



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ
ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ**

**ΠΜΣ ΣΤΗΝ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ
ΑΝΑΛΥΣΗ**

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ ΤΟΥ ΓΕΩΡΓΙΟΥ ΜΟΣΧΟΝΑ

«Ο ΜΗΝΑΣ ΤΟΥ ΕΤΟΥΣ ΣΤΟ Χ.Α.Α ΚΑΙ ΑΛΛΕΣ
ΑΓΟΡΕΣ»

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: ΤΣΑΓΚΑΡΑΚΗΣ ΝΙΚΟΛΑΟΣ

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κ. Τσαγκαράκη Νικόλαο, Επίκουρο Καθηγητή του τμήματος Τραπεζικής και Χρηματοοικονομικής Διοικητικής του Πανεπιστημίου Πειραιά για την δυνατότητα που μου έδωσε, αναθέτοντας μου την παρούσα διπλωματική εργασία να ασχοληθώ με ένα πολύ ενδιαφέρον θέμα καθώς και για την βοήθεια που μου έδωσε καθόλη την διάρκεια συγγραφής της. Οι παρατηρήσεις και οι χρήσιμες επισημάνσεις του συνέβαλαν καθοριστικά στην ολοκλήρωση αυτής της διπλωματικής εργασίας.

Τέλος θα ήθελα να ευχαριστήσω τους γονείς μου και τους συναδέλφους μου οι οποίοι στάθηκαν δίπλα μου στην πραγματοποίηση των στόχων μου.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	4
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ.....	5
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ.....	8
2.1 ΔΙΕΘΝΗΣ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ.....	8
2.2 ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ.....	13
2.3 ΛΟΓΟΙ ΕΜΦΑΝΙΣΗΣ ΤΟΥ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟΥ ΤΟΥ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ.....	21
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ-ΔΕΔΟΜΕΝΑ.....	30
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ.....	33
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....	42
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ.....	44
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	70

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Το φαινόμενο του μήνα του έτους αποτελεί μια μορφή ανωμαλίας της αποτελεσματικότητας της κεφαλαιαγοράς. Σύμφωνα με το φαινόμενο αυτό, σε όλους τους μήνες ενός έτους δεν παρουσιάζεται η ίδια απόδοση, όπως θα περιμέναμε με βάση την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, στην οποία και θα αναφερθούμε εκτενέστερα στο κεφάλαιο 1. Ο σκοπός της παρούσας μελέτης είναι να διερευνηθεί αν το φαινόμενο του μήνα του έτους εμφανίζεται στο Ελληνικό Χρηματιστήριο και πιο συγκεκριμένα στις μετοχές των υπό εξέταση κλάδων της μελέτης που θα είναι ο Γενικός, ο Τραπεζικός, ο Κατασκευαστικός και ο Ασφαλιστικός. Για το λόγο αυτό διεξάγεται εμπειρική έρευνα στους κλάδους αυτούς για τα παρακάτω χρονικά διαστήματα: α) Για τον Τραπεζικό Κλάδο από 6-1-1988 έως και 30-6-2006, β) Για τον Κατασκευαστικό Κλάδο από 3-1-1994 έως και 30-6-2006, γ) Για τον Ασφαλιστικό Κλάδο από 2-1-1996 έως και 30-6-2006 και δ) Για τον Γενικό Δείκτη από 6-1-1988 έως και 30-6-2006. Όλα τα δεδομένα έχουν εξαχθεί από την βάση δεδομένων της DataStream.

Η παρούσα μελέτη έχει την ακόλουθη δομή. Στο Κεφάλαιο 1 γίνεται εκτενής αναφορά για την θεωρία της Αποτελεσματικότητας των Αγορών και τις τρεις υποθέσεις της. Στο κεφάλαιο 2 παρουσιάζεται η επισκόπηση της σχετικής με το φαινόμενο διεθνούς και ελληνικής βιβλιογραφίας καθώς και οι λόγοι εμφάνισης του φαινομένου διεθνώς. Στο Κεφάλαιο 3 παρουσιάζονται η μεθοδολογία και τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται για την εμπειρική μελέτη, στο Κεφάλαιο 4 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εμπειρικής μελέτης και τέλος στο Κεφάλαιο 5 παρουσιάζονται τα συμπεράσματα της μελέτης. Επίσης υπάρχουν και δύο ξεχωριστές ενότητες, το Παράρτημα όπου παρουσιάζονται Διαγράμματα και Πίνακες που έχουν προκύψει μέσα από την μελέτη και τέλος παρουσιάζεται η Βιβλιογραφία που έχει χρησιμοποιηθεί για την εργασία αυτή.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ

Σύμφωνα με τον Fama (1970) αποτελεσματική αγορά είναι εκείνη που οι τιμές πάντα περιλαμβάνουν ολόκληρες τις διαθέσιμες πληροφορίες. Δηλαδή «αποτελεσματική» θα λέγεται μία αγορά όταν όλες οι πληροφορίες που είναι διαθέσιμες στο επενδυτικό κοινό έχουν ληφθεί υπόψιν στη διαμόρφωση των τιμών των χρεογράφων της αγοράς αυτής. Τυπικά η αγορά αυτή λέγεται αποτελεσματική με δεδομένο ένα σύνολο πληροφοριών εάν οι τιμές των μετοχών που συμμετέχουν στην αγορά αυτή δεν επηρεάζονται από την «αποκάλυψη» του συνόλου πληροφορίας σε όλους τους συμμετέχοντες. Δηλαδή δεν παρέχεται σε κανέναν η δυνατότητα δημιουργίας κερδών κάνοντας πράξεις αγοραπωλησίας οι οποίες στηρίζονται σε αυτό το σύνολο πληροφοριών. Ο Fama στην μελέτη του προτείνει τρεις υποθέσεις για την αποτελεσματικότητα. Αυτές είναι: α) Ασθενής μορφή Αποτελεσματικότητας (Weak Form) β) Ημι-ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας (Semi strong form) γ) Ισχυρή μορφή Αποτελεσματικότητας (Strong form). Η διάκριση μεταξύ των τριών υποθέσεων για την αποτελεσματικότητα έγκειται στο επίπεδο της πληροφορίας που ενσωματώνουν οι τιμές των χρεογράφων που συμμετέχουν στην υπό εξέταση αγορά.

Η Ασθενής μορφή Αποτελεσματικότητας υποθέτει ότι σε κάθε στιγμή οι τιμές των χρεογράφων αντανακλούν πλήρως το σύνολο των πληροφοριών που αφορά τις παρελθούσες τιμές των χρεογράφων αυτών. Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή οι μελλοντικές μεταβολές των χρεογράφων είναι ανεξάρτητες από τις παρελθούσες. Με άλλα λόγια δεν υπάρχει δυνατότητα δημιουργίας κερδών από στρατηγική αγοραπωλησίας χρεογράφων βασισμένη στις παρελθούσες τιμές αυτών και μόνο. Η υπόθεση της Ημι-ισχυρής μορφής Αποτελεσματικότητας υποθέτει ότι στις τιμές των χρεογράφων αντανακλάται πλήρως ολόκληρη η δημοσίως διαθέσιμη πληροφορία. Οι τιμές προσαρμόζονται ταχύτατα στην δημοσίευση οποιασδήποτε νέας πληροφορίας. Τέτοιες πληροφορίες είναι τα κέρδη των εταιρειών, επικείμενες εταιρικές

πράξεις (split, αύξηση μετοχικού κεφαλαίου, διανομή μερίσματος κτλ), όπως και όλα τα οικονομικά και πολιτικά νέα. Σε μια τέτοια αγορά δεν θα ήταν δυνατόν να πραγματοποιήσουν υπερκέρδη επενδυτές οι οποίοι θα προέβαιναν σε αγοραπωλησίες χρεογράφων στηριζόμενοι σε τέτοιες πληροφορίες μετά την δημοσιοποίησή τους. Τέλος η υπόθεση της Ισχυρής Μορφής Αποτελεσματικότητας υποθέτει ότι οι τιμές των χρεογράφων μιας τέτοιας αγοράς αντανakλούν πλήρως όλες τις πληροφορίες ανεξάρτητα από το εάν αυτές είναι δημόσια διαθέσιμες ή όχι. Σύμφωνα με τα παραπάνω κανένας επενδυτής δεν μπορεί να καταφέρει υπερκέρδη στηριζόμενος σε πληροφορία είτε αυτή είναι διαθέσιμη δημόσια είτε όχι.

Η έννοια της αποτελεσματικότητας των αγορών είναι πολύ σημαντική και για αυτό έχει ερευνηθεί σε έκταση. Η ιδιαίτερη σημασία της οφείλεται στο γεγονός ότι οι επενδυτές δεν έχουν άλλη επιλογή από το να βασίσουν τις επενδυτικές τους αποφάσεις στην πληροφόρηση. Τους επενδυτές τους ενδιαφέρει εάν οι πληροφορίες αυτές έχουν αποτυπωθεί στην τιμή του χρεογράφου γεγονός που είναι σημαντικό για τους επενδυτές που θέλουν να γνωρίζουν, στο βαθμό του δυνατού, εάν η αγορά στην οποία δραστηριοποιούνται είναι αποτελεσματική και σε ποιο βαθμό. Πολλές εμπειρικές μελέτες έχουν γίνει σε διάφορες αγορές στην προσπάθεια διαπίστωσης της αποτελεσματικότητας των αγορών και σε ποιο βαθμό. Τα αποτελέσματα των περισσότερων εξ' αυτών των μελετών δείχνουν ότι η υπόθεση της ασθενούς μορφής αποτελεσματικότητας ισχύει σε μεγάλο βαθμό. Για την υπόθεση της ημι-ισχυρής μορφής αποτελεσματικότητας τα αποτελέσματα των εμπειρικών μελετών είναι διττά. Άλλες μελέτες καταλήγουν στην υποστήριξη της υπόθεσης ενώ άλλες μορφές στην απόρριψη της.

Τέλος, για την υπόθεση της ισχυρής μορφής αποτελεσματικότητας οι εμπειρικές μελέτες δείχνουν ότι αυτή η μορφή αποτελεσματικότητας δεν αποτελεί μία ακριβής περιγραφή της πραγματικότητας. Υπάρχουν ομάδες επενδυτών που έχουν μονοπωλιακή πρόσβαση σε πληροφορίες πάνω στις οποίες μπορούν να στηριχθούν και να δημιουργήσουν κέρδη. Τέτοιες

περιπτώσεις αφορούν άτομα που κατέχουν υψηλές διοικητικές θέσεις μέσα σε εταιρείες ή ακόμα και traders που μπορούν να έχουν πρόσβαση στις εντολές μεγάλων χαρτοφυλακίων.

Γνωρίζοντας λοιπόν ότι κάποια αγορά λειτουργεί στα πλαίσια κάποιας εκ των δύο πρώτων υποθέσεων αποτελεσματικότητας είναι αντιληπτό πόσο μεγάλη αξία μπορεί να έχει η γνώση αυτή στην αποκομιδή βραχυπρόθεσμων κερδών από επενδυτές που θέλουν να εκμεταλλευτούν αυτή την γνώση και να αποκομίσουν υψηλά κέρδη (πολλές φορές υψηλότερα από όλη την υπόλοιπη χρονιά). Ανωμαλίες που έχουν διαπιστωθεί περιλαμβάνουν το «Φαινόμενο του Ιανουαρίου» (January Effect), το «Φαινόμενο της Δευτέρας» (Monday Effect ή Weekend Effect), το «Φαινόμενο της αλλαγής του μήνα» (Turn of the month Effect), καθώς και το «Φαινόμενο της ημέρας πριν την Αργία» (Pre-Holiday Effect). Η παρούσα μελέτη θα εξετάσει εάν ισχύει το «Φαινόμενο του Ιανουαρίου» στην ελληνική κεφαλαιαγορά για συγκεκριμένο χρονικό διάστημα.

Η εργασία θα χωριστεί σε πέντε κεφάλαια, στο πρώτο γίνεται αναφορά στις αποτελεσματικές αγορές. Στο δεύτερο μέρος γίνεται επισκόπηση της βιβλιογραφίας διεθνούς και ελληνικής που έχει αναπτυχθεί για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Στο τρίτο μέρος γίνεται παρουσίαση της μεθοδολογίας. Στο τέταρτο μέρος γίνεται παρουσίαση των αποτελεσμάτων. Και τέλος στο πέμπτο μέρος γίνεται η παρουσίαση των συμπερασμάτων της πραγματοποιηθείσας μελέτης.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

2.1 ΔΙΕΘΝΗΣ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Το φαινόμενο του Ιανουαρίου αποτελεί την πιο γνωστή εποχικότητα που παρουσιάζεται στις κεφαλαιαγορές ανά τον κόσμο και έχουν πραγματοποιηθεί πολλές μελέτες με στόχο την απόδειξη της εμφάνισης αυτού του φαινομένου. Αυτή η ανωμαλία αναφέρεται στις ασυνήθιστα υψηλές μέσες αποδόσεις των μετοχών που παρουσιάζονται τον Ιανουάριο και είναι υψηλότερες σε σχέση με αυτές των υπόλοιπων μηνών. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου εντάσσεται στις ημερολογιακές ανωμαλίες των κεφαλαιαγορών και για πρώτη φορά παρατηρήθηκε και αναφέρθηκε από τον **Wachtel (1942)**. Ωστόσο μετά από 35 περίπου έτη το φαινόμενο ξαναήρθε στην επιφάνεια και την προσοχή της χρηματοοικονομικής επιστήμης από τους **Rozeff και Kinney (1976)** οι οποίοι παρατήρησαν το φαινόμενο αυτό για την περίοδο 1904-1974 για το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) και το συνδύασαν με τις μικρές επιχειρήσεις. Τα ευρήματα αυτά επιβεβαίωσαν και οι **Rogalski και Tinic (1986)** χρησιμοποιώντας όχι μόνο τον ισοσταθμισμένο δείκτη του NYSE αλλά και τις μετοχές του AMEX (American Stock Exchange) για την περίοδο 1963-1982.

Ένας αριθμός ερευνητών παρείχε αποδείξεις υποστηρίζοντας ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι ένα φαινόμενο μεγέθους (firm size effect). Τέτοια μελέτη πραγματοποιήθηκε από τον **Donald Keim (1983)** ο οποίος προσέδωσε και το όνομα «January Effect» στο φαινόμενο. Ο Keim εξετάζοντας μετοχές για την περίοδο 1963-1979 εντόπισε υπερβολικά υψηλές αποδόσεις για μικρού μεγέθους (small cap) μετοχές τον Ιανουάριο. Μάλιστα ο Keim έδειξε ότι το μισό φαινόμενο μεγέθους οφείλεται στις υπερκανονικές αποδόσεις του Ιανουαρίου.

Επιπλέον επεσήμανε ότι ο όγκος των Αποδόσεων αυτών εμφανίστηκε κυρίως κατά την πρώτη εβδομάδα του μήνα. Σήμερα πάντως ο Keim αναφέρει ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου αν και εμφανίζεται ελαφρώς αποδυναμωμένο

παραμένει στατιστικά σημαντικό. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν και οι μελέτες των **Blume και Stambaugh (1983)** , **Reinganum (1983)** και **Roll (1983)**.

Οι **Haugen και Lakonishok (1988)** απέδειξαν ότι η συμπεριφορά των αποδόσεων του Ιανουαρίου φανερώνει δύο ξεχωριστές ανωμαλίες: α) Οι αποδόσεις των μικρού μεγέθους επιχειρήσεων είναι μεγαλύτερες από ότι των μεγάλου μεγέθους τον Ιανουάριο και β) Σε όλες τις επιχειρήσεις παρουσιάζεται η τάση να έχουν καλύτερες αποδόσεις τον Ιανουάριο από ότι τους υπόλοιπους μήνες.

Στα ίδια αποτελέσματα κατέληξαν και οι **Gultekin και Gultekin (1983)** οι οποίοι βρήκαν ότι υπάρχει τέτοιου είδους εποχικότητα σε δώδεκα διεθνείς αγορές από τις δεκαεπτά που εξέτασαν. (Αυστραλία- Βέλγιο- Καναδάς- Δανία- Γερμανία- Ιαπωνία- Ολλανδία- Νορβηγία- Ισπανία- Σουηδία- Ελβετία- Ηνωμένο Βασίλειο). Επίσης οι **Tinic και West (1984)** κατέληξαν στο ίδιο συμπέρασμα, την ύπαρξη του «January Effect» δηλαδή, για τις ΗΠΑ και για την περίοδο 1935-1982. Το 1987 οι **Nassir και Mohammad** εξετάζοντας την Μαλαισία φαίνεται να επιβεβαιώνουν την ύπαρξη του φαινομένου στην χώρα τους. Το ίδιο συμπέρασμα επιβεβαιώνεται και από τον **Balaban (1995)** για την Τουρκία. Οι **Aggarwal και Rivoli (1989)** παρατήρησαν το φαινόμενο αυτό για την περίοδο 1976-1988 στο Χονγκ-Κονγκ, στη Μαλαισία και στη Σιγκαπούρη. Ο **Lee (1992)** επανέλαβε την εργασία των Aggarwal and Rivoli για το Χονγκ-Κονγκ, τη Σιγκαπούρη, την Κορέα, την Ιαπωνία και την Ταιβάν για το διάστημα (1970-1989) και βρήκε σε όλες τις χώρες εκτός της Κορέας ότι οι μέσες Αποδόσεις είναι μεγαλύτερες τον Ιανουάριο από ότι τους υπόλοιπους μήνες.

Οι **Haugen και Jorion (1996)** στην έρευνα τους για τις μετοχές των εταιρειών του NYSE από το 1926-1993 έδειξαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει σε όλες τις μετοχές, εκτός από αυτές των πολύ μεγάλων εταιρειών. Σε αυτό το συμπέρασμα φαίνεται να καταλήγει και ο **Riepe**

(1998) ο οποίος εξέτασε δεδομένα από το 1926 και προσθέτει στα συμπεράσματα του ότι το «January Effect» παρουσιάζει πτωτική τάση για την περίοδο 1993-1997.

Ενδιαφέρουσα ήταν η μελέτη του **Ho (1990)** ο οποίος μελέτησε αν εμφανίζεται το «January Effect» σε οκτώ Ασιατικές Αναδυόμενες Αγορές και βρήκε ενισχυμένη ύπαρξη του φαινομένου στις έξι (6) από αυτές. Οι **Fountas και Segredakis (1999, 2002)** επέκτειναν την έρευνα εξετάζοντας την ύπαρξη του φαινομένου για δεκαοκτώ αναπτυσσόμενες χώρες (σύμφωνα με την IFC(International Finance Corporation) αναπτυσσόμενες χώρες είναι αυτές των οποίων η οικονομία είναι μικρού ή μεσαίου μεγέθους με βάση την κατάταξη της Παγκόσμιας Τράπεζας) και για το διάστημα 1987-1995 και βρήκαν εποχικότητα στις αποδόσεις μερικών από αυτών των αγορών, αλλά θετικές αποδόσεις (στατιστικά σημαντικές) τον Ιανουάριο βρήκαν σε λίγες, ανάμεσα σε αυτές και η Ελλάδα (Ελλάδα-Κορέα-Χιλή).

Ακόμη σε μία πιο πρόσφατη μελέτη των **Compton και Kunkel (2000)** δεν παρατηρούνται στοιχεία εμφάνισης του φαινομένου για την χρονική περίοδο 1988-1998, σε δύο πολύ βασικούς χρηματιστηριακούς δείκτες, τον DJIA (Dow Jones Industrial Index) και τον S&P 500 (Standars & Poor's 500 Index) και σε stock and bond accounts. Οι ερευνητές αυτοί εξέτασαν έξι επενδυτικές στρατηγικές –δύο 'buy and hold' strategies και τέσσερις switching strategies- πάνω σε δύο λογαριασμούς, Stock Account and Bond Account , σε συνάρτηση με το «January Effect». Τα αποτελέσματα της μελέτης έδειξαν ότι δεν υπάρχει εμφάνιση του φαινομένου του Ιανουαρίου.

Μία από τις πιο πρόσφατες έρευνες είναι των **Coutts, Kaplanidis και Roberts (2000)** που ασχολήθηκαν με την ανωμαλία του Ιανουαρίου για το ελληνικό χρηματιστήριο και για την περίοδο 1986-1996. Στην μελέτη τους εξέτασαν τέσσερις δείκτες (τραπεζικός-ασφαλιστικός-γενικός-leasing) για δύο υποπεριόδους (1986-1990 και 1991-1996) και για όλη την περίοδο (1986-1996) και βρήκαν ότι για τον γενικό και τον τραπεζικό δείκτη το φαινόμενο γενικά υπάρχει. Τα αποτελέσματα τους είναι συνεπή με αυτά της Αγοράς του Ηνωμένου Βασιλείου σύμφωνα με την εργασία των **Mills και Coutts (1995)** και με αυτή των **Aggarwal και Tandon (1994)** για δεκατέσσερις χώρες. Όσον αφορά τους υπόλοιπους δείκτες δεν φαίνεται να υπάρχει η ανωμαλία αυτή αφού υπάρχουν θετικές αποδόσεις τον Φεβρουάριο. Συνεπή με αυτά τα αποτελέσματα για την περίοδο 1986-1997 για το Χ.Α.Α είναι και αυτά της εργασίας των **Mills, Siriopoulos, Markellos και Harizanis (2000)**.

Σε πρόσφατη έρευνα του για το Χρηματιστήριο της Ιορδανίας με δεδομένα από το 1994-2002 ο **Aktham Maghayereh (2002)** έδειξε ότι δεν εμφανίζεται το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ιορδανική Κεφαλαιαγορά η οποία επίσης δεν εμφανίζει στοιχεία εποχικότητας της Αγοράς.

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

Σε πρόσφατη έρευνα τους για το Χ.Α.Α. και για την περίοδο (1992-2002) οι **Koutianoudis και Wang (2003)** έδειξαν ότι το «January Effect» εμφανίζεται στην ελληνική Κεφαλαιαγορά και ιδιαίτερα όταν η αγορά είναι ανοδική ενώ σχεδόν εξαφανίζεται όταν η αγορά είναι καθοδική. Επίσης σε έρευνα των **Bahadur και Joshi (2004)** για το Χρηματιστήριο του Νεπάλ (NEPSE) έδειξαν ότι ενώ εμφανίζεται εποχικότητα στο Χρηματιστήριο αυτή δεν είναι τον Ιανουάριο όπως στην πλειοψηφία των διεθνών Χρηματιστηρίων αλλά τον Οκτώβριο λόγω ιδιαιτεροτήτων της χώρας (τότε είναι οι μεγάλες γιορτές των Ινδουιστών) αλλά και επειδή τότε γίνεται οι ανακοινώσεις των εταιρικών μεγεθών. Σε μια ακόμη προσπάθεια έρευνας και προσέγγισης του «January Effect» για το Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης (ISE) και για περίοδο από το 1988-1999 ο **Bildik (2004)** έδειξε ότι το φαινόμενο εμφανίζεται ιδιαίτερα έντονο τόσο στις αποδόσεις των μετοχών όσο και στον όγκο των συναλλαγών για την συγκεκριμένη περίοδο.

Τέλος έρευνα των **Cooper, McConell και Ovtchinikov (2005)** σχετικά με την επίδραση του «January Effect» ως προβλεπτή της πορείας μιας Αγοράς για το υπόλοιπο του έτους έδειξαν ότι ο Ιανουάριος αποτελεί έναν ισχυρό προβλεπτή για το έτος αφού εάν ο Ιανουάριος είναι θετικός η μέση Απόδοση των Υπολοίπων μηνών μπορεί να προβλεφθεί σε μεγάλο βαθμό ότι θα είναι θετική και αυτή ενώ σε αντίθετη περίπτωση προβλέπεται ότι είναι αρνητική.

2.2 ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

Στην συγκεκριμένη ενότητα πρόκειται να γίνει μία σύντομη παρουσίαση των μελετών που έχουν γίνει αναφορικά με την εποχικότητα του μήνα του έτους στο Ελληνικό Χρηματιστήριο. Το ΧΑΑ έχει γνωρίσει μια μεγάλη ανάπτυξη την τελευταία δεκαετία. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι η Ελλάδα κατάφερε να εισέρθει στην ευρωζώνη, κατάφερε να τελέσει επιτυχώς τους Ολυμπιακούς Αγώνες που είχε αναλάβει, ενώ επίσης δείχνει να εκμεταλλεύεται τις επενδυτικές ευκαιρίες που εμφανίζονται στην Νοτιοανατολική Ευρώπη (που αποτελεί μία από τις πιο αναπτυσσόμενες περιοχές του πλανήτη), σε ικανοποιητικό βαθμό εκμεταλλεόμενη την ηγετική παρουσία που έχει στην περιοχή, ως αναπτυγμένη αγορά. Το 2006 στο ηλεκτρονικό ταμπλό του ΧΑΑ διαπραγματεύονται καθημερινά 323 μετοχές έναντι των 371 που διαπραγματεύονταν το 2002 και των 158 που διαπραγματεύονταν το 1992. Επίσης η κεφαλαιοποίηση του ΧΑΑ σύμφωνα με τα πιο πρόσφατα στοιχεία (Απρίλιος 2006) αγγίζει τα 140 δις Ευρώ.

Σε μία από τις πρώτες μελέτες της αποτελεσματικότητας της Ελληνικής Κεφαλαιαγοράς οι **Νιάρχος και Γεωργακόπουλος (1986)** ερεύνησαν τις αντιδράσεις των επενδυτών στις πληροφορίες που περιέχονται στις ανακοινώσεις και δημοσιοποιήσεις κερδών των εισηγμένων εταιρειών και βρήκαν ότι οι επενδυτές αντιδρούν αργά και σταδιακά στα νέα και όχι όπως προβλέπει η Efficient Market Hypothesis (EMH). Οι **Koutmos, Theodosiou και Negakis (1993)** εξέτασαν την στοχαστική συμπεριφορά του ΧΑΑ (Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών) χρησιμοποιώντας ένα E-GARCH μοντέλο. Βρήκαν ότι οι σειρές των αποδόσεων δεν είναι ανεξάρτητες και με την ίδια κατανομή (I.I.D) και ότι θετικά γεγονότα έχουν μεγαλύτερη επίδραση στη διακύμανση από ότι έχουν αντίστοιχα αρνητικά γεγονότα. Επίσης ανέφεραν, εξετάζοντας την διαχρονική σχέση ανάμεσα στο ΧΑΑ και στον NYSE (New York Stock Exchange), ότι οι αποδόσεις στο ΧΑΑ μπορούν να προβλεφθούν από παλαιότερες πληροφορίες, καθώς επίσης ότι η μεταβλητότητα στις αποδόσεις των μετοχών στην Ελλάδα είναι μεγαλύτερη και πιο επίμονη (από

διάφορα γεγονότα) σε σχέση με τον NYSE. Επίσης οι **Dockerry και Cavissanos (1996)** βρήκαν ότι οι τιμές στο ΧΑΑ έχουν κάποια συστηματική σχέση μεταξύ τους και άρα η αγορά δεν είναι αποτελεσματική στην ασθενή της μορφή. Επίσης ο **Σπύρου (1998)** βρήκε ότι οι Αποδόσεις της Ελληνικής Κεφαλαιαγοράς (όπως αυτή μετριέται από τον Γενικό Δείκτη του ΧΑΑ) παρουσιάζουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Αναφερόμενοι στα χαρακτηριστικά του ΧΑΑ, υπάρχουν αποδείξεις ότι παλιότερα οι μεταβολές του δείκτη μετοχών οφείλονταν κυρίως σε κοινωνικοπολιτικούς παράγοντες και εναλλακτικές επενδυτικές ευκαιρίες, από ότι τα από τα κέρδη των εταιριών και την οικονομική δραστηριότητα (**Alexakis και Petrakis (1991)**). Αυτό δε μπορούμε να πούμε ότι είναι παράξενο αφού στην Ελλάδα ευνοούνται οι επενδυτικές δραστηριότητες σε ακίνητα, εισαγωγικό εμπόριο και υπάρχει διαρροή χρήματος στο εξωτερικό. Οι κοινωνικοπολιτικοί παράγοντες σχετίζονται με την πολιτική αστάθεια, την συμπεριφορά των ενδιαφερομένων μερών απέναντι στο κράτος, τις αλλαγές στην πολιτική σκηνή, την κατάσταση στην αγορά εργασίας καθώς και σε άλλες πτυχές της λειτουργίας της αγοράς.

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

Ένα ακόμη χαρακτηριστικό της Ελληνικής Κεφαλαιαγοράς είναι ότι ο Γενικός Δείκτης του ΧΑΑ σταθμίζεται σε μεγάλο ποσοστό (περίπου 50%) από τον τραπεζικό κλάδο. Οι περισσότερες μεγάλες τράπεζες εξακολουθούν μέχρι και σήμερα να έχουν άμεση σχέση (τοποθέτηση διοίκησης) με το δημόσιο γεγονός που αποτελεί τροχοπέδη στην περαιτέρω ανάπτυξη του τραπεζικού κλάδου και στην ενίσχυση του ανταγωνισμού. Όλα τα παραπάνω σε συνδυασμό με τις ελλείψεις που υπήρχαν σε τεχνολογικό επίπεδο και εξοπλισμό συνέβαλαν τα μέγιστα στην αναποτελεσματικότητα του ΧΑΑ. Όλα αυτά όμως τα χαρακτηριστικά-ιδιαιτερότητες το τελευταίο διάστημα συνεχώς μειώνονται. Η είσοδος στην ευρωζώνη, η παγκοσμιοποίηση και το περιβάλλον της ελεύθερης αγοράς και του πλήρους ανταγωνισμού, η είσοδος των ξένων επενδυτών οι οποίοι κατέχουν περίπου το 50% των μετοχών του ΧΑΑ, η επιμόρφωση νέων επενδυτών αποτελούν τους κυριότερους λόγους για την βελτίωση των συνθηκών και του κλίματος στο ελληνικό χρηματιστήριο.

Πέρα του μεγάλου αριθμού ερευνών που έχουν γίνει σχετικά με το φαινόμενο του Ιανουαρίου και αφορούν διεθνείς κεφαλαιαγορές, υπάρχουν κάποιες λίγες που έχουν γίνει και αφορούν την ελληνική κεφαλαιαγορά. Οι σημαντικότερες και πιο πρόσφατες είναι οι παρακάτω τρεις:

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

Όσον αφορά τον Γενικό Δείκτη έχουμε έντονο το φαινόμενο του Ιανουαρίου, με μέση απόδοση του μήνα αυτού 0.34 έναντι 0.07 τους υπόλοιπους μήνες. Υψηλές όμως είναι και οι αποδόσεις που εμφανίζονται και το Φεβρουάριο (οι οποίες όπως και τον Ιανουάριο ήταν στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 5%). Ωστόσο τα αποτελέσματα αυτά για τον δείκτη ήταν ασυνεπή με αυτά των μετοχών. Μόνο το 35% αυτών είχαν τις υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο και τον Φεβρουάριο (23% και 12% αντίστοιχα) ενώ το 16% των μετοχών παρουσίαζαν τις χαμηλότερες αποδόσεις (στατιστικά σημαντικές) τον Απρίλιο. Σύμφωνα με τους συγγραφείς του άρθρου ως πιθανή εξήγηση των αποτελεσμάτων δεν ήταν η «tax-loss selling hypothesis» αφού το 65% των μετοχών δεν παρουσιάζει τις υψηλότερες αποδόσεις στην αρχή του νέου έτους, καθώς επίσης δεν μπορεί να εξηγηθεί στην βάση φορολογίας των κεφαλαιουχικών κερδών λόγω του ότι τέτοιος φόρος δεν υπάρχει.

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

Μια σημαντική και πιο πρόσφατη εργασία για το φαινόμενο αυτό στο ΧΑΑ είναι αυτή των **Fountas και Segredakis (2002)**. Στην εργασία αυτή ελέγχθηκε η εποχική αυτή ανωμαλία καθώς και η «tax-loss selling hypothesis» χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις για 18 αναδυόμενες αγορές αξιογράφων για την περίοδο 1987-1995. Ανάμεσα σε αυτές ήταν και η ελληνική αγορά. Δύο μέθοδοι χρησιμοποιήθηκαν για τον έλεγχο της ανωμαλίας αυτής α) η μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε στις δύο προηγούμενες εργασίες και β) η μέθοδος που χρησιμοποιείται και για τον έλεγχο της «tax-

loss selling hypothesis» . Τα αποτελέσματα της μελέτης επιβεβαιώνουν την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Παρατηρούνται υψηλές μέσες αποδόσεις τον μήνα αυτό 0.07 (στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 5%) έναντι -0.05 των υπολοίπων μηνών. Οι αποδόσεις σε αυτό το άρθρο περιλαμβάνουν και τα dividend yields και τα κεφαλαιακά κέρδη σε αντίθεση με τα παραπάνω άρθρα.

Σε όλες τις μελέτες τα αποτελέσματα έχουν προέλθει από μία συγκεκριμένη παλινδρόμηση:

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

Όπου

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

β_1 : η μέση απόδοση του Ιανουαρίου

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

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

ε_i : ο διαταρακτικός όρος

Το γενικό συμπέρασμα που μπορεί να εξαχθεί από αυτές τις μελέτες είναι ότι αυτού του είδους η ανωμαλία είναι ένα παγκόσμιο φαινόμενο. Παρόλο το ενδιαφέρον που έχει δοθεί όμως από την ακαδημαϊκή κοινότητα δεν υπάρχει ομοφωνία για τους λόγους ύπαρξης του συγκεκριμένου φαινομένου. Στην

επόμενη ενότητα θα αναπτυχθούν οι δυνητικές εξηγήσεις που έχουν δοθεί. Στον Πίνακα 1 παρατίθενται συνοπτικά οι διεξαχθείσες μελέτες και τα ενδεικτικά αποτελέσματα τους που αναφέρονται κατά την επισκόπηση της βιβλιογραφίας (&2.1 και &2.2)

Πίνακας 1

ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ

ΧΩΡΑ	ΕΡΕΥΝΗΤΗΣ	ΠΕΡΙΟΔΟΣ	ΔΕΙΚΤΗΣ	ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΣ	ΟΛΟΙ
Αργεντινή	Fountas and Segredakis (2002)	1987-1995		0.07	0.09
Αυστραλία	Aggrawal et.al.(1994)	1971-1987	All Ordinar.	3.40*	0.93
Αυστρία	Gultekin et.al. (1983)	1959-1979	EWla	0.74	0.46
Βέλγιο	Aggrawal et.al.(1994)	1971-1987	Belgium SE	3.36*	0.73
Βραζιλία	Aggrawal et.al.(1994)	1972-1987	Rio de Janeiro SE	9.19*	7.11
Γαλλία	Aggrawal et.al.(1994)	1971-1987	CAC General	4.36*	1.02
Γερμανία	Aggrawal et.al.(1994)	1971-1987	FAZ Atkien	2.2	0.77
Γιαχανεσμπουρκ	Coutts et.al. (2002)	1987-1997	All-Gold	0.00054	-0.0013
Δανία	Aggrawal et.al.(1994)	1973-1987	Copen.SE	2.36*	0.51
Ελβετία	Aggrawal et.al.(1994)	1972-1987	SBCIf	2.52*	0.37

Ελλάδα	Fountas and Segredakis (2002)	1987-1995		0.07*	-0.05
Ελλάδα	Mills et.al. (2000)	1986-1997	General	0.34*	0.07
Ην.Βασίλειο	Levis (1985)	1958-1982	FTSE-All	3.06*	1.08
Ην.Βασίλειο	Aggrawal et.al.(1994)	1963-1987	FTO-30	4.62*	0.77
Ην.Βασίλειο	Mills and Coutts (1995)	1986-1992	FTSE	0.159*	0.034
Ην.Βασίλειο	Mills and Coutts (1995)	1986-1993	Mid 250	0.19*	0.031
ΗΠΑ	Gultekin et.al. (1983)	1949-1979	NYSE-EW	4.45*	1.24
ΗΠΑ	Lakonishok et.al. (1988)	1952-1986	Dow-Jones	0.88*	0.48
Ιαπωνία	Lee (1992)	1975-1989	Nikkei-Dow	3.86*	1.37
Ινδία	Fountas and Segredakis (2002)	1987-1995		-0.06	0.09
Ιορδανία	Fountas and Segredakis (2002)	1987-1995		-0.02	0.02
Ισπανία	Rubio (1988)	1963-1982	VWI	3.04*	0.47
Ιταλία	Aggrawal et.al.(1994)	1971-1987	Banca Com	6.85*	1.11
Κολομβία	Fountas and Segredakis (2002)	1987-1995		-0.02	0.05
Κορέα	Lee (1992)	1975-1989	KCSib	0.42	1.64
Κορέα	Fountas and Segredakis (2002)	1987-1995		0.03	-0.02
Λουξεμβούργο	Aggrawal et.al.(1994)	1977-1988	LSIc	2.73	1.19
Μαλαισία	Wong et.al. (1990)	1970-1985	VWId	1.70*	0.2

Μεξικό	Aggrawal et.al.(1994)	1977-1988	BMdVe	13.0*	5.54
Νέα Ζηλανδία	Aggrawal et.al.(1994)	1972-1987	Barclays Ind	0.94	0.96
Νορβηγία	Gultekin et.al.(1983)	1959-1979	EWI	4.34*	0.71
Ολλανδία	Van der Bergh et.al. (1985)	1966-1982	EWI	3.74*	0.38
Σιγκαπούρη	Lee (1992)	1970-1989	Straits Times	7.81*	1.3
Σουηδία	Dahlquist et.al. (1996)	1919-1994	VWI	3.17*	0.78
Ταϊβάν	Lee (1992)	1970-1989	TSEg	6.26*	2.41
Χιλή	Fountas and Segredakis (2002)	1987-1995		0.08	-0.06
Χονγκ-Κονγκ	Lee (1992)	1970-1989	Hang-Seng	7.98*	1.9

Σημείωση: Όπου * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

2.3 ΛΟΓΟΙ ΕΜΦΑΝΙΣΗΣ ΤΟΥ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟΥ ΤΟΥ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ

Εξηγήσεις για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου

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

- α) εξηγήσεις στις οποίες στηρίζεται ότι η ύπαρξη της συγκεκριμένης ανωμαλίας, σημαίνει την αποτυχία της υποθέσεως της αποτελεσματικής αγοράς (ΕΜΗ).
- β) εξηγήσεις οι οποίες είναι συνεπείς με την ΕΜΗ .

A) Εξηγήσεις ασυνεπείς με την από κοινού υπόθεση

Αυτή η ομάδα εξηγήσεων περιλαμβάνει την 1) The tax-loss selling hypothesis και 2) the window-dressing hypothesis :

1. The tax-loss selling hypothesis

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

Αυτή η εξήγηση προήλθε ως μια συνέπεια του φορολογικού συστήματος των ΗΠΑ όπου οι επενδυτές εξαιτίας αυτού είχαν κίνητρο να πουλήσουν στο τέλος

του χρόνου, που αποτελούσε το τέλος του φορολογικού έτους, μετοχές των οποίων οι τιμές είχαν μειωθεί κατά την διάρκεια του έτους. Ο λόγος για τον οποίο οι επενδυτές συμπεριφέρονται έτσι είναι για να επωφεληθούν από το πλεονέκτημα ότι πουλώντας αυτές τις μετοχές να αποφύγουν κεφαλαιακές απώλειες από την φορολόγηση αυτών. Αμέσως μετά την έναρξη του νέου ημερολογιακού και φορολογικού έτους οι μετοχές αυτές ξαναγοράζονται με αποτέλεσμα οι τιμές τους να επανέρχονται στα επίπεδα ισορροπίας τους. Συνήθως οι μετοχές οι οποίες είναι πιο πιθανό να πουληθούν, είναι αυτές των μικρών επιχειρήσεων και αυτό γιατί η μεταβλητότητα των τιμών τους είναι μεγάλη οπότε έχουν εμπειρία μεγάλων μειώσεων τιμών.

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

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

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

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

Οι **Brown, Kleim και Marsh (1983)** ασχολήθηκαν με την αγορά της Αυστραλίας όπου η αρχή του φορολογικού έτους είναι τον Ιούλιο. Τα αποτελέσματα τους έδειξαν ότι υψηλές αποδόσεις δεν υπάρχουν μόνο τον Ιούλιο, αλλά και τον Ιανουάριο, γεγονός που δεν μπορεί να εξηγηθεί από την «tax-loss selling hypothesis». Το ίδιο φαινόμενο παρατηρήθηκε και στην έρευνα του **Aggarwal et.al. (1994)** για την Νέα Ζηλανδία όπου το τέλος του Φορολογικού έτους είναι ο Ιούνιος και τα αποτελέσματα της έρευνας τους έδειξαν ότι υψηλές αποδόσεις δεν υπάρχουν μόνο τον Ιούλιο, αλλά και τον Ιανουάριο, γεγονός που δεν μπορεί να εξηγηθεί από την «tax-loss selling hypothesis».

Επίσης οι **Kato και Schalheim (1985)** και **Jaffe και Westerfield (1985)** εξετάζοντας την Ιαπωνική αγορά μετοχών παρατήρησαν εποχιακά φαινόμενα παρόλο που δεν υπήρχε φορολογία για τα κεφαλαιακά κέρδη. Αυτές είναι ενδεικτικές περιπτώσεις που η «tax-loss selling hypothesis» απορρίπτεται. Υπάρχει ένα πλήθος άλλων μελετών για άλλες χώρες που απορρίπτουν την εξήγηση αυτή. Τέτοιες μελέτες, που αναφέρονται για χώρες χωρίς φορολογία των κεφαλαιουχικών κερδών, έκαναν οι **Van der Bergh και Wessels (1985)** για την Ολλανδία, ο **Lee (1992)** για Χονγκ-Κονγκ, Κορέα, Ιαπωνία, Ταιβάν, Σιγκαπούρη, ο **Wong et.al. (1990)** για την Μαλαισία, ο **Aggrawal et.al. (1994)** για Ελβετία, Καναδά, Γερμανία, Λουξεμβούργο, ο **Dahlquist et.al. (1994)** για την Σουηδία και τέλος οι **Gultekin και Gultekin (1983)** για την Αυστρία.

Ωστόσο υπάρχει και ένας μεγάλος αριθμός μελετών, όπως των **Aggrawal et.al.(1994)** για Βέλγιο, Βραζιλία, Γαλλία, Ιταλία, Μεξικό, του **Rubio (1988)** για την Ισπανία και των **Gultekin και Gultekin (1983)** για την Νορβηγία, οι οποίοι έδειξαν ότι η εξήγηση «tax-loss selling hypothesis» δεν είναι αποδεκτή για τις αγορές αυτές. Η πιο ενδιαφέρουσα περίπτωση όμως είναι αυτή για την αγορά του Ηνωμένου Βασιλείου όπου σύμφωνα με την έρευνα των **Corhay, Hawawini και Michel (1987)** βρέθηκαν στατιστικά σημαντικές θετικές αποδόσεις τον Ιανουάριο και τον Απρίλιο. Αυτές εξηγούνται λόγω της διαφορετικής έναρξης του φορολογικού έτους για τα φυσικά πρόσωπα και τις εταιρείες-νομικά πρόσωπα.

Από τότε έγιναν και άλλες μελέτες που επιβεβαίωσαν τα παραπάνω. Μια από τις πρόσφατες έρευνες είναι αυτή των **Fountas και Segredakis (2002)** που εξέτασαν το φαινόμενο του Ιανουαρίου και το κατά πόσο η «tax-loss selling hypothesis» μπορεί να αποτελέσει ικανοποιητική ερμηνεία, για δεκαοχτώ χώρες. Η ερμηνεία αυτή, όπως και στις περισσότερες εργασίες έτσι και εδώ ελέγχεται με την παρακάτω παλινδρόμηση:

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

Όπου

R_t : η απόδοση του δείκτη για την περίοδο t

c_0 : η μέση απόδοση του Ιανουαρίου

β_1 : είναι η μέση απόδοση των υπολοίπων μηνών

D_{1t} : ισούται με 0 για τον Ιανουάριο (ή τον πρώτο μήνα του νέου φορολογικού έτους) και με 1 για τους υπόλοιπους μήνες

ε_t : ο διαταρακτικός όρος

Αν το $\beta_1 < 0$ (στατιστικά σημαντικό), αυτό είναι απόδειξη της ισχύος της «tax-loss selling hypothesis» και της ύπαρξης του φαινομένου του Ιανουαρίου. Σύμφωνα με αυτή σε καμία χώρα δεν ισχύει αυτή η εξήγηση της εποχικότητας (συμπεριλαμβανομένης και της Ελλάδας) εκτός της Χιλής. Θα πρέπει να αναφερθεί ότι στην περίπτωση του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών δεν υπάρχει φορολογία στα κεφαλαιακά κέρδη για αυτό τον λόγο και η ερμηνεία του «tax-loss selling hypothesis» δεν είναι αποδεκτή ως εξήγηση. Από ότι συμπεραίνουμε από μια γρήγορη επισκόπηση της βιβλιογραφίας η εξήγηση αυτή είτε απορρίπτεται είτε εξηγεί ένα μέρος του φαινομένου του Ιανουαρίου και αυτό αναγκαστικά οδήγησε στην αναζήτηση άλλων εξηγήσεων.

2.The window -dressing hypothesis

Σύμφωνα με την εξήγηση αυτή, στο τέλος του χρόνου γίνεται αναδιάρθρωση των χαρτοφυλακίων κυρίως από οργανισμούς-εταιρείες παρά από φυσικά πρόσωπα και αυτό αποτελεί σημαντικό λόγο για την εμφάνιση του Φαινομένου του Ιανουαρίου. Αυτό δημιουργείται κυρίως από την προσπάθεια

των ανώτερων στελεχών μεγάλων επιχειρήσεων οι οποίοι θέλοντας να παρουσιάσουν στο τέλος του χρόνου ικανοποιητική απόδοση , βάση του χαρτοφυλακίου που κατέχουν , πωλούν μετοχές που κατά την διάρκεια του χρόνου δεν σημείωσαν ικανοποιητική απόδοση ενώ αγοράζουν μετοχές που είχαν ικανοποιητική απόδοση (buy winners-sell losers). Αυτή η συμπεριφορά των στελεχών οφείλεται στο γεγονός ότι η απόδοση τους αξιολογείται με βάση τα αποτελέσματα που αυτοί παρουσιάζουν.

Υπάρχουν μελέτες όπως των **Lakonishok και Smidt (1984, 1988)**, **Ritter (1988)**, **Ritter και Chopra (1989)**, **Sias και Starks (1997)** που εξετάζουν την «window-dressing hypothesis». Τα αποτελέσματα όμως των εμπειρικών μελετών αυτών δεν είναι ξεκάθαρα για το αν μπορεί να αποδοθεί ή όχι όλη ή ένα μέρος της δημιουργίας αυτής της εποχικότητας. Για παράδειγμα για την αγορά του Καναδά ο **Athanassakos (1992)** ανέφερε ότι από τις μεγάλες επιχειρήσεις ή οργανισμούς η αναδιάρθρωση χαρτοφυλακίου παρουσιάζει εποχικότητα. Επίσης οι **Clare, Psaradakis και Thomas (1995)** για το Ηνωμένο Βασίλειο και οι **Griffiths και White (1993)** για τον Καναδά παρουσίασαν εμπειρικά αποτελέσματα που υποστήριζαν λίγο την «window-dressing hypothesis» σαν αίτιο της εμφάνισης εποχικότητας στις κεφαλαιαγορές που εξετάστηκαν. Τέλος ο **Athanassakos (2002)** για τον Καναδά ελέγχει την ερμηνεία αυτή και πάλι, βρίσκοντας ότι η υπόθεση αυτή εξηγεί κατά ένα μέρος την συμπεριφορά των «μεγάλων» επενδυτών τους τελευταίους τέσσερις μήνες του χρόνου.

Η «tax-loss selling hypothesis» επικεντρώνεται κυρίως στο πόσο η συμπεριφορά των μεμονομένων επενδυτών-φυσικών προσώπων επηρεάζει την δυναμική της αγοράς, ενώ η «window-dressing hypothesis» επικεντρώνεται στη συμπεριφορά των μεγάλων οργανισμών. Όμως και στις δύο περιπτώσεις οι μετοχές των μικρών επιχειρήσεων (size effect) δέχονται πίεση πώλησης που συνεπάγεται και πτώση της τιμής τους στο τέλος του χρόνου η οποία με την σειρά της ακολουθείται από αγοραστική πίεση και άνοδο της τιμής τους στην αρχή του επόμενου έτους. Όμως μόνο η «window-

dressing hypothesis» προβλέπει ότι οι μέσες αποδόσεις των μεγάλων και ασφαλών εταιρειών είναι χαμηλότερες τον Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες του έτους και σύμφωνα με τους **Haugen και Lakonishok (1988)**.

B) Εξηγήσεις συνεπείς με την από κοινού υπόθεση.

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

α) Παράγοντες κινδύνου που δεν έχουν ληφθεί υπόψη (Omitted Risk Factors Hypothesis)

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

β) Εποχικότητες του κινδύνου στην Αγορά Αξιογράφων (Seasonalities in the equity market)

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

γ) Information –release /insider-trading hypothesis

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

δ) Οικονομετρικά προβλήματα ή προβλήματα λόγω μη σωστής μέτρησης του κινδύνου (Econometric and risk measurement problems)

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

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

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ-ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται στην παρούσα διπλωματική εργασία αφορούν τους παρακάτω κλαδικούς δείκτες του Χ.Α.Α: α) Δείκτης Τραπεζών από 4-1-1988 έως 30-6-2006 β) Δείκτης Κατασκευών από 3-1-1994 έως 30-6-2006 γ) Δείκτης Ασφαλειών από 5-1-1988 έως 30-6-2006 και τέλος δ) Γενικός Δείκτης από 4-1-1988 έως 30-6-2006. Πρόκειται για ημερήσια στοιχεία τα οποία προήλθαν από την Datastream. Οι τιμές του δείκτη είναι προσαρμοσμένες στα μερίσματα, αν και σύμφωνα με πολλές μελέτες ((Mills και Coutts (1995) και (Lakonishok και Smidt (1988))), οποιεσδήποτε μεροληψίες αναφορικά με τα μερίσματα δεν έχουν στατιστικά σημαντική επίδραση στα αποτελέσματα.

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

$$R_t = \alpha \quad (1)$$

Όπου:

R_t : η ημερήσια απόδοση του δείκτη για την μέρα t

P_t : η τιμή του δείκτη την ημέρα t

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

Σκοπός της συγκεκριμένης μελέτης είναι να εξετάσουμε αν υπάρχουν εποχιακά φαινόμενα στις αποδόσεις του Χ.Α.Α, και κυρίως αν εμφανίζεται το φαινόμενο του Ιανουαρίου (που είναι και το αντικείμενο της μελέτης) για τους προαναφερθέντες κλάδους και τις προαναφερθείσες περιόδους (1998-2006).

Η μεθοδολογία η οποία θα χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο του φαινομένου του Ιανουαρίου είναι αντίστοιχη αυτής που χρησιμοποιούν οι **Coutts, Kaplanides και Roberts (2002)** στο άρθρο τους. Πρόκειται για εκτίμηση μέσω της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) των ακόλουθων δύο παλινδρομήσεων που ελέγχουν για στατιστικά σημαντικές αποδόσεις καθώς και για την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Η εκτίμηση των παλινδρομήσεων θα γίνει με την χρήση του οικονομετρικού πακέτου **E-Views**. Υπολογίζοντας τις αποδόσεις των δεικτών σύμφωνα με την εξίσωση (1) ελέγχουμε για στατιστικά σημαντικές αποδόσεις εκτιμώντας την παρακάτω παλινδρόμηση:

$$R_t = a_1 D_1 + a_2 D_2 + a_3 D_3 + a_4 D_4 + a_5 D_5 + \dots + a_{12} D_{12} + e_t$$

$$R_t = \sum_{i=1}^{12} a_i D_{it} + e_{it}$$

Όπου:

R_t : η απόδοση των Κλαδικών – Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α για την χρονική περίοδο t , όπως υπολογίζεται από την εξίσωση (1),

D_{it} : είναι οι μηνιαίες ψευδομεταβλητές (π.χ D_1 για τον Ιανουάριο , D_2 για τον Φεβρουάριο κ.ο.κ) οι οποίες παίρνουν τις παρακάτω τιμές $D_{it} = 1$ για τον μήνα i και 0 για τους υπόλοιπους,

a_i : είναι οι μέσες αποδόσεις για τον μήνα i ,

e_{it} : ο διαταρακτικός όρος , ο οποίος θεωρούμε ότι είναι ο λευκός θόρυβος (white noise).

Για τον έλεγχο του φαινομένου θα χρησιμοποιηθεί η παρακάτω παλινδρόμηση:

$$R_t = c + a_2 D_2 + a_3 D_3 + a_4 D_4 + a_5 D_5 + a_6 D_6 + \dots + a_{12} D_{12} + e_t$$

$$R_t = c + \sum_{i=2}^{12} a_i D_{it} + e_{it}$$

Όπου:

R_t : η απόδοση των Κλαδικών – Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α για την χρονική περίοδο t , όπως υπολογίζεται από την εξίσωση (1),

c : είναι η σταθερά και δείχνει την μέση απόδοση τον μήνα Ιανουάριο,

D_{it} : είναι οι μηνιαίες ψευδομεταβλητές (π.χ D_1 για τον Ιανουάριο, D_2 για τον Φεβρουάριο κ.ο.κ) οι οποίες παίρνουν τις παρακάτω τιμές $D_{it} = 1$ για τον μήνα i και 0 για τους υπόλοιπους,

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

e_{it} : ο διαταρακτικός όρος.

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

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Όπως αναφέρθηκε και στο προηγούμενο κεφάλαιο η εκτίμηση των παλινδρομήσεων έγινε μέσω του οικονομετρικού εργαλείου E-Views 5.0. Αμέσως παρακάτω παρατίθενται τα αποτελέσματα της εκτέλεσης της παλινδρόμησης για τέσσερις διαφορετικούς κλάδους που εξετάστηκαν (Τραπεζικός-Κατασκευαστικός-Γενικός-Ασφαλειών) για το διάστημα από 1-1-1988 έως και τις 30-06-2006.

Ξεκινώντας από τον τραπεζικό κλάδο παρατίθεται ο Πίνακας 2 στον οποίο διαφαίνεται ότι σε όλη την εξεταζόμενη περίοδο εμφανίζονται στατιστικά σημαντικές υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο, τον Φεβρουάριο και τον Απρίλιο με αυτές του Απριλίου να είναι οι υψηλότερες. Οι χαμηλότερες αποδόσεις εμφανίζονται να είναι τον Ιούνιο και τον Οκτώβριο. Στην έρευνα των Coutts-Karlanides-Roberts για τον τραπεζικό κλάδο αποδείχθηκε ότι οι αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι υψηλότερες από ότι οι αποδόσεις των υπολοίπων μηνών.

Πίνακας 2

Μεταβλητές, Συντελεστές και Στατιστικοί Έλεγχοι για τον Τραπεζικό Κλάδο

Dependent Variable: SERIES01

Method: Least Squares

Date: 08/31/06 Time: 16:27

Sample (adjusted): 3 4613

Included observations: 4610 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	58.69927	2.337709	25.10974	0.0000
FEB	61.63830	2.378158	25.91850	0.0000
MAR	56.25189	2.314405	24.30511	0.0000
APR	63.54424	2.387703	26.61313	0.0000
MAY	58.65995	2.314405	25.34558	0.0000
JUN	53.70513	2.335083	22.99923	0.0000
JUL	57.34097	2.326154	24.65055	0.0000
AUG	56.32190	2.368727	23.77728	0.0000
SEP	58.46950	2.375002	24.61871	0.0000
OCT	55.10938	2.353255	23.41836	0.0000
NOV	58.59269	2.356326	24.86613	0.0000
DEC	56.07139	2.400059	23.36250	0.0000
R-squared	-0.011926	Mean dependent var		58.33362
Adjusted R-squared	-0.014347	S.D. dependent var		45.78692
S.E. of regression	46.11420	Akaike info criterion		10.50272
Sum squared resid	9777737.	Schwarz criterion		10.51947
Log likelihood	-24196.77	Durbin-Watson stat		1.675632

Αρχικά ο έλεγχος για το φαινόμενο του Ιανουαρίου έγινε με την εκτίμηση του υποδείγματος που παρουσιάζεται στον Πίνακα 3. Από τον Πίνακα 3 φαίνεται ένα πολύ έντονο φαινόμενο Ιανουαρίου και στατιστικά σημαντικό για όλη την εξεταζόμενη περίοδο (1988-2006). Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι μεγαλύτερη όλων των μέσων αποδόσεων των υπολοίπων μηνών.

Πίνακας 3

Μεταβλητές, Συντελεστές και Στατιστικοί Έλεγχοι για τον Τραπεζικό Κλάδο

Dependent Variable: SERIES01

Method: Least Squares

Date: 08/03/06 Time: 17:34

Sample (adjusted): 3 4613

Included observations: 4610 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	61.75192	2.314110	26.68495	0.0000
FEB	-0.113620	3.305124	-0.034377	0.9726
MAR	-5.500029	3.260257	-1.686992	0.0917
APR	1.792318	3.311893	0.541176	0.5884
MAY	-3.091969	3.260257	-0.948382	0.3430
JUN	-8.046790	3.274743	-2.457228	0.0140
JUL	-4.410951	3.268480	-1.349542	0.1772
AUG	-5.430018	3.298449	-1.646234	0.0998
SEP	-3.282422	3.302889	-0.993803	0.3204
OCT	-6.642543	3.287526	-2.020529	0.0434
NOV	-3.159229	3.289691	-0.960342	0.3369
DEC	-2.824891	3.318757	-0.851189	0.3947
R-squared	0.003622	Mean dependent var	58.33362	
Adjusted R-squared	0.001238	S.D. dependent var	45.78692	
S.E. of regression	45.75856	Akaike info criterion	10.48723	
Sum squared resid	9627505.	Schwarz criterion	10.50399	
Log likelihood	-24161.08	F-statistic	1.519422	
Durbin-Watson stat	1.665286	Prob(F-statistic)	0.117079	

Συνεχίζοντας με τον κατασκευαστικό κλάδο παρατίθεται ο Πίνακας 4 στον οποίο διαφαίνεται ότι σε όλη την εξεταζόμενη περίοδο εμφανίζονται στατιστικά σημαντικές υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο, τον Μάιο και τον Απρίλιο με αυτές του Απριλίου να είναι οι υψηλότερες. Οι χαμηλότερες αποδόσεις εμφανίζονται να είναι τον Ιούνιο.

Πίνακας 4

Μεταβλητές, Συντελεστές και Στατιστικοί Έλεγχοι για τον Κατασκευαστικό Κλάδο

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 09/01/06 Time: 13:39

Sample (adjusted): 1 3101

Included observations: 3101 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	64.88060	2.977606	21.78952	0.0000
FEB	61.09302	3.034763	20.13107	0.0000
MAR	62.49815	2.961079	21.10655	0.0000
APR	69.39608	3.052563	22.73371	0.0000
MAY	63.46825	3.070679	20.66913	0.0000
JUN	54.48485	3.000079	18.16114	0.0000
JUL	59.29057	2.994413	19.80040	0.0000
AUG	59.01569	3.052563	19.33316	0.0000
SEP	62.84884	3.034763	20.70963	0.0000
OCT	59.81423	3.064604	19.51777	0.0000
NOV	61.20784	3.052563	20.05130	0.0000
DEC	62.31579	3.101603	20.09148	0.0000
R-squared	0.005067	Mean dependent var	61.68010	
Adjusted R-squared	0.001525	S.D. dependent var	48.78271	
S.E. of regression	48.74551	Akaike info criterion	10.61497	
Sum squared resid	7339851.	Schwarz criterion	10.63834	
Log likelihood	-16446.50	Durbin-Watson stat	1.625601	

Αρχικά ο έλεγχος για το φαινόμενο του Ιανουαρίου έγινε με την εκτίμηση του υποδείγματος που παρουσιάζεται στον Πίνακα 5. Από τον Πίνακα 4 φαίνεται ένα έντονο φαινόμενο Ιανουαρίου και στατιστικά σημαντικό για όλη την εξεταζόμενη περίοδο (1994-2006). Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι η δεύτερη μεγαλύτερη όλων των μέσων αποδόσεων των υπολοίπων μηνών.

Πίνακας 5

Μεταβλητές, Συντελεστές και Στατιστικοί Έλεγχοι για τον Κατασκευαστικό Κλάδο

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 08/31/06 Time: 21:03

Sample (adjusted): 1 3101

Included observations: 3101 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FEB	61.09302	3.259126	18.74522	0.0000
MAR	62.49815	3.179995	19.65354	0.0000
APR	69.39608	3.278242	21.16869	0.0000
MAY	63.46825	3.297697	19.24623	0.0000
JUN	54.48485	3.221878	16.91090	0.0000
JUL	59.29057	3.215793	18.43731	0.0000
AUG	59.01569	3.278242	18.00224	0.0000
SEP	62.84884	3.259126	19.28395	0.0000
OCT	59.81423	3.291174	18.17413	0.0000
NOV	61.20784	3.278242	18.67094	0.0000
DEC	62.31579	3.330907	18.70835	0.0000
R-squared	-0.147855	Mean dependent var		61.68010
Adjusted R-squared	-0.151570	S.D. dependent var		48.78271
S.E. of regression	52.34932	Akaike info criterion		10.75730
Sum squared resid	8467994.	Schwarz criterion		10.77872
Log likelihood	-16668.19	Durbin-Watson stat		1.413904

Συνεχίζοντας με τον ασφαλιστικό κλάδο παρατίθεται ο Πίνακας 6 στον οποίο διαφαίνεται ότι σε όλη την εξεταζόμενη περίοδο εμφανίζονται στατιστικά σημαντικές θετικές αποδόσεις τον Νοέμβριο, τον Φεβρουάριο και τον Ιούλιο με αυτές του Νοεμβρίου να είναι οι υψηλότερες. Οι χαμηλότερες αποδόσεις εμφανίζονται να είναι τον Μάρτιο και τον Οκτώβριο. Στην έρευνα των Coutts-Karlanides-Roberts για τον ασφαλιστικό κλάδο αποδείχθηκε ότι οι αποδόσεις του Φεβρουαρίου είναι υψηλότερες από ότι οι αποδόσεις των υπολοίπων μηνών ενώ οι αποδόσεις Σεπτεμβρίου-Οκτωβρίου-Νοεμβρίου είναι αρνητικές αλλά μόνο Σεπτεμβρίου και Οκτωβρίου είναι αρνητικές και στατιστικά σημαντικές.

Πίνακας 6

Μεταβλητές, Συντελεστές και Στατιστικοί Έλεγχοι για τον Ασφαλιστικό Κλάδο

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 09/02/06 Time: 10:37

Sample (adjusted): 3 4611

Included observations: 4609 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	83.22108	2.814850	29.56502	0.0000
FEB	86.96267	2.866912	30.33322	0.0000
MAR	79.95202	2.789860	28.65808	0.0000
APR	83.76280	2.882326	29.06084	0.0000
MAY	83.24937	2.786344	29.87764	0.0000
JUN	82.75318	2.800488	29.54956	0.0000
JUL	86.54061	2.796932	30.94127	0.0000
AUG	84.15303	2.851743	29.50933	0.0000
SEP	81.89390	2.859297	28.64127	0.0000
OCT	80.68229	2.833116	28.47829	0.0000
NOV	88.15405	2.836812	31.07504	0.0000
DEC	82.01348	2.882326	28.45393	0.0000
R-squared	0.001879	Mean dependent var	83.60382	
Adjusted R-squared	-0.000509	S.D. dependent var	55.50338	
S.E. of regression	55.51751	Akaike info criterion	10.87387	
Sum squared resid	14168846	Schwarz criterion	10.89063	
Log likelihood	-25046.84	Durbin-Watson stat	1.731061	

Από τον Πίνακα 6 φαίνεται ότι δεν εμφανίζεται το φαινόμενο του Ιανουαρίου για τον ασφαλιστικό κλάδο για όλη την εξεταζόμενη περίοδο (1988-2006).

Πίνακας 7

Μεταβλητές, Συντελεστές και Στατιστικοί Έλεγχοι για τον Ασφαλιστικό Κλάδο

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 09/02/06 Time: 10:32

Sample (adjusted): 3 4611

Included observations: 4609 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FEB	86.96267	3.127280	27.80776	0.0000
MAR	79.95202	3.043231	26.27209	0.0000
APR	83.76280	3.144094	26.64132	0.0000
MAY	83.24937	3.039395	27.39011	0.0000
JUN	82.75318	3.054824	27.08935	0.0000
JUL	86.54061	3.050945	28.36518	0.0000
AUG	84.15303	3.110734	27.05247	0.0000
SEP	81.89390	3.118974	26.25668	0.0000
OCT	80.68229	3.090415	26.10727	0.0000
NOV	88.15405	3.094447	28.48782	0.0000
DEC	82.01348	3.144094	26.08493	0.0000
R-squared	-0.187907	Mean dependent var	83.60382	
Adjusted R-squared	-0.190491	S.D. dependent var	55.50338	
S.E. of regression	60.55952	Akaike info criterion	11.04751	
Sum squared resid	16862962	Schwarz criterion	11.06287	
Log likelihood	-25448.00	Durbin-Watson stat	1.464673	

Τελειώνοντας με τον γενικό δείκτη παρατίθεται ο Πίνακας 8 στον οποίο διαφαίνεται ότι σε όλη την εξεταζόμενη περίοδο εμφανίζονται στατιστικά σημαντικές υψηλές αποδόσεις τον Ιανουάριο, τον Φεβρουάριο και τον Απρίλιο με αυτές του Απριλίου να είναι οι υψηλότερες. Οι χαμηλότερες αποδόσεις εμφανίζονται να είναι τον Ιούνιο και τον Οκτώβριο. Στην έρευνα των Coutts-Karlanides-Roberts για τον Γενικό Δείκτη αποδείχθηκε ότι οι αποδόσεις του Ιανουαρίου και του Φεβρουαρίου είναι υψηλότερες από ότι οι αποδόσεις των υπολοίπων μηνών.

Πίνακας 8
Μεταβλητές, Συντελεστές και Στατιστικοί Έλεγχοι για τον Γενικό Δείκτη

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 09/02/06 Time: 11:08

Sample (adjusted): 2 4613

Included observations: 4612 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	55.52174	2.032282	27.31990	0.0000
FEB	54.29521	2.072423	26.19891	0.0000
MAR	49.63568	2.014330	24.64128	0.0000
APR	55.81132	2.086341	26.75081	0.0000
MAY	52.86146	2.016866	26.20971	0.0000
JUN	47.70992	2.027104	23.53600	0.0000
JUL	52.58122	2.024530	25.97207	0.0000
AUG	51.17725	2.066933	24.76000	0.0000
SEP	54.94164	2.069672	26.54606	0.0000
OCT	48.64323	2.050721	23.72006	0.0000
NOV	53.37337	2.053397	25.99272	0.0000
DEC	51.49459	2.089159	24.64849	0.0000
R-squared	0.004064	Mean dependent var	52.31353	
Adjusted R-squared	0.001683	S.D. dependent var	40.21962	
S.E. of regression	40.18577	Akaike info criterion	10.22750	
Sum squared resid	7428521.	Schwarz criterion	10.24425	
Log likelihood	-23572.62	Durbin-Watson stat	1.684070	

Αρχικά ο έλεγχος για το φαινόμενο του Ιανουαρίου έγινε με την εκτίμηση του υποδείγματος που παρουσιάζεται στον Πίνακα 9. Από τον Πίνακα 8 φαίνεται ένα πολύ έντονο φαινόμενο Ιανουαρίου για όλη την εξεταζόμενη περίοδο (1988-2006). Βλέπουμε ότι η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι αρκετά μεγάλη σε σχέση με τις αποδόσεις των υπολοίπων μηνών εκτός του Απριλίου.

Πίνακας 9

Μεταβλητές, Συντελεστές και Στατιστικοί Έλεγχοι για τον Γενικό Δείκτη

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 09/02/06 Time: 11:05

Sample (adjusted): 2 4613

Included observations: 4612 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FEB	54.29521	2.233994	24.30410	0.0000
MAR	49.63568	2.171373	22.85912	0.0000
APR	55.81132	2.248998	24.81609	0.0000
MAY	52.86146	2.174106	24.31412	0.0000
JUN	47.70992	2.185142	21.83379	0.0000
JUL	52.58122	2.182367	24.09366	0.0000
AUG	51.17725	2.228076	22.96925	0.0000
SEP	54.94164	2.231029	24.62614	0.0000
OCT	48.64323	2.210601	22.00453	0.0000
NOV	53.37337	2.213485	24.11282	0.0000
DEC	51.49459	2.252035	22.86581	0.0000
R-squared	-0.157532	Mean dependent var	52.31353	
Adjusted R-squared	-0.160048	S.D. dependent var	40.21962	
S.E. of regression	43.31875	Akaike info criterion	10.37743	
Sum squared resid	8633842.	Schwarz criterion	10.39278	
Log likelihood	-23919.35	Durbin-Watson stat	1.462733	

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην παρούσα διπλωματική εργασία γίνεται μια προσπάθεια να διερευνηθεί, τόσο σε θεωρητικό όσο και σε εμπειρικό επίπεδο, ένα από τα σημαντικότερα εποχιακά φαινόμενα που αναφέρονται στην διεθνή βιβλιογραφία. Πρόκειται για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου (January Effect). Η παρουσία τέτοιου είδους ανωμαλιών οδηγεί στο συμπέρασμα ότι οι αγορές δεν είναι αποτελεσματικές, αφού οι αποδόσεις μπορούν να προβλεφθούν. Έτσι λοιπόν οι επενδυτές ακολουθώντας την απαιτούμενη στρατηγική μπορούν να αποκομίσουν κέρδη μεγαλύτερα των κανονικών. Υπάρχει βέβαια και η άποψη ότι η παρουσία τέτοιων φαινομένων δεν αρκεί ώστε να θεωρηθεί μια αγορά αναποτελεσματική. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι αν λάβουμε υπόψη τα κόστη τέτοιων στρατηγικών τα υπερκανονικά κέρδη εξανεμίζονται.

Κάνοντας μια επισκόπηση στην ελληνική βιβλιογραφία για το συγκεκριμένο φαινόμενο θα δούμε ότι οι μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί είναι λίγες και δεν εξετάζουν τα πιο πρόσφατα χρόνια. Στην συγκεκριμένη εργασία έγινε μια προσπάθεια εξέτασης αυτής της εποχιακής ανωμαλίας για (4) τέσσερις κλαδικούς δείκτες και για εξεταζόμενη περίοδο από το 1988-2006 (εκτός του κατασκευαστικού που εξετάστηκε από το 1994-2006). Οι υπόλοιποι κλαδικοί δείκτες που εξετάστηκαν πλην του κατασκευαστικού ήταν ο γενικός, ο τραπεζικός και ο ασφαλιστικός. Για την εξέταση τους χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος που χρησιμοποίησαν οι Coutts- Karlanides -Roberts όπως αυτό αναφέρεται σε προηγούμενο κεφάλαιο.

Τα αποτελέσματα απέδειξαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζεται στο Ελληνικό Χρηματιστήριο και είναι αρκετά έντονο. Όσον αφορά τους εξεταζόμενους δείκτες το φαινόμενο είναι πιο έντονο στον Γενικό και τον Τραπεζικό Δείκτη και τον Κατασκευαστικό Δείκτη που είναι και πιο αντιπροσωπευτικοί για το Ελληνικό Χρηματιστήριο ενώ για τον Ασφαλιστικό Δείκτη δείχνει μάλλον να μην εμφανίζεται το φαινόμενο για την εξεταζόμενη

περίοδο. Άρα μπορεί εύκολα κάποιος να συμπεράνει ότι αυτή η εποχιακή ανωμαλία εμφανίζεται και μάλιστα σε μεγάλο βαθμό στο Ελληνικό Χρηματιστήριο γεγονός που αναδεικνύει σε ένα βαθμό την αναποτελεσματικότητα της Ελληνικής Κεφαλαιαγοράς.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΡΑΙΑ

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Για κάθε μία από τις παρακάτω περιπτώσεις παρατίθενται με την ακόλουθη αρίθμηση οι εξής πίνακες από το οικονομετρικό εργαλείο E-Views:

1. Estimation Output
2. Resids (Fitted-Actual)
3. Representations
4. Histogram Normality Test
5. Serial Correlation LM Test

Τραπεζικός Δείκτης χωρίς την μέτρηση της μεταβλητής του Ιανουαρίου

Dependent Variable: SERIES01

Method: Least Squares

Date: 08/03/06 Time: 17:34

Sample (adjusted): 3 4613

Included observations: 4610 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	61.75192	2.314110	26.68495	0.0000
FEB	-0.113620	3.305124	-0.034377	0.9726
MAR	-5.500029	3.260257	-1.686992	0.0917
APR	1.792318	3.311893	0.541176	0.5884
MAY	-3.091969	3.260257	-0.948382	0.3430
JUN	-8.046790	3.274743	-2.457228	0.0140
JUL	-4.410951	3.268480	-1.349542	0.1772
AUG	-5.430018	3.298449	-1.646234	0.0998
SEP	-3.282422	3.302889	-0.993803	0.3204
OCT	-6.642543	3.287526	-2.020529	0.0434
NOV	-3.159229	3.289691	-0.960342	0.3369
DEC	-2.824891	3.318757	-0.851189	0.3947
R-squared	0.003622	Mean dependent var		58.33362
Adjusted R-squared	0.001238	S.D. dependent var		45.78692
S.E. of regression	45.75856	Akaike info criterion		10.48723
Sum squared resid	9627505.	Schwarz criterion		10.50399
Log likelihood	-24161.08	F-statistic		1.519422
Durbin-Watson stat	1.665286	Prob(F-statistic)		0.117079

Estimation Command:

=====

LS SERIES01 C FEB MAR APR MAY JUN JUL AUG SEP OCT NOV DEC

Estimation Equation:

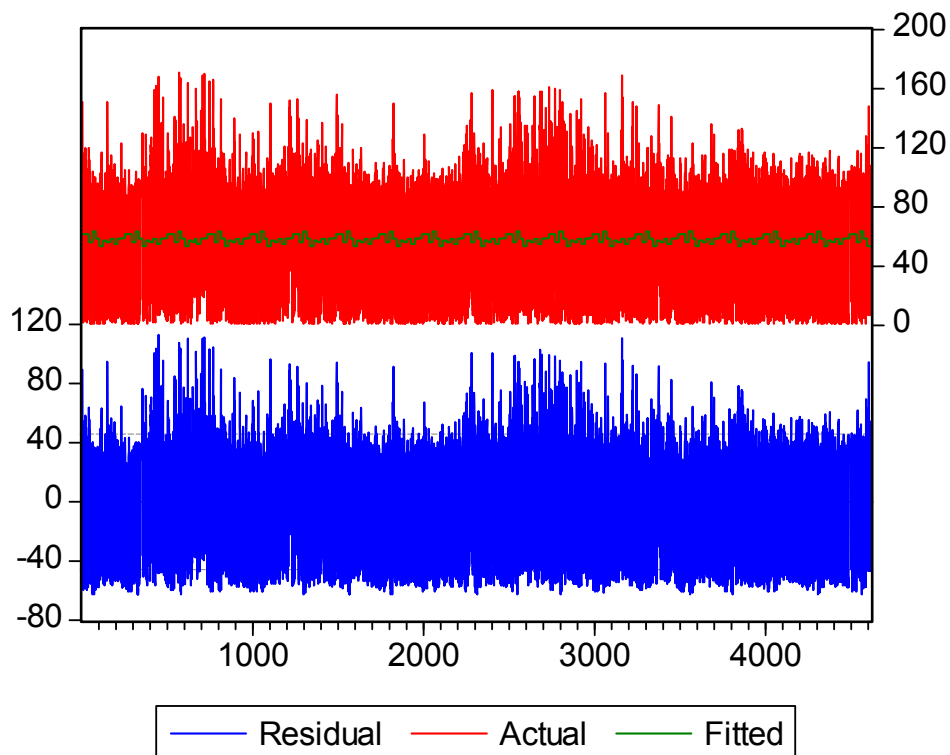
=====

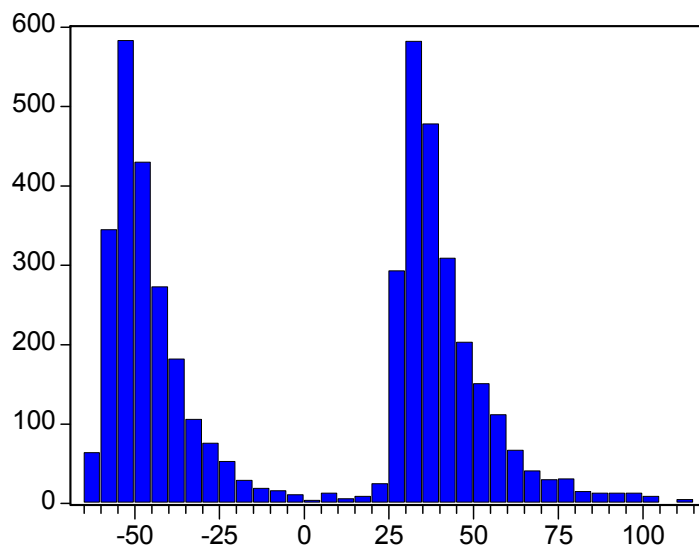
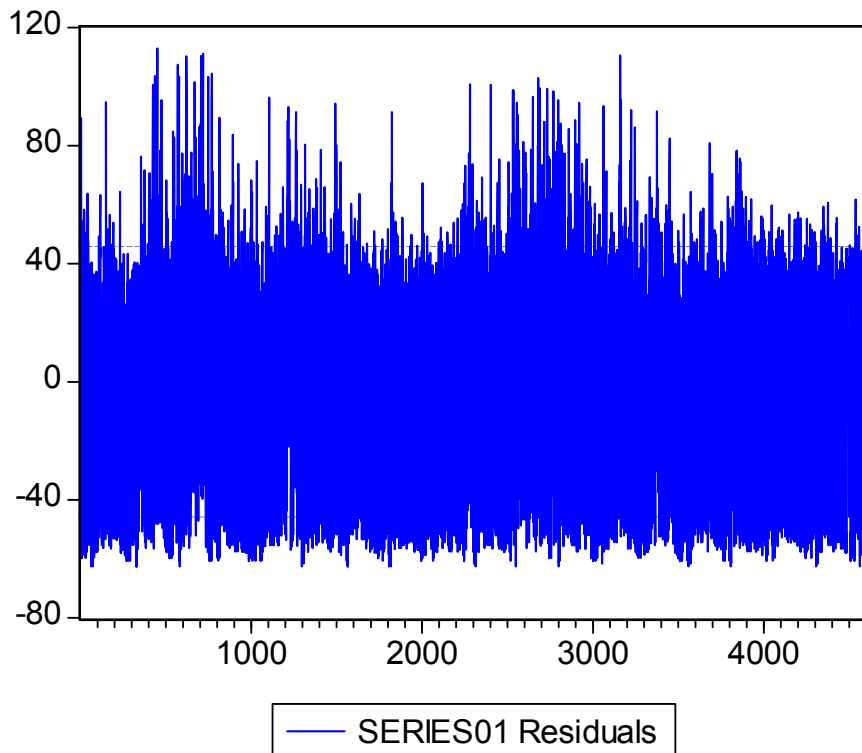
SERIES01 = C(1) + C(2)*FEB + C(3)*MAR + C(4)*APR + C(5)*MAY + C(6)*JUN + C(7)*JUL + C(8)*AUG + C(9)*SEP + C(10)*OCT + C(11)*NOV + C(12)*DEC

Substituted Coefficients:

=====

SERIES01 = 61.75191816 - 0.1136202862*FEB - 5.50002899*MAR + 1.792317766*APR - 3.091968536*MAY - 8.046789953*JUN - 4.410951237*JUL - 5.430018422*AUG - 3.282422137*SEP - 6.642543159*OCT - 3.159228864*NOV - 2.824891132*DEC





Series: Residuals	
Sample 3 4613	
Observations 4610	
Mean	1.61e-14
Median	26.40873
Maximum	112.8906
Minimum	-62.54424
Std. Dev.	45.70393
Skewness	0.010285
Kurtosis	1.398236
Jarque-Bera	492.8994
Probability	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/04/06 Time: 14:58

Presample and interior missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.059543	2.281953	0.026093	0.9792
FEB	-0.158418	3.259214	-0.048606	0.9612
MAR	-0.101368	3.214954	-0.031530	0.9748
APR	0.081936	3.265981	0.025088	0.9800
MAY	-0.131521	3.214996	-0.040909	0.9674
JUN	-0.217791	3.229285	-0.067442	0.9462
JUL	-0.048472	3.223053	-0.015039	0.9880
AUG	0.011317	3.252611	0.003479	0.9972
SEP	0.012692	3.257089	0.003897	0.9969
OCT	0.068668	3.241894	0.021181	0.9831
NOV	-0.237545	3.244032	-0.073225	0.9416
DEC	0.026609	3.272632	0.008131	0.9935
RESID(-1)	0.169532	0.014754	11.49032	0.0000
RESID(-2)	-0.015615	0.014757	-1.058151	0.2900
R-squared	0.028029	Mean dependent var		1.61E-14
Adjusted R-squared	0.025279	S.D. dependent var		45.70393
S.E. of regression	45.12254	Akaike info criterion		10.45967
Sum squared resid	9357658.	Schwarz criterion		10.47922
Log likelihood	-24095.55	F-statistic		10.19499
Durbin-Watson stat	1.998054	Prob(F-statistic)		0.000000

Τραπεζικός Δείκτης με την μέτρηση της μεταβλητής του Ιανουαρίου

Dependent Variable: SERIES01

Method: Least Squares

Date: 08/31/06 Time: 16:27

Sample (adjusted): 3 4613

Included observations: 4610 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	58.69927	2.337709	25.10974	0.0000
FEB	61.63830	2.378158	25.91850	0.0000
MAR	56.25189	2.314405	24.30511	0.0000
APR	63.54424	2.387703	26.61313	0.0000
MAY	58.65995	2.314405	25.34558	0.0000
JUN	53.70513	2.335083	22.99923	0.0000
JUL	57.34097	2.326154	24.65055	0.0000
AUG	56.32190	2.368727	23.77728	0.0000
SEP	58.46950	2.375002	24.61871	0.0000
OCT	55.10938	2.353255	23.41836	0.0000
NOV	58.59269	2.356326	24.86613	0.0000
DEC	56.07139	2.400059	23.36250	0.0000
R-squared	-0.011926	Mean dependent var		58.33362
Adjusted R-squared	-0.014347	S.D. dependent var		45.78692
S.E. of regression	46.11420	Akaike info criterion		10.50272
Sum squared resid	9777737.	Schwarz criterion		10.51947
Log likelihood	-24196.77	Durbin-Watson stat		1.675632

Estimation Command:

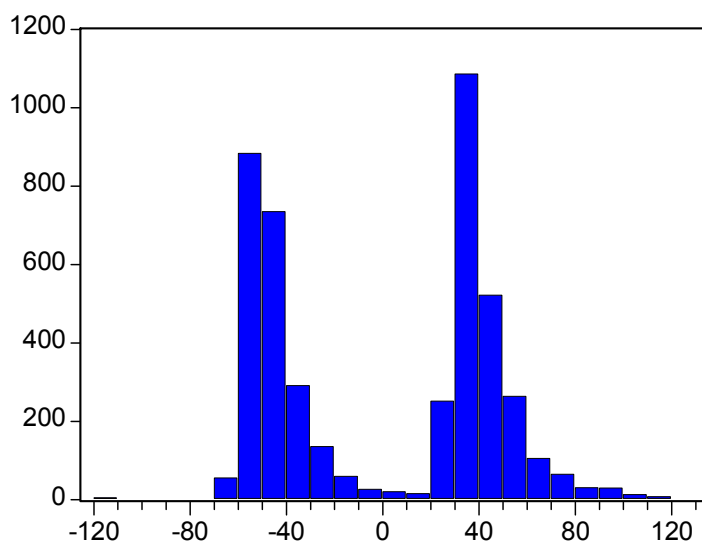
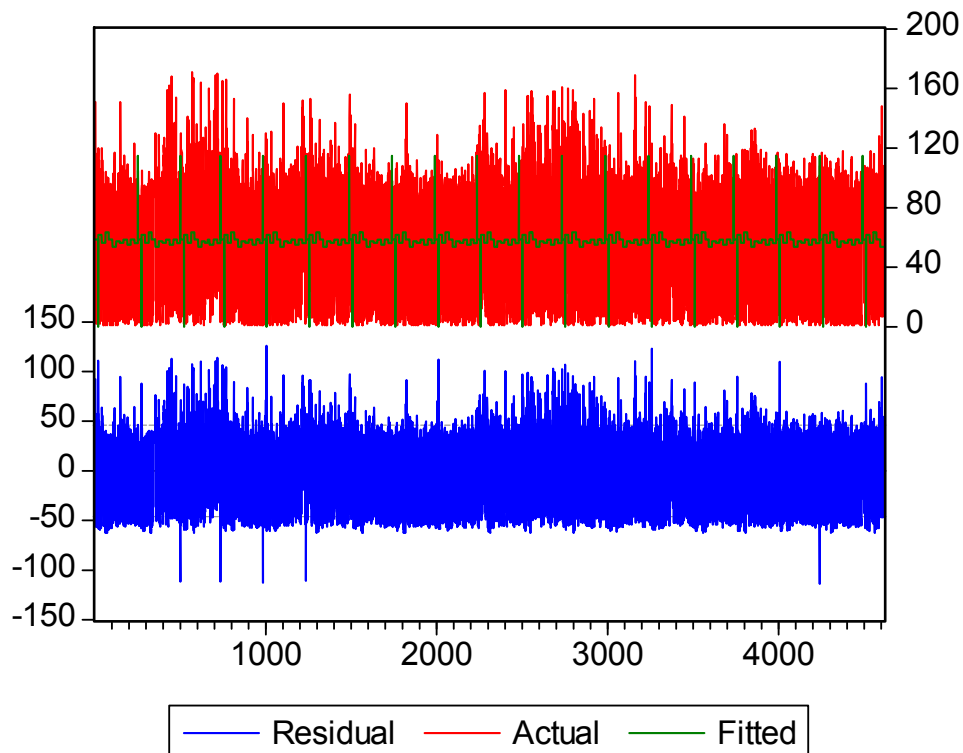
```
=====
LS SERIES01 JAN FEB MAR APR MAY JUN JUL AUG SEP OCT NOV DEC
```

Estimation Equation:

```
=====
SERIES01 = C(1)*JAN + C(2)*FEB + C(3)*MAR + C(4)*APR + C(5)*MAY + C(6)*JUN + C(7)*JUL +
C(8)*AUG + C(9)*SEP + C(10)*OCT + C(11)*NOV + C(12)*DEC
```

Substituted Coefficients:

```
=====
SERIES01 = 58.69926932*JAN + 61.63829787*FEB + 56.25188917*MAR + 63.54423592*APR +
58.65994962*MAY + 53.70512821*JUN + 57.34096692*JUL + 56.32189974*AUG + 58.46949602*SEP
+ 55.109375*OCT + 58.5926893*NOV + 56.0713869*DEC
```



Series: Residuals	
Sample 3 4613	
Observations 4610	
Mean	0.500840
Median	27.45576
Maximum	126.0000
Minimum	-113.7707
Std. Dev.	46.05642
Skewness	0.025671
Kurtosis	1.464543
Jarque-Bera	453.3671
Probability	0.000000

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	62.21983	Probability	0.000000
Obs*R-squared	120.9974	Probability	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/04/06 Time: 15:24

Presample and interior missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	-0.045373	2.307276	-0.019665	0.9843
FEB	-0.555772	2.348145	-0.236686	0.8129
MAR	-0.040267	2.284199	-0.017628	0.9859
APR	0.135451	2.356689	0.057475	0.9542
MAY	-0.068491	2.284273	-0.029984	0.9761
JUN	-0.152845	2.304656	-0.066320	0.9471
JUL	0.010800	2.295788	0.004704	0.9962
AUG	0.069457	2.337837	0.029710	0.9763
SEP	0.068366	2.344123	0.029165	0.9767
OCT	0.123158	2.322618	0.053026	0.9577
NOV	-0.172299	2.325620	-0.074087	0.9409
DEC	-0.318736	2.369275	-0.134529	0.8930
RESID(-1)	0.164454	0.014758	11.14372	0.0000
RESID(-2)	-0.016191	0.014762	-1.096841	0.2728
R-squared	0.026247	Mean dependent var		0.500840
Adjusted R-squared	0.023492	S.D. dependent var		46.05642
S.E. of regression	45.51221	Akaike info criterion		10.47687
Sum squared resid	9519977.	Schwarz criterion		10.49642
Log likelihood	-24135.19	Durbin-Watson stat		1.997947

Κατασκευαστικός Δείκτης χωρίς την μέτρηση της μεταβλητής του Ιανουαρίου

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 08/31/06 Time: 21:03

Sample (adjusted): 1 3101

Included observations: 3101 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FEB	61.09302	3.259126	18.74522	0.0000
MAR	62.49815	3.179995	19.65354	0.0000
APR	69.39608	3.278242	21.16869	0.0000
MAY	63.46825	3.297697	19.24623	0.0000
JUN	54.48485	3.221878	16.91090	0.0000
JUL	59.29057	3.215793	18.43731	0.0000
AUG	59.01569	3.278242	18.00224	0.0000
SEP	62.84884	3.259126	19.28395	0.0000
OCT	59.81423	3.291174	18.17413	0.0000
NOV	61.20784	3.278242	18.67094	0.0000
DEC	62.31579	3.330907	18.70835	0.0000
R-squared	-0.147855	Mean dependent var		61.68010
Adjusted R-squared	-0.151570	S.D. dependent var		48.78271
S.E. of regression	52.34932	Akaike info criterion		10.75730
Sum squared resid	8467994.	Schwarz criterion		10.77872
Log likelihood	-16668.19	Durbin-Watson stat		1.413904

Estimation Command:

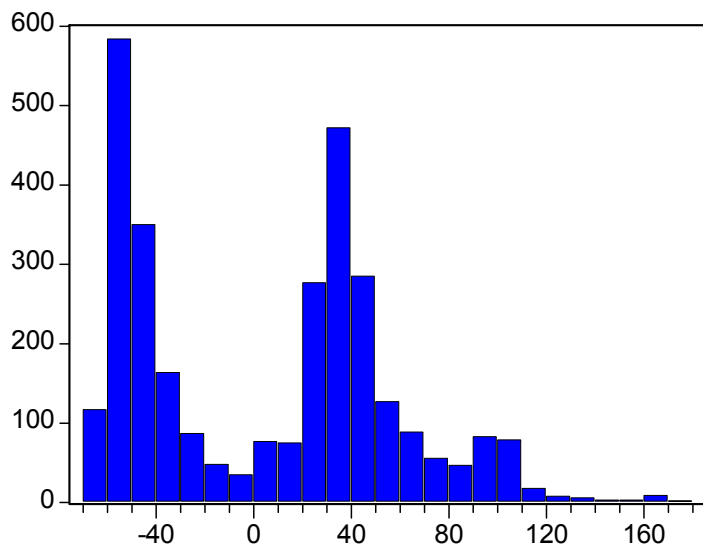
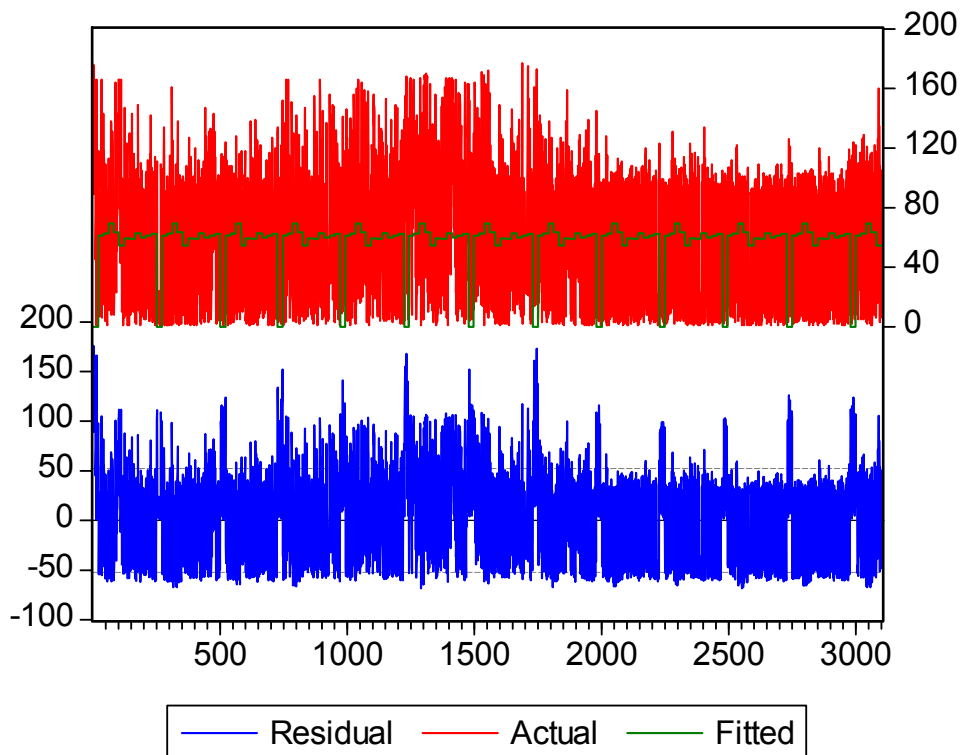
```
=====
LS SER01 FEB MAR APR MAY JUN JUL AUG SEP OCT NOV DEC
```

Estimation Equation:

```
=====
SER01 = C(1)*FEB + C(2)*MAR + C(3)*APR + C(4)*MAY + C(5)*JUN + C(6)*JUL + C(7)*AUG +
C(8)*SEP + C(9)*OCT + C(10)*NOV + C(11)*DEC
```

Substituted Coefficients:

```
=====
SER01 = 61.09302326*FEB + 62.49815498*MAR + 69.39607843*APR + 63.46825397*MAY +
54.48484848*JUN + 59.29056604*JUL + 59.01568627*AUG + 62.84883721*SEP + 59.81422925*OCT
+ 61.20784314*NOV + 62.31578947*DEC
```



Series: Residuals	
Sample 1 3101	
Observations 3101	
Mean	5.607223
Median	21.60392
Maximum	176.0000
Minimum	-68.39608
Std. Dev.	51.96306
Skewness	0.285023
Kurtosis	2.105075
Jarque-Bera	145.4684
Probability	0.000000

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	167.8698	Probability	0.000000
Obs*R-squared	271.5130	Probability	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/04/06 Time: 15:27

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FEB	-1.909288	3.099429	-0.616013	0.5379
MAR	0.130062	3.021109	0.043051	0.9657
APR	0.255889	3.114399	0.082163	0.9345
MAY	0.133406	3.132895	0.042582	0.9660
JUN	-0.318106	3.060968	-0.103923	0.9172
JUL	-0.035295	3.055063	-0.011553	0.9908
AUG	0.109418	3.114478	0.035132	0.9720
SEP	-0.142622	3.096229	-0.046063	0.9633
OCT	1.134596	3.127462	0.362785	0.7168
NOV	-0.860751	3.114798	-0.276343	0.7823
DEC	0.754559	3.164687	0.238431	0.8116
RESID(-1)	0.258794	0.017876	14.47721	0.0000
RESID(-2)	0.116819	0.017897	6.527132	0.0000
R-squared	0.087557	Mean dependent var		5.607223
Adjusted R-squared	0.084011	S.D. dependent var		51.96306
S.E. of regression	49.73246	Akaike info criterion		10.65538
Sum squared resid	7637604.	Schwarz criterion		10.68069
Log likelihood	-16508.16	Durbin-Watson stat		2.018294

Κατασκευαστικός Δείκτης με την μέτρηση της μεταβλητής του Ιανουαρίου

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 09/01/06 Time: 13:39

Sample (adjusted): 1 3101

Included observations: 3101 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	64.88060	2.977606	21.78952	0.0000
FEB	61.09302	3.034763	20.13107	0.0000
MAR	62.49815	2.961079	21.10655	0.0000
APR	69.39608	3.052563	22.73371	0.0000
MAY	63.46825	3.070679	20.66913	0.0000
JUN	54.48485	3.000079	18.16114	0.0000
JUL	59.29057	2.994413	19.80040	0.0000
AUG	59.01569	3.052563	19.33316	0.0000
SEP	62.84884	3.034763	20.70963	0.0000
OCT	59.81423	3.064604	19.51777	0.0000
NOV	61.20784	3.052563	20.05130	0.0000
DEC	62.31579	3.101603	20.09148	0.0000
R-squared	0.005067	Mean dependent var		61.68010
Adjusted R-squared	0.001525	S.D. dependent var		48.78271
S.E. of regression	48.74551	Akaike info criterion		10.61497
Sum squared resid	7339851.	Schwarz criterion		10.63834
Log likelihood	-16446.50	Durbin-Watson stat		1.625601

Estimation Command:

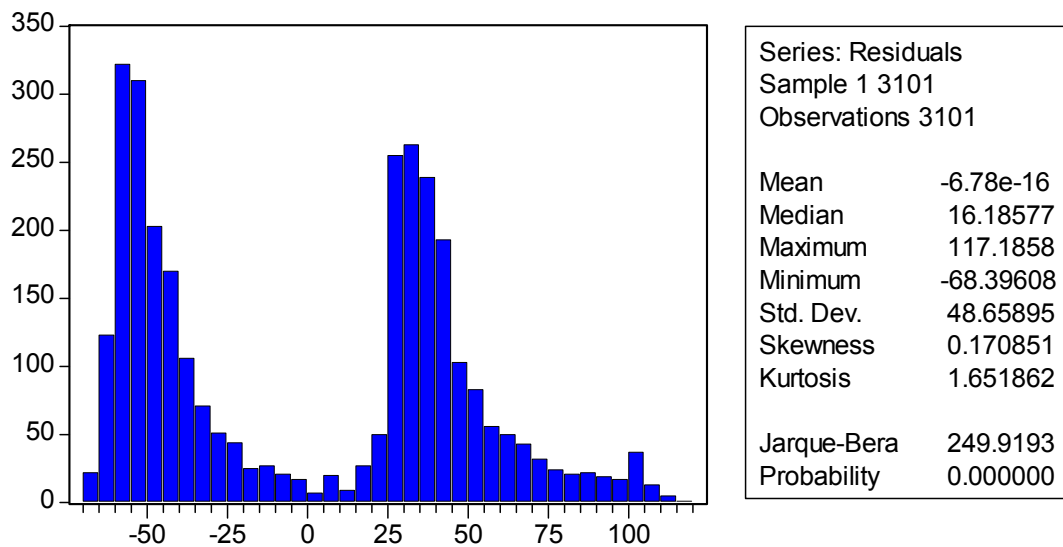
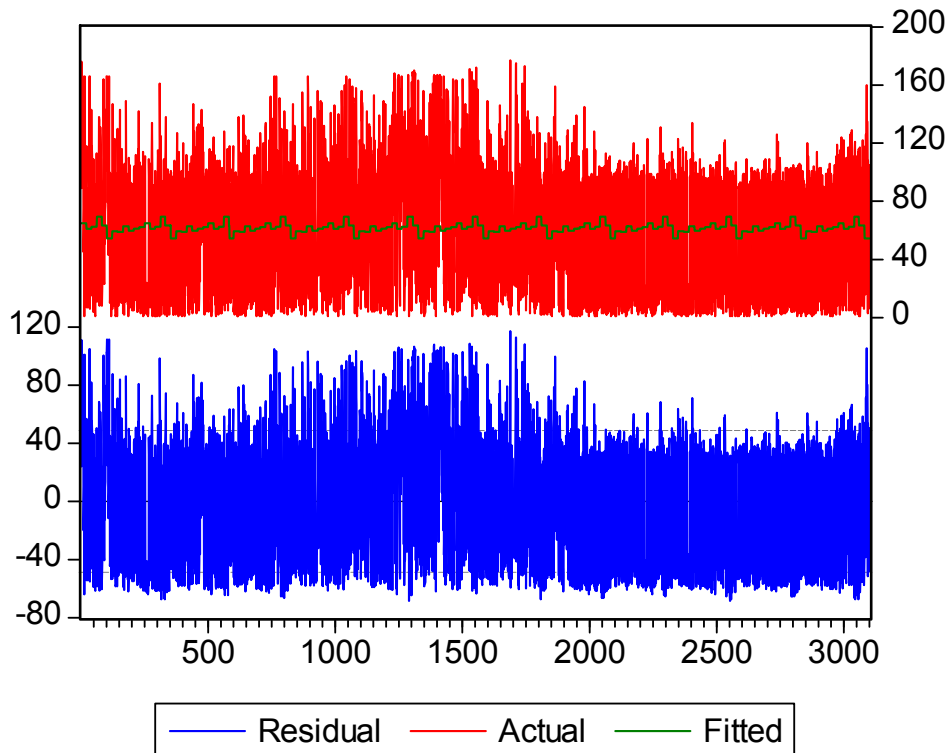
```
=====
LS SER01 JAN FEB MAR APR MAY JUN JUL AUG SEP OCT NOV DEC
```

Estimation Equation:

```
=====
SER01 = C(1)*JAN + C(2)*FEB + C(3)*MAR + C(4)*APR + C(5)*MAY + C(6)*JUN + C(7)*JUL +
C(8)*AUG + C(9)*SEP + C(10)*OCT + C(11)*NOV + C(12)*DEC
```

Substituted Coefficients:

```
=====
SER01 = 64.88059701*JAN + 61.09302326*FEB + 62.49815498*MAR + 69.39607843*APR +
63.46825397*MAY + 54.48484848*JUN + 59.29056604*JUL + 59.01568627*AUG + 62.84883721*SEP
+ 59.81422925*OCT + 61.20784314*NOV + 62.31578947*DEC
```



Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	59.70217	Probability	0.000000
Obs*R-squared	115.4792	Probability	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/04/06 Time: 15:29

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	-0.407143	2.922910	-0.139294	0.8892
FEB	-0.154794	2.978820	-0.051965	0.9586
MAR	0.050976	2.906444	0.017539	0.9860
APR	0.156664	2.996194	0.052288	0.9583
MAY	0.061028	3.013985	0.020248	0.9838
JUN	-0.162722	2.944805	-0.055257	0.9559
JUL	-0.005048	2.939103	-0.001718	0.9986
AUG	0.030404	2.996269	0.010147	0.9919
SEP	-0.076852	2.978709	-0.025800	0.9794
OCT	0.657763	3.008940	0.218603	0.8270
NOV	-0.506099	2.996673	-0.168887	0.8659
DEC	0.455877	3.044636	0.149731	0.8810
RESID(-1)	0.178212	0.017983	9.909900	0.0000
RESID(-2)	0.048215	0.017993	2.679686	0.0074
R-squared	0.037239	Mean dependent var		-6.78E-16
Adjusted R-squared	0.033185	S.D. dependent var		48.65895
S.E. of regression	47.84477	Akaike info criterion		10.57831
Sum squared resid	7066520.	Schwarz criterion		10.60557
Log likelihood	-16387.66	Durbin-Watson stat		2.002133

Ασφαλιστικός Δείκτης χωρίς την μέτρηση της μεταβλητής του Ιανουαρίου

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 09/02/06 Time: 10:32

Sample (adjusted): 3 4611

Included observations: 4609 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FEB	86.96267	3.127280	27.80776	0.0000
MAR	79.95202	3.043231	26.27209	0.0000
APR	83.76280	3.144094	26.64132	0.0000
MAY	83.24937	3.039395	27.39011	0.0000
JUN	82.75318	3.054824	27.08935	0.0000
JUL	86.54061	3.050945	28.36518	0.0000
AUG	84.15303	3.110734	27.05247	0.0000
SEP	81.89390	3.118974	26.25668	0.0000
OCT	80.68229	3.090415	26.10727	0.0000
NOV	88.15405	3.094447	28.48782	0.0000
DEC	82.01348	3.144094	26.08493	0.0000
R-squared	-0.187907	Mean dependent var		83.60382
Adjusted R-squared	-0.190491	S.D. dependent var		55.50338
S.E. of regression	60.55952	Akaike info criterion		11.04751
Sum squared resid	16862962	Schwarz criterion		11.06287
Log likelihood	-25448.00	Durbin-Watson stat		1.464673

Estimation Command:

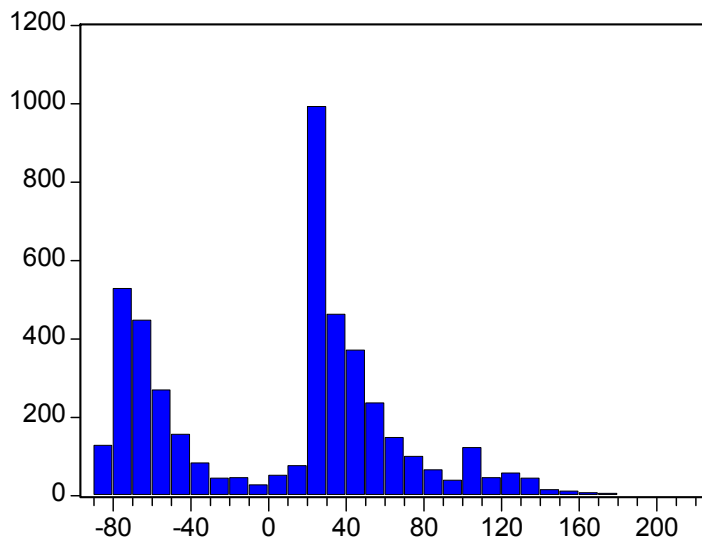
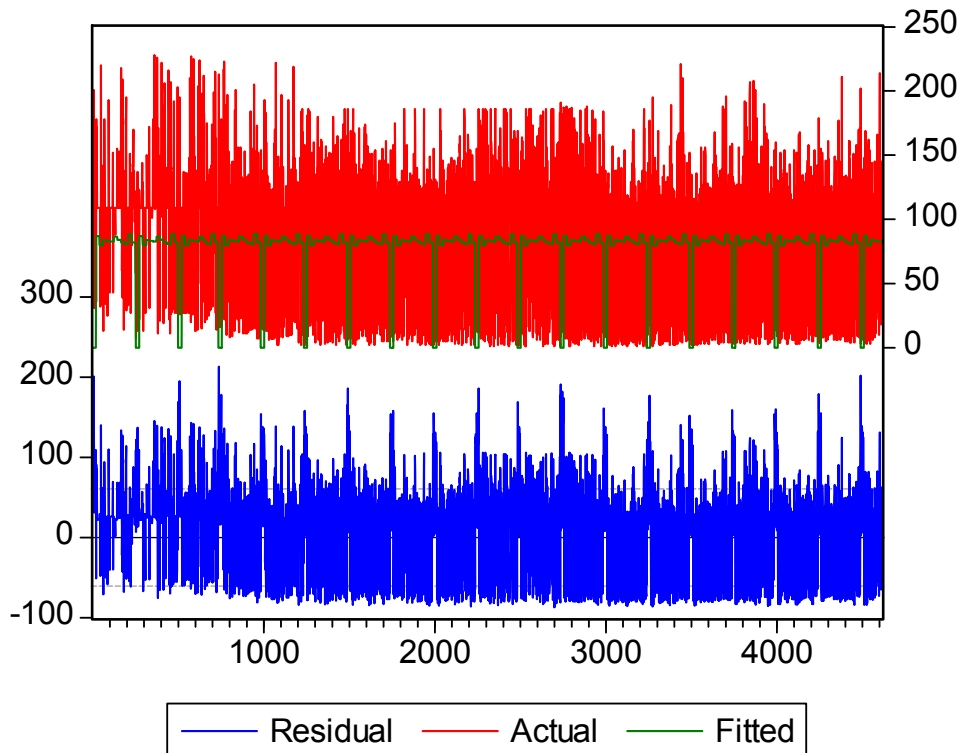
```
=====
LS SER01 FEB MAR APR MAY JUN JUL AUG SEP OCT NOV DEC
```

Estimation Equation:

```
=====
SER01 = C(1)*FEB + C(2)*MAR + C(3)*APR + C(4)*MAY + C(5)*JUN + C(6)*JUL + C(7)*AUG +
C(8)*SEP + C(9)*OCT + C(10)*NOV + C(11)*DEC
```

Substituted Coefficients:

```
=====
SER01 = 86.96266667*FEB + 79.9520202*MAR + 83.76280323*APR + 83.24937028*MAY +
82.75318066*JUN + 86.54060914*JUL + 84.1530343*AUG + 81.8938992*SEP + 80.68229167*OCT +
88.154047*NOV + 82.01347709*DEC
```



Series: Residuals	
Sample 3 4611	
Observations 4609	
Mean	7.023866
Median	25.75063
Maximum	213.0000
Minimum	-87.15405
Std. Dev.	60.08454
Skewness	0.090366
Kurtosis	2.237697
Jarque-Bera	117.8693
Probability	0.000000

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	222.2451	Probability	0.000000
Obs*R-squared	348.9969	Probability	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/04/06 Time: 15:32

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FEB	-1.551337	2.988168	-0.519160	0.6037
MAR	-0.308968	2.906638	-0.106298	0.9154
APR	-0.215185	3.002938	-0.071658	0.9429
MAY	-0.221154	2.902979	-0.076182	0.9393
JUN	0.466675	2.917782	0.159942	0.8729
JUL	0.331717	2.914024	0.113835	0.9094
AUG	-0.467781	2.971236	-0.157436	0.8749
SEP	0.347021	2.979044	0.116487	0.9073
OCT	-0.434583	2.951837	-0.147225	0.8830
NOV	0.057169	2.955552	0.019343	0.9846
DEC	0.186737	3.002935	0.062185	0.9504
RESID(-1)	0.231105	0.014619	15.80832	0.0000
RESID(-2)	0.134943	0.014628	9.224853	0.0000
R-squared	0.075721	Mean dependent var		7.023866
Adjusted R-squared	0.073307	S.D. dependent var		60.08454
S.E. of regression	57.84030	Akaike info criterion		10.95607
Sum squared resid	15375920	Schwarz criterion		10.97422
Log likelihood	-25235.25	Durbin-Watson stat		2.030738

Ασφαλιστικός Δείκτης με την μέτρηση της μεταβλητής του Ιανουαρίου

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 09/02/06 Time: 10:37

Sample (adjusted): 3 4611

Included observations: 4609 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	83.22108	2.814850	29.56502	0.0000
FEB	86.96267	2.866912	30.33322	0.0000
MAR	79.95202	2.789860	28.65808	0.0000
APR	83.76280	2.882326	29.06084	0.0000
MAY	83.24937	2.786344	29.87764	0.0000
JUN	82.75318	2.800488	29.54956	0.0000
JUL	86.54061	2.796932	30.94127	0.0000
AUG	84.15303	2.851743	29.50933	0.0000
SEP	81.89390	2.859297	28.64127	0.0000
OCT	80.68229	2.833116	28.47829	0.0000
NOV	88.15405	2.836812	31.07504	0.0000
DEC	82.01348	2.882326	28.45393	0.0000
R-squared	0.001879	Mean dependent var		83.60382
Adjusted R-squared	-0.000509	S.D. dependent var		55.50338
S.E. of regression	55.51751	Akaike info criterion		10.87387
Sum squared resid	14168846	Schwarz criterion		10.89063
Log likelihood	-25046.84	Durbin-Watson stat		1.731061

Estimation Command:

=====

LS SER01 JAN FEB MAR APR MAY JUN JUL AUG SEP OCT NOV DEC

Estimation Equation:

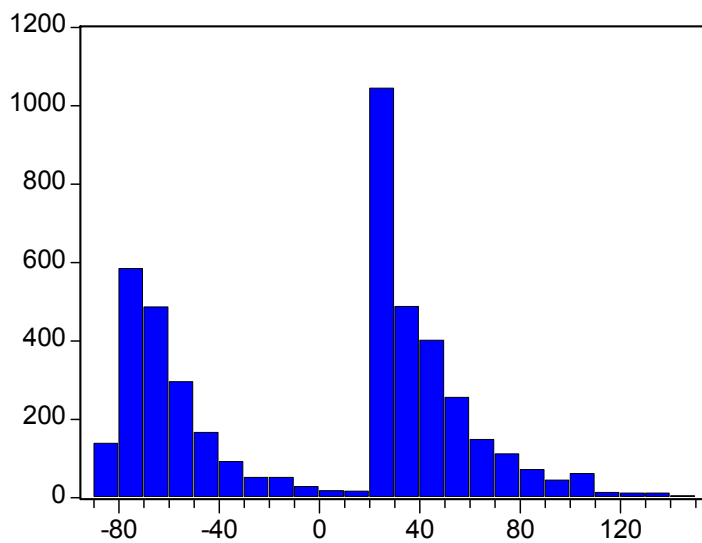
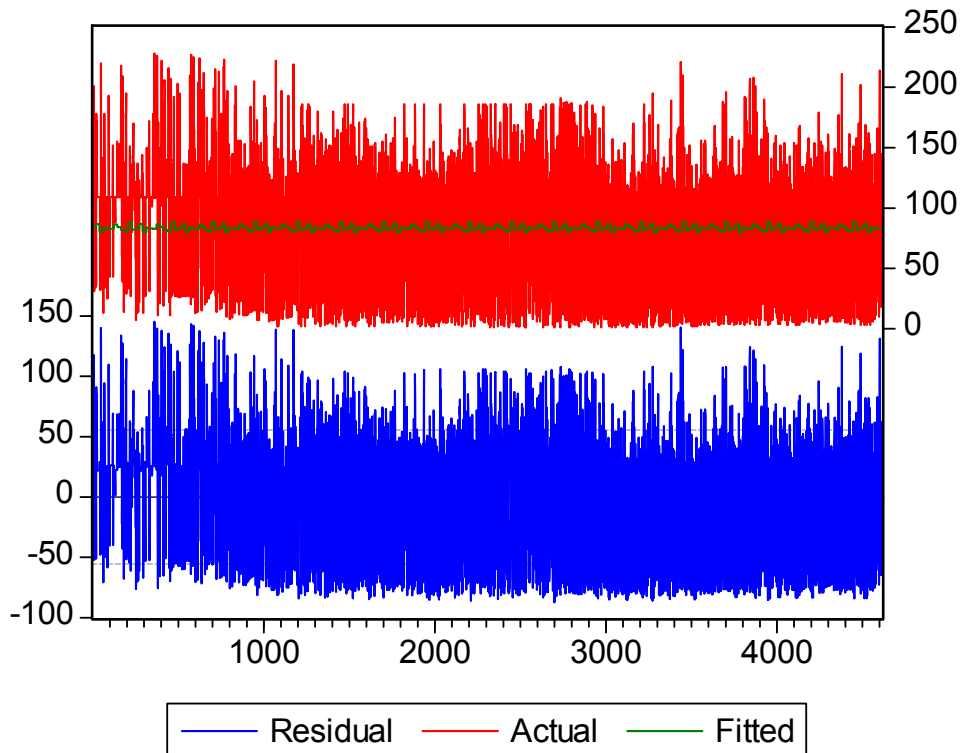
=====

SER01 = C(1)*JAN + C(2)*FEB + C(3)*MAR + C(4)*APR + C(5)*MAY + C(6)*JUN + C(7)*JUL + C(8)*AUG + C(9)*SEP + C(10)*OCT + C(11)*NOV + C(12)*DEC

Substituted Coefficients:

=====

SER01 = 83.22107969*JAN + 86.96266667*FEB + 79.9520202*MAR + 83.76280323*APR + 83.24937028*MAY + 82.75318066*JUN + 86.54060914*JUL + 84.1530343*AUG + 81.8938992*SEP + 80.68229167*OCT + 88.154047*NOV + 82.01347709*DEC



Series: Residuals	
Sample 3 4611	
Observations 4609	
Mean	-4.38e-14
Median	25.23720
Maximum	145.2468
Minimum	-87.15405
Std. Dev.	55.45121
Skewness	-0.107614
Kurtosis	1.730115
Jarque-Bera	318.5839
Probability	0.000000

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	46.87692	Probability	0.000000
Obs*R-squared	92.15913	Probability	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/04/06 Time: 15:34

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	-0.102205	2.787228	-0.036669	0.9708
FEB	0.240183	2.838954	0.084603	0.9326
MAR	-0.135042	2.762493	-0.048884	0.9610
APR	-0.110124	2.854007	-0.038586	0.9692
MAY	-0.084071	2.759011	-0.030472	0.9757
JUN	0.203251	2.773103	0.073294	0.9416
JUL	0.141081	2.769516	0.050941	0.9594
AUG	-0.190157	2.823910	-0.067338	0.9463
SEP	0.136362	2.831316	0.048162	0.9616
OCT	-0.170660	2.805470	-0.060831	0.9515
NOV	0.000707	2.808969	0.000252	0.9998
DEC	0.097633	2.854003	0.034209	0.9727
RESID(-1)	0.128241	0.014740	8.699917	0.0000
RESID(-2)	0.044883	0.014747	3.043510	0.0024
R-squared	0.019995	Mean dependent var	-4.38E-14	
Adjusted R-squared	0.017223	S.D. dependent var	55.45121	
S.E. of regression	54.97162	Akaike info criterion	10.85454	
Sum squared resid	13885533	Schwarz criterion	10.87409	
Log likelihood	-25000.30	Durbin-Watson stat	2.003550	

Γενικός Δείκτης χωρίς την μέτρηση της μεταβλητής του Ιανουαρίου

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 09/02/06 Time: 10:52

Sample (adjusted): 2 4430

Included observations: 4429 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FEB	56.01124	2.309383	24.25377	0.0000
MAR	49.06383	2.247124	21.83406	0.0000
APR	58.04558	2.325773	24.95754	0.0000
MAY	55.55673	2.238213	24.82192	0.0000
JUN	47.29570	2.259173	20.93496	0.0000
JUL	53.28686	2.256142	23.61857	0.0000
AUG	51.62185	2.306146	22.38447	0.0000
SEP	54.30226	2.315897	23.44761	0.0000
OCT	50.49347	2.226494	22.67847	0.0000
NOV	52.97396	2.223593	23.82358	0.0000
DEC	53.12973	2.265271	23.45403	0.0000
R-squared	-0.152764	Mean dependent var		53.06367
Adjusted R-squared	-0.155373	S.D. dependent var		40.53776
S.E. of regression	43.57335	Akaike info criterion		10.38925
Sum squared resid	8388177.	Schwarz criterion		10.40513
Log likelihood	-22995.99	Durbin-Watson stat		1.464001

Estimation Command:

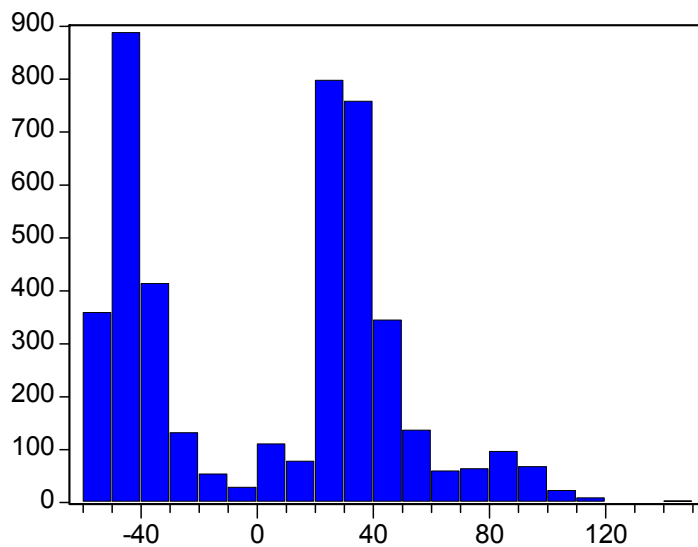
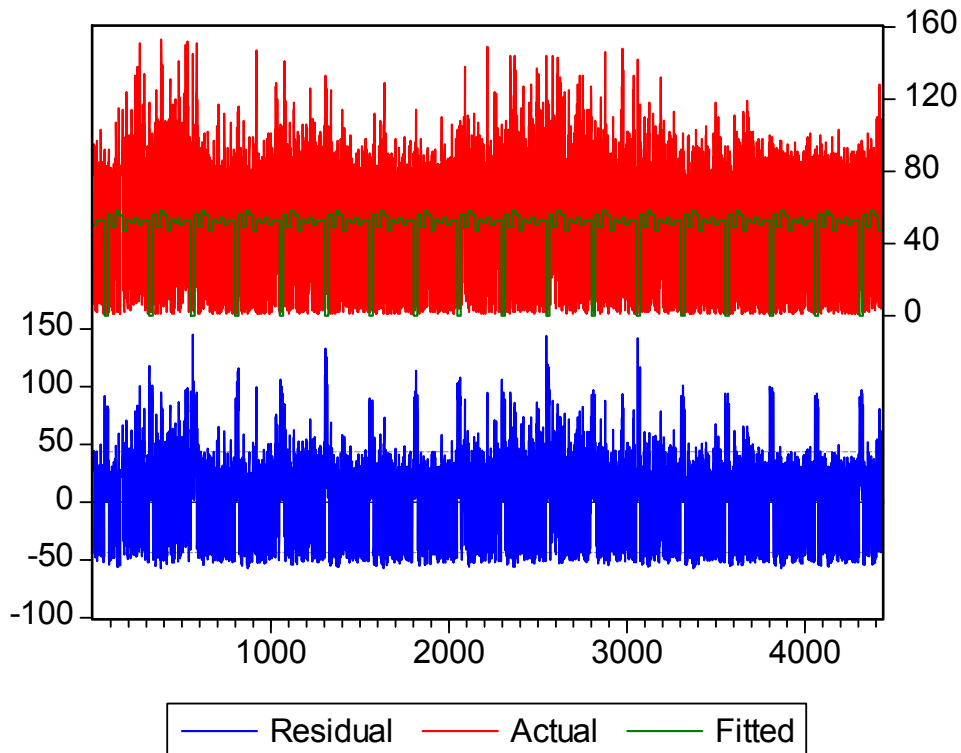
```
=====
LS SER01 FEB MAR APR MAY JUN JUL AUG SEP OCT NOV DEC
```

Estimation Equation:

```
=====
SER01 = C(1)*FEB + C(2)*MAR + C(3)*APR + C(4)*MAY + C(5)*JUN + C(6)*JUL + C(7)*AUG +
C(8)*SEP + C(9)*OCT + C(10)*NOV + C(11)*DEC
```

Substituted Coefficients:

```
=====
SER01 = 56.01123596*FEB + 49.06382979*MAR + 58.04558405*APR + 55.55672823*MAY +
47.29569892*JUN + 53.28686327*JUL + 51.62184874*AUG + 54.30225989*SEP + 50.49347258*OCT
+ 52.97395833*NOV + 53.12972973*DEC
```

Series: Residuals	
Sample	2 4430
Observations	4429
Mean	4.682773
Median	23.98876
Maximum	145.0000
Minimum	-57.04558
Std. Dev.	43.27142
Skewness	0.102750
Kurtosis	1.873708
Jarque-Bera	241.8905
Probability	0.000000

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	179.9291	Probability	0.000000
Obs*R-squared	285.7508	Probability	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/04/06 Time: 15:40

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FEB	-1.228127	2.223208	-0.552412	0.5807
MAR	0.062763	2.161300	0.029040	0.9768
APR	0.218055	2.236982	0.097477	0.9224
MAY	-0.260849	2.152798	-0.121167	0.9036
JUN	-0.076702	2.172892	-0.035299	0.9718
JUL	0.127765	2.169989	0.058878	0.9531
AUG	-0.110165	2.218078	-0.049667	0.9604
SEP	0.268765	2.227546	0.120655	0.9040
OCT	0.015839	2.141494	0.007396	0.9941
NOV	-0.116875	2.138748	-0.054647	0.9564
DEC	0.285282	2.178808	0.130935	0.8958
RESID(-1)	0.251350	0.015023	16.73117	0.0000
RESID(-2)	0.062410	0.015035	4.150920	0.0000
R-squared	0.064518	Mean dependent var		4.682773
Adjusted R-squared	0.061976	S.D. dependent var		43.27142
S.E. of regression	41.90908	Akaike info criterion		10.31181
Sum squared resid	7756133.	Schwarz criterion		10.33059
Log likelihood	-22822.51	Durbin-Watson stat		2.011941

Γενικός Δείκτης με την μέτρηση της μεταβλητής του Ιανουαρίου

Dependent Variable: SER01

Method: Least Squares

Date: 09/02/06 Time: 10:57

Sample (adjusted): 2 4430

Included observations: 4429 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	55.45455	2.093203	26.49268	0.0000
FEB	56.01124	2.145468	26.10677	0.0000
MAR	49.06383	2.087628	23.50219	0.0000
APR	58.04558	2.160695	26.86431	0.0000
MAY	55.55673	2.079349	26.71832	0.0000
JUN	47.29570	2.098822	22.53440	0.0000
JUL	53.28686	2.096007	25.42304	0.0000
AUG	51.62185	2.142461	24.09465	0.0000
SEP	54.30226	2.151520	25.23902	0.0000
OCT	50.49347	2.068463	24.41111	0.0000
NOV	52.97396	2.065768	25.64372	0.0000
DEC	53.12973	2.104487	25.24593	0.0000
R-squared	0.005295	Mean dependent var		53.06367
Adjusted R-squared	0.002818	S.D. dependent var		40.53776
S.E. of regression	40.48061	Akaike info criterion		10.24223
Sum squared resid	7238050.	Schwarz criterion		10.25956
Log likelihood	-22669.42	Durbin-Watson stat		1.682252

Estimation Command:

=====

LS SER01 JAN FEB MAR APR MAY JUN JUL AUG SEP OCT NOV DEC

Estimation Equation:

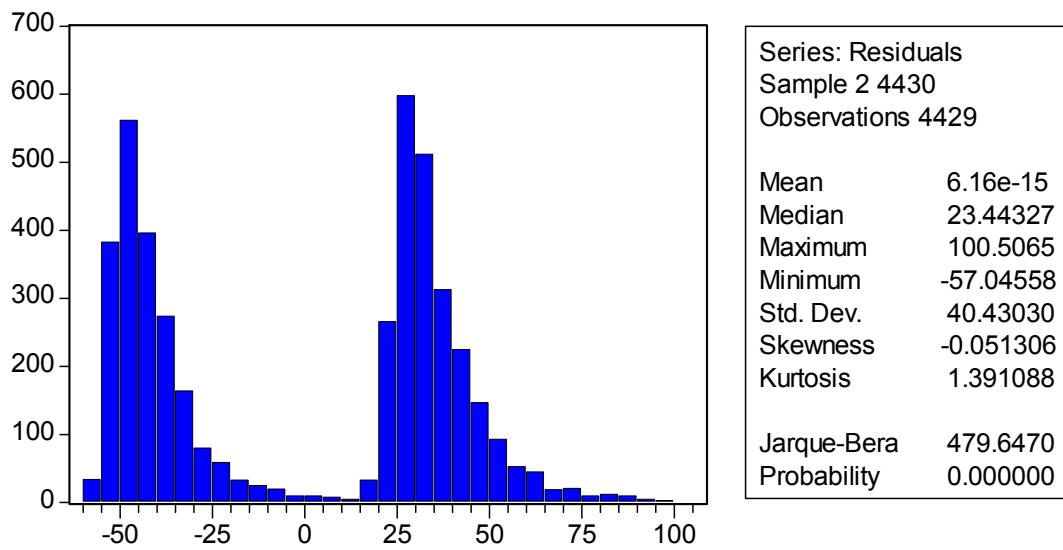
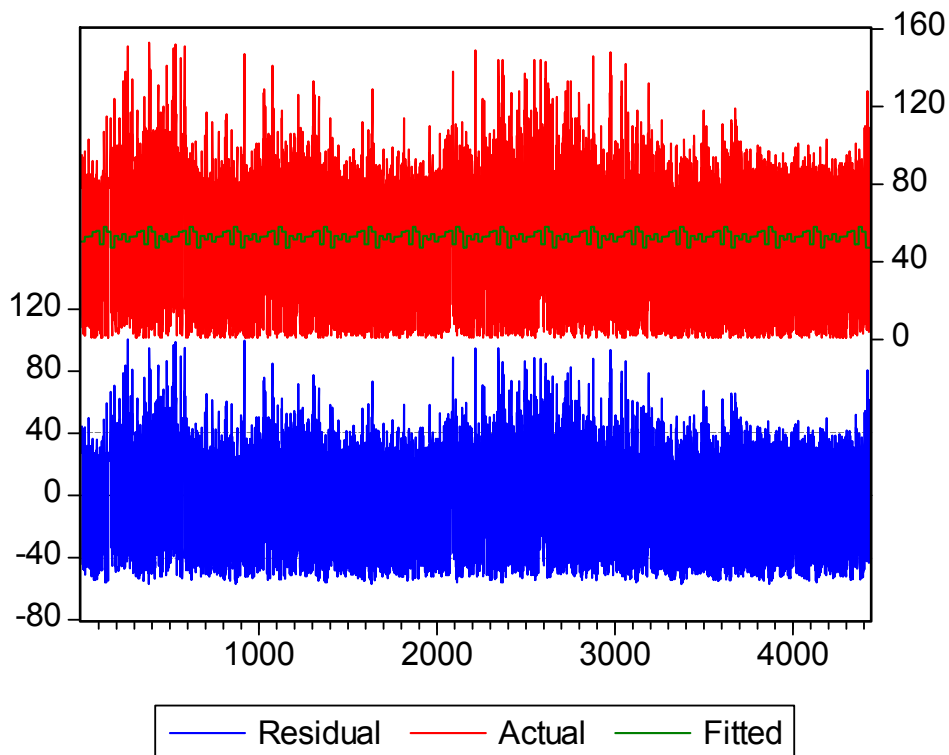
=====

SER01 = C(1)*JAN + C(2)*FEB + C(3)*MAR + C(4)*APR + C(5)*MAY + C(6)*JUN + C(7)*JUL + C(8)*AUG + C(9)*SEP + C(10)*OCT + C(11)*NOV + C(12)*DEC

Substituted Coefficients:

=====

SER01 = 55.45454545*JAN + 56.01123596*FEB + 49.06382979*MAR + 58.04558405*APR + 55.55672823*MAY + 47.29569892*JUN + 53.28686327*JUL + 51.62184874*AUG + 54.30225989*SEP + 50.49347258*OCT + 52.97395833*NOV + 53.12972973*DEC



Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	57.93626	Probability	0.000000
Obs*R-squared	113.2672	Probability	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/04/06 Time: 15:42

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JAN	-0.054515	2.066768	-0.026377	0.9790
FEB	-0.067101	2.118372	-0.031676	0.9747
MAR	0.022227	2.061233	0.010783	0.9914
APR	0.090608	2.133420	0.042471	0.9661
MAY	-0.099183	2.053140	-0.048308	0.9615
JUN	-0.055888	2.072287	-0.026969	0.9785
JUL	0.046407	2.069522	0.022424	0.9821
AUG	-0.038747	2.115384	-0.018317	0.9854
SEP	0.084844	2.124433	0.039937	0.9681
OCT	0.057171	2.042344	0.027993	0.9777
NOV	-0.129815	2.039725	-0.063644	0.9493
DEC	0.174663	2.077937	0.084056	0.9330
RESID(-1)	0.161945	0.015051	10.75968	0.0000
RESID(-2)	-0.020871	0.015055	-1.386358	0.1657
R-squared	0.025574	Mean dependent var		6.16E-15
Adjusted R-squared	0.022705	S.D. dependent var		40.43030
S.E. of regression	39.96868	Akaike info criterion		10.21723
Sum squared resid	7052944.	Schwarz criterion		10.23744
Log likelihood	-22612.05	Durbin-Watson stat		1.998300

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Άρθρα

- Aggarwal, R. and P. Rivoli (1989). Seasonal and day of the week effects in four emerging markets, *Financial Review*, 24, 541-550.
- Agrawal, A. and K. Tandon, 1994, Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries, *Journal of International Money and Finance*, 13, 83-106.
- Alonso, A. and G. Rubio, (1990), Overreaction in the Spanish equity market, *Journal of Banking and Finance*, 14, 469-481.
- Athanassakos, G., 1992, Portfolio rebalancing and the January effect in Canada, *Financial Analysis Journal*, 48, 67-78.
- Bahadur, F., Joshi, N.K., 2004, "The Nepalese Stock Market: Efficiency and Calendar Anomalies" Working Paper.
- Balaban, E, 1995 Seasonal Effects: new evidence from an emerging stock market, *Applied Economics Letters* ,2 ,139-143
- Bhardwaj, R.K. and L.D.Brooks, 1992, The January anomaly: Effects of low share price, transaction costs, and bid-ask bias, *Journal of Finance*, 47, 553-575.
- Bildik, R., 2004, Are Calendar Anomalies Still Alive? Evidence from Istanbul Stock Exchange. Working Paper.
- Blume, M., Stambaugh, R., 1983 "Biases in Computed Returns. An application to the size effect." *Journal of Financial Economics*, 12, 387-404.
- Branch, B., 1977, A tax loss selling rule, *Journal of Business*, 50, 198-207.
- Brown, P., A.W. Kleidon and T.A. Marsh, 1983, New evidence on the nature of size-related anomalies in stock prices, 12, 33-56.
- Brown, P., D.B. Keim, A.W. Kleidon and T.A. Marsh, 1983, Stock return seasonalities and the tax-loss selling hypothesis: Analysis of the

arguments and Australian evidence, *Journal of Financial Economics*, 12, 105-127.

- Chan, K.C., N. Chen and D.Hsieh, 1985, An explanatory investigation of the firm size effect, *Journal of Financial Economics*, 14, 451-471.
- Clare, A.D., Z. Psaradakis and S.H. Thomas, 1995, An analysis of seasonality in the UK equity market, *Economic Journal*, 105, 398-409.
- Compton, W. and R.Kunkel, 2000: Tax free trading on calendar Stock and Bond Market Patterns, *Journal of Economics and Finance*, 24, 64-76.
- Constantinides, G.M., 1984, Optimal stock trading with personal taxes: Implications for prices and the abnormal January returns, *Journal of Financial Economics*, 13, 65-89.
- Cooper, M., Mc Conell, J. and Ovtchinikov A., 2005, "The other January effect". Working Paper.
- Corhay, A., G.A. Hawawini, and P. Michel, 1987, Seasonality in the risk-return relationship: Some international evidence, *Journal of Finance*, 42, 49-68.
- Coutts.J.A, Kaplanidis and Roberts J, 2000, Security price anomalies in an emerging market: the case of the Athens Stock Exchange, 10, 561-571.
- Dahlquist, M. and P. Sellin, 1996, Stochastic dominance , tax-loss selling an seasonalities in Sweden, *European Journal of Finance*, 2, 1-19.
- Diacogiannis.G.P and Segredakis, K.N, 1996, The Athens Stock Exchange and the emerging equity markets, *Hellenic Banks Association*, 19, 132-141.
- Dimson, E., 1988, *Stock Market Anomalies*, Cambridge University Press.
- Dyl, E.A., 1977, Capital gains taxation and year-end stock market behaviour, *Journal of Finance*, 32, 165-175.
- Fama, E.F., 1965, The behaviour of stock market prices, *Journal of Business*, 38, 34-105.

- Fama, E.F., 1970, Efficient capital markets: A review of the theoretical and empirical works, *Journal of Finance*, 25, 383-417.
- Fama, E.F., 1991, Efficient capital markets 2: *Journal of Finance*, 46, 1575-1617.
- Fountas.S and Segredakis.K, 2002, Emerging stock markets return seasonalities: The January Effect and the tax-loss selling hypothesis, *Applied Financial Economics*, 12, 291-299.
- Givoly, D. and A. Ovadia, 1983, Year-end tax induced sales and stock market seasonality, *Journal of Finance*, 38, 171-185.
- Gultekin, M.N. and N.B Gultekin, 1983, Stock market seasonality: International evidence, *Journal of Financial*, 469-481.
- Haugen, R.A and J. Lakonishok, 1988, *The Incredible January effect*. Homewood, IL: Dow Jones-Irwin.
- Haugen, R.A. and P. Jorion, 1996, The January effect: Still there after all these years, *Financial Analysts Journal*, 27-31.
- Ho, Yan Ki, 1990, Stock return seasonalities in Asia Pacific markets, *Journal of International Financial management and Accounting*, 2, 47-77.
- Jaffe, J. and R. Westerfield, 1985b, Patterns in Japanese common stock returns: Day of the week and turn of the year effect, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 261-272.
- Jaffe, J. and R. Westerfield, 1989, Is there a monthly effect in stock market returns? :Evidence from foreign countries, *Journal of Banking and Finance*, 13, 237-244.
- Jones, C.P., D.K. Pearce and J.W Wilson, 1987, Can tax-loss selling explain the January effect? A note, *Journal of Finance*, 42, 453-461.
- Kato, K. and J.S Schallheim, 1985, Seasonal and size anomalies in the Japanese stock market, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 243-260.
- Keim, D.B., 1983, Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence, *Journal of Financial Economics*, 12, 13-32.

- Koutianoudis, T. and Wang S. 2002, Is the January effect economically exploitable? Evidence from Athens Stock Exchange, School of Accounting and Finance, University of Manchester.
- Lakonishok, J. and S.Smidt, 1984, Volume and turn-of-the-year behaviour, *Journal of Financial Economics*, 13, 435-455.
- Lee, I., 1992, Stock market seasonality: Some evidence from the Pacific-basin countries, *Journal of Business Finance and Accounting*, 19, 199-210.
- Maghayerehi A., 2003, Seasonality and January effect anomalies in an emerging capital market, the Hashemite University.
- Mills, T.C and J.A Coutts, 1995, Calendar effects in the London stock exchange FT-SE indices, *European Journal of Finance*, 1, 79-93.
- Mills, C. Siriopoulos, R.N Markellos and D. Harizanis, 2000, Seasonality in the Athens Stock Exchange, *Applied Financial Economics*, 10, 137-142.
- Nassir, A. and Mohammad, S., 1987, "The January effect of stock traded on the Kuala Lumpur Stock Exchange. An empirical Analysis". *Hong Kong Journal Business Management*, 5, 33-50.
- Ogden, J.P., 1990, Turn-of-month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for the monthly and January effects, *Journal of Finance*, 45, 1259-1272.
- Reinganum, M.R., 1983, The anomalous stock market behaviour of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects, *Journal of Financial Economics*, 12, 98-104.
- Riepe, J., (1998): "Is the Publicity killing the January effect?" *Journal of Financial Planning*, 12, p. 64-70.
- Ritter, J.R. and Chopra, 1989, Portfolio rebalancing and turn-of-the-year effect, *Journal of Finance*, 44, 149-166.
- Ritter, J.R., 1988, The Buying and selling behaviour of individual investors at the turn of the year, *Journal of Finance*, 43, 701-717.
- Rogalski, R. and Tinic.S, 1986, The January size effect: anomaly or risk measurement? *Financial Analyst Journal*, 63-70.

- Roll, R., 1983b, Vas ist das? The turn of the year effect and the return premium of small firms, *Journal of Portfolio Management*, 9, 18-28.
- Rozeff, M.S. and W.R. Kinney, 1976, Capital market seasonality: The case of stock returns, *Journal of Financial Economics*, 3, 379-402.
- Schultz, P., 1984, Personal income taxes and the January effect: Small firm stock returns before the War Revenue Act of 1917, *Journal of Finance*, 40, 333-343.
- Seyhun, H.N., 1988, The January effect and aggregate insider trading, *Journal of Finance*, 43, 129-141.
- Seyhun, H.N., 1993, Can omitted risk factors explain the January effect? A stochastic dominance approach, *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 28, 195-212.
- Sias, R.W. and L.T. Starks, 1997a, Institutions and Individuals at the turn-of-the-year, *Journal of Finance*, 52, 1543-1562.
- Tinic, S.M. and R. West, 1984, Risk and return: January vs the rest of the year, *Journal of Financial Economics*, 13, 561-574.
- Tinic, S.M. and R.J Rogalski, 1986, The January size effect: Anomaly or risk mismeasurement, *Financial Analysts Journal*, 42, 63-70.
- Van den Bergh, W.M. and R.E. Wessels, 1985, Stock market seasonalities and taxes: An examination of the tax-loss selling hypothesis, *Journal of Business Finance and Accounting*, 12, 515-530.
- Wachtel, S., 1942, Certain observations on seasonal movements in stock prices, *Journal of Business*, 15, 184-193.
- Wong, P., S. Neoh, K. Lee and T.Thong. 1990, Seasonality in the Malaysian Stock Market, *Asia Pacific Journal of Management* 7, 43-62.

BIBΛΙΑ

- Brealy, R.A.C.Myers (2000), *Principles of Corporate Finance*, 6th McGraw-Hill series in Finance.