρήση βοηθητικών μεταβλητών με τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων και συγκεκριμένα εκτίμησαν την εξίσωση παλινδρόμησης:

$$R_t = \beta_1 + \sum_{i=2}^{12} \beta_i M_{it} + \varepsilon_t, \text{ καθώς επίσης και στη μεταβλητότητα των αποδόσεων με τη χρήση του υποδείγματος GARCH - η δεσμευμένη διακύμανση δίνεται από τον τύπο:}$$

$$h_t^2 = a + \beta \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma h_{t-1}^2 + \sum_{i=2}^{12} \delta_i M_{it}. \text{ Με τη χρήση της μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων παρατήρησαν ένα ασθενές Φαινόμενο του Ιανουαρίου για τους δείκτες της Τσεχίας, ενώ για τη Σλοβενία και τη Σλοβακία βρήκαν ότι δεν υπάρχει το φαινόμενο αυτό. Επιπρόσθετα, με τη χρήση του υποδείγματος GARCH, βρήκαν ότι υπάρχει το υπό εξέταση φαινόμενο στη μεταβλητότητα των αποδόσεων των δεικτών της Σλοβενίας και της Σλοβακίας, ενώ για την Τσεχία δεν παρατηρήθηκε το φαινόμενο αυτό.}$$

<sup>48</sup> Τα δεδομένα δεν είναι προσαρμοσμένα στα μερίσματα, εκτός από τις αποδόσεις του δείκτη της Σλοβακίας.



Παράλληλα, μελέτησαν<sup>49</sup> με τη χρήση βοηθητικών μεταβλητών για τις τελευταίες μέρες του Δεκεμβρίου και τις πρώτες μέρες του Ιανουαρίου, εάν το υπό εξέταση φαινόμενο συγκεντρώνεται την τελευταία μέρα του Δεκεμβρίου και τις πρώτες πέντε ημέρες του Ιανουαρίου, όπως είχε υποστηρίξει στη μελέτη του ο Keim (1983), και βρήκαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου για τους δείκτες της Τσεχίας, παρουσιάζεται εντονότερο την τρίτη ημέρα συναλλαγών του Ιανουαρίου.

H Chung – Wen (Sally) Hsu (2005), μελέτησε την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις των δεικτών της ευρύτερης περιοχής της Κίνας (Χονγκ – Κονγκ, Ταϊβάν, Ιαπωνία, Κίνα) και τους σύγκρινε με τους δείκτες της Αγγλίας, της Βραζιλίας και των Ηνωμένων Πολιτειών. Συγκεκριμένα οι δείκτες που χρησιμοποιήθηκαν από κάθε χώρα και οι αντίστοιχες περίοδοι μελέτης, είναι οι ακόλουθοι:

- *Taiwan*: Taiwan composite average index (1982 – 2003), Taiwan Ele A &C Index (1997 – 2003), Taiwan electrical index (1994 – 2003), Taiwan bank and insurance index (1993 – 2003), Taiwan chemical index (1996 – 2003), Taiwan plastical and chemical index (1995 – 2003), Taiwan plastic index (1996 – 2003), Taiwan cement index (1995 – 2003).
- *Χονγκ – Κονγκ* (1987 – 2003): Hang Seng index, HSI – Finance, HSI – Utilities, HK – Properties, HK – Industry.
- *Κίνα* (1995 – 2003): SSE B share index & SSE A share index.
- *H.P.A.*: Dow Jones US Average Index (1929 – 2003), Dow Jones Transportation Average (1930 – 2003), Dow Jones Utility Index (1929 – 2003), S&P 500 index (1983 – 2003), Nasdaq Bank (1982 – 2003), Nasdaq Other Finance (1982 – 2003), Nasdaq Industrial (1981 – 2003), Nasdaq - 100 (1986 – 2003), Russell 1000 index (1993 – 2003), CRSP Equal – Weighted Index (1926 – 2003).
- *Ιαπωνία*: Nikkei 225 Index (1984 – 2003).
- *Βραζιλία*: Ibovespa Sao Paulo (1994 – 2003).
- *Αγγλία*: FTSE 100 Index (1985 – 2003).

<sup>49</sup> Το μοντέλο που χρησιμοποιήσαν για το σκοπό αυτό είναι:

$$R_t = \beta_1 + \sum_{i=2}^{12} \beta_i M_{it} + \mu_1 J(-4)_t + \mu_2 J(-3)_t + \mu_3 J(-2)_t + \mu_4 J(+1)_t + \mu_5 J(+2)_t + \mu_6 J(+3)_t + \mu_7 J(+4)_t + \varepsilon_t$$

Όπου  $J(-i) = 1$ , αν η μέρα t είναι η τελευταία μέρα των συναλλαγών του Δεκεμβρίου πριν την αλλαγή του χρόνου και 0 άλλιώς, και  $J(+i) = 1$  αν η μέρα t είναι η i-th μέρα συναλλαγών του Ιανουαρίου και 0 άλλιώς. Η τελευταία μέρα του Δεκεμβρίου η (-1) ορίζεται ως μέρα διακοπών γι' αυτό δεν περιλαμβάνεται στο υπόδειγμα.



Για την πραγματοποίηση της μελέτης χρησιμοποιήθηκε μια διαφορετική μέθοδος συγκριτικά με προηγούμενες μελέτες σχετικά με το θέμα αυτό, η μέθοδος του *Power Ratio*, σύμφωνα με την οποία υπολογίζοντας τις αποδόσεις του Ιανουαρίου και τις ετήσιες αποδόσεις με φυσικούς λογάριθμους: ( $\ln I_{t+1} - \ln I_t$ ) χρησιμοποιείται ο ακόλουθος λόγος για τη μελέτη του φαινομένου:

$$R_j = (1 + \text{January return})^{12}$$

$$R_y = (1 + \text{return of the year})$$

$$\text{Power Ratio} = R_j / R_y$$

- αν  $R_j / R_y = 1$ , τότε η απόδοση του Ιανουαρίου είναι εξίσου καλή όπως και ο μέσος όρος των αποδόσεων των υπολοίπων μηνών.
- αν  $R_j / R_y > 1$ , τότε η απόδοση του Ιανουαρίου είναι καλύτερη από το μέσο όρο των αποδόσεων των υπολοίπων μηνών, οπότε υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.
- αν  $R_j / R_y < 1$ , τότε η απόδοση του Ιανουαρίου είναι χαμηλότερη από το μέσο όρο των αποδόσεων των υπολοίπων μηνών και δεν υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Τα αποτελέσματα της μελέτης έδειξαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου παρατηρείται στην Ταιβάν, μόνο στους δείκτες Taiwan composite average index (13/22) και Taiwan plastic index, σε όλους τους δείκτες του Χονγκ – Κονγκ, με μεγαλύτερη ένταση στον HSI – Finance (11/17), και στις Η.Π.Α. στον δείκτη CRSP Equal – Weighted Index (65/78), αποτέλεσμα συνεπές με των Rogalski & Tinic (1986) οι οποίοι παρατήρησαν το φαινόμενο αυτό στον ίδιο δείκτη για την περίοδο 1963 - 1982. Η ύπαρξη του αποδόθηκε εν μέρει στην tax – loss selling hypothesis, διότι υποστηρίχθηκε ότι τα οικονομικά έτη των χωρών στις οποίες παρατηρήθηκε δεν ξεκινούν τον Ιανουάριο, αλλά οι ξένοι επενδυτές που επενδύουν σε αυτές τις χώρες μπορεί να έχουν οικονομικά έτη που ξεκινούν τον Ιανουάριο και έτσι να προκαλείται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Στους υπόλοιπους υπό εξέταση δείκτες δεν παρατηρήθηκε.

Οι Dimitrios Asteriou & Georgios Kavetsos (2006) χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα χρονολογικών σειρών για την περίοδο Ιανουάριος 1991 – Μάιος 2003 για να ελέγξουν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου σε οχτώ μεταβατικές οικονομίες (transition economies) καθώς επίσης και σε ποιες από τις χώρες αυτές συνδέεται το



φαινόμενο αυτό με την tax – loss selling hypothesis. Παρατήρησαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει σε τέσσερις από τις υπό εξέταση χώρες (Ουγγαρία, Πολωνία, Σλοβακία και Ρουμανία) και συνδέεται με την tax – loss selling hypothesis σε δυο μόνο χώρες (Ουγγαρία και Ρουμανία).

#### **4.1) Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Αγορά Ομολόγων (Bond Market) και στην Αγορά Μελλοντικών Συμβολαίων (Futures Market)**

Στην παρούσα ενότητα παρατίθενται εμπειρικές μελέτες, οι οποίες αποδεικνύουν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στις Αγορές Ομολόγων και Μελλοντικών Συμβολαίων.

##### **➤ Αγορά Ομολόγων**

Οι **Keim & Stambaugh (1986)** μελέτησαν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αγορά ομολόγων για την περίοδο 1926-1978, και βρήκαν ότι κατά μέσο όρο, μόνο τον Ιανουάριο τα χαμηλής ποιότητας / φερεγγυότητας ομόλογα (low quality bonds) παρουσίαζαν υψηλές αποδόσεις.

Οι **Chang & Pinegar (1986)** ανέλυσαν τις μηνιαίες αποδόσεις των κυβερνητικών (treasury bonds) και των εταιρικών ομολόγων (corporate bonds), τα οποία χωρίζονται σε κατηγορίες ανάλογα με την πιστοληπτική τους ικανότητα / φερεγγυότητα (Aaa, Aa, A, Baa, Ba και B). Παρατήρησαν θετικές υπερβάλλουσες αποδόσεις τον Ιανουάριο σε διάστημα εμπιστοσύνης 92% για το δείγμα των ομολόγων που κατατάσσονταν στην κατηγορία Ba (Ba – rated bonds), καθώς επίσης και σε διάστημα εμπιστοσύνης 99% για τα ομόλογα τα οποία κατατάσσονταν στην κατηγορία B (B – rated bonds).

Οι **Chang & Huang (1990)** παρατήρησαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι πιο έντονο για τα χαμηλής φερεγγυότητας ομόλογα. Σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των Chang & Pinegar, βρήκαν στατιστικά σημαντικές υπερβάλλουσες αποδόσεις για τα εταιρικά ομόλογα χαμηλής φερεγγυότητας της κατηγορίας Baa.

Οι **Fama & French (1993)** ανέλυσαν κοινούς παράγοντες κινδύνου στις αποδόσεις των μετοχών και των ομολόγων. Παρατήρησαν σημαντικά στατιστικές υπερβάλλουσες αποδόσεις τον Ιανουάριο για τα χαρτοφυλάκια των A, Baa ομολόγων



καθώς επίσης και για τα μη επενδυτικά κατηγοριοποιημένα ομόλογα (non-investment grade bonds<sup>50</sup>).

Οι Barnhill, Joutz & Maxwell (1997) χρησιμοποίησαν ελέγχους συνολοκλήρωσης (cointegration tests) και error correction υποδείγματα για να εξετάσουν τους παράγοντες, οι οποίοι επηρεάζουν τις αποδόσεις των ομολόγων. Παρατήρησαν ότι ο χαμηλής φερεγγυότητας δείκτης για τα ομόλογα της κατηγορίας B παρουσίαζε υψηλότερο συντελεστή (μέση απόδοση) τον Ιανουάριο από ότι ο δείκτης για τα ομόλογα της κατηγορίας BB.

Ο Maxwell (1998) μελέτησε την αγορά εταιρικών ομολόγων (corporate bond market) για την περίοδο 1992 – 1997 και βρήκε ένα στατιστικά σημαντικό Φαινόμενο του Ιανουαρίου στους δείκτες των non-investment grade bonds. Καθώς επίσης παρατήρησε ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου αυξάνεται καθώς μειώνεται η πιστοληπτική ικανότητα / φερεγγυότητα των ομολόγων.

Ο Osamah M. Al – Khazali (2001) χρησιμοποιώντας τη μέθοδο της στοχαστικής κυριαρχίας<sup>51</sup>, παρατήρησε ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Αγορά ομολόγων υψηλής απόδοσης (High Yield Bond Market) των ΗΠΑ για την περίοδο 1926 – 1993.

#### ➤ Αγορά Μελλοντικών Συμβολαίων

Οι Hensel & Ziembra (2000) μελέτησαν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στις αγορές Μελλοντικών Συμβολαίων και παρατήρησαν ότι κατά τις δεκαετίες του 1980 και του 1990, οι επιχειρήσεις χαμηλής κεφαλαιοποίησης διατηρούσαν κάποιο πλεονέκτημα τον Ιανουάριο στις αγορές μελλοντικών συμβολαίων και μετρητών συγκριτικά με τις υπόλοιπες επιχειρήσεις. Ανέλυσαν τις μικρές μείον τις μεγάλες συναλλαγές (spread trades) μεταξύ των δεικτών μελλοντικών συμβολαίων Value Line και S&P 500 και έδειξαν ότι για την περίοδο 1994 – 1998 το φαινόμενο του Ιανουαρίου ήταν εκμεταλλεύσιμο στις Αγορές Μελλοντικών Συμβολαίων για τις μικρές επιχειρήσεις.

<sup>50</sup> Είναι ομόλογα τα οποία διακρατούνται κυρίως από θεσμικούς επενδυτές.

<sup>51</sup> Περιγράφεται στο επόμενο κεφάλαιο.



Οι Rendon & Ziembra (2005) συνέχισαν τη μελέτη των Hensel & Ziembra και παρατήρησαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου συνέχισε να υπάρχει στις αγορές μελλοντικών συμβολαίων την περίοδο 1998 – 2005, στις συναλλαγές μεταξύ των δεικτών Value Line μείον S&P 500, αλλά ήταν πιο δύσκολο να εκμεταλλευτεί λόγω της οριακής ρευστότητας του δείκτη μετοχών μελλοντικών συμβολαίων Value Line. Ακόμη παρατήρησαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου ήταν επικερδές αυτή την περίοδο και για τις συναλλαγές μεταξύ των δεικτών Russell 2000 μείον S&P 500.

Το γενικό συμπέρασμα που μπορεί να εξαχθεί από όλες τις παραπάνω εμπειρικές μελέτες, είναι ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου αποτελεί ένα παγκόσμιο φαινόμενο το οποίο εμφανίζεται τόσο στις αγορές μετοχών όσο και στις αγορές άλλων περιουσιακών στοιχείων. Σε ορισμένες αγορές παρατηρείται εξασθένιση του Φαινομένου αυτού, ωστόσο πολλοί επιστήμονες υποστηρίζουν ότι συνεχίζει ακόμα να υπάρχει. Παρά το πλήθος των μελετών που έχουν πραγματοποιηθεί, όπως παρατηρήσαμε και στο τρίτο κεφάλαιο οι απόψεις των διαφόρων μελετητών καθώς επίσης και μεταξύ των ακαδημαϊκών διίστανται για τους λόγους ύπαρξης του φαινομένου αυτού. Στο κεφάλαιο που ακολουθεί γίνεται ανάλυση του Φαινομένου του Ιανουαρίου στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά.



## Κεφαλαίο 5<sup>ο</sup>

### «Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά»

Η Ελληνική Χρηματιστηριακή αγορά αποτελεί μια από τις σημαντικότερες χρηματαγορές παγκοσμίως, η οποία μεταλλάσσεται από αναπτυσσόμενη σε αναπτυγμένη αγορά. Στο κεφάλαιο αυτό γίνεται αναφορά στο Χρηματιστήριο Αθηνών και στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά γενικότερα, καθώς επίσης και σε εμπειρικές μελέτες σχετικά με την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στο Χρηματιστήριο Αθηνών, και στην ελληνική αγορά μετοχικών αμοιβαίων κεφαλαίων.

#### 5.1) Το Χρηματιστήριο Αθηνών και η εξέλιξη της Ελληνικής Χρηματιστηριακής αγοράς

Υπάρχουν ίσως λίγα χρηματιστήρια παγκοσμίως τα οποία έχουν παρουσιάσει την εκρηκτική ανάπτυξη του Χρηματιστηρίου Αθηνών τα τελευταία χρόνια. Σύμφωνα με επιστημονικές μελέτες (Osamah Al – Khazali, Koumanakos, Chong Soo Pyun (2007)), την περίοδο 1985 – 2004, ο αριθμός των εταιρειών οι οποίες ήταν καταγεγραμμένες στην «κύρια» αγορά του Χρηματιστηρίου διπλασιάστηκε από 115 σε 226, καθώς επίσης και στην «παράλληλη» αγορά του χρηματιστηρίου παρουσιάστηκαν καταγεγραμμένες 123 εταιρείες από καμία τα προηγούμενα έτη. Επιπρόσθετα, η μεγέθυνση του συναλλάγματος σε όρους κεφαλαιοποίησης της αγοράς και έντασης συναλλαγών είναι ακόμα πιο θεαματική: παρατηρήθηκε ότι την περίοδο 1995 – 2004, η κεφαλαιοποίηση του συναλλάγματος αναπτύχθηκε από \$13.5 δις σε \$92.1 δις, μια αύξηση 580%, και οι μετοχές που διαπραγματεύονταν ημερησίως αυξήθηκαν κατά μέσο όρο από 5 σε 24.9 εκατομμύρια. Έτσι παρατηρήθηκε ότι το Ελληνικό Χρηματιστήριο άρχισε να μοιάζει στις γρήγορα αναπτυσσόμενες αγορές μετοχών της Λατινικής Αμερικής και της Ασίας, παρόλο που βρίσκεται σε μια χώρα της οποίας οι μακροοικονομικές πολιτικές συντονίζονται και εγκρίνονται από την Ευρωπαϊκή Ένωση.



Το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών ιδρύθηκε το 1876 και συμπεριελάμβανε μόνο κρατικά ομόλογα και μετοχές της Εθνικής Τράπεζας της Ελλάδος. Τον επόμενο αιώνα (19<sup>ο</sup>) οι συναλλαγές παρέμειναν χαμηλές λόγω των υπαρχουσών κυβερνητικών πολιτικών και τον χαρακτήρα των ελληνικών επιχειρήσεων: η ελληνική κυβέρνηση προστάτευε τις εγχώριες χρηματαγορές από εισροή ξένων κεφαλαίων, και οι ελληνικές επιχειρήσεις χαρακτηρίζονταν από οικογενειακή ιδιοκτησία και δεν ήταν πρόθυμες να αποδυναμώσουν τον οικογενειακό αυτό χαρακτήρα εκδίδοντας μετοχές τις οποίες θα διαχειρίζονταν τρίτοι.

Ωστόσο, από τις αρχές της δεκαετίας του 1980, άρχισε να πραγματοποιείται μια σειρά θεσμικών αλλαγών και να εφαρμόζονται μέτρα φιλελευθεροποίησης των ελληνικών χρηματαγορών, όπως το άνοιγμα της ελληνικής αγοράς στους ξένους επενδυτές, η άρση των περιοριστικών οικονομικών ρυθμίσεων, η διαχείριση των ελληνικών επιχειρήσεων και του Χρηματιστηρίου από ισχυρή επιτροπή εποπτών, γεγονότα τα οποία έδωσαν ώθηση στη μετέπειτα ανάπτυξη του ελληνικού χρηματιστηρίου. Επιπρόσθετα, η εισαγωγή της Ελλάδας στην ενιαία νομισματική ζώνη του ευρώ το 2000 – γεγονός το οποίο μείωσε τον ξένο συναλλαγματικό κίνδυνο (foreign exchange risk) - και η συμπερίληψη του δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών στον αναπτυγμένο δείκτη αγοράς Morgan Stanley Capital International Index το 2001, ενίσχυσαν ακόμη περισσότερο την ανάπτυξη του ελληνικού χρηματιστηρίου και την ένταση των συναλλαγών σε αυτό.

Παρακάτω ακολουθεί μια σύντομη περιγραφή της εξέλιξης της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς, σύμφωνα με μελέτη που πραγματοποιήθηκε από την *Investment Research and Analysis Journal* (2003), για διάφορες υποπεριόδους από το 1989 μέχρι το 2003, τις οποίες θα χρησιμοποιήσουμε και ως χρονικά κριτήρια για την ανάλυση του Φαινομένου του Ιανουαρίου στο Χρηματιστήριο Αθηνών στο έβδομο κεφάλαιο:

**1989 – 1991:** Το 1989 αποτέλεσε ένα ιδιαίτερα έντονο προεκλογικό έτος, ενώ μετά από 3 διαδοχικές εκλογικές αναμετρήσεις, προέκυψε αυτοδύναμη κυβέρνηση τον Απρίλιο του 1990. Οι οικονομικές προσδοκίες που δημιουργήθηκαν οδήγησαν σε μια άνοδο του 42.59% το 1989 και σε μια χρηματιστηριακή έξαρση από τις αρχές έως και το καλοκαίρι του 1990. Αμέσως μετά τη σημείωση του ιστορικού υψηλού του Γ.Δ. – 1.648,31 μονάδες – τον Ιούλιο του ίδιου έτους η εισβολή του Ιράκ στο Κουβέιτ και η



αποτυχία ανάληψης της Ολυμπιάδας του 1996, οδήγησαν σε μια έντονη πτώση των αποτιμήσεων. Η πτώση αυτή ανακόπηκε από το θετικό για τις αγορές γεγονός της νίκης των συμμάχων στον Πόλεμο του Κόλπου, με το Γ.Δ. να επανακάμπτει κοντά στις 1.300 μονάδες στο πρώτο τρίμηνο του έτους 1991.

**1992 – 1996:** Μέχρι το Νοέμβριο του 1992, ο Γ.Δ. υποχώρησε σε ιδιαίτερα χαμηλά επίπεδα, κοντά στις 550 μονάδες. Η εικόνα των επόμενων τριών ετών ήταν υποτονική με περιορισμένο έως ελάχιστο το συναλλακτικό ενδιαφέρον εκ μέρους των συμμετεχόντων. Εξαιρέσεις αποτέλεσαν η άνοδος λόγω των εκλογών του Οκτωβρίου 1993 αλλά και η «μίνι» έξαρση των τιμών των κατασκευαστικών μετοχών στις αρχές του 1994 – με το Γ.Δ. να πλησιάζει τις 1.200 μονάδες. Από την άλλη πλευρά όμως, ως αρνητικό επιστέγασμα της εν λόγω περιόδου ήρθε το σκάνδαλο της Δέλτα Χρηματιστηριακής στα τέλη του 1996.

**1997 – 1999:** Η συγκεκριμένη χρονική περίοδος στέφθηκε από τη πιο μακριά σε διάρκεια αλλά και σε ένταση χρηματιστηριακή ευφορία που γνώρισε η εγχώρια αγορά μετοχών στη σύγχρονη ιστορία της. Στην περίοδο αυτή προεξοφλήθηκαν με άκρως έντονο τρόπο τα οφέλη της εισόδου της Ελλάδας στην Ο.Ν.Ε. και η βελτίωση των μακροοικονομικών της μεγεθών – κάμψη του πληθωρισμού και επιτοκίων, μείωση του δημόσιου χρέους, βελτίωση των δημοσιονομικών μεγεθών – ενώ η είσοδος καταρχήν των ξένων θεσμικών επενδυτών και μετέπειτα του ευρύτερου επενδυτικού κοινού στην αγορά μεγιστοποίησε τα μεγέθη των συναλλαγών σε ημερήσια βάση και ανέβασε τη χρηματιστηριακή αξία του Χρηματιστηρίου σε επίπεδα άνω του 150% του Α.Ε.Π.. Το 1999 αποτέλεσε το έτος με τη μεγαλύτερη άνοδο του Γ.Δ. – κατά 102% - παρά τα αρνητικά γεγονότα – της κρίσης του Οτσαλάν, του Πολέμου της Γιουγκοσλαβίας και του καταστροφικού σεισμού της Αθήνας – που μεσολάβησαν. Οι δείκτες P/E των μετοχών εκτινάχθηκαν σε τριψήφια νούμερα, με τις εισηγμένες επιχειρήσεις να επιδίδονται σε ένα χορό εξαγορών και συγχωνεύσεων για να τεκμηριώσουν τις αποτιμήσεις.

**2000 – 2003:** Με τα σημάδια της αρχής της πτώσης – μετά από μια αλόγιστη άνοδο των τιμών – να είναι εμφανή, οι εκλογές του Απριλίου του 2000 αλλά και η είσοδος της Ελλάδας στην Ο.Ν.Ε. τον Ιούνιο του ίδιου έτους, δεν απέτρεψαν τη βίαιη αποκλιμάκωση των αποτιμήσεων που έμελλε να συνεχίζεται έως και τους πρώτους μήνες του 2003. Η έλευση του ευρώ στις αρχές του 2002, η προς τα πάνω αναθεώρηση



του δημοσίου χρέους, καθώς και η άνοδος των πληθωριστικών πιέσεων διαδραμάτισαν αρνητικό ρόλο στη χρηματιστηριακή αγορά, αφού πρώτα προηγήθηκαν η κρίση της εμπιστοσύνης του επενδυτικού κοινού λόγω της κάθετης πτώσης των τιμών των μετοχών αλλά και η σοβαρή μείωση των επιχειρηματικών κερδών σε σχέση με τα σχεδόν ανεπανάληπτα ύψη της περιόδου του 1999.

Τέλος και η περίοδος 2004 – 2007 αποτέλεσε μια σημαντική περίοδο, η οποία επηρέασε την εξέλιξη της Ελληνικής Χρηματιστηριακής αγοράς θετικά, καθώς κατά τη διάρκεια της έλαβαν χώρα δύο πολιτικές εκλογικές αναμετρήσεις και οι Ολυμπιακοί Αγώνες στην Αθήνα το 2004.

## 5.2) Εμπειρικές Μελέτες

Παρά την ένταση του Φαινομένου του Ιανουαρίου στις παγκόσμιες χρηματαγορές, οι διεξαχθείσες εμπειρικές μελέτες στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά είναι σχετικά λίγες. Οι μελέτες αυτές παρατίθενται παρακάτω.

Οι Mills, Siriopoulos, Markellos & Harizanis (2000), χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών και των 60 μετοχών που τον απαρτίζουν, μελέτησαν την ύπαρξη ημερολογιακών φαινομένων, συμπεριλαμβανομένου και του Φαινομένου του Ιανουαρίου, στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο Οκτώβριος 1986 – Απρίλιος 1997. Χρησιμοποίησαν τιμές τόσο του Γενικού Δείκτη όσο και των μετοχών που τον απαρτίζουν για να αποφύγουν μεροληψίες συγκέντρωσης, αλλά και για να μην επηρεαστούν τα αποτελέσματα τους από τα διαφορετικά ποσοστά των μετοχών μέσα στο δείκτη. Τα δεδομένα τα οποία χρησιμοποιήθηκαν δεν ήταν προσαρμοσμένα στα μερίσματα, γεγονός το οποίο σύμφωνα με τους Lakonishok & Smidt (1988) και Fiske et al. (1993), δεν επηρεάζει σημαντικά την επίδραση των ημερολογιακών φαινομένων. Παράλληλα, η ένταση του φαινομένου αυτού εξετάστηκε και στη βάση της κεφαλαιοποίησης, του τύπου της εταιρείας και του συστηματικού κινδύνου beta.

Χρησιμοποιώντας τη Μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) και με τη βοήθεια βοηθητικών μεταβλητών, όπως και οι Cheung & Coutts (1999) που περιγράψαμε στο τέταρτο κεφάλαιο, παρατήρησαν ότι οι μέσες αποδόσεις του Γενικού Δείκτη Τιμών ήταν σημαντικά υψηλότερες τον Ιανουάριο (0.34), καθώς επίσης και τον



Φεβρουάριο έναντι των υπολοίπων μηνών. Ωστόσο, τα αποτελέσματα για το Γενικό Δείκτη Τιμών ήταν ασυνεπή με αυτά των μετοχών που τον απαρτίζουν. Παρατήρησαν ότι μόνο 35% των μετοχών του παρουσίαζαν σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο (23%) και τον Φεβρουάριο (12%), ενώ το 16% των μετοχών παρουσίαζαν σημαντικά χαμηλότερες αποδόσεις τον Απρίλιο.

Ενώ ένα συγκριτικά μεγάλο ποσοστό των μετοχών παρουσίαζε το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, η ύπαρξη του δε συνδέθηκε με την tax – loss selling hypothesis, διότι στην Ελλάδα δεν επιβάλλονται φόροι επί των κεφαλαιακών κερδών. Συμπέραν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει στην ελληνική αγορά μετοχών, αλλά η ένταση του φαινομένου αυτού ποικίλει από μετοχή σε μετοχή.

Οι Coutts, Kaplanidis & Roberts (2000), μελέτησαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στο ελληνικό χρηματιστήριο για την περίοδο 14 Οκτωβρίου 1986 – 14 Αυγούστου 1996. Συγκεκριμένα χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS), όπως οι Charles P. Jones, Douglas K. Pearce & Jack W. Wilson (1987), που περιγράψαμε στο τέταρτο κεφάλαιο, μελέτησαν το Γενικό Δείκτη Τιμών, τον Τραπεζικό, τον Ασφαλιστικό και το δείκτη Leasing<sup>52</sup>. Χώρισαν τη μελέτη τους σε δύο υποπεριόδους (1<sup>η</sup>: 1986 - 1990, 2<sup>η</sup>: 1991 – 1996) και παρατήρησαν ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου για τον Γενικό Δείκτη Τιμών καθ' όλη την υπό εξέταση περίοδο και για τη δεύτερη υποπερίοδο, καθώς επίσης το φαινόμενο αυτό παρουσιάζεται και στον Τραπεζικό δείκτη και στον Leasing. Για τον Ασφαλιστικό δείκτη δεν παρατηρήθηκε, καθώς παρουσίαζε αρνητικές, μη στατιστικά σημαντικές αποδόσεις τον Ιανουάριο. Παράλληλα, παρατήρησαν ότι η ένταση του υπό εξέταση φαινομένου και γενικότερα όλων των ημερολογιακών φαινομένων αυξήθηκε στην ελληνική αγορά μετοχών μετά τις θεσμικές αλλαγές στο Χρηματιστήριο Αθηνών, καθώς επίσης ότι η ένταση του ποικίλει και από δείκτη σε δείκτη.

Οι Theocharis Koutianoudis & Shiyun Wang (2002) μελέτησαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου για το Γενικό Δείκτη Τιμών καθώς και για 95 μετοχές του Χρηματιστηρίου Αθηνών, για την περίοδο Ιανουάριος 1992 – Δεκέμβριος 2001.

<sup>52</sup> Ο Γενικός Δείκτης Τιμών και ο Τραπεζικός καλύπτουν την περίοδο 1986 – 1996, ενώ ο Ασφαλιστικός καλύπτει μόνο την περίοδο 1990-1996 και ο Leasing την περίοδο 1992-1996.



Για τη διεξαγωγή της μελέτης χώρισαν τις υπό εξέταση μετοχές σε 5 χαρτοφυλάκια ανάλογα με το μέγεθος / την αξία της κάθε επιχείρησης (το 1<sup>ο</sup> χαρτοφυλάκιο περιελάμβανε το 20% των μετοχών με τη χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση, τα υπόλοιπα χαρτοφυλάκια το υπόλοιπο 20% των μετοχών και το τελευταίο το 20% των μετοχών με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση της αγοράς) έτσι ώστε να συλλάβουν μαζί και το Φαινόμενο του Ιανουαρίου και το φαινόμενο του μεγέθους των επιχειρήσεων, γιατί σε αρκετές εμπειρικές μελέτες το φαινόμενο αυτό συνδέεται με τις μικρές επιχειρήσεις. Ο Γενικός Δείκτης Τιμών θεωρήθηκε σαν ένα χαρτοφυλάκιο σταθμισμένο ως προς την τιμή (value – weighted portfolio). Παράλληλα, εξέτασαν αν το Φαινόμενο του Ιανουαρίου επηρεάζεται από την κατεύθυνση / τάση της αγοράς (market direction / trend) και κατά πόσο αποτελεί μια κερδοφόρα στρατηγική για τους επενδυτές.

Για τη διεξαγωγή της έρευνας τους χρησιμοποίησαν τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS), όπως ο Keim (1983) και οι Charles P. Jones, Douglas K. Pearce & Jack W. Wilson (1987), και συγκεκριμένα την ακόλουθη εξίσωση παλινδρόμησης:

$$R_t = \alpha_1 + \sum_{i=2}^{12} \alpha_i D_{it} + \varepsilon_t$$

Καθώς επίσης και τον μη παραμετρικό έλεγχο Kruskal – Wallis (KW), ο οποίος δεν κάνει προβλέψεις για την κατανομή των αποδόσεων, καθώς πολλές φορές τα δεδομένα δεν κατανέμονται κανονικά αλλά παρουσιάζουν οικονομετρικά προβλήματα (παχιές ουρές, γραμμική συσχέτιση, ετερογένεια). Η μόνη υπόθεση υπό τον έλεγχο KW είναι ότι οι τυχαίες μεταβλητές είναι συνεχείς και μετρήσιμες σε μια συνηθισμένη κλίμακα. Στη μελέτη αυτή με την στατιστική KW έλεγχαν τις ακόλουθες υποθέσεις:

$H_0$ : Τα δώδεκα δείγματα που χρησιμοποίησαν προέρχονται από ίδιους / ταυτόσημους πληθυσμούς. Δηλαδή, οι δώδεκα μήνες έχουν ίδιους μέσους και δεν υπάρχουν εποχικότητες.

$H_1$ : Τα δώδεκα δείγματα έρχονται από διαφορετικούς πληθυσμούς.

Απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ( $H_0$ ) σημαίνει ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Η στατιστική KW που χρησιμοποίησαν είναι η ακόλουθη:

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

όπου



*k*: ο αριθμός των συνόλων των μηνών

*n<sub>k</sub>*: ο αριθμός των παρατηρήσεων για κάθε σύνολο

*N*: ο συνολικός αριθμός των παρατηρήσεων

*T<sub>k</sub>*: είναι το άθροισμα των τάξεων που λαμβάνονται από τις αποδόσεις στο  $k_{ith}$  σύνολο

Αρχικά παρατήρησαν ότι οι μέσες αποδόσεις ήταν θετικές και για τον Γενικό Δείκτη Τιμών και για τα πέντε χαρτοφυλάκια του Ιανουάριο (καθώς και τους μήνες Φεβρουάριο, Μάρτιο, Ιούλιο και Νοέμβριο), γεγονός το οποίο το απέδωσαν στην αλλαγή του έτους (turn - off - the - year effect). Ακόμη, παρατήρησαν ότι οι αποδόσεις για το πρώτο χαρτοφυλάκιο, που περιελάμβανε μετοχές επιχειρήσεων με τη μικρότερη αξία αγοράς παρουσίαζαν μεγαλύτερες αποδόσεις τον Ιανουάριο από τα υπόλοιπα χαρτοφυλάκια. Ήτσι επιβεβαίωσαν και το συμπέρασμα αρκετών μελετητών ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου συνδέεται με τις μικρές επιχειρήσεις.

Ωστόσο χρησιμοποιώντας τις μεθόδους OLS και KW, τα αποτελέσματα της μελέτης τους έδειξαν τελικά ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου για τα πέντε υπό εξέταση χαρτοφυλάκια και σε μεγαλύτερη έκταση στο χαρτοφυλάκιο με τις μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης, με αντίστοιχες αποδόσεις τον Ιανουάριο 7.2%, 3.7%, 1.4%, 2.7% και 3.2%. Ενώ για το Γενικό Δείκτη Τιμών παρατήρησαν ένα αδύναμο και μη στατιστικά σημαντικό Φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Επιπρόσθετα, χωρίζοντας την υπό εξέταση περίοδο σε τρεις υποπεριόδους: σταθερή περίοδος (stable period): 1/1/1992 – 31/12/1996, ανοδική περίοδος (upward period): 1/1/1997 – 31/12/1999 και καθοδική περίοδος (downward period): 1/1/2000 – 31/12/2001, παρατήρησαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου μπορεί να επηρεάζεται από την κατεύθυνση της αγοράς. Για την σταθερή και την ανοδική περίοδο βρήκαν ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου και πιο πολύ για τις μικρές μετοχές, ενώ την καθοδική περίοδο δεν παρατηρείται το φαινόμενο αυτό. Την εξαφάνιση του φαινομένου αυτού κατά την καθοδική περίοδο την απέδωσαν στη συμπεριφορά των θεσμικών επενδυτών. Σύμφωνα με τις window dressing / portfolio rebalancing / tax – loss selling hypothesis, οι θεσμικοί επενδυτές στο τέλος του οικονομικού έτους πωλούν τις μετοχές οι οποίες δεν απέδωσαν καλά κατά το προηγούμενο οικονομικό έτος και τις επαναγοράζουν με την έναρξη του νέου οικονομικού έτους, τον Ιανουάριο. Ωστόσο κατά τη διάρκεια καθοδικών περιόδων οι επενδυτές δεν είναι πρόθυμοι να επαναγοράσουν τις μετοχές που πούλησαν εφόσον οι προβλέψεις της αγοράς δεν είναι



καλές και οι τιμές τους θα συνεχίσουν να πέφτουν. Έτσι δεν αναδιαρθρώνουν τα χαρτοφυλάκια τους τον Ιανουάριο και δεν προκαλείται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Τέλος συμπέραναν ότι οι επενδυτές μπορούν να χρησιμοποιήσουν το φαινόμενο αυτό έτσι ώστε να κερδοσκοπήσουν, παρόλο που αρκετοί μελετητές<sup>53</sup> υποστηρίζουν ότι λόγω των υψηλών κοστών συναλλαγής το Φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν είναι οικονομικά εκμεταλλεύσιμο.

Οι Fountas & Segredakis (2002), εξετάζοντας 18 αναδυόμενες αγορές μετοχών, ανάμεσα σε αυτές και την ελληνική, για την περίοδο 1987 – 1995 και χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS), παρατήρησαν ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην ελληνική αγορά μετοχών, με τις μέσες μηνιαίες αποδόσεις<sup>54</sup> του Ιανουαρίου να είναι σημαντικά υψηλότερες (0.07) έναντι των αποδόσεων των υπολούπων μηνών (-0.05).

Σύμφωνα με έρευνα που πραγματοποίησε η Investment Research and Analysis Journal (2003) σχετικά με το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, παρατηρήθηκε ότι για την περίοδο 1986 – 2002 το φαινόμενο αυτό είναι αρκετά προφανές με το Γενικό Δείκτη Τιμών να είναι 10 φορές ανοδικός και 7 φορές καθοδικός. Παράλληλα, υποστήριξαν ότι «παρά τις διαφορές που υπάρχουν μεταξύ των συνηθειών και των τακτικών των επενδυτών στην ελληνική και στις ξένες χρηματιστηριακές αγορές, οι πιθανότητες για έναν θετικό Ιανουάριο στην Ελλάδα είναι αξιοσημείωτα υψηλές (58.82%) εάν εξετασθεί μια αρκετά μεγάλη περίοδος». Παρακάτω, παρατίθεται η διαγραμματική πορεία του δείκτη για την περίοδο 1986 - 2002.

<sup>53</sup> Bhardwaj & Brooks (1992), Mills & Coutts (1995).

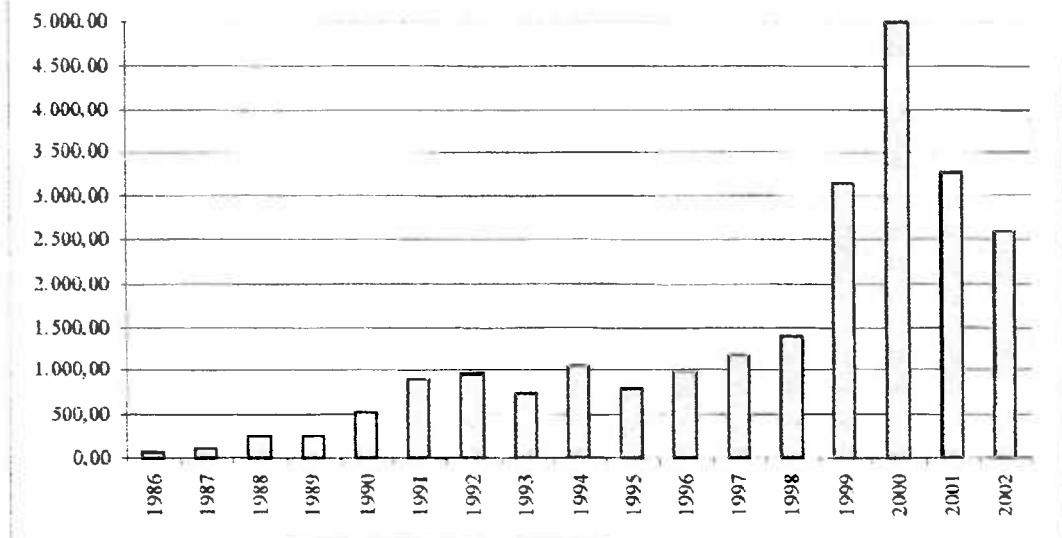
<sup>54</sup> Οι αποδόσεις περιλαμβάνουν τα κεφαλαιακά κέρδη και τις μερισματικές αποδόσεις (dividend yields).



### Διάγραμμα 1

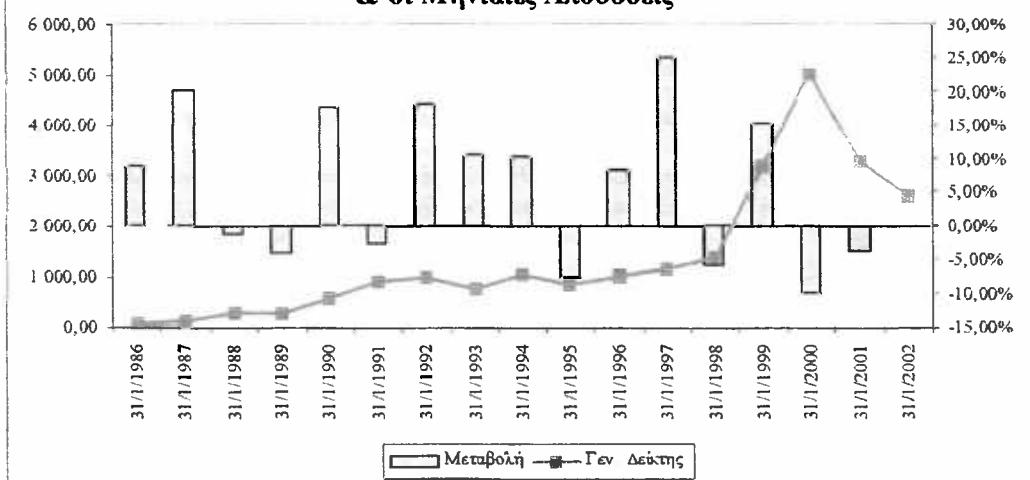
#### Η Πορεία του Γενικού Δείκτη των Ιανουάριο από το 1986

Επίτεδα Γενικού Δείκτη στο Τέλος Ιανουαρίου



### Διάγραμμα 2

#### Το Επίτεδο του Γενικού Δείκτη στο Τέλος Ιανουαρίου & οι Μηνιαίες Αποδόσεις



Οι Kenourgios, Samitas & Karpatselis (2005), μελέτησαν την ύπαρξη ημερολογιακών ανωμαλιών και μεταξύ αυτών και του Φαινομένου του Ιανουαρίου, για τον Γενικό Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών και για τρεις κλαδικούς δείκτες: τον Τραπεζικό (Banking), τον Ασφαλιστικό (Insurance) και τον Miscellaneous,

για την περίοδο Ιανουάριος 1995 – Δεκέμβριος 2000, χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές κλεισίματος. Εξέτασαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου, καθώς και των υπόλοιπων ημερολογιακών φαινομένων, στις μέσες αποδόσεις με τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS), εκτιμώντας την ίδια εξίσωση παλινδρόμησης όπως και οι Koutianoudis & Wang (2002), και στη μεταβλητότητα των αποδόσεων χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα GARCH:

$$h_t^2 = a + \beta \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma h_{t-1}^2 + \sum_{i=2}^{12} \delta_i M_{it}$$

Οι αποδόσεις που χρησιμοποίησαν δεν περιελάμβαναν πληροφορίες για την πληρωμή μερισμάτων, ωστόσο υποστήριξαν ότι η πληρωμή των μερισμάτων δεν θα άλλαζε τα αποτελέσματα τους.

Παρατήρησαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει στην ελληνική αγορά μετοχών, ωστόσο δεν είναι αξιόπιστο και μόνιμο και η έκταση του διαφέρει από δείκτη σε δείκτη.

Οι **Osamah Al – Khazali, Koumanakos & Chong Soo Pyun (2007)**, εξέτασαν την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου για την περίοδο 2 Ιανουαρίου 1985 – 31 Δεκεμβρίου 2004, χρησιμοποιώντας ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Για την πραγματοποίηση της έρευνας τους δεν χρησιμοποίησαν την παραδοσιακή μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων, ούτε τη μη παραμετρική μέθοδο Kruskal – Wallis, αλλά μια μη παραμετρική μέθοδο, τη προσέγγιση της στοχαστικής κυριαρχίας / *stochastic dominance approach*<sup>55</sup>.

Η προσέγγιση αυτή δεν απαιτεί προϋποθέσεις σχετικά με την κανονικότητα στην κατανομή των αποδόσεων και επιβάλλει λίγους σχετικά περιορισμούς στις προτιμήσεις των επενδυτών σχετικά με τη σχέση κινδύνου – αναμενόμενης απόδοσης. Υπάρχουν τρεις τύποι της stochastic dominance approach: First order Stochastic Dominance approach (FSD), Second order Stochastic Dominance approach (SSD) και Third order Stochastic Dominance approach (TSD). Σύμφωνα με την προσέγγιση αυτή ένα περιουσιακό στοιχείο / μια μετοχή X με αθροιστική συνάρτηση πυκνότητας (cumulative density function / CDF)  $F_1$  θα κυριαρχεί επί ενός περιουσιακού στοιχείου / μετοχής Y με αθροιστική συνάρτηση πυκνότητας  $G_1$  με FSD, αν και μόνο εάν:

<sup>55</sup> Οπως και ο H. Nejat Seyhun (1993).



$F_1(x) < G_1(x)$ , για όλα τα πιθανά  $x$

Παρόμοια το περιουσιακό στοιχείο  $X$  θα κυριαρχεί επί του περιουσιακού στοιχείου  $Y$  με SSD, αν και μόνο εάν:

$F_2(x) < G_2(x)$ , για όλα τα πιθανά  $x$

Και ένα περιουσιακό στοιχείο  $X$  θα κυριαρχεί επί ενός περιουσιακού στοιχείου  $Y$  με TSD, αν και μόνο εάν:

$\mu_x > \mu_y$  και  $F_3(x) < G_3(x)$ , για όλα τα πιθανά  $x$ ,

όπου  $\mu_x$  και  $\mu_y$  είναι οι αναμενόμενες αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων  $X$  και  $Y$ .

Η υπόθεση της FSD είναι περισσότερο αυστηρή από τις SSD και TSD.

Για να πραγματοποιήσουν την ανάλυση κατασκεύασαν την αθροιστική συνάρτηση πυκνότητας των μηνιαίων αποδόσεων για κάθε μήνα του έτους, όπου οι  $n$  μηνιαίες αποδόσεις του Ιανουαρίου κατατάχθηκαν με αύξουσα σειρά. Για να υπάρχει ένα ισχυρό Φαινόμενο του Ιανουαρίου θα πρέπει να υπάρχει μια πρώτης τάξης προσέγγιση στοχαστικής κυριαρχίας (FSD) του Ιανουαρίου επί των υπολοίπων μηνών του έτους.

Τα αποτελέσματα της ερευνάς τους έδειξαν ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην αγορά μετοχών της Αθήνας αλλά είναι ασθενές. Βρήκαν ότι οι αποδόσεις του Ιανουαρίου κυριαρχούν με FSD μόνο επί των αποδόσεων 3 μηνών (Μαΐου, Οκτωβρίου, Νοεμβρίου), με SSD κυριαρχούν επί των αποδόσεων 3 μηνών (Μαρτίου, Απριλίου και Αυγούστου) και με TSD κυριαρχούν επί των αποδόσεων 4 μηνών (Ιουνίου, Ιουλίου, Σεπτεμβρίου και Δεκεμβρίου).

Έτσι συμπέραναν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου για την ελληνική αγορά μετοχών δεν είναι στατιστικά αξιόπιστο και έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των προηγούμενων μελετών που πραγματοποιήθηκαν το 2000 για την εν λόγω αγορά. Οι μελετητές αποδίδουν τη διαφορά αυτή των αποτελεσμάτων σε πιθανά λάθη μέτρησης που μπορεί να έγιναν στις αναλύσεις.

#### ➤ Αγορά Μετοχικών Αμοιβαίων κεφαλαίων (Equity Mutual Funds)

Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου εξετάστηκε και για την ελληνική αγορά μετοχικών αμοιβαίων κεφαλαίων εκτός από την αγορά μετοχών. Ο **Gerasimos Rompotis (2007)** μελέτησε την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στα ελληνικά



μετοχικά αμοιβαία κεφάλαια (equity mutual funds) για την περίοδο 2002 – 2005 χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις<sup>56</sup>. Η μελέτη πραγματοποιήθηκε με δυο μεθόδους. Σύμφωνα με την πρώτη μέθοδο υπολόγισαν τις μηνιαίες αποδόσεις κάθε μήνα και τις σύγκριναν ανά έτος. Και η δεύτερη μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε ήταν η Μέθοδος των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS), όπως και των Koutianoudis & Wang (2002) για την αγορά μετοχών.

Τα αποτελέσματα της πρώτης μεθόδου έδειξαν ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν είναι μόνιμο στα μετοχικά αμοιβαία κεφάλαια και από τις συγκρίσεις ανά έτος οδηγήθηκαν στην απόρριψη της υπόθεσης ύπαρξης του φαινομένου αυτού. Ειδικότερα τα αποτελέσματα τους για το έτος 2002 έδειξαν ότι οι μεγαλύτερες αποδόσεις σημειώθηκαν το Νοέμβριο (0.24) και οι χαμηλότερες το Σεπτέμβριο (-0.56), η απόδοση του Ιανουαρίου (0.05) ήταν η τρίτη μεγαλύτερη. Για το 2003 βρέθηκε αρνητική μηνιαία απόδοση τον Ιανουάριο (-0.20), γεγονός που επιβεβαίωσε την απουσία του Φαινομένου του Ιανουαρίου για αυτή τη χρονιά. Για το 2004, παρατηρήθηκε ένα θετικό Φαινόμενο του Ιανουαρίου (0.27), ενώ για το 2005 ο Ιανουάριος (0.19) παρουσίασε θετική απόδοση αλλά δεν επιβεβαιώθηκε η ύπαρξη του φαινομένου αυτού γιατί ο μήνας με την υψηλότερη απόδοση ήταν ο Ιούλιος (0.26).

Παράλληλα, τα αποτελέσματα με τη χρήση της μεθόδου OLS ήταν παρόμοια με αυτά της πρώτης. Παρατήρησαν ότι για το 2002, υπάρχει ένα ασθενές Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Για το 2003 δεν επιβεβαιώθηκε η ύπαρξη του, ενώ το 2004 παρατηρήθηκε το φαινόμενο αυτό. Και για το 2005, τα αποτελέσματα τους ήταν ίδια με αυτά της πρώτης μεθόδου. Έτσι, και με τη χρήση της δεύτερης μεθόδου, συμπέραναν τελικά ότι το Φαινόμενο του Ιανουάριου είναι ασθενές και δεν είναι μόνιμο στην αγορά μετοχικών αμοιβαίων κεφαλαίων, εφόσον παρατηρείται μόνο για το ένα από τα τέσσερα υπό εξέταση χρόνια.

<sup>56</sup> Αναφέρονται στις μέσες ημερήσιες αποδόσεις των αμοιβαίων κεφαλαίων κάθε μήνα. Η μέση ημερήσια απόδοση κάθε μήνα χαρακτηρίζεται ως η μηνιαία απόδοση για κάθε αμοιβαίο κεφάλαιο.



### **5.3) Εξηγήσεις για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά**

Στο τρίτο κεφάλαιο ασχοληθήκαμε με τις εξηγήσεις που έχουν δοθεί διαχρονικά για την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στις παγκόσμιες αγορές μετοχών. Στην ενότητα αυτή θα αναλύσουμε ειδικότερα τους πιθανούς παράγοντες που οδηγούν στην εμφάνιση του Φαινομένου του Ιανουαρίου στην Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά.

Η ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στις περισσότερες εμπειρικές μελέτες έχει συνδεθεί με την tax – loss selling hypothesis. Στην Ελλάδα παρά το γεγονός ότι το οικονομικό έτος λήγει το Δεκέμβριο, δεν επιβάλλονται φόροι επί των κεφαλαιακών κερδών, οπότε οι επενδυτές δεν θα ωφελούνταν αν πουλούσαν μετοχές με χαμηλή απόδοση (loser stocks) στο τέλος του οικονομικού έτους. Οπότε κάποιος θα μπορούσε να ισχυριστεί ότι η υπόθεση αυτή δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί σαν πιθανή εξήγηση για την ύπαρξη του φαινομένου στην Ελλάδα. Ωστόσο, λόγω της συναλλακτικής δραστηριότητας των ξένων επενδυτών στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά πολλές φορές η ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου συνδέεται με την υπόθεση αυτή όπως περιγράφεται παρακάτω.

Όπως αναφέραμε στην αρχή του κεφαλαίου, κατά τη διάρκεια των τελευταίων δεκαετιών έλαβε χώρα μια σειρά αλλαγών στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, οι οποίες προσέλκυσαν το ενδιαφέρον των ξένων επενδυτών. Παρόλο που οι Έλληνες επενδυτές δεν έχουν κίνητρο να πουλήσουν μετοχές στο τέλος του οικονομικού έτους για φορολογικούς σκοπούς, οι ξένοι επενδυτές οι οποίοι κρατούν χαρτοφυλάκια στο Χρηματιστήριο Αθηνών έχουν κίνητρο να πουλήσουν μετοχές στο τέλος του έτους για φορολογικούς σκοπούς σαν να βρίσκονταν στη χώρα τους. Αυτό συμβαίνει διότι οι ξένοι επενδυτές που επενδύουν στο ελληνικό χρηματιστήριο φορολογούνται σύμφωνα με τη φορολογική νομοθεσία της χώρας τους και όχι την ελληνική. Έτσι, το γεγονός αυτό μπορεί να προκαλέσει πίεση για πώληση μετοχών στο τέλος του οικονομικού έτους και πίεση για αγορά στην αρχή του νέου έτους, με αποτέλεσμα να προκαλείται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Παράλληλα, η ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά συνδέθηκε και με άλλους παράγοντες, οι οποίοι περιγράφηκαν στο τρίτο κεφάλαιο, όπως η window – dressing / portfolio rebalancing hypothesis και η



liquidity hypothesis. Τέλος, πιθανή εξήγηση αποτελεί και η παρουσίαση των οικονομικών αποτελεσμάτων των επιχειρήσεων στο τέλος του έτους και η ανακοίνωση των ενεργειών και των σχεδίων δράσης τους για την επόμενη χρονιά (accounting information hypothesis). Οι ανακοινώσεις αυτές τείνουν να είναι αισιόδοξες προκαλώντας μια πίεση στις τιμές των μετοχών προς τα πάνω τον Ιανουάριο.

Σύμφωνα με όλα όσα περιγράφηκαν στο παρόν κεφάλαιο, παρατηρούμε ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει στο Χρηματιστήριο Αθηνών, αλλά δεν είναι μόνιμο και στατιστικά αξιόπιστο όσο η ελληνική αγορά γίνεται περισσότερο αποτελεσματική διαχρονικά.



## Κεφαλαίο 6<sup>ο</sup>

### «Δεδομένα και Μεθοδολογία»

#### **6.1) Δεδομένα**

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται στην παρούσα διπλωματική εργασία για την ανάλυση του Φαινομένου του Ιανουαρίου είναι ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών για την περίοδο 3 Οκτωβρίου 1988 – 31 Οκτωβρίου 2007, του δείκτη FTSE / X.A. Small Cap 80 για την περίοδο 1 Ιουνίου 2001 – 31 Οκτωβρίου 2007 και του δείκτη FTSE / X.A. Τράπεζες για την περίοδο 2 Ιανουαρίου 1996 – 31 Οκτωβρίου 2007. Τα δεδομένα για τον Γενικό Δείκτη Τιμών τα αντλήσαμε από τη στατιστική βάση δεδομένων DataStream, για τον FTSE / X.A. Small Cap 80 από την Ελευθεροτυπία και για τον FTSE / X.A. Τράπεζες από την ηλεκτρονική σελίδα του Χρηματιστηρίου Αθηνών και την Ελευθεροτυπία.

Ο έλεγχος θα πραγματοποιηθεί για τις ακόλουθες περιόδους για κάθε δείκτη:

A)Για τον Γενικό Δείκτη Τιμών, ο οποίος απεικονίζει την τάση των μετοχών των εισηγμένων εταιρειών που διαπραγματεύονται στην κατηγορία της Μεγάλης Κεφαλαιοποίησης του X.A., για τις τρεις μεγάλες περιόδους: Οκτώβριος 1988 – Οκτώβριος 2007, Οκτώβριος 1988 – Δεκέμβριος 1999 και Ιανουάριος 2000 – Οκτώβριος 2007, καθώς επίσης και για τις υποπεριόδους: Ιανουάριος 1989 – Δεκέμβριος 1991, Ιανουάριος 1992 – Δεκέμβριος 1996, Ιανουάριος 1997 – Δεκέμβριος 1999 και Ιανουάριος 2000 – Δεκέμβριος 2003, Ιανουάριος 2004 – Οκτώβριος 2007, περίοδοι στις οποίες έλαβαν χώρα ισχυρά πολιτικά, οικονομικά και κοινωνικά γεγονότα τα οποία επηρέασαν την εγχώρια αγορά μετοχών και περιγράφηκαν στο πέμπτο κεφάλαιο.

B)Για τον δείκτη FTSE / X.A. Small Cap 80, ο οποίος περιλαμβάνει 80 μετοχές εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης εισηγμένων στο X.A. και ζεκίνησε το 2001, για τις περιόδους: Ιούνιος 2001 – Οκτώβριος 2007, Ιούνιος 2001 – Δεκέμβριος 2003 και Ιανουάριος 2004 – Οκτώβριος 2007.



Γ) Για τον δείκτη FTSE / X.A. Τράπεζες, ο οποίος αποτελεί έναν νέο κλαδικό δείκτη, για τις περιόδους: 2 Ιανουαρίου 1996 – 31 Οκτωβρίου 2007, Ιανουάριος 1996 – Δεκέμβριος 1999, Ιανουάριος 2000 – Δεκέμβριος 2003, Ιανουάριος 2004 – Οκτώβριος 2007. Από 02/01/2006 ξεκίνησε ο υπολογισμός των νέων κλαδικών δεικτών FTSE/X.A. βασισμένων στο μοντέλο κλαδικής κατάταξης των εταιρειών Dow Jones Industry Classification Benchmark. Η σύνθεση και ο υπολογισμός των νέων Κλαδικών Δεικτών βασίζεται στους «Βασικούς Κανόνες Διαχείρισης & Υπολογισμού των Δεικτών FTSE/X.A.» (Ground Rules for the Management of the FTSE/ATHEX Index Series). Για λόγους ιστορικότητας υπολογίστηκαν οι τιμές των νέων κλαδικών δεικτών με βάση την παρακάτω παραδοχή: έγινε αναγωγή όλων των ιστορικών τιμών τους στην τιμή εκκίνησης των νέων δεικτών (5.000 μονάδες).

Για την πραγματοποίηση της ανάλυσης θα χρησιμοποιήσουμε τις ημερήσιες αποδόσεις<sup>57</sup> των δεικτών, οι οποίες υπολογίζονται σύμφωνα με τον ακόλουθο τύπο:

$$R_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \quad (ii)$$

όπου

$R_t$ : υποδηλώνει την ημερήσια απόδοση του δείκτη την ημέρα t

$P_t$ : η τιμή του δείκτη την ημέρα t

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

## 6.2) Περιγραφή Μεθοδολογίας

Όπως είδαμε και στα προηγούμενα κεφάλαια, έχουν χρησιμοποιηθεί διάφορες μέθοδοι για την ανάλυση του Φαινομένου του Ιανουαρίου, οι:

- *H Μέθοδος των Ελαχίστων Τετραγώνων με τη χρήση βοηθητικών μεταβλητών*
- *O μη παραμετρικός έλεγχος Kruskal - Wallis*
- *H χρήση των υποδειγμάτων GARCH, E – GARCH*
- *H Stochastic Dominance Approach*
- *H Power Ratio Method*

<sup>57</sup> Χρησιμοποιούμε τις αποδόσεις των δεικτών, και όχι τις τιμές τους, διότι όπως περιγράφεται και στο Παράρτημα δεν ακολουθούν τυχαία πορεία, και για να μπορούμε να κάνουμε πρόβλεψη θα πρέπει να έχουμε στάσιμες χρονολογικές σειρές.



Στην παρούσα διπλωματική εργασία, η μέθοδος που θα χρησιμοποιήσουμε, είναι η Μέθοδος των Ελαχίστων Τετραγώνων (Ordinary Least Squares) με τη χρήση βοηθητικών μεταβλητών, η οποία είναι γενικά αποδεκτή από αρκετούς μελετητές οι οποίοι ασχολούνται με τη μελέτη ημερολογιακών φαινομένων. Η ανάλυση θα πραγματοποιηθεί με τη χρήση του οικονομετρικού πακέτου E – views, και υπολογίζοντας πρώτα τις ημερήσιες αποδόσεις των δεικτών από τον τύπο (i), θα χρησιμοποιήσουμε 2 μορφές ελέγχου OLS για να ελέγξουμε για κάθε περίοδο την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου, όπως και οι *Fountas & Segredakis (2002)*, οι οποίες περιγράφονται παρακάτω:

**α) OLS με τη χρήση 11 βοηθητικών μεταβλητών:** ο έλεγχος πραγματοποιείται με την εκτίμηση της ακόλουθης εξίσωσης παλινδρόμησης:

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

όπου

$R_t$ : οι ημερήσιες αποδόσεις των δεικτών όπως υπολογίζονται από τον τύπο (i)

$c$ : σταθερά, η οποία υποδηλώνει τη μέση απόδοση του Ιανουαρίου

$a_i$ ,  $i = 2, \dots, 12$ : συντελεστές οι οποίοι απεικονίζουν τη διαφορά μεταξύ της μέσης απόδοσης του Ιανουαρίου και του i μήνα του χρόνου

$D_{it}$ : είναι ψευδομεταβλητές για κάθε μήνα t

$e_t$ : ο διαταρακτικός όρος

Η μηδενική υπόθεση που ελέγχεται είναι αν οι συντελεστές των μηνιαίων ψευδομεταβλητών, δηλαδή τα  $a_i$ , είναι μηδέν:  $H_0: a_2 = a_3 = a_4 = \dots = a_{12} = 0$ , έναντι της εναλλακτικής, ότι έστω ένας συντελεστής είναι διαφορετικός του μηδενός. Αποτελέσματα τα οποία θα έδειχναν ότι κάθε συντελεστής είναι μικρότερος του μηδενός θα οδηγούσαν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.

**β) OLS με τη χρήση μιας βοηθητικής μεταβλητής:** ο έλεγχος αυτός ελέγχει και την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου, αλλά και την tax – loss selling hypothesis, όπως περιγράψαμε στο τρίτο κεφάλαιο, και πραγματοποιείται με την εκτίμηση της ακόλουθης εξίσωσης παλινδρόμησης:

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



όπου

$R_t$  : οι ημερήσιες αποδόσεις των δεικτών όπως υπολογίζονται από τον τύπο (i)

$D_{it} = 0$  για τον Ιανουάριο ή / και για τον πρώτο μήνα του φορολογικού έτους  
= 1 αλλιώς

$\beta_1$  : είναι η μέση απόδοση των υπολοίπων μηνών

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

και  $e_t$ : ο διαταρακτικός όρος

Εάν ο συντελεστής  $\beta_1$  είναι στατιστικά σημαντικός και μικρότερος του μηδενός ( $\beta_1 < 0$ ) τότε υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου ή / και η tax – loss selling hypothesis.

γ) Ωστόσο, μαζί με την πραγματοποίηση των παραπάνω ελέγχων, θα εξετάσουμε στο τέλος του επόμενου κεφαλαίου χρησιμοποιώντας τη Μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων - αλλά με 12 βοηθητικές μεταβλητές σε αυτή την περίπτωση όπως οι *Fountas & Segredakis (2002)* και άλλοι μελετητές<sup>58</sup> - ποιοι μήνες παρουσιάζουν στατιστικά σημαντικές μέσες αποδόσεις και ειδικότερα αν υπάρχουν μηνιαία εποχικά φαινόμενα. Η μορφή ελέγχου για εποχικότητες είναι η ακόλουθη:

$$R_t = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + a_4 D_{4t} + a_5 D_{5t} + a_6 D_{6t} + \dots + a_{11} D_{11t} + a_{12} D_{12t} + e_t = \\ = \sum_{i=1}^{12} a_i D_{it} + e_t$$

όπου

$R_t$  : οι ημερήσιες αποδόσεις των δεικτών όπως υπολογίζονται από τον τύπο (i), &

$D_{it}$ : είναι ψευδομεταβλητές για κάθε μήνα t

$a_i$  : η μέση απόδοση για το μήνα i

$e_t$ : ο διαταρακτικός όρος

Η μηδενική υπόθεση σε αυτή την περίπτωση είναι αν οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις είναι ίσες μεταξύ τους, τότε οι συντελεστές  $a_i$  θα έπρεπε να είναι ίσοι μεταξύ τους (και συνεπώς δεν θα έπρεπε να παρουσιάζονται μηνιαία εποχικά φαινόμενα), δηλαδή  $H_0$ :  $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = \dots = a_{10} = a_{11} = a_{12}$ , έναντι της εναλλακτικής ότι κάποια μέση απόδοση διαφέρει από τις υπόλοιπες. Παράλληλα στο

<sup>58</sup> Οι *Mehdian & Perry (2002)* και οι *Coutts & Sheikh (2000)* (η υπόθεση αυτή χρησιμοποιήθηκε από αυτούς τους ερευνητές και για έλεγχο της ύπαρξης του Φαινομένου του Ιανουαρίου).



υπόδειγμα γ) θα ελέγξουμε περαιτέρω την ισότητα μεταξύ της μέσης απόδοσης του Ιανουαρίου και του Φεβρουαρίου και της μέσης απόδοσης του Ιανουαρίου και του Δεκεμβρίου, δηλαδή τις υποθέσεις αν α)  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$  και β)  $H_0: \alpha_1 = \alpha_{12}$ . Ο έλεγχος F-Statistic των συνδυαστικών υποθέσεων α) και β) πραγματοποιείται με τη χρήση του Wald Coefficient test στο E – Views.



## Κεφαλαίο 7<sup>o</sup>

### «Εμπειρική Διερεύνηση του Φαινομένου του Ιανουαρίου στο Χρηματιστήριο Αθηνών»

Στο κεφάλαιο αυτό, στην πρώτη ενότητα παρουσιάζονται και αναλύονται τα αποτελέσματα<sup>59</sup> για την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στον Γενικό Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών, στον FTSE / X.A. Small Cap 80 και στον FTSE / X.A. Τράπεζες για τις διάφορες υπό εξέταση περιόδους, με τη χρήση του οικονομετρικού πακέτου E-views και των μεθόδων που περιγράψαμε στο προηγούμενο κεφάλαιο. Στη συνέχεια, στη δεύτερη ενότητα παρουσιάζονται και αναλύονται τα αποτελέσματα για ύπαρξη μηνιαίων εποχικών προτύπων στους παραπάνω δείκτες. Ο έλεγχος για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου και για εποχικότητες, πραγματοποιείται σε επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10%.

#### **7.1) Παρουσίαση και Ανάλυση των Αποτελεσμάτων για την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου στο Χρηματιστήριο Αθηνών**

##### ➤ Γενικός Δείκτης Τιμών

###### ▪ Περίοδοι 1988 – 2007, 1988 – 1999 & 2000 – 2007

###### Πίνακας 1

Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους  
1988 – 2007, 1988 – 1999, 2000 - 2007 με τη χρήση OLS με 11 ψευδομεταβλητές

Περίοδος	1988 - 2007	1988 - 1999	2000 - 2007
Variable	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)
C	<b>0.089753*</b> <b>(0.0093)</b>	<b>0.139428*</b> <b>(0.0061)</b>	<b>0.021659</b> <b>(0.6093)</b>
D2	-0.014559 (0.7713)	0.010716 (0.8843)	-0.049348 (0.4223)
D3	-0.096781* (0.0475)	-0.096414 (0.1794)	-0.097284 (0.1047)

<sup>59</sup> Στο παρότιμα παρατίθενται διαγραμματικά οι σειρές των αποδόσεων και των τιμών για κάθε δείκτη για όλη την περίοδο εξέτασης τους.



<i>D4</i>	-0.006330 (0.8979)	-0.024822 (0.7317)	0.018220 (0.7642)
<i>D5</i>	-0.080452** (0.0992)	-0.124154** (0.0842)	-0.020422 (0.7326)
<i>D6</i>	-0.087012** (0.0774)	-0.095914 (0.1854)	-0.075190 (0.2144)
<i>D7</i>	-0.029977 (0.5399)	-0.061040 (0.3953)	0.012166 (0.8398)
<i>D8</i>	-0.097308* (0.0461)	-0.142491* (0.0475)	-0.035279 (0.5550)
<i>D9</i>	-0.110234* (0.0255)	-0.140087** (0.0531)	-0.069821 (0.2503)
<i>D10</i>	-0.126307* (0.0089)	-0.226164* (0.0013)	0.017502 (0.7703)
<i>D11</i>	-0.076878 (0.1182)	-0.139983* (0.0482)	0.014162 (0.8209)
<i>D12</i>	-0.042805 (0.3814)	-0.086291 (0.2201)	0.014876 (0.8114)

Πίνακας 2

Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους  
1988 – 2007, 1988 – 1999, 2000 - 2007 με τη χρήση OLS με 1 ψευδομεταβλητή

Περίοδος	1988 - 2007	1988 - 1999	2000 - 2007
<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i> ( <i>Probability Value</i> )	<i>Coefficient</i> ( <i>Probability Value</i> )	<i>Coefficient</i> ( <i>Probability Value</i> )
<i>C</i>	0.089753* (0.0094)	0.139428* (0.0061)	0.021659 (0.6093)
<i>D1</i>	<b>-0.070661**</b> (0.0503)	<b>-0.104494*</b> (0.0491)	<b>-0.025312</b> (0.5682)

\* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%.

\*\*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Από τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε ότι για τις περιόδους 1988 – 2007 και 1988 – 1999 παρουσιάζεται ένα θετικό και στατιστικά σημαντικό Φαινόμενο του Ιανουαρίου, με τον Ιανουάριο να εμφανίζει θετική και στατιστικά σημαντική μέση απόδοση (0.089753) και (0.139428) αντίστοιχα. Στη συνέχεια, βλέπουμε ότι για την περίοδο 2000 – 2007 το Φαινόμενο του Ιανουαρίου εξασθενεί, με τον Ιανουάριο να σημειώνει θετική απόδοση αλλά μη στατιστικά σημαντική. Τα συμπεράσματα αυτά επιβεβαιώνονται και από τον Πίνακα 2, καθώς επίσης και η ισχύς της tax –loss selling hypothesis ως πιθανή εξήγηση του φαινομένου για τις δύο πρώτες περιόδους, όπου ο



συντελεστής βι είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, ενώ για την τρίτη περίοδο είναι αρνητικός αλλά μη στατιστικά σημαντικός.

- Περίοδοι 1989 – 1991, 1992 – 1996, 1997 – 1999**

**Πίνακας 3**

Αποτέλεσματα ελέγχου του Φαινούμενου του Ιανουαρίου για τις περιόδους  
1989 – 1991, 1992 – 1996, 1997 - 1999 με τη χρήση OLS με 11 ψευδομεταβλητές

Περίοδος	1989 - 1991	1992 - 1996	1997 - 1999
<i>Variable</i>	<i>Coefficient (Probability Value)</i>	<i>Coefficient (Probability Value)</i>	<i>Coefficient (Probability Value)</i>
<i>C</i>	<b>0.059754 (0.5984)</b>	<b>0.144201* (0.0080)</b>	<b>0.215745** (0.0689)</b>
<i>D2</i>	0.254420 (0.1250)	-0.086729 (0.2682)	-0.073632 (0.6680)
<i>D3</i>	-0.008604 (0.9575)	-0.227812* (0.0029)	0.034011 (0.8392)
<i>D4</i>	0.185718 (0.2565)	-0.202519* (0.0088)	0.054288 (0.7459)
<i>D5</i>	-0.016514 (0.9177)	-0.208823* (0.0065)	-0.093301 (0.5806)
<i>D6</i>	0.134879 (0.4098)	-0.106662 (0.1660)	-0.308772** (0.0667)
<i>D7</i>	-0.012456 (0.9386)	-0.114014 (0.1370)	-0.029211 (0.8606)
<i>D8</i>	-0.005599 (0.9722)	-0.134859** (0.0779)	-0.301118** (0.0748)
<i>D9</i>	-0.087186 (0.5956)	-0.213379* (0.0056)	-0.079134 (0.6367)
<i>D10</i>	-0.178992 (0.2648)	-0.212001* (0.0058)	-0.346588* (0.0389)
<i>D11</i>	-0.178599 (0.2713)	-0.121941 (0.1134)	-0.083579 (0.6221)
<i>D12</i>	-0.061298 (0.7068)	-0.041381 (0.5884)	-0.182063 (0.2721)

**Πίνακας 4**

Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους  
1989 – 1991, 1992 – 1996, 1997 – 1999 με τη χρήση OLS με 1 ψευδομεταβλητή

Περίοδος	1989 - 1991	1992 - 1996	1997 - 1999
Variable	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)
<i>C</i>	0.059754 (0.5993)	0.144201* (0.0081)	0.215745** (0.0695)
<i>DI</i>	<b>-0.000779</b> <b>(0.9948)</b>	<b>-0.152185*</b> <b>(0.0075)</b>	<b>-0.128054</b> <b>(0.3023)</b>

\* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%.

\*\* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Από τον Πίνακα 3 παρατηρούμε ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει για τις περιόδους 1992 – 1996 και 1997 – 1999, με τη μέση απόδοση του Ιανουαρίου και για τις δύο περιόδους να είναι θετική και στατιστικά σημαντική, (0.144201) και (0.215745) αντίστοιχα. Παράλληλα για την περίοδο 1997 – 1999, θετικοί παρουσιάζονται και οι συντελεστές  $\alpha_3$  &  $\alpha_4$ , οι οποίοι δείχνουν τη διαφορά στη μέση απόδοση του Ιανουαρίου με τη μέση απόδοση του Μαρτίου και του Απριλίου αντίστοιχα, αλλά είναι μη στατιστικά σημαντικοί.

Για την περίοδο 1989 – 1991 δεν παρατηρείται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Βλέπουμε ότι παρουσιάζεται θετική μέση απόδοση του Ιανουάριο (0.059754) αλλά μη στατιστικά σημαντική, καθώς επίσης ότι θετικοί παρουσιάζονται και οι συντελεστές  $\alpha_2$ ,  $\alpha_4$  και  $\alpha_6$ , οι οποίοι απεικονίζουν τη διαφορά της μέσης απόδοσης του Ιανουαρίου με τους Φεβρουάριο, Απρίλιο και Ιούνιο.

Τα παραπάνω αποτελέσματα επιβεβαιώνονται και από τον Πίνακα 4, καθώς επίσης παρατηρούμε ότι ισχύει και η tax – loss selling hypothesis μόνο για τη μια από τις περιόδους, όπου υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Για την περίοδο 1992 – 1996 ο συντελεστής  $\beta_1$  είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, ενώ για τις περιόδους 1989 – 1991 και 1997 – 1999 οι συντελεστές  $\beta_1$  είναι αρνητικοί, αλλά μη στατιστικά σημαντικοί.



▪ Περίοδοι 2000 – 2003, 2004 - 2007

Πίνακας 5

Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους  
2000 – 2003, 2004 - 2007, με τη χρήση OLS με 11 ψευδομεταβλητές

Περίοδος	2000 – 2003	2004 – 2007
Variable	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)
<i>C</i>	<b>-0.087728</b> (0.2164)	<b>0.133532*</b> (0.0031)
<i>D2</i>	-0.016793 (0.8706)	-0.083428 (0.2010)
<i>D3</i>	-0.007461 (0.9412)	-0.190453* (0.0026)
<i>D4</i>	0.121480 (0.2329)	-0.087454 (0.1746)
<i>D5</i>	0.117061 (0.2422)	-0.161022* (0.0113)
<i>D6</i>	-0.000690 (0.9946)	-0.153379* (0.0164)
<i>D7</i>	0.113460 (0.2596)	-0.091331 (0.1538)
<i>D8</i>	0.052325 (0.6030)	-0.125848* (0.0464)
<i>D9</i>	-0.065818 (0.5192)	-0.077550 (0.2272)
<i>D10</i>	0.100404 (0.3157)	-0.066669 (0.2963)
<i>D11</i>	0.086862 (0.3936)	-0.050463 (0.4629)
<i>D12</i>	0.076504 (0.4497)	-0.034043 (0.6204)

Πίνακας 6

Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους  
2000 – 2003, 2004 - 2007, με τη χρήση OLS με 1 ψευδομεταβλητή

Περίοδος	2000 – 2003	2004 – 2007
Variable	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)
<i>C</i>	-0.087728 (0.2159)	0.133532* (0.0031)
<i>D1</i>	<b>0.053844</b> (0.4678)	<b>-0.105595*</b> (0.0253)

\* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%.

\*\*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.



Από τον Πίνακα 5 παρατηρούμε ότι υπάρχει ένα αρνητικό Φαινόμενο του Ιανουαρίου για την περίοδο 2000 – 2003, ενώ την περίοδο 2004 – 2007, έχουμε επανεμφάνιση του φαινομένου αυτού. Ειδικότερα, την περίοδο 2000 – 2003, ο Ιανουάριος εμφανίζει αρνητική και μη στατιστικά σημαντική μέση απόδοση, ενώ την περίοδο 2004 – 2007, εμφανίζει θετική και στατιστικά σημαντική μέση απόδοση (0.133532). Τα αποτελέσματα αυτά επιβεβαιώνονται και από τον Πίνακα 6, όπου για την περίοδο 2000 – 2003, ο συντελεστής  $\beta_1$  είναι θετικός, και για την περίοδο 2004 – 2007, ο συντελεστής  $\beta_1$  είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, γεγονός το οποίο επιβεβαιώνει και την ισχύ της tax – loss selling hypothesis για την υπό εξέταση περίοδο.

#### ➤ FTSE / X.A. Small Cap 80

Πίνακας 7

Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους  
2001 – 2007, 2001 – 2003, 2004 - 2007, με τη χρήση OLS με 11 ψευδομεταβλητές

Περίοδος	2001 - 2007	2001 – 2003	2004 – 2007
<i>Variable</i>	<i>Coefficient (Probability Value)</i>	<i>Coefficient (Probability Value)</i>	<i>Coefficient (Probability Value)</i>
<i>C</i>	<b>0.100872** (0.0908)</b>	<b>-0.066503 (0.5741)</b>	<b>0.187584* (0.0032)</b>
<i>D2</i>	-0.155351** (0.0701)	-0.106388 (0.5325)	-0.181339* (0.0467)
<i>D3</i>	-0.230692* (0.0066)	-0.077132 (0.6575)	-0.311461* (0.0005)
<i>D4</i>	-0.003220 (0.9703)	0.247371 (0.1496)	-0.133205 (0.1479)
<i>D5</i>	-0.061798 (0.4654)	0.140937 (0.4083)	-0.165348** (0.0645)
<i>D6</i>	-0.154872** (0.0584)	-0.005425 (0.9723)	-0.229351* (0.0102)
<i>D7</i>	-0.024190 (0.7638)	0.171469 (0.2568)	-0.133530 (0.1343)
<i>D8</i>	-0.093365 (0.2484)	0.124147 (0.4186)	-0.216384* (0.0148)
<i>D9</i>	-0.306807* (0.0002)	-0.435441* (0.0047)	-0.174126** (0.0509)
<i>D10</i>	-0.015755 (0.8456)	0.179145 (0.2375)	-0.124685 (0.1645)
<i>D11</i>	0.019906 (0.8123)	0.262514** (0.0875)	-0.138619 (0.1458)



<i>D12</i>	-0.119221 (0.1609)	-0.127186 (0.4137)	-0.041726 (0.6655)
------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------

### Πίνακας 8

Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους 2001 – 2007, 2001 – 2003, 2004 – 2007 με τη χρήση OLS με 1 ψευδομεταβλητή

Περίοδος	2001 - 2007	2001 – 2003	2004 – 2007
Variable	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)
<i>C</i>	0.100872** (0.0930)	-0.066503 (0.5384)	0.187584* (0.0032)
<i>D1</i>	<b>-0.104706**</b> <b>(0.0942)</b>	<b>0.035086</b> <b>(0.7799)</b>	<b>-0.172642*</b> <b>(0.0094)</b>

\* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%.

\*\*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Για τον δείκτη FTSE / X.A. Small Cap 80, από τους παραπάνω πίνακες παρατηρούμε ότι υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου για όλη την υπό εξέταση περίοδο και για τη δεύτερη υποπερίοδο. Συγκεκριμένα για τις περιόδους 2001 – 2007 και 2004 – 2007, ο Ιανουάριος σημειώνει θετική και στατιστικά σημαντική μέση απόδοση (0.100872) και (0.187584) αντίστοιχα. Για την περίοδο 2001 – 2007, θετικός παρουσιάζεται και ο συντελεστής  $\alpha_{11}$ , ο οποίος απεικονίζει τη διαφορά ανάμεσα στη μέση απόδοση του Ιανουαρίου και στη μέση απόδοση του Δεκεμβρίου, αλλά είναι μη στατιστικά σημαντικός. Τα προηγούμενα αποτελέσματα επιβεβαιώνονται και από τον Πίνακα 8, όπου ο συντελεστής  $\beta_1$  εμφανίζεται αρνητικός και στατιστικά σημαντικός και για τις δυο περιόδους, καθώς επίσης επιβεβαιώνεται και η ισχύ της tax – loss selling hypothesis ως πιθανή εξήγηση για την ύπαρξη του φαινομένου αυτές τις περιόδους.

Ενώ, την περίοδο 2001 – 2003 δεν παρατηρείται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, καθώς ο Ιανουάριος σημειώνει αρνητική και μη στατιστικά σημαντική μέση απόδοση και ο συντελεστής  $\beta_1$  στον Πίνακα 8 είναι θετικός.



➤ **FTSE / X.A. Τράπεζες**

Πίνακας 9

Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους  
1996 – 2007, 1996 – 1999, 2000 - 2003, 2004 - 2007, με τη χρήση OLS με 11  
ψευδομεταβλητές

Περίοδος	1996 - 2007	1996 - 1999	2000 - 2003	2004 - 2007
Variable	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)
<i>C</i>	<b>0.081175</b> <b>(0.1155)</b>	<b>0.220987*</b> <b>(0.0474)</b>	<b>-0.118019</b> <b>(0.1693)</b>	<b>0.146325*</b> <b>(0.0204)</b>
<i>D2</i>	-0.023666 (0.7484)	-0.034905 (0.8257)	0.008079 (0.9476)	-0.047296 (0.6013)
<i>D3</i>	-0.049084 (0.5009)	0.097043 (0.5378)	-0.009467 (0.9384)	-0.233250* (0.0084)
<i>D4</i>	0.041919 (0.5720)	0.023151 (0.8835)	0.187539 (0.1310)	-0.097341 (0.2873)
<i>D5</i>	-0.036746 (0.6137)	-0.143000 (0.3625)	0.177962 (0.1428)	-0.150168** (0.0912)
<i>D6</i>	-0.161685* (0.0270)	-0.327153* (0.0380)	0.002182 (0.9858)	-0.169139** (0.0564)
<i>D7</i>	-0.008346 (0.9074)	-0.050309 (0.7424)	0.125373 (0.2949)	-0.109697 (0.2157)
<i>D8</i>	-0.125964** (0.0818)	-0.337652* (0.0307)	0.097478 (0.4206)	-0.145409** (0.0990)
<i>D9</i>	-0.077434 (0.2855)	-0.138274 (0.3743)	-0.036100 (0.7661)	-0.065552 (0.4593)
<i>D10</i>	-0.058965 (0.4147)	-0.313997* (0.0438)	0.151179 (0.2066)	-0.017862 (0.8411)
<i>D11</i>	-0.049848 (0.5002)	-0.157979 (0.3115)	0.080360 (0.5067)	-0.066474 (0.4826)
<i>D12</i>	0.004906 (0.9476)	-0.115843 (0.4567)	0.173088 (0.1619)	-0.047570 (0.6199)

Πίνακας 10

Αποτελέσματα ελέγχου του Φαινομένου του Ιανουαρίου για τις περιόδους  
1996 – 2007, 1996 – 1999, 2000 - 2003, 2004 - 2007 με τη χρήση OLS με 1 ψευδομεταβλητή

Περίοδος	1996 - 2007	1996 - 1999	2000 - 2003	2004 - 2007
Variable	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)
<i>C</i>	0.081175 (0.1157)	0.220987** (0.0482)	-0.118019 (0.1691)	0.146325** (0.0204)
<i>DI</i>	<b>-0.050593</b> <b>(0.3479)</b>	<b>-0.137155</b> <b>(0.2395)</b>	<b>0.087326</b> <b>(0.3301)</b>	<b>-0.107701</b> <b>(0.1026)</b>

\* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%.

\*\*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.



Από τον Πίνακα 9 παρατηρούμε ότι για τον τραπεζικό δείκτη για την περίοδο 1996 – 2007 παρουσιάζεται θετική μέση απόδοση τον Ιανουάριο αλλά μη στατιστικά σημαντική, γεγονός το οποίο οδηγεί στο συμπέρασμα μη ύπαρξης του Φαινομένου του Ιανουαρίου. Στη συνέχεια για την περίοδο 1996 – 1999 εμφανίζεται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου με τον Ιανουάριο να παρουσιάζει θετική και στατιστικά σημαντική μέση απόδοση (0.220987). Θετικοί παρουσιάζονται και οι συντελεστές  $\alpha_3$  &  $\alpha_4$  που δείχνουν τη διαφορά ανάμεσα στη μέση απόδοση του Ιανουαρίου και τη μέση απόδοση του Μαρτίου και Απριλίου αντίστοιχα, αλλά είναι μη στατιστικά σημαντικοί.

Την περίοδο 2000 – 2003 δεν υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου καθώς ο Ιανουάριος σημειώνει αρνητική μέση απόδοση και ο συντελεστής  $\beta_1$  από τον Πίνακα 10 είναι θετικός. Ενώ, για την περίοδο 2004 – 2007, επανεμφανίζεται το Φαινόμενο του Ιανουαρίου με τον Ιανουάριο να παρουσιάζει θετική και στατιστικά σημαντική μέση απόδοση (0.146325).

Τέλος, από τον Πίνακα 10 παρατηρούμε ότι για τις υποπεριόδους 1996 – 1999 και 2004 – 2007, όπου υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, η tax – loss selling hypothesis δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί σαν πιθανή εξήγηση για το φαινόμενο αυτό εφόσον ο συντελεστής  $\beta_1$  και για τις δύο υποπεριόδους είναι αρνητικός αλλά μη στατιστικά σημαντικός.

## 7.2) Παρουσίαση αποτελεσμάτων για μηνιαία εποχικά φαινόμενα στο Χρηματιστήριο Αθηνών

### ➤ Γενικός Δείκτης Τιμών

#### Πίνακας 11

Αποτελέσματα ελέγχου για μηνιαία εποχικά φαινόμενα για τις περιόδους  
1988 – 2007, 1988 – 1999, 2000 - 2007

Περίοδος	1988 - 2007	1988 - 1999	2000 - 2007
Variable	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)
D1	0.089753* (0.0093)	0.139428* (0.0061)	0.021659 (0.6093)
D2	0.075194* (0.0382)	0.150144* (0.0049)	-0.027689 (0.5344)
D3	-0.007028 (0.8386)	0.043014 (0.3969)	-0.075625** (0.0745)



<i>D4</i>	0.083423* (0.0179)	0.114606* (0.0265)	0.039879 (0.3592)
<i>D5</i>	0.009301 (0.7873)	0.015274 (0.7640)	0.001237 (0.9766)
<i>D6</i>	0.002741 (0.9378)	0.043514 (0.3993)	-0.053531 (0.2158)
<i>D7</i>	0.059775** (0.0844)	0.078387 (0.1227)	0.033825 (0.4287)
<i>D8</i>	-0.007556 (0.8265)	-0.003064 (0.9520)	-0.013620 (0.7466)
<i>D9</i>	-0.020482 (0.5610)	-0.000660 (0.9898)	-0.048162 (0.2682)
<i>D10</i>	-0.036036 (0.2853)	-0.086736** (0.0756)	0.039161 (0.3555)
<i>D11</i>	0.012874 (0.7135)	-0.000555 (0.9910)	0.035821 (0.4363)
<i>D12</i>	0.046947 (0.1753)	0.053137 (0.2755)	0.036534 (0.4242)
<i>F – Statistic</i> $(H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{12})$	1.547068 (0.107756)	1.797302* (0.049124)	0.923232 (0.516709)
<i>F – Statistic</i> $(H_0: \alpha_1 = \alpha_2)$	0.084548 (0.771238)	0.021178 (0.884306)	0.644373 (0.422225)
<i>F – Statistic</i> $(H_0: \alpha_1 = \alpha_{12})$	0.766377 (0.381383)	1.504158 (0.220131)	0.056988 (0.811345)

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι για την περίοδο 1988 – 2007 στατιστικά σημαντικές και θετικές μέσες αποδόσεις εμφανίζονται τον Ιανουάριο (η υψηλότερη), το Φεβρουάριο, τον Απρίλιο και τον Ιούλιο. Στη συνέχεια, την περίοδο 1988 – 1999, στατιστικά σημαντικές και θετικές μέσες αποδόσεις παρουσιάζονται τον Ιανουάριο, το Φεβρουάριο (η υψηλότερη) και τον Απρίλιο, ενώ για την περίοδο 2000 – 2007 δεν παρουσιάζεται καμία στατιστικά σημαντική και θετική μέση απόδοση.

### Πίνακας 12

Αποτελέσματα ελέγχου για μηνιαία εποχικά φαινόμενα για τις περιόδους  
1989 – 1991, 1992 -1996, 1997 - 1999

Περίοδος	1989 - 1991	1992 - 1996	1997 - 1999
<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i> <i>(Probability Value)</i>	<i>Coefficient</i> <i>(Probability Value)</i>	<i>Coefficient</i> <i>(Probability Value)</i>
<i>D1</i>	0.059754 (0.5984)	0.144201* (0.0080)	0.215745** (0.0689)
<i>D2</i>	0.314175* (0.0094)	0.057472 (0.3086)	0.142112 (0.2530)
<i>D3</i>	0.051150 (0.6569)	-0.083610 (0.1189)	0.249755* (0.0353)



<i>D4</i>	0.245472* (0.0375)	-0.058318 (0.2876)	0.270033* (0.0229)
<i>D5</i>	0.043240 (0.7010)	-0.064622 (0.2323)	0.122443 (0.3090)
<i>D6</i>	0.194633** (0.0990)	0.037539 (0.4916)	-0.093027 (0.4359)
<i>D7</i>	0.047298 (0.6813)	0.030187 (0.5767)	0.186534 (0.1103)
<i>D8</i>	0.054155 (0.6331)	0.009342 (0.8622)	-0.085374 (0.4780)
<i>D9</i>	-0.027432 (0.8174)	-0.069177 (0.2051)	0.136610 (0.2491)
<i>D10</i>	-0.119238 (0.2934)	-0.067799 (0.2122)	-0.130843 (0.2696)
<i>D11</i>	-0.118845 (0.3059)	0.022261 (0.6834)	0.132165 (0.2760)
<i>D12</i>	-0.001544 (0.9895)	0.102058** (0.0593)	0.033682 (0.7713)
<i>F – Statistic</i> $(H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{12})$	1.268375 (0.238137)	1.882072* (0.037644)	1.326895 (0.204361)
<i>F – Statistic</i> $(H_0: \alpha_1 = \alpha_2)$	2.359149 (0.124961)	1.226144 (0.268365)	0.184040 (0.668044)
<i>F – Statistic</i> $(H_0: \alpha_1 = \alpha_{12})$	0.141646 (0.706754)	0.302358 (0.582503)	1.207686 (0.272134)

Από τον Πίνακα 12 βλέπουμε ότι για την περίοδο 1989 – 1991 στατιστικά σημαντικές και θετικές μέσες αποδόσεις σημειώνονται τους μήνες Φεβρουάριο (η υψηλότερη), Απρίλιο και Ιούνιο. Στη συνέχεια την περίοδο 1992 – 1996 στατιστικά σημαντικές και θετικές μέσες αποδόσεις παρατηρούνται τον Ιανουάριο (η υψηλότερη) και το Δεκέμβριο, ενώ για την περίοδο 1997 – 1999, παρατηρούνται τους μήνες Ιανουάριο, Μάρτιο και Απρίλιο (η υψηλότερη).

### Πίνακας 13

Αποτελέσματα ελέγχου για μηνιαία εποχικά φαινόμενα για τις περιόδους  
2000 – 2003, 2004 - 2007

Περίοδος	2000 – 2003	2004 - 2007
<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i> <i>(Probability Value)</i>	<i>Coefficient</i> <i>(Probability Value)</i>
<i>D1</i>	-0.087728 (0.2164)	0.133532* (0.0031)
<i>D2</i>	-0.104521 (0.1624)	0.050104 (0.2885)
<i>D3</i>	-0.095189 (0.1873)	-0.056920 (0.1985)



D4	0.033752 (0.6439)	0.046079 (0.3172)
D5	0.029332 (0.6776)	-0.027489 (0.5390)
D6	-0.088419 (0.2287)	-0.019846 (0.6610)
D7	0.025731 (0.7184)	0.042201 (0.3540)
D8	-0.035403 (0.6197)	0.007684 (0.8621)
D9	-0.153547* (0.0367)	0.055982 (0.2216)
D10	0.012676 (0.8574)	0.066863 (0.1398)
D11	-0.000866 (0.9905)	0.083069 (0.1101)
D12	-0.011224 (0.8764)	0.099489** (0.0558)
F – Statistic ( $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{12}$ )	0.768183 (0.672311)	1.470629 (0.136777)
F – Statistic ( $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$ )	0.026553 (0.870589)	1.637630 (0.200951)
F – Statistic ( $H_0: \alpha_1 = \alpha_{12}$ )	0.571865 (0.449691)	0.245407 (0.620438)

\* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%.

\*\*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι για την περίοδο 2000 – 2003 δεν εμφανίζονται στατιστικά σημαντικές και θετικές μέσες μηνιαίες αποδόσεις, ενώ για την περίοδο 2004 – 2007 σημειώνονται τους μήνες Ιανουάριο (η υψηλότερη) και Δεκέμβριο.

Τέλος, από τους ελέγχους ισότητας των αποδόσεων Ιανουαρίου – Φεβρουαρίου και Ιανουαρίου – Δεκεμβρίου που πραγματοποιήσαμε για όλες τις περιόδους για το Γενικό Δείκτη Τιμών, παρατηρούμε ότι ενώ οι μέσες αποδόσεις του Ιανουαρίου για τις περισσότερες περιόδους εμφανίζονται συγκριτικά υψηλότερες από τις μέσες αποδόσεις του Φεβρουαρίου και του Δεκεμβρίου, δε διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από αυτές, καθώς οι αποκλίσεις των τιμών τους όπως φαίνονται και από τα αποτελέσματα στους πίνακες είναι ελάχιστες.

➤ **FTSE / X.A. Small Cap 80****Πίνακας 14**

Αποτελέσματα ελέγχου για μηνιαία εποχικά φαινόμενα για τις περιόδους  
2001 – 2007, 2001 – 2003, 2004 - 2007

Περίοδος	2001 - 2007	2001 – 2003	2004 – 2007
Variable	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)	Coefficient (Probability Value)
D1	0.100872** (0.0908)	-0.066503 (0.5741)	0.187584* (0.0032)
D2	-0.054479 (0.3766)	-0.172890 (0.1590)	0.006244 (0.9239)
D3	-0.129820* (0.0316)	-0.143635 (0.2603)	-0.123877* (0.0469)
D4	0.097652 (0.1194)	0.180869 (0.1457)	0.054379 (0.4149)
D5	0.039074 (0.5156)	0.074434 (0.5440)	0.022236 (0.7242)
D6	-0.054000 (0.3347)	-0.071927 (0.4802)	-0.041767 (0.5049)
D7	0.076682 (0.1565)	0.104967 (0.2647)	0.054054 (0.3882)
D8	0.007506 (0.8907)	0.057644 (0.5554)	-0.028800 (0.6418)
D9	-0.205936* (0.0002)	-0.501943* (0.0000)	0.013458 (0.8299)
D10	0.085117 (0.1195)	0.112642 (0.2349)	0.062898 (0.3212)
D11	0.120778* (0.0405)	0.196011* (0.0452)	0.048964 (0.4910)
D12	-0.018349 (0.7620)	-0.193688** (0.0555)	0.145858* (0.0452)
F – Statistic ( $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{12}$ )	3.159453* (0.00030)	3.860257* (0.000021)	1.625961** (0.086270)
F – Statistic ( $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$ )	3.284243** (0.070137)	0.390084 (0.532482)	3.967269* (0.046679)
F – Statistic ( $H_0: \alpha_1 = \alpha_{12}$ )	1.967554 (0.160903)	0.669152 (0.413658)	0.187084 (0.665453)

\* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%.

\*\*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Από τον Πίνακα 14 βλέπουμε ότι για την περίοδο 2001 – 2007 θετικές και στατιστικά σημαντικές μέσες αποδόσεις παρατηρούνται τους μήνες Ιανουάριο και Νοέμβριο (η υψηλότερη), ενώ για την περίοδο 2001 – 2003, παρατηρείται μόνο το Νοέμβριο (η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι αρνητική). Στη συνέχεια για την



περίοδο 2004 – 2007 στατιστικά σημαντικές και θετικές μέσες αποδόσεις σημειώνονται τους μήνες Ιανουαρίου (η υψηλότερη) και Δεκέμβριο.

Για τον FTSE / X.A. Small Cap 80, σε αντίθεση με τον Γενικό Δείκτη Τιμών, παρατηρείται ότι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου διαφέρει στατιστικά σημαντικά από τη μέση απόδοση του Φεβρουαρίου τις περιόδους 2001 – 2007 και 2004 – 2007, ενώ για την περίοδο 2001 – 2003 όχι. Τέλος, όπως και στον Γενικό Δείκτη Τιμών, η μέση απόδοση του Ιανουαρίου δε διαφέρει σημαντικά από τη μέση απόδοση του Δεκεμβρίου και για τις τρεις περιόδους.

### ➤ FTSE / X.A. Τράπεζες

Πίνακας 15

Αποτελέσματα ελέγχου για μηνιαία εποχικά φαινόμενα για τις περιόδους  
1996 – 2007, 1996 – 1999, 2000 - 2003, 2004 – 2007

Περίοδος	1996 – 2007	1996 - 1999	2000 - 2003	2004 - 2007
<i>Variable</i>	<i>Coefficient (Probability Value)</i>	<i>Coefficient (Probability Value)</i>	<i>Coefficient (Probability Value)</i>	<i>Coefficient (Probability Value)</i>
<i>D1</i>	0.081175 (0.1155)	0.220987* (0.0474)	-0.118019 (0.1693)	0.146325* (0.0204)
<i>D2</i>	0.057509 (0.2757)	0.186082** (0.0991)	-0.109939 (0.2114)	0.099029 (0.1278)
<i>D3</i>	0.032091 (0.5338)	0.318030* (0.0044)	-0.127486 (0.1449)	-0.086926 (0.1604)
<i>D4</i>	0.123094* (0.0210)	0.244138* (0.0295)	0.069520 (0.4381)	0.048983 (0.4599)
<i>D5</i>	0.044429 (0.3870)	0.077987 (0.4811)	0.059944 (0.4850)	-0.003844 (0.9511)
<i>D6</i>	-0.080511 (0.1200)	-0.106166 (0.3405)	-0.115837 (0.1880)	-0.022814 (0.7140)
<i>D7</i>	0.072828 (0.1444)	0.170678 (0.1045)	0.007354 (0.9297)	0.036627 (0.5564)
<i>D8</i>	-0.044789 (0.3776)	-0.116665 (0.2861)	-0.020540 (0.8098)	0.000916 (0.9881)
<i>D9</i>	0.003741 (0.9415)	0.082713 (0.4468)	-0.154119** (0.0728)	0.080772 (0.1947)
<i>D10</i>	0.022209 (0.6611)	-0.093010 (0.3923)	0.033160 (0.6909)	0.128462* (0.0417)
<i>D11</i>	0.031327 (0.5543)	0.063008 (0.5645)	-0.037659 (0.6589)	0.079850 (0.2586)
<i>D12</i>	0.086080 (0.1111)	0.105144 (0.3335)	0.055069 (0.5364)	0.098755 (0.1723)
<i>F – Statistic</i>	1.192317	1.670699**	0.918611	1.183023



$(H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{12})$	(0.286432)	(0.075061)	(0.521498)	(0.294245)
$F - Statistic$ $(H_0: \alpha_1 = \alpha_2)$	0.102938 (0.748355)	0.048541 (0.825668)	0.004325 (0.947579)	0.273166 (0.601338)
$F - Statistic$ $(H_0: \alpha_1 = \alpha_{12})$	0.004316 (0.947626)	0.554475 (0.456672)	1.959296 (0.161904)	0.246128 (0.619930)

\* Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%.

\*\*Στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι την περίοδο 1996 – 2007 θετική και στατιστικά σημαντική μέση απόδοση παρουσιάζεται μόνο τον Απρίλιο. Την περίοδο 1996 – 1999 θετικές και στατιστικά σημαντικές μέσες αποδόσεις παρουσιάζονται τους μήνες Ιανουαρίο, Φεβρουάριο, Μάρτιο (η υψηλότερη) και Απρίλιο, ενώ την περίοδο 2000 – 2003 δεν παρουσιάζεται καμία μηνιαία θετική και στατιστικά σημαντική μέση απόδοση. Τέλος, την περίοδο 2004 – 2007, θετικές και στατιστικά σημαντικές μέσες αποδόσεις παρουσιάζονται τον Ιανουαρίο (η υψηλότερη) και τον Οκτώβριο.

Για τον FTSE / X.A. Τράπεζες, όπως και για τον Γενικό Δείκτη Τιμών, έπειτα από ελέγχους F για ισότητα της μέσης απόδοσης του Ιανουαρίου με αυτές του Φεβρουαρίου και του Δεκεμβρίου και για τις τέσσερις υπό εξέταση περιόδους, παρατηρούμε ότι δεν υπάρχουν στατιστικά σημαντικές διαφορές.

### 7.3) Συμπεράσματα

Από τα αποτελέσματα της μελέτης που πραγματοποιήθηκε εξάγουμε το συμπέρασμα ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει και στους τρεις υπό εξέταση δείκτες του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Ωστόσο, η ένταση του διαφέρει από δείκτη σε δείκτη για κάθε χρονική περίοδο, άλλοτε παρατηρείται πιο έντονο και άλλοτε ασθενέστερο. Για παράδειγμα για την περίοδο 2004 – 2007, παρατηρούμε ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι εντονότερο στον FTSE / X.A. Small Cap 80 με τον Ιανουαριο να εμφανίζει μέση απόδοση (0.187584), συγκριτικά με τον Γενικό Δείκτη Τιμών (0.133532) και τον FTSE / X.A. Τράπεζες (0.146325).

Ειδικότερα, για το Γενικό Δείκτη Τιμών, το Φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει για τις δύο από τις τρεις μεγάλες περιόδους (1988 – 2007 και 1988 – 1999), ενώ εξασθενεί για την τρίτη (2000 – 2007), αποτέλεσμα το οποίο υποδηλώνει ότι η



ελληνική αγορά γίνεται πιο αποτελεσματική διαχρονικά. Για τις μικρότερες υποπεριόδους, το φαινόμενο ανιχνεύεται για τις τρεις (1992 – 1996, 1997 – 1999 και 2004 – 2007) από τις πέντε υπό εξέταση υποπεριόδους. Ωστόσο στο σημείο αυτό, είναι σημαντικό να αναφέρουμε ότι ενώ παρατηρήσαμε ότι το Φαινόμενο εξαλείφεται για την τρίτη μεγάλη περίοδο (2000 – 2007), όταν εξετάζουμε ξεχωριστά την ύπαρξη του για τις δυο μικρότερες υποπεριόδους (2000 – 2003 και 2004 – 2007), καταλήγουμε στο ότι επανεμφανίζεται τη δεύτερη υποπερίοδο (2004 – 2007). Το αποτέλεσμα αυτό θα μπορούσαμε να ισχυριστούμε ότι οφείλεται στο ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου επηρεάζεται από την κατεύθυνση της αγοράς και από τα οικονομικά και κοινωνικά γεγονότα που συμβαίνουν σε αυτή, όπως υποστήριξαν και οι *Theocharis Koutianoudis & Shiyun Wang (2002)* στη μελέτη τους ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου επηρεάζεται από την κατεύθυνση της αγοράς. Η περίοδος 2004 – 2007 αποτέλεσε μια σημαντική ανοδική περίοδο για την ελληνική οικονομία στην οποία έλαβαν χώρα σημαντικά οικονομικά και κοινωνικά γεγονότα, όπως περιγράψαμε στο πέμπτο κεφάλαιο, και οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι ίσως η επανεμφάνιση του να οφείλεται σε αυτούς τους παράγοντες.

Τα αποτελέσματα για το Γενικό Δείκτη Τιμών, στα οποία καταλήξαμε στην παρούσα διπλωματική εργασία είναι συνεπή με αυτά των Fountas & Segredakis (2002) και με των Koutianoudis & Wang (2002) (για τις υποπεριόδους 1992 – 1996, 1997 – 1999 και 2000 – 2003).

Στη συνέχεια για το δείκτη FTSE / X.A. Small Cap 80 το Φαινόμενο του Ιανουαρίου παρατηρείται καθόλη την υπό εξέταση περίοδο (2001 – 2007) και τη δεύτερη υποπερίοδο (2004 – 2007), ενώ την πρώτη υποπερίοδο (2000 – 2003) εξαφανίζεται. Ενώ, για τον FTSE / X.A. Τράπεζες δεν υπάρχει καθόλη την περίοδο εξέτασης του (1996 – 2007), αλλά εμφανίζεται για δυο από τις τρεις υπό εξέταση υποπεριόδους (1996 – 1999 και 2004 – 2007). Όπως και στο Γενικό Δείκτη Τιμών, έτσι και σε αυτούς τους δυο δείκτες το Φαινόμενο του Ιανουαρίου επανεμφανίζεται την περίοδο 2004 – 2007. Την επανεμφάνιση του την αιτιολογούμε όπως και στο Γενικό Δείκτη Τιμών.

Τα παραπάνω αποτελέσματα επιβεβαιώνονται για τους δυο από τους τρεις υπό εξέταση δείκτες, το Γενικό Δείκτη Τιμών (εκτός της περιόδου 1997 – 1999) και τον FTSE / X.A. Small Cap 80, ακόμα και όταν ελέγχουμε την ισχύ της tax – loss selling



hypothesis, ως πιθανή εξήγηση του φαινομένου αυτού. Για τον FTSE / X.A. Τράπεζες, ενώ υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου για τις δυο από τις τρεις υπό εξέταση υποπεριόδους, δεν μπορούμε να το αποδώσουμε στην tax – loss selling hypothesis σύμφωνα με τα αποτελέσματα που βρήκαμε.

Τέλος, όσον αφορά την ύπαρξη μηνιαίων εποχικών φαινομένων στους δείκτες του Χρηματιστηρίου Αθηνών, τα αποτελέσματα ποικίλουν από δείκτη σε δείκτη, όπως περιγράψαμε στη προηγούμενη ενότητα. Επιπρόσθετα, παρατηρήσαμε ότι ενώ η μέση απόδοση του Ιανουαρίου για τις περισσότερες περιόδους και για τους τρεις υπό εξέταση δείκτες εμφανίζεται υψηλότερη από τη μέση απόδοση του Φεβρουαρίου και του Δεκεμβρίου, δεν παρουσιάζει στατιστικά σημαντική διαφορά από αυτές (εκτός μόνο από τον δείκτη FTSE / X.A. Small Cap 80, στον οποίο παρατηρείται ότι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου διαφέρει στατιστικά σημαντικά από τη μέση απόδοση του Φεβρουαρίου τις περιόδους 2001 – 2007 και 2004 – 2007).



## **Κεφαλαίο 8<sup>ο</sup>**

### **«ΕΠΙΛΟΓΟΣ»**

Επιχειρώντας μια γενική προεπισκόπηση των όσων παρουσιάστηκαν στη συγκεκριμένη εργασία, θα παρατηρούσε κανείς ότι η μελέτη της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς και το Φαινόμενο του Ιανουαρίου αποτελούν αντικείμενα μελέτης με ιδιαίτερο ενδιαφέρον. Οι μελέτες οι οποίες έχουν πραγματοποιηθεί διεθνώς σχετικά με το Φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι πολλές και τα αποτελέσματα τους ποικίλουν. Μελέτες για την ύπαρξη του Φαινομένου του Ιανουαρίου, όπως είδαμε, έχουν πραγματοποιηθεί τόσο για την αγορά μετοχών, όσο και για την αγορά ομολόγων, μελλοντικών συμβολαίων και μετοχικών αμοιβαίων κεφαλαίων.

Το φαινόμενο αυτό έχει παρατηρηθεί σε διάφορες αγορές, αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες, θέτοντας υπό αμφισβήτηση την Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων. Ωστόσο, πιο πρόσφατες μελέτες έδειξαν ότι το Φαινόμενο αυτό εξασθενεί διαχρονικά. Η Χρηματοοικονομική θεωρία υποστηρίζει ότι η εξασθένηση του φαινομένου οφείλεται στο ότι καθώς οι ειδικοί γίνονται γνώστες αυτού του εποχικού φαινομένου, οι αγορές γίνονται πιο αποτελεσματικές διαχρονικά και οι εποχικότητες μειώνονται ή ακόμα εξαφανίζονται.

Πραγματοποιώντας μια επισκόπηση στην ελληνική βιβλιογραφία για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου, είδαμε ότι οι μελέτες οι οποίες έχουν πραγματοποιηθεί είναι σχετικά λίγες. Στην παρούσα εργασία έγινε μια προσπάθεια εξέτασης του Φαινομένου του Ιανουαρίου σε τρεις δείκτες του Χρηματιστηρίου Αθηνών – το Γενικό Δείκτη Τιμών, τον FTSE / X.A. Small Cap 80 και τον FTSE / X.A. Τράπεζες – έτσι ώστε να παρατηρήσουμε τη διαχρονική του εξέλιξη και πως αυτό επηρεάζεται από την κατάσταση της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς και γεγονότα που την επηρεάζουν. Τα αποτελέσματα στα οποία καταλήξαμε είναι ιδιαίτερα ενδιαφέροντα και για τους τρεις υπό εξέταση δείκτες για τις διάφορες περιόδους που εξετάσαμε.



Διαχρονικά παρατηρήθηκε ότι το Φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν είναι μόνιμο στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά και η ένταση του ποικίλει. Παράλληλα, παρατηρήθηκε ότι από το 2000 μέχρι σήμερα έχει εξασθενήσει για το Γενικό Δείκτη Τιμών, ενώ καθόλη τη διάρκεια αυτή επανεμφανίζεται για μια σχετικά μικρή υποπερίοδο (2004 – 2007), γεγονός το οποίο το αποδώσαμε στα οικονομικά και πολιτικά γεγονότα, τα οποία επηρέασαν την κατεύθυνση της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς. Στη συνέχεια, για τον FTSE / X.A. Τράπεζες, παρατηρήθηκε ότι καθόλη την περίοδο εξέτασης του (1996 – 2007) δεν υπάρχει και εμφανίζεται μόνο για δυο μικρές υποπεριόδους (1996 – 1999 και 2004 – 2007). Ωστόσο, για τον FTSE / X.A. Small Cap 80, το Φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι πιο έντονο καθώς δεν παρουσιάζει τάσεις εξασθένισης, παρά μόνο την πρώτη υποπερίοδο εξέτασης του (2001 – 2003). Επιπρόσθετα και τα αποτελέσματα στα οποία καταλήξαμε για μηνιαία εποχικά φαινόμενα στους δείκτες του Χρηματιστηρίου Αθηνών ποικίλουν.

Μέσα από την παρούσα διπλωματική εργασία δόθηκε η δυνατότητα να ασχοληθούμε με ένα από τα σημαντικότερα ημερολογιακά φαινόμενα που απασχολούν τη σύγχρονη χρηματοοικονομική θεωρία, καθώς οι λόγοι ύπαρξης του ποικίλουν, και να μελετήσουμε επίσης την Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων σε θεωρητικό επίπεδο. Τέλος, δόθηκε η δυνατότητα μέσα από την θεωρητική και εμπειρική μελέτη που πραγματοποιήθηκε για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου να εντρυφήσουμε στον τρόπο με τον οποίο αυτό μελετάται και αναλύεται.



## ΠΗΓΕΣ - ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

© Σέβα Αρθρα

**Ackert F. Lucy and Athanassakos George (June 1998), "Institutional Investors, Analyst Following, and the January Anomaly", Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper 98 – 8.**

**Agrawal Anup & Shore Tandon (1994), "Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries", Journal of International Money and Finance 1994 13 083-106.**

**Aktham Maghayerehl (2003), "Seasonality and January Effect Anomalies in an Emerging Capital Market", The Hashemite University.**

**Akyol C. Ali (2006), "Calendar Anomalies in the Istanbul Stock Exchange: Are They Still There?", Department of Economics, Finance, and Legal Studies.**

**Alagidele Paul and Theodore Panagiotidis (2006), "Calendar Anomalies in the Ghana Stock Exchange", WP 2006 – 13.**

**Anderson R. Lisa, Jeffrey R. Gerlach, Francis J.DiTraglia, March 2005, "Yes, Wall Street, There is a January Effect! Evidence from Laboratory Auctions"**

**Apergis, N. and Eleftheriou, S. (2001), «Stock Returns and Volatility: Evidence from the Athens Stock Exchange», Journal of Economics and Finance, 25, 50-61.**

**Ariel A. Robert (1987), "A MONTHLY EFFECT IN STOCK RETURNS", Journal of Financial Economics 18 161-174.**

**Asteriou, Dimitrios and Kavetsos, Georgios (2006), "Testing for the existence of the 'January effect' in transition economies", Applied Financial Economics Letters, 375 – 381.**

**Athanassakos George (1992), "Portfolio Rebalancing and the January effect in Canada", Financial Analysts Journal, 67 – 78**

**Athanassakos George and Jacques A. Schnabel (1994), "Professional Portfolio Managers and the January Effect: Theory and Evidence", Wilfrid Laurier University, Review of Financial Economics Vol. 4, No. 1.79-91.**

**Badrinath G. S.; Wilbur G. Lewellen (Mar., 1991), "Evidence on Tax-Motivated Securities Trading Behavior", The Journal of Finance, Vol. 46, No. 1, pp. 369-382.**



**Balaban Ercan (May 1995), "JANUARY EFFECT, YES! WHAT ABOUT MARK TWAIN EFFECT?",** The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department, Discussion Paper No: 9509

**Banz, R.W., 1981,** "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks", Journal of Financial Economics, Vol. 9, pp. 3-18.

**Barnhill, T., F. Joutz, and W. Maxwell, 1997,** "Factors Affecting the Yield of Noninvestment Grade Bond Indices", George Washington University Working Paper 97 – 46 (August)

**Barone E. (1990),** "The Italian Stock Market: Efficiency and Calendar Anomalies"

**Berges Angel; John J. McConnell; Gary G. Schlarbaum (Mar., 1984),** "The Turn-of-the-Year in Canada", The Journal of Finance, Vol. 39, No. 1, pp. 185-192.

**Bhabra S. Harjeet, Upinder S. Dhillon, Gabriel G. Ramirez, (winter, 1999),** "A November Effect? Revisiting the Tax-Loss-Selling Hypothesis", Financial Management, Vol. 28, No. 4, pp. 5-15

**Bhardwaj K. Ravinder; Brooks D. Leroy (Jun. 1992),** "The January Anomaly: Effects of Low Share Price, Transaction Costs, and Bid – Ask Bias", The Journal of Finance, Vol. 47, No. 2, pp. 553 – 575.

**Bildik Recep (2004),** "Are Calendar Anomalies Still Alive?: Evidence from Istanbul Stock Exchange"

**Bohl T. Martin, Katrin Gottschalk and Rozália Pál (2006),** "Institutional Investors and Stock Market Efficiency: The Case of the January Anomaly"

**Bourdeaux O. Denis (1995),** "The Monthly Effect in International Stock Markets: Evidence and Implications", Journal of Financial and Strategic Decisions, Vol. 8, No.1.

**Bowman G. Robert; Buchanan John (1995),** "The Efficient Market Hypothesis – A Discussion of Institutional, Agency and Behavioural Issues"

**Brown Philip, Donald B. Keim, Allan W. Kleidon, Terry A. Marsh (1982),** "Stock Return Seasonalities and the Tax –Loss Selling Hypothesis"

**Cadsby Bram Charles (Nov., 1992),** "The CAPM and the Calendar: Empirical Anomalies and the Risk-Return Relationship", Management Science, Vol. 38, No. 11, Focused Issue on Financial Modelling, pp. 1543-1561.

**Chan C. K.; Chen Nai-fu; Hsieh A. David (1985),** "An Exploratory Investigation of The Firm Size Effect"

**Chan C. K. (Dec., 1986),** "Can Tax-Loss Selling Explain the January Seasonal in Stock Returns?", The Journal of Finance, Vol. 41, No. 5, pp. 1115-1128.



**Chang C. Eric; Pinegar J. Michael (1986), "Return Seasonality and Tax – Loss Selling in the Market for Long – Term Government and Corporate Bonds", Journal of Financial Economics (December), 391 – 415.**

**Chang C. Eric; Huang R. (1990), "Time – Varying Return and Risk in the Corporate Bond Market", Journal of Quantitative Analysis (September)**

**Chang C. Eric; Pinegar J. Michael (Dec., 1990), "Stock Market Seasonals and Prespecified Multifactor Pricing Relations", The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 25, No. 4, pp. 517-533.**

**Chen Honghui and Singal Vijay (August 2001), "January Effect – A Re-examination"**

**Chen Honghui and Singal Vijay (April 2001), "What Drives the January Effect?"**

**Chen Honghui & Vinjay Singal, 2004, "All things considered taxes drive the January effect"**

**Cheung C. Kwong; Coutts J. Andrew (1999), "The January effect and monthly seasonality in the Hang Seng index: 1985-97"**

**Chung – Wen (Sally) Hsu, 2005, "Is There a January Effect in the Greater China Area?"**

**Constantinides M. George (1984), "Optimal Stock Trading with Personal Taxes: Implications for Prices and the Abnormal January Returns"**

**Corhay Albert; Gabriel Hawawini; Pierre Michel (Mar., 1987), "Seasonality in the Risk-Return Relationship: Some International Evidence", The Journal of Finance, Vol. 42, No. 1, pp. 49-68.**

**Coutts Andrew; Kaplanidis Christos; Roberts Jennifer (2000), "Security price anomalies in an emerging market: the case of the Athens Stock Exchange"**

**Coutts J. Andrew; Mohamed A. Sheikh (2000), "The January effect and monthly seasonality in the All Gold Index on the Johannesburg Stock Exchange 1987-1997"**

**Dahlquist Magnus; Peter Sellin (1996), "Stochastic dominance, tax-loss selling and Seasonalities in Sweden".**

**Dai Qinglei (January 2003), "Tax-loss Selling and the Turn-of-the-Year Effect", Norwegian School of Management**

**Dai Qinglei (2005), "Tax-loss Selling and the Turn-of-the-Year Effect: New Evidence from Norway", Universidade Nova de Lisboa.**

**De Bondt, Richard H. Thaler (1989), "Anomalies: A Mean – Reverting Walk Down Wall Street", The Journal of Economic Perspectives, Volume 3, Issue 1, 189 – 202.**



**De Bondt Werner F. M.; Richard Thaler (Jul. 1985), "Does the Stock Market Overreact?",** The Journal of Finance, Vol. 40, No. 3, pp. 793-805

**De Rosa – Farag, S., 1996, 1995** High Yield Market Review, New York, NY, Chase Securities, Inc.

**Dockery E.; Kavussanos M. G. (1996),** "Testing the efficient market hypothesis using panel data, with application to the Athens stock market", Applied Economics Letters, 3, 121 -123.

**Dyl A. Edward (Mar. 1977),** "Capital Gains Taxation and Year-End Stock Market Behavior", The Journal of Finance, Vol. 32, No. 1, pp. 165-175.

**Easterday E. Kathryn, Pradyot K. Sen, Jens A. Stephan (July 2006),** "The Declining January Effect? An Examination of Monthly Returns for Firms Trading on NYSE, AMEX and NASDAQ"

**Easterday E. Kathryn, Pradyot K. Sen, Jens A. Stephan (2007),** "The Small Firm/January Effect: Is it Disappearing in US Markets because of Investor Learning?"

**Etebari Ahmad and Lont David (2001),** "Monthly and Daily Patterns in Equity Returns: New Zealand Evidence"

**Fama F. Eugene (May 1970),** "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", The Journal of Finance, Vol. 25, No. 2, pp. 383-417.

**Fama F. Eugene (Dec., 1991),** "Efficient Capital Markets: II", The Journal of Finance, Vol. 46, No. 5, pp. 1575-1617.

**Fama F.; French K. (1993),** "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", Journal of Financial Economics (February), 3 – 56.

**Fama F. Eugene (1998),** "Market efficiency, long-term returns, and behavioural Finance", Journal of Financial Economics 49.

**Fama F. Eugene; Kenneth R. French (summer, 2004),** "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", The Journal of Economic Perspectives, Vol. 18, No. 3. pp. 25-46.

**Fedenia M, Haugen, R A, C Cuny and D Cho, (1990),** "Professional re-entry as the January effect", Working Paper, June

**Fifield G. M. Suzanne; David M. Power; C. Donald Sinclair (2005),** "An analysis of trading strategies in eleven European stock markets"

**Fountas Stilianos; Konstantinos N. Segredakis (2002),** "Emerging stock markets return seasonalities: the January effect and the tax-loss selling hypothesis"



**Gamble C. Ralph (1993)**, “*The January Effect and Intergenerational Transfers*”, Quarterly Review of Economics and Finance, pp. 295 – 304.

**Gao Lei and Gerhard Kling (2005)**, “*Calendar Effects in Chinese Stock Market*”

**Givoly Dan; Arie Ovadia (Mar., 1983)**, “*Year-End Tax-Induced Sales and Stock Market Seasonality*”, *The Journal of Finance*, Vol. 38, No. 1, pp. 171-185.

**Glosten, L. R., and P. R. Milgrom**, “*Bid, Ask, and Transactions Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders*”, *Journal of Financial Economics*, 14, 71 – 100

**Gultekin, Mustafa N.; Gultekin, N. Bulent, (1983)**, “*Stock market seasonality: International Evidence*”

**Gu Yanxiang Anthony (2003)** “*The declining January effect: evidences from the U.S. equity markets*”, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 43 (2003) 395–404.

**Hamori Shigeyuki, 2001**, “*Seasonality and stock returns: some evidence from Japan*”.

**Haug Mark and Hirschey Mark, 2005**, “*The January Effect*”.

**Haugen A. Robert and Jorion Philippe (1996)**, “*The January Effect: Still There after All These Years*”

**Henke Harald (2004)**, “*Tax-Loss Selling and Window-Dressing: An Investigation of the January Effect in Poland*”

**Hensel, C. and Ziembka, W., 2000**, “*Anticipation of the January small firm effect in the US futures markets*”, *Security Market Imperfections in Worldwide Equity Markets*, Cambridge University Press: 179-202.

**Hillion, P. H., and E. R. Sirri (1987)**, “*The Seasonality of Market Risk*”, Working Paper, University of California, Los Angeles

**Holden Ken, John Thompson and Yuphin Ruangrit (2005)**, “*The Asian Crisis and Calendar Effects on Stock Returns in Thailand*”, C.I.B.E.F., Liverpool Business School, England - Bank of Thailand, Thailand.

**Ho Yan –Ki (1990)**, “*Stock Return Seasonalities in Asia Pacific Markets*”, *Journal of International Financial Management & Accounting*, Volume 2 Issue 1 Page 47-77

**Hu Yue, 2005**, “*Some empirical tests for the January effect*”.

**Imad A. Moosa (2007)**, “*The Vanishing January Effect*”, *International Research Journal of Finance and Economics*, ISSN 1450-2887 Issue 7.

**Jacobsen Ben, Abdullah Mamun, Nuttawat Visaltanachoti, 2005**, “*Seasonal, Size and Value Anomalies*”





**Jones P. Charles, Douglas K. Pearce, Jack W. Wilson (Jun. 1987), "Can Tax – Loss Selling Explain the January Effect? A Note", Journal of Finance, Volume 42, Issue 2, 453 – 461.**

**Jones L. Steven; Winson Lee; Rudolf Apenbrink (Dec., 1991), "New Evidence on The January Effect Before Personal Income Taxes", The Journal of Finance, Vol. 46, No. 5, pp. 1909-1924.**

**Kato Kiyoshi; James S. Schallheim (Jun., 1985), "Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market", The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 20, No. 2, pp. 243-260.**

**Kavussanos G. Manolis; Dockery Everton (2001), "A multivariate test for stock market efficiency: the case of ASE"**

**Keim, Donald B. (1983), "Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence"**

**Keim Donald B., Robert F. Stambaugh (1986), "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets"**

**Keim, Donald B. (1989), "Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points"**

**Kenourgios F. Dimitris, Samitas G. Aristeidis & Karpatselis Evangelos (2005), "Calendar Effects on Stock Market Returns and Volatility: Evidence for the Athens Stock Exchange".**

**Khalid Al-Saad; Imad A. Moosa (2005), "Seasonality in stock returns: evidence from an emerging Market".**

**Koutianoudis Theocharis and Shiyun Wang (2002), "Is the January Effect Economically Exploitable? - Evidence from Athens Stock Exchange"**

**Koutmos Gregory; Christos Negakis; Panayiotis Theodossiou (1993), "Stochastic behaviour of the Athens stock exchange"**

**Lakonishok Josef & Smidt Seymour (1988), "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety – Year Perspective"**

**Larsen, Glen A, Jr, Resnick, Bruce G (1996), "Refining the Bootstrap Method of Stochastic Dominance Analysis: The Case of the January Effect"**

**Lewellen Jonathan; Jay Shanken (Jun., 2002), "Learning, Asset-Pricing Tests, and Market Efficiency", The Journal of Finance, Vol. 57, No. 3, pp. 1113-1145.**

**Lo W. Andrew (2007), "EFFICIENT MARKETS HYPOTHESIS"**

**Lu Hai, Ma Qingzhong, 2003, "Do earnings explain the January effect?"**





**Malkiel G. Burton (1989), "Is the Stock Market Efficient?",** Science, New Series, Vol. 243, No. 4896, pp. 1313 – 1318.

**Malkiel G. Burton (2003), "The Efficient Market Hypothesis and Its Critics",** The Journal of Economic Perspectives, Vol. 17, No. 1, pp. 59-82.

**Marquering Wessel; Johan Nisser; Toni Valla (2006), "Disappearing anomalies: a dynamic analysis of the persistence of anomalies"**

**Maxwell, William F. (1998), "The January Effect in the corporate bond market: a systematic examination"**

**Mehdian Seyed; Mark J. Perry (2002), "Anomalies in US equity markets: a re-examination of the January effect"**

**Milevsky Moshe - Arye; Prisman Z. Eliezer (1997), "IS THERE A TAX-INDUCED JANUARY EFFECT IN THE CANADIAN EQUITY OPTIONS MARKET?"**

**Milgrom R Paul and Lawrence R. Glosten (1983), "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders".**

**Mills C. Terence & Coutts Andrew J. (1995), "Calendar effects in the London Stock Exchange FT-SE Indices"**

**Mills C. T.; C. Siriopoulos; R. N. Markellos; D. Harizanis (2000), "Seasonality in the Athens stock exchange"**

**Musto K. David (Sep., 1997), "Portfolio Disclosures and Year-End Price Shifts",** The Journal of Finance, Vol. 52, No. 4, pp. 1563-1588

**Nassir, A., and Mohammad, S. (1987), "The January effect of stock traded on the Kuala Lumpur stock exchange: An empirical analysis",** Hong Kong Journal of Business Management, 5, 33 – 50.

**Niarchos, N. A. and Georgakopoulos, M. C. (1986) «The effect of annual corporate profit reports on the Athens stock exchange: an empirical investigation»,** Management International Review, 26, 64-72.

**Niarchos, N. and Alexakis, C. (1998), «Stock market prices, causality and efficiency: evidence from the Athens stock exchange»,** Applied Financial Economics, 8, 167-174.

**Niarchos A. N.; Alexakis A. C. (2003), "Intraday stock price patterns in the Greek stock Exchange"**

**Ogden P. Joseph (Sep., 1990), "Turn-of-Month Evaluations of Liquid Profits and Stock Returns: A Common Explanation for the Monthly and January Effects",** The Journal of Finance, Vol. 45, No. 4, pp. 1259-1272.





**Osamah M. Al-Khazali, 2001, "Does the January effect exist in high-yield bond market?"**

**Osamah M. Al-Khazali; Evangelos P. Koumanakos; Chong Soo Pyun (2007), "Calendar anomaly in the Greek stock market: Stochastic dominance analysis"**

**Palan Stefan (2004), "The Efficient Market Hypothesis and its Validity in Today's Markets"**

**Panas, E. E. (1990) «The behavior of Athens stock prices», Applied Economics, 22, 17 15-27.**

**Papaioannou, G. J. and Philippatos, G. C. (1982) "The intervaling effect under non-synchronous trading and price adjustment lags in the Athens stock exchange ", Spoudai, 4, 627-39**

**Pearce K., Douglas January 1996, "The Robustness of Calendar Anomalies in Daily Stock Returns", Journal of Economics and Finance, Volume 20, Number 3, pp. 69 – 80.**

**Perold F. André (summer, 2004), "The Capital Asset Pricing Model", The Journal of Economic Perspectives, Vol. 18, No. 3, pp. 3-24.**

**Poterba M. James; Scott J. Weisbenner (Feb., 2001), "Capital Gains Tax Rules, Tax –Loss Trading, and Turn – of – the – Year Returns", The Journal of Finance, Vol. 56, No. 1, pp. 353 – 368.**

**Rahman H. Abdul; Samir Saadi (2007), "Is South Korea's stock market efficient? A note"**

**Raj Mahendra; David Thurston (1994), "January or April? Tests of the turn-of-the-year effect in the New Zealand stock market"**

**Rathinasamy R.S. and Krishna G. Mantripragada (1996), "THE JANUARY SIZE EFFECT REVISITED: IS IT A CASE OF RISK MISMEASUREMENT?", Journal Of Financial And Strategic Decisions, Volume 9 Number 3.**

**Reinganum R. Marc (1983), "The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects"**

**Reinganum Marc (Jul. 1984), "Discussion: What the Anomalies Mean?", The Journal of Finance, Vol. 39, No. 3, Papers and Proceedings, Forty-Second Annual Meeting, American Finance Association, San Francisco, CA, December 28-30, pp. 837-840.**

**Reinganum R. Marc; Shapiro C. Alan (Apr., 1987), "Taxes and Stock Return Seasonality: Evidence from the London Stock Exchange", The Journal of Business, Vol. 60, No. 2, pp. 281-295.**



**Rendon Juan & William T. Ziemba (2005)** “*Is the January Effect Still Alive in the Futures Markets?*”

**Ricky Chee-Jiun Chia, Venus Khim-Sen Liew and Syed Azizi Wafa Syed Khalid Wafa (2006)**, “*Calendar anomalies in the Malaysian stock market*”

**Riepe W. Mark (1998)**, “*Is Publicity Killing the January Effect?*”

**Ritter R. Jay; Chopra Navin (Mar., 1989)**, “*Portfolio Rebalancing and the Turn-Of-The-Year Effect*”, The Journal of Finance, Vol. 44, No. 1, pp. 149-166.

**Ritter R. Jay (Jul. 1988)**, “The Buying and Selling Behavior of Individual Investors at the Turn of the Year”, The Journal of Finance, Vol. 43, No 3, pp. 701 -717.

**Roll, R. (1983)**, “*Vas ist das? The Turn – of – the – Year Effect and the Return Premia of Small Firms*”, Journal of Portfolio Management, 9, 18 – 28.

**Rompotis G. Gerasimos (2007)**, “*A Comprehensive Study on the Seasonality of Greek Equity Funds Performance*”.

**Rozeff, Michael S.; Kinney, William Jr. (1976)**, “*Capital market seasonality: The case of stock returns*”

**Russel S. Philip and Violet M. Torbey**, “*The Efficient Market Hypothesis on Trial: A Survey*

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

**Schwartz A. Robert (May, 1970)**, “*Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work: Discussion*”, The Journal of Finance, Vol. 25, No. 2, Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Annual, pp. 421-423.

**Schwert G. William, October 2002**, “*Anomalies and Market Efficiency*”, University of Pennsylvania - Department of Finance.

**Seyhun H. Nejat (Mar. 1988)**, “*The January Effect and Aggregate Insider Trading*”, Journal of Finance, Volume 43, Issue 1, 129 – 141.

**Seyhun H. Nejat (Jun., 1993)**, “*Can Omitted Risk Factors Explain the January Effect? A Stochastic Dominance Approach*”, The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 28, No. 2, pp. 195-212.

**Sharpe F. William (May, 1970)**, “*Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work: Discussion*”, The Journal of Finance, Vol. 25, No. 2, Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Annual, pp. 418-420.

**Shiller J. Robert (2001)**, “*Human behavior and the Efficiency of the financial system*”



**Shiller J. Robert (2003), "From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance",**  
The Journal of Economic Perspectives, Vol. 17, No. 1, pp. 83-104.

**Sias W. Richard; Starks T. Laura (Sep. 1997), "Institutions and Individuals at the Turn – of – the – Year",** The Journal of Finance, Vol. 52, No. 4, pp. 1543 – 1562.

**Starks T. Laura; Yong Li; Zheng Lu (2004), "Tax-Loss Selling and the January Effect: Evidence from Municipal Bond Closed-End Funds"**

**Szakmary C. Andrew & Dean B. Kiefer (2004), "THE DISAPPEARING JANUARY/TURN OF THE YEAR EFFECT: EVIDENCE FROM STOCK INDEX FUTURES AND CASH MARKETS"**

**Thaler H. Richard (1987), "Anomalies: The January Effect",** The Journal of Economic Perspectives, Volume 1, Issue 1, 197 – 201.

**Tinic, S. M., and R. R. West (1984), "Risk and Return, January vs. the Rest of the Year",** Journal of Financial Economics 13, 561 – 574

**Tinic, S. M., and R. J. Rogalski (1986), "The January Size Effect: Anomaly or Risk Mismeasurement",** Financial Analysts Journal, 42, 63 – 70.

**Tinic M. Seha; Giovanni Barone-Adesi; Richard R. West (Mar., 1987), "Seasonality in Canadian Stock Prices: A Test of the "Tax-Loss-Selling" Hypothesis",** The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 22, No. 1, pp. 51-63.

**Toler T. Lance (2002), "The January Effect: An Empirical Test of the Existence of a Stock Market Anomaly"**

**Tonchev Dimitar & Tae-Hwan Kim (2004), "Calendar effects in Eastern European financial markets: evidence from the Czech Republic, Slovakia and Slovenia"**

**Tong H S Wilson (1992), "An analysis of the January effect of United States, Taiwan and South Korean Stock Returns"**

**Wachtel B. Sidney (Apr., 1942), "Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices",** The Journal of Business of the University of Chicago, Vol. 15, No. 2. pp. 184-193.

**Williams, J. (1986), "Financial Anomalies under Rational Expectations: A Theory of the Annual Size and Related Effects"**

**Worthington A. C. (2006), "The decline and fall of seasonality in the Australian stock exchange, 1958-2005".**



## © Ελληνικά Άρθρα

**Θερίου Νικόλαος, Σπυρίδης Θεόδωρος (2005), «Το Μοντέλο Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model - CAPM) και η Υπόθεση Αποτελεσματικότητας της Αγοράς (Efficient Market Hypothesis)»**

**«Η Θεωρία της Αποτελεσματικότητας στην Ελληνική Αγορά Μετοχών: Η “Σύγκρουση” Μεταξύ Προβλέψεων & Αποτελεσμάτων», 2003, Investment Research & Analysis Journal.**

**«Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου», 2003, Investment Research & Analysis Journal.**

**«Ελληνικό Χρηματιστήριο 1983-2003: Η Ανασκόπηση της Εγχώριας Αγοράς Μετοχών», 2003, Investment Research & Analysis Journal.**

## © Internet

- <http://ssrn.com>
- <http://ideas.repec.org>
- <http://econpapers.repec.org>
- <http://www.enet.gr>
- <http://www.ase.gr>
- <http://www.wikipedia.org>
- <http://calendar-effects.behaviouralfinance.net/january-effect/>
- <http://www.blackwell-synergy.com>
- <http://google.com>
- <http://investorhome.com>
- <http://kathimerini.gr>

## © Βιβλιογραφία

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

**Giddy H. Ian (1994), «Παγκόσμιες Χρηματοπιστωτικές Αγορές», Εκδόσεις Παπαζήση.**

**Brealey A. Richard, Myers C. Stewart, Allen Franklin, Eighth Edition, McGraw Hill, "CORPORATE FINANCE".**



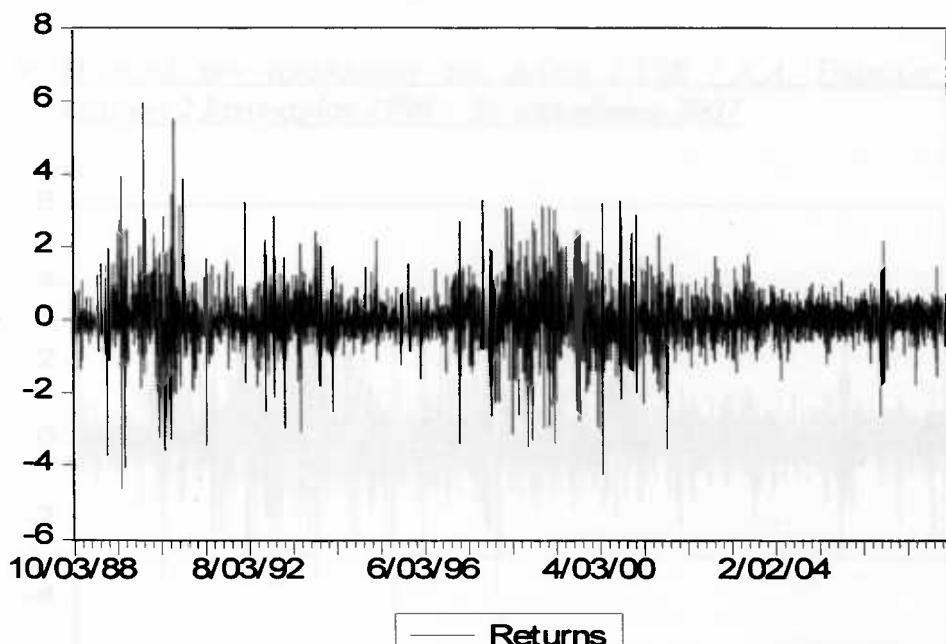
## ПАРАРТНМА



● Oι χρονολογικές σειρές των τιμών και των αποδόσεων των δεικτών

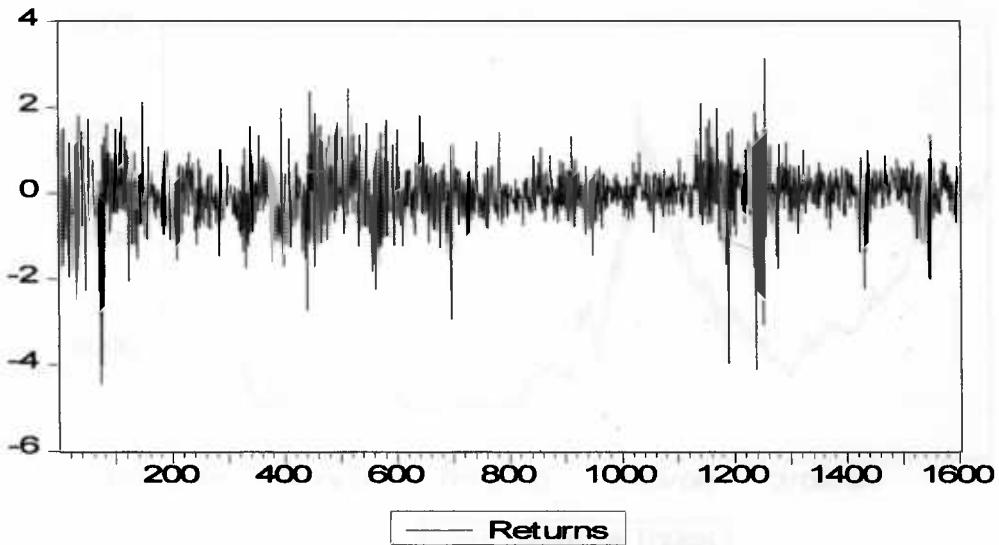
Παρακάτω παρατίθενται οι χρονολογικές σειρές των αποδόσεων και των τιμών των δεικτών, τους οποίους εξετάσαμε στην παρούσα διπλωματική εργασία. Παρατηρούμε από τα γραφήματα ότι οι σειρές των αποδόσεων είναι στάσιμες (κινούνται γύρω από ένα σταθερό μέσο), αποτέλεσμα το οποίο και θα έπρεπε να ισχύει, για να μπορούμε να κάνουμε πρόβλεψη σε χρονολογικές σειρές για το αν υπάρχει το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Σε αντίθεση, οι τιμές των δεικτών ακολουθούν τυχαία πορεία (a Random Walk), είναι μη στάσιμες (δεν κινούνται γύρω από ένα σταθερό μέσο) και δε θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν για προβλέψεις.

➤ H σειρά των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη Τιμών για την περίοδο 3 Οκτωβρίου 1988 – 31 Οκτωβρίου 2007

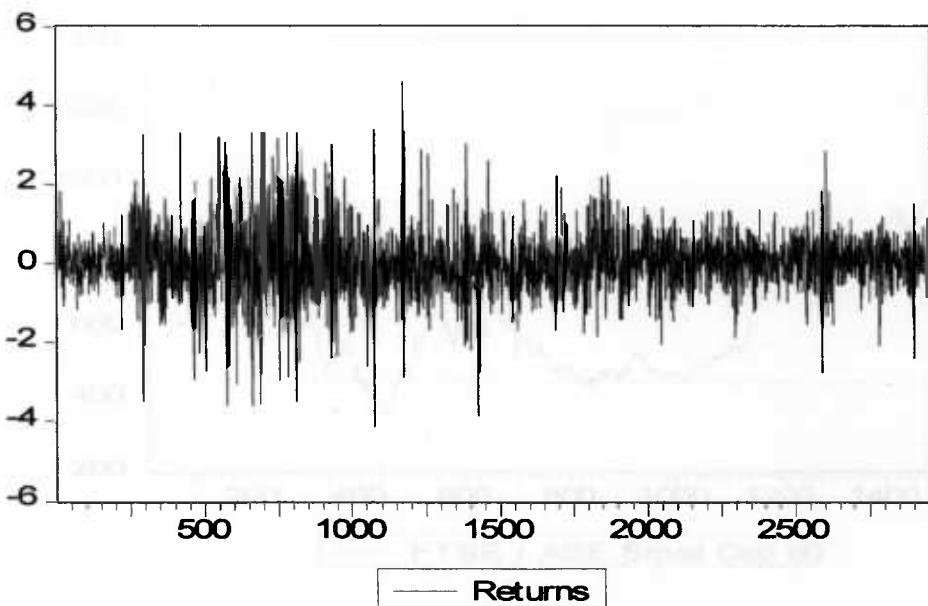




- H σειρά των αποδόσεων του Δείκτη FTSE / X.A. Small Cap 80 για την περίοδο 1 Ιουνίου 2001 – 31 Οκτωβρίου 2007

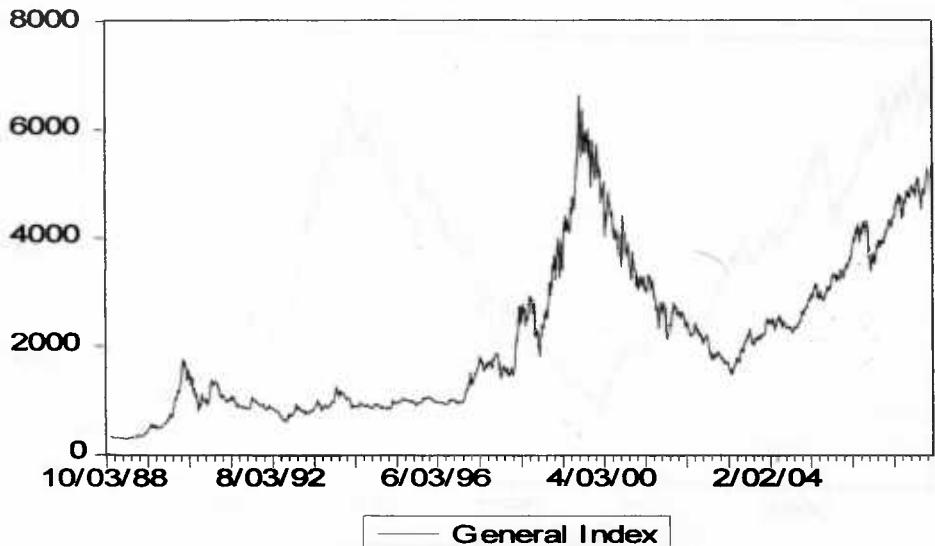


- H σειρά των αποδόσεων του Δείκτη FTSE / X.A. Τράπεζες για την περίοδο 2 Ιανουαρίου 1996 – 31 Οκτωβρίου 2007

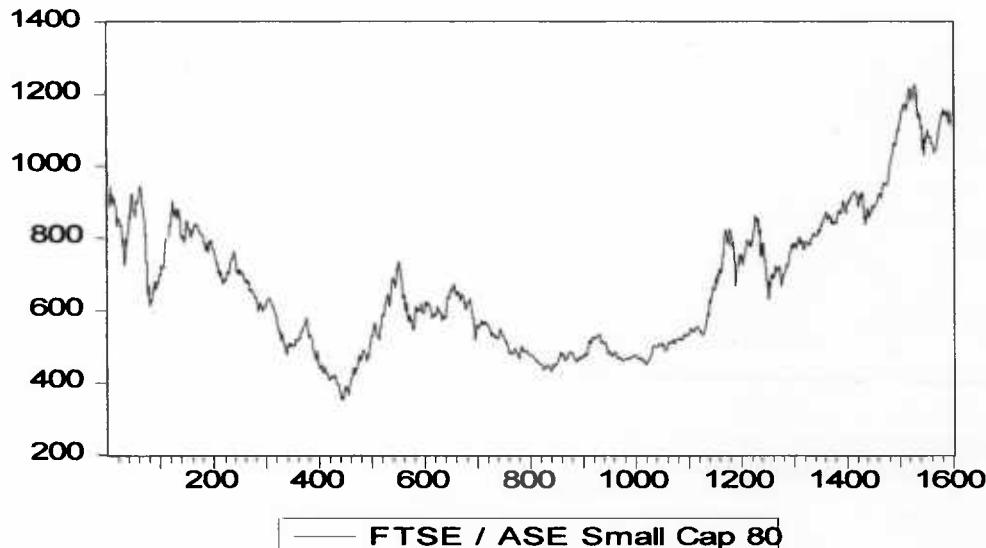




- Η σειρά των τιμών του Γενικού Δείκτη Τιμών για την περίοδο 3 Οκτωβρίου 1988 – 31 Οκτωβρίου 2007

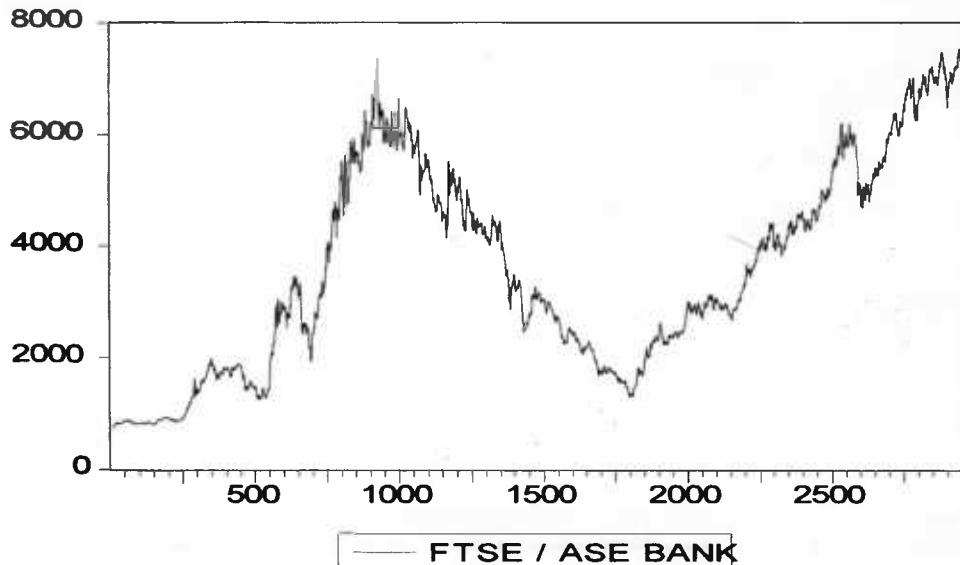


- Η σειρά των τιμών του Δείκτη FTSE / X.A. Small Cap 80 για την περίοδο 1 Ιουνίου 2001 – 31 Οκτωβρίου 2007





- H σειρά των τιμών του Δείκτη FTSE / X.A. Τράπεζες για την περίοδο 2 Ιανουαρίου 1996 – 31 Οκτωβρίου 2007





• ATHENIAN UNIVERSITY OF ECONOMICS & BUSINESS  
• ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΣΧΟΛΗ