



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
ΠΜΣ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ**

**ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟΥ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑΤΟΣ
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ**

**ΘΕΜΑ : ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ ΜΕ ΤΗ ΧΡΗΣΗ ΔΕΙΚΤΩΝ
ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ SHARPE ΚΑΙ TREYNOR.**

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ : Γ. ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ

ΜΕΛΗ ΕΠΙΤΡΟΠΗΣ : Χ.ΣΤΕΦΑΝΑΔΗΣ, Ν.ΕΓΓΛΕΖΟΣ.

ΟΝΟΜΑΤΕΠΩΝΥΜΟ ΦΟΙΤΗΤΗ : ΕΥΑΓΓΕΛΙΑ-ΕΥΣΤΑΘΙΑ ΜΑΝΟΥΣΑΡΙΔΟΥ

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Η παρούσα διπλωματική εργασία έχει ως θέμα το φαινόμενο του Ιανουαρίου με τη χρήση δεικτών αποτελεσματικότητας Sharpe και Treynor (The January effect). Εξετάζουμε, λοιπόν, την πιθανότητα ο μήνας Ιανουάριος να εμφανίζει υψηλότερες θετικές αποδόσεις σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες σε 4 συγκεκριμένες χώρες. Επιλέξαμε 4 Ευρωπαϊκές χώρες με κριτήριο την οικονομική κατάσταση την οποία παρουσιάζουν. Επιλέξαμε τη Γερμανία, την Αγγλία, την Ιταλία και την Ελλάδα. Χωρίσαμε το εξεταζόμενο διάστημα σε δύο υποδιαστήματα, το ένα από 1/1/1993 έως 31/7/2007 πριν το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης και το άλλο από 1/8/2007 έως την 31/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν επηρέασε την ύπαρξη ή μη του φαινομένου του Ιανουαρίου στις συγκεκριμένες χώρες.

Τα δεδομένα τα οποία λάβαμε υπόψη μας είναι οι μηνιαίες αποδόσεις των Γενικών Δεικτών των χωρών που εξετάζουμε (DAX30, FTSE100, FTSEMIB και GD), καθώς και οι μηνιαίες τιμές των δεικτών αποτελεσματικότητας Sharpe και Treynor για το εξεταζόμενο 20ετές διάστημα.

Με τη χρήση δύο μεθοδολογιών καταλήξαμε στα ίδια αποτελέσματα. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν εμφανίζεται να υπάρχει καθόλου για κανένα από τα δύο υποδιαστήματα για τις χώρες Γερμανία και Ιταλία. Για την Αγγλία καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι για το διάστημα από **1/1/1993-31/7/2007** δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου, ενώ για το διάστημα από **1/8/2007-31/12/2012** φαίνεται να προκύπτει στατιστικά σημαντική η αρνητική απόδοση του Γενικού Δείκτη της Αγγλίας κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες. Για την Ελλάδα καταλήξαμε στο ότι για το διάστημα πριν το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης από **1/1/1993- 31/7/2007** εμφανίζεται το φαινόμενο του Ιανουαρίου, ενώ φαίνεται να μην υπάρχει ή να έχει εξαλειφθεί κατά το διάστημα από **1/8/2007-31/12/2012** μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης.

Λέξεις- Κλειδιά : Φαινόμενο του Ιανουαρίου, Εποχικότητα, Seasonality, January effect, market anomalies, turn of the year effect, performance measures Sharpe & Treynor, FTSE100, DAX30, FTSEMIB, AGI.

Ευχαριστίες :

Εκφράζω τις θερμές ευχαριστίες μου προς όλους τους καθηγητές του Μεταπτυχιακού Προγράμματος Χρηματοοικονομική Ανάλυση για Στελέχη του Τμήματος Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής για τις γνώσεις που μου μετέδωσαν, τους διδακτορικούς φοιτητές Σαμαρτζή Παναγιώτη και Μαλαφούρη Βασίλη για τη βοήθειά τους και ιδιαίτερα προς τον κ.Γεώργιο Σκιαδόπουλο για την πολύτιμη βοήθειά του, προς τον επιβλέπων καθηγητή μου κ. Γεώργιο Διακογιάννη για τη συνεχή καθοδήγηση και υποστήριξη του όλους αυτούς τους μήνες και την οικογένεια μου για την υπομονή και υποστήριξη τους σε όλη τη διάρκεια των σπουδών μου.

Ευαγγελία Μανουσαρίδου

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΠΡΟΛΟΓΟΣ	2
Κεφάλαιο 1 ^ο : Εισαγωγή	6
Κεφάλαιο 2 ^ο : Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς και η θεωρία χαρτοφυλακίου.....	10
2.1 Επενδύσεις και αγορές χρήματος και κεφαλαίου	10
2.2 Παραδοσιακή και Σύγχρονη Θεωρία Διαχείρισης Χαρτοφυλακίου	23
2.3 Μορφές διαχείρισης χαρτοφυλακίου	33
2.4 Συνεκτίμηση απόδοσης- Κινδύνου	37
2.5 Η υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών και η αποτίμηση των μετοχών	47
2.6 Εκτίμηση αποτελεσματικότητας χαρτοφυλακίων με τη χρήση δεικτών ...	62
2.7 Αντίλογος στην υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς	87
Κεφάλαιο 3 ^ο : Εμπειρικές Μελέτες – Επισκόπηση της βιβλιογραφίας για το Φαινόμενο του Ιανουαρίου	91
3.1 Εισαγωγή.....	91
3.2 Μελέτες του Φαινομένου του Ιανουαρίου που αφορούν την Αγορά στις ΗΠΑ	93
3.3 Μελέτες του Φαινομένου του Ιανουαρίου για την Αγορά εκτός των ΗΠΑ	202
3.4 Μελέτες του Φαινομένου του Ιανουαρίου για την Ελληνική αγορά	211
3.5 Σύνοψη προηγούμενων μελετών	225
Κεφάλαιο 4 ^ο : Δεδομένα & Μεθοδολογία	228
Κεφάλαιο 5 ^ο : Εμπειρική Ανάλυση- Αποτελέσματα	249
5.1 Αποτελέσματα φαινομένου του Ιανουαρίου για την Γερμανία.....	249
5.2 Αποτελέσματα φαινομένου του Ιανουαρίου για την Αγγλία.....	289

5.3 Αποτελέσματα φαινομένου του Ιανουαρίου για την Ιταλία	325
5.4 Αποτελέσματα φαινομένου του Ιανουαρίου για την Ελλάδα	362
5.5 Σύνοψη Αποτελεσμάτων	400
Κεφάλαιο 6 ^ο : Συμπεράσματα- Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα	402
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ	404
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	429

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1^ο : ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Μια αυξανόμενη σειρά από έρευνες έχουν διαπιστώσει ότι η μέση απόδοση των μετοχών κατά το μήνα Ιανουάριο είναι υψηλότερη σε σχέση με οποιοδήποτε άλλο μήνα μέσα στο έτος και ιδιαίτερα κατά τις πρώτες πέντε ημέρες διαπραγμάτευσης του Ιανουαρίου. Αυτή η ανωμαλία της εποχικότητας της αγοράς είναι γνωστή στη βιβλιογραφία ως Φαινόμενο του Ιανουαρίου. Με τον όρο ανωμαλία νοείται ένα γεγονός που δεν μπορεί να ερμηνευτεί από την επικρατούσα θεωρία και συγκεκριμένα στην περίπτωση των μετοχών δεν μπορεί να ερμηνευτεί από τη θεωρία των αποτελεσματικών αγορών. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου συνδέεται με το φαινόμενο του μεγέθους, καθώς σύμφωνα με τη βιβλιογραφία είναι ένα φαινόμενο που παρατηρείται στις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές.

Το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι ίσως το πιο γνωστό παράδειγμα από τις ανωμαλίες της αγοράς. Οι μετοχές και κυρίως αυτές των μικρών εταιρειών έχουν εμφανίσει αφύσικα υψηλές αποδόσεις κατά το μήνα Ιανουάριο που ξεπερνούν το μέσο όρο αποδόσεων ολόκληρου του έτους. Εάν όμως η ανωμαλία αυτή είναι εκμεταλλεύσιμη και εάν οι αγορές είναι αποτελεσματικές, θα περιμέναμε το φαινόμενο να εξαλείφεται μετά το πέρα του χρόνου. Το εντυπωσιακό όμως είναι ότι το φαινόμενο παραμένει το ίδιο έντονο εδώ και δεκαετίες.

Το φαινόμενο του Ιανουαρίου πρωτοεισάχθηκε στην ακαδημαϊκή βιβλιογραφία από τον Wachtel το 1942 και επανήλθε στο προσκήνιο από τους Rozeff και Kinney το 1976. Η έρευνά τους έγινε για τις ΗΠΑ την περίοδο 1907-1974 εξετάζοντας το δείκτη NYSE. Τα αποτελέσματα της έρευνάς τους ήταν η εύρεση υψηλών αποδόσεων το μήνα Ιανουάριο. Στα ίδια πλαίσια κινήθηκε και η έρευνα του Donald Keim (1983) εξετάζοντας μετοχές για το διάστημα 1963-1979. Ο Keim ήταν αυτός που έδωσε το όνομα στο φαινόμενο "January Effect".

Στα ίδια αποτελέσματα κατέληξαν οι έρευνες των Gultekin & Gultekin (1983) με εξεταζόμενη χώρα πάλι την Αμερική, καθώς επίσης και οι Tinic και West (1984) με εξεταζόμενη περίοδο 1935-1982.

Το 1987, οι Nassir και Mohammad εξετάζοντας την Μαλαισία φαίνεται να επιβεβαιώνουν την ύπαρξη του φαινομένου στην χώρα τους. Το ίδιο κάνει και ο Balaban (1995) για την Τουρκία. Το 1993 οι Jorion και Haugen εξετάζοντας τον NYSE (1926-

1993) δείχνουν ότι το φαινόμενο επικρατεί στις μετοχές των μικρών εταιρειών και όχι σε αυτές των μεγάλων γεγονός στο οποίο συμφωνεί και ο Riepe (1998) ο οποίος όμως προσθέτει ότι το January Effect παρουσιάζει πτωτική τάση για την περίοδο 1993-1997.

Τέλος, οι έρευνες στην Ελλάδα από τους Fountas και Segredakis (2002) και Koutianoudis & Wang (2003) μελετώντας τον ASE έδειξαν ισχυρή ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου.

Πολλές θεωρίες αναπτύχθηκαν προκειμένου να εξηγήσουν τους λόγους για τους οποίους εμφανίζεται το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Η πιο σημαντική από αυτές είναι η υπόθεση του “year-end tax-loss selling”, όπου σύμφωνα με αυτήν οι επενδυτές στο τέλος του χρόνου πουλάνε τις ζημιογόνες μετοχές τους προκειμένου να αντισταθμίσουν τα κέρδη σε άλλες και να μειώσουν έτσι τη φορολογική τους επιβάρυνση- υποχρέωση. Έπειτα, κατά τις πρώτες πέντε ημέρες διαπραγμάτευσης του Ιανουαρίου αγοράζουν πάλι τις ίδιες μετοχές ή και άλλες. Η κίνησή τους αυτή οδηγεί σε αύξηση των τιμών των μετοχών κατά το μήνα Ιανουάριο και κατ’ επέκταση και των αποδόσεών τους. Με αυτόν τον τρόπο, πετυχαίνουν οι τιμές των μετοχών, στις οποίες παρουσιάζονται κεφαλαιακές ζημιές, να πέφτουν κατά το μήνα Δεκέμβριο και να αυξάνονται πάλι κατά το μήνα Ιανουάριο. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου, λοιπόν, είναι ένα φαινόμενο των μικρής κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεων, καθώς αυτές είναι που έχουν μεγαλύτερη διακύμανση στην τιμή της μετοχής τους.

Άλλοι πιθανοί λόγοι εμφάνισης του φαινομένου του Ιανουαρίου σύμφωνα με τη βιβλιογραφία είναι οι πωλήσεις των μετοχών που υπο απέδωσαν προκειμένου να βελτιωθεί η γενικότερη εικόνα των χαρτοφυλακίων στα οποία έχουν επενδύσει θεσμικοί επενδυτές, τακτική γνωστή ως window-dressing, οι πωλήσεις των ζημιογόνων μετοχών στο τέλος του έτους προκειμένου να αυξήσουν τα απαραίτητα μετρητά για τις χριστουγεννιάτικες διακοπές, οι πωλήσεις των ζημιογόνων μετοχών για να εξασφαλιστούν τα bonus των διαχειριστών χαρτοφυλακίων.

Άλλοι πάλι υποστηρίζουν ότι αφορά τις ερευνητικές εκθέσεις του τέλους του έτους σχετικά με την μικρής κεφαλαιοποίησης αγορά, η οποία μπορεί να κάνει αυτές τις μετοχές ελκυστικές προκειμένου να επιτύχει την τοποθέτηση μεγάλων κεφαλαίων.

Επειδή τελικά τέτοιες κινήσεις στις αρχές Ιανουαρίου ωθούν τις τιμές των μετοχών προς τα κάτω, χωρίς κάτι τέτοιο να δικαιολογείται από τα θεμελιώδη στοιχεία των μετοχών, οι

κυνηγοί κέρδους (bargain hunters) τις αγοράζουν άμεσα και έτσι επιτυγχάνουν την άνοδο των τιμών των συγκεκριμένων μετοχών για το υπόλοιπο του Ιανουαρίου. Αφού η επίδραση του Ιανουαρίου έγινε ευρέως γνωστή στο κοινό, το φαινόμενο έχει αρχίσει να γίνεται όλο και λιγότερο έντονο, χωρίς όμως να έχει εκλείψει και εντελώς, ενώ παρατηρείται μια στροφή προς το μήνα Δεκέμβριο, οδηγώντας πιθανόν στην εμφάνιση νέων φαινομένων (December effect).

Η παρούσα διπλωματική εργασία προσπαθεί να απαντήσει στο ερώτημα της ύπαρξης ή μη του φαινομένου του Ιανουαρίου στη Χρηματιστηριακή Αγορά της Γερμανίας, της Αγγλίας, της Ιταλίας και της Ελλάδας για τα διαστήματα από 1/1/1993-31/7/2007 όπου και θεωρείται ότι ξέσπασε η χρηματοπιστωτική κρίση και από 1/8/2007-31/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης με τη χρήση δύο μεθοδολογιών. Επομένως, εξετάζεται η περίπτωση εμφάνισης υψηλών αποδόσεων κατά τον πρώτο μήνα του χρόνου στις συγκεκριμένες Χρηματιστηριακές αγορές. Ο συνδυασμός δύο μεθοδολογιών, μιας παλαιότερης και μιας νεότερης, καθώς και ο έλεγχος της ύπαρξης του φαινομένου του Ιανουαρίου στις συγκεκριμένες 4 Ευρωπαϊκές χώρες, όπου είναι δύο χώρες που βρίσκονται σε καλή οικονομική κατάσταση και δύο χώρες που αντιμετωπίζουν σοβαρά προβλήματα, στα δύο υποδιαστήματα προ και μετά κρίσης, δεν έχει επιχειρηθεί στο παρελθόν και αυτό καθιστά την παρούσα εργασία ενδιαφέρουσα.

Οι **περιορισμοί** τους οποίους αντιμετωπίσαμε ήταν αρχικά ο αριθμός των χωρών που εξετάσαμε, καθώς και το εξεταζόμενο χρονικό διάστημα. Επιλέξαμε 4 Ευρωπαϊκές χώρες με κριτήριο την οικονομική κατάσταση την οποία παρουσιάζουν σύμφωνα με επίσημα στοιχεία για διάστημα 20 ετών. Επίσης, περιοριστήκαμε στο να εξετάσουμε την ύπαρξη ή μη του φαινομένου του Ιανουαρίου και όχι την ύπαρξη οποιουδήποτε άλλου φαινομένου (π.χ. του φαινομένου του Δεκεμβρίου, Νοεμβρίου και οποιουδήποτε άλλου μήνα). Επίσης, δεν επεκτείναμε την έρευνά μας στις χώρες στις οποίες διαπιστώθηκε η ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου στο να δούμε τους λόγους που το προκαλούν, καθώς και την έκταση της επίδρασης της χρηματοπιστωτικής κρίσης πάνω σε αυτό. Επιπροσθέτως, τα δεδομένα τα οποία χρησιμοποιήσαμε ήταν οι Γενικοί Δείκτες της εκάστοτε Χρηματιστηριακής Αγοράς και όχι Δείκτες μικρής, μεσαίας ή μεγάλης κεφαλαιοποίησης, επομένως δεν κατέστη εφικτός ο συνδυαστικός έλεγχος που γίνεται

και στη βιβλιογραφία του φαινομένου του μεγέθους των επιχειρήσεων με το φαινόμενο του Ιανουαρίου προκειμένου να επαληθεύσουμε την αλληλεπίδραση που έχει αποδειχθεί ότι υπάρχει μεταξύ τους.

Το κεφάλαιο 1^ο αποτελεί την εισαγωγή της παρούσας διπλωματικής εργασίας. Αρχικά, γίνεται μια παρουσίαση του θέματος της εργασίας, μια ιστορική αναδρομή για το πότε ξεκίνησε να μελετάται, καθώς και κάποια από τα συμπεράσματα προηγούμενων μελετών. Εν συνεχεία, αναφέρονται ο σκοπός της παρούσας εργασίας, καθώς και οι περιορισμοί τους οποίους αντιμετωπίσαμε.

Στο κεφάλαιο 2^ο αναφερόμαστε στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου από το Υπόδειγμα του Markowitz και την έννοια της αποτελεσματικής αγοράς μέχρι τον αντίλογο της υπόθεσής αυτής. Στο κεφάλαιο 3^ο αναφερόμαστε σε προηγούμενες μελέτες που έχουν γίνει για το φαινόμενο του Ιανουαρίου για τις ΗΠΑ, για Αγορές εκτός των ΗΠΑ, αλλά και για την Ελληνική Χρηματιστηριακή Αγορά.

Στο κεφάλαιο 4^ο αναφερόμαστε στις πηγές προέλευσης των δεδομένων που χρησιμοποιήσαμε και τη μεθοδολογία που ακολουθήσαμε προκειμένου να μελετήσουμε το φαινόμενο του Ιανουαρίου για τις χρηματιστηριακές αγορές των Γερμανία, Αγγλία, Ιταλία και Ελλάδα.

Το κεφάλαιο 5^ο αναφέρεται στην εμπειρική ανάλυση, καθώς και στα αποτελέσματα στα οποία καταλήξαμε. Ολοκληρώνεται με τα συνολικά συμπεράσματα, καθώς και με μια σύγκριση αυτών μεταξύ των χωρών, αλλά και με το τι αναφέρει η βιβλιογραφία.

Το κεφάλαιο 6^ο αναφέρεται συνοπτικά στα συμπεράσματα της διπλωματικής εργασίας και παρατίθενται προτάσεις για μελλοντική περαιτέρω έρευνα πάνω στο θέμα του φαινομένου του Ιανουαρίου.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2^ο : Η ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΗΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ ΚΑΙ Η ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

2.1 Επενδύσεις και αγορές χρήματος και κεφαλαίου

2.1.1 Τι είναι επένδυση

Επένδυση ορίζεται ως μια δέσμευση χρημάτων ή άλλων παραγωγικών πόρων σήμερα (ή σε μια άλλη χρονική στιγμή) σε αναμονή κάποιου κέρδους ή οφέλους στο μέλλον (ή μια άλλη μεταγενέστερη στιγμή). Για παράδειγμα, επένδυση αποτελεί η αγορά μετοχών μιας εταιρείας σε αναμονή κάποιας απόδοσης στο μέλλον που θα δικαιολογεί τόσο το χρόνο που δεσμεύονται τα χρήματα του επενδυτή όσο και τον κίνδυνο που αναλαμβάνει λόγω μιας δυσμενούς μεταβολής της τιμής της μετοχής. Ο χρόνος και ο κίνδυνος αποτελούν δυο κύρια χαρακτηριστικά που προσδιορίζουν την αξία της επένδυσης και συνδέονται άμεσα την έννοια του κόστους ευκαιρίας. Το κόστος ευκαιρίας αποτελεί την απόδοση που μπορεί να λάβει ένας επενδυτής από την πραγματοποίηση μιας άλλης επένδυσης για το ίδιο χρονικό διάστημα και με τα ίδια χαρακτηριστικά κινδύνου.

Οι επενδύσεις πραγματοποιούνται είτε σε φυσικά **κεφαλαιουχικά αγαθά**, όπως για παράδειγμα είναι η κατασκευή ενός εργοστασίου, η απόκτηση γης, η αγορά μιας μηχανής, ενός κτιρίου, είτε σε **χρεόγραφα**, όπως είναι οι μετοχές και τα ομόλογα. Αντίθετα με ένα χρεόγραφο που αποτελεί ένα απλό χαρτί ή μια ηλεκτρονική καταχώρηση, τα κεφαλαιουχικά αγαθά έχουν υλική υπόσταση και καθορίζουν τις παραγωγικές ικανότητες μιας οικονομίας και τον πλούτο της. Αυτή η κατηγορία των επενδύσεων ενδιαφέρουν κυρίως επιχειρήσεις ή το κράτος. Αλλά όμως και τα απλά νοικοκυριά κατέχουν ένα σημαντικό ποσοστό από αυτές, όπως κτίρια και διαρκή αγαθά.

Οι επενδύσεις στα χρεόγραφα αποτελούν απαιτήσεις στα κέρδη ή στα εισοδήματα των εταιρειών ή του κράτους που τα εκδίδει. Μέσω αυτών οι κάτοχοι ή επενδυτές έχουν συμμετοχή στα κέρδη μιας εταιρείας χωρίς κατ' ανάγκη να είναι ιδιοκτήτες της. Επίσης, αγοράζοντας τα οι επενδυτές μπορούν να μεταφέρουν εισόδημα από σήμερα σε μια μελλοντική περίοδο. Με τον τρόπο αυτό οι επενδυτές διαχειρίζονται τα επίπεδα της σημερινής και της μελλοντικής τους κατανάλωσης. Οι εταιρείες ή το

κράτος χρησιμοποιούν τα έσοδα από την πώληση των χρεογράφων αυτών για να καλύψουν τις επενδυτικές τους ανάγκες σε κεφαλαιουχικά αγαθά.

2.1.2 Είδη χρεογράφων

Τα χρεόγραφα μπορούμε να τα κατατάξουμε σε τρεις ευρύτερες κατηγορίες. Τα χρεόγραφα σταθερού χρήματος, τις μετοχές και τα παράγωγα προϊόντα .

Χρεόγραφα σταθερού εισοδήματος (Fixed income securities): Στην κατηγορία αυτή των χρεογράφων ανήκουν οι **ομολογίες** που εκδίδονται από το κράτος (government bonds) ή τις επιχειρήσεις (Corporate bonds) για την χρηματοδότηση των χρεών τους .Τα περιουσιακά στοιχεία αυτά υπόσχονται στον κάτοχό τους ένα συγκεκριμένο, γνωστό εισόδημα κατά την ημερομηνία της λήξης τους που αναφέρεται ως ονομαστική αξία ή κατά τη διάρκεια της ζωής τους , που είναι γνωστό ως κουπόνια. Τα εισοδήματα αυτά δεν είναι απολύτως εγγυημένα. Αν η κυβέρνηση ή η επιχείρηση που τα εκδίδει χρεοκοπήσει, τότε υπάρχει πιθανότητα οι απαιτήσεις των κατόχων των χρεογράφων αυτών να μην εκπληρωθούν. Ο κίνδυνος αυτός είναι γνωστός ως κίνδυνος πτώχευσης (default risk).Όμως , για τα κρατικά ομόλογα ή αυτά εύρωστων επιχειρήσεων ο κίνδυνος αυτός είναι πολύ μικρός, σχεδόν μηδενικός. Για τον λόγο αυτό και δε λαμβάνεται υπόψη πολλές φορές στην ανάλυση.

Τα ομόλογα που εκδίδονται από την κυβέρνηση μπορούν να διαχωριστούν στις ακόλουθες υποκατηγορίες. Τα **έντοκα γραμμάτια δημοσίου(Treasury Bills)** και τα **κρατικά ομόλογα(Treasury Bonds)**. Τα γραμμάτια δημοσίου έχουν βραχυχρόνια περίοδο λήξης, συνήθως μέχρι ένα χρόνο. Κατά την διάρκεια της ζωής τους, αυτά δεν πληρώνουν κουπόνια. Η απόδοση ενός εντόκου γραμματίου δημοσίου μπορεί εύκολα να υπολογιστεί από τη διαφορά της υποσχόμενης τιμής λήξης του και την τρέχουσα τιμή της αγοράς του. Αυτές οι αποδόσεις τείνουν να μεταβάλλονται , ανάλογα με τις μεταβολές των επιτοκίων και του πληθωρισμού. Για

Την κατηγορία αυτή των χρεογράφων συνήθως υπάρχουν οργανωμένες με μεγάλη ρευστότητα ,καθώς οι κυβερνήσεις ανά τακτά διαστήματα κατά την διάρκεια του έτους εκδίδουν τα γραμμάτια αυτά για να καλύψουν τις ταμειακές τους ανάγκες. Τα κρατικά

ομόλογα διαφέρουν από τα γραμμάτια δημοσίου καθώς αποτελούν χρεόγραφα με ημερομηνία λήξης μεγαλύτερης του ενός έτους. Τα ομόλογα μπορούν να εκδοθούν για περιόδους πέντε δέκα ετών ή ακόμα και μεγαλύτερου επενδυτικού ορίζοντα.. Κατά τη διάρκεια της ζωής τους καταβάλουν κουπόνια , όπως σε ετήσια ή εξαμηνιαία βάση. Αν δεν καταβάλλουν κουπόνια , όπως τα έντοκα γραμμάτια, αυτά αναφέρονται ως κρατικά **ομόλογα με μηδενικό κουπόνι (zero coupon bonds)**. Ένα άλλο χαρακτηριστικό που μπορεί να ξεχωρίσει τα κρατικά ομόλογα από τα γραμμάτια δημοσίου είναι ότι, για κάποια κατηγορία αυτών, η κυβέρνηση μπορεί να έχει το δικαίωμα της εξαγοράς τους πριν την ημερομηνία λήξης τους. Η κατηγορία των ομολόγων αυτών αναφέρεται ως **εξαγοράσιμα ομόλογα (callable bonds)** .Για να έχει το δικαίωμα αυτό η κυβέρνηση θα πρέπει να πωλήσει τα ομόλογα αυτά σε μικρότερες τιμές σε σχέση με τα μη εξαγοράσιμα ομόλογα (non callable bonds), που έχουν την ίδια ημερομηνία λήξης. Η διαφορά αυτή αντιπροσωπεύει την τιμή που πρέπει να καταβάλλει η κυβέρνηση στον κάτοχο ενός εξαγοράσιμου ομόλογου έναντι του δικαιώματος προαίρεσης που διαθέτει. Τα ομόλογα τα οποία εκδίδονται από τις εταιρείες είναι ανάλογα με αυτά που εκδίδονται από την κυβέρνηση , αλλά όμως μπορούν να πάρουν πολλές μορφές .Αυτά γενικά αναφέρονται ως **εταιρικά ομόλογα**. Οι κυριότερες κατηγορίες είναι τα **στεγαστικά ομόλογα(mortgage bonds)** και τα **μετατρέψιμα ομόλογα (convertible bonds)**. Τα **στεγαστικά ομόλογα(mortgage bonds)** καλύπτουν τους κατόχους τους με το δικαίωμα της κατοχής ή της πώλησης περιουσιακών στοιχείων της εταιρείας που τα εκδίδει , αν δεν καταβληθούν τα κουπόνια κατά τη διάρκεια ζωής τους ή το υποσχόμενο εισόδημα κατά την ημερομηνία λήξης τους. Τα **μετατρέψιμα ομόλογα (convertible bonds)** δίνουν στους κατόχους τους το δικαίωμα ανταλλαγής ομολόγων με μετοχές της εταιρείας στην ημερομηνία λήξης τους.

Τα εταιρικά ομόλογα ταξινομούνται από δυο επενδυτικούς οίκους : τον Standard & Poor's και τον Moody's σύμφωνα με την πιστοληπτική ικανότητα της εταιρείας που τα εκδίδει, τη θέση της στον κλάδο που ανήκει και τη χρηματοοικονομική της κατάσταση. Ως παράδειγμα , στο Πίνακα που ακολουθεί δίνουμε την κλίμακα κατάταξης που χρησιμοποιεί η Standard & Poor's και αντίστοιχα η Moody's. Χρησιμοποιώντας τη κλίμακα του οίκου Standard & Poor's, ένα ομόλογο που ταξινομείται ως AAA δείχνει ότι

η εταιρεία που το εκδίδει έχει πολύ μεγάλη δυνατότητα να καταβάλει τα κουπόνια και την ονομαστική αξία του ομολόγου στους κατόχους του. Αντίθετα ένα ομόλογο που ταξινομείται ως C σημαίνει ότι η εταιρεία που το εκδίδει έχει πολύ μικρό βαθμό αξιοπιστίας και επομένως, ο βαθμός πιθανής πτώχευσης είναι σημαντικός. Οι παραπάνω διαφορές στην ταξινόμηση των ομολόγων μεταφράζονται στην αγορά με μικρότερες τιμές αγοράς για τα ομόλογα που κατατάσσονται στην κατηγορία C σε σχέση με εκείνα που κατατάσσονται στην AAA. Αυτό συμβαίνει επειδή τα ομόλογα της κατηγορίας C αποτελούν πιο επικίνδυνες επενδυτικές επιλογές και επομένως, οι τιμές τους θα πρέπει να ενσωματώνουν υψηλότερο ποσοστό κινδύνου.

ΠΙΝΑΚΑΣ: Κατάταξη ομολόγων σύμφωνα με τη Standard & Poor's και τη Moody's

Κλίμακα	S&P	Moody's
	AAA	Aaa
Πολύ υψηλή αξιοπιστία	AA	Aa
	A	A
Υψηλή Αξιοπιστία	BBB	Baa
	BB	Ba
Μέτρια αξιοπιστία	B	B
	CCC	Caa
	CC	Ca
Μικρή αξιοπιστία	C	C
	D	D

Μετοχές εταιρειών: Η μετοχή μιας εταιρείας παρέχει δικαίωμα στον κάτοχό της για τα εναπομείναντα κέρδη και περιουσιακά στοιχεία της εταιρείας μετά την ικανοποίηση των απαιτήσεων των κατόχων άλλων χρεογράφων που έχει εκδώσει αυτή, όπως είναι τα ομόλογα ή άλλες πηγές χρέους της . Σε αντίθεση με τα ομόλογα, οι αποδόσεις μιας μετοχής είναι αβέβαιες. Για κάποια χρονική περίοδο, οι αποδόσεις αυτές προσδιορίζονται από τα μερίσματα (εισόδημα) που καταβάλλει η εταιρεία στους μετόχους της(αν καταβάλλει) και τη μελλοντική αγοραία τιμή της μετοχής. Τελευταία επηρεάζεται από τα κέρδη και τις προοπτικές της εταιρείας στον κλάδο ή την οικονομία που ανήκει. Αν η εταιρεία είναι δυναμική και παρουσιάζει πολύ καλές προοπτικές. τότε οι κάτοχοι των μετοχών μπορεί να πραγματοποιήσουν πολύ υψηλές αποδόσεις σε σχέση με τα ομόλογα ή οποιοδήποτε άλλο περιουσιακό στοιχείο. Αντίθετα , αν η εταιρεία δεν είναι εύρωστη, τότε οι κάτοχοι μετοχών μπορούν να υποστούν ζημιές, καθώς η εταιρεία μπορεί να μην καταβάλει μέρισμα ή η αγοραία τιμή της μετοχής, να έχει υποχωρήσει αρκετά στο μέλλον.. Τις μετοχές μπορούμε να τις διακρίνουμε σε δυο κατηγορίες: Τις **προνομιούχες** και τις **κοινές**. Η διαφορά μεταξύ των κατηγοριών αυτών έγκειται στο δικαίωμα που έχει ο κάτοχος μιας προνομιούχας μετοχής να έχει προτεραιότητα στη διανομή των μερισμάτων της εταιρείας σε σχέση με τους κατόχους κοινών μετοχών.

Παράγωγα προϊόντα: Τα παράγωγα προϊόντα , όπως είναι τα συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης (futures) και τα δικαιώματα προαίρεσης (options), παράγουν ταμειακές ροές που προσδιορίζονται με βάση τις μελλοντικές τιμές άλλων χρεογράφων , όπως είναι οι μετοχές ή τα ομόλογα, τα οποία ονομάζονται υποκείμενα προϊόντα. Ως παράδειγμα, ένα δικαίωμα προαίρεσης αγοράς για μια μετοχή μπορεί να αποδειχθεί χωρίς καμιά αξία , όταν η μελλοντική τιμή της μετοχής είναι κάτω από την τιμή άσκησης της(exercise price).Η τελευταία ορίζεται στο συμβόλαιο ως η τιμή αγοράς της μετοχής σε μια μελλοντική στιγμή. Το δικαίωμα προαίρεσης αγοράς μπορεί να αποδειχθεί ως επικερδές , όταν η τιμή της μετοχής βρεθεί να είναι υψηλότερη της τιμής άσκησης. Μια σημαντική χρήση των παραγώγων είναι η αντιστάθμιση κινδύνου για θέσεις αγοράς ή πώλησης που λαμβάνει ο επενδυτής στα υποκείμενα προϊόντα , όπως είναι οι μετοχές ή άλλα χρεόγραφα. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιούνται ευρέως στις παγκόσμιες κεφαλαιαγορές .Εκτός από ένα χρεόγραφο , το υποκείμενο προϊόν ενός παραγώγου

μπορεί να αποτελεί κάποιο αγαθό (ως παράδειγμα ο χρυσός, το πετρέλαιο ή το σιτάρι) που είναι αντικείμενο διαπραγμάτευσης στις αγορές εμπορευμάτων (commodity markets). Επίσης μπορεί να είναι κάποιο πάγιο περιουσιακό στοιχείο. Σε μια τέτοια περίπτωση, τα παράγωγα προϊόντα ονομάζονται πραγματικά (real options).

2.1.3 Οι αγορές χρήματος και κεφαλαίου

Οι τιμές των χρεογράφων είναι αντικείμενο διαπραγμάτευσης στις χρηματοοικονομικές αγορές (financial markets). Αυτές χωρίζονται στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου. Οι **αγορές κεφαλαίου**, όπου περιλαμβάνονται οι αγορές μετοχών και οι αγορές ομολόγων, χρησιμοποιούνται από τις εταιρείες και τις κυβερνήσεις ως πηγή μακροχρόνιας χρηματοδότησης. Αυτό γίνεται είτε με την έκδοση ομολόγων και διάθεσή τους στο κοινό, είτε με τη διάθεση μετοχών της εταιρείας στο κοινό. Οι **αγορές χρήματος** αποτελούν αγορές για βραχυχρόνιο δανεισμό και παρέχουν ρευστότητα στο χρηματοπιστωτικό σύστημα. Τα πιστοποιητικά καταθέσεων, τα γραμμάτια, οι συμφωνίες προθεσμιακών επιτοκίων, τα δάνεια αποτελούν προϊόντα που είναι αντικείμενο διαπραγμάτευσης σε αυτές τις αγορές από τις τράπεζες και τους χρηματοπιστωτικούς οίκους. Επίσης, σε αυτές τις αγορές συμπεριλαμβάνεται και η αγορά συναλλάγματος, που αποτελεί την αγορά με την μεγαλύτερη ρευστότητα και ημερήσιο όγκο συναλλαγών του κόσμου.

Τις αγορές χρεογράφων μπορούμε να τις ταξινομήσουμε σε δύο κατηγορίες: τις πρωτογενείς (primary) και τις δευτερογενείς (secondary). Στις **πρωτογενείς αγορές** προσφέρονται για πρώτη φορά χρεόγραφα στο κοινό. Στις αγορές αυτές δραστηριοποιούνται εταιρείες επενδύσεων (investment banking firms) οι οποίες παρεμβάλλονται μεταξύ των εταιρειών που προσφέρουν τα χρεόγραφα στην αγορά των δυνητικά αγοραστών των χρεογράφων. Οι εταιρείες αυτές παρέχουν γνώση στις εταιρείες για την κατάσταση της αγοράς, το καλύτερο είδος των χρεογράφων που μπορεί να απορροφηθεί από την αγορά σε κάποια δεδομένη στιγμή και επιπλέον, μπορούν να οργανώσουν δίκτυο από τράπεζες για την πώληση των χρεογράφων στην αγορά και τη συλλογή εσόδων.

Από τη στιγμή που τα χρεόγραφα πουληθούν στην πρωτογενή αγορά, μπορούν στη συνέχεια να διαπραγματεύονται οι επενδυτές στη **δευτερογενή αγορά**. Ο ρόλος της αγοράς αυτής είναι να παρέχει στους επενδυτές ρευστότητα και τη δυνατότητα αλλαγής της κατανομής των επενδύσεων τους μεταξύ των μετοχών και των ομολόγων. Όταν κάποιος επενδυτής αγοράζει και πουλά στη δευτερογενή αγορά, τότε είτε ανταλλάσσει μετοχές σε οργανωμένες αγορές ανταλλαγής(organized exchange markets) είτε σε εξωχρηματιστηριακές (over –the counter, OTC) αγορές. Οι πρώτες αποτελούν κεντρικά οργανωμένες αγορές δημοπρασιών, ενώ οι εξωχρηματιστηριακές αγορές αποτελούν ένα δίκτυο από διαπραγματευτές (dealers) χρεογράφων οι οποίοι παίρνουν θέση σε διαφορετικές μετοχές αγοράζοντας και πουλώντας από τα δικά τους χαρτοφυλάκια.

Η αποτελεσματικότητα των αγορών και ο κίνδυνος

Οι αγορές χρήματος και κεφαλαίου είναι εξαιρετικά ανταγωνιστικές. Αυτό σημαίνει ότι πολύ δύσκολα βρίσκουμε χρεόγραφα στην αγορά που είναι σημαντικά υποτιμημένα (ή υπερτιμημένα), έτσι ώστε η αγορά (ή πώληση) τους να αποδίδει κέρδη πέραν αυτών που προβλέπει η θεωρία και η πρακτική ως ανταμοιβή για τον κίνδυνο που ενέχουν.

Η παραδοχή αυτή είναι γνωστή ως η **υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών** (efficient market hypothesis) χρήματος και κεφαλαίου. Σύμφωνα με αυτή οι τιμές των χρεογράφων αντανακλούν αποτελεσματικά (με μεγάλη ακρίβεια) τις πληροφορίες των αγορών τους. Οι πληροφορίες αυτές είναι κοινές για όλους τους συμμετέχοντες σε αυτές.

Έτσι, κανένας επενδυτής δε διαθέτει κάποιο απόλυτο ή συγκριτικό πλεονέκτημα πληροφόρησης που μπορεί να του αποφέρει υπερβολικά κέρδη από την πρόβλεψη των τιμών των χρεογράφων. Αν υπάρχουν τέτοιες ευκαιρίες, τότε αυτές θα γίνουν άμεσα αντιληπτές από τους επενδυτές με αποτέλεσμα να εξαλειφθούν πολύ γρήγορα και έτσι, η αγορά να βρεθεί σε ισορροπία.

Ερωτήματα που απορρέουν από την παραπάνω συζήτηση προσπαθεί να απαντήσει η χρηματοοικονομική θεωρία. Πώς μετράται ο κίνδυνος ενός χρεογράφου; Από τι εξαρτάται αυτός; Πως μπορεί να εκτιμηθεί και να προβλεφθεί; Είναι προφανές ότι αν ο κίνδυνος αυτός δεν καθοριστεί θεωρητικά και εμπειρικά, τότε οι προβλέψεις της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας των αγορών δε θα έχουν περιεχόμενο. Κάθε πρόβλεψη της αγοράς θα αποτελεί και ευκαιρία αποκόμισης υπερβολικών κερδών.

Ο **κίνδυνος ενός χρεογράφου** συνδέεται με μια δυσμενή μεταβολή της τιμής του στην αγορά δηλ. μια πτώση η οποία θα έχει σαν αποτέλεσμα ο κάτοχός της να χάσει ένα μέρος του ποσού της επένδυσής του. Προφανώς ο κίνδυνος αυτός οφείλεται στο γεγονός ότι οι μελλοντικές τιμές ή αποδόσεις των χρεογράφων είναι αβέβαιες. Αυτές μπορούν να μεταβληθούν προς τα πάνω ή τα κάτω καθώς εξαρτώνται από τις μελλοντικές συνθήκες στην αγορά ή την επιχείρηση. Αυτό ισχύει όχι μόνο για τις αποδόσεις χρεογράφων, αλλά και των επενδύσεων σε κεφαλαιουχικά αγαθά των οποίων οι μελλοντικές ροές είναι επίσης αβέβαιες. Αν οι μελλοντικές τιμές ή οι αποδόσεις των επενδύσεων σε χρεόγραφα ή άλλα περιουσιακά στοιχεία ήταν βέβαιες, τότε δε θα υπάρχει και η ανάγκη να προσδιοριστεί ο κίνδυνος τους.

Η ύπαρξη κινδύνου μιας επένδυσης σε κάποιο περιουσιακό στοιχείο με αβέβαιες ροές θα έχει ως συνέπεια η τρέχουσα (παρούσα) τιμή του στην αγορά να είναι μικρότερη εκείνης όταν ο κίνδυνος εκλείπει. Η μικρότερη αυτή τιμή αγοράς του περιουσιακού στοιχείου επιτρέπει να ενσωματωθεί σε αυτή το ποσοστό κινδύνου. Αυτό αποτελεί την ανταμοιβή του επενδυτή για να αγοράσει το περιουσιακό στοιχείο με τις αβέβαιες αποδόσεις. Από την παραπάνω ανάλυση απορρέει ότι το ποσοστό κινδύνου θα είναι μεγαλύτερο όσο μεγαλύτερη θα είναι και η διακύμανση των μελλοντικών τιμών ή ροών του περιουσιακού στοιχείου. Η πιθανότητα μιας μεγάλης πτώσης της τιμής θα έχει ως συνέπεια ο κάτοχος του περιουσιακού στοιχείου να απαιτεί υψηλότερο ποσοστό κινδύνου για να αγοράσει το στοιχείο. Ένας άλλος παράγοντας που επηρεάζει τον κίνδυνο είναι οι προτιμήσεις των επενδυτών για περιουσιακά στοιχεία με κίνδυνο έναντι αυτών χωρίς κίνδυνο, όπως είναι τα έντοκα γραμμάτια του δημοσίου.

Χαρτοφυλάκια περιουσιακών στοιχείων

Για να μειώσουν τον κίνδυνο της επένδυσης τους, οι επενδυτές δεν κρατούν μεμονωμένα περιουσιακά στοιχεία πχ. μετοχές μιας εταιρείας αλλά **χαρτοφυλάκια** αυτών . Αυτά περιλαμβάνουν μεγάλο αριθμό περιουσιακών στοιχείων που διαφοροποιούνται ως προς τις εταιρείες τους(πχ. μετοχές εταιρείας Χ,Ψ,...) ή τις κατηγορίες τους(πχ. μετοχές ή ομόλογα). Κρατώντας χαρτοφυλάκια αντί μεμονωμένα περιουσιακά στοιχεία παρέχεται η δυνατότητα άμβλυνσης των επιπτώσεων μιας αρνητικής μεταβολής της τιμής μιας μετοχής ή ενός άλλου περιουσιακού του στοιχείου στην τιμή (αξία)του χαρτοφυλακίου συνολικά. Αυτό συμβαίνει επειδή αρνητικές μεταβολές κάποιων από τις τιμές των περιουσιακών στοιχείων εξουδετερώνονται σε σημαντικό βαθμό από τις θετικές κάποιων άλλων. Αυτό θα έχει ως αποτέλεσμα η τιμή ενός χαρτοφυλακίου να μην επηρεάζεται από ακραίες μεταβολές στις αγορές χρεογράφων και έτσι , να ενέχει μικρότερο κίνδυνο σε σχέση με μια επένδυση σε κάποιο μεμονωμένο περιουσιακό στοιχείο.

Γνωστά χαρτοφυλάκια μετοχών αποτελούν εκείνα των ακόλουθων δεικτών :του Dow Jones (DJ) του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης , του FTSE100 (FTSE500) του χρηματιστηρίου του Λονδίνου, του DAX του Γερμανικού χρηματιστηρίου κ.ο.κ. Οι τιμές των δεικτών αυτών αποτελούν τις μέσες τιμές ενός αριθμού μετοχών των αγορών των παραπάνω χωρών. Συνήθως οι τιμές σταθμίζονται με βάση τη συνολική αξία (κεφαλαιοποίηση) τους στην αγορά. Πιο συγκεκριμένα , ο δείκτης DJ υπολογίζεται με βάση τις 30 πρώτες σε κεφαλαιοποίηση μετοχές του χρηματιστηρίου ,ενώ ο FTSE100 στηρίζεται στις 100 πρώτες. Για το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης ένας πιο αντιπροσωπευτικός δείκτης από τον είναι DJ είναι αυτός των Standard & Poor's (S&P 500)που βασίζεται σε 500 μετοχές. Για το Ελληνικό χρηματιστήριο, ο πιο αντιπροσωπευτικός δείκτης είναι ο γενικός δείκτης του χρηματιστηρίου Αθηνών (ASE-Athens Stock Exchange).Αυτός αποτελεί το δείκτη τιμών ολόκληρου του χαρτοφυλακίου μετοχών της Ελληνικής αγοράς. Εκτός από τους δείκτες χρηματιστηρίων εθνικών οικονομιών υπάρχουν και δείκτες της παγκόσμιας αγοράς μετοχών ,όπως είναι ο δείκτης της Morgan Stanley MSCI (Morgan Stanley Capital International).ο δείκτης

αυτός δίνει σταθμική τιμή 50 περίπου δεικτών χρηματιστηριακών αγορών του κόσμου. Τέλος σημειώστε ότι παράλληλα με τους δείκτες χαρτοφυλακίων μετοχών υπάρχουν και αυτοί που αναφέρονται σε χαρτοφυλάκια ομολόγων. Οι πιο γνωστοί από αυτούς είναι οι δείκτες της Merrill Lynch και των Lehman Brothers.

Για τη διαχείριση του κινδύνου των χαρτοφυλακίων και τη μεγιστοποίηση των αποδόσεων τους στην πράξη είναι διαδεδομένες δυο στρατηγικές :η αμυντική και η επιθετική. Η **αμυντική στρατηγική** υποθέτει ότι η αγορά είναι αποτελεσματική και ακολουθεί επενδυτικές πολιτικές σε καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια των οποίων οι αποδόσεις αντανakλούν το ποσοστό κινδύνου που είναι επιθυμητό από τους επενδυτές. Συνήθως πολιτικές αμυντικών στρατηγικών αποτελούν επενδύσεις σε χαρτοφυλάκια που έχουν τις ίδιες αποδόσεις με γνωστούς δείκτες της αγοράς ,όπως αυτοί που αναφέρθηκαν παραπάνω των DJ ή FTSE100.Σύμφωνα με την υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών καμία άλλη επένδυση δεν μπορεί να αποφέρει υψηλότερες αποδόσεις από αυτές των χαρτοφυλακίων των αντιπροσωπευτικών δεικτών. Μάλιστα οι αποδόσεις αυτές θα πρέπει να αντανakλούν το ποσοστό κινδύνου των χαρτοφυλακίων αυτών. Αντίθετα με τις παθητικές , **οι επιθετικές στρατηγικές διαχείρισης χαρτοφυλακίων** θεωρούν ότι η υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών δεν ισχύει. Έτσι αυτές καταφεύγουν στην εύρεση υποτιμημένων ή υπερτιμημένων χρεογράφων στην αγορά ή χαρτοφυλακίων τους που μπορούν να τύχουν εκμετάλλευσης και να αποδώσουν υπερβολικά κέρδη , πέραν αυτών που αποδίδονται στον κίνδυνο.

Εταιρείες επενδύσεων και αμοιβαίων κεφαλαίων

Επειδή η διαχείριση ενός χαρτοφυλακίου χρεογράφων απαιτεί συνεχή ενημέρωση και αναθεώρηση των χρεογράφων , το κόστος της είναι πολύ υψηλό, σχεδόν αδύνατον να αντιμετωπισθεί από ατομικούς επενδυτές. Έτσι, στην αγορά έχουν αναπτυχθεί πολλές εταιρείες επενδύσεων που προσφέρουν μερίδια χαρτοφυλακίων τους στους επενδυτές , όπως είναι οι εταιρείες επενδύσεων χαρτοφυλακίου(unit trusts)και τα αμοιβαία κεφάλαια (mutual funds). Τα δεύτερα αποτελούν περίπου το 90% της αξίας των εταιρειών αυτών.

Οι **εταιρείες επενδύσεων χαρτοφυλακίου** αποτελούν επενδύσεις σε κάποιο χαρτοφυλάκιο του οποίου η διάρθρωση παραμένει σταθερή μέχρι τη λήξη του. Οι περισσότερες εταιρείες επενδύσεων χαρτοφυλακίου περιλαμβάνουν επενδύσεις σε ομόλογα με καθορισμένη ημερομηνία λήξης τα οποία δε φορολογούνται. Οι κάτοχοι των μεριδίων των εταιρειών επενδύσεων χαρτοφυλακίου λαμβάνουν σταθερές ροές εισοδημάτων από τις εταιρείες αυτές μέχρι τη λήξη τους. Στη δε λήξη τους, λαμβάνουν το μερίδιο του κεφαλαίου που τους αναλογεί.

Σε αντίθεση με τα unit trusts, τα **αμοιβαία κεφάλαια** αποτελούν χαρτοφυλάκια ανοικτού ορίζοντα. Οι κάτοχοι μεριδίων τους μπορούν να τα κρατήσουν για πάντα και όταν θελήσουν να τα ρευστοποιήσουν μπορούν να τα πουλήσουν πίσω στις εταιρείες. Κάθε αμοιβαίο κεφάλαιο έχει προκαθορισμένη επενδυτική πολιτική, ή οποία περιγράφεται στη μπροσούρα του. Ως παράδειγμα, αμοιβαία κεφάλαια της αγοράς χρήματος αποτελούνται από βραχυπρόθεσμα έντοκα γραμμάτια του δημοσίου. Από την άλλη μεριά, τα **αμοιβαία κεφάλαια μετοχών** αποτελούν κυρίως χαρτοφυλάκια μετοχών. Αυτά χωρίζονται σε δυο ευρύτερες κατηγορίες: τα αμοιβαία κεφάλαια εισοδήματος (income) και ανάπτυξης (growth). Τα πρώτα αποτελούνται από μετοχές που πληρώνουν μερίσματα σε τακτά διαστήματα, καθώς ο στόχος τους είναι να παρέχουν εισόδημα στους κατόχους μεριδίων τους. Τα δεύτερα δηλαδή της ανάπτυξης, αποτελούνται από μετοχές με σημαντικές προοπτικές ανάπτυξης στο μέλλον και επίτευξης σημαντικών αποδόσεων, παρά παροχής άμεσου εισοδήματος. Τέλος, μια άλλη δημοφιλής ομάδα αμοιβαίων κεφαλαίων είναι αυτά των δεκτών (index funds) και κάποιων συγκεκριμένων κλάδων της οικονομίας (sector funds), όπως είναι οι τηλεπικοινωνίες, η βιοτεχνολογία, ακριβά μέταλλα κ.κ. Τα μεν πρώτα έχουν ως στόχο να αναπαράγουν τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων γνωστών δεικτών της αγοράς, όπως ο S&P500, ενώ τα δεύτερα να αποδώσουν την ανάπτυξη κλάδων της οικονομίας με δυναμική προοπτική.

2.1.4 Επενδυτές στην αγορά

Στη σύγχρονη θεωρία της χρηματοοικονομικής οι **επενδυτές** στην αγορά θεωρούνται ότι μετατρέπουν τις επιθυμίες και τις επιλογές των νοικοκυριών σε επενδύσεις, έτσι ώστε να καλύπτουν τις διαχρονικές τους καταναλωτικές ανάγκες. Για το λόγο αυτό, για ευκολία στην ανάλυση πολλές φορές οι επενδυτές και οι καταναλωτές θεωρούνται ως τα ίδια πρόσωπα. Ακόμα και αν στην πράξη δεν ισχύει η υπόθεση αυτή, υπάρχει σημαντική αντιστοίχιση μεταξύ προτιμήσεων των επενδυτών και των καταναλωτών καθώς οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων, σε διοικητές επιχειρήσεων ή οι επαγγελματίες επενδυτές συνήθως λειτουργούν με βάση τις προτιμήσεις των κατόχων των περιουσιακών στοιχείων που διαχειρίζονται. Μάλιστα για το σκοπό αυτό οι επενδυτικές εταιρείες ή οι επαγγελματίες επενδυτές ελέγχονται από διάφορες ανεξάρτητες αρχές των αγορών, όπως είναι η επιτροπή κεφαλαιαγοράς.

Ανεξάρτητα ποιος είναι ο ρόλος των επενδυτών ή των εταιρειών τους στην αγορά, υπάρχει συμφωνία ότι ο αντικειμενικός τους σκοπός είναι να μεγιστοποιήσουν τις αποδόσεις των χρημάτων που διαχειρίζονται και να αποφύγουν τον κίνδυνο. Όμως κάτω από αβεβαιότητα η επίτευξη και των δυο παραπάνω στόχων ταυτόχρονα είναι αδύνατη. Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, κάθε επένδυση είτε σε χρεόγραφο είτε σε κεφαλαιουχικά αγαθά, ενέχει κάποιο κίνδυνο ο οποίος δεν μπορεί να μηδενιστεί. Επομένως, για να προσδιορίσουμε τους αντικειμενικούς στόχους ενός επενδυτή θα πρέπει να καθορίσουμε τις προτιμήσεις του ανάμεσα στις αποδόσεις των επενδύσεων του και του κινδύνου τους. Η σχέση αυτή μπορεί να μεταβάλλεται μεταξύ των διαφόρων κατηγοριών επενδυτών. Δηλαδή, κάποιοι επενδυτές μπορεί να αποστρέφονται περισσότερο τον κίνδυνο σε σχέση με άλλους, ενώ άλλοι μπορεί να είναι επιρρεπείς ή ουδέτεροι στον κίνδυνο. Εκτός από τις προτιμήσεις τους για τον κίνδυνο ή τις αποδόσεις, ένας άλλος παράγοντας που χαρακτηρίζει τη συμπεριφορά των επενδυτών των επενδυτών είναι οι αντικειμενικοί περιορισμοί που υπόκεινται. Οι περιορισμοί αυτοί μπορούν να αφορούν τη ρευστότητα, το χρονικό ορίζοντα της επένδυσης, τους φόρους και τους ελέγχους των αρχών της αγοράς. Διάφορες κατηγορίες επενδυτών στην αγορά

είναι οι ακόλουθες: ατομικοί επενδυτές, επαγγελματίες επενδυτές, ασφαλιστικά ταμεία, ασφαλιστικές εταιρείες και οι τράπεζες.

2.1.5 Ο ρόλος των αγορών χρήματος και κεφαλαίου στην οικονομία.

Εκτός από τα χρεόγραφα που διαπραγματεύονται στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου υπάρχουν και τα κεφαλαιουχικά αγαθά τα οποία είναι αυτά που προσδιορίζουν και τον πλούτο μιας οικονομίας. Τα χρεόγραφα αποτελούν απαιτήσεις στα κεφαλαιουχικά αγαθά. Ο κύριος ρόλος των χρεογράφων είναι ότι μας επιτρέπουν να διαχειριστούμε καλύτερα τον πλούτο που πηγάζει από τα κεφαλαιουχικά αγαθά της οικονομίας.

Πέρα από την άντληση κεφαλαίων από τις αγορές χρήματος και ομολόγων, μια άλλη σημαντική δυνατότητα προσφέρουν τα χρεόγραφα στους επενδυτές είναι η μεταφορά αγοραστικής δύναμης (και επομένως κατανάλωσης) από το παρόν στο μέλλον και αντίστροφα. Επενδύοντας στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου, μπορούμε να μειώσουμε τη σημερινή μας κατανάλωση έτσι ώστε να αυξήσουμε τη μελλοντική. Αντίθετα δανειζόμενοι από τις αγορές αυτές είμαστε σε θέση να αυξήσουμε περισσότερο τη σημερινή κατανάλωση σε βάρος της μελλοντικής, αν αυτό είναι επιθυμητό. Με αυτό τον τρόπο μπορούμε να επιλέξουμε το επίπεδο της διαχρονικής μας κατανάλωσης μέχρι το τέλος της ζωής μας. Ως παράδειγμα μπορούμε σε περιόδους που έχουμε μεγάλα εισοδήματα να επενδύουμε στις αγορές κεφαλαίου και χρήματος, έτσι ώστε να καλύψουμε τις καταναλωτικές ή άλλες μας ανάγκες σε περιόδους όπου τα εισοδήματά μας θα είναι μικρότερα.

Οι αγορές χρεογράφων επιτυγχάνουν επίσης το διαχωρισμό της διοίκησης από την ιδιοκτησία μιας εταιρείας. Ο διαχωρισμός μπορεί να επιτευχθεί μέσω της αγοράς /πώλησης μετοχών ή της έκδοσης καινούργιων και κρίνεται αναγκαίος για τη δυναμική εξέλιξη μιας εταιρείας. Αυτό συμβαίνει γιατί, για να αναπτυχθεί μια εταιρεία σε μεγάλης κλίμακας παραγωγή, απαιτούνται τεράστια ποσά κεφαλαίου που είναι δύσκολο να διατεθούν από κάποια μεμονωμένα άτομα. Είναι ενδεικτικό ότι υπάρχουν εταιρείες σήμερα (πχ General Electric), που οι μέτοχοι τους υπερβαίνουν το μισό εκατομμύριο.

Για να διοικηθούν οι εταιρείες αυτές επιλέγεται ένα ολιγάριθμο διοικητικό συμβούλιο, το οποίο μπορεί να είναι ανεξάρτητο από τους αρχικούς ιδιοκτήτες της εταιρείας. Το συμβούλιο αυτό μπορεί να αλλάζει ,χωρίς να επηρεάζεται η εύρυθμη λειτουργία της εταιρείας.

Η ύπαρξη αγορών χρήματος ή κεφαλαίου βελτιώνει το επίπεδο ευημερίας του αντιπροσωπευτικού καταναλωτή μιας οικονομίας.

2.2 Παραδοσιακή και Σύγχρονη Θεωρία Διαχείρισης Χαρτοφυλακίου

Η παραδοσιακή διαχείριση χαρτοφυλακίου έχει να κάνει κυρίως με την δημιουργία ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου το οποίο θα απαρτίζεται από μια ευρεία ποικιλία χρεογράφων. Οι διαχειριστές παραδοσιακών χαρτοφυλακίων αποστρέφονται τον κίνδυνο για αυτό και επιθυμούν να επενδύουν σε γνωστές εταιρείες για τρεις λόγους.

Ο πρώτος λόγος είναι ότι επειδή αυτές οι εταιρείες είναι γνωστές στην αγορά ως επιτυχημένες, μια επένδυση σε αυτές θεωρείται λιγότερο επικίνδυνη από την επένδυση σε λιγότερο γνωστές επιχειρήσεις. Ο δεύτερος λόγος είναι ότι οι έμπειροι διαχειριστές, επιδιώκουν να επενδύουν σε μεγάλες εταιρείες επειδή τα χρεόγραφα αυτών των επιχειρήσεων είναι περισσότερο ρευστά και διατίθενται σε μεγάλες ποσότητες.

Ο τρίτος και τελευταίος λόγος έχει να κάνει με το γεγονός ότι οι διαχειριστές των παραδοσιακών χαρτοφυλακίων προτιμούν τις γνωστές εταιρείες επειδή λόγω της φήμης τους είναι ευκολότερο να πείσουν τους πελάτες να επενδύσουν σε αυτές.

Η μοντέρνα θεωρία χαρτοφυλακίου, χρησιμοποιεί αρκετά βασικά στατιστικά μέτρα για την ανάπτυξη ενός σχεδίου για το χαρτοφυλάκιο. Η στατιστική διαφοροποίηση αποτελεί σημαντικό παράγοντα στην επιλογή χρεογράφων για την δημιουργία ενός χαρτοφυλακίου.

2.2.1 Ο κίνδυνος

Ο κίνδυνος ορίζεται ως η απόκλιση του πραγματοποιηθέντος αποτελέσματος από μια μέση αναμενόμενη αξία. Κίνδυνος μπορεί επίσης να θεωρηθεί η πιθανότητα να υπάρξει ζημία ή κέρδος από την επένδυση σε κάποιο περιουσιακό στοιχείο .Οι πιθανότητες να υπάρξει κέρδος ή ζημία είναι μεγάλες ή μικρές ανάλογα με το βαθμό κινδύνου που

σχετίζετε μια συγκεκριμένη επένδυση. Άλλωστε κάθε επένδυση στηρίζεται στην προσδοκία της απόδοσης. Η απόδοση μιας επένδυσης μπορεί να είναι είτε η πρόσθετη εισροή εισοδήματος, είτε η κεφαλαιακή απόδοση. Έτσι, άλλες επενδύσεις προσφέρουν πρόσθετο κεφάλαιο και άλλες πιθανή ανατίμηση του επενδυσμένου κεφαλαίου. Στην δεύτερη κυρίως περίπτωση η μελλοντική απόδοση δεν είναι εκ των πρότερων γνωστή. Πρέπει να διαχωρίσουμε την αναμενόμενη από την πραγματοποιούμενη απόδοση. Η αναμενόμενη απόδοση ισοδύναμη με τον αποδεχόμενο κίνδυνο.

Ο κίνδυνος εκφράζει την αβεβαιότητα ότι η πραγματοποιούμενη απόδοση δεν θα είναι ίση με την αναμενόμενη απόδοση. Εάν δεν υπήρχε αβεβαιότητα δεν θα υπήρχε και κίνδυνος.

Τα χαρακτηριστικά του κινδύνου είναι ο χρόνος και η μεταβλητότητα. Ο κίνδυνος είναι αυξανόμενη συνάρτηση του χρόνου. Όσο περισσότερο είναι το κεφάλαιο επενδυσμένο τόσο είναι μεγαλύτερος ο κίνδυνος το κεφάλαιο να υποστεί ζημία. Οι επενδύσεις που δεν έχουν σταθερές αποδόσεις στο χρόνο πάντα είναι επικίνδυνες. Υπάρχει η άποψη από κάποιους ότι οι μακροχρόνιες θέσεις σε τίτλους ακόμα και σαν τις μετοχές είναι πάντα αποδοτικές σωρεύτηκα στο τέλος της περιόδου επένδυσης. Υπάρχει και η άποψη ότι οι μακροχρόνιες αποδόσεις μπορεί να έχουν θετική απόδοση για το επενδυσμένο κεφάλαιο αλλά βραχυχρόνια μπορεί να υποστούν σοβαρές ζημιές.

2.2.2 Απόδοση χρεογράφων

Απόδοση αποδίδεται ως το κέρδος που αποκομίζει ένας επενδυτής μέσα σε μια χρονική περίοδο μεταξύ του χρόνου $t-1$ και του χρόνου t . Τα στοιχεία που αποτελούν την απόδοση είναι η διαφορά της τιμής που παρουσιάζεται μεταξύ των δύο περιόδων και το μέρος που καταβάλλεται στην περίοδο t .

Ως χρονικό διάστημα μπορεί να θεωρηθεί η ημέρα, η εβδομάδα, ο μήνας κτλ.

Υπολογίζοντας την απόδοση δύο χρεογράφων, η σύγκριση τους είναι αντικειμενικότερη όταν αυτή βασίζεται σε ποσοστά πάνω στην αρχική επένδυση μέσα στην χρονική περίοδο.

Συνεπώς η σχέση που θα μας δώσει την απόδοση σχηματίζεται ως εξής:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{D_t}{P_{t-1}} \quad (1)$$

Όπου : R_t = η απόδοση στη χρονική περίοδο, P_t = η τιμή του χρεογράφου στη χρονική στιγμή t , P_{t-1} = η τιμή του χρεογράφου την χρονική στιγμή $t-1$, D_t = το καταβαλλόμενο μέρισμα την χρονική στιγμή t .

Το πρώτο τμήμα της σχέσης (1) είναι γνωστό ως κεφαλαιακή απόδοση και προέρχεται από την διαχρονική εξέλιξη της τιμής του χρεογράφου. Η εξέλιξη αυτή μπορεί να είναι θετική, αρνητική ή ακόμα και μηδέν. Το δεύτερο τμήμα είναι γνωστό ως μερισματική απόδοση, η οποία εξαρτάται από την πολιτική της εταιρείας, η οποία δεν είναι γνωστή εκ των προτέρων.

Από την μελέτη της σχέσεως (1) είναι φανερό ότι η απόδοση του χρεογράφου δεν είναι βέβαιη.

Για την μέση ημερήσια (ή εβδομαδιαία ή μηνιαία κτλ.) απόδοση ενός χρεογράφου χρησιμοποιούμε τον τύπο:

$$R_t = \frac{R_1 + R_2 + R_3 + R_4 + R_5 + \dots + R_t}{t} \quad (2)$$

2.2.3 Το υπόδειγμα του Markowitz

Το μοντέλο Markowitz, παρά τις όποιες αδυναμίες του, αποτέλεσε τη βάση για τη λεγόμενη "**Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου**". Μια δημοσίευση στην εφημερίδα "Journal of Finance" το 1952 τάραξε τα νερά στο χώρο της διαχείρισης χαρτοφυλακίου και δημιούργησε μια νέα εποχή και ένα νέο τρόπο σκέψης στην χρηματιστηριακή πρακτική.

Ο Η. Markowitz κατέληξε σε κάποια συμπεράσματα , τα οποία αποτέλεσαν την ύλη του βιβλίου του που εκδόθηκε το 1959 και είχε τίτλο "Portfolio Selection".

Βήμα 1^ο : Επιλογή Χαρτοφυλακίου

Ο Η. Markowitz παρουσίασε ένα υπόδειγμα (μοντέλο) κατασκευής αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Βασική ιδέα του μοντέλου είναι η επιλογή ενός «άριστου» χαρτοφυλακίου που αποτελείται από μετοχές ή από άλλες επενδύσεις που εμπεριέχουν κίνδυνο, το οποίο προσφέρει στον επενδυτή την καλύτερη δυνατή **σχέση κινδύνου – απόδοσης**.

Σύμφωνα με το Markowitz ο μέσος επενδυτής, προσπαθεί και να μεγιστοποιήσει την αναμενόμενη απόδοση και να ελαχιστοποιήσει τον κίνδυνο.

Βήμα 2^ο : Η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου

Ξεκινώντας από τον τύπο:

$$\text{Αναμενόμενη απόδοση } (r_t) = \frac{W_1 - W_0}{W_0} \quad (3)$$

όπου : W_0 = το κεφάλαιο που επενδύθηκε στην αρχή της περιόδου, W_1 = το κεφάλαιο που θα αποδοθεί στο τέλος της περιόδου

κατέληξε ότι το τελικό κεφάλαιο εξαρτάται από την άγνωστη απόδοση μιας μετοχής το r_p , άρα οι τιμές των μετοχών είναι τυχαίες μεταβλητές και σαν τέτοιες μπορούν να περιγραφούν από την αναμενόμενη τιμή τους (μέση απόδοση) και την τυπική τους απόκλιση (κίνδυνος). Στην στατιστική η αναμενόμενη απόδοση μιας τυχαίας μεταβλητής περιγράφεται από την τυπική απόκλιση της μεταβλητής ή της διακύμανσης της μεταβλητής.

Αναμενόμενη απόδοση : $\bar{r}_p = E(\bar{r})$

Τυπική απόκλιση απόδοσης $\sigma^2 = \text{Var}(\bar{r})$

Σύμφωνα με το Markowitz αφού δύο μετοχές μπορούν να συγκριθούν εξετάζοντας την αναμενόμενη απόδοση και την τυπική απόκλιση καθεμιάς, το ίδιο μπορεί να γίνει και για δύο χαρτοφυλάκια. Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου θα υπολογίζεται σαν μέσος σταθμικός των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών που το αποτελούν και η

τυπική απόκλιση ή η διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου θα είναι ίση με την συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών που το αποτελούν.

Συνεπώς,

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n E(R_i) \cdot w_i \quad (4)$$

όπου : $E(R_p)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου, w_i = η αξία που έχει επενδυθεί σε κάθε μετοχή i , $E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i , n = ο αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο.

Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου περιλαμβάνει το κίνδυνο του κάθε μεμονωμένου χρεογράφου που περιέχει, καθώς επίσης και τις σταθμικές διακυμάνσεις των αποδόσεων όλων των ζευγαριών των χρεογράφων που περιέχει.

Όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός των χρεογράφων που περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο, τόσο μεγαλύτερη είναι η σχετική βαρύτητα της μέσης διακύμανσης των αποδόσεων των χρεογράφων.

Οι παράγοντες που καθορίζουν το κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου είναι:

- α. οι διακυμάνσεις των αποδόσεων κάθε χρεογράφου
- β. οι συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων μεταξύ των χρεογράφων που περιέχονται στο χαρτοφυλάκιο
- γ. οι σταθμίσεις που έχει το κάθε χρεόγραφο (δηλαδή το ποσοστό της αξίας του χαρτοφυλακίου που έχει επενδυθεί στο χρεόγραφο αυτό).

Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου μετριέται με την τυπική απόκλιση σ_p της κατανομής πιθανοτήτων της συνολικής αποδοτικότητας του και εκφράζεται με τον εξής τύπο :

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j} \quad (5)$$

Όπου: ρ_{ij} = ο συντελεστής συσχέτισης των δύο χρεογράφων i, j , σ_i, σ_j = οι τυπικές αποκλίσεις των δύο χρεογράφων i, j , w_i, w_j = τα ποσοστά συμμετοχής των δύο χρεογράφων i, j .

Εξετάζοντας τους παράγοντες που καθορίζουν τη διακύμανση της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου έχουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

1. είναι φανερό ότι όσο μεγαλύτερες είναι οι διακυμάνσεις απόδοσης των επί μέρους χρεογράφων τόσο πιο ριψοκίνδυνο θα καθίσταται το χαρτοφυλάκιο.
2. οι τιμές που μπορεί να λάβει ο συντελεστής συσχέτισης κυμαίνονται μεταξύ $-1 \leq \rho \leq +1$. Όσο πιο μικροί είναι οι συντελεστές τόσο πιο βέβαιη (σταθερή) είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου.
3. όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός των χρεογράφων που συμμετέχει στο χαρτοφυλάκιο, τόσο μειώνεται ο κίνδυνος του.
4. οι διαφορετικές συνθέσεις του χαρτοφυλακίου από τα ποσοστά συμμετοχής προκαλούν διαφορετικά αποτελέσματα τα οποία καθορίζουν και την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου.

Φτάνοντας στο συμπέρασμα ότι ο κίνδυνος μειώνεται όσο αυξάνονται τα χρεόγραφα σε ένα χαρτοφυλάκιο. Εάν υπάρχουν N χρεόγραφα, μπορούν να γίνουν άπειροι συνδυασμοί μεταξύ τους και να σχηματιστούν άπειρα χαρτοφυλάκια. Ο επενδυτής για να καταλήξει στο ιδανικό για εκείνον χαρτοφυλάκιο δεν χρειάζεται να εκτιμήσει όλα τα χαρτοφυλάκια χάρη στο Θεώρημα των Αποτελεσματικών Συνδυασμών. Τα χαρτοφυλάκια αυτά λέγονται αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια.

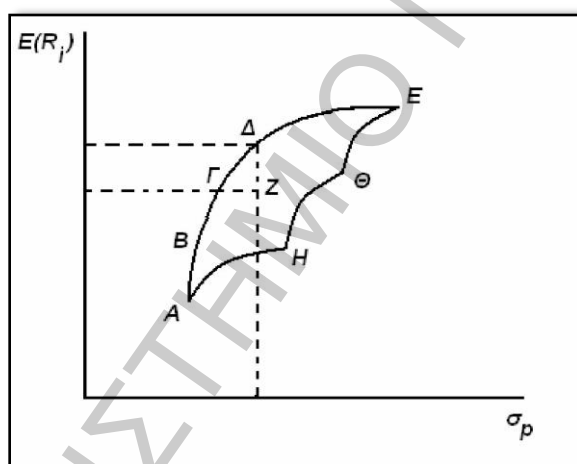
Επομένως, αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο λέγεται εκείνο το οποίο σε δεδομένο επίπεδο κινδύνου παρέχει τη μεγαλύτερη απόδοση και σε δεδομένη απόδοση έχει το μικρότερο κίνδυνο.

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

- α. του προσφέρει την μέγιστη προσδοκώμενη απόδοση για διάφορα επίπεδα κινδύνου και
- β. του προσφέρει τον μικρότερο κίνδυνο για διάφορα επίπεδα προσδοκώμενης απόδοσης.

Το σύνολο όλων των δυνατών χαρτοφυλακίων που πληρούν τις πιο πάνω προϋποθέσεις ονομάζεται Σύνορα Αποτελεσματικών Συνδυασμών.

Διάγραμμα 1 : Σύνολο Εφικτών Συνδυασμών



Στο Διάγραμμα 1 σχηματίζονται όλα τα δυνατά χαρτοφυλάκια όπως αυτά διαγράφονται βάση των σχέσεων αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Το σύνολο αυτών των εφικτών συνδυασμών έχει την μορφή ομπρέλας στους άξονες της αναμενόμενης απόδοσης (κάθετος άξονας) και του κινδύνου (οριζόντιος άξονας). Τα σημεία A,B,Γ,Δ,E,Z,H,Θ δείχνουν μερικά από τα χαρτοφυλάκια. Από όλα τα χαρτοφυλάκια πιο αποδοτικά είναι εκείνα που βρίσκονται στο "βορειοδυτικότερο" μέρος της καμπύλης των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων μεταξύ A και E. Όλα τα άλλα χαρτοφυλάκια είναι αναποτελεσματικά. Για παράδειγμα, το Γ χαρτοφυλάκιο υπερέχει του Θ γιατί προσφέρει την ίδια απόδοση με μικρότερο κίνδυνο. Αντίστοιχα, το Δ

χαρτοφυλάκιο υπερέχει του Η γιατί προσφέρει μεγαλύτερη απόδοση στο ίδιο επίπεδο κινδύνου.

Βήμα 3^ο : Επιλογή άριστου χαρτοφυλακίου

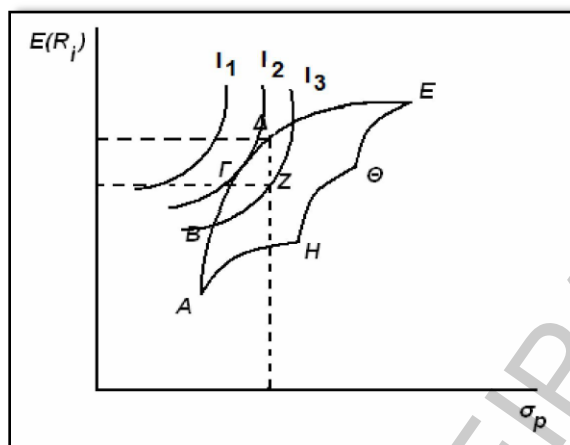
Το υπόδειγμα του Markowitz καθορίζει το αποτελεσματικό σύνολο, δηλαδή το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Το καλύτερο χαρτοφυλάκιο από όλα τα αποτελεσματικά, το οποίο θα πρέπει να διατηρεί ένας επενδυτής λέγεται άριστο ή βέλτιστο χαρτοφυλάκιο (optimal portfolio) και εξαρτάται από τις προτιμήσεις του συγκεκριμένου επενδυτή ως προς την ανταλλαγή μεταξύ απόδοσης και κινδύνου. Οι προτιμήσεις αυτές περιλαμβάνονται στη συνάρτηση χρησιμότητας του κάθε επενδυτή. Επιπλέον, είναι γνωστό ότι υπάρχει μια καμπύλη η οποία απεικονίζει στο χώρο αναμενόμενης απόδοσης-κινδύνου όλα τα σημεία που αντιστοιχούν σ' ένα δεδομένο επίπεδο χρησιμότητας.

Η καμπύλη αυτή παριστάνει τους όρους ανταλλαγής μεταξύ απόδοσης και κινδύνου που απαιτεί ο κάθε επενδυτής και λέγεται καμπύλη αδιαφορίας. Άρα, το άριστο χαρτοφυλάκιο για ένα επενδυτή είναι το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο που έχει τη μεγαλύτερη για τον επενδυτή χρησιμότητα και καθορίζεται από το σημείο στο οποίο εφάπτεται η υψηλότερη καμπύλη αδιαφορίας του με το αποτελεσματικό σύνολο.

Για την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου, ο επενδυτής πρέπει να χαράξει τις δικές του καμπύλες αδιαφορίας, ανάλογα με το μέγεθος του κινδύνου που είναι διατεθειμένος να αναλάβει. Οι καμπύλες αδιαφορίας χαράσσονται στο ίδιο διάγραμμα που έχουν χαραχτεί όλα τα δυνατά χαρτοφυλάκια.

Στο Διάγραμμα 2 το άριστο χαρτοφυλάκιο είναι εκείνο το οποίο βρίσκεται στο "βωρειοδυτικότερο" μέρος και τέμνει την καμπύλη αδιαφορίας που αυτό είναι το χαρτοφυλάκιο Γ και η καμπύλη αδιαφορίας I2.

Διάγραμμα 2 : Σύνολο δυνατών και αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων



2.2.4 Καμπύλες Αδιαφορίας

Είναι η μέθοδος που μπορεί να βοηθήσει στην επιλογή του περισσότερο επιθυμητού χαρτοφυλακίου. Η τελική επιλογή χαρτοφυλακίου εξαρτάται από την διάθεση του επενδυτή να αναλάβει μικρότερο ή μεγαλύτερο κίνδυνο όπως προσδιορίζεται από τις καμπύλες αδιαφορίας του επενδυτή.

Οι καμπύλες αδιαφορίας έχουν τις εξής ιδιότητες:

- α. όλα τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται σε μια δεδομένη καμπύλη αδιαφορίας είναι το ίδιο επιθυμητά από τον επενδυτή,
- β. οι καμπύλες αδιαφορίας είναι παράλληλες,
- γ. κάθε επενδυτής έχει άπειρες καμπύλες αδιαφορίας
- δ. κάθε χαρτοφυλάκιο που βρίσκεται σε μια καμπύλη αδιαφορίας που είναι "περισσότερο βορειοδυτικά" είναι προτιμότερο από κάθε χαρτοφυλάκιο που βρίσκεται "λιγότερα βορειοδυτικά".

2.2.5 Συστηματικός και μη συστηματικός κίνδυνος

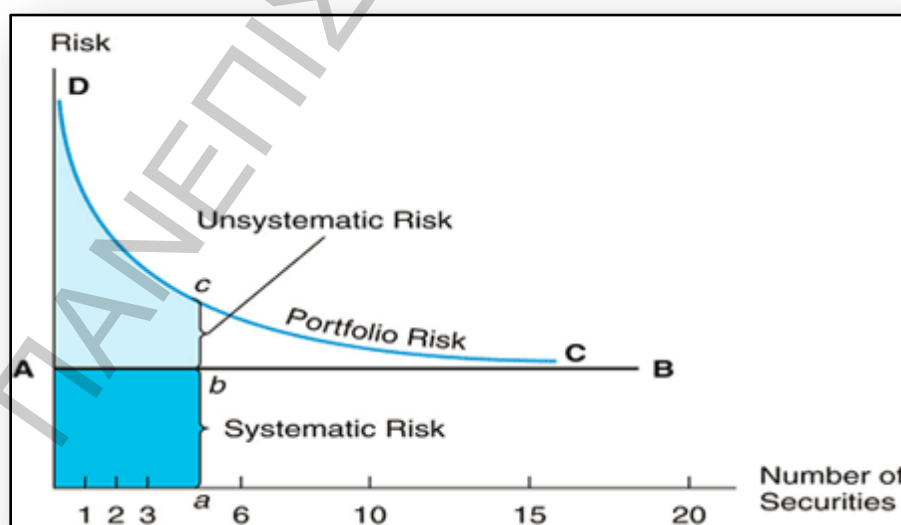
Ο συνολικός κίνδυνος ενός χρεογράφου και κατά συνέπεια ενός χαρτοφυλακίου αποτελείται από δυο τμήματα, τον συστηματικό κίνδυνο και τον μη συστηματικό κίνδυνο.

Ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαλειφεί ή τουλάχιστον το μεγαλύτερο μέρος αυτού να μειωθεί εάν έχουμε ένα χαρτοφυλάκιο με αρκετά χρεόγραφα.

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

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

Διάγραμμα 3 : Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου



2.2.6 Διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου

Διαφοροποίηση Χαρτοφυλακίου είναι η διαδικασία που προβαίνει ένας επενδυτής όταν θέλει να μειώσει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου του, προσθέτοντας σε αυτό χρεόγραφα των οποίων οι αποδόσεις δεν σχετίζονται πλήρως θετικά μεταξύ τους.

2.3 Μορφές διαχείρισης χαρτοφυλακίου

Η διαχείριση χαρτοφυλακίου χαρακτηρίζεται κυρίως από το στυλ του διαχειριστή του και από το βαθμό κυρτότητας του ορίζοντα του χαρτοφυλακίου σε σχέση με το συνολικό κίνδυνο που αναλαμβάνει ο διαχειριστής.

Οι δύο κύριες κατηγορίες επενδυτικών στυλ και φιλοσοφιών είναι:

1. Ενεργητική Διαχείριση (active management)
2. Παθητική Διαχείριση (passive management)

2.3.1 Κριτήρια επιλογής Διαχείρισης

Ένας διαχειριστής για να αποφασίσει ποια διαχείριση θα ακολουθήσει για ένα χαρτοφυλάκιο ελέγχει τα δυο εξής κριτήρια:

1. Βαθμός Σχετικής Αποτελεσματικότητας Αγοράς

Προτιμάται η παθητική διαχείριση όταν υπάρχει υψηλός βαθμός ενώ όταν είναι χαμηλός προτιμάται η ενεργητική διαχείριση.

2. Βαθμός Διαχειριστικής Ικανότητας

Όταν ο διαχειριστής είναι ικανός και έχει μεγαλύτερα οφέλη τότε επιλέγεται η ενεργητική διαχείριση, όταν όμως ο διαχειριστής δεν είναι ικανός προτιμάται η παθητική διαχείριση.

Διάγραμμα 4 : Βαθμός αποτελεσματικότητας και ικανότητα διαχειριστή στην ενεργητική και παθητική διαχείριση

		Βαθμός Αποτελεσματικότητας	
		υψηλή	χαμηλή
Ικανότητα διαχειριστή	υψηλή	ΠΑΘΗΤΙΚΗ έξοδα διαχείρισης υψηλά	ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΗ
	χαμηλή	ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΗ έξοδα διαχείρισης χαμηλά	ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΗ έξοδα διαχείρισης χαμηλά ΠΑΘΗΤΙΚΗ έξοδα διαχείρισης υψηλά

2.3.2 Ενεργητική Διαχείριση

Αναφέρεται σε μια στρατηγική διαχείρισης χαρτοφυλακίου όταν ο διαχειριστής κάνει ειδικές επενδύσεις, με στόχο την καλύτερη απόδοση από ένα δείκτη αναφοράς (benchmark index) των επενδυτών.

Ανάλογα με τους στόχους του χαρτοφυλακίου επενδύσεων που θα δημιουργηθεί, η ενεργητική διαχείριση χρησιμεύει για την δημιουργία μικρότερου κινδύνου από τον δείκτη αναφοράς. Επιδιώκει να εκμεταλλευτεί τυχόν λανθασμένη, άστοχη τιμολόγηση των χρεογράφων και ταυτόχρονα να γίνει πώληση χρεογράφων τα οποία ο διαχειριστής θεωρεί υπερτιμημένα.

Η πλειοψηφία των διαχειριστών δεν έχουν την ικανότητα να πετύχουν θετικό επενδυτικό αποτέλεσμα. Πετυχαίνουν όμως αποδόσεις θετικές που λόγο όμως των πολλών εξόδων διαχείρισης και πληροφόρησης δεν δικαιολογείται η εργασία τους.

2.3.3 Κατηγορίες Επενδυτικών Στυλ Ενεργητικής Διαχείρισης

α. Χρονοδιάγραμμα Αγοράς (Market timing)

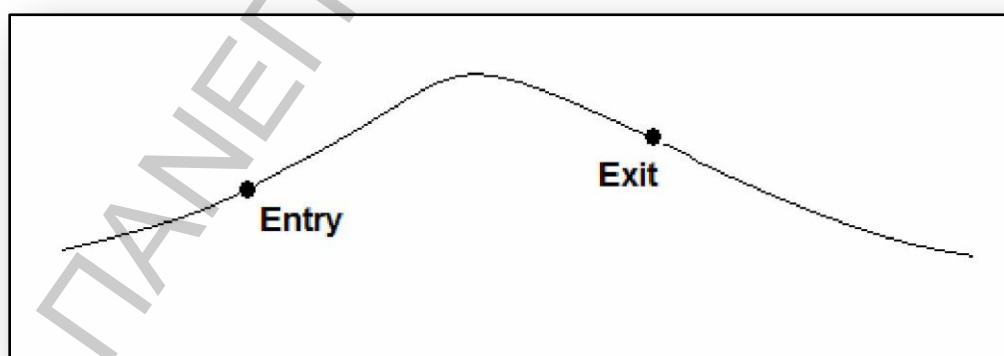
Με διάφορα μέσα τεχνικής ανάλυσης, προβλέπεται πως θα εξελιχθεί η αγορά το αμέσως επόμενο διάστημα. Υπάρχει υψηλός βαθμός κινδύνου, αλλά γίνεται με σκοπό να επωφεληθεί από τις τιμές μετοχών βραχυπρόθεσμα. Η πώληση και η αγορά χρεογράφων πρέπει να γίνει στο σωστό χρόνο.

β. Arbitrage

Εκμεταλλεύεται η κακή τιμολόγηση της αγοράς για ένα συγκεκριμένο στοιχείο ενός χρεογράφου. Το στοιχείο μπορεί να είναι το οικονομικό μέγεθος, η τιμή, ο κίνδυνος του χρεογράφου.

γ. Growth Investment (Επενδύσεις Ανάπτυξης)

Οι διαχειριστές προβλέπουν τις αποδόσεις και δεν εξετάζουν σε ποια τιμή θα αγοράσουν αλλά εξετάζουν να αγοράσουν χαρισματικά χρεόγραφα που είναι υπερτιμημένα που αν και ακριβά έχουν κάποιες αρετές όπως: χρεόγραφα με υψηλούς δείκτες ανάπτυξης, καλό μάρκετινγκ, υψηλές αποδόσεις, αλλά και που θα συνεχίσουν την αναπτυξιακή τους πορεία, θα συνεχίσουν να αποτιμούνται θετικά. Οι κίνδυνοι που προέρχονται είναι να υπάρξει καθυστέρηση στην επένδυση και η θετική αποτίμηση να μην συνεχίσει για αρκετό καιρό, έτσι ώστε να μην προλάβει να υπάρξει η υπερ-ωφέλεια.

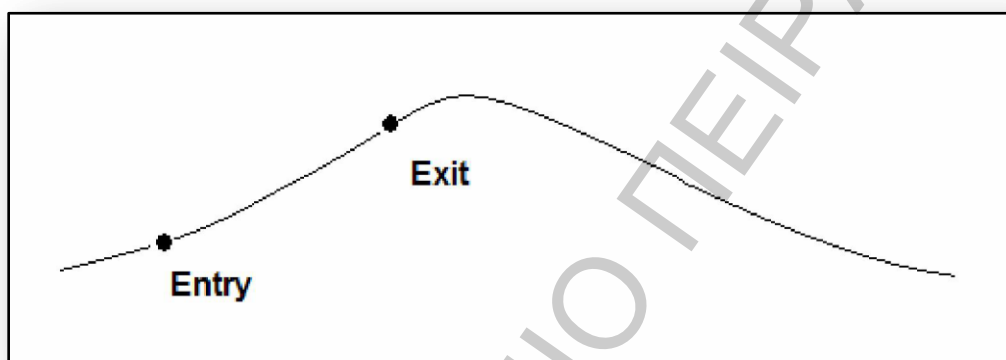


Σε αυτό το στυλ οι διαχειριστές πρέπει να είναι σίγουροι και γρήγοροι στο πότε θα πρέπει να είναι η έξοδος από το χρεόγραφο.

δ. Value Investment (Επενδύσεις Αξίας)

Οι διαχειριστές επιδιώκουν να αγοράσουν χρεόγραφα εκτός επενδυτικής προσοχής τα οποία έχουν μια θεμελιώδη αξία, είναι όμως υπερτιμημένα, αλλά έχουν ταυτόχρονα χαμηλό κόστος που μακροπρόθεσμα ελπίζουν ότι θα αποτιμηθούν θετικά.

Ο κίνδυνος σε αυτό το στυλ είναι να μην αναγνωριστεί αυτή η αξία του χρεογράφου στο ανάλογο χρονικό διάστημα, ώστε να δώσει τη απόδοση που περιμένουν



Σε αυτό το στυλ οι διαχειριστές πρέπει να είναι προσεκτικοί στη είσοδο και αν το χρεόγραφο είναι όντως υποτιμημένο όπως θεωρείται.

2.3.4 Παθητική Διαχείριση

Η παθητική διαχείριση είναι μια στρατηγική στην οποία ο διαχειριστής δημιουργεί ένα χαρτοφυλάκιο προκειμένου να ελαχιστοποιηθεί το κόστος συναλλαγών πληροφόρησης και απασχόλησης. Μια δημοφιλής μέθοδος που χρησιμοποιείται είναι να μιμηθούν την εκτέλεση ενός δείκτη ο οποίος λέγεται δείκτης ταμείου (**index fund**).

Η παθητική διαχείριση είναι η πιο διαδεδομένη στην αγορά μετοχών, αλλά είναι πιο συχνά χρησιμοποιημένη σε άλλες μορφές επενδύσεων όπως ομολόγα (**bonds**) και κεφάλαια κινδύνου (**hedge funds**).

2.4 Συνεκτίμηση απόδοσης- Κινδύνου

2.4.1 Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM)

Κάτω από συνθήκες ισορροπίας στην αγορά μετοχών, η ύπαρξη ενός περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο και του χαρτοφυλακίου αγοράς M προσδιορίζουν μοναδικά ένα σύνορο αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Τα χαρτοφυλάκια αυτά βρίσκονται πάνω στη γραμμή κεφαλαιαγοράς και είναι αποτελεσματικά με την έννοια ότι παρέχουν τη μέγιστη επιπλέον απόδοση \bar{r}_f σε σχέση με εκείνη του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο r_f , δηλαδή $\bar{r}_p - r_f$, ανά μονάδα τυπικής απόκλισης της απόδοσής τους σ_p ή κινδύνου τους όπως αναφέρεται εναλλακτικά.

Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων μας επιτρέπει να υπολογίσουμε τον κίνδυνο ισορροπίας κάθε μετοχής της αγοράς ξεχωριστά σε σχέση με τον κίνδυνο (ή την απόδοση) ισορροπίας του χαρτοφυλακίου της αγοράς M . Αυτό είναι γνωστό ως το υπόδειγμα αποτίμησης της αγοράς (capital asset pricing model- CAPM) και αναφέρεται απλά CAPM. Εκτός από τον υπολογισμό του κινδύνου (ή απόδοση ισορροπίας) μιας μετοχής, το CAPM μας επιτρέπει μεταξύ άλλων να προσδιορίσουμε το κόστος κεφαλαίου μιας επιχείρησης, να κατατάξουμε μετοχές ανάλογα με το μέγεθος του κινδύνου τους ή τέλος, να κατασκευάσουμε χαρτοφυλάκια που αντισταθμίζουν σε κάποιο βαθμό τον κίνδυνο πιθανών ζημιών κατά την αγορά ή πώληση μετοχών λόγω δυσμενών μεταβολών στις τιμές τους.

2.4.2 Το υπόδειγμα αποτίμησης της αγοράς CAPM

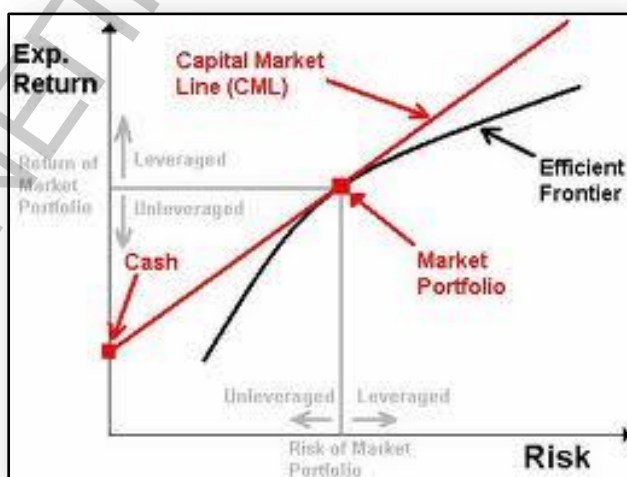
Η μελέτη του υποδείγματος του CAPM βασίζεται στις ιδιότητες του αποτελεσματικού συνόρου χαρτοφυλακίων ή της **γραμμής κεφαλαιαγοράς** r_f M -CML, όταν υπάρχει και περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο. Στο διάγραμμα που ακολουθεί παρουσιάζεται το αποτελεσματικό σύνορο αυτό. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα αυτά, το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, που συμβολίζεται ως M , κάτω από συνθήκες ισορροπίας προσδιορίζεται μοναδικά από το σημείο επαφής της γραμμής CML με το αποτελεσματικό σύνορο των χαρτοφυλακίων όταν δεν υπάρχει το περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο. Κάθε δε αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο P που βρίσκεται στη γραμμή CML, θα έχει την ίδια επιπλέον μέση απόδοση από το επιτόκιο του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο r_f

ανά μονάδα τυπικής απόκλισης του σ_p με εκείνη του χαρτοφυλακίου της αγοράς M , που θα συμβολίζεται ως θ . Δηλαδή θα ισχύει η ακόλουθη σχέση :

$$\frac{\bar{r}_p - r_f}{\sigma_p} = \frac{\bar{r}_M - r_f}{\sigma_M} \equiv \theta \quad (1)$$

Ο λόγος της επιπλέον απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς ανά μονάδα της τυπικής απόκλισης που ορίζεται ως $\theta \equiv \frac{\bar{r}_M - r_f}{\sigma_M}$, θα καλείται στο εξής ως η **τιμή κινδύνου της αγοράς (market price of risk)**. Η τιμή αυτή προσδιορίζεται μοναδικά σε ισορροπία. Οικονομικά, αυτή αποτελεί την επιπλέον αμοιβή του χαρτοφυλακίου της αγοράς M σε σχέση με το περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο που απαιτείται από τους επενδυτές ανά μονάδα τυπικής απόκλισης σ_M , έτσι ώστε να κρατούν το χαρτοφυλάκιο αυτό. Η τιμή θ αναφέρεται επίσης στην αγορά ως **ασφάλιστρο κινδύνου**. Αυτή θα πρέπει να την ξεχωρίζουμε από το **ποσοστό κινδύνου** (ή απλά τον κίνδυνο της αγοράς όπως αναφέρεται διαφορετικά) του χαρτοφυλακίου της αγοράς που ορίζεται ως η επιπλέον μέση απόδοση $\bar{r}_M - r_f$. Αν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς αποτελείται από N μετοχές, τότε η μέση απόδοσή του είναι $\bar{r}_M = \sum_{i=1}^N w_i^M \bar{r}_i$ και η διακύμανσή της απόδοσής του θα είναι $\sigma_M^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i^M w_j^M \sigma_{ij}$.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 5 : Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς



Θεωρώντας την τιμή κινδύνου της αγοράς του χαρτοφυλακίου της αγοράς θ ως δεδομένη και μοναδικά προσδιορισμένη κάτω από τις συνθήκες ισορροπίας, μπορούμε τώρα με βάση αυτή να καθορίσουμε τη μέση απόδοση \bar{r}_i , ή το ποσοστό κινδύνου $\bar{r}_M - r_f$, κάθε μετοχής i του χαρτοφυλακίου της αγοράς ή οποιαδήποτε άλλου αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου P . Για το σκοπό αυτό παρατηρούμε ότι αν $i=\{1,2\}$ αποτελούν τις μετοχές ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου P , τότε οι αποδόσεις τους θα πρέπει να ικανοποιούν τις ακόλουθες δυο σχέσεις για αυτές :

$$\frac{\theta L}{\theta w_1} = w_1 * \sigma_1^2 + w_2 * \sigma_{12} - \lambda^*(\bar{r}_1 - r_f) = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\theta L}{\theta w_2} = w_1 * \sigma_{12} + w_2 * \sigma_2^2 - \lambda^*(\bar{r}_2 - r_f) = 0 \quad (3)$$

Όπου λ αποτελεί τον πολλαπλασιαστή του Lagrange. Οι σχέσεις αυτές μπορούν να γραφούν ως εξής:

$$w_1 * \sigma_1^2 + w_2 * \sigma_{12} = \lambda^*(\bar{r}_1 - r_f) \quad (4\alpha)$$

$$w_1 * \sigma_{12} + w_2 * \sigma_2^2 = \lambda^*(\bar{r}_2 - r_f) \quad (4\beta)$$

Παρατηρώντας ότι οι διακυμάνσεις της απόδοσης του χαρτοφυλακίου P , που ορίζεται ως $r_P = w_1 r_1 + w_2 r_2$, με τις αποδόσεις των μετοχών (1) και (2) γράφονται ως εξής :

$$\sigma_{1P} \equiv \text{Cov}(r_1; r_P) = \text{Cov}(r_1; w_1 r_1 + w_2 r_2) = w_1 \sigma_1^2 + w_2 \sigma_{12} \quad (5)$$

$$\sigma_{2P} \equiv \text{Cov}(r_2; r_P) = \text{Cov}(r_2; w_1 r_1 + w_2 r_2) = w_1 \sigma_{21} + w_2 \sigma_2^2 \quad (6)$$

Οι σχέσεις 4α και 4β μπορούν να γραφούν αντίστοιχα ως ακολούθως:

$$\sigma_{1P} = \lambda^*(\bar{r}_1 - r_f) \quad \text{και} \quad \sigma_{2P} = \lambda^*(\bar{r}_2 - r_f) \quad (7)$$

Διαιρώντας κατά μέλη τις τελευταίες δυο σχέσεις και κάνοντας πράξεις καταλήγουμε στην ακόλουθη σχέση που θα πρέπει να ισχύει ανάμεσα στις μέσες αποδόσεις δυο μετοχών του παραδείγματος:

$$\frac{\bar{r}_1 - r_f}{\sigma_{1p}} = \frac{\bar{r}_2 - r_f}{\sigma_{2p}} = \theta \quad (8)$$

Η σχέση αυτή θα πρέπει επίσης να ισχύει σε κατάσταση ισορροπίας και για κάθε αντιπροσωπευτική μετοχή i του χαρτοφυλακίου της αγοράς M , δηλαδή να έχουμε:

$$\frac{\bar{r}_1 - r_f}{\sigma_{1M}} = \frac{\bar{r}_2 - r_f}{\sigma_{2M}} = \frac{\bar{r}_i - r_f}{\sigma_{iM}} \quad (9)$$

Επίσης, θα πρέπει να ισχύει και για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς M (ή για κάποια μετοχή j που έχει τις ίδιες αποδόσεις με αυτό). Οπότε στην περίπτωση αυτή μπορεί να γραφεί :

$$\frac{\bar{r}_1 - r_f}{\sigma_{1M}} = \frac{\bar{r}_j - r_f}{\sigma_{2M}} = \frac{\bar{r}_M - r_f}{\sigma_M^2} \quad (10)$$

Καθώς αν το περιουσιακό στοιχείο j έχει τις ίδιες αποδόσεις με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, τότε θα ισχύει $\bar{r}_j = \bar{r}_M$ και $\sigma_{jM} = \sigma_M^2$.

Λύνοντας ως προς το ποσοστό κινδύνου της αντιπροσωπευτικής μετοχής « i » $\bar{r}_1 - r_f$ τη σχέση αυτή συνεπάγεται **το υπόδειγμα αποτίμησης της αγοράς** :

$$\bar{r}_1 - r_f = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} (\bar{r}_M - r_f) \quad (11\alpha)$$

$$\bar{r}_1 = r_f + \beta_i (\bar{r}_M - r_f) \quad (11\beta)$$

Όπου ο συντελεστής βήτα (β_i) ορίζεται ως εξής $\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$. Η σχέση (11α) και (11β) αποτελεί το υπόδειγμα καθορισμού της μέσης απόδοσης μιας μετοχής i κάτω από συνθήκες ισορροπίας στην αγορά μετοχών, που αναφέρεται ως CAPM. Το υπόδειγμα αυτό τιμολογεί τη μέση απόδοση μιας μετοχής της αγοράς i , \bar{r}_1 (ή τον κίνδυνο αυτής $\bar{r}_1 - r_f$, σύμφωνα με τη σχέση β, σε σχέση με τη μέση απόδοση της αγοράς \bar{r}_M (ή τον κίνδυνο αυτής $(\bar{r}_M - r_f)$). Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, ο τελευταίος

προσδιορίζεται μοναδικά σε κατάσταση ισορροπίας από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς M, που σύμφωνα με το CAPM αποτελεί το χαρτοφυλάκιο αναφοράς.

Για την καλύτερη ερμηνεία του CAPM, γράφουμε τη σχέση ως εξής:

$$\bar{r}_i = r_f + \left(\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M} \right) \frac{(\bar{r}_M - r_f)}{\sigma_M} = r_f + \left(\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M} \right) \theta \quad (12)$$

Όπου $\theta = \frac{(\bar{r}_M - r_f)}{\sigma_M}$ αποτελεί την τιμή του κινδύνου της αγοράς. Στην παραπάνω μορφή της σχέσης, το CAPM προβλέπει ότι η μέση απόδοση μιας μετοχής i του χαρτοφυλακίου της αγοράς καθορίζεται ως ακολούθως:

Μέση απόδοση μιας μετοχής = Αξία του χρόνου + (βαθμός κινδύνου της μετοχής) X (τιμή κινδύνου της αγοράς) ,

όπου η **αξία του χρόνου** (time value) ισούται με το επιτόκιο της αγοράς r_f και ο **βαθμός (ή το μέγεθος) κινδύνου** (magnitude of risk) της μετοχής ορίζεται ως $\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M}$. Το επιτόκιο

r_f μετρά την αξία του χρόνου, καθώς αυτό αποτελεί τη διαφυγούσα απόδοση αν δεν επενδύσουμε κάποιο χρηματικό ποσό για μια χρονική περίοδο στο επιτόκιο της αγοράς.

Ο λόγος $\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M}$ αποτελεί μέτρο του βαθμού κινδύνου μιας μετοχής, καθώς μέσω της συνδιακύμανσης σ_{iM} , αυτός μετρά τη συνεισφορά της μετοχής i στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς M (που μετράται με βάση την τυπική απόκλιση σ_M). Όσο μεγαλύτερη είναι η συνδιακύμανση σ_{iM} σε σχέση με την τυπική απόκλιση της αγοράς σ_M , τόσο μεγαλύτερος θα είναι και ο βαθμός του κινδύνου της μετοχής i . Αυτό μπορεί να αποδοθεί στο γεγονός ότι, σε μια τέτοια περίπτωση, η μετοχή i δε θα συνεισφέρει σημαντικά στη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Η επένδυση σε μια τέτοια μετοχή θα αυξήσει σημαντικά την έκθεση στον κίνδυνο του επενδυτή και επομένως, θα αυξήσει και την απαίτηση αυτού για μεγαλύτερο ποσοστό κινδύνου ως ανταμοιβή για την αγορά της μετοχής.

Επειδή η τιμή κινδύνου της αγοράς θ είναι δεδομένη σε κατάσταση ισορροπίας της αγοράς, η τελευταία σχέση του CAPM δείχνει ότι ο κίνδυνος μιας μετοχής i : $\bar{r}_i - r_f$

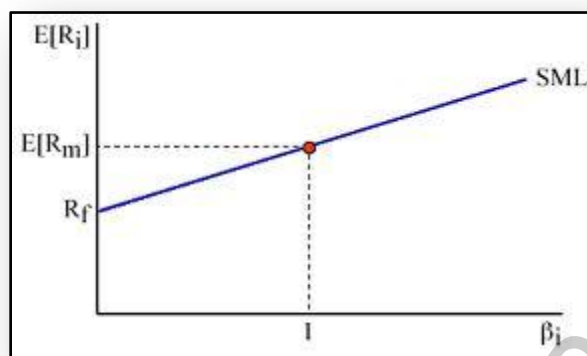
εξαρτάται από το βαθμό κινδύνου $\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M}$ και πιο συγκεκριμένα, από τη συνδιακύμανση της απόδοσης της μετοχής με εκείνη της αγοράς σ_{iM} . Για το λόγο αυτό ο κίνδυνος μιας μετοχής i αναφέρεται στη βιβλιογραφία και ως κίνδυνος συνδιακύμανσης (covariance risk), τονίζοντας έτσι ότι η συνδιακύμανση σ_{iM} αποτελεί την πηγή προέλευσής του.

Αν η συνδιακύμανση σ_{iM} ισούται με το μηδέν (δηλ. $\sigma_{iM} = 0$), τότε με βάση το CAPM θα ισχύει η σχέση $\bar{r}_i = r_f$, που σημαίνει ότι η επένδυση στη μετοχή i δεν ενέχει κανένα κίνδυνο.

Η γραμμή μετοχών της αγοράς

Επειδή ο συντελεστής βήτα του CAPM για μια μετοχή i : $\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$ αντανάκλα το βαθμό κινδύνου, που δίνεται από το λόγο $\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M}$, αυτός χρησιμοποιείται πολύ συχνά στην πράξη για να κατατάσσουμε μετοχές ανάλογα με το μέγεθος κινδύνου τους. Μία τέτοια κατάταξη παρουσιάζεται στο Διάγραμμα 6. Αυτό παρουσιάζει τη σχέση ανάμεσα στη μέση απόδοση μιας μετοχής i , \bar{r}_i , που βρίσκεται στον κάθετο άξονα του διαγράμματος και το συντελεστή β_i που βρίσκεται στον οριζόντιο. Σύμφωνα με τις προβλέψεις του CAPM: $\bar{r}_i = r_f + \beta_i(\bar{r}_M - r_f)$, η σχέση ανάμεσα στις δύο αυτές μεταβλητές \bar{r}_i και β_i αποτελεί μια ευθεία γραμμή που κόβει τον κάθετο άξονα στο σημείο $F(0, r_f)$ και έχει κλίση που ισούται με τον κίνδυνο της αγοράς $\bar{r}_M - r_f$. Στη βιβλιογραφία, η γραμμή αυτή αναφέρεται ως **γραμμή μετοχών της αγοράς** (security market –line-SML). Παρατηρώντας ότι, για $\beta_i = 1.0$, το CAPM προβλέπει ότι $\bar{r}_i = \bar{r}_M$, ένα άλλο σημείο της γραμμής αυτής στο διάγραμμα θα είναι το σημείο M , που αντιπροσωπεύει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και ορίζεται ως $(\beta_i = 1, \bar{r}_M)$. Με βάση αυτό και το σημείο $(0, r_f)$ μπορούμε να ορίσουμε μοναδικά τη θέση SML στο Διάγραμμα 6 που ακολουθεί:

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6: Γραμμή μετοχών της αγοράς (SML)



Με βάση τη γραμμή SML, μπορούμε να κατατάξουμε τις μετοχές της αγοράς στις ακόλουθες τρεις κατηγορίες:

$$\beta_i < 1, \quad \beta_i = 1, \quad \beta_i > 1$$

Οι μετοχές που έχουν συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας (δηλ. $\beta_i > 1$) θεωρούνται ότι αποτελούν μετοχές με μεγαλύτερη έκθεση στο κίνδυνο σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Επομένως, αυτές θα πρέπει να έχουν μεγαλύτερες αποδόσεις σε σχέση με την αγορά όπως, πράγματι, προβλέπει το CAPM, καθώς θεωρούνται ως οι πιο επικίνδυνες επενδύσεις.

Αντίθετα εκείνες που έχουν συντελεστές βήτα $\beta_i < 1$ θα έχουν μικρότερη έκθεση στον κίνδυνο και μικρότερες αποδόσεις σε σχέση με την αγορά. Τέλος, οι μετοχές των οποίων ο συντελεστής βήτα ισούται με τη μονάδα ($\beta_i = 1$) θα έχουν τα ίδια χαρακτηριστικά κινδύνου με την αγορά και επομένως, θα πρέπει να έχουν την ίδια ακριβώς απόδοση με αυτή. Η ταξινόμηση των μετοχών στις τρεις παραπάνω κατηγορίες σύμφωνα με τον συντελεστή βήτα του CAPM μας επιτρέπει να κατασκευάσουμε χαρτοφυλάκια μετοχών τα οποία έχουν μεγαλύτερο ή ίσο μέγεθος κινδύνου με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Αυτά περιλαμβάνουν μετοχές με βήτα $\beta_i > 1$, $\beta_i < 1$, $\beta_i = 1$ αντίστοιχα. Προφανώς, τα χαρτοφυλάκια μετοχών με βήτα $\beta_i > 1$ θα απευθύνονται σε επενδυτές με μικρότερη αποστροφή προς τον κίνδυνο. Αντίθετα

,εκείνα που αποτελούνται από μετοχές με $\beta_i < 1$ θα προτιμούνται από επενδυτές που έχουν πολύ μεγάλη αποστροφή στον κίνδυνο.

Εκτίμηση του συντελεστή βήτα του CAPM

Σύμφωνα με το CAPM, η σχέση ανάμεσα στη μέση απόδοση μιας μετοχής i και εκείνης του χαρτοφυλακίου της αγοράς (ή αντίστοιχα, των επιπέδων κινδύνου τους) καθορίζεται αποκλειστικά από το συντελεστή βήτα β_i . Επομένως, η εκτίμηση αυτού αποτελεί σημαντικό βήμα στην εκτίμηση και τον έλεγχο του υποδείγματος, αλλά και για τις εφαρμογές του.

Για να εκτιμήσουμε το συντελεστή βήτα του CAPM μπορούμε να στηριχθούμε σε ιστορικά στοιχεία για την απόδοση της μετοχής i , $r_{i,t}$, και εκείνης του χαρτοφυλακίου της αγοράς, $r_{M,t}$, για κάποιο δείγμα $t=1,2,\dots,T$ χρονολογικών παρατηρήσεων. Τις χρονολογικές παρατηρήσεις των δυο αυτών μεταβλητών θα τις συμβολίζουμε ως r_{ti} και r_{iM} , αντίστοιχα. Τότε, ο συντελεστής β_i του CAPM για κάποια μετοχή i μπορεί να εκτιμηθεί με βάση την ακόλουθη **παλινδρόμηση χρονολογικών παρατηρήσεων**

$$r_{ti} - r_f = a_i + \beta_i (r_{iM} - r_f) + u_{ti}, \quad t=1,2,\dots,T \quad (13)$$

όπου ο όρος u_{ti} αποτελεί το σφάλμα (διαταρακτικό όρο) της παλινδρόμησης και ο συντελεστής a_i αποτελεί τη σταθερά της. Με βάση τις προβλέψεις του CAPM, ο διαταρακτικός όρος u_{ti} θεωρείται ότι αποτελεί μια μη συστηματική πηγή κινδύνου για τις διακυμάνσεις της απόδοσης της μετοχής i που έχει μέση τιμή $E(u_{ti}) = 0$. Η δε συνδιακύμανσή της με την απόδοση της αγοράς r_{iM} είναι μηδέν, δηλ. $Cov(u_{ti} - r_{iM}) = 0$ εξ ορισμού. Η τελευταία υπόθεση σημαίνει ότι η μεταβλητότητα της απόδοσης της μετοχής i , r_{ti} , που προέρχεται από το διαταρακτικό όρο δε συνδέεται με εκείνη της απόδοσης του χαρτοφυλακίου αγοράς, που είναι συστηματική και αποτιμάται με βάση το CAPM.

Η παραπάνω παλινδρόμηση είναι συνεπής με τις προβλέψεις του CAPM. Αυτό μπορεί να αποδειχθεί εύκολα παίρνοντας την αναμενόμενη τιμή της. Τότε έχουμε

$$E(r_{it}) - r_f = a_i + \beta_i [E(r_{iM}) - r_f] + E(u_{it}) \quad (14)$$

Κάτω από τις υποθέσεις $E(u_{it})=0$ και $a_i=0$, η τελευταία σχέση δίνει τη σχέση του CAPM, $\bar{r}_i = r_f + \beta_i(\bar{r}_M - r_f)$, καθώς $E(r_{it}) = \bar{r}_i$ και $E(r_{iM}) = \bar{r}_M$. Αν και η σταθερά της παλινδρόμησης προβλέπεται να ισούται με το μηδέν (δηλ. $a_i=0$) κάτω από τις υποθέσεις του CAPM, αυτή θα πρέπει να συμπεριληφθεί στην παλινδρόμηση για την εκτίμηση του συντελεστή β_i έτσι ώστε τα κατάλοιπα που προκύπτουν κατά την εκτίμηση αυτής να έχουν μέση τιμή μηδέν.

Ο συντελεστής β_i της παραπάνω παλινδρόμησης του CAPM μπορεί να εκτιμηθεί με βάση τον **εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων** (least squares). Αν το επιτόκιο της αγοράς είναι σταθερό, τότε ο τύπος του εκτιμητή αυτού δίνεται ως ακολούθως:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sum_{t=1}^T (r_{tM} - \widehat{r}_M)(r_{it} - \widehat{r}_i)}{\sum_{t=1}^T (r_{tM} - \widehat{r}_M)^2}, \quad (15)$$

Όπου \widehat{r}_M και \widehat{r}_i αποτελούν τις εκτιμήσεις της μέσης απόδοσης της αγοράς και της μετοχής i , αντίστοιχα, με βάση τις χρονολογικές παρατηρήσεις $t=1,2,\dots,T$ των αποδόσεων r_{it} και r_{tM} του δείγματος. Εύκολα αποδεικνύεται ότι για, μεγάλο δείγμα χρονολογικών παρατηρήσεων, ο παραπάνω εκτιμητής αποτελεί έναν συνεπή εκτιμητή του συντελεστή βήτα του CAPM $\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$.

2.4.3 Η καμπύλη κεφαλαιαγοράς

Σύμφωνα με το υπόδειγμα του C.A.P.M. είναι εύκολο να προσδιοριστεί η σχέση κινδύνου και απόδοσης των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Στα διαγράμματα 7α και 7β παρουσιάζεται γραφικά αυτή η σχέση. Το σημείο M παριστάνει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και το σημείο R_f την απόδοση χωρίς κίνδυνο. Τα άριστα χαρτοφυλάκια βρίσκονται στην ευθεία R_fM και έχουν διαφορετικούς συνδυασμούς κινδύνου και απόδοσης που προκύπτουν από την σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς και του επιτοκίου του ακίνδυνου δανεισμού. Αυτό είναι ένα γραμμικό σύνολο αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων και ονομάζεται Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line) ή CML.

Όλα τα άλλα χαρτοφυλάκια βρίσκονται κάτω από την Γραμμή Κεφαλαιαγοράς, αν και πολύ κοντά σε αυτή και στο διάγραμμα 7β παριστάνονται με κουκίδες.

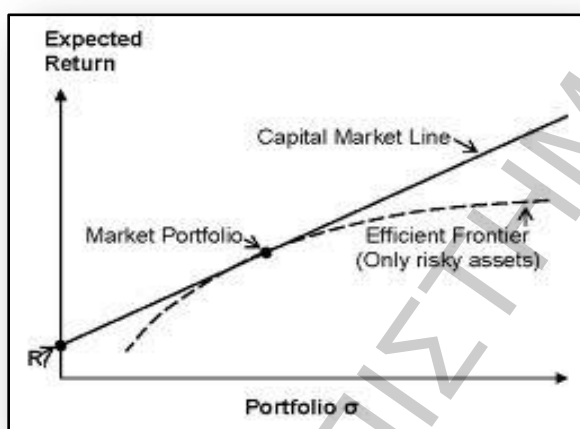
Η κλίση της CML είναι:

$$\frac{R_M - R_f}{\sigma_M - 0} \quad (16)$$

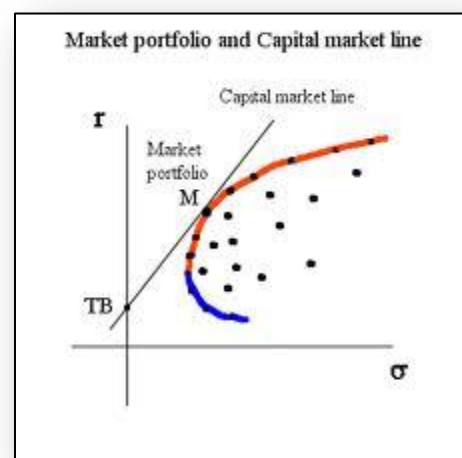
Όπου : $R_M - R_f$ = η διαφορά των αποδόσεων του M και του ακίνδυνου χρεογράφου,
 $\sigma_M - 0$ = η διαφορά των κινδύνων τους.

Διάγραμμα 7 : Η Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (CML)

(α)



(β)



Έτσι κάθε αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο θα έχει αναμενόμενη απόδοση :

$$E(R_i) = R_f + \left(\frac{R_M - R_f}{\sigma_M}\right) \sigma_p \quad (17)$$

Όπου: σ_p = η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου.

Η ισορροπία στην αγορά μπορεί να χαρακτηριστεί από δύο σημαντικά στοιχεία :

- α. τη σταθερά του υποδείγματος CML που είναι η απόδοση χωρίς κίνδυνο και
- β. την κλίση της CML η οποία αναφέρεται σαν " κέρδος ανά μονάδα κινδύνου"

Ακόμα, επειδή η κεφαλαιαγορά είναι ένας θεσμικός χώρος όπου διαπραγματεύονται ο χρόνος και ο κίνδυνος και η τιμή τους προσδιορίζεται από την προσφορά και την ζήτηση, μπορούμε να πούμε ότι η σταθερά στην παραπάνω εξίσωση είναι η τιμή του χρόνου και η κλίση είναι η τιμή του κινδύνου.

2.5 Η υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών και η αποτίμηση των μετοχών.

2.5.1 Εισαγωγή στην υπόθεση της Αποτελεσματικής αγοράς

Η υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών μετοχών ή άλλων περιουσιακών στοιχείων ,που για συντομογραφία αναφέρεται ως ΜΕΗ από την Αγγλική της ορολογία Market Efficiency Hypothesis, αποτελεί μια από τις βασικότερες υποθέσεις της χρηματοοικονομικής .Σύμφωνα με αυτή, κάτω από συνθήκες ισορροπίας οι τιμές των μετοχών στην αγορά θα πρέπει να ενσωματώνουν (ή να αντανακλούν, όπως αναφέρεται διαφορετικά) όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες της αγοράς για τα εν λόγω περιουσιακά στοιχεία ή τον κίνδυνό τους. Οι πληροφορίες αυτές μπορεί να αναφέρονται στις τιμές των περιουσιακών στοιχείων στο παρελθόν, στις σημερινές τιμές θεμελιωδών μεταβλητών ή ακόμα και στην εκ των έσω πληροφόρηση στελεχών των επιχειρήσεων ή οργανισμών όσο αφορά τη μερισματική πολιτική που θα ακολουθήσουν οι επιχειρήσεις ή άλλα επιχειρηματικά νέα.

Με βάση τις προβλέψεις της ΜΕΗ, οι τιμές των μετοχών θα πρέπει να αλλάζουν από χρονική περίοδο σε περίοδο μόνο αν νέες πληροφορίες φθάνουν στην αγορά σχετικά με την οικονομία ή τις επιχειρήσεις τους. Οι μεταβολές αυτές μπορεί να είναι προβλέψιμες στο βαθμό που αντιπροσωπεύουν διαχρονικές αλλαγές στον κίνδυνο των μετοχών,

όπως αυτός αποτιμάται στην αγορά. Αν δε συμβαίνει αυτό και , εκτός από τον κίνδυνο, οι μεταβολές των τιμών των μετοχών εξαρτώνται και από άλλους παράγοντες που είναι προβλέψιμοι ή τουλάχιστον αναγνωρίσιμοι από μερικούς επενδυτές στην αγορά που έχουν καλύτερη πληροφόρηση ,τότε η αγορά των μετοχών δε θα είναι αποτελεσματική. Σε μια τέτοια κατάσταση, χρησιμοποιώντας την κατάλληλη στρατηγική είναι δυνατόν να εκμεταλλευτούμε οικονομικά τις προβλέψεις των μεταβολών των τιμών της αγοράς μετοχών και να επιτύχουμε μεγαλύτερες αποδόσεις ή κέρδη από αυτά που αποτελούν την ανταμοιβή της αγοράς για τον κίνδυνο. Ένα παράδειγμα μιας τέτοιας στρατηγικής είναι η ακόλουθη: να αγοράσουμε σήμερα μια μετοχή αν προβλέπεται μεγαλύτερη άνοδος της τιμής της την επόμενη χρονική στιγμή σε σχέση με τις προβλέψεις ενός υποδείγματος αποτίμησης κινδύνου, όπως είναι το CAPM ή το APT (ή να πουλήσουμε στην αντίθετη περίπτωση, δηλαδή όταν προβλέπεται πτώση της τιμής της).

Θα παρουσιαστούν οι διάφορες οικονομικές ερμηνείες που έχουν δοθεί στην υπόθεση της ΜΕΗ. Στην ανάλυση το ενδιαφέρον επικεντρώνεται σε μετοχές. Επίσης, θα παρουσιαστούν μερικοί από τους βασικούς εμπειρικούς ελέγχους που έχουν προταθεί στη βιβλιογραφία για την αξιολόγησή της. Όπως είναι προφανές από τον ορισμό της ΜΕΗ, οι έλεγχοι αυτοί μπορούν να αποδειχθούν πολύ σημαντικοί για τους επενδυτές ή τους μεσίτες (εμπόρους –traders) μετοχών στην αγορά. Αυτό συμβαίνει γιατί, σύμφωνα με αυτούς, μπορούν να προταθούν επενδυτικές στρατηγικές που μπορούν να αποφέρουν επιπλέον κέρδη από ότι προβλέπει η θεωρία για τις επενδύσεις σε μετοχές.

2.5.2 Η υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών: Βασικοί ορισμοί

Για να παρουσιαστεί ακριβέστερα η **υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών** (ΜΕΗ) και οι εμπειρικοί έλεγχοι που έχουν προταθεί για την αξιολόγησή της, θα ξεκινήσω την ανάλυση με ένα **στατιστικό υπόδειγμα** που έχει προταθεί για να περιγράψει τις προβλέψεις της. Έτσι, θεωρήστε μια μετοχή P . Αν την τιμή αυτή την τρέχουσα χρονική στιγμή t την συμβολίσουμε ως P_t , ενώ την επόμενη στιγμή $t+1$ ως P_{t+1} τότε τις προβλέψεις της ΜΕΗ για την τιμή της μετοχής αυτής μπορούν να περιγραφούν από το ακόλουθο στατιστικό υπόδειγμα:

$$P_{t+1} = \mu + P_t + e_{t+1}, \quad \text{με } E_t(e_{t+1}) = 0, \quad (1)$$

Όπου $E_t(\cdot)$ αποτελεί τον ορισμό της **δεσμευμένης μέσης (αναμενόμενης) τιμής** με βάση το σύνολο των διαθέσιμων πληροφοριών της αγοράς την τρέχουσα χρονική στιγμή t , που θα συμβολίζουμε στο εξής ως I_t και e_{t+1} αποτελεί ένα διαταρακτικό όρο του οποίου οι τιμές είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους, έχουν δεσμευμένη μέση τιμή μηδέν (δηλ. $E_t(e_{t+1}) = 0$) και την ίδια διακύμανση, για όλες τις περιόδους δείγματος. Ο όρος αυτός αποτελεί **ένα τυχαίο σφάλμα** το οποίο δεν είναι δυνατό να προβλεφθεί με βάση το σύνολο πληροφοριών της αγοράς I_t .

Έτσι, εξηγείται οικονομικά γιατί κάτω από τη ΜΕΗ η δεσμευμένη μέση τιμή αυτού θεωρείται ότι θα πρέπει να ισούται με μηδέν.

Το σύνολο των διαθέσιμων πληροφοριών της αγοράς I_t μπορεί να θεωρηθεί ότι περιλαμβάνει διάφορα είδη πληροφοριών. Ως παράδειγμα μπορεί να περιλαμβάνει πληροφορίες για τις τιμές της μετοχής στο παρελθόν, δηλ. αυτό να ορίζεται ως $I_t = \{P_{t-1}, P_{t-2}, P_{t-3}, \dots\}$. Επίσης, μπορεί να περιλαμβάνει τρέχουσες πληροφορίες της αγοράς για ένα αριθμό K οικονομικών μεταβλητών (έστω ότι αυτές συμβολίζονται ως $X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{K,t}$) που πιθανά να επηρεάζουν τις τρέχουσες τιμές της μετοχής. Οι μεταβλητές αυτές μπορούν να αποτελούν μακροοικονομικές ή ειδικότερες μεταβλητές που αναφέρονται σε στοιχεία της επιχείρησης της μετοχής ή τον κλάδο που αυτή ανήκει, όπως είναι τα κέρδη της επιχείρησης, η μερισματική πολιτική της, οι κλαδικές προοπτικές ανάπτυξης κ.ο.κ. Στην περίπτωση αυτή το σύνολο I_t θα γράφεται ως εξής:

$$I_t = \{X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{K,t}\}.$$

Με βάση το εύρος και το είδος πληροφοριών που περιλαμβάνει το σύνολο I_t θα κατατάξουμε την υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών σε τρεις διαφορετικές κατηγορίες: την ασθενή της μορφή, την ημι-ισχυρή και την ισχυρή.

Το υπόδειγμα (1), που χρησιμοποιείται για τον ορισμό της ΜΕΗ αναφέρεται στη βιβλιογραφία ως **τυχαίος περίπατος με σταθερά (random walk with drift)**. Αυτό προβλέπει ότι, πέραν από τη σταθερά μ , που συνδέεται με την απόδοση και τον

κίνδυνο της μετοχής ,η μεταβολή της τιμής της από την τρέχουσα χρονική στιγμή t στην επόμενη $t+1$ δεν μπορεί να προβλεφθεί με βάση το διαθέσιμο σύνολο πληροφοριών της αγοράς I_t .

Αν το μ δεν αλλάζει διαχρονικά ,αυτό σημαίνει ότι οι τιμές των μετοχών θα πρέπει να αλλάζουν μόνο λόγω τυχαίων ή απρόβλεπτων γεγονότων στην αγορά, που αντανακλώνται στο διαταρακτικό όρο. Η αντιστοιχία μεταξύ του υποδείγματος (1) και των προβλέψεων της ΜΕΗ μπορεί να διαπιστωθεί πιο άμεσα , γράφοντας το υπόδειγμα αυτό ως ακολούθως:

$$P_{t+1}-P_t-\mu = e_{t+1} \quad (2)$$

Επειδή η δεσμευμένη μέση τιμή του διαταρακτικού όρου e_{t+1} είναι μηδέν (δηλ $E_t(e_{t+1}) = 0$), παίρνοντας τη δεσμευμένη μέση τιμή $E_t(\cdot)$ της σχέσης (2) συνεπάγεται :

$$E_t (P_{t+1}-P_t-\mu) = E_t(e_{t+1}) = 0 \quad (3)$$

Η τελευταία σχέση δείχνει ότι εκτός από τη σταθερά μ , οι διαχρονικές μεταβολές των τιμών της μετοχής δεν είναι προβλέψιμες με βάση το σύνολο πληροφοριών της αγοράς I_t .

Οι προβλέψεις αυτές του υποδείγματος του τυχαίου περιπάτου αντιστοιχούν σε αυτές της ΜΕΗ και προφανώς οφείλονται στην υπόθεση ότι ο διαταρακτικός όρος αυτού e_{t+1} έχει δεσμευμένη μέση τιμή με βάση το σύνολο I_t ίση με το μηδέν, δηλ. $E_t(e_{t+1}) = 0$. Στα πλαίσια της ΜΕΗ , ο διαταρακτικός όρος e_{t+1} θεωρείται ότι αντανακλά τα νέα που φτάνουν στην αγορά την επόμενη χρονική στιγμή $t+1$ για τη μετοχή. Επομένως, αυτά δεν μπορούν να προβλεφθούν με βάση τις πληροφορίες της αγοράς τη στιγμή t και έτσι έχουμε $E_t(e_{t+1}) = 0$.

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω και θα αποδειχθεί στη συνέχεια ,το προβλεπόμενο μέρος της μεταβολής της τιμής της μετοχής στο υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου(1) δίνεται από τη σταθερά μ και συνδέεται με την απόδοση και τον κίνδυνο της μετοχής. Αν οι συνθήκες στην αγορά δεν αλλάζουν διαχρονικά , ο κίνδυνος αυτός αποτελεί μια σταθερά που μπορεί να αποτιμηθεί βάσει κάποιου υποδείγματος περιουσιακών στοιχείων. Ως παράδειγμα σύμφωνα με το CAMP αυτός καθορίζεται από τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς και το βήτα της μετοχής. Για να δούμε πιο αναλυτικά γιατί η σταθερά μ αποτελεί το προβλεπόμενο μέρος της μεταβολής της τιμής της μετοχής, γράφουμε το υπόδειγμα (1) μεταφέροντας την τιμή P_t στο αριστερό μέρος του ως εξής:

$$\Delta P_{t+1} = P_{t+1} - P_t = \mu + e_{t+1} \quad (4)$$

όπου το ΔP_{t+1} δηλώνει την πραγματική, παρατηρούμενη μεταβολή της τιμής της μετοχής στην αγορά ανάμεσα στις χρονικές περιόδους t και $t+1$.Παίρνοντας τη δεσμευμένη μέση τιμή της παραπάνω σχέσης συνεπάγεται :

$$E_t (\Delta P_{t+1}) = E_t (P_{t+1} - P_t) = \mu, \quad (5)$$

καθώς $E_t(e_{t+1}) = 0$, που δείχνει ότι μ αποτελεί το προβλεπόμενο μέρος της πραγματικής μεταβολής της τιμής της μετοχής από περίοδο σε περίοδο ΔP_{t+1} .Έχοντας ορίσει τη μεταβολή αυτή, μπορούμε στη συνέχεια να διαπιστώσουμε ότι η παρατηρούμενη μεταβολή της τιμής ΔP_{t+1} μπορεί να διασπαστεί σε δυο μέρη: την προβλεπόμενη (αναμενόμενη) μεταβολή $E_t (\Delta P_{t+1})$ (ή μ) και τα νέα της αγοράς :

$$\Delta P_{t+1} = E_t (\Delta P_{t+1}) + e_{t+1} \quad (6)$$

Για να διαπιστώσουμε γιατί η σταθερά μ του υποδείγματος του τυχαίου περιπάτου (ή αναμενόμενη μεταβολή $E_t (\Delta P_{t+1})$) συνδέεται με τον κίνδυνο της μετοχής, διαιρούμε τη σχέση (4) με την τρέχουσα τιμή P_t .Τότε, έχουμε :

$$r_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} = \frac{\mu}{P_t} + \frac{e_{t+1}}{P_t}, \quad (7)$$

Όπου $r_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} = \frac{P_{t+1}}{P_t} - 1$ αποτελεί τον ορισμό της απόδοσης της μετοχής για μια περίοδο, ανάμεσα σε χρονικές στιγμές t και $t+1$. Παίρνοντας τη δεσμευμένη μέση τιμή της παραπάνω σχέσης έχουμε:

$$E_t(r_{t+1}) = \frac{\mu}{P_t} \quad (8)$$

που δείχνει ότι η σταθερά μ συνδέεται με την αναμενόμενη απόδοση της μετοχής, η οποία θα πρέπει να αντανakλά τον κίνδυνο της αγοράς για αυτή. Η απόδοση αυτή θα μπορούσε να προβλεφθεί με βάση κάποιο υπόδειγμα αποτίμησης του κινδύνου, όπως είναι το CAPM ή το APT. Η σχέση (8) δείχνει ότι η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής $E_t(r_{t+1})$ δεν αντιστοιχεί ένα προς ένα με εκείνη της μεταβολής της τιμής $E_t(\Delta P_{t+1})$. Αυτό εξαρτάται και από την τρέχουσα τιμή της μετοχής P_t .

2.5.3 Οι διαφορετικές μορφές της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της αγοράς

Στα προηγούμενα τμήματα δόθηκε ο γενικός ορισμός της ΜΕΗ και αποδείχθηκε ότι οι προβλέψεις αυτής είναι συνεπείς με εκείνες του στατιστικού υποδείγματος του τυχαίου περιπάτου όσο αναφορά τις μεταβολές στις τιμές των μετοχών. Επίσης, αναφέρθηκε ότι η ΜΕΗ μπορεί να διαφοροποιηθεί ανάλογα με το εύρος των πληροφοριών που θεωρείται ότι περιλαμβάνει το σύνολο των πληροφοριών της αγοράς I_t . Η διαφοροποίηση αυτή έχει μεγάλη σημασία για τους ελέγχους που μπορούν να εφαρμοστούν στην πράξη για την αξιολόγηση της ΜΕΗ. Στη βιβλιογραφία έχουν παρουσιαστεί τρεις διαφορετικές μορφές της ΜΕΗ ανάλογα με τις πληροφορίες του συνόλου I_t .

Η ασθενής (weak) μορφή της ΜΕΗ υποστηρίζει ότι οι τιμές μιας μετοχής αντανakλούν όλες τις διαθέσιμες κοινές πληροφορίες της αγοράς για τις τιμές αυτής στο παρελθόν. Στην περίπτωση αυτή, το σύνολο των πληροφοριών της αγοράς ορίζεται ως εξής: $I_t = \{$

P_{t-1} , P_{t-2} , P_{t-3}} και οι διαχρονικές μεταβολές της τιμής της μετοχής θεωρούνται ότι πέρα από κάποιες προβλεπόμενες μεταβολές στο κίνδυνο της μετοχής , θα πρέπει να οφείλονται αποκλειστικά στα νέα της αγοράς. Τα νέα αυτά αφορούν πληροφορίες για τις τιμές της μετοχής που είναι ορθογώνιες εκείνων του συνόλου I_t .

Κάτω από τη μορφή αυτή ΜΕΗ, η πρόβλεψη **υπερκανονικών (abnormal) αποδόσεων** για μια μετοχή σε σχέση με τον κίνδυνο τους είναι αδύνατον να γίνει χρησιμοποιώντας **τεχνικές πρόβλεψης** που στηρίζονται στο σύνολο των παρελθουσών τιμών των μετοχών $I_t = \{P_{t-1}, P_{t-2}, P_{t-3}, \dots\}$, όπως είναι η τεχνική ανάλυση (technical analysis). Αυτό συμβαίνει γιατί σύμφωνα με τις προβλέψεις της ΜΕΗ, οι τιμές των μετοχών ή οι αποδόσεις έχουν ενσωματώσει κάθε πληροφορία της αγοράς στις τρέχουσες τιμές των μετοχών αποτελεσματικά. Το κόστος ενσωμάτωσης των πληροφοριών αυτών στις τιμές είναι ασήμαντο έτσι ώστε η επένδυση σε κάποια μετοχή να αιτιολογεί μια πρόσθετη αμοιβή για τους αναλυτές των στοιχείων της στην αγορά για την προβλεπτική του ικανότητα. Ο μηχανισμός με βάση τον οποίον οι πληροφορίες της αγοράς ενσωματώνονται αποτελεσματικά στις τιμές είναι ο πολύ απλός. Με βάση τις αναλύσεις τους οι μεσίτες των μετοχών ή οι επενδυτές προσδιορίζουν τη ζήτηση ή την προσφορά τους στην αγορά ή οποία κάτω από συνθήκες ανταγωνισμού καθορίζει τις τελικές τιμές ισορροπίας τους αντανακλώντας έτσι όλες τις πληροφορίες του συνόλου $I_t = \{P_{t-1}, P_{t-2}, P_{t-3}, \dots\}$ με τρόπο αποτελεσματικό.

Έτσι για να προσδιορίσει κάποιος αναλυτής ή μεσίτης μετοχές στην αγορά που είναι υποτιμημένες σε σχέση με τον κίνδυνό τους ή αντίθετα υπερτιμημένες, θα πρέπει να στηριχθεί σε διαφορετικές πληροφορίες από αυτές που ορίζονται με βάση το παραπάνω σύνολο I_t .

Η ημι-ισχυρή (semi-strong) μορφή της ΜΕΗ θεωρεί ότι, όχι μόνο οι τιμές της μετοχής κατά το παρελθόν, αλλά και όλες οι άλλες διαθέσιμες πληροφορίες της αγοράς ή της επιχείρησης την τρέχουσα χρονική περίοδο θα πρέπει να αντανακλώνται στις τιμές της μετοχής. Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως οι πληροφορίες αυτές αφορούν θεμελιώδη (fundamental) μεγέθη για την επιχείρηση, όπως τα κέρδη της, η γραμμή παραγωγής της, η μερισματική πολιτική, οι λογιστικές πρακτικές της , οι αξιολογήσεις της κοκ. που

επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών. Εκτός από την επιχείρηση, οι πληροφορίες αυτές μπορούν να ενδιαφέρουν στοιχεία από τον κλάδο που αυτή ανήκει, καθώς επίσης και την οικονομία γενικότερα. Στην περίπτωση αυτή το σύνολο των πληροφοριών της αγοράς I_t θα ορίζεται ως εξής:

$$I_t = \{X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{K,t}, P_{i,t-1}, P_{i,t-2}, P_{i,t-3}, \dots\}, \quad (9)$$

όπου $X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{K,t}$ αντιπροσωπεύουν τις τιμές των θεμελιωδών μεταβλητών κατά την τρέχουσα περίοδο.

Σε αντίθεση με την ασθενής, η ημι-ισχυρή μορφή της ΜΕΗ υποθέτει τη συλλογή περισσότερων πληροφοριών για τον προσδιορισμό των τιμών των μετοχών. Αν και οι πληροφορίες αυτές είναι διαθέσιμες στην αγορά, η επεξεργασία τους θα έχει κάποιο κόστος (τίμημα) για τις επενδυτικές εταιρείες ή τους μεσίτες που συναλλάσσονται τις μετοχές. Έτσι, οι τιμές των μετοχών θα πρέπει να αντανακλούν και κάποιο τίμημα ως αμοιβή για την επιπλέον επεξεργασία των πληροφοριών της αγοράς. Παρόλα όμως αυτά η ημι-ισχυρή της ΜΕΗ θεωρεί ότι το τίμημα αυτό είναι πολύ μικρό και σχεδόν ίδιο για όλες τις μετοχές, καθώς υπάρχουν πολλές επενδυτικές εταιρείες ή μεσίτες στην αγορά που αναλύουν τις πληροφορίες αυτές. Λόγω δε του ισχυρού ανταγωνισμού που υπάρχει στην αγορά είναι δύσκολο να υποθέσει κανείς ότι κάποια εταιρεία επενδύσεων θα έχει κάποιο σημαντικό πλεονέκτημα σε σχέση με κάποια άλλη στην ανάλυση και επεξεργασία των στοιχείων της αγοράς. Επομένως, κάτω από την ημι-ισχυρή μορφή της ΜΕΗ οι τιμές των μετοχών, επιπλέον του κινδύνου τους και ενός μικρού τμήματος για την ανάλυση των στοιχείων της αγοράς, θα πρέπει να αντανακλούν αποκλειστικά όλες τις τρέχουσες και παρελθούσες πληροφορίες στην αγορά για τις θεμελιώσεις οικονομικές μεταβλητές που τις επηρεάζουν. Οι τιμές των μετοχών θα αλλάζουν μόνο λόγω της παροχής νέων πληροφοριών στην αγορά οι οποίες είναι ορθογώνιες του συνόλου $I_t = \{X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{K,t}, P_{i,t-1}, P_{i,t-2}, P_{i,t-3}, \dots\}$.

Οι παραπάνω προβλέψεις της ημι-ισχυρής μορφής της ΜΕΗ σημαίνουν ότι αναλυτές στην αγορά που, εκτός από τις παρελθούσες τιμές μιας μετοχής, χρησιμοποιούν και θεμελιώδεις μεταβλητές ή υποδείγματα για την εύρεση υπερτιμημένων ή υποτιμημένων μετοχών στην αγορά και την πραγματοποίηση κερδών από την αγοραπωλησία τους

είναι δύσκολο (αν όχι αδύνατον) να βρουν τέτοιες ευκαιρίες. Μόνο αν αυτοί έχουν εκ των έσω πληροφόρηση (πέραν αυτής της αγοράς) θα έχουν τέτοιες δυνατότητες.

Η ισχυρή (strong) μορφή της ΜΕΗ αποτελεί την πιο ακραία εκδοχή αποτελεσματικότητας των αγορών. Σύμφωνα με αυτή, οι τιμές των μετοχών εκτός από τις παρελθούσες τιμές τους και τις τιμές των θεμελιωδών μεταβλητών στην οικονομία ή τις επιχειρήσεις αντανakλούν επίσης και **εκ των έσω πληροφόρηση**. Οποιοσδήποτε στην αγορά έχει τέτοιου είδους πληροφόρηση για κάποια μετοχή θα δράσει άμεσα αγοράζοντας ή πουλώντας αυτή, με συνέπεια οι τιμές να διαμορφώνονται και με βάση την πηγή αυτή της πληροφόρησης. Οι προβλέψεις αυτές της ισχυρής μορφής της ΜΕΗ σημαίνουν ότι προσπάθειες να εκμεταλλευτούμε κερδοφόρα την εκ των έσω πληροφόρηση για κάποια μετοχή θα αποβούν άκαρπες. Ακόμα και αν υπάρχουν τέτοιου είδους ευκαιρίες στην αγορά αυτές θα κρατήσουν για πολύ λίγο. Πολύ γρήγορα να αποκαλυφθούν από τους όγκους συναλλαγών της μετοχής που, σύμφωνα με τους κανόνες της επιτροπής κεφαλαιαγοράς θα πρέπει να δημοσιεύονται στην αγορά καθημερινά. Αυτό θα έχει ως συνέπεια να αποτελέσουν κοινή πληροφόρηση στην αγορά και έτσι, να ενσωματωθούν στις τιμές της.

2.5.4 Εμπειρικοί έλεγχοι της αποτελεσματικότητας της αγοράς

Οι περισσότεροι έλεγχοι της ΜΕΗ εστιάζονται στην ημι-ισχυρή ή ασθενή της μορφή, καθώς είναι δύσκολο να βρούμε στοιχεία για την εκ των έσω πληροφόρηση των επενδυτών ή μεσιτών στην αγορά και να εξεταστεί η ισχυρή της μορφή. Στην πλειονότητά τους, οι έλεγχοι αυτοί ενδιαφέρονται να επαληθεύσουν αν οι ακόλουθες **προβλέψεις της ΜΕΗ** ισχύουν στην πράξη:

- (i) οι τιμές των μετοχών αντιδρούν άμεσα και γρήγορα στη ροή νέων πληροφοριών ή ανακοινώσεων στην αγορά.
- (ii) Οι συστηματικές προβλέψεις των αποδόσεων των μετοχών από περίοδο σε περίοδο συνδέονται μόνο με μεταβολές στον κίνδυνο των μετοχών. Προβλέψεις για τις αποδόσεις που δε σχετίζονται με τον κίνδυνο δε θα πρέπει να είναι δυνατές.

- (iii) Κερδοφόρες στρατηγικές επενδύσεων ή κανόνες εμπορίας (trading rules) των μετοχών είναι αδύνατον να αποφέρουν παράλογα κέρδη, πάνω από αυτά που προβλέπει η θεωρία να αντιστοιχούν ως αμοιβή στον κίνδυνο της μετοχής.

Στη συνέχεια αναλύονται μια προς μια οι παραπάνω προβλέψεις της ΜΕΗ και αξιολογούνται τα αποτελέσματα των εμπειρικών ελέγχων που έχουν διεξαχθεί για αυτή.

Η αντίδραση των τιμών των μετοχών στα νέα ή τις ανακοινώσεις της αγοράς.

Όπως προβλέπει η ΜΕΗ η **αντίδραση των τιμών** των μετοχών στα νέα ή τις ανακοινώσεις της αγοράς θα πρέπει να είναι άμεση. Τα νέα αυτά μπορούν να αφορούν τις γενικές οικονομικές συνθήκες στην αγορά, τα κέρδη ή τα μερίσματα της επιχείρησης και διοικητικές μεταβολές στην ιεραρχία της ή τέλος τις προοπτικές του κλάδου που αυτή ανήκει. Στην πράξη, είναι πιθανόν η αντίδραση της τιμής μιας μετοχής στα νέα αυτά να μην είναι άμεση λόγω του γεγονότος ότι χρειάζεται μια μικρή χρονική περίοδος ενημέρωσης και προσαρμογής των επενδυτών στα νέα της αγοράς. Όμως αυτή θα πρέπει να είναι γρήγορη και αμερόληπτη με την έννοια ότι δε θα πρέπει να υπάρξει σε κάποιο μετέπειτα χρονικό σημείο **διόρθωση των τιμών** για κάποια υπερβολική αρχική αντίδραση τους (overreaction) στα νέα της αγοράς.

Στη βιβλιογραφία έχουν προταθεί πολλοί έλεγχοι για να διαπιστωθεί πως η τιμή μετοχής αντιδρά στα νέα της αγοράς. Για να ληφθεί υπόψη ο κίνδυνος της μετοχής που ενσωματώνεται στην τιμή της, οι έλεγχοι αυτοί βασίζονται στις επιπλέον αποδόσεις της μετοχής σε σχέση με τον κίνδυνο αυτής όπως αυτός προβλέπεται από κάποιο υπόδειγμα αποτίμησής της. Ως παράδειγμα θεωρούμε ότι ο κίνδυνος της μετοχής προσδιορίζεται σε μέσα ιστορικά επίπεδα από το CAMP ως εξής :

$$\bar{r} = r_f + \beta^*(\bar{r}_M - r_f). \quad (10)$$

Τότε, η επιπλέον απόδοση της μετοχής τη χρονική στιγμή $t+1$ θα ορίζεται σε σχέση με τη παραπάνω μέση απόδοση της r ως ακολούθως:

$$e_{t+1} = r_{t+1} - [r_f + \beta^*(\bar{r}_M - r_f)] \quad (11)$$

Σύμφωνα με τη ΜΕΗ ,αυτή θα πρέπει να αντανακλά τα νέα της μετοχής που φθάνουν στην αγορά τη στιγμή $t+1$. Για να διαπιστωθεί αν πράγματι συμβαίνει αυτό στην πράξη στη βιβλιογραφία προτείνεται να χρησιμοποιηθεί η **σωρευτική επιπλέον απόδοση** από τη στιγμή $t+1-K$ έως τη $t+1+K$,δηλ.

$$\zeta_{t+1} = \sum_{j=-K}^K e_{t+1+j} \quad (12)$$

Όπου K αποτελεί ένα διάστημα χρονικών περιόδων (ημερών ή μηνών) πριν ή μετά τη στιγμή $t+1$. Η γραφική παράσταση του παραπάνω μέτρου της σωρευτικής επιπλέον απόδοσης ζ_{t+1} διαχρονικά (δηλ. για κάθε χρονική παρατήρηση του δείγματος) μας επιτρέπει να διαπιστώσουμε αν πράγματι μετά τη χρονική στιγμή $t+1$ (ή οποιαδήποτε άλλη χρονική στιγμή) υπάρχει κάποια μεταβολή στην τιμή μιας μετοχής ως αποτέλεσμα κάποιου σημαντικού γεγονότος στην αγορά που αφορά τη μετοχή. Σημειώστε ότι, αν τα νέα στην αγορά αφορούν παραπάνω από μια μετοχές (έστω N), τότε είναι καλύτερα να υπολογίσουμε το μέσο όρο της σωρευτικής επιπλέον μέσης απόδοσης $\zeta_{t+1,i}$ για τις μετοχές αυτές , που ορίζεται ως $\bar{\zeta}_{t+1} = \frac{1}{N} \sum_i^N \zeta_{t+1,i}$, $i = 1, \dots, N$. Με τον τρόπο αυτό καταφέρνουμε να απομονώσουμε άλλα νέα που πιθανά επηρεάζουν την τιμή κάποιας μετοχής τα οποία όμως δεν είναι σημαντικά και δεν συνδέονται με κάποιο αξιοσημείωτο γεγονός στην αγορά.

Η σωρευτική επιπλέον απόδοση έχει χρησιμοποιηθεί σε πολλές μελέτες για να διαπιστωθεί , αν οι τιμές των μετοχών αντιδρούν άμεσα σε νέα της αγοράς όπως προβλέπει η ΜΕΗ . Πιο συγκεκριμένα στις μελέτες των Fama, Fischer, Jensen, και Roll (1969) , Rendelman, Jones, και Latane (1982) (επίσης Foster, Olsen, και Shevlin (1984) το μέτρο αυτό χρησιμοποιήθηκε για να εξεταστεί πως οι τιμές των μετοχών αντιδρούν σε ανακοινώσεις των επιχειρήσεων για τη μερισματική τους πολιτική και τα κέρδη τους αντίστοιχα.

Προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών

Διαχρονικές προβλέψεις συστηματικών μεταβολών στις τιμές ή τις αποδόσεις μιας μετοχής βασιζόμενοι στο σύνολο των διαθέσιμων πληροφοριών της αγοράς δεν αποτελούν απαραίτητα ένδειξη κατά της ΜΕΗ , όταν αυτές συνοδεύονται με τις

μεταβολές του κινδύνου που ενσωματώνεται στην τιμή της μετοχής. Επομένως, για να ερμηνεύσουμε ως ένδειξη αναποτελεσματικότητας της αγοράς μια επιτυχημένη πρόβλεψη για την τιμή ή την απόδοση μιας μετοχής, θα πρέπει πρώτα να αποκλειστεί η περίπτωση όπου αυτή οφείλεται σε διαχρονικές μεταβολές του κινδύνου της. Αυτό αποτελεί ένα σημαντικό κριτήριο στην αξιολόγηση των μελετών προβλεψιμότητας των αποδόσεων των μετοχών.

Αν υποθέσουμε ότι το CAPM αποτελεί το σωστό υπόδειγμα αποτίμησης του κινδύνου και μάλιστα στη δεσμευμένη του μορφή το σύνολο πληροφοριών της αγοράς I_t , τότε οι **προβλεπόμενες αποδόσεις** μιας μετοχής θα δίνεται ως εξής:

$$E_t(r_{t+1}) = r_{t,f} + \beta [E_t(r_{t+1,M}) - r_{t,f}] \quad (13\alpha)$$

Όπου $r_{t,f}$ αποτελεί το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο της αγοράς τη στιγμή t και $E_t(r_{t+1,M})$ τη δεσμευμένη μέση απόδοση της αγοράς με βάση το σύνολο πληροφοριών I_t . Η τελευταία μπορεί να προβλεφθεί χρησιμοποιώντας οικονομικές μεταβλητές που παρατηρούνται τη χρονική στιγμή t και αποτελούν μέρος του συνόλου I_t . Με βάση τη σχέση (7) οι διαφορές ανάμεσα στις παρατηρούμενες και προβλεπόμενες αποδόσεις μιας μετοχής ορίζονται ως ακολούθως.

$$r_{t+1} - E_t(r_{t+1}) = r_{t+1} - \{ r_{t,f} + \beta [E_t(r_{t+1,M}) - r_{t,f}] \} \quad (13\beta)$$

Σύμφωνα με τη ΜΕΗ είναι αυτές οι διαφορές που δε θα πρέπει να είναι προβλέψιμες.

Σε μια οικονομία οι διαχρονικές μεταβολές του επιτοκίου και του κινδύνου της αγοράς μπορούν να αποδοθούν στους οικονομικούς ή επιχειρηματικούς κύκλους. Αυτοί αποτελούν ανοδικές και καθοδικές φάσεις της οικονομίας. Στην ανοδική φάση συνήθως παρατηρούνται πτώσεις των επιτοκίων και του ρυθμού ανάπτυξης του ακαθάριστου εθνικού προϊόντος της οικονομίας (ΑΕΠ). Αυτό έχει ως αποτέλεσμα ο πλούτος και η ζήτηση των επενδυτών να μειώνεται σημαντικά. Σε μια τέτοια κατάσταση, οι επενδυτές

θα απαιτούν μεγαλύτερες αμοιβές για να κρατούν τις μετοχές ως αποζημίωση για το μεγαλύτερο κίνδυνο που ενέχουν λόγω της επιδείνωσης της οικονομικής κατάστασης. Το αντίθετο θα συμβεί, όταν η οικονομία βρίσκεται στην ανοδική της φάση, όπου αυτή χαρακτηρίζεται από υψηλούς ρυθμούς ανάπτυξης.

Σε μια αποτελεσματική αγορά οι ανοδικές και καθοδικές φάσεις της οικονομίας μπορούν εύκολα να προβλεφθούν. Μάλιστα η ΜΕΗ θεωρεί ότι αυτές θα πρέπει να αντανakλώνται στις τρέχουσες τιμές των μετοχών και ότι, αν οι τιμές αλλάζουν, αυτό θα πρέπει να αποδίδεται στα νέα που φθάνουν στην αγορά για τους κύκλους της οικονομίας ή τις μεταβολές του ΑΕΠ. Επομένως, αυτό που αποτελεί σοβαρό κριτήριο για τον έλεγχο των προβλέψεων της ΜΕΗ είναι αν η πρόβλεψη των αποδόσεων ή των τιμών των μετοχών μπορεί να αποδοθεί σε άλλους παράγοντες που δε συνδέονται με τις αλλαγές στους κύκλους της οικονομίας ή τις μεταβολές στο κίνδυνο των μετοχών. Για το σκοπό αυτό έχουν παρουσιαστεί πολλές εμπειρικές μελέτες στην βιβλιογραφία που επικεντρώνονται στη διερεύνηση των ακόλουθων υποθέσεων :

(α) αν οι αποδόσεις παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση,

(β) αν υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης ημερήσιων, εβδομαδιαίων ή άλλων εποχιακών επιδράσεων στις αποδόσεις των μετοχών και τέλος,

(γ) αν υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης πιο συστηματικών μεταβολών στις αποδόσεις μετοχών στην αγορά είτε βραχυχρόνια είτε μακροχρόνια πέραν αυτών που προβλέπονται από το CAMP.

Η μη απόρριψη των παραπάνω υποθέσεων αποτελεί σημαντική ένδειξη παραβίασης της ΜΕΗ. Ακολουθούν εμπειρικές μελέτες που έχουν διεξαχθεί για κάθε μια από τις παραπάνω υποθέσεις, ξεχωριστά.

A) Ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στις αποδόσεις

Πολλές εμπειρικές μελέτες στη βιβλιογραφία συμφωνούν ότι για μικρά χρονικά διαστήματα (πχ. ημέρες ή εβδομάδες) οι αποδόσεις των μετοχών (ή οι διαφορές στις τιμές τους) παρουσιάζουν **θετική αυτοσυσχέτιση**. Για ημερήσιες αποδόσεις, αυτό σημαίνει ότι μια αύξηση της απόδοσης ή της τιμής μιας μετοχής σήμερα ακολουθείται

από μια αύξησή της αύριο. Μάλιστα , σε πολλές περιπτώσεις έχει παρατηρηθεί ότι η θετική αυτή αυτοσυσχέτιση ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών μπορεί να καλύπτει περισσότερες από μια περιόδους, όπως 5 ημέρες ή εβδομάδες αργότερα. Η αυτοσυσχέτιση αυτή αποτελεί παραβίαση της MEH , αν δε συνδέεται με τις μεταβολές του κινδύνου τους και αφορά τις διαφορές των αποδόσεων $r_{t+1} - E_t(r_{t+1})$. Στην αγορά , αυτή συνήθως αποδίδεται σε **στιγμαϊά γεγονότα** που έχουν ως αποτέλεσμα οι καλές ή κακές στιγμές της αγοράς να κρατούν για κάποιο αριθμό περιόδων.

Αντίθετα αυτό συμβαίνει στις βραχυπρόθεσμες αποδόσεις , οι πιο μακροπρόθεσμες που καλύπτουν περιόδους μεγαλύτερες του ενός έτους παρουσιάζουν αρνητική αυτοσυσχέτιση .Δηλαδή, αυξήσεις στις αποδόσεις συνοδεύονται από μειώσεις , και το αντίστροφο. Πολλοί μελετητές (πχ Schiller (book-market volatility)) εξηγούν τη συμπεριφορά αυτή των αποδόσεων ως μια **διόρθωση** σε αρχικές υπερβολικές αντιδράσεις τους σε νέα της αγοράς για τις μετοχές. Με άλλα λόγια , τη θεωρούν ως ένδειξη υποστήριξης της **υπόθεσης της υπερβολικής αντίδρασης** στα νέα της αγοράς.

B) Ημερήσιες , εβδομαδιαίες και άλλες εποχικές επιδράσεις στις αποδόσεις

Ένα άλλο στοιχείο που αποτελεί ένδειξη παραβίασης της MEH είναι η διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών κατά τη διάρκεια της εβδομάδας. Όπως έχει παρατηρηθεί σε πολλές μελέτες , οι αποδόσεις των μετοχών συνήθως τείνουν να είναι αρνητικές τις Δευτέρες των εβδομάδων και θετικές τις Παρασκευές .Επίσης οι αποδόσεις το μήνα Ιανουάριο κάθε έτους είναι κατά μέσο όρο σημαντικά μεγαλύτερες σε σχέση με εκείνες άλλων μηνών, όπως είναι ο Φεβρουάριος ή ο Μάρτιος.. Όπως έχει σημειωθεί από πολλούς ερευνητές, για τις αποδόσεις του Ιανουαρίου αυτό οφείλεται στις μεγάλες αποδόσεις των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης στις δυο πρώτες βδομάδες του μήνα αυτού. Αυτές μπορεί να οφείλονται στο γεγονός ότι κατά τον προηγούμενο μήνα(δηλ. το Δεκέμβριο) οι επενδυτές ή οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων προσαρμόζουν τα χαρτοφυλάκιά τους πουλώντας μετοχές με μικρές αποδόσεις για να καταγράψουν ζημίες πριν το τέλος του φορολογικού έτους. Οποιαδήποτε και αν είναι η ερμηνεία που δίνεται στις εποχικές επιδράσεις των αποδόσεων , η πρόβλεψη τους μπορεί να οδηγήσει σε σημαντικά κέρδη για τους επενδυτές πέραν αυτών που απαιτούνται για τον

κίνδυνό τους. Αυτό μπορεί να γίνει αναβάλλοντας τις πωλήσεις ή αγορές, μετοχών για τις ημέρες ή τους μήνες όπου οι τιμές τους είναι περισσότερο ευνοϊκές για αυτούς. Δηλαδή, οι επενδυτές να αγοράζουν μετοχές την Τρίτη κάθε εβδομάδος, ακολουθώντας την μεγάλη πτώση των τιμών τους τη Δευτέρα.

Γ) Επίδραση άλλων παραγόντων στις αποδόσεις των μετοχών.

Στη βιβλιογραφία έχουν παρουσιαστεί πολλές εμπειρικές μελέτες που δείχνουν ότι υπάρχουν μακροοικονομικές οικονομικές μεταβλητές, όπως είναι ο ρυθμός ανάπτυξης του ΑΕΠ, οι μεταβολές στα επιτόκια της αγοράς, ή το άνοιγμα (spread) μεταξύ των βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων επιτοκίων, οι μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας κ.ο.κ., που έχουν σημαντική προβλεπτική ικανότητα για τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών. Οι μελέτες αυτές στηρίζονται σε απλές παλινδρομήσεις των αποδόσεων των μετοχών μιας περιόδου ανάμεσα στις στιγμές t και $t+1$, δηλ. r_{t+1} , στις τρέχουσες, τη στιγμή t τιμές των μεταβλητών $X_{t,k}$ ($k=1,2,\dots,K$) του συνόλου πληροφοριών της αγοράς I_t , δηλ.

$$r_{t+1} = a + b_1 X_{t1} + b_2 X_{t2} + \dots + b_k X_{tk} + e_{t+1}, \quad (14)$$

όπου e_{t+1} αποτελεί το διαταρακτικό όρο της παλινδρόμησης. Σύμφωνα με τις προβλέψεις της ΜΕΗ, ο όρος αυτός θα πρέπει να έχει δεσμευμένη μέση τιμή μηδέν και οι τιμές του να είναι ανεξάρτητες από παρατήρηση σε παρατήρηση και ομοσκεδαστικές.

Εκτός όμως από τις μακροοικονομικές, στη βιβλιογραφία έχουν προταθεί και άλλες μεταβλητές που μπορούν να προβλέψουν τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών. Αυτές συνδέονται με ιδιαίτερα χαρακτηριστικά των επιχειρήσεων, όπως είναι ο λόγος των τιμών των μετοχών τους ως τα κέρδη τους (P/E - price/earnings), η απόδοση των μερισμάτων τους ανά την τιμή της μετοχή (D/P - dividend yield), ο λόγος της ονομαστικής αξίας τους ως προς αυτή της αγοράς (BTM - book-to-market market value) και το μέγεθος κεφαλαιοποίησης της επιχείρησης (SF - size of firm) στην αγορά. Πιο συγκεκριμένα, εμπειρικές μελέτες δείχνουν ότι χαρτοφυλάκια μετοχών με

μικρότερους λόγους P/E και D/P έχουν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις σε σχέση με εκείνα με υψηλότερους. Επίσης, ευρήματα των μελετών υποστηρίζουν ότι μετοχές με μικρότερο μέγεθος κεφαλαιοποίησης (SF) έχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις. Το αυτό ισχύει και για τις μετοχές με μεγαλύτερη BTM.

Αν και πολλοί αναλυτές εκμεταλλεύονται τα παραπάνω αποτελέσματα της προβλεψιμότητας των αποδόσεων για την υιοθέτηση κερδοφόρων κανόνων εμπορίας των μετοχών όπως θα δούμε στη συνέχεια, παρόλα αυτά είναι δύσκολο να υποστηριχθεί ότι η προβλεψιμότητα των μετοχών είτε από τις παραπάνω μακροοικονομικές ή τις μεταβλητές που αφορούν ιδιαίτερα μεγέθη των επιχειρήσεων σημαίνουν αναγκαστικά μη αποτελεσματικότητα των αγορών. Οι μεταβλητές αυτές μπορούν να εξηγούν διαχρονικές μεταβολές του κινδύνου των μετοχών ή της αγοράς που δεν προβλέπονται από το CAPM. Πιο συγκεκριμένα, η προβλεπτική ικανότητα των μακροοικονομικών μεταβλητών μπορεί να οφείλεται στο γεγονός ότι οι μεταβλητές αυτές αντανακλούν τις διακυμάνσεις του κινδύνου των μετοχών που οφείλονται στους οικονομικούς κύκλους. Από την άλλη μεριά, η θετική συσχέτιση που υπάρχει ανάμεσα στο μικρό μέγεθος κεφαλαιοποίησης (SF) και τις αποδόσεις των μετοχών μπορεί να οφείλεται στον παραπάνω κίνδυνο που απαιτούν οι επενδυτές για να κρατήσουν μετοχές με μικρό SF λόγω της μικρότερης ρευστότητάς τους.

2.6 Εκτίμηση αποτελεσματικότητας χαρτοφυλακίων με τη χρήση δεικτών

2.6.1 Εισαγωγή

Η γενική αποδοχή της θεωρίας του χαρτοφυλακίου και η μεγάλη ανάπτυξη επενδύσεων χαρτοφυλακίου στην αγορά, όπως είναι τα Αμοιβαία Κεφάλαια (A/K), τα χαρτοφυλάκια των ασφαλιστικών ταμείων, οι παρακαταθήκες ιδρυμάτων, τα hedge funds, έκριναν αναγκαία την αξιολόγηση της αποδοτικότητας των επενδύσεων αυτών με βάση κάποια γενικά αποδεκτά κριτήρια. Σήμερα, η διαδικασία της αξιολόγησης των επενδύσεων χαρτοφυλακίου θεωρείται αναπόσπαστο μέρος της διοικητικής δραστηριότητας των εταιρειών ή των οργανισμών που τα διαχειρίζονται.

Εκτός από τη μέτρηση της αποδοτικότητας τους, η αξιολόγηση των χαρτοφυλακίων αυτών αποτελεί σημαντικό μέτρο σύγκρισης και των ικανοτήτων των διαχειριστών τους.

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζουμε διαφορετικές **μεθόδους αξιολόγησης της αποδοτικότητας επενδύσεων χαρτοφυλακίου** που έχουν προταθεί στη βιβλιογραφία και εφαρμόζονται στην πράξη. Πιο συγκεκριμένα, στο πρώτο μέρος του κεφαλαίου εξετάζουμε μερικά απλά μέτρα αξιολόγησης της αποδοτικότητας ενός χαρτοφυλακίου μετοχών όπως είναι η απόδοσή τους για κάποια χρονική περίοδο. Τέτοιου είδους όμως μέτρα δε λαμβάνουν υπόψη τους το βαθμό κινδύνου του χαρτοφυλακίου και επομένως, δε μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τη σύγκριση της αποδοτικότητας διαφορετικών χαρτοφυλακίων μεταξύ τους. Για το σκοπό αυτό, στη συνέχεια του κεφαλαίου παρουσιάζουμε μέτρα αποδοτικότητας επενδύσεων χαρτοφυλακίου τα οποία είναι προσαρμοσμένα για το βαθμό κινδύνου τους. Για να λάβουμε υπόψη μας τον κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου μπορούμε να στηριχθούμε σε ένα γνωστό υπόδειγμα της αγοράς όπως είναι το CAPM ή το APT. Στο τέλος του κεφαλαίου, παρουσιάζουμε κάποιες αμυντικές (ή παθητικές) και επιθετικές (ή ενεργητικές) στρατηγικές διαχείρισης χαρτοφυλακίων μετοχών που στηρίζονται στη μέτρηση της αποδοτικότητάς τους και εφαρμόζονται συχνά στην πράξη.

2.6.2 Μέτρηση της αποδοτικότητας ενός χαρτοφυλακίου

Ένα απλό μέτρο αποδοτικότητας μιας επένδυσης χαρτοφυλακίου αποτελεί η μέτρηση της απόδοσης αυτού για κάποιο χρονικό διάστημα επένδυσης (συνήθως, ένα μήνα ή ένα τρίμηνο). Την απόδοση αυτή την αναφέρουμε ως **απόδοση χρονικής περιόδου** ή απλά ως **απόδοση**. Η απόδοση χρονικής περιόδου συμβολίζεται ως r_{t+1} και για κάποιο χαρτοφυλάκιο μετοχών ορίζεται ως εξής:

$$r_{t+1} = \frac{V_{t+1} - V_t}{V_t}, \quad (1)$$

όπου V_t αποτελεί τη συνολική αξία (Value) του χαρτοφυλακίου στην αρχή της τρέχουσας περιόδου (που δηλώνεται με το t), ενώ V_{t+1} αποτελεί εκείνη στην αρχή της επόμενης περιόδου, η οποία θεωρείται ότι συμπίπτει με το τέλος της τρέχουσας περιόδου. Το

μέτρο αυτό της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου θεωρεί ότι ο επενδυτής δεν προβαίνει σε επιπλέον επενδύσεις (τοποθετήσεις /καταθέσεις) ή ρευστοποιήσεις (αναλήψεις) κάποιων μετοχών του χαρτοφυλακίου κατά τη συγκεκριμένη περίοδο που αυτή υπολογίζεται , δηλαδή ανάμεσα στις χρονικές περιόδους t και $t+1$. Αν αυτό συμβαίνει, τότε αυτές θα πρέπει να ληφθούν υπόψη τροποποιώντας ανάλογα τον υπολογισμό της απόδοσης r_{t+1} .

Μία μέθοδος η οποία έχει προταθεί στη βιβλιογραφία για τον προσδιορισμό της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου λαμβάνοντας υπόψη πιθανές καταθέσεις ή αναλήψεις σε αυτό κατά τη διάρκεια μιας περιόδου στηρίζεται στο εσωτερικό βαθμό απόδοσης (IRR).

Ως παράδειγμα, θεωρούμε ότι το αρχικό ποσό μιας επένδυσης σήμερα είναι 100€ και κατά το τέλος της περιόδου (έστω ένα τρίμηνο) το ποσό αυτό ανέρχεται σε 103€. Στην περίπτωση αυτή είναι προφανές ότι η τριμηνιαία απόδοση της επένδυσης r_{t+1} υπολογίζεται ως εξής $(103-100)/100 = 0.03$ (3%).

Αν στο παραπάνω παράδειγμα θεωρηθεί ότι κατά το μέσον του τριμήνου επενδύεται επίσης ποσό αξίας 5€, τότε αυτό θα πρέπει να ληφθεί υπόψη στον υπολογισμό της μέσης τριμηνιαίας απόδοσης. Αυτό μπορεί να γίνει θεωρώντας ότι το τρίμηνο αποτελείται από δυο ημιπεριόδους (μισά τρίμηνα) που μας επιτρέπει να υπολογίζουμε την απόδοση της επένδυσης ανά ημιπερίοδο χρησιμοποιώντας το IRR ως εξής:

$$100 = \frac{-5}{1+r} + \frac{103}{(1+r)^2} \rightarrow r = -0.098 \text{ (-0.98\%)}$$

Η απόδοση αυτή ($r=-0.98\%$) αποτελεί τη μέση απόδοση ανά ημιπερίοδο (μισό τρίμηνο) του τριμήνου. Η μέση τριμηνιαία απόδοση μπορεί να υπολογιστεί από αυτή ως εξής:

$$(1+(-0,098))^2 - 1 = -0.195, \text{ που ως ποσοστό ανέρχεται σε } r_{t+1} = -1.95\%$$

Η παραπάνω μέθοδος υπολογισμού της απόδοσης αναφέρεται στη βιβλιογραφία ως **δολάριο / ευρώ-σταθμισμένη απόδοση** (Dollar/euro-weighted return), καθώς σταθμίζει τις χρηματικές ροές (εισροές ή εκροές) του χαρτοφυλακίου που πραγματοποιούνται κατά τη διάρκεια μιας περιόδου και υποθέτει την ίδια απόδοση

επανεπένδυσης τους. Όμως η μέθοδος αυτή δε θεωρείται ως κατάλληλη για την αξιολόγηση της αποδοτικότητας ενός χαρτοφυλακίου, αν ο απώτερος σκοπός αυτής είναι η αξιολόγηση των ικανοτήτων και της αποτελεσματικότητας του διαχειριστή του. Ο κύριος λόγος για αυτό είναι ότι ο IRR υποθέτει τον ίδιο βαθμό απόδοσης ανά ημιπερίοδο και έτσι αυτός δεν παρέχει μια πλήρη εικόνα των επιδόσεων του διαχειριστή για όλες τις ημιπεριόδους της χρονικής περιόδου αξιολόγησης της αποδοτικότητας του χαρτοφυλακίου του. Επίσης ο IRR είναι ευαίσθητος στο μέγεθος και τη χρονική στιγμή των εισροών ή εκροών του χαρτοφυλακίου.

Για να ξεπεραστούν τα παραπάνω προβλήματα του IRR, στη βιβλιογραφία έχει προταθεί κάποιο άλλο μέτρο της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου r_{t+1} , που είναι γνωστό ως **η χρονικά-σταθμισμένη απόδοση** (Time-weighted return). Σύμφωνα με αυτό, η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου θα πρέπει να μετράται ακριβώς πριν τη στιγμή όπου μια κατάθεση ή ανάληψη πραγματοποιείται σε αυτό. Για την καλύτερη κατανόηση του μέτρου αυτού στο προηγούμενο παράδειγμα, θα λάβουμε υπόψη ότι η αξία του χαρτοφυλακίου πριν τη στιγμή της κατάθεσης στον επενδυτικό λογαριασμό του ποσού των 5€ ήταν 96€. Τότε, σύμφωνα με τον ορισμό της χρονικά –σταθμισμένης απόδοσης, η απόδοση αυτή του χαρτοφυλακίου για το πρώτο μισό του τριμήνου θα υπολογιστεί ως εξής: $(96-100)/100 = -0.04(-4\%)$, ενώ για το δεύτερο μισό ως $(103-101(=95+5))/101=0.0198(1.98\%)$. Οι αποδόσεις αυτές σημαίνουν ότι κάθε ευρώ που επενδύθηκε στο χαρτοφυλάκιο αυτό υπέστη μείωση της αξίας του στο πρώτο μισό του τριμήνου κατά 4%, ενώ κατά το δεύτερο σημείωσε αύξηση κατά 1.98%.

Με βάση τις αποδόσεις αυτές, η μέση τριμηνιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου υπολογίζεται ως εξής: $(1+(-0.04))(1+0.0198)-1=-2.1\%$. Παρατηρούμε ότι η απόδοση αυτή είναι μικρότερη εκείνης που υπολογίστηκε παραπάνω με βάση IRR, δηλαδή -1.95%. Η διαφορά αυτή οφείλεται στο γεγονός ότι, για τον υπολογισμό της μέσης τριμηνιαίας απόδοσης του χαρτοφυλακίου, η χρονικά –σταθμισμένη απόδοση θεωρεί ότι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου δεν είναι ίδιες σε κάθε μια από τις δυο ημιπεριόδους της. Αν και οι παραπάνω διαφορές στις αποδόσεις είναι μικρές, στην πράξη αυτές μπορούν να γίνουν αρκετά μεγάλες αν οι εκροές ή εισροές του χαρτοφυλακίου είναι μεγάλες σε σχέση με το αρχικό ποσό της επένδυσης.

2.6.3 Μέθοδοι αξιολόγησης ενός χαρτοφυλακίου προσαρμοσμένοι στον κίνδυνο.

Από τη στιγμή που έχουν υπολογιστεί οι αποδόσεις ενός χαρτοφυλακίου (έστω P) για περίοδο (έστω ένα μήνα, τρίμηνο ή έτος), αυτές μπορούν να χρησιμοποιηθούν στην αξιολόγηση της αποδοτικότητας αυτού. Επειδή οι αποδόσεις αυτές μπορεί να αποτελούν την αμοιβή των επενδυτών για τον κίνδυνο, πριν καταλήξουμε σε κάποιο συμπέρασμα αν αυτές είναι υπερβολικές ή όχι, θα πρέπει πρώτα να υπολογίσουμε το μέρος των αποδόσεων που οφείλεται στον κίνδυνο χαρτοφυλακίου.

Υπάρχουν δυο **πηγές κινδύνου** που μπορούν να καθορίζουν τον κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου :ο συστηματικός κίνδυνος της αγοράς ή κάποιων παραγόντων της οικονομίας που δε διαφοροποιείται και ο μη συστηματικός , που διαφοροποιείται σε μεγάλα χαρτοφυλάκια μετοχών. Το άθροισμα και των δυο αυτών πηγών κινδύνου αποτελεί το συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου .Ο **συστηματικός κίνδυνος** μπορεί να εκτιμηθεί με βάση κάποιο γνωστό υπόδειγμα αποτίμησης αποδόσεων περιουσιακών στοιχείων ,όπως το υπόδειγμα της αγοράς (CAPM) ή το APT. Ο κίνδυνος αυτός αφορά άμεσα επενδυτές ή διαχειριστές χαρτοφυλακίων οι οποίοι ενδιαφέρονται να συγκρίνουν την αποδοτικότητα διαφορετικών χαρτοφυλακίων μεταξύ τους. Με βάση το CAMP (ή APT)μπορούμε να μετρήσουμε το μέγεθος του κινδύνου αυτού χρησιμοποιώντας το συντελεστή βήτα των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου P ως προς εκείνες του χαρτοφυλακίου της αγοράς (που συμβολίζεται ως M).Μέτρα αξιολόγησης της αποδοτικότητας ενός χαρτοφυλακίου που έχουν προταθεί στη βιβλιογραφία και λαμβάνουν υπόψη τους τον κίνδυνο της αγοράς είναι εκείνα των Jensen και Treynor.

Σε αντίθεση με το συστηματικό κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου , ο **συνολικός κίνδυνος** αφορά τους επενδυτές που κρατούν αποκλειστικά ένα και μόνο χαρτοφυλάκιο και δεν ενδιαφέρονται να συγκρίνουν την απόδοση διαφορετικών χαρτοφυλακίων μεταξύ τους. Ο κίνδυνος αυτός μετράται με βάση την τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου και περιλαμβάνει και το συστηματικό και το μη- συστηματικό κίνδυνο αυτού. Για τη μέτρηση του συνολικού κινδύνου έχει προταθεί στη βιβλιογραφία το μέτρο του Sharpe.

Τα μέτρα των Jensen και Treynor

Σύμφωνα με το CAPM , η μέση απόδοση ενός αντιπροσωπευτικού χαρτοφυλακίου P, που συμβολίζεται ως r_p , κάτω από συνθήκες ισορροπίας στην αγορά δίνεται από την ακόλουθη σχέση :

$$r_p = r_f + \beta_P (r_M - r_f), \quad (2\alpha)$$

ή μεταφέροντας την απόδοση του περιουσιακού στοιχείου r_f στο αριστερό μέλος από τη σχέση

$$r_p - r_f = \beta_P (r_M - r_f), \quad (2\beta)$$

όπου r_M αποτελεί τη μέση ιστορική απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς M και β_P είναι ο συντελεστής βήτα που προβλέπει CAPM για τη μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου P. Ο συντελεστής αυτός μετρά το μέγεθος του συστηματικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου P, που ορίζεται ως $r_p - r_f$, σε σχέση με εκείνον του χαρτοφυλακίου της αγοράς M, $r_M - r_f$. Με βάση τη σχέση (2α) ,εύκολα μπορεί να διαπιστωθεί ότι ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου P που προέρχεται από την αγορά ενσωματώνεται στην απόδοση του r_p .

Με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου P $r_p - r_f$, τα μέτρα αποδοτικότητας των Jensen και Treynor στηρίζονται στις σχέσεις του CAPM που δίνεται από τις (2α) ή (2β) . Πιο συγκεκριμένα **το μέτρο του Jensen (J_p)** ορίζεται ως εξής (Jensen 1969):

$$J_p = r_p - \{r_f + \beta_P (r_M - r_f)\} \quad (3)$$

Αν J_p είναι θετικό, τότε αυτό σημαίνει ότι η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου P είναι μεγαλύτερη εκείνης που προβλέπεται από το CAPM , δηλ. της απόδοσης $r_f + \beta_P (r_M - r_f)$. Το αντίθετο συμβαίνει , αν J_p είναι αρνητικό. Με βάση το μέτρο J_p μπορούν να

ταξινομηθούν διάφορα χαρτοφυλάκια μεταξύ τους όσον αφορά την αποδοτικότητά τους και τις ικανότητες των διαχειριστών τους. Προφανώς, αν η τιμή του J_p είναι θετική, τότε όσο μεγαλύτερη είναι αυτή, τόσο μεγαλύτερη θα είναι και η αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου, πράγμα που μπορεί να αποδοθεί στις ικανότητες του διαχειριστή του. Κάτω από την υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς μετοχών, αν το CAPM αποτελεί το σωστό υπόδειγμα αποτίμησης κινδύνου το μέτρο J_p θα πρέπει να είναι μηδέν για όλα τα χαρτοφυλάκια P . Στην περίπτωση αυτή η επιπλέον απόδοση του χαρτοφυλακίου P $r_p - r_f$ αντιπροσωπεύει αποκλειστικά το συστηματικό κίνδυνο του επενδυτή, όπως αυτός εκτιμάται από το CAPM.

Για την εκτίμηση της τιμής του μέτρου J_p και τον έλεγχο αν αυτό είναι θετικό, μηδέν ή αρνητικό, μπορούμε να στηριχθούμε στην εκτίμηση της σταθεράς a_p της ακόλουθης απλής παλινδρόμησης:

$$r_p - r_f = a_p + \beta_p (r_M - r_f) + \varepsilon_p \quad (4)$$

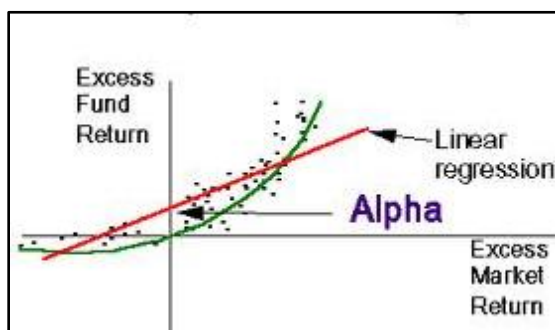
Η παλινδρόμηση αυτή μπορεί να εκτιμηθεί με βάση τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Γράφοντας τη σταθερά a_p ως εξής: $a_p = (\bar{r}_p - r_f) - \beta_p (\bar{r}_M - r_f)$ καθώς $\bar{\varepsilon}_p \equiv E(\varepsilon_p) = 0$, εύκολα διαπιστώνεται ότι αυτή αποτελεί ισοδύναμο μέτρο του J_p . Αυτή υπολογίζει τη διαφορά ανάμεσα στη μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου ή τον κίνδυνο αυτού και εκείνου που προβλέπεται από το CAPM, όπως και το μέτρο J_p . Για το λόγο αυτό, πολλές φορές στη βιβλιογραφία το μέτρο J_p αναφέρεται εναλλακτικά ως **μέτρο άλφα**. Αν η τιμή της σταθεράς a_p βρεθεί να είναι σημαντική και θετική (ή αρνητική), τότε η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου P , r_p , θα είναι μεγαλύτερη (ή μικρότερη) εκείνης που προβλέπεται από το CAPM. Δηλαδή, αν $a_p > 0$ (< 0), τότε θα ισχύει η ακόλουθη σχέση:

$$a_p (=J_p) = r_p - \{ r_f + \beta_p (r_M - r_f) \} > 0 (< 0), \quad (5)$$

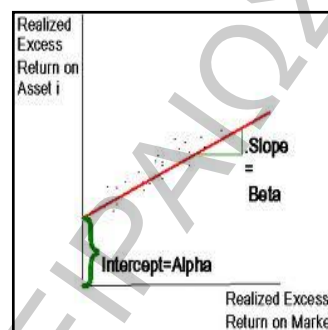
που σημαίνει ότι η διαχείριση του χαρτοφυλακίου P παρέχει μεγαλύτερες (μικρότερες) αποδόσεις στους κατόχους του σε σχέση με αυτές που προβλέπει η θεωρία του CAPM κατά ένα ποσοστό a_p %.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 8: Αξιολόγηση αποδοτικότητας χαρτοφυλακίων με βάση το CAPM

(α)



(β)



Η αξιολόγηση της αποδοτικότητας χαρτοφυλακίων με βάση το μέτρο του Jensen (J_P) μπορεί να γίνει και διαγραμματικά με τους δυο ακόλουθους τρόπους: είτε χρησιμοποιώντας την εκτίμηση της παλινδρόμησης (4) στο δυσδιάστατο χώρο των κινδύνων των χαρτοφυλακίων P και M: $r_p - r_f$ και $r_M - r_f$ αντίστοιχα (βλ. διάγραμμα 8β), ή με βάση τη γραμμή αποδόσεων των μετοχών της αγοράς (Security Market Line-SML).

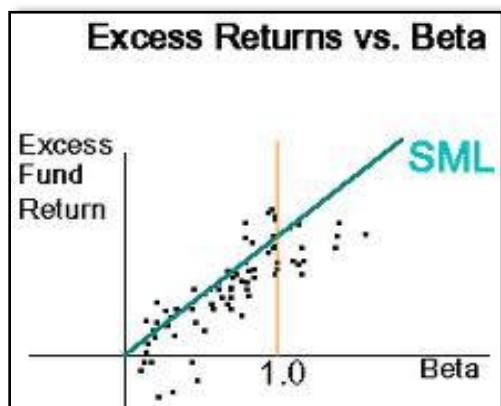
Η τελευταία παρουσιάζει τις αποδόσεις χαρτοφυλακίων σε σχέση με τις τιμές του συντελεστή τους βήτα που προβλέπεται από CAPM (βλ. διάγραμμα 9β). Στα διαγράμματα 8β και 9β παρουσιάζεται η περίπτωση ενός χαρτοφυλακίου A (που αντιστοιχεί στο σημείο A) το οποίο έχει μέση απόδοση $\bar{r}_A = 0.10$ και συντελεστή $\beta_A = 0.5$. Η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου M θεωρείται ως $\bar{r}_M = 0.10$, ενώ το επιτόκιο της αγοράς δίνεται $r_f = 0.06$.

Με βάση τις τιμές αυτές το μέτρο J_P (ή το a_P) του χαρτοφυλακίου A υπολογίζεται ως εξής:

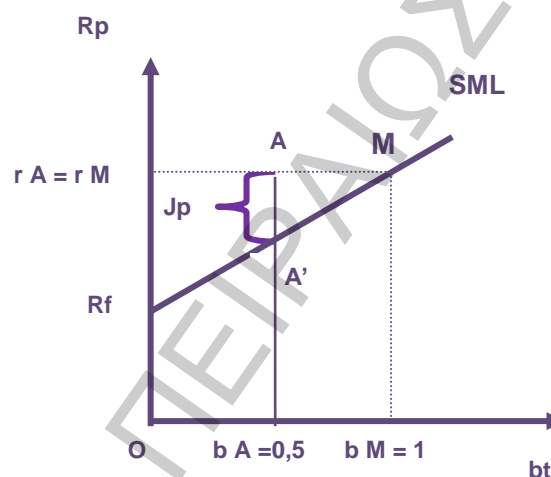
$$J_A = 0.02 = 0.10 - \{0.06 + 0.50(0.10 - 0.06)\}$$

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 9: Αξιολόγηση αποδοτικότητας χαρτοφυλακίων με βάση SML

(α)



(β)



Στο ανωτέρω διάγραμμα η τιμή του μέτρου J_p δίνεται από την κάθετη απόσταση μεταξύ των σημείων A' και A , όπου το A καθορίζεται με βάση τη μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου A , $\bar{r}_A = 0.10$, ενώ το σημείο A' από την προβλεπόμενη απόδοση αυτού με βάση το CAPM. Στο διάγραμμα 8β η τιμή του μέτρου $J_p = 0.02$ δίνεται από την κάθετη απόσταση μεταξύ του σημείου E (όπου η εκτιμημένη παλινδρόμηση (4) τέμνει τον κάθετο άξονα των επιπλέον αποδόσεων $\bar{r}_p - r_f$) και της αρχής των αξόνων O .

Η απόσταση αυτή αποτελεί την εκτίμηση της σταθεράς α_p της παλινδρόμησης (4).

Το μέτρο του Treynor (T_p) ορίζεται με βάση το CAPM ως εξής (βλέπε Treynor 1965):

$$T_p = \frac{\bar{r}_p - r_f}{\beta_p} \quad (5)$$

Όπου β_p είναι ο συντελεστής βήτα του CAPM για το χαρτοφυλάκιο P . όπως φαίνεται από τον ορισμό αυτό, το μέτρο του Treynor (T_p) μετρά το ποσοστό κινδύνου του χαρτοφυλακίου P , $\bar{r}_p - r_f$, ανά μονάδα μεγέθους του συστηματικού κινδύνου του ως προς το χαρτοφυλάκιο της αγοράς M . Το μέγεθος του κινδύνου αυτού μετράται με βάση

το συντελεστή β_p του CAPM. Σύμφωνα με τις προβλέψεις του υποδείγματος αυτού, το μέτρο του Treynor (T_p) θα πρέπει να ισούται με τον κίνδυνο της αγοράς $\bar{r}_M - r_f$. Δηλαδή να ισχύει η ακόλουθη σχέση :

$$T_p = \frac{\bar{r}_P - r_f}{\beta_p} = \bar{r}_M - r_f \quad (6)$$

Αν $T_p > (<) \bar{r}_M - r_f$, τότε το χαρτοφυλάκιο P θα έχει μεγαλύτερη (μικρότερη) απόδοση και ανταμοιβή για το συστηματικό του κίνδυνο σε σχέση με αυτή που προβλέπεται από το CAPM και δίνεται ως $\bar{r}_M - r_f$. Ταξινομώντας διαφορετικά χαρτοφυλάκια με βάση τις τιμές του μέτρου T_p μας δίνεται η δυνατότητα να συγκρίνουμε την αποδοτικότητα των χαρτοφυλακίων αυτών μεταξύ τους καθώς και με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς M.

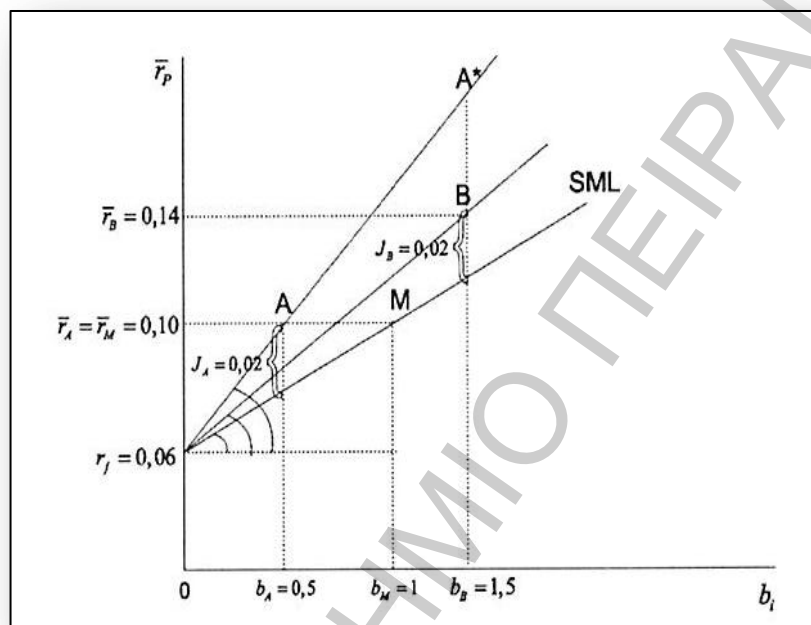
Το μέτρο του Treynor μπορεί να παρασταθεί διαγραμματικά χρησιμοποιώντας τη γραμμή αποδόσεων των μετοχών (SML). Στο διάγραμμα που ακολουθεί, το μέτρο T_p ορίζεται ως η κλίση της γραμμής SML, η οποία ενώνει την τιμή του επιτοκίου r_f , (που βρίσκεται στον κάθετο άξονα) και του σημείου B στο Διάγραμμα 10. Το χαρτοφυλάκιο που αντιστοιχεί στο σημείο B (δηλ. το χαρτοφυλάκιο β) έχει μέση απόδοση $\bar{r}_B = 0.14$ και ο συντελεστής βήτα του δίνεται ως $\beta_B = 1.50$. Όπως στο προηγούμενο παράδειγμα, αν θεωρήσουμε ότι η μέση απόδοση της αγοράς δίνεται ως $\bar{r}_M = 0.10$ και το επιτόκιο ως $r_f = 0.06$, τότε μπορούμε να υπολογίσουμε το μέτρο T_p και να το συγκρίνουμε με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς M. Τότε θα λάβουμε την εξής ανισότητα:

$$T_B = \frac{\bar{r}_B - r_f}{\beta_B} = \frac{0.14 - 0.06}{1.50} = 0.053 > \bar{r}_M - r_f = 0.10 - 0.06 = 0.04$$

Όπως φαίνεται από την ανισότητα αυτή, το μέτρο T_p για το χαρτοφυλάκιο B δίνει μεγαλύτερη απόδοση και ανταμοιβή στον κίνδυνο ανά μονάδα του μεγέθους κινδύνου του σε σχέση με αυτή που προβλέπεται από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δηλ $\bar{r}_M - r_f = 0.10 - 0.06 = 0.04$. Επομένως, η αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου αυτού μπορεί να θεωρηθεί ως υψηλότερη εκείνης της αγοράς. Στο συμπέρασμα αυτό καταλήγουμε επίσης χρησιμοποιώντας το ακόλουθο Διάγραμμα. Αυτό δείχνει ότι η κλίση της γραμμής r_f B είναι μεγαλύτερη εκείνης της SML. Σημειώνουμε ότι πάνω στην τελευταία

θα πρέπει να βρίσκονται όλα τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια της αγοράς. Η κλίση της γραμμής αυτής είναι $\bar{r}_M - \bar{r}_M - r_f = 0.10 - 0.006 = 0.04$, καθώς $\beta_M = 1$.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 10: Αξιολόγηση αποδοτικότητας χαρτοφυλακίων με βάση το μέτρο του Treynor.



Αν και το μέτρο αποδοτικότητας του Treynor θεωρείται ανάλογο εκείνου του Jensen καθώς και αυτό στηρίζεται στο ίδιο θεωρητικό υπόδειγμα αποτίμησης του κινδύνου που είναι το CAPM, παρόλα αυτά όμως αυτό μπορεί να καταλήγει σε διαφορετικές κατατάξεις χαρτοφυλακίων σε σχέση με το κριτήριο του Jensen. Για τη διαπίστωση αυτού, ας συγκρίνουμε τα χαρτοφυλάκια A και B που παρουσιάσαμε στα προηγούμενα παραδείγματα μεταξύ τους. Πρώτα, παρατηρούμε ότι τα δυο αυτά χαρτοφυλάκια έχουν την ίδια αποδοτικότητα με βάση το μέτρο J_p , καθώς ισχύουν οι ακόλουθες σχέσεις:

$$J_B = 0.02 = 0.14 - \{0.06 + 1.50(0.10 - 0.06)\} \text{ και } J_A = 0.02$$

Με βάση όμως το μέτρο του Treynor μπορεί εύκολα να διαπιστωθεί ότι το χαρτοφυλάκιο A υπερτερεί του B, καθώς ισχύει η ακόλουθη ανισότητα:

$$T_A = (0.10 - 0.06) / 0.50 = 0.08 > T_B = 0.053.$$

Το παράδειγμα αυτό δείχνει τη δυνατότητα του μέτρου του Treynor να αξιολογεί μεταξύ διαφορετικών χαρτοφυλακίων που έχουν την ίδια επιπλέον απόδοση (δηλ τιμή του μέτρου του Jensen) ποιο είναι το καλύτερο. Αυτό από μόνο του αποτελεί ένα πλεονέκτημα του κριτηρίου αυτού σε σχέση με εκείνο του Jensen.

Η μεγαλύτερη αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου B σε σχέση με το A με βάση το μέτρο T_P μπορεί επίσης και να διαπιστωθεί καλύτερα μέσω του διαγράμματος. Το διάγραμμα αυτό μας βοηθά επίσης να κατανοήσουμε καλύτερα το λόγο για τον οποίο το μέτρο του Treynor παρουσιάζει κάποια πλεονεκτήματα στην αξιολόγηση της αποδοτικότητας διαφορετικών επενδύσεων χαρτοφυλακίου σε σχέση με εκείνο του Jensen. Στο διάγραμμα, η τιμή του μέτρου T_P για το χαρτοφυλάκιο A δίνεται από την κλίση της ευθείας $r_f A$, που ενώνει το επιτόκιο της αγοράς r_f με το σημείο A. Η τιμή του μέτρου T_P για το χαρτοφυλάκιο B δίνεται από την κλίση της ευθείας $r_f B$. Επειδή $T_A > T_B$, η κλίση της ευθείας $r_f A$ είναι προφανώς μεγαλύτερη εκείνης της $r_f B$, που δείχνει ότι το χαρτοφυλάκιο A υπερτερεί του B από πλευράς αποδοτικότητας.

Η μεγαλύτερη κλίση της ευθείας $r_f A$ σε σχέση με εκείνη της $r_f B$ στο διάγραμμα μπορεί να ερμηνευτεί ως ένδειξη ότι το χαρτοφυλάκιο A παρέχει περισσότερες επενδυτικές ευκαιρίες στους κατόχους του σε σχέση με το B. Πράγματι, κάποιος επενδυτής μπορεί να δανειστεί στο επιτόκιο της αγοράς r_f και να επενδύσει περισσότερα κεφάλαια στο χαρτοφυλάκιο A. Αν ληφθεί υπόψη, τότε το καινούριο χαρτοφυλάκιο που θα προκύψει (έστω ότι αυτό συμβολίζεται από το σημείο A^* στο διάγραμμα) εκτός από μεγαλύτερο μέτρο T_P σε σχέση με το B θα έχει επίσης και μεγαλύτερη επιπλέον απόδοση (ή J_P), παρόλο που και τα δύο αυτά χαρτοφυλάκια είχαν αρχικά την ίδια τιμή του μέτρου J_P . Η ανάλυση αυτή δείχνει καθαρά ότι το πλεονέκτημα του μέτρου Treynor σε σχέση με εκείνο του Jensen έγκειται στο γεγονός ότι, στην ταξινόμηση της αποδοτικότητας των χαρτοφυλακίων, το μέτρο αυτό μπορεί να αποτυπώσει καλύτερα τις επενδυτικές

ευκαιρίες που απορρέουν από κάθε χαρτοφυλάκιο. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι το μέτρο αυτό συγκρίνει τις αποδόσεις επενδύσεων χαρτοφυλακίου ως προς το μέγεθος κινδύνου τους στην αγορά, που αντανακλάται στο συντελεστή βήτα. έτσι μπορεί να αναγνωρίσει χαρτοφυλάκια με υψηλότερες επιπλέον αποδόσεις ανά μονάδα του μεγέθους κινδύνου τους.

Το μέτρο του Sharpe

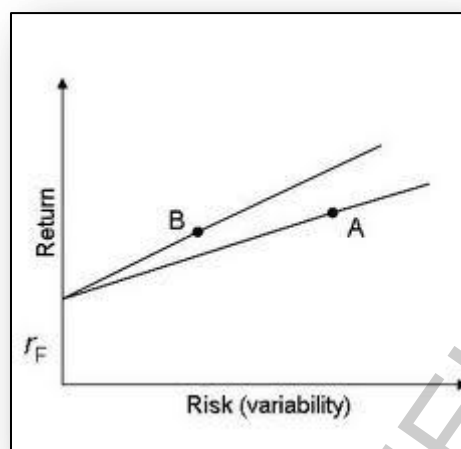
Τα κριτήρια των Jensen και Treynor για τη σύγκριση της αποδοτικότητας χαρτοφυλακίων λαμβάνουν υπόψη τους ως μέτρο κινδύνου μόνο τον συστηματικό κίνδυνο της αγοράς, όπως αυτός μετράται με βάση το CAPM. Σε αντίθεση με τα μέτρα αυτά, **το μέτρο του Sharpe** (Sharpe 1966) αξιολογεί την αποδοτικότητα ενός χαρτοφυλακίου P λαμβάνοντας υπόψη το συνολικό κίνδυνο αυτού ο οποίος μετράται από την τυπική απόκλιση της απόδοσης του σ_P . Ο κίνδυνος αυτός περιλαμβάνει και το συστηματικό κίνδυνο της αγοράς και το μη – συστηματικό κίνδυνο, που οφείλεται σε ιδιαίτερα χαρακτηριστικά του χαρτοφυλακίου P.

Πιο συγκεκριμένα το μέτρο του Sharpe ορίζεται ως η επιπλέον μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου P από το επιτόκιο της αγοράς ανά μονάδα τυπικής απόκλισης σ_P , δηλαδή :

$$S_P = \frac{\bar{r}_P - r_f}{\sigma_P} \quad (7)$$

Για την αξιολόγηση της αποδοτικότητας του χαρτοφυλακίου P, μπορούμε να συγκρίνουμε το μέτρο S_P με εκείνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς M, που ορίζεται ως $S_M = (\bar{r}_M - r_f) / \sigma_M$. Αν $S_P > S_M$ τότε θα λέμε ότι το χαρτοφυλάκιο P υπερτερεί του M ως προς την αποδοτικότητά του ανά μονάδα κινδύνου. Αν ισχύει $S_P = S_M$, τότε τα δυο χαρτοφυλάκια θα έχουν την ίδια αποδοτικότητα. Σύμφωνα με τη θεωρία του CAPM, στη τελευταία περίπτωση το χαρτοφυλάκιο P θα βρίσκεται πάνω στην γραμμή κεφαλαιαγοράς CML και πιο συγκεκριμένα, στο σημείο B (βλ. Διάγραμμα 11). Η γραμμή αυτή θεωρείται ως μέτρο αναφοράς του κινδύνου για την αξιολόγηση της αποδοτικότητας του χαρτοφυλακίου P με βάση το μέτρο S_P , όπως αποτελεί αντίστοιχα η SML για τα δυο μέτρα J_P και T_P .

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 11 : Σύγκριση χαρτοφυλακίων με βάση το μέτρο του Sharpe



Επειδή το μέτρο του Sharpe $S_P = (\bar{r}_P - r_f) / \sigma_P$, υπολογίζει την απόδοση ενός χαρτοφυλακίου ανά μονάδα συνολικού κινδύνου του (σ_P) είναι προφανές ότι αυτό μπορεί να οδηγήσει σε διαφορετικές κατατάξεις χαρτοφυλακίων σε σχέση με αυτό του Treynor $T_P = (\bar{r}_P - r_f) / \beta_P$, που λαμβάνει υπόψη του μόνο το συστηματικό μέρος του κινδύνου της αγοράς. Αυτό συνήθως συμβαίνει όταν το συστηματικό μέρος του κινδύνου του χαρτοφυλακίου P είναι μικρό σχετικά με τον συστηματικό κίνδυνο αγοράς (λόγω μικρού βήτα), ενώ το μη-συστηματικό μέρος του είναι αρκετά μεγάλο. Στην περίπτωση αυτή, ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου P, που δηλώνεται με την τυπική του απόκλιση σ_P , μπορεί να είναι αρκετά μεγαλύτερος σε σχέση με αυτόν της αγοράς και έτσι να παρουσιάζονται σημαντικές διαφορές στην ταξινόμηση χαρτοφυλακίων με βάση τα κριτήρια S_P και T_P . Για την καλύτερη κατανόηση του επιχειρήματος αυτού, θεωρούμε ένα χαρτοφυλάκιο A (που βρίσκεται στο σημείο A). Το χαρτοφυλάκιο αυτό έχει μέση απόδοση $\bar{r}_A = 0.10$ και συντελεστή βήτα $\beta_A = 0.80$. Όπως στο προηγούμενο παράδειγμα, η μέση απόδοση της αγοράς υποθέτουμε ότι είναι $\bar{r}_M = 0.10$, ενώ το επιτόκιο της αγοράς δίνεται ως $r_f = 0.06$. Η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς M είναι 2% δηλ $\sigma_M = 0.02$, ενώ το χαρτοφυλάκιο A δίνεται ως $\sigma_A = 0.08$. Με βάση τα παραπάνω στοιχεία η τιμή του μέτρου T_P για το χαρτοφυλάκιο A δίνεται ως ακολούθως:

$$T_A = (\bar{r}_A - r_f) / \beta_A = (0.10 - 0.06) / 0.8 = 0.05$$

Η τιμή αυτή είναι μεγαλύτερη εκείνης του ποσοστού κινδύνου της αγοράς, που ανέρχεται σε $\bar{r}_M - r_f = 0.10 - 0.06 = 0.04$. Επομένως το χαρτοφυλάκιο A από πλευράς αποδοτικότητας μπορεί να χαρακτηριστεί ως καλύτερο εκείνου της αγοράς M. Όμως, στο ακριβώς αντίθετο συμπέρασμα καταλήγουμε αν χρησιμοποιήσουμε το μέτρο S_P στην αξιολόγηση της αποδοτικότητας του χαρτοφυλακίου A. Τότε θα ισχύει η ακόλουθη ανισότητα :

$$S_A = (\bar{r}_A - r_f) / \sigma_A = (0.10 - 0.06) / 0.08 = 0.5 < S_M = (\bar{r}_M - r_f) / \sigma_M = (0.10 - 0.06) / 0.02 = 2,$$

Που δείχνει ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς M υπερτερεί σε σχέση με το A. Η θέση του χαρτοφυλακίου A σε σχέση με το M, που βρίσκονται πάνω στη γραμμή κεφαλαιαγοράς (CML), απεικονίζεται στο Διάγραμμα 11.

Η παραπάνω ανάλυση μας δείχνει καθαρά ότι διαφορετικές κατατάξεις χαρτοφυλακίων, όσον αναφορά στην αποδοτικότητά τους με βάση τα μέτρα T_P και S_P , μπορούν να αποδοθούν στις διαφορές ανάμεσα στις πηγές και τα μέτρα κινδύνου που χρησιμοποιούνται στον υπολογισμό τους. Η απάντηση στο ερώτημα ποιο μέτρο να χρησιμοποιούμε από τα δύο στη σύγκριση χαρτοφυλακίων, εξαρτάται από το σκοπό που γίνεται η αξιολόγησή τους. Αν κατέχουμε μόνο ένα χαρτοφυλάκιο και μας ενδιαφέρει μόνο η αξιολόγηση αυτού, τότε είναι καλύτερα να στηριζόμαστε στο μέτρο του Sharpe που λαμβάνει υπόψη του το συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου. Αντίθετα, αν μας ενδιαφέρει η σύγκριση της αποδοτικότητας διαφόρων χαρτοφυλακίων μεταξύ τους, τότε ενδείκνυται η χρήση είτε του μέτρου Treynor (ή του Jensen), καθώς τα μέτρα αυτά παρέχουν τη δυνατότητα σύγκρισης με βάση ένα κοινό, συστηματικό μέτρο κινδύνου, όπως είναι αυτός της αγοράς.

2.6.4 Κριτική των μέτρων αξιολόγησης χαρτοφυλακίων και η χρήση του υποδείγματος APT.

Τα μέτρα αξιολόγησης της αποδοτικότητας χαρτοφυλακίων J_P , T_P , S_P έχουν υποστεί κριτική σε πολλά σημεία. Αυτή εστιάζεται κυρίως στη χρήση του CAPM και της μέσης απόδοσης ή του κινδύνου του χαρτοφυλακίου της αγοράς $\bar{r}_M - r_f$ για τη μέτρηση του συστηματικού κινδύνου με βάση τον οποίο προσαρμόζονται τα J_P και T_P ή συγκρίνεται το S_P .

Στις εμπειρικές μελέτες, οι δείκτες χαρτοφυλακίων της αγοράς που χρησιμοποιούνται για τη μέτρηση του συστηματικού κινδύνου συνήθως είναι ο δείκτης S&P 500 για την κεφαλαιαγορά των ΗΠΑ, ο δείκτης ASE για το ελληνικό χρηματιστήριο ή ο δείκτης FT500 για τη Βρετανική αγορά. Όμως οι δείκτες αυτού μπορεί να μην προσεγγίζουν ικανοποιητικά το χαρτοφυλάκιο περιουσιακών στοιχείων της οικονομίας και επομένως να οδηγούν σε λάθος εκτιμήσεις για το συστηματικό μέρος του κινδύνου των χαρτοφυλακίων οπότε η χρήση του CAPM για τη μέτρηση αυτού του κινδύνου μπορεί να μην είναι δόκιμη και έτσι, οι αξιολογήσεις της αποδοτικότητας των χαρτοφυλακίων με βάση τα μέτρα J_P και T_P να είναι εσφαλμένες. Για την αποφυγή του προβλήματος αυτού, στη βιβλιογραφία έχει προταθεί η χρήση του υποδείγματος APT. Σε σχέση με το CAPM, το υπόδειγμα αυτό είναι πιο ευέλικτο και στηρίζεται σε λιγότερο περιοριστικές υποθέσεις. Το υπόδειγμα αυτό δεν απαιτεί το χαρτοφυλάκιο της αγοράς να αποτελεί το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο των επενδυτών.

Το υπόδειγμα APT προβλέπει ότι η μέση απόδοση ενός χαρτοφυλακίου P εξαρτάται από K -διαφορετικούς παράγοντες κινδύνου f_k $k=1,2,\dots,K$. Αυτοί αντιπροσωπεύουν ξεχωριστές συστηματικές πηγές κινδύνου των οποίων οι τιμές τους συμβολίζονται ως λ_k , $k=1, 2,\dots, K$. Με βάση το υπόδειγμα αυτό η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου P δίνεται ως εξής:

$$\bar{r}_P = r_f + b_{P1}\lambda_1 + b_{P2}\lambda_2 + \dots + b_{PK}\lambda_K, \quad (8)$$

όπου οι συντελεστές b_{PK} μετρούν την έκθεση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου P στις μεταβολές των K-παραγόντων f_k . Αν οι συντελεστές βήτα β_{PK} έχουν εκτιμηθεί σε πρώτο στάδιο (πχ. με βάση τις διαχρονικές παρατηρήσεις), τότε κάποιος μπορεί να εκτιμήσει το υπόδειγμα APT χρησιμοποιώντας την ακόλουθη παλινδρόμηση διαστρωματικών στοιχείων (για διαφορετικά χαρτοφυλάκια P),

$$r_P - r_f = \alpha_P + b_{P1}\lambda_1 + b_{P2}\lambda_2 + \dots + b_{PK}\lambda_K + \varepsilon_P \quad (9)$$

Με βάση τις εκτιμήσεις της παλινδρόμησης αυτής μπορεί να διαπιστωθεί αν κάποιο χαρτοφυλάκιο P παρουσιάζει καλύτερη αποδοτικότητα σε σχέση με κάποιο άλλο. Πιο συγκεκριμένα, η εκτίμηση της σταθεράς α_P αποτελεί ισοδύναμο μέτρο της τιμής του μέτρου Jensen, χρησιμοποιώντας το APT ως υπόδειγμα προσδιορισμού του κινδύνου της αγοράς. Αυτό διαπιστώνεται εύκολα ορίζοντας το μέτρο Jensen ως εξής:

$$\alpha_P (=J_P) = \bar{r}_P - \{ r_f + b_{P1}\lambda_1 + b_{P2}\lambda_2 + \dots + b_{PK}\lambda_K \}, \quad (10)$$

στηριζόμενοι στο APT. Σύμφωνα με την τελευταία σχέση, αν η τιμή της σταθεράς α_P βρεθεί να είναι σημαντική και θετική (ή αρνητική), τότε η απόδοση του χαρτοφυλακίου P θα είναι καλύτερη(χειρότερη) της προβλεπόμενης από το APT. Επομένως, το χαρτοφυλάκιο P θα πρέπει να προτιμάται σε σχέση με κάποιο άλλο που έχει $\alpha_P=0$, ή $\alpha_P<0$.

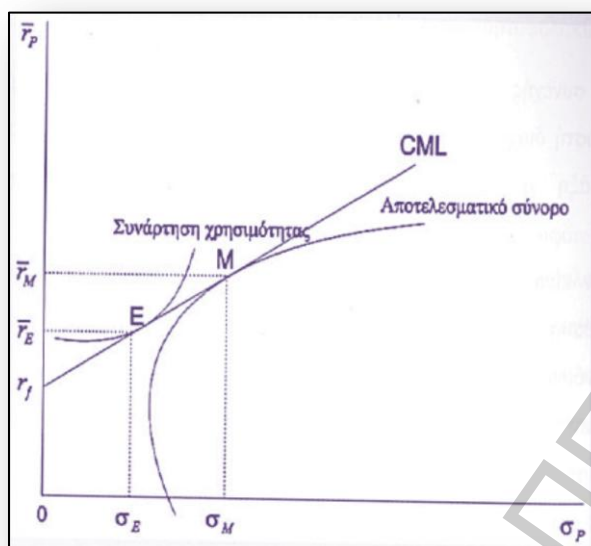
2.6.5 Στρατηγικές διαχείρισης χαρτοφυλακίων μετοχών.

Η συνεχής αξιολόγηση χαρτοφυλακίων μετοχών αποτελεί απαραίτητο μέσο για τη σωστή διαχείριση και αξιολόγηση της επενδυτικής στρατηγικής τους. Στη θεωρία και πράξη αναφέρονται δυο ευρύτερες **στρατηγικές διαχείρισης και επενδύσεων χαρτοφυλακίων**: η επιθετική και η αμυντική. Η μεν πρώτη θεωρεί ότι η αγορά μετοχών δεν είναι πλήρως αποτελεσματική και υποθέτει ότι υπάρχουν ευκαιρίες κερδών σε κάποια χαρτοφυλάκια επιπλέον αυτών που προβλέπει η θεωρία ως ανταπόδοση στον κίνδυνο. Τις ευκαιρίες αυτές μπορούν να τις εκμεταλλευτούν οι διαχειριστές ή οι επενδυτές κάνοντας σωστές προβλέψεις για τις σωστές (fair) τιμές των μετοχών των χαρτοφυλακίων και τις μεταβολές τους στο μέλλον. Από την άλλη μεριά, η αμυντική στρατηγική διαχείρισης χαρτοφυλακίων υποθέτει ότι οι αγορές λειτουργούν αποτελεσματικά και επομένως, οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων αντανakλούν μόνο το συστηματικό κίνδυνο της αγοράς. Στη συνέχεια παρουσιάζονται οι δυο παραπάνω στρατηγικές διαχείρισης χαρτοφυλακίων μετοχών με περισσότερη λεπτομέρεια ξεκινώντας, πρώτα, από την αμυντική.

Αμυντικές στρατηγικές διαχείρισης χαρτοφυλακίων μετοχών

Υποθέτοντας ότι ισχύει η αποτελεσματικότητα των αγορών, **η αμυντική στρατηγική διαχείρισης χαρτοφυλακίων μετοχών** θεωρεί ότι οι αποδόσεις τους θα πρέπει να αντανakλούν τον κίνδυνο που ενσωματώνεται σε αυτές. Αυτός μπορεί να προσδιορισθεί με βάση τις προτιμήσεις των επενδυτών και τη γραμμή κεφαλαιαγοράς(CML), όπως προβλέπει η θεωρία του CAPM (βλ. Διάγραμμα 12) Εκτός από μετοχές, τα χαρτοφυλάκια αυτά μπορεί να περιλαμβάνουν επίσης και έντοκα γραμμάτια δημοσίου ή ομόλογα.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 12: Αμυντική διαχείριση χαρτοφυλακίων



Κάτω από την αμυντική στρατηγική, τα χαρτοφυλάκια που συνήθως κρατούν οι διαχειριστές ή οι επενδυτές έχουν την ίδια αποδοτικότητα με δείκτες χαρτοφυλακίων της αγοράς που είναι ευρέως γνωστοί, όπως είναι οι δείκτες S&P500 και Dow Jones για τις ΗΠΑ, οι δείκτες FTSE 500 και FTSE για τη Μεγάλη Βρετανία και ο γενικός δείκτης ASE για την Ελληνική αγορά μετοχών. Επειδή το κόστος συναλλαγών και διαχείρισης κάποιου από τα χαρτοφυλάκια των δεικτών αυτών είναι πολύ μεγάλο λόγω του μεγάλου αριθμού μετοχών που περιλαμβάνουν, οι διαχειριστές κρατούν χαρτοφυλάκια μικρότερου αριθμού μετοχών τα οποία έχουν ανάλογες αποδόσεις με αυτά των δεικτών. Αυτό επιτυγχάνεται κρατώντας επιλεγμένες μετοχές των χαρτοφυλακίων αυτών στην ίδια αναλογία(διαστρωμάτωση) με εκείνες στα χαρτοφυλάκια των δεικτών αναφοράς. Δηλαδή, αν μια μετοχή X του χαρτοφυλακίου ενός δείκτη αποτελεί το 10% της κεφαλαιοποίησής του, τότε το χαρτοφυλάκιο αμυντικής στρατηγικής θα περιλαμβάνει τη μετοχή αυτή στο ίδιο ποσοστό με εκείνο του δείκτη. Για τον πιο ακριβή προσδιορισμό της σύνθεσης χαρτοφυλακίων αμυντικής στρατηγικής, μπορούν να χρησιμοποιηθούν μέθοδοι μαθηματικού προγραμματισμού. Με βάση αυτές, οι μετοχές του

χαρτοφυλακίου αυτού επιλέγονται έτσι ώστε οι διακυμάνσεις της απόδοσής του γύρω από την απόδοση κάποιου δείκτη αναφοράς να ελαχιστοποιούνται.

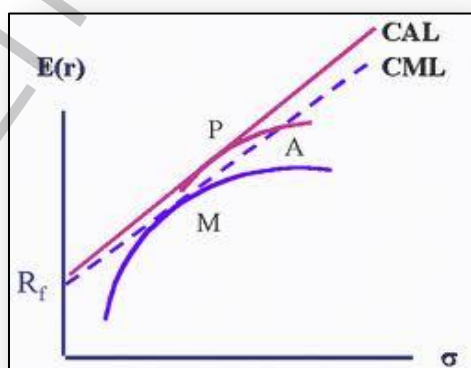
Επιθετικές στρατηγικές διαχείρισης χαρτοφυλακίων μετοχών

Η κύρια διαφορά ανάμεσα στην αμυντική και την επιθετική στρατηγική διαχείρισης ενός χαρτοφυλακίου μετοχών είναι ότι η δεύτερη αποσκοπεί στην εκμετάλλευση σημαντικών αποκλίσεων ανάμεσα στις παρατηρούμενες στην αγορά και θεωρητικά σωστές τιμές (fair values) των μετοχών τους. Η εύρεση των αποκλίσεων αυτών εξαρτάται από την ικανότητα των διαχειριστών να προβλέπουν επιτυχώς τις μελλοντικές μεταβολές των τιμών ή να ξεχωρίζουν ποιες μετοχές είναι υπερτιμημένες ή υποτιμημένες.

Οι επιθετικές στρατηγικές διαχείρισης χαρτοφυλακίων μετοχών μπορούν να ταξινομηθούν σε τρεις ευρύτερες κατηγορίες. Αυτές που αφορούν (i) την καλύτερη επιλογή μετοχών του χαρτοφυλακίου από πλευράς αποδοτικότητας(ii) την καλύτερη κατανομή των περιουσιακών στοιχείων του χαρτοφυλακίου σε διαφορετικές κατηγορίες περιουσιακών στοιχείων , όπως μετοχές και ομόλογα ή μετοχές διαφορετικών κλάδων της οικονομίας και, τέλος (iii) την εκμετάλλευση και διαχείριση πιθανών μελλοντικών αλλαγών στο καθεστώς της αγοράς μετοχών.

(α) Επιθετική στρατηγική επιλογής μετοχών

Διάγραμμα 13: Επιθετική στρατηγική επιλογής μετοχών



Η στρατηγική αυτή εστιάζει την προσοχή της στην κατασκευή ενός χαρτοφυλακίου μετοχών που έχουν τη μεγαλύτερη δυνατή απόδοση σε σχέση με κάποιο υπόδειγμα αποτίμησης κινδύνου, όπως είναι το CAPM. Αυτό γίνεται περιλαμβάνοντας στο χαρτοφυλάκιο εκείνες τις μετοχές με τις μεγαλύτερες θετικές τιμές του μέτρου J_P ή του T_P . Επειδή η ανάλυση και η ακριβής πρόβλεψη των μέσων αποδόσεων, των διακυμάνσεων και του συντελεστή βήτα των μετοχών που απαιτείται για τον υπολογισμό των μέτρων J_P ή T_P έχει κάποιο σημαντικό κόστος διαχείρισης ή επιθετική στρατηγική επιλογής των μετοχών συνήθως εφαρμόζεται στην πράξη για ένα μικρό αριθμό μετοχών. Με βάση τις μετοχές αυτές μπορούμε να κατασκευάσουμε ένα χαρτοφυλάκιο επιθετικής στρατηγικής που έχει μεγαλύτερη απόδοση ανά μονάδα κινδύνου από αυτό της αγοράς M (ή κάποιου δείκτη αυτής, που χρησιμοποιείται ως αναφορά). Στο Διάγραμμα 13 παρουσιάζουμε ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο, που συμβολίζεται ως A . Τα άριστα βάρη του χαρτοφυλακίου αυτού μπορούν να προσδιοριστούν με την τεχνική του μέσου-διακύμανσης, έχοντας επιλέξει σε πρώτο στάδιο τις μετοχές που θα συμπεριλάβουμε σε αυτό με κριτήριο τις μεγαλύτερες θετικές τιμές του μέτρου J_P .

Όπως φαίνεται από το Διάγραμμα 13, εκ κατασκευής το χαρτοφυλάκιο A έχει μέτρο Sharpe (S_A) μεγαλύτερο εκείνου του χαρτοφυλακίου της αγοράς M . Επειδή οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων A και M δεν είναι πλήρως συσχετιζόμενες μεταξύ τους, τα δυο αυτά χαρτοφυλάκια μπορούν να συνδυαστούν με το χαρτοφυλάκιο των περιουσιακών στοιχείων χωρίς κίνδυνο και έτσι, να κατασκευαστεί ένα καινούριο σύνολο δυνατών χαρτοφυλακίων που βρίσκεται στη γραμμή CAL. Το σύνολο αυτό εφάπτεται σε εκείνο ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια A και M στο σημείο P . Παρατηρούμε ότι το χαρτοφυλάκιο που αντιστοιχεί στο σημείο αυτό (δηλ. το P), έχει μεγαλύτερο μέτρο Sharpe από εκείνο των χαρτοφυλακίων A ή M . Προφανώς, αυτό συμβαίνει λόγω της μεγαλύτερης διαφοροποίησής του. Χρησιμοποιώντας το παραγοντικό υπόδειγμα αποδόσεων των μετοχών (ή των χαρτοφυλακίων) με κοινό παράγοντα την απόδοση της αγοράς αποδεικνύεται ότι το μέτρο του Sharpe για το χαρτοφυλάκιο P (S_P) είναι μεγαλύτερο εκείνου της αγοράς (S_M) και συνδέεται με εκείνο του χαρτοφυλακίου επιθετικής στρατηγικής A (S_A) ως εξής:

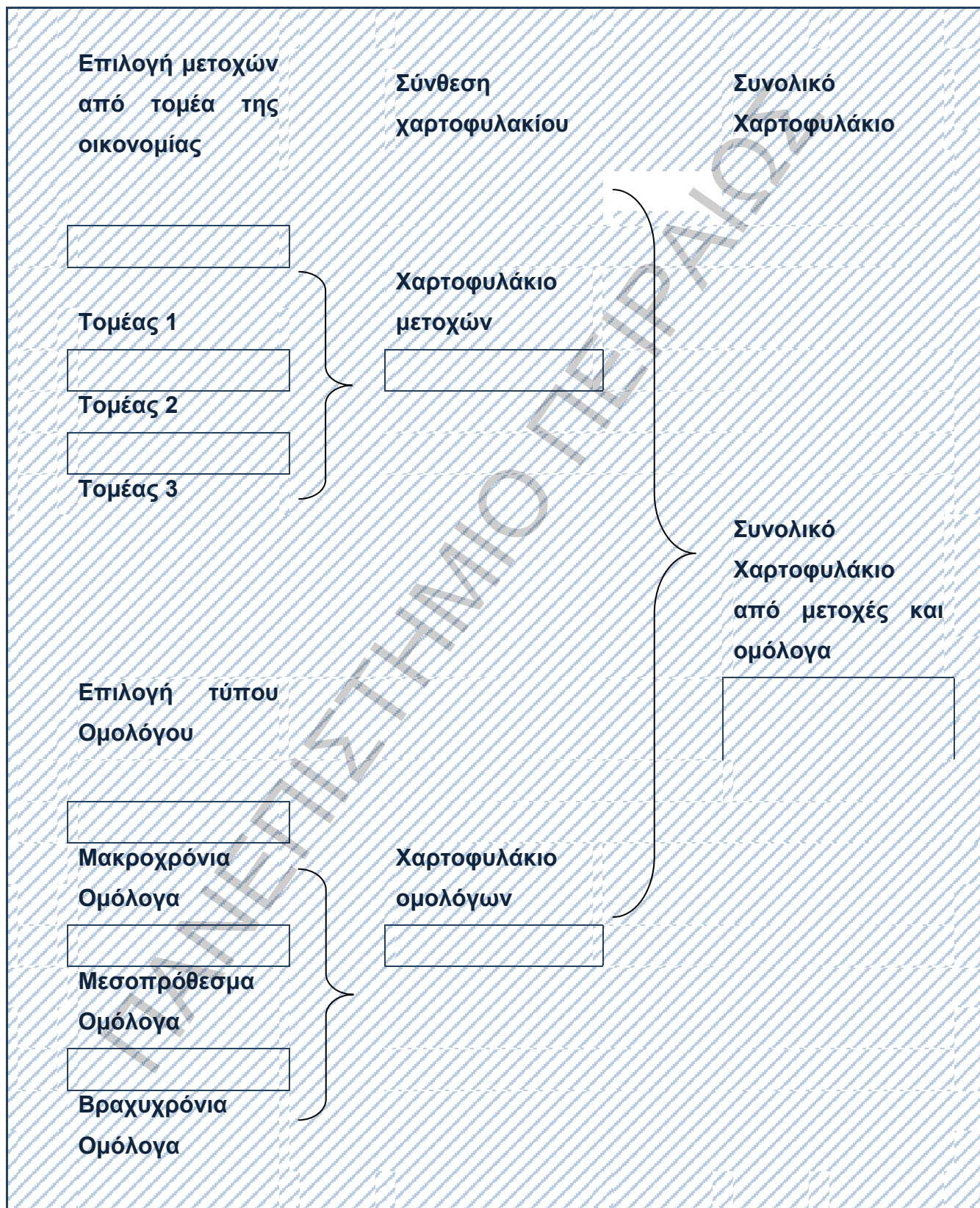
$$S_P = [S_M^2 + S_A^2]^{1/2}, \quad (11)$$

Όπου $S_A = \alpha_A / \sigma_{e_A}$ ορίζεται ως ο λόγος του μέτρου άλφα του χαρτοφυλακίου $A(\alpha_A)$ ως προς το μη-συστηματικό του κίνδυνο $\sigma_{e_A}^2$. Ο λόγος αυτός αναφέρεται στη βιβλιογραφία ως **προσαρμοσμένος συντελεστής άλφα** και παίζει σημαντικό ρόλο στην κατασκευή και διαχείριση χαρτοφυλακίων επιθετικής στρατηγικής. Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του, τόσο μεγαλύτερη θα πρέπει να είναι η επένδυση στο χαρτοφυλάκιο A σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς M ή κάποιου δείκτη αυτής.

(β) Κατανομή μεταξύ των διαφορετικών περιουσιακών στοιχείων ενός χαρτοφυλακίου

Η κατανομή των περιουσιακών στοιχείων ενός χαρτοφυλακίου σε διαφορετικές ομάδες (ή κατηγορίες) αφορά το σχετικό ποσοστό της αξίας των κεφαλαίων αυτού που θα τοποθετηθούν σε ομόλογα ή μετοχές, τη διαστρωμάτωση των μετοχών ανά κλάδο (τομέα) της οικονομίας, όπως βιομηχανία, υπηρεσίες, μεταφορές κ.ο.κ. Μια άλλη πλευρά της κατανομής αυτής αφορά το διαχωρισμό των ομολόγων σε μακροπρόθεσμα και βραχυπρόθεσμα. Η απόφαση για το ποσοστό των μακροπρόθεσμων ομολόγων που θα συμπεριληφθούν στο χαρτοφυλάκιο εξαρτάται από τη μακροχρόνια στρατηγική αυτού. Αυτή ποικίλει ανάλογα με τους σκοπούς κατασκευής του χαρτοφυλακίου αν, ως παράδειγμα, αποτελεί ένα αμοιβαίο χαρτοφυλάκιο σταθερού εισοδήματος και εγγυημένων ταμειακών ροών, ή όχι. Ενώ η απόφαση που αφορά το ποσοστό των βραχυπρόθεσμων επηρεάζεται άμεσα από τις τρέχουσες μεταβολές στις αγορές ομολόγων ή μετοχών. Η κατανομή σε όλες τις παραπάνω κατηγορίες περιουσιακών στοιχείων ενός χαρτοφυλακίου συνοψίζονται στο Διάγραμμα 14.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 14: Κατανομή περιουσιακών στοιχείων ενός χαρτοφυλακίου



Με τη βοήθεια του διαγράμματος αυτού, μπορεί να διαπιστωθεί ότι ο διαχειριστής κάποιου χαρτοφυλακίου μπορεί να επιλέξει μια σύνθεση αυτού που να στηρίζεται σε μια επιθετική στρατηγική (βλ. Treynor και Black (1973)). Αυτή θα αφορά ολόκληρη την κατανομή των περιουσιακών στοιχείων του χαρτοφυλακίου. Αυτό μπορεί να γίνει ως ακολούθως. Στο πρώτο στάδιο μπορεί να επιλεγθούν από κάθε τομέα της οικονομίας οι μετοχές εκείνες που έχουν θετικό άλφα, χρησιμοποιώντας τεχνικές πρόβλεψης και ανάλυσης που αναφέρθηκαν στο προηγούμενο τμήμα. Παράλληλα, με βάση προβλέψεις για τις μεταβολές των τιμών ή των αποδόσεων της αγοράς ομολόγων και τις συνδιακυμάνσεις τους με την αγορά μετοχών, σε δεύτερο στάδιο μπορεί να αποφασιστεί το ποσοστό του χαρτοφυλακίου να τοποθετηθεί σε μακροπρόθεσμα, μεσοπρόθεσμα ή βραχυπρόθεσμα ομόλογα. Στο στάδιο αυτό, χρησιμοποιώντας προβλέψεις για την αποδοτικότητα κάθε κλάδου της οικονομίας μπορεί επίσης να αποφασιστεί ή άριστη κατανομή του χαρτοφυλακίου ανά τομέα της οικονομίας, δηλαδή το ποσοστό της αξίας του χαρτοφυλακίου να τοποθετηθεί σε μετοχές του κλάδου των μεταφορών, βιομηχανίας, υπηρεσιών κ.ο.κ. Τέλος, στο τρίτο στάδιο, έχοντας προβλέψει τη συνολική εικόνα της οικονομίας και τις μελλοντικές προοπτικές ανάπτυξης της ή πληθωρισμού μπορεί να αποφασιστεί το ποσοστό των κεφαλαίων του χαρτοφυλακίου που θα κατανεμηθεί μεταξύ μετοχών και ομολόγων.

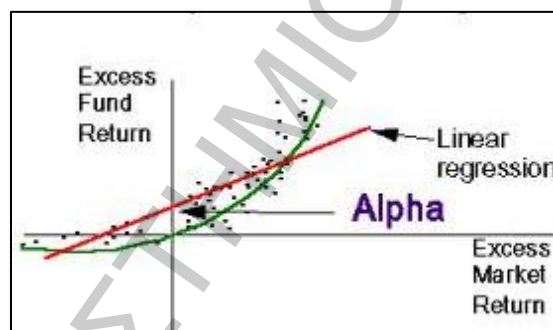
(γ) Διαχείριση στιγμιαίων μελλοντικών αλλαγών της αγοράς (Market timing)

Μια πολύ γνωστή επιθετική στρατηγική διαχείρισης χαρτοφυλακίων μετοχών στηρίζεται στην ακριβή πρόβλεψη των μελλοντικών χρονικών στιγμών όπου θα συντελεστούν σημαντικές αλλαγές στην αγορά μετοχών από τη φάση άνοδου της σε εκείνη της καθόδου της (ή ύφεσης), ή το αντίστροφο (βλ. Henriksson (1984)). Πιο συγκεκριμένα, η στρατηγική αυτή θέτει ως στόχο το χαρτοφυλάκιο P να έχει χαμηλό συντελεστή βήτα β_P , όταν η αγορά βρίσκεται σε κάμψη και υψηλό όταν αυτή βρίσκεται σε άνοδο.

Αν θεωρήσουμε ότι η αγορά βρίσκεται σε άνοδο (ή κάμψη) όταν ισχύει ή ακόλουθη ανισότητα $\bar{r}_M > r_f$ (ή $\bar{r}_M < r_f$), τότε ο διαχειριστής ενός χαρτοφυλακίου επιθετικής

στρατηγικής (έστω ότι αυτό είναι το P) θα συμπεριλάβει σε αυτό μετοχές με συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας(ή ίσο με το μηδέν) όταν προβλέπεται ότι η αγορά θα βρεθεί σύντομα σε ανοδική (ή καθοδική) φάση. Εκ κατασκευής, ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο θα έχει τιμές βήτα : $\beta_P > 1$ (ή $\beta_P = 0$). Το χαρτοφυλάκιο με $\beta_P = 0$ μπορεί να αποτελείται μόνο από τα περιουσιακά στοιχεία χωρίς κίνδυνο, καθώς είναι δύσκολο να βρεθούν μετοχές με συντελεστή βήτα ίσο με το μηδέν. Από την άλλη πλευρά , το χαρτοφυλάκιο με $\beta_P > 1$ θα αποτελείται κυρίως από μετοχές .Η παραπάνω επιθετική στρατηγική διαχείρισης ενός χαρτοφυλακίου P αναμένεται να περιορίσει τις ζημιές αυτού όταν η αγορά βρίσκεται σε κάμψη και να τις μεγιστοποιήσει όταν βρίσκεται σε άνοδο. Επομένως, το χαρτοφυλάκιο αυτό αναμένεται να έχει υψηλότερες αποδόσεις από εκείνο της αγοράς.

**ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 15: Διαχείριση μελλοντικών αλλαγών του καθεστώτος της αγοράς
(Market timing)**



Στο Διάγραμμα 15 παρουσιάζουμε την περίπτωση ενός χαρτοφυλακίου P για την κατασκευή του οποίου ο διαχειριστής ακολουθεί επιτυχώς την παραπάνω επιθετική στρατηγική εκμετάλλευσης του χρονικού σημείου μελλοντικών αλλαγών στο καθεστώς της αγοράς. Όπως φαίνεται από το διάγραμμα αυτό , η σχέση ανάμεσα στην επιπλέον μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου P: $\bar{r}_P - r_f$ και εκείνης της αγοράς M: $\bar{r}_M - r_f$ είναι μη γραμμική. Αυτή έχει πιο απότομη κλίση προς τα πάνω και δεξιά για μεγάλες τιμές της επιπλέον απόδοσης $r_M - r_f$, όταν η αγορά βρίσκεται σε άνοδο (δηλαδή $\bar{r}_M > r_f$) και μικρότερη όταν βρίσκεται σε καθοδική φάση (δηλαδή $\bar{r}_M < r_f$). Προφανώς , η απλή γραμμική παλινδρόμηση μεταξύ των επιπλέον αποδόσεων $r_P - r_f$ και $r_M - r_f$ που προβλέπεται από το CAPM δεν μπορεί να αποτυπώσει τη μη γραμμική σχέση ανάμεσα

στις επιπλέον αποδόσεις αυτές , που παρουσιάζονται στο Διάγραμμα 8. Για να διαπιστωθεί στην πράξη αν πράγματι για το χαρτοφυλάκιο P ακολουθείται μια επιτυχημένη επιθετική στρατηγική μπορούμε να τρέξουμε την ακόλουθη παλινδρόμηση:

$$r_P - r_f = \alpha_P + \beta_P (r_M - r_f) + \gamma_P (r_M - r_f)^2 + \varepsilon_P, \quad (12)$$

η οποία περιλαμβάνει τη μεταβλητή $(r_M - r_f)^2$ ως έναν επιπλέον παλινδρομητή. Αν στην εκτίμηση της παλινδρόμησης αυτής ο συντελεστής γ_P της μεταβλητής $(r_M - r_f)^2$ βρεθεί να είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός, τότε αυτό σημαίνει ότι ο διαχειριστής του χαρτοφυλακίου P έχει επιτυχώς ακολουθήσει μια επιθετική πολιτική εκμετάλλευσης των μελλοντικών αλλαγών του καθεστώτος της αγοράς από τη φάση της καθόδου της σε αυτή της ανόδου της. Επομένως, το χαρτοφυλάκιο P θα πρέπει να παρουσιάζει μεγαλύτερη αποδοτικότητα σε σχέση με εκείνο της αγοράς M.

2.7 Αντίλογος στην υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς

2.7.1 Απουσία τυχαίου περιπάτου

Η «Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς» μελετάται εδώ και δεκαετίες. Αν και οι μέθοδοι έχουν αλλάξει, το συμπέρασμα παραμένει κοινό: η αγορά εμφανίζει αποτελεσματικότητα αδύνατου τύπου. Οι πρώτες προσεγγίσεις περιελάμβαναν « κανόνες φίλτρα», μελέτη των αλληλουχιών προσήμου των τιμών (runs tests) καθώς και μελέτη των αυτοσυσχετίσεων και του μεγέθους των μεταβολών των τιμών. Οι νεότερες έρευνες ασχολούνται, κατά κύριο λόγο με τον έλεγχο του «Υποδείγματος του Τυχαίου Περιπάτου» μέσω νέων τεχνικών, όπως οι διάφορες παραλλαγές του Variance Ratio (VR) τεστ. Επίσης, αυτές οι έρευνες χρησιμοποιούν σύνολα δεδομένων που καλύπτουν χρονικά διαστήματα δεκαετιών, αλλά και αναφέρονται σε αγορές εκτός Βορείου Αμερικής. Τις περισσότερες φορές το «Υπόδειγμα του Τυχαίου Περιπάτου» απορρίπτεται. Αυτό, όμως, σε καμία περίπτωση δεν συνιστά απόρριψη της «Υπόθεσης της Αποτελεσματικής Αγοράς», καθώς η οικονομική αξιοποίηση των οποίων στατιστικά σημαντικών εξαρτήσεων κρίνεται εξαιρετικά αμφίβολη. Από αυτό τον κανόνα δεν ξεφεύγουν ούτε και οι αποδεδειγμένες «ανωμαλίες» που έχουν εντοπιστεί σε διάφορα χρηματιστήρια και θεωρούνται σήμερα μέρος της προβλεπόμενης συμπεριφοράς των αγορών.

2.7.2 Ψυχολογία αγορών – Μη ορθολογικοί επενδυτές

Η επικρατούσα οικονομική προσέγγιση της λήψης μιας απόφασης σε συνθήκες αβεβαιότητας είναι η θεωρία αναμενόμενης χρησιμότητας (expected utility theory). Η θεωρία υποθέτει ότι οι άνθρωποι κινητοποιούνται από υλικά κίνητρα και ο τρόπος με τον οποίο λαμβάνουν τις αποφάσεις τους ερμηνεύεται λογικά. Στα πλαίσια αυτά, εξετάζουν και επεξεργάζονται τις διαθέσιμες πληροφορίες, μεταξύ άλλων με τυποποιημένες στατιστικές ή οικονομετρικές μεθόδους.

Σύμφωνα με τον Schleifer (2000) η ΥΑΑ βασίζεται σε τρεις βασικές υποθέσεις:

- Οι επενδυτές θεωρούνται ορθολογικοί δρώντες και αποτιμούν τα αξιόγραφα με ορθολογικό τρόπο
- Σε περίπτωση που οι επενδυτές δε δρουν ορθολογικά, οι συναλλαγές τους είναι τυχαίες, ακυρώνοντας οποιαδήποτε επίδραση μπορεί να έχουν στις τιμές των αξιογράφων
- Ακόμη και αν οι μη ορθολογικές συναλλαγές δεν είναι τυχαίες, αλλά ακολουθούν μια λογική συσχέτισης προς την ίδια κατεύθυνση, θα υπάρχουν πάντα στην αγορά ορθολογικοί επενδυτές που μέσω της διαδικασίας του αρμπιτράζ θα επαναφέρουν τις τιμές των αξιογράφων στο επίπεδο ισορροπίας τους.

Ωστόσο, και αυτές οι τρεις υποθέσεις επιδέχονται κριτική:

- Οι επενδυτές δε δρουν πάντα ορθολογικά: Υπάρχουν αποκλίσεις από τον τρόπο συμπεριφοράς που υποδεικνύουν τα οικονομικά υποδείγματα.
- Αυτές οι αποκλίσεις μπορεί να αφορούν μια πολύ μεγάλη ομάδα επενδυτών επομένως να μην υπάρχει δυνατότητα ακύρωσης των επιδράσεων των συναλλαγών τους στις τιμές των αξιογράφων
- Στην πραγματικότητα η διαδικασία της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας είναι δαπανηρή και ενέχει κίνδυνο¹(Barberis & Thaller, 2002)

¹ Το κόστος έχει να κάνει με το κόστος εφαρμογής της στρατηγικής (implementation cost) και ο κίνδυνος σχετίζεται με την παρουσία

Εστιάζοντας κυρίως στο πρώτο σημείο, η διενέργεια πειραμάτων επιβεβαιώνει τη μη ορθολογικότητα των επενδυτών δημιουργώντας την ανάγκη για μια οικονομική προσέγγιση που δε θα βασιζόταν αποκλειστικά σε οικονομετρικά εργαλεία και αναλύσεις, αλλά στις ανθρώπινες αδυναμίες και συναισθήματα (Αλεξάκης, 2008).

Η σύγχρονη προσέγγιση στην οικονομική θεωρία εκτός από την αυτονόητη στήριξη στα μαθηματικά τη στατιστική και την κοινωνιολογία στηρίζεται πλέον στην ψυχολογία και τη νευρωνική επιστήμη.

Όσον αφορά την ψυχολογία, και ειδικότερα στην αντιληπτική ψυχολογία² (cognitive psychology), ο άνθρωπος θεωρείται σύστημα που κωδικοποιεί και ερμηνεύει τις διαθέσιμες πληροφορίες με συνειδητό τρόπο, αλλά όπου άλλοι παράγοντες κυβερνούν επίσης τις αποφάσεις του σε μια διαλογική διαδικασία (Πολλάλης, 2003). Τέτοια στοιχεία περιλαμβάνουν την αντίληψη, διανοητικά πρότυπα για την ερμηνεία των συγκεκριμένων καταστάσεων, των συγκινήσεων, των τοποθετήσεων και των μνημών και των προηγούμενων αποφάσεων και των συνεπειών τους.

Μελέτες των Tversky και Kahneman (1974), έχουν δείξει ότι οι άνθρωποι είναι σχετικά ανίκανοι να αναλύουν πλήρως σύνθετες καταστάσεις αποφάσεων όταν αυτές μπορεί να έχουν στο μέλλον αβέβαιες συνέπειες. Κάτω από αυτές τις περιστάσεις στηρίζονται στους ευριστικούς κανόνες (heuristics) ή τις εμπειροτεχνικές μεθόδους³ (rules of thumb). Τα περισσότερα πειραματικά θέματα ορίζουν τις ίδιες πιθανότητες σε μικρά και μεγάλα δείγματα χωρίς να λαμβάνεται υπόψη ότι η απόκλιση από το μέσο όρο, ως μέτρο αποτίμησης του κινδύνου, μειώνεται δραστικά όσο το μέγεθος του δείγματος διευρύνεται. Κάτω από αυτό το πρίσμα, οι άνθρωποι εμμένουν σε ένα νόμο των μικρών αγαθών, χωρίς εξέταση του νόμου των μεγάλων αριθμών στη θεωρία πιθανοτήτων⁴.

² Η Γνωστική Ψυχολογία ασχολείται με την πρόοδο στη μελέτη της μνήμης, στην επεξεργασία της γλώσσας, της αντίληψης, επίλυση προβλημάτων, και της σκέψης.

³ Απλοί προσεγγιστικοί κανόνες στα πλαίσια της επιστήμης της ψυχολογίας που υποδεικνύουν τον τρόπο με τον οποίο τα άτομα λύνουν περίπλοκα προβλήματα με σχετικά ελλιπή πληροφόρηση.

⁴ Μικρά δείγματα παρατηρήσεων θεωρούνται το ίδιο αντιπροσωπευτικά με μεγάλα δείγματα ενώ είναι γνωστό ότι στα μεγάλα δείγματα η αβεβαιότητα μειώνεται.

Με την ίδια λογική, ένας επενδυτής που αναγνωρίζει ότι ένας χρηματιστηριακός αναλυτής μπορεί να κάνει μια πρόβλεψη για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο, μπορεί να καταλήξει στο συμπέρασμα ότι αυτός ο αναλυτής είναι συστηματικά ικανότερος από το μέσο επενδυτή. Η αληθινή πιθανότητα σε όρους στατιστικής υποδηλώνει ότι κάτι τέτοιο είναι σχεδόν αδύνατο να συμβεί.

Αυτή η μωπική αντιμετώπιση των στοιχείων μπορεί να δώσει μια κατεύθυνση στην εξήγηση των ανωμαλιών της ΥΑΑ τα οποία φαίνεται να μην μπορούν να ερμηνευθούν επαρκώς από τα υπάρχοντα πρότυπα. Σε αυτό το σημείο έρχεται ο σχετικά νέος κλάδος της Συμπεριφορικής Χρηματοοικονομικής όπου το κεντρικό χαρακτηριστικό είναι ο δανεισμός κανόνων της ψυχολογίας για την ερμηνεία της λειτουργίας των χρηματιστηριακών αγορών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3^ο ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ- ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ ΓΙΑ ΤΟ ΦΑΙΝΟΜΕΝΟ ΤΟΥ ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΥ.

3.1 Εισαγωγή

Τα τελευταία 60 χρόνια η Διεθνή Βιβλιογραφία στον τομέα της Χρηματοοικονομικής Επιστήμης περιλαμβάνει μεγάλο αριθμό μελετών που διερευνούν την ύπαρξη διαφόρων «ανωμαλιών» όσον αφορά στη συμπεριφορά των τιμών των μετοχών και σαν συνέπεια την κατανομή των αποδόσεων τους. Οι «αναποτελεσματικότητες» (ανωμαλίες) των Χρηματιστηριακών Αγορών αναφέρονται στα «εποχικά» και ημερήσια πρότυπα που παρουσιάζουν οι αποδόσεις των αξιόγραφων. Μια από τις περισσότερο γνωστές και σημαντικές είναι το “Φαινόμενο” του Ιανουαρίου.

Το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι μια ημερολογιακή ανωμαλία που συναντάται στην χρηματαγορά και οφείλεται στο γεγονός ότι οι αποδόσεις των μετοχών κατά τον μήνα Ιανουάριο διαφέρουν σημαντικά και είναι πολύ υψηλότερες από τις αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών του χρόνου, ενώ οι αποδόσεις του Δεκεμβρίου είναι χαμηλές ή/και αρνητικές.

Σύμφωνα με την θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς οι αποδόσεις των ημερολογιακών μηνών θα έπρεπε να είναι τυχαίες μεταβλητές και να μην μπορούν οι επενδυτές να προβλέψουν εκ των προτέρων ποιοι μήνες θα έχουν τις υψηλότερες.

Εάν μπορούν να κάνουν κάτι τέτοιο χρησιμοποιώντας ιστορικά στοιχεία, τότε θα έχουν υπεραποδόσεις οπότε η θεωρία περί αποτελεσματικότητας της αγοράς στην ασθενή της μορφή καταρρίπτεται.

Η ύπαρξή του πρωτοεμφανίστηκε στις αρχές του 20^{ου} αιώνα και οι πρώτες εμπειρικές έρευνες πραγματοποιήθηκαν από πανεπιστημιακές ομάδες του Harvard (1919) και τα ερευνητικά τμήματα Fenner και Beane (1939). Οι συγκεκριμένες έρευνες υποστήριξαν ότι οι αποδόσεις των αξιόγραφων που παρατηρούνται στον Χρηματιστηριακό χώρο πραγματοποιούνται τυχαία « random walk» και η παρουσία οποιασδήποτε εποχικότητας καταρρίπτεται από τη δημόσια πληροφόρηση των επενδυτών.

Κατά τη διάρκεια όπου τα οικονομετρικά μοντέλα, βασισμένα στον τυχαίο περίπατο, υποστήριζαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζονταν αμετάβλητες στο πέρασμα του χρόνου, ο Wachtel (1942) αποτέλεσε τον πρώτο επιστήμονα που μελέτησε και υποστήριξε την ύπαρξη εποχικότητας στον Αμερικάνικο Δείκτη Dow Jones Industrial Average (DJIA) από το 1927 έως το 1942.

Από τότε ο Keim (1983) ανακάλυψε ότι η συγκεκριμένη εποχικότητα σχετίζεται με την παρουσία υπερκανονικών αποδόσεων που παρατηρούνται σε επιχειρήσεις μικρής κεφαλαιοποίησης παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις με μεγαλύτερη μεταβλητότητα από εκείνες υψηλότερης κεφαλαιοποίησης ειδικά τις πρώτες μέρες του νέου έτους.

Δύο βασικές προσπάθειες εξήγησης του φαινομένου από την πλευρά της παραδοσιακής θεωρίας είναι οι εξής:

1) Το φαινόμενο του Ιανουαρίου μπορεί να οφείλεται στο ότι ο μήνας αυτός είναι η αρχή του καινούριου φορολογικού έτους και οι επενδυτές προκειμένου να επιτύχουν φορολογικές απαλλαγές από ζημιές αγοραπωλησιών μετοχών, πωλούν προς τα τέλη Δεκεμβρίου μετοχές στις οποίες έχουν ζημιές (πιέζοντας τις τιμές προς τα κάτω λόγω υψηλής προσφοράς τίτλων), καταγράφουν λογιστικά τις ζημιές τους και τις φοροαπαλλαγές τους και τις πρώτες ημέρες του Ιανουαρίου τις ξαναγοράζουν (πιέζοντας τις τιμές προς τα πάνω λόγω υψηλής ζήτησης των τίτλων).

Άρα είναι μια ορθολογική συμπεριφορά των επενδυτών που οδηγεί στο φαινόμενο. Όμως η εξήγηση αυτή δεν μπορεί να απαντήσει στο γιατί το φαινόμενο παρουσιάζεται και σε χώρες που δεν υπάρχει φορολογία στις υπεραξίες από μετοχές.

2) Το φαινόμενο του Ιανουαρίου μπορεί να προέρχεται από την διάρθρωση που επιχειρούν οι διαχειριστές των μεγάλων θεσμικών χαρτοφυλακίων λίγο πριν την ετήσια αποτίμηση από τους ιδιοκτήτες των χαρτοφυλακίων.

Δηλαδή οι διαχειριστές πωλούν τον Δεκέμβριο μικρές και επικίνδυνες μετοχές που έχουν στα χαρτοφυλάκια τους και δεν θέλουν να τις παρουσιάσουν στην ετήσια έκθεση (τις οποίες επαναγοράζουν τον Ιανουάριο) και αγοράζουν πιο συντηρητικές μετοχές

προκειμένου στην ετήσια έκθεση να φανεί το χαρτοφυλάκιο που διαχειρίζονται πιο συντηρητικό αλλά με μεγαλύτερες αποδόσεις.

Και αυτή όμως η εξήγηση δεν απαντάει στο ερώτημα γιατί δεν εμφανίζεται παρόμοια συμπεριφορά και στις εξαμηνιαίες εκθέσεις παρά μόνο στις ετήσιες.

3) Το φαινόμενο του Ιανουαρίου μπορεί να οφείλεται στη ρευστότητα στο τέλος του έτους. Η σημαντική αύξηση στην επιχειρηματική δραστηριότητα στο τέλος του έτους οδηγεί σε μεγαλύτερα κέρδη τον Δεκέμβριο.

Τα κέρδη αυτά (ή μέρος τους) διοχετεύονται στις κεφαλαιαγορές στην αρχή του χρόνου και η αντίστοιχη αύξηση ρευστότητας πιέζει ανοδικά τις τιμές των μετοχών.

Μια σειρά ερευνών ακολούθησαν προκειμένου να επαληθευτούν τα ανωτέρω.

3.2 Μελέτες του Φαινομένου του Ιανουαρίου που αφορούν την Αγορά στις ΗΠΑ

3.2.1 Η Μελέτη του Reinganum (1983)

Σκοπός της μελέτης του Reinganum (1983) είναι η εμπειρική εξέταση του αν οι επιδράσεις του φαινομένου του Ιανουαρίου (και συνεπώς το ίδιο το φαινόμενο) εξαρτώνται με την πώληση μετοχών για φοροαπαλλακτικούς λόγους (tax-loss selling), όπως είχαν δείξει μέχρι τότε άλλες τρεις εμπειρικές μελέτες ((Branch (1982), Roll (1982), Dyl (1977)). Σύμφωνα με την παραπάνω άποψη αν κάποιος επενδυτής αγοράσει μετοχές που η τιμή τους βρίσκεται σε ιστορικά χαμηλό επίπεδο τον Δεκέμβριο και τις πουλήσει τον Ιανουάριο τότε θα εξασφαλίσει σημαντικές μη κανονικές αποδοχές.

Για να εξετάσει εμπειρικά την σχέση του φαινομένου του Ιανουαρίου της πώλησης μετοχών για φοροαπαλλακτικούς λόγους ο Reinganum (1983) χρησιμοποιεί στοιχεία από τη βάση δεδομένων CRISP (University of Chicago Center for Research in Security Prices) για την περίοδο 1962-1979.

Στη συνέχεια κατασκευάζει χαρτοφυλάκια μετοχών ακολουθώντας την παρακάτω διαδικασία:

- Στο τέλος κάθε έτους καταγράφει την κεφαλαιοποίηση των μετοχών.
- Κατατάσσει τις επιχειρήσεις και τις τοποθετεί σε χαρτοφυλάκια με βάση την κεφαλαιοποίησή τους.

Για παράδειγμα, οι επιχειρήσεις με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση κατατάσσονται στο υψηλότερο χαρτοφυλάκιο –ας το ονομάσουμε για παράδειγμα MV10- ενώ οι επιχειρήσεις με τη χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση κατατάσσονται σε χαμηλότερο χαρτοφυλάκιο-ας το ονομάσουμε MV1. Όλες οι υπόλοιπες επιχειρήσεις κατατάσσονται σε χαρτοφυλάκια που βρίσκονται μεταξύ των δύο χαρτοφυλακίων –ας τα ονομάσουμε MV1, MV2,...,MV9.

- Κατά τη διάρκεια του επόμενου έτους υπολογίζεται η ισοσταθμισμένη απόδοση καθενός από τα χαρτοφυλάκια MV1,...,MV10.
- Στο τέλος του επόμενου έτους η κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση επαναλαμβάνεται και σχηματίζονται τα χαρτοφυλάκια για το επόμενο έτος.
- Η συγκεκριμένη διαδικασία επαναλαμβάνεται για όλα τα έτη του δείγματος (1962-1979)

Στη συνέχεια ορίζει ως καλύτερο (με βάση τη διαθεσιμότητα των στοιχείων) δυνητικό μέτρο της φοροαπαλλακτικής πώλησης το λόγο μεταξύ της τιμής της μετοχής στο τέλος του έτους προς τη μεγαλύτερη τιμή της μετοχής για το δεύτερο εξάμηνο του έτους. Με άλλα λόγια, το μέτρο μπορεί να περιγραφεί από την παρακάτω σχέση:

$$PTS = \frac{price_{end\ of\ year}}{price_{max\ of\ last\ six\ months\ of\ the\ year}}$$

Αφού υπολογίσει το παραπάνω μέτρο για κάθε μία μετοχή τις κατατάσσει σε τέσσερις κατηγορίες με βάση την τιμή του PTS . Συνεπώς τώρα έχει δύο κατατάξεις μετοχών, η πρώτη με βάση τις κεφαλαιοποιήσεις και η δεύτερη με βάση το μέτρο PTS. Με βάση τον αριθμό (10) των χαρτοφυλακίων και τις κατηγορίες (4) των PTS έχουμε μία νέα κατάταξη των μετοχών σε 40 (4x10) κατηγορίες. Για παράδειγμα, το πρώτο χαρτοφυλάκιο (MV1) χωρίζεται σε 4 κατηγορίες PTS, το δεύτερο σε άλλες τέσσερις κατηγορίες κοκ.

Σύμφωνα με τον Reinganum (1983) για να απορρίψει κάποιος την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου θα πρέπει οι παραπάνω παρατηρήσεις να ακολουθούν μία ομοιόμορφη (uniform) κατανομή. Η εμπειρική ανάλυση όμως έδειξε ότι περισσότερες τιμές του μέτρου συγκεντρώνονται στα χαμηλότερα χαρτοφυλάκια δείχνοντας ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι υπαρκτό. Οι χαμηλότερες αποδόσεις συνδυάζονται με πωλήσεις για φοροαπαλλακτικούς λόγους. Συνεπώς επιβεβαιώνεται το φαινόμενο ως μία απόκλιση από την Υπόθεση της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς. Σύμφωνα με τον Reinganum (1983) όμως παρόλη την ορθότητα των αποτελεσμάτων του πρέπει να γίνουν δύο παρατηρήσεις. Πρώτον, ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν οφείλεται μόνο στον παράγοντα των φοροαπαλλακτικών πωλήσεων και δεύτερον ότι κάποιος επενδυτής δε θα μπορούσε να επωφεληθεί από το φαινόμενο του Ιανουαρίου χρησιμοποιώντας κάποια στρατηγική (π.χ. μια αντίθετη στρατηγική (contrarian strategy)) εξαιτίας κόστους συναλλαγής (transaction cost) που θα εξανέμιζε τα όποια κέρδη.

3.2.2 Η μελέτη του Keim (1983)

Η μελέτη αυτή εξετάζει, μήνα με το μήνα, την εμπειρική σχέση μεταξύ των μη-κανονικών αποδόσεων και της αγοραίας αξίας των κοινών μετοχών του NYSE και του AMEX. Παρέχονται στοιχεία ότι οι κατανομές των καθημερινών έκτακτων αποδόσεων τον Ιανουάριο είναι πιο έντονες σε σχέση με τους υπόλοιπους έντεκα μήνες, και ότι η σχέση μεταξύ των μη-κανονικών αποδόσεων και του μεγέθους είναι πάντα αρνητική και πιο έντονη τον Ιανουάριο σε σχέση με οποιοδήποτε άλλο μήνα - ακόμη και σε χρονιές, όταν, κατά μέσο όρο οι μεγάλες επιχειρήσεις κερδίζουν μεγαλύτερες αποδόσεις προσαρμοσμένου κινδύνου από τις μικρές επιχειρήσεις. Ειδικότερα, σχεδόν πενήντα τοις εκατό του μέσου μεγέθους του «φαινομένου του μεγέθους» κατά την περίοδο 1963-1979 οφείλεται στις έκτακτες αποδόσεις του Ιανουαρίου.

Επιπλέον, περισσότερο από το πενήντα τοις εκατό της “πριμοδότησης” του Ιανουαρίου οφείλεται σε μεγάλες έκτακτες αποδόσεις κατά τη διάρκεια της πρώτης εβδομάδας των συναλλαγών του έτους, ιδιαίτερα την πρώτη ημέρα των συναλλαγών.

Η παρούσα μελέτη εξετάζει την με το μήνα σε μήνα σταθερότητα του μεγέθους της ανωμαλίας κατά την περίοδο 1963 - 1979. Η μελέτη του βασίζεται στο "φαινόμενο του Ιανουαρίου» και σε ευρήματα από τον Reinganum (1981) και τον Banz (1981) σχετικά με την «φαινόμενο του μεγέθους». Τα στοιχεία από την εργασία του δείχνουν ότι σχεδόν το πενήντα τοις εκατό του μέσου όρου του βαθμού του προσαρμοσμένου στον κίνδυνο premium των μικρών επιχειρήσεων σε σχέση με τις μεγάλες επιχειρήσεις οφείλεται στις έκτακτες αποδόσεις του Ιανουαρίου.

Δείχνει, επίσης, εμπειρικά ευρήματα ότι είκοσι έξι τοις εκατό του μεγέθους των έκτακτων αποδόσεων με premium μπορεί να γίνει αντιληπτό κατά τη διάρκεια της πρώτης εβδομάδας των συναλλαγών και κοντά σε έντεκα τοις εκατό μπορεί να γίνει αντιληπτό την πρώτη ημέρα των συναλλαγών. Ευρήματα του Keim (1983) δείχνουν ότι οι μικρότερες επιχειρήσεις έχουν σημαντικά υψηλότερη συσχέτιση με το "φαινόμενο του Ιανουαρίου" από ό, τι οι μεγαλύτερες επιχειρήσεις. Είναι πολύ σημαντικό να πούμε ότι έχει υποστηριχθεί ότι μέρη του φαινομένου του μεγέθους μπορούν να εξηγηθούν από έναν παράγοντα κινδύνου που παραλείπεται. Ωστόσο, η συμπεριφορά του φαινομένου του μεγέθους που παρατηρείται τον Ιανουάριο δεν μπορεί να εξηγηθεί αποκλειστικά και μόνο από τον κίνδυνο. (Keim, 1983, σελ.13-14)

Για να διερευνηθεί η αρνητική σχέση μεταξύ του μεγέθους της επιχείρησης και της ανωμαλίας χρησιμοποιείται ένα δείγμα επιχειρήσεων στο New York Stock Exchange (περαιτέρω αναφέρεται ως NYSE) και το American Stock Exchange (περαιτέρω αναφέρεται ως AMEX). Στη συνέχεια μετριέται από τη συνολική αξία της αγοράς των κοινών μετοχών και των προσαρμοσμένων στον κίνδυνο μη-κανονικών αποδόσεων. Το δείγμα είναι ημερήσιες τιμές μετοχών για μια περίοδο δεκαεπτά ετών, από το 1963 ως και το 1979. (Keim, 1983, σ.15)

Οι εταιρείες που περιλαμβάνονται στο δείγμα έχουν αποδόσεις στην αγορά χρεογράφων κατά τη διάρκεια ολόκληρου του ημερολογιακού έτους και ως εκ τούτου οι επιχειρήσεις εισέρχονται ή εξέρχονται από το δείγμα εξαιτίας συγχωνεύσεων, πτωχεύσεων, διαγραφής και νέων καταχωρήσεων. Ο αριθμός των επιχειρήσεων του δείγματος κυμαίνεται περίπου από 1500-2400 κατά τη διάρκεια της μελέτης. Ο Keim

(1983) χωρίζει τις επιχειρήσεις σε 10 χαρτοφυλάκια σύμφωνα με το μέγεθος της επιχείρησης, με το χαρτοφυλάκιο νούμερο ένα να περιέχει τις μικρότερες επιχειρήσεις και το χαρτοφυλάκιο με το νούμερο δέκα να περιέχει τις μεγαλύτερες επιχειρήσεις. Αυτά τα χαρτοφυλάκια ενημερώνονται σε ετήσια βάση και περιέχουν περίπου διακόσιες εταιρείες το καθένα κατά μέσο όρο. (Keim, 1983, σ.15)

Ο Keim (1983) ξεκινά να δοκιμάσει την ανωμαλία του μεγέθους και διαπιστώνει ότι υπάρχουν σαφείς αποδείξεις ότι η επιπρόσθετη απόδοση έχει αρνητική σχέση με το μέγεθος της επιχείρησης. Αυτό επιβεβαιώνει το φαινόμενο του μεγέθους, πράγμα που σημαίνει ότι οι μικρότερες επιχειρήσεις έχουν υψηλότερη έκτακτη απόδοση προσαρμοσμένη με το ασφάλιστρο κινδύνου από τις μεγαλύτερες επιχειρήσεις. Ο Keim (1983) προχωρεί περισσότερο στην έρευνά του και δοκιμάζει την σταθερότητα του φαινομένου του μεγέθους από μήνα σε μήνα. Τα ευρήματα δείχνουν ότι ο μεγαλύτερος βαθμός της ανωμαλίας συμπυκνώνεται τον Ιανουάριο· στην πραγματικότητα σχεδόν πενήντα τοις εκατό της ανωμαλίας συμπυκνώνεται τον Ιανουάριο.

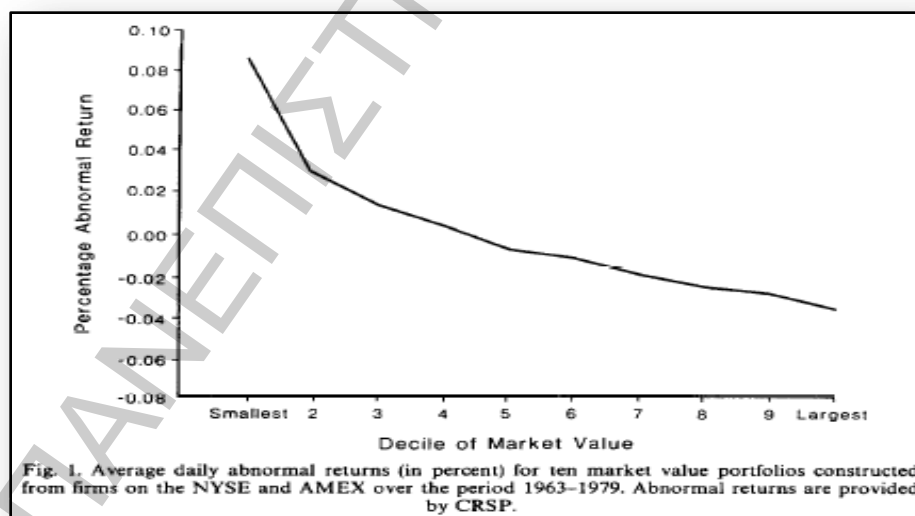
Ο Keim (1983) σκιαγραφεί την αρνητική σχέση μεταξύ των έκτακτων αποδόσεων και του μεγέθους της επιχείρησης ξεχωριστά για κάθε μήνα (**βλέπε σχήμα 1**). Αυτή η εικόνα δείχνει σαφώς ότι το «φαινόμενο του μεγέθους» και το «φαινόμενο του Ιανουαρίου» συνδέονται, υπάρχει το "φαινόμενο της μικρής επιχείρησης τον Ιανουάριο". Τα ευρήματά του δείχνουν ότι το «φαινόμενο του μεγέθους» είναι σαφώς πιο εμφανές τον Ιανουάριο από τους άλλους μήνες. (Keim, 1983, σ.19-21)

Ο Keim (1983) διερευνά το φαινόμενο περαιτέρω με τη χρήση των καθημερινών δεδομένων του για να εξετάσει πιο προσεκτικά το «φαινόμενο του Ιανουαρίου». Βρίσκει ότι το «φαινόμενο του Ιανουαρίου» είναι πιο εμφανές κατά τη διάρκεια των πρώτων πέντε ημερών των συναλλαγών. Ο Keim (1983) διαπιστώνει επίσης ότι η διαφορά της πρώτης ημέρας συναλλαγών είναι θετική κάθε χρόνο και ότι είναι μια σημαντική διαφορά μεταξύ των μεγεθών επιχείρησης. Περαιτέρω, η μελέτη του Keim (1983) δείχνει ότι οι μικρότερες επιχειρήσεις είχαν οκτώ τοις εκατό υψηλότερο μέσο όρο απόδοσης

από τις μεγαλύτερες επιχειρήσεις κατά τη διάρκεια των πρώτων πέντε ημέρες συναλλαγών (Keim, 1983, σ.25).

Ο Keim (1983) αποδεικνύει επομένως την ύπαρξη του "φαινομένου της μικρού μεγέθους επιχείρησης τον Ιανουάριο" στις ΗΠΑ κατά τη διάρκεια του 1963 και 1979 (Keim, 1983, σ.31). Δείχνει ότι υπάρχει μια σημαντική διαφορά στις έκτακτες αποδόσεις μεταξύ των μικρών επιχειρήσεων και των μεγάλων επιχειρήσεων κατά το μήνα Ιανουάριο, ειδικά κατά τη διάρκεια των πρώτων ημερών συναλλαγών (Keim, 1983, σ.31). Η μελέτη του Keim είναι μια βάση αναφοράς για περαιτέρω μελέτες που έχουν γίνει σχετικά με το "φαινόμενο του Ιανουαρίου".

Η ανωμαλία αυτή της αγοράς, μετά από την μελέτη του, έχει συνδεθεί με τις μικρές επιχειρήσεις και όταν κάποιος μιλήσει για το "φαινόμενο του Ιανουαρίου", αναφέρεται στο γεγονός ότι οι μικρές επιχειρήσεις ξεπερνούν σε απόδοση τις μεγάλες επιχειρήσεις τον Ιανουάριο σε σύγκριση με όλους τους άλλους μήνες σε ένα δεδομένο έτος. Αυτή η μελέτη δείχνει, λοιπόν, ότι το "φαινόμενο του Ιανουαρίου" είναι πιο εμφανές σε συνδυασμό με το «φαινόμενο του μεγέθους».



Σχήμα 1 (Keim, 1983, σ.17). "Μέσες έκτακτες αποδόσεις (επί τοις εκατό) για δέκα χαρτοφυλάκια αγοραίας αξίας, κατασκευασμένο (το σχήμα) από τις επιχειρήσεις του NYSE και του AMEX κατά την περίοδο 1963-1979".

3.2.3 Η μελέτη των Rogalski και Seha M.Tinic (1986)

Η τάση οι μικρής κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις να έχουν μεγαλύτερο κίνδυνο προσαρμοσμένο στις αποδόσεις των μετοχών τους σε σχέση με τις μεγάλης κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις έχει τεκμηριωθεί σε πολλές πρόσφατες μελέτες. Αυτές οι υπερβολικές αποδόσεις έχουν την τάση να εμφανίζονται το μήνα Ιανουάριο. Η προσπάθεια να εξηγηθούν από το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (ΥΑΚΣ – CAPM) απέτυχε.

Οι Rogalski και Seha M.Tinic προσπάθησαν να εξηγήσουν εάν αυτές οι υπερβολικές αποδόσεις που εμφανίζονται κατά το μήνα Ιανουάριο στις μικρής κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις οφείλονται σε ανωμαλία της αγοράς ή σε λάθος εκτίμηση του κινδύνου που ενέχουν αυτές οι επιχειρήσεις. Εκτιμούν ότι εάν αυξάνεται ο κίνδυνος των μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών στις αρχές του έτους, τότε θα αυξάνονται και οι απαιτούμενες αποδόσεις των μετοχών.

Σε αυτό το άρθρο μελετάται η μη στασιμότητα του συνολικού, συστηματικού και διαφοροποιημένου κινδύνου των κοινών μετοχών διαφορετικών μεγεθών επιχειρήσεων στη διάρκεια όλων των μηνών του έτους.

Το μέγεθος της επιχείρησης μετράται ως η συνολική αξία των κοινών μετοχών της επιχείρησης στις αρχές του κάθε έτους.

Χρησιμοποίησαν τις μέσες ημερήσιες αποδόσεις για κάθε μήνα σε 21 χαρτοφυλάκια (μαζί με το ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο της αγοράς) κατά την περίοδο 1963-1982. Τα χαρτοφυλάκια 1 έως 20 έχουν διαμορφωθεί να περιέχουν διαφορετικού μεγέθους κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις ταξινομημένα κατά αύξουσα σειρά, δηλαδή από το χαρτοφυλάκιο 1 να περιέχει τις μικρότερης κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις στο χαρτοφυλάκιο 20 που περιέχει τις μεγαλύτερης κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις. Η υπόθεση H_0 που κάνανε για αυτές τις μέσες αποδόσεις είναι ότι παραμένουν ίδιες σε

όλους τους μήνες για το διάστημα των εξεταζόμενων ετών. Με την παλινδρόμηση που τρέξαν σε αυτές τις μέσες αποδόσεις απορρίφθηκε η H_0 και διαπιστώθηκε ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών για τα χαρτοφυλάκια από 1 έως 15 (δηλαδή τα μικρής κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλάκια) δεν διατηρούνται σταθερές σε όλους τους μήνες.

Επίσης, έκαναν την ίδια υπόθεση εξαιρώντας τις μέσες αποδόσεις του μήνα Ιανουαρίου. Δεν απορρίπτεται η υπόθεση H_0 , επομένως και στα 20 χαρτοφυλάκια εμφανίζονται οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις τους να είναι ίδιες κατά τους μήνες Φεβρουάριο έως Δεκέμβριο. Επομένως, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών ενέχουν εποχικότητα κατά το μήνα Ιανουάριο.

Κατόπιν, θέλησαν να διαπιστώσουν εάν υπάρχει εποχικότητα στο συνολικό κίνδυνο των μετοχών. Εκτίμησαν τις διακυμάνσεις των μέσων ημερήσιων αποδόσεων, οι οποίες διακυμάνθηκαν από 0,418 έως 0,794 κατά τη διάρκεια των μηνών.

Η διακύμανση που προέκυψε για το μήνα Ιανουάριο ήταν ύψους 0,756, η τρίτη μεγαλύτερη ακολουθώντας τους μήνες Μαΐο και Νοέμβριο. Θεώρησαν την υπόθεση H_0 ότι οι διακυμάνσεις των μέσων ημερήσιων αποδόσεων και των 21 χαρτοφυλακίων διατηρούνται ίδιες κατά τη διάρκεια των μηνών με ή χωρίς τον Ιανουάριο. Έτρεξαν την παλινδρόμηση και διαπιστώθηκε ότι η υπόθεση H_0 απορρίφθηκε σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%. Επίσης, διενήργησαν και την υπόθεση ότι οι διακυμάνσεις των μέσων ημερήσιων αποδόσεων είναι ίδιες σε όλα τα χαρτοφυλάκια ανεξαρτήτου μεγέθους κεφαλαιοποίησης, η οποία και αυτή απορρίφθηκε σε όλους τους μήνες εκτός από τους Απρίλιο, Αύγουστο, Σεπτέμβριο και Νοέμβριο.

Κατόπιν, προκειμένου να εξετάσουν εάν οι αυξήσεις στις διακυμάνσεις των αποδόσεων των μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών κατά το μήνα Ιανουάριο συνδέονται με τις αλλαγές στους συντελεστές βήτα. Εκτίμησαν, λοιπόν, τους συστηματικούς-διαφοροποιημένους κινδύνους χρησιμοποιώντας το market model. Οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις κάθε μήνα παλινδρομήθηκαν με τις μέσες ημερήσιες αποδόσεις του ισοσταθμισμένου δείκτη του χαρτοφυλακίου της αγοράς στους αντίστοιχους μήνες.

Από την παλινδρόμηση προέκυψε ότι οι συντελεστές βήτα των μικρής κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεων από το χαρτοφυλάκιο 1 έως το χαρτοφυλάκιο 5 είναι πολύ μεγαλύτεροι

κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους άλλους μήνες. Όταν πραγματοποιήσαν την ίδια παλινδρόμηση εξαιρώντας τις αποδόσεις του μήνα Ιανουαρίου, οι συντελεστές βήτα πέφτουν κάτω από τη μονάδα. Από την πλευρά του χαρτοφυλακίου 20 που περιέχει τις μεγάλης κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις, έχει ένα συντελεστή βήτα 0,701, ενώ ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου 1 που περιέχει τις μικρότερης κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις προκύπτει 1,342 σχεδόν ο διπλάσιος από αυτόν του χαρτοφυλακίου 20.

Επιπρόσθετα, προκειμένου να ελέγξουν εάν οι εκτιμημένοι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων είναι ίδιοι κατά τη διάρκεια των μηνών, πραγματοποίησαν μια ανάλυση των διακυμάνσεων. Έτρεξαν την παλινδρόμηση και απορρίφθηκε η H_0 , επομένως οι συντελεστές βήτα δεν διατηρούνται ίδιοι σε όλους τους μήνες των εξεταζόμενων ετών περιλαμβάνοντας ή εξαιρώντας τις αποδόσεις του μήνα Ιανουαρίου.

Κατέληξαν, λοιπόν, στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις των μετρήσεων του κινδύνου παρουσιάζουν μια αξιοσημείωτη εποχικότητα καθ'όλη τη διάρκεια των μηνών της εξεταζόμενης περιόδου 1963-1982. Προκειμένου, να ερευνηθούν με περισσότερες λεπτομέρειες την εποχικότητα των μηνιαίων συντελεστών βήτα στις μετοχές που επιλέχθηκαν δειγματοληπτικά εκτίμησαν τρέχοντας παλινδρόμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων τους Dimson betas ανά μήνα. Οι συντελεστές Dimson beta έδειξαν εποχικότητα κατά τους μήνες Ιανουάριο και Φεβρουάριο.

Συμπεράσματα

Τα αποτελέσματα αποδεικνύουν ότι οι κίνδυνοι των μετοχών, ιδιαίτερα των μικρής κεφαλαιοποίησης, δεν παραμένουν στάσιμοι κατά τη διάρκεια του έτους. Οι συντελεστές βήτα των μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών παρουσιάζουν μία αύξηση κατά την έναρξη του έτους. Οι αποδόσεις του ισοσταθμισμένου δείκτη της αγοράς είναι αξιοσημείωτα μεγαλύτερες κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους άλλους μήνες. Καθόσον το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο δεν παρουσιάζει κάτι σε αύξηση κατά το μήνα Ιανουάριο, αυτό το εύρημα οδηγεί στο συμπέρασμα ότι το ασφάλιστρο κινδύνου της αγοράς των μετοχών είναι ιδιαίτερα υψηλό κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους άλλους μήνες.

Σε συνδυασμό όλα τα παραπάνω δίνουν μια πιθανή εξήγηση για το φαινόμενο του Ιανουαρίου στις μικρής κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις. Αυτό είναι το εξισορροπητικό

επιτόκιο που απαιτούν οι επενδυτές ως απόδοση από τις μικρής κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις που είναι αξιoσημείωτα υψηλότερο κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες του έτους. Αυτό θεωρείται ανωμαλία αλλά σύμφωνα με τους **Rogalski και Seha M.Tinic** μπορεί και να μην είναι τελικά. Για παράδειγμα, μπορούμε να θεωρήσουμε ότι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου 1 είναι ίσος με 1 από το Φεβρουάριο έως το Δεκέμβριο. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι αυτό το χαρτοφυλάκιο θα έχει κατά το μήνα Ιανουάριο ένα συντελεστή βήτα κοντά στο 1,30. Εάν το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο δεν αυξηθεί σημαντικά τον Ιανουάριο, τότε καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις εμπεριέχουν ένα ασφάλιστρο κινδύνου για το μήνα Ιανουάριο, το οποίο είναι έξι φορές μεγαλύτερο από το μέσο ασφάλιστρο κινδύνου των άλλων μηνών.

Ο συνδυασμός αυτών των δύο επιδράσεων απαιτεί το χαρτοφυλάκιο 1 κατά το μήνα Ιανουάριο να κερδίζει μια απόδοση οχτώ με εννιά φορές μεγαλύτερη από τη μέση απόδοση που κερδίζει τους υπόλοιπους μήνες. Δίνοντας τα επίπεδα των μέσων ημερήσιων αποδόσεων του χαρτοφυλακίου 1 το μήνα Ιανουάριο (0,9486) έναντι των μέσων αποδόσεων για το υπόλοιπο έτος (0,0607) κατά την περίοδο 1963-1982 μπορεί να εξηγηθεί σε μεγάλο βαθμό η ανωμαλία των αποδόσεων που εκτιμήθηκε από προηγούμενους μελετητές. Αυτή η απόδειξη, σε συνδυασμό με το ότι οι συναλλαγές στις μικρής κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις έχουν υψηλότερα κόστη, μπορεί να εξηγήσει γιατί οι αποδόσεις αυτών των μετοχών κατά τον Ιανουάριο τείνουν να είναι υψηλές.

Παρόλα αυτά, η χρηματοοικονομική θεωρία παραμένει σιωπηλή σχετικά με τους λόγους των συστηματικών αλλαγών στους κινδύνους των κοινών μετοχών κατά τη διάρκεια των μηνών του έτους.

3.2.4 Η μελέτη του Thaler (1987)

Ο Thaler θεωρεί ότι η αγορά των μετοχών είναι η πλέον κατάλληλη για να δούμε οποιεσδήποτε ανωμαλίες εμφανίζονται στην αγορά για διάφορους λόγους. Πρώτον, γιατί υπάρχουν διαθέσιμες οι μηνιαίες τιμές των μετοχών στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης από το 1920, δεύτερον η αγορά των μετοχών νοείται ως η πιο αποτελεσματική από όλες τις αγορές. Οι όποιες ανωμαλίες εμφανίζονται στην αγορά των μετοχών δεν

οφείλονται στα κόστη συναλλαγών ή σε άλλες αποτυχίες της αγοράς. Τρίτον, στη συγκεκριμένη αγορά έχουν αναπτυχθεί αξιόπιστες θεωρίες στην αποτίμηση των μετοχών, όπως το ΥΑΚΣ (CAPM), οι οποίες προσδίδουν μια δομή σε πιθανές δοκιμές.

Έχει διαπιστωθεί τελευταία από διάφορους ερευνητές ότι επιχειρήσεις με χαμηλό δείκτη κέρδους, μικρές επιχειρήσεις, επιχειρήσεις που δεν πληρώνουν μέρισμα, καθώς και επιχειρήσεις που έχουν χάσει αρκετή από την αξία τους κερδίζουν αποδόσεις υψηλότερες από αυτές που προβλέπει το ΥΑΚΣ (CAPM).

Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς προβλέπει ότι οι τιμές των μετοχών ακολουθούν τυχαίο περίπατο. Εκτιμά ότι είναι αδύνατο να προβλεφθούν οι μελλοντικές τιμές των μετοχών από τη δημόσια πληροφόρηση. Πιο συγκεκριμένα, πιστεύει ότι είναι αδύνατο να προβλεφθούν μεταβολές στις τιμές των μετοχών από ιστορικά δεδομένα. Προσπάθειες για να αποδειχθεί το παραπάνω έγιναν εξετάζοντας την ύπαρξη γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των τιμών των μετοχών. Όταν δεν διαπιστώθηκε σημαντική αυτοσυσχέτιση, τα στοιχεία αυτά κρίθηκαν συνεπή με την υπόθεση του τυχαίου περιπάτου. Οι Rozeff & Kinney (1976) διαπίστωσαν ότι υπάρχει εποχικότητα στις τιμές ενός ισοσταθμισμένου δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης κατά την περίοδο 1904-1974. Ενδιαφέρον παρουσιάζει το γεγονός ότι οι υψηλές αποδόσεις του Ιανουαρίου δεν διαπιστώθηκαν σε δείκτες που περιλαμβάνουν μόνο μεγάλες επιχειρήσεις, όπως ο Dow Jones Industrial Average (DJIA).

Επομένως, το να διαπιστωθεί το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε ισοσταθμισμένους δείκτες προτρέπει ότι είναι αρχικά φαινόμενο των μικρής κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεων. Ο Keim διαπίστωσε ότι οι επιπρόσθετες αποδόσεις των μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών είναι προσωρινά συγκεντρωμένες το μήνα Ιανουάριο. Μισές από τις επιπρόσθετες αποδόσεις εμφανίζονται στα μισά του Ιανουαρίου και μισές από τις αποδόσεις του Ιανουαρίου στις πρώτες πέντε ημέρες διαπραγμάτευσης.

Ο Reinganum διαπίστωσε ότι οι τιμές των μετοχών των επιχειρήσεων που μειώθηκαν – έπεσαν τους προηγούμενους μήνες, θα συνεχίσουν να πέφτουν προκειμένου να αναγνωρίσουν φορολογικά στο τέλος του έτους τις ζημίες από την πώληση των

μετοχών αυτών. Μετά στις αρχές του νέου έτους, οι τιμές των μετοχών θα αρχίσουν να ανεβαίνουν λόγω της απουσίας της πίεσης για πώληση αυτών.

Ο Roll αναφέρει ότι οι μετοχές που είχαν αρνητικές αποδόσεις κατά τον προηγούμενο μήνα, θα έχουν ιδιαίτερα υψηλές στις αρχές Ιανουαρίου. Ο Thaler συνεχίζει αναφέροντας ότι προκειμένου να διαπιστωθεί εάν το φαινόμενο του Ιανουαρίου οφείλεται στη λεγόμενη tax-loss selling hypothesis- πώληση μετοχών για αποφυγή φορολόγησης και εάν υπάρχει πραγματικά, πολλές έρευνες διενεργήθηκαν σε διάφορες χώρες, όπως αυτή των Gultekin & Gultekin.

Ο Thaler συνεχίζει αναφέροντας και άλλες μελέτες σχετικές με το φαινόμενο του Ιανουαρίου από διάφορες οπτικές γωνίες. Καταλήγει λέγοντας ότι ακόμα και εάν κανένας δεν μπορεί να κερδίσει από αυτήν την εποχικότητα, μας ενδιαφέρει να μάθουμε γιατί συμβαίνουν.

3.2.5 Η μελέτη του Ryan (1989)

Όλο και περισσότερα στοιχεία συλλέγονται τα οποία αμφισβητούν την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς. Τα στοιχεία αυτά είναι τόσο ισχυρά που η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς μπορεί να θεωρηθεί μόνο ως υπόθεση αγοράς.

Σύμφωνα με την μελέτη του Robert J. Ryan εξετάζεται πως επήλθε αυτή η αλλαγή της γνώμης χρησιμοποιώντας δύο εντελώς διαφορετικά βιβλία. Το πρώτο από τα δυο βιβλία με τίτλο « The Incredible January effect» των Haugen and Lakonishok (1988) είναι γραμμένο με σαφή και ακριβή δημοσιογραφικό τρόπο χρησιμοποιώντας μια σειρά από αρθρογραφικές πηγές προκειμένου να υποστηρίξει τα συμπεράσματά του.

Το δεύτερο βιβλίο είναι μια συλλογή από άρθρα που πρόσφατα συζητήθηκαν στο Ευρωπαϊκό Ινστιτούτο Προχωρημένων Σπουδών στον Τομέα της Διαχείρισης. Σε αυτό το βιβλίο τα επιχειρήματα παρουσιάζονται με ήρεμο και μετρημένο τρόπο από τον ακαδημαϊκό ερευνητή. Κάθε άρθρο υποστηρίζεται από μια εκτενής βιβλιογραφία προς τιμή της δουλειάς ανθρώπων όπως Fisher Black, Eugene Fama, Merton Miller, Richard Roll, Stephen Ross και William Sharpe.

Ο Robert J. Ryan περιγράφει τις προσεγγίσεις που υιοθετήθηκαν από αυτά τα δύο βιβλία πριν την επανεξέταση της ερώτησης εάν η αποτελεσματικότητα της αγοράς είναι σημαντική και το βαθμό στον οποίο οι συγγραφείς συνέβαλαν στη συζήτηση της αποτελεσματικότητας.

Τα δύο πρώτα κεφάλαια του βιβλίου «The Incredible January Effect», με ένα πολύ άμεσο και εύλογο τρόπο, παρουσιάζουν τα επιχειρήματα για την αποτελεσματικότητα της αγοράς. Στο 3ο κεφάλαιο του συγκεκριμένου βιβλίου οι Haugen & Lakonishok εξηγούν τα στοιχεία υπέρ και κατά της ύπαρξης μιας ισχυρής και διαρκούς εποχιακής επίδρασης στις μεγάλες χρηματιστηριακές αγορές. Στο κεφάλαιο 4 του βιβλίου τους, παρουσιάζουν ότι η υπόθεση υπέρ και κατά της φορολογικής απαλλαγής είναι ο κύριος παράγοντας για το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Τέλος, στο κεφάλαιο 5, οι Haugen & Lakonishok δίνουν τέσσερις στρατηγικές για την αξιοποίηση του φαινομένου του Ιανουαρίου μέσω της χρήσης των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης (futures), δικαιωμάτων προαίρεσης πάνω σε δείκτη (index options), αμοιβαίων κεφαλαίων ή μεμονωμένων μετοχών. Το κεφάλαιο κλείνει με την ερώτηση: Είναι το παιχνίδι του Ιανουαρίου ακόμα ζωντανό; Οι συγγραφείς εξακολουθούν να πιστεύουν ότι είναι, αν και το κατά πόσο θα είχαν γραφτεί έτσι με βεβαιότητα μετά την εκδήλωση του Κραχ του 1987 είναι ένα επίμαχο ζήτημα.

Το δεύτερο από τα δύο βιβλία παρουσιάζει τις αρχικές ανωμαλίες της αγοράς που είχαν ανακαλυφθεί μέχρι τότε : την εποχικότητα του Ιανουαρίου, το μέγεθος και τις επιδράσεις του P/E, το αίνιγμα της γραμμής της αξίας, την ανωμαλία της βδομάδας και τις μηνιαίες διακυμάνσεις. Πολλά από αυτά τα φαινόμενα δεν είναι σταθερά σε έναν εύλογο επενδυτικό ορίζοντα όπου το υπόδειγμα CAPM είναι πραγματικότητα και προτείνουν εναλλακτικά μοντέλα για την αποτίμηση των στοιχείων σε τέτοιο επίπεδο όπου αυτά τα εναλλακτικά μοντέλα είναι πιο κατάλληλα από το ΥΑΚΣ (CAPM).

Στα κεφάλαια 10 έως 15 ερευνάται το φαινόμενο του Ιανουαρίου και το φαινόμενο του μεγέθους της επιχείρησης. Σε αυτά τα κεφάλαια έρχεται αυτό το βιβλίο σε σύγκριση με το κείμενο των Haugen & Lakonishok (1988).

Ένα θέμα που εμφανίζεται σε όλες αυτές τις έρευνες είναι ότι το ΥΑΚΣ (CAPM) είναι σαφώς ανεπαρκές ως εξήγηση για τις αποδόσεις των μετοχών και ότι οι ανωμαλίες είναι πολύ εύκολο να βρεθούν. Κάποιοι ισχυρίζονται ότι το υπόδειγμα APT παρέχει μια καλύτερη βάση για αυτό το είδος της έρευνας. Ωστόσο, όπως αναφέρθηκε από τους Tinic & West (1984) και Gultekin & Gultekin (1985) το APT φαίνεται να ικανοποιείται μόνο στο μήνα Ιανουάριο. Στο τέλος όλης αυτής της έρευνας μένει κανείς με την ισχυρή εντύπωση ότι η χρηματιστηριακή αγορά δεν λειτουργεί αποτελεσματικά όπως θεωρήσαμε στην αρχή.

Αποτελεσματικότητα της αγοράς

Προκειμένου να καθοριστεί ο βαθμός της αποτελεσματικότητας της αγοράς σε ένα σύστημα όπως το χρηματιστήριο, οι ερευνητές έπρεπε να δημιουργήσουν τρία πράγματα: (i) τη φύση των εισροών και εκροών (συνήθως θεωρείται ότι είναι η τιμή και οι πληροφορίες (βλ. Beaver, 1981) ή η τιμή σε σχέση με την απόδοση) (ii) ένα μοντέλο μετατροπής που καθορίζει τη διαδικασία για τη μετατροπή των εισροών σε εκροές (δηλαδή μια ισορροπημένη τιμολόγηση ή ενός μοντέλου δημιουργίας απόδοσης μαζί με και χωρίς την σχετική πληροφορία) που προέρχεται από (iii) μια βαθύτερη θεωρία η οποία εξηγεί πώς δυναμικές αλλαγές στην ισορροπία μπορούν να επιτευχθούν. Αυτή η βαθιά θεωρία υλοποιεί μια υπόθεση στο πλαίσιο του μοντέλου μετατροπής. Στη χρηματοοικονομική, η βαθιά θεωρία βρίσκεται στο επίπεδο της ορθολογικής εκμετάλλευσης των κερδών της αγοράς σε ένα επικίνδυνο και ανταγωνιστικό περιβάλλον. Είναι σημαντικό, για την εκτίμηση του μηνύματος που αυτά τα δύο βιβλία μεταφέρουν, να κατανοήσουν το ρόλο των διαφόρων επιπέδων της θεωρίας. Η αποτελεσματικότητα της αγοράς είναι κανονικά (και είναι σε αυτά τα δύο βιβλία) που εκφράζεται σε τόσο όσον αφορά την ταχύτητα και την ποιότητα της διαδικασίας μετασχηματισμού πληροφορίας / τιμής.

Σε φυσικά συστήματα η ταχύτητα μετασχηματισμού των εισροών σε εκροές είναι σπάνια ένα κυρίαρχο κριτήριο της αποτελεσματικότητας. Η ταχύτητα προσαρμογής θεωρείται ως μια σημαντική διάσταση του προβλήματος της αποτελεσματικότητας και επομένως εξαρτάται απόλυτα από τις βαθιές θεωρίες της χρηματοοικονομικής οι οποίες οδηγούν στο return generating model. Οι έρευνες για την αποτελεσματικότητα της αγοράς έχουν

επικεντρωθεί στην εκ των προτέρων πρόβλεψη της απόκλισης με ένα return generating expectations model. Η αρθρογραφία αποτελείται από δύο τέτοια μοντέλα, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model) του Sharpe και Lintner και το n-παραγόντων υπόδειγμα αποτίμησης Arbitrage του Ross (1976). Σε μια απολύτως αποτελεσματική αγορά θεωρείται ότι το οικονομικό όφελος από νέες πληροφορίες ακαριαία και αμερόληπτα αποβάλλεται ως ανταγωνιστική ισορροπία που ορίζεται από το CAPM ή από το APT.

Ωστόσο, όπως έχει επισημανθεί τόσο από τους Beaver (1981) και Jarrow (1988), είναι μια επίπτωση τόσο του CAPM και του APT του Ross ότι η αγορά είναι αποτελεσματική στην ισχυρή της μορφή, καθώς και τα δύο μοντέλα απαιτούν μια υπόθεση ομοιογένειας. Είναι, συνεπώς, αδύνατο για την αγορά να είναι αναποτελεσματική και να ισχύει το CAPM (ή APT). Ο Jarrow (1988) αναφέρει ότι «όλες οι εμπειρικές ανωμαλίες των τελευταίων ετών θα πρέπει να ερμηνευθούν ως απόρριψη του CAPM (και του APT) και όχι ως απόρριψη της αποτελεσματικότητας της αγοράς». Η κύρια θέση αυτής της έρευνας, για τα μοντέλα που χρησιμοποιούνται για να εξηγήσουν και να προβλέψουν την εμπειρική συμπεριφορά της αγοράς, είναι αυτά τα δύο κείμενα. Η αναζωπύρωση του ενδιαφέροντος για μια χαοτική συμπεριφορά και θόρυβο έχει αναμφίβολα προσομοιωθεί από τον Black (1986) με το άρθρο του με τίτλο "Noise". Έχει πραγματοποιηθεί ενδιαφέρουσα δουλειά πάνω στα στοχαστικά συστήματα και τις συνθήκες που απαιτούνται για να δημιουργηθούν νησίδες σταθερής συμπεριφοράς (βλ. Peitegen & Saure (1988) και Gleik (1988)) και αυτό μπορεί τελικά να δημιουργήσει κάποιες γνώσεις σχετικά με τις μαθηματικές ιδιότητες που μπορεί να σχετίζονται λιγότερο και τις απομακρυσμένες διαταραχές του συστήματος που παράγουν το απίστευτο φαινόμενο του Ιανουαρίου.

3.2.6 Η μελέτη του Ogden (1990)

Η έρευνα αυτή παρουσιάζει και ελέγχει την υπόθεση ότι η τυποποίηση των πληρωμών στις Ηνωμένες Πολιτείες στα τέλη του κάθε ημερολογιακού μήνα, προκαλεί γενικά αύξηση των αποδόσεων των μετοχών στο τέλος του κάθε ημερολογιακού μήνα. Η υπόθεση υποστηρίζει, επίσης, ότι οι αποδόσεις θα είναι γενικά μεγαλύτερες μετά το μήνα Δεκέμβριο και θα μεταβάλλονται αντιστρόφως ανάλογα με την αυστηρότητα της

νομισματικής πολιτικής. Εμπειρικά αποτελέσματα με τη χρήση δείκτη τιμών για το 1969 - 1986 υποστηρίζουν αυτή την υπόθεση. Η ανάλυση αυτή παρέχει μια εξήγηση για την προηγουμένως τεκμηριωμένη μηνιαία επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών και μια μερική εξήγηση για το “φαινόμενο του Ιανουαρίου”.

A. Ρευστοποιημένα κέρδη και αποδόσεις μετοχών στα τέλη του μήνα

Ένα επιχείρημα ανάλογο με του Ogden μπορεί να εξηγήσει εν μέρει τις παρατηρούμενες ενδομηνιαίες (μέσα στο μήνα) αποδόσεις στη χρηματιστηριακή αγορά. Για να δούμε αυτό, ας υποθέσουμε ότι το μεγαλύτερο μέρος του αναμενόμενου μηνιαίου εισοδήματος σε μετρητά για έναν αντιπροσωπευτικό επενδυτή λαμβάνεται στο τέλος του μήνα, ενώ οι αναμενόμενες ταμειακές δαπάνες κατανέμονται ομοιόμορφα καθ' όλη τη διάρκεια του μήνα. Με βάση τις αρχές της διαχείρισης του κεφαλαίου κίνησης (Elton και Gruber (1974)), ας υποθέσουμε επίσης ότι ο αντιπροσωπευτικός επενδυτής διατηρεί ένα επίπεδο ρευστότητας του χαρτοφυλακίου επενδύσεων του/της. Δηλαδή, ο επενδυτής κατανέμει καθορισμένες αναλογίες (δηλαδή, μέσα σε ένα πολύ περιορισμένο εύρος) του επενδυμένου πλούτου σε μετρητά, άμεσα ρευστοποιήσιμων χρεογράφων, όπως Αμερικάνικα ομόλογα, και λιγότερο σε ρευστοποιήσιμες επενδύσεις, όπως μετοχές. Για να μειωθεί το κόστος των συναλλαγών, ο επενδυτής θα “προσθέσει” στο προσωπικό του χαρτοφυλάκιο μετοχών μόνο αν οι συσσωρευμένες ταμειακές ροές είναι αρκετές για να δικαιολογήσουν περαιτέρω τις επενδύσεις σε μετοχές με σχετικά χαμηλό βαθμό ρευστότητας. Εφόσον η θέση του αντιπροσωπευτικού επενδυτή σε ρευστοποιημένα κέρδη θα είναι γενικά μεγαλύτερη στο τέλος του κάθε ημερολογιακού μήνα, η ζήτηση για μετοχές θα είναι γενικά μεγαλύτερη στα τέλη του μήνα. Οι συνέπειες των παραπάνω επιχειρημάτων για τις αποδόσεις των μετοχών είναι σαφείς: σε μήνες κατά τους οποίους αθροιστικά, στο σύνολο της οικονομίας, τα ρευστά κέρδη είναι μεγάλα, οι επενδυτές θα δεσμεύσουν νέα κεφάλαια στη χρηματιστηριακή αγορά στα τέλη του μήνα, προκαλώντας αύξηση των αποδόσεων. Ωστόσο, σε μήνες κατά τους οποίους τα συνολικά ρευστά κέρδη είναι μικρά, δεν θα πραγματοποιηθεί αύξηση των αποδόσεων των μετοχών στα τέλη του μήνα. Επιπλέον, τα επιχειρήματα αυτά δείχνουν ότι η νομισματική πολιτική της Ομοσπονδιακής Τράπεζας των ΗΠΑ (Fed) μπορεί να έχει σημαντική επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών. Δεδομένου ότι η νομισματική

πολιτική επηρεάζει την ανάπτυξη της ρευστότητας (δηλαδή, τα νομισματικά μεγέθη) στην οικονομία, η νομισματική πολιτική είναι πιθανό να επηρεάσει τα αναμενόμενα ρευστά κέρδη, γεγονός το οποίο με τη σειρά του θα επηρεάσει τις αποδόσεις των μετοχών στα τέλη του μήνα. Έτσι, στο βαθμό που η νομισματική πολιτική επηρεάζει τα αναμενόμενα ρευστά κέρδη, οι αποδόσεις των μετοχών στα τέλη του μήνα θα σχετίζονται με πράξεις νομισματικής πολιτικής.

Συγκεκριμένα, μια επιεικής (αυστηρή) νομισματική πολιτική αναμένεται να προκαλέσει μεγαλύτερα (μικρότερα) ρευστά κέρδη και ως εκ τούτου μεγαλύτερες (μικρότερες) αποδόσεις των μετοχών στα τέλη του μήνα. Επιπλέον, εφόσον η χαλαρή νομισματική πολιτική σε έναν δεδομένο μήνα αναμένεται να προκαλέσει υψηλότερες αποδόσεις των μετοχών σε όλες της ημέρες διαπραγμάτευσης στα τέλη του μήνα, η αυτόματη συσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών στα τέλη του μήνα με μήνες “εύκολου χρήματος” θα πρέπει να είναι σχετικά μεγάλη, ενώ σε μήνες “αυστηρού χρήματος” η απουσία αυτής της κοινής πηγής των υψηλότερων αποδόσεων θα πρέπει να συνδέεται με μια μικρότερη συσχέτιση αποδόσεων στα τέλη του μήνα.

Η υπόθεση περί ρευστότητας στα τέλη του μήνα μπορεί επίσης να παρέχει μια μερική εξήγηση για το “φαινόμενο του Ιανουαρίου”. Το επιχείρημα εδώ είναι τριπλό. Πρώτον, τα αποδεικτικά στοιχεία, που έδειξαν νωρίτερα ότι οι θετικές αποδόσεις τον Ιανουάριο συγκεντρώνονται κατά τις πρώτες ημέρες διαπραγμάτευσης του μήνα, είναι συνεπή με την υπόθεση. Δεύτερον, είναι λογικό να υποθέσουμε ότι τα ρευστά κέρδη γενικά είναι μεγαλύτερα το Δεκέμβριο σε σχέση με άλλους μήνες, λόγω της πολύ γνωστής και σημαντικής αύξησης της επιχειρηματικής δραστηριότητας κοντά στο τέλος του ημερολογιακού έτους, κυρίως σε επίπεδο λιανικής πώλησης. Δεδομένου ότι η λιανική δραστηριότητα αντιπροσωπεύει περίπου τα δύο τρίτα του συνολικού ΑΕΠ, μια αύξηση της λιανικής δραστηριότητας και επακόλουθα των ρευστών κερδών το Δεκέμβριο αναμένεται να προκαλέσει μια σχετικά μεγάλη αύξηση των αποδόσεων των μετοχών στις αρχές του Ιανουαρίου.

Το τρίτο επιχείρημα αφορά συγκεκριμένα στοιχεία που δείχνουν ότι το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” είναι μεγαλύτερο για τις μετοχές των μικρών επιχειρήσεων. Αποδεικτικά στοιχεία για το ιδιοκτησιακό καθεστώς των μετοχών στις ΗΠΑ δείχνει ότι οι

ιδιώτες επενδυτές κατέχουν αναλογικά περισσότερες μετοχές από μικρές επιχειρήσεις, ενώ οι θεσμικοί επενδυτές κατέχουν αναλογικά περισσότερες μετοχές των μεγάλων επιχειρήσεων (Ritter (1988)). Έτσι, εάν οι ιδιώτες επενδυτές συνειδητοποιούν γενικά περισσότερα αναλογικά ρευστά κέρδη στο τέλος του ημερολογιακού έτους από τους θεσμικούς επενδυτές, οι αποδόσεις τον Ιανουάριο θα είναι γενικά μεγαλύτερες για τις μικρές επιχειρήσεις, από ό, τι οι αποδόσεις για τις μεγάλες επιχειρήσεις. Δύο πιθανές πηγές των μεγάλων ρευστών κερδών για τους ιδιώτες επενδυτές στο τέλος του έτους είναι: τα κέρδη που γίνονται αντιληπτά από ιδιωτικές επιχειρήσεις στο τέλος του έτους και τα bonus στους μισθούς που δίνονται στο τέλος του έτους. Φυσικά, τα ρευστά κέρδη από οποιαδήποτε από τις δύο πηγές είναι πιθανό να εξαρτηθούν από τα συνολικά αθροιστικά ρευστά κέρδη, τα οποία εξαρτώνται εν μέρει από την αυστηρότητα της νομισματικής πολιτικής, όπως υποστηρίχθηκε παραπάνω. Έτσι, το μέγεθος του “φαινομένου του Ιανουαρίου” μπορεί επίσης να εξαρτάται από την αυστηρότητα της νομισματικής πολιτικής. Να σημειωθεί, επίσης, ότι, με βάση τα επιχειρήματα που προαναφέρθηκαν, η αυτοσυσχέτιση απόδοσης θα πρέπει να είναι μεγαλύτερη σε Ιανουάριους “εύκολου χρήματος” σε σχέση με Ιανουάριους “αυστηρού χρήματος”.

Τα δεδομένα αποδόσεων των μετοχών που χρησιμοποιούνται στην εμπειρική ανάλυση είναι οι ημερήσιοι χρηματιστηριακοί δείκτες ισοσταθμισμένων αποδόσεων και αποδόσεων σταθμισμένης τιμής της βάσης (CRSP) για δεκαοκτώ χρόνια (216 μήνες) κατά την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1969 έως το Δεκέμβριο του 1986.

Όπως και στην ανάλυση του Ariel, τα στοιχεία περιλαμβάνουν αποδόσεις για τις πρώτες εννέα ημέρες διαπραγμάτευσης, πριν και μετά την έναρξη του κάθε μήνα. Οι δοκιμές για την επίδραση της νομισματικής πολιτικής στις αποδόσεις των μετοχών απαιτούν ένα μέτρο της νομισματικής αυστηρότητας. Το μέτρο που χρησιμοποιείται εδώ είναι το spread των Ομοσπονδιακών κεφαλαίων (Fed funds), η διαφορά του επιτοκίου των Ομοσπονδιακών κεφαλαίων και το επιτόκιο των βραχυπρόθεσμων εντόκων γραμματίων. Οι Ho και Saunders (1985) αναπτύσσουν ένα θεωρητικό μοντέλο της αγοράς των Ομοσπονδιακών αμοιβαίων κεφαλαίων, στο οποίο το spread των Ομοσπονδιακών κεφαλαίων είναι ένα μέτρο της νομισματικής αυστηρότητας, και ο Ogden (1987) χρησιμοποιεί το spread των Ομοσπονδιακών κεφαλαίων ως μέτρο της

νομισματικής αυστηρότητας. Το spread των Ομοσπονδιακών κεφαλαίων υπολογίζεται κάθε μήνα ως η διαφορά του μέσου επιτοκίου Ομοσπονδιακών κεφαλαίων και του μέσου επιτοκίου εντόκων γραμματίων που λήγουν εντός ενός μηνός, με βάση τα ποσοστά που αναφέρονται στο The Wall Street Journal για τις πέντε εργάσιμες ημέρες πριν από την τελευταία ημέρα διαπραγμάτευσης του κάθε μήνα.

Το μέτρο του spread σε έναν δεδομένο μήνα εφαρμόζεται μετά για την τελευταία ημέρα συναλλαγών αυτού του μήνα και για όλες τις ημέρες διαπραγμάτευσης του επόμενου μήνα, με εξαίρεση την τελευταία ημέρα συναλλαγών, τα οποία περιλαμβάνονται στα δεδομένα.

Αρχικά Εμπειρικά Αποτελέσματα

Τα αρχικά εμπειρικά αποτελέσματα επικεντρώνονται στην μέση απόδοση για κάθε μια από τις εννέα ημέρες διαπραγμάτευσης πριν και μετά την έναρξη του ημερολογιακού μήνα. Στην ακόλουθη έρευνα, η i -οστή ημέρα διαπραγμάτευσης πριν (μετά) την αρχή του μήνα συμβολίζεται ως $(-i, -i + 1)$ ($(i - 1, i)$).

Τα πρώτα αποτελέσματα επικεντρώνονται σε τέσσερις ημέρες διαπραγμάτευσης. Για τον δείκτη σταθμισμένης τιμής, το ποσοστό μέσης ημερήσιας απόδοσης (τυπικά σφάλματα) για τις ημέρες διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα $(-1, 0)$, $(0, 1)$, $(1, 2)$, και $(2, 3)$ είναι 0,1674 (0,0527), 0,0466, (0,0650), 0,1267 (0,0566), και 0,1724 (0,0617), αντιστοίχως. Η μέση απόδοση είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 0.01 για τις ημέρες διαπραγμάτευσης $(-1, 0)$ και $(2, 3)$, στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 0.05 για την ημέρα συναλλαγών $(1, 2)$, και μη στατιστικά σημαντική για όλες τις άλλες ημέρες συναλλαγών του μήνα. Για τον ίδιο σταθμισμένο δείκτη, το ποσοστό μέσης ημερήσιας απόδοσης (τυπικά σφάλματα) για τις ίδιες ημέρες διαπραγμάτευσης είναι 0,2940 (0,0506), 0,1701 (0,0659), 0,1768 (0,0588) και 0,2057 (0,0589), αντίστοιχα. Η μέση απόδοση είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 0.01 για τις ημέρες διαπραγμάτευσης $(-1, 0)$, $(1, 2)$, και $(2, 3)$, στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 0.05 για την ημέρα συναλλαγών $(0, 1)$, και μη στατιστικά σημαντική για όλες τις άλλες ημέρες συναλλαγών του μήνα.

Με βάση αυτά τα επιχειρήματα, η ύπαρξη μιας αξιόπιστης αύξησης των αποδόσεων των μετοχών στο τέλος του μήνα δεν συνεπάγεται κατ'ανάγκη ότι η χρηματιστηριακή

αγορά είναι πληροφοριακά μη αποτελεσματική. Οι κερδοσκόποι θα περιορίσουν το μέγεθος των τυχόν διαφορών στις αναμενόμενες αποδόσεις σε όλο τον ημερολογιακό μήνα, αλλά μόνο μέχρι το σημείο στο οποίο τα αναμενόμενα κέρδη, μετά την αφαίρεση των εξόδων συναλλαγής, απαλείφονται. Ας σκεφτούμε έναν κερδοσκόπο που προσπαθεί να αποκομίσει κέρδη με την αγορά μιας αντιπροσωπευτικής μετοχής κοντά στο τέλος του μήνα και την πώλησή της λίγο μετά την έναρξη του επόμενου μήνα. Ο επενδυτής, με αυτόν τον τρόπο, επιβαρύνεται ανά δολάριο το κόστος των συναλλαγών του "α" για κάθε συναλλαγή. Για να αποκομίσει κέρδος, ο κερδοσκόπος πρέπει να πραγματοποιήσει μια υπερβάλλουσα αποδοχή, μεγαλύτερη από 2α , η οποία ως εκ τούτου αποτελεί ένα πρόχειρο ανώτατο όριο για την ανισότητα σε αναμενόμενες αποδόσεις που μπορεί να υπάρχει μεταξύ δύο διαδοχικών περιόδων σε ισορροπία. Έτσι, ενώ οι κερδοσκόποι μπορεί να περιορίσουν το μέγεθος των ανισοτήτων στις μέσες ημερήσιες αποδόσεις στα μέσα του μήνα, είναι μάλλον απίθανο ότι μπορούν να τις εξαλείψουν εντελώς, ειδικά αν οι διαφορές οφείλονται σε ένα διαδεδομένο φαινόμενο, όπως το συμπυκνωμένο σύνολο των ταμειακών ροών στο τέλος του μήνα.

Νομισματική Πολιτική και Αποδόσεις Μετοχών Στα Μέσα Του Μήνα

Τα αναμενόμενα ρευστά κέρδη, με τη σειρά τους, είναι πιθανό να σχετίζονται αντίστροφα με την αυστηρότητα της νομισματικής πολιτικής. Έτσι, οι αποδόσεις στο τέλος του μήνα αναμένεται να σχετίζονται αντιστρόφως ανάλογα με την αυστηρότητα της νομισματικής πολιτικής. Αυτή η ενότητα παρέχει αρκετές δοκιμές του ισχυρισμού αυτού.

α. Ανάλυση Εξίσωσης

Η αρχική δοκιμή περιλαμβάνει εξισώσεις αποδόσεων του δείκτη τιμών στις μεταβλητές που αντιπροσωπεύουν τις ημέρες διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα και το spread των κεφαλαίων της Fed. Συγκεκριμένα, η TOMTD είναι μια ψευδομεταβλητή μηδέν-ένα που παίρνει την τιμή 1 (0) για τις (υπολειπόμενες) ημέρες διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα και χρησιμοποιείται ως μεταβλητή ελέγχου. Η FFS είναι το spread των κεφαλαίων της Fed, και η TOMTDFFS είναι το προϊόν της TOMTD και FFS. Σύμφωνα με τα επιχειρήματα που περιγράφονται ανωτέρω, οι συντελεστές για FFS και

TOMTDFFS αναμένεται να είναι μηδενικοί και αρνητικοί, αντίστοιχα, γεγονός που αντανακλά την άποψη ότι η νομισματική πολιτική θα πρέπει να επηρεάζει τις αποδόσεις μόνο κατά τις ημέρες διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα. Τα αποτελέσματα της εξίσωσης για τους δύο δείκτες φαίνονται στον **πίνακα I στο Παράρτημα**. Και για τους δύο δείκτες, τα αποτελέσματα της εξίσωσης είναι συνεπή με τις προβλέψεις που αναφέρθηκαν παραπάνω. Ο συντελεστής του FFS είναι μη στατιστικά σημαντικός και για τους δύο δείκτες, ενώ ο συντελεστής του TOMTDFFS είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας (0.05) 0.01 για τον δείκτη σταθμισμένης τιμής (ισοσταθμισμένο). Αυτά τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι αποδόσεις των μετοχών κατά τη διάρκεια των ημερών διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα σχετίζονται αντιστρόφως ανάλογα προς την αυστηρότητα της νομισματικής πολιτικής και, ως εκ τούτου, υποστηρίζει την υπόθεση περί ρευστότητας στο τέλος του μήνα.

β. Συγκρίσεις των Μέσων Αποδόσεων

Πρόσθετες δοκιμές της επίδρασης της νομισματικής πολιτικής στις αποδόσεις των μετοχών στο τέλος του μήνα πραγματοποιήθηκαν με τη χρήση δύο επιμέρους δειγμάτων των δεδομένων. Το πρώτο (δεύτερο) υπο-δείγμα, που αναφέρεται ως το εύκολο (αυστηρό) υπο-δείγμα χρημάτων, περιλαμβάνει 170 μήνες (46 μήνες), στην οποία το spread των κεφαλαίων της Fed είναι μικρότερο από (μεγαλύτερο από ή ίσο με) 2,0 τοις εκατό. Σύμφωνα με την υπόθεση, η αύξηση των αποδόσεων στις αποδόσεις στο τέλος του μήνα θα πρέπει να γίνεται μόνο στο επιμέρους δείγμα του εύκολου χρήματος. Οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις υπολογίζονται, και για τις ημέρες διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα, και τις για υπόλοιπες ημέρες συναλλαγών, σε δύο υπο-δείγματα. Τα αποτελέσματα για τους δείκτες σταθμισμένης αξίας και τους ισοσταθμισμένους δείκτες εμφανίζονται στον **πίνακα II, πίνακες A και B**, αντίστοιχα.

Αρχικά παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της πλήρους περιόδου για τον δείκτη σταθμισμένης αξίας στο πρώτο μπλοκ του **Πίνακα II, Πίνακας A**. Για τους μήνες εύκολου χρήματος, η μέση ημερήσια απόδοση των ημερών διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα είναι 0,1794 τοις εκατό και είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0,01, ενώ, για τους μήνες αυστηρού χρήματος, η μέση ημερήσια απόδοση των ημερών διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα είναι -0,0607 τοις εκατό και

είναι μη στατιστικά σημαντική. Η διαφορά αυτών των μέσων αποδόσεων είναι 0,2401 τοις εκατό και είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 0,01. Σε αντίθεση, η μέση απόδοση για τις υπόλοιπες ημέρες διαπραγμάτευσης είναι μη στατιστικά σημαντική σε μήνες και εύκολου και αυστηρού χρήματος, και η διαφορά των εν λόγω μέσων αποδόσεων είναι επίσης μη στατιστικά σημαντική. Σημειώνεται, επίσης, ότι η διαφορά των μέσων αποδόσεων για τις ημέρες διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα και τις υπόλοιπες ημέρες διαπραγμάτευσης είναι θετική και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 0,01 για τους μήνες εύκολου χρήματος, ενώ αυτή η διαφορά είναι αρνητική και μη στατιστικά σημαντική για τους μήνες αυστηρού χρήματος. Τα αποτελέσματα αυτά μπορούν να αναφερθούν επιγραμματικά: οι μέσες αποδόσεις του δείκτη σταθμισμένης αξίας είναι σημαντικά θετικές μόνο για τις ημέρες διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα κατά τους μήνες εύκολου χρήματος. Έτσι, τα αποτελέσματα είναι συνεπή με την υπόθεση περί ρευστότητας στο τέλος του μήνα. Τα αποτελέσματα, παρόμοια με εκείνα που σημειώνονται παραπάνω, λαμβάνονται για δύο υπο-περιόδους εννέα χρόνων, όπως φαίνεται στο **δεύτερο και τρίτο μπλοκ του πίνακα Α**. Παρόμοια αποτελέσματα επίσης λαμβάνονται για τον ισοσταθμισμένο δείκτη, όπως φαίνεται στον **πίνακα Β**, που δείχνει ότι η σχέση μεταξύ νομισματικής πολιτικής και αποδόσεων των μετοχών στο τέλος του μήνα παραμένει σταθερή.

γ. Αυτοσυσχέτιση Απόδοσης

Η νομισματική πολιτική θα πρέπει επίσης να επηρεάσει την αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών στο τέλος του μήνα. Συγκεκριμένα, η αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών στο τέλος του μήνα θα πρέπει να είναι μεγαλύτερη (μικρότερη) σε μήνες εύκολου (αυστηρού) χρήματος. Ο ισχυρισμός αυτός ελέγχεται από τον υπολογισμό και τη σύγκριση των, καθυστερημένων κατά μία μέρα, αυτοσυσχετίσεων των αποδόσεων στο τέλος του μήνα για τους δείκτες σταθμισμένης αξίας και τους ισοσταθμισμένους δείκτες για τα υπο-δείγματα εύκολων και αυστηρών μηνών χρήματος. Για τον δείκτη σταθμισμένης αξίας, η αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων του επιμέρους δείγματος του εύκολου χρήματος είναι 0,2509 και είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0.01 (t-τιμή 5,67) ενώ σε μήνες αυστηρού χρήματος η αυτοσυσχέτιση είναι 0,0436 και είναι μη στατιστικά σημαντική (t-

τιμή 0,51). Η διαφορά αυτών των αυτοσυσχετίσεων είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 0.05 (t-τιμή 2,15). Για τον ισοσταθμισμένο δείκτη, οι αυτοσυσχετίσεις για τα επιμέρους δείγματα εύκολου και αυστηρού χρήματος είναι 0,4517 και 0,330, αντιστοίχως, και είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο 0.01 (t-τιμές των 10,20 και 3,88, αντίστοιχα), και η διαφορά των εν λόγω αυτοσυσχετίσεων είναι μη στατιστικά σημαντική (t-τιμή 1,23). Έτσι, τουλάχιστον για τον δείκτη σταθμισμένης αξίας, τα στοιχεία είναι συνεπή με την υπόθεση περί ρευστότητας στο τέλος του μήνα και, ειδικότερα, με το επιχείρημα ότι η νομισματική πολιτική επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών στο τέλος του μήνα.

Νομισματική Πολιτική και το “Φαινόμενο του Ιανουαρίου”

Οι μέσες αποδόσεις υπολογίζονται για όλες τις ημέρες διαπραγμάτευσης, τις ημέρες διαπραγμάτευσης στα τέλη του μήνα και τις υπόλοιπες ημέρες διαπραγμάτευσης, καθώς και για κάθε Ιανουάριο, καθώς και για εκείνες που συνδέονται με εύκολες και αυστηρές νομισματικές πολιτικές, όπως ορίστηκε προηγουμένως, και αυτά οι μέσες αποδόσεις συγκρίνονται. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον **Πίνακα III στο Παράρτημα**.

Η μέση ημερήσια απόδοση για όλες τις ημέρες διαπραγμάτευσης του Ιανουαρίου είναι 0,3669 τοις εκατό και είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 0,01. Σημειώνεται, όμως, ότι η μέση απόδοση για τις ημέρες διαπραγμάτευσης του Ιανουαρίου που συνδέεται με μια εύκολη νομισματική πολιτική είναι θετική και ισχυρά στατιστικά σημαντική, ενώ η μέση απόδοση για τις ημέρες διαπραγμάτευσης του Ιανουαρίου που συνδέονται με μια αυστηρή νομισματική πολιτική είναι μη στατιστικά σημαντική. Η διαφορά αυτών των μέσων αποδόσεων είναι θετική και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0.05. Αυτά τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η νομισματική πολιτική έχει σημαντικό αντίκτυπο στις αποδόσεις του Ιανουαρίου στον ισοσταθμισμένο δείκτη. Η επίδραση της νομισματικής πολιτικής στις αποδόσεις του Ιανουαρίου επίσης μπορεί να ελεγχθεί με τη σύγκριση των αυτοσυσχετίσεων των αποδόσεων του Ιανουαρίου στον ισοσταθμισμένο δείκτη για τα υπο-δείγματα εύκολου και αυστηρού χρήματος. Με βάση την προηγούμενη συζήτηση, η αυτοσυσχέτιση αναμένεται να είναι μεγαλύτερη στο επιμέρους δείγμα του εύκολου χρήματος. Η, καθυστερημένη κατά μια μέρα,

αυτοσυσχέτιση είναι 0,6001 και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0.01 (t-τιμή 8,65) για το υπο-δείγμα εύκολου χρήματος και για το υπο-δείγμα αυστηρού χρήματος είναι 0,2808 και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 0.05 (t-τιμή 2,51). Η διαφορά αυτών των αυτοσυσχετίσεων είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0.05 (t-τιμή 2,43). Έτσι, αυτά τα στοιχεία δείχνουν, επίσης, ότι η νομισματική πολιτική έχει σημαντικό αντίκτυπο στις αποδόσεις του Ιανουαρίου στον ισοσταθμισμένο δείκτη.

Ωστόσο, η υπόθεση περί ρευστότητας στο τέλος του μήνα υποστηρίζει ότι η νομισματική πολιτική επηρεάζει μόνο τις αποδόσεις στο τέλος του μήνα. Πράγματι, η διαφορά των μέσων ημερήσιων αποδόσεων για τις ημέρες διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα που σχετίζονται με εύκολες και αυστηρές νομισματικές πολιτικές είναι σχετικά μεγάλη (0,5445 τοις εκατό), αν και η διαφορά δεν είναι στατιστικά σημαντική, γεγονός που οφείλεται εν μέρει στο μικρό αριθμό των παρατηρήσεων. Ωστόσο, πολλά αποτελέσματα που σχετίζονται με τις αποδόσεις του Ιανουαρίου στον ισοσταθμισμένο δείκτη φαίνεται να συνάδουν με την υπόθεση περί ρευστότητας στο τέλος του μήνα. Πρώτον, ενώ η διαφορά των μέσων αποδόσεων για τις ημέρες διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα και τις υπόλοιπες ημέρες συναλλαγών που συνδέονται με μια χαλαρή νομισματική πολιτική είναι σχετικά μεγάλη (0,8538 τοις εκατό) και είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0,05, η αντίστοιχη διαφορά που συνδέεται με αυστηρές νομισματικές πολιτικές είναι σχεδόν εξίσου μεγάλη (0,6590 τοις εκατό) και είναι οριακά στατιστικά σημαντική. Δεύτερον, η μέση απόδοση για τις υπόλοιπες ημέρες διαπραγμάτευσης που συνδέεται με μια χαλαρή νομισματική πολιτική είναι θετική και στατιστικά σημαντική. Τρίτον, η μέση απόδοση για τις ημέρες διαπραγμάτευσης στο τέλος του μήνα που συνδέονται με μια αυστηρή νομισματική πολιτική είναι στατιστικά σημαντική.

Ο Ogden εξέτασε πρώτα τα στοιχεία που δείχνουν σημαντικές μέσες αποδόσεις των υπόλοιπων ημερών διαπραγμάτευσης που σχετίζονται με χαλαρή νομισματική πολιτική. Όπως προαναφέρθηκε, ο “αντιπρόσωπος” των επενδυτών για αυτό το δείκτη είναι πιθανώς ο μεμονωμένος επενδυτής. Έτσι, τα αποτελέσματα μπορεί να υποδηλώνουν ότι απαιτείται περισσότερος χρόνος για πολλούς μεμονωμένους επενδυτές να

πραγματοποιήσουν ένα μέρος των ρευστών κερδών τους μετά από το μήνα Δεκέμβριο σε σχέση με τους άλλους μήνες, ίσως εν μέρει λόγω των καθυστερήσεων στην υλοποίηση των ρευστών κερδών από τη λιανική επιχειρηματική δραστηριότητα του Δεκεμβρίου. Σημειώνεται, επίσης, ότι πολλά στελέχη δεν λαμβάνουν τα ετήσια μπόνους στο μισθό τους μέχρι τα τέλη Ιανουαρίου ή σε ορισμένες περιπτώσεις, τον Φεβρουάριο. Τέλος, η παρατηρούμενη αύξηση των αποδόσεων στον ισοσταθμισμένο δείκτη των ημερών διαπραγμάτευσης στο τέλος του Ιανουαρίου που συνδέονται με μια αυστηρή νομισματική πολιτική υποδεικνύει ότι άλλοι παράγοντες, κυρίως η πώληση για φορολογικούς λόγους ή η θεσμική αναπροσαρμογή του χαρτοφυλακίου, μπορούν, επίσης, να επηρεάσουν τις αποδόσεις.

Συμπεράσματα

Η υπόθεση περί ρευστότητας στο τέλος του μήνα ισχυρίζεται ότι η τυποποίηση του συστήματος πληρωμών στις Ηνωμένες Πολιτείες προκαλεί γενικά αύξηση των αποδόσεων των μετοχών στα τέλη του κάθε ημερολογιακού μήνα, και ιδιαίτερα στο τέλος του έτους. Η αύξηση συμβαίνει επειδή οι επενδυτές, οι οποίοι έχουν σημαντικές εισπράξεις στα τέλη του μήνα (ή του έτους), θα αυξήσουν τη ζήτησή τους για μετοχές την περίοδο εκείνη. Η υπόθεση υποστηρίζει, επίσης, ότι τα αναμενόμενα ρευστά κέρδη, και συνεπώς οι αποδόσεις των μετοχών στα τέλη του μήνα (ή τέλη του χρόνου), θα μεταβάλλονται αντιστρόφως ανάλογα με την αυστηρότητα της νομισματικής πολιτικής. Η υπόθεση εξετάζεται με τη χρήση δείκτη τιμών αποδόσεων για την περίοδο 1969-1986. Εμπειρικά αποτελέσματα υποστηρίζουν την υπόθεση. Η ανάλυση αυτή παρέχει μια εξήγηση για την προηγουμένως τεκμηριωμένη μηνιαία επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών, και μια μερική εξήγηση για το “Φαινόμενο του Ιανουαρίου”. Τα αποτελέσματα είναι επίσης συνεπή με μια προηγουμένως τεκμηριωμένη εμπειρική κανονικότητα στην αγορά ομολόγων του Δημοσίου. Τέλος, η ανάλυση παρέχει πρόσθετη γνώση σχετικά με την επίδραση της νομισματικής πολιτικής στις αποδόσεις των μετοχών.

3.2.7 Η μελέτη του Kramer (1994)

Πολλοί ερευνητές της χρηματοοικονομικής αγοράς προσπάθησαν να εξηγήσουν το ρόλο του μήνα Ιανουαρίου στις αποδόσεις των μετοχών. Οποιαδήποτε εξήγηση του φαινομένου η οποία αποτελείται από ορθολογική αποτίμηση, πρέπει να ορίζει μια εποχικότητα στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών.

Η διάχυτη εποχικότητα στην μακροοικονομία είναι μια ελκυστική πιθανότητα. Ένα πολυπαραγοντικό μοντέλο το οποίο συνδέει το μακροοικονομικό κίνδυνο με την αναμενόμενη απόδοση χρησιμοποιήθηκε από τον KRAMER για να δείξει την σημαντική εποχικότητα στις αναμενόμενες αποδόσεις. Αυτό το μοντέλο στηρίζεται στην εποχικότητα των μέσων αποδόσεων, ενώ το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (ΥΑΚΣ- CAPM) όχι.

Το πολυπαραγοντικό μοντέλο χρησιμοποιήθηκε για να δείξει το ρόλο της μακροοικονομικής αβεβαιότητας στον προσδιορισμό του φαινομένου του Ιανουαρίου. Η τιμή χρησιμοποιήθηκε ως μεταβλητή εργαλείο για την έκθεση στον εποχικό κίνδυνο. Όπως οι Bhardwaj και Brooks (1992) έδειξαν ότι η τιμή συναθροίζει σαν μεταβλητή το μέγεθος για το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Ο Kramer στην έρευνα του υπέθεσε ότι οι αποδόσεις των μετοχών περιγράφονται από ένα πολυπαραγοντικό μοντέλο με εποχιακές αναμενόμενες αποδόσεις. Θεωρεί ότι η αβεβαιότητα της χρηματοοικονομικής αγοράς περιγράφεται από K στοχαστικούς παράγοντες, $f_1, f_2, f_3, \dots, f_k$ γραμμικά συσχετισμένους με τις αποδόσεις :

$$R_{it} = E_{t-1}[r_{it}] + \sum_{j=1}^K b_{ijt} f_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Όπου το R_{it} δηλώνει την απόδοση της μετοχής της εταιρείας i τη χρονική στιγμή t και το $E_{t-1}[r_{it}]$ υποδηλώνει την υπό όρους αναμενόμενη απόδοση όταν υπάρχουν N επιχειρήσεις. Ο παράγοντας βήτα b_{ijt} , παρουσιάζει την έκθεση της επιχείρησης i στη συστηματική πηγή κινδύνου f_{jt} τη χρονική στιγμή t . Σε κατάσταση ισορροπίας, η σχέση μεταξύ απόδοσης και κινδύνου δίνεται από την παρακάτω σχέση :

$$E_{t-1}[r_{it}] = \lambda_{ot} + \sum_{j=1}^K b_{ijt} \lambda_{jt} \quad (2)$$

Σημειώνουμε ότι το λ_{jt} είναι η αναμενόμενη απόδοση που αντιστοιχεί σε μια μονάδα του j παράγοντα κινδύνου (b_{ijt}) και είναι γνωστή και ως η τιμή του κινδύνου τύπου j ή του j ασφαλιστρου κινδύνου. Το λ_{ot} είναι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου χωρίς κίνδυνο για οποιοδήποτε παράγοντα j ($b_{ij} = 0$ για όλα τα j) και επομένως, είναι το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο. Η εποχιακή διακύμανση (Ιανουάριος και μη Ιανουάριος) στα βήτα και στα ασφάλιστρα κινδύνου μπορεί να θεωρηθεί ως η πηγή της εποχικότητας στις αναμενόμενες αποδόσεις, επομένως ο δείκτης του χρόνου στα b_{ijt} και λ_{jt} μπορεί να διακρίνει τον Ιανουάριο από τους υπόλοιπους μήνες του χρόνου. Δεδομένου ότι τα βήτα και τα ασφάλιστρα κινδύνου είναι παράμετροι με καθοδική τάση που παρουσιάζουν την αποστροφή από τον κίνδυνο και την τεχνολογία και δεδομένου ότι υπάρχουν πολλές ενδείξεις από τις οποίες μπορούμε να υποθέσουμε ότι τέτοιες παράμετροι παρουσιάζουν εποχικότητα και επομένως, αυτό φαίνεται να δίνει μια καλή εξήγηση του φαινομένου.

Η εκτίμηση του μοντέλου είναι μια διαδικασία πολύ ξεκάθαρη και κατανοητή (straightforward). Τα βήτα εκτιμώνται από χρονοσειρές παλινδρόμησης των αποδόσεων των παραγόντων της εξίσωσης 1.

Τα ασφάλιστρα κινδύνου εκτιμώνται από μια συνδυαστική παλινδρόμηση των μέσων αποδόσεων στα εκτιμημένα βήτα. Ενώ αυτή η σε δύο τμήματα τεχνική παρουσιάζει κάποιες δυσκολίες λόγω των λαθών που μπορεί να προκύψουν από τη χρήση του εκτιμητή του βήτα και όχι της μεταβλητής βήτα, ο εκτιμητής λ του δεύτερου τμήματος της εξίσωσης της παλινδρόμησης είναι συνεπής και ασυμπτωτικά κανονικός κάτω από τους αδύναμους περιορισμούς της όλης διαδικασίας που διέπουν τους παράγοντες της. Ο Kramer χρησιμοποιεί ένα τυπικό σφάλμα για αυτόν τον εκτιμητή, το οποίο αναφέρεται στα λάθη των μεταβλητών. Το στατιστικό αποτέλεσμα της δοκιμής αποδίδει αξιόπιστα αποτελέσματα για το μέγεθος του δείγματος που χρησιμοποίησε. Για λόγους σύγκρισης, η πιο παραδοσιακή μελέτη των Fama Mac Beth (1973) παρουσιάζεται από τον Kramer.

Χρησιμοποίησε μηνιαία δεδομένα από την περίοδο Ιανουάριο 1970 έως το Δεκέμβριο του 1989 για τον έλεγχο του φαινομένου. Ο 20 ετής ορίζοντας παρείχε 240 παρατηρήσεις, αρκετές για να προκύψει μια αξιόπιστη εκτίμηση.

Επέλεξε πέντε παράγοντες κοινούς που συνδέουν την μακροοικονομία με την αγορά περιουσιακών στοιχείων. Οι πρώτοι δύο παράγοντες είναι ο κίνδυνος χρεωκοπίας (default risk) και ο κίνδυνος στη λήξη (maturity risk). Και οι δύο δείχνουν την έκθεση της επιχείρησης στο χρέος. Ο κίνδυνος χρεωκοπίας είναι η διαφορά μεταξύ των αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων και των κρατικών ομολόγων, ενώ ο κίνδυνος στη λήξη είναι η διαφορά μεταξύ των αποδόσεων των κρατικών ομολόγων και των έντοκων γραμματίων του Αμερικανικού Δημοσίου. Οι επόμενοι δύο παράγοντες είναι ο πληθωρισμός και η ανάπτυξη της κατανάλωσης, οι οποίοι δείχνουν την έκθεση της επιχείρησης στις μακροοικονομικές πιέσεις. Ο τελευταίος παράγοντας είναι η αγορά των μετοχών, ο οποίος δείχνει την έκθεση της επιχείρησης στην αγορά μετοχών. Είναι τα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση του ισόποσα σταθμισμένου δείκτη του Center for Research in Securities Prices (CRSP) πάνω στους τέσσερις πρώτους παράγοντες. Περιλαμβάνοντας και την αγορά των μετοχών σαν παράγοντα σημαίνει ότι το μοντέλο του Kramer θεωρεί το υπόδειγμα CAPM μια ιδιαίτερη περίπτωση.

Όσον αφορά τις αποδόσεις, ο Kramer έλαβε δείγμα μηνιαίων δεδομένων από το CRSP (Center for Research in Securities Prices). Για κάθε μήνα του δείγματος, ομαδοποίησε τις αποδόσεις όλων των εταιρειών με την τιμή και την απόδοση για το συγκεκριμένο μήνα ενός από τα 50 ισόποσα σταθμισμένα χαρτοφυλάκια έχοντας ως βάση την τιμή του προηγούμενου μήνα. Αναδιάρθρωνε το χαρτοφυλάκιο του κάθε μήνα και όχι στο τέλος κάθε έτους, προκειμένου να αποφύγει την εποχικότητα που παρουσιάζεται στην αλλαγή κάθε έτους. Ο αριθμός των κατάλληλων εταιρειών για κάθε μήνα ποικίλλει από 1285 έως 1651, αρκετά ώστε να έχει κάθε χαρτοφυλάκιο 25 με 30 χρεόγραφα (κυρίως μετοχές). Όπως ο καθένας θα μπορούσε να περιμένει η τυπική απόκλιση των αποδόσεων συσχετίζεται έντονα με την τιμή του εκάστοτε χαρτοφυλακίου.

Η απόδοση- επιτόκιο των εντόκων γραμματίων του Αμερικανικού Δημοσίου ληκτότητας λιγότερο από ένα μήνα, την έλαβε από τους Ibbotson και Sinquefeld (1990) χρησιμοποιήθηκε ως επιτόκιο- απόδοση χωρίς κίνδυνο για μία περίοδο (risk free rate)

λ_{0t} . Αυτό αφαιρέθηκε από κάθε χαρτοφυλάκιο προκειμένου να υπολογιστεί το καθαρό επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (net risk free rate), R_{it} , το οποίο και χρησιμοποιήθηκε στην εκτίμηση. Το πλεονέκτημα από τη χρήση του καθαρού επιτοκίου χωρίς κίνδυνο είναι ότι παρόλο που τα έντοκα γραμμάτια του Αμερικανικού Δημοσίου και οι αποδόσεις των μετοχών είναι ονομαστικές, όπως ο Ferson (1990) σημείωσε, οι πραγματικές αποδόσεις και το καθαρό επιτόκιο χωρίς κίνδυνο είναι εμπειρικά δυσδιάκριτα σε διάστημα ενός μηνός.

Τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξε από αυτή του τη μελέτη είναι :

- Όπως φαίνεται και στους επόμενους πίνακες (ΠΙΝΑΚΕΣ A & B) τα στατιστικά αποτελέσματα περιγράφουν τις διαφορές μεταξύ των πρώτων και των δέκατων μηνιαίων τιμών των αποδόσεων (από τις μικρότερες προς τις μεγαλύτερες). Η μέση διαφορά μεταξύ των χαμηλών και των υψηλών αποδόσεων των μετοχών των επιχειρήσεων κατά τη διάρκεια όλων των μηνών αθροιστικά είναι από οικονομικής πλευράς υψηλή, αλλά από στατιστικής πλευράς δεν είναι στατιστικά σημαντική (δηλαδή επαληθεύεται η υπόθεση $H_0 : r_{D1} - r_{D10} = 0$ και απορρίπτεται η $H_1 : r_{D1} - r_{D10} \neq 0$). Αντιθέτως, η μέση διαφορά των αποδόσεων μεταξύ όλων των μηνών είναι μεγάλη κατά το μήνα Ιανουάριο (8,38% ανά μήνα) και στατιστικά σημαντική σε οποιοδήποτε διάστημα εμπιστοσύνης.

Panel A : Descriptive Statistics : $r_{D1} - r_{D10}$			
Mean	Std. Dev.	Minimum	Maximum
0,0031	0,0462	-0,1554	0,2961

Panel B : Regression of (r_D1- r_D10) on January Dummy		
	Estimate	t-ratio
Constant	-0,0039	-1,4528
January dummy	0,0838	8,9739

- Τα ίδια συμπεράσματα ισχύουν και στην περίπτωση των συνεχώς επανατοκιζόμενων αποδόσεων [$\ln(1+r_{D1}) - \ln(1+r_{D10})$] βλέπε ΠΙΝΑΚΕΣ C & D).

Panel C : Descriptive Statistics : $\ln(1+r_{D1}) - \ln(1+r_{D10})$			
Mean	Std. Dev.	Minimum	Maximum
0,0021	0,0441	-0,1527	0,239

Panel D : Regression of [$\ln(1+r_{D1}) - \ln(1+r_{D10})$] on January Dummy		
	Estimate	t-ratio
Constant	-0,0044	-1,7139
January dummy	0,0781	8,697

- Οι τιμές των μετοχών είναι ιδιαίτερα υψηλές το μήνα Ιανουάριο είτε με το ασυμπτωτικό στατιστικό τεστ είτε με το τεστ των Fama – Mac Beth. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζεται να ισχύει στο παρών δείγμα, ενώ το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (ΥΑΚΣ) δεν μπορεί να ευθύνεται

για την εποχικότητα των αναμενόμενων αποδόσεων (βλέπε ΠΙΝΑΚΕΣ “January” και “February-December “)

January			
	λ	Asymptotically normal test statistic	Fama-Mac Beth test statistic
In (Price)	-0,0009	-2,3113	-3,8702
Beta	0,064	2,8004	3,475

February-December			
	λ	Asymptotically normal test statistic	Fama-Mac Beth test statistic
In (Price)	0,0001	1,6697	1,6703
Beta	0,0013	0,352	0,3617

- Χρησιμοποιώντας το κριτήριο ελαχίστων τετραγώνων το οποίο είναι ένα κριτήριο επιλογής του κατάλληλου μοντέλου για την πραγματοποίηση της παλινδρόμησης . Εφάρμοσε το κριτήριο μεταξύ του CAPM (ΥΑΚΣ), του CAPM (ΥΑΚΣ) με εποχιακές παραμέτρους , του πολυπαραγοντικού μοντέλου και του πολυπαραγοντικού μοντέλου με εποχιακές παραμέτρους προκειμένου να διαπιστώσει την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Μια μικρή αξία στο κριτήριο ελαχίστων τετραγώνων υποδηλώνει το μοντέλο που ενδείκνυται για την απόδειξη του φαινομένου του Ιανουαρίου. Το πλέον κατάλληλο μοντέλο αποδείχθηκε ότι ήταν το πολυπαραγοντικό μοντέλο με εποχιακές παραμέτρους.
- Πραγματοποιώντας διάφορα τεστ διαπίστωσε, πρώτον , ότι ο συστηματικός κίνδυνος (συντελεστής βήτα) παρουσιάζει έντονη εποχικότητα κυρίως για μικρές χρηματιστηριακής αξίας επιχειρήσεις (low-priced firms) και δεύτερον , ότι

περισσότεροι από ένας παράγοντες είναι υπεύθυνοι για την εμφάνιση αυτής της εποχικότητας.

- Χρησιμοποιώντας το μοντέλο APT διαπίστωσε ότι υπάρχει έντονη σχέση μεταξύ εκτιμώμενων αναμενόμενων αποδόσεων και τιμών των μετοχών κατά το μήνα Ιανουάριο, ενώ τους υπόλοιπους μήνες του χρόνου φαίνεται να εξασθενεί. Χρησιμοποιώντας όμως το πολυπαραγοντικό μοντέλο με παράγοντες που ενέχουν εποχικότητα δεν διαπίστωσε να υπάρχουν ενδείξεις για την επίδραση του μήνα Ιανουαρίου στις επιπλέον αποδόσεις των μετοχών.

3.2.8 Η μελέτη του R.S.Rathinasamy και Krishna G.Mantripragada (1996)

Σκοπός της μελέτης του Rathinasamy (1996) είναι η εμπειρική επανεξέταση του φαινομένου του Ιανουαρίου, του φαινομένου των μικρού μεγέθους επιχειρήσεων, και του φαινομένου του Ιανουαρίου σε επιχειρήσεις μικρού μεγέθους κυρίως χρησιμοποιώντας τους δείκτες αποτελεσματικότητας χαρτοφυλακίων του Treynor και του Sharpe. Καθώς οι αποδόσεις των μετοχών προσαυξάνονται με τον κίνδυνο που ενέχουν οι μικρού μεγέθους επιχειρήσεις τον Ιανουάριο, η επιπλέον απόδοση είναι μεγαλύτερη από τον επιπλέον κίνδυνο των μικρού μεγέθους επιχειρήσεων το μήνα Ιανουάριο.

Η τάση των μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών να έχουν μεγαλύτερες αποδόσεις από αυτές που εγγυάται το ΥΑΚΣ (CAPM) ονομάζεται το φαινόμενο του μεγέθους (size effect). Επιπλέον, οι ημερήσιες αποδόσεις είναι υψηλότερες κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους άλλους μήνες, κυρίως για τις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές (κατά ποσοστό 50% το φαινόμενο του μεγέθους συμβαίνει το μήνα Ιανουάριο και κατά ποσοστό 25% συμβαίνει τις πρώτες πέντε ημέρες διαπραγμάτευσης του Ιανουαρίου). Επομένως, προσπάθησε να αποδείξει ότι υπάρχει μεγάλη εποχικότητα στο φαινόμενο του μεγέθους. Αυτό το φαινόμενο των ασυνήθιστα υψηλών μέσων αποδόσεων στις αρχές του Ιανουαρίου σε μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές σε σύγκριση με αυτές μεγάλης κεφαλαιοποίησης είναι επίσης γνωστό ως φαινόμενο του Ιανουαρίου (January size effect – the turn of the year effect).

Οι R.S.Rathinasamy και Krishna G.Mantripragada με την παρούσα μελέτη προσπάθησαν να επανεξετάσουν τα παραπάνω και να διαπιστώσουν εάν πράγματι ισχύουν ή είναι απλά μια λάθος μέτρηση- εκτίμηση του πρόσθετου κινδύνου που ενέχουν οι μικρού μεγέθους επιχειρήσεις κατά το μήνα Ιανουάριο.

Χρησιμοποίησαν τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν και οι Rogalski και Tinic (1986) από το CRSP (Center for Research in Security Prices) για το διάστημα 1963-1982. Υπολόγισαν τις αποδόσεις, τα βήτα, τις διακυμάνσεις για 20 διαφορετικά χαρτοφυλάκια που έφτιαξαν ιεραρχημένα ανάλογα με τη χρηματιστηριακή αξία που έχουν. Χρησιμοποίησαν :

- Τις ημερήσιες μέσες αποδόσεις των 20 διαφορετικών χαρτοφυλακίων που έφτιαξαν ιεραρχημένα με βάση τη χρηματιστηριακή αξία που έχουν (όντας το χαρτοφυλάκιο No 1 το μικρότερο) για κάθε μήνα.
- Τις μέσες διακυμάνσεις των ημερήσιων επί τοις εκατό αποδόσεων για κάθε μήνα.
- Τα βήτα των χαρτοφυλακίων ανά μήνα.

Επιπροσθέτως, χρησιμοποιώντας δεδομένα από τη CITIBASE, υπολόγισαν τον μέσο όρο των ημερήσιων επιτοκίων έντοκων γραμματίων του Αμερικανικού Δημοσίου διάρκειας 90 ημερών για κάθε μήνα στην περίοδο 1963-1982. Αυτή η μέση απόδοση χωρίς κίνδυνο ανά μήνα χρησιμοποιήθηκε για να υπολογίσουν τους δείκτες αποτελεσματικότητας του Treynor και Sharpe και για τους δώδεκα μήνες.

Πιο συγκεκριμένα, έκαναν τις κάτωθι μετρήσεις για κάθε ένα από τους δώδεκα μήνες :

ΕΞΙΣΩΣΗ 1

$$\text{TREYNOR MEASURE } (T_p) = \frac{(R_p - R_f)}{\beta_p}$$

ΕΞΙΣΩΣΗ 2

$$\text{SHARPE MEASURE } (S_p) = \frac{(R_p - R_f)}{\sigma_p}$$

Όπου R_p = μέσος όρος των ημερήσιων αποδόσεων των 20 διαφορετικών χαρτοφυλακίων για δεδομένο μήνα κάθε φορά, R_f = μέσος όρος ημερήσιων επιτοκίων εντόκων γραμματίων του Αμερικανικού Δημοσίου διάρκειας 90 ημερών για δεδομένο μήνα κάθε φορά, β_p = μέσος όρος συντελεστών βήτα για τα 20 διαφορετικά χαρτοφυλάκια για δεδομένο μήνα κάθε φορά, σ_p = μέσος όρος τυπικών αποκλίσεων των 20 διαφορετικών χαρτοφυλακίων για δεδομένο μήνα κάθε φορά.

Ο δείκτης Treynor μετρά την επιπλέον από τη χωρίς κίνδυνο απόδοση ως προς τον συστηματικό κίνδυνο (μη διαφοροποιημένο κίνδυνο), ενώ ο δείκτης του Sharpe αναλύει την επιπλέον απόδοση από τη χωρίς κίνδυνο απόδοση ως προς τον ολικό κίνδυνο. Διαιρώντας την επιπλέον απόδοση είτε με το συντελεστή βήτα είτε με την τυπική απόκλιση των αποδόσεων, βάζουμε τις αποδόσεις σε ένα συγκρίσιμο επίπεδο με κοινή βάση τον κίνδυνο.

Κατόπιν, χρησιμοποιώντας την t-statistics συγκρίνουμε τις διαφορές του πραγματικού κινδύνου- προσαρμοσμένες μετρήσεις στο μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες, τόσο ατομικά για κάθε χαρτοφυλάκιο όσο και σα σύνολο.

Επίσης, προκειμένου να αποδείξουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου, το φαινόμενο των μικρού μεγέθους επιχειρήσεων και το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε επιχειρήσεις μικρού μεγέθους ξεχωριστά χρησιμοποίησαν δύο εξισώσεις παλινδρόμησης με δύο ψευδομεταβλητές για κάθε δείκτη .

Πιο συγκεκριμένα :

ΕΞΙΣΩΣΗ 3

$$T_p = D_1 + D_2 + D_1 * D_2$$

ΕΞΙΣΩΣΗ 4

$$S_p = D_1 + D_2 + D_1 * D_2$$

Όπου : D_1 = η ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 για το μήνα Ιανουάριο και 0 για οποιονδήποτε άλλο μήνα, D_2 = η ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 για

χαρτοφυλάκιο μεγέθους 1 έως 5 (πρόκειται για μικρές επιχειρήσεις) και την τιμή 0 για χαρτοφυλάκια μεγέθους από 6 έως 20.

Εάν ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής D_1 βγει στατιστικά σημαντικός, τότε καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει, ενώ εάν βγει στατιστικά σημαντικός ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής D_2 τότε καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει και το φαινόμενο των μικρού μεγέθους επιχειρήσεων και εάν τελικά βγει στατιστικά σημαντικός ο συντελεστής της σχέσης $D_1 * D_2$, τότε καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι ισχύει και το φαινόμενο του Ιανουαρίου για μικρού μεγέθους επιχειρήσεις.

Ακολουθώντας την ανωτέρω μεθοδολογία οι **R.S.Rathinasamy** και **Krishna G.Mantripragada** κατέληξαν στα επόμενα συμπεράσματα :

- Οι αποδόσεις το μήνα Ιανουάριο είτε με το δείκτη του Treynor είτε με το δείκτη του Sharpe είναι υψηλότερες σε σχέση με τους υπόλοιπους έντεκα μήνες, ακόμα και αφού προσάρμοσαν τον επιπλέον κίνδυνο που υπάρχει κατά το μήνα Ιανουάριο. Έτσι, ενισχύεται η ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου
- Τα αποτελέσματα από τις εξισώσεις παλινδρόμησης με τις δύο ψευδομεταβλητές έδειξαν ότι υπάρχει το φαινόμενο των μικρού μεγέθους επιχειρήσεων και κυρίως ότι υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε μικρού μεγέθους επιχειρήσεις (μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης)
- Οι επιχειρήσεις μικρού μεγέθους (μικρή χρηματιστηριακή αξία) τον Ιανουάριο εμφανίζουν μη κανονικές αποδόσεις (abnormal returns). Τόσο ο κίνδυνος, όσο και οι αποδόσεις είναι υψηλότερες κατά το μήνα Ιανουάριο για τις μικρού μεγέθους επιχειρήσεις, αλλά οι αποδόσεις είναι πολύ υψηλότερες από αυτές που εγγυώνται από τον πρόσθετο κίνδυνο που ενέχουν το μήνα Ιανουάριο.

3.2.9 Η μελέτη των Robert A. Haugen and Philippe Jorion (1996)

Ο σκοπός της έρευνάς τους ήταν να διαπιστώσουν εάν η πιο διαδεδομένη ανωμαλία που έχει εμφανιστεί εδώ και δύο δεκαετίες στην αγορά των μετοχών, γνωστή ως φαινόμενο του Ιανουαρίου, ισχύει ακόμα. Θεωρούν ότι εάν αυτή η ανωμαλία είναι εκμεταλλεύσιμη και εάν η αγορά των μετοχών είναι πραγματικά αποτελεσματική, τότε ο καθένας θα περίμενε ότι αυτή η ευκαιρία θα είχε ήδη τιμολογηθεί. Στοιχεία αποδεικνύουν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου ισχύει δυναμικά 17 χρόνια από την ανακάλυψή του. Θεωρούν ότι το μέγεθος του φαινομένου δεν έχει αλλάξει δραματικά και κανένα σημάδι δεν υπάρχει για την εξάλειψη του φαινομένου. Επειδή αυτήν την ανωμαλία της αγοράς μετοχών μπορεί κάποιος να την εκμεταλλευτεί χωρίς κόστος, η επιμονή εμφάνισης του φαινομένου του Ιανουαρίου έχει επιπτώσεις στη θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς και στην επιμονή εμφάνισης ανωμαλιών γενικά.

Εξέτασαν τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών (μηνιαία δεδομένα από το CRSP-Centre Research Securities Prices) επιχειρήσεων του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE) από το 1926 έως το 1993 και τεκμηρίωσαν την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου. Το σημαντικό είναι ότι το φαινόμενο δεν παρουσίασε καμία σημαντική μείωση στο μέγεθός του από την έρευνα του 1976.

Στην αρχή κάθε χρόνου, αξιολόγησαν τις μετοχές με βάση τη συνολική κεφαλαιοποίηση της αγοράς. Οι μετοχές σε ομαδοποιήθηκαν σε δεκατημόρια και για κάθε δεκατημόριο μετοχών έτρεξαν τις παρακάτω παλινδρομήσεις χρονοσειρών για όλη τη χρονική περίοδο :

$$r_{j,t} = a_0 + a_1 J_t + e_{j,t}, \quad (1)$$

$$r_{j,t} = a_0 + a_1 J_t + a_2 L T_t + e_{j,t}, \quad (2)$$

$$r_{j,t} = a_0 + a_1 J_t + a_3 J_t A_t + e_{j,t}, \quad (3)$$

$$r_{j,t} = a_0 + a_1 J_t + a_4 J_t S T_t + e_{j,t}, \quad (4)$$

Όπου : $r_{j,t}$ = η μηνιαία απόδοση κάθε δεκάδας μετοχών το μήνα t , J_t = η ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 εάν είναι Ιανουάριος και την τιμή 0 για

οποιοδήποτε άλλο μήνα, LT_t = η μακροπρόθεσμης διάρκειας μεταβλητή για διάστημα $t-1977$, A_t = η ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 για χρονολογία μετά το 1976, αλλιώς παίρνει την τιμή 0, ST_t = η βραχυπρόθεσμης διάρκειας μεταβλητή που παίρνει τιμή $t-1977$ για χρονολογία μετά το 1976 αλλιώς παίρνει την τιμή μηδέν και $e_{j,t}$ = ανεξήγητα συστατικά – κατάλοιπα των αποδόσεων για κάθε δεκάδα μετοχών το μήνα t .

Ο συντελεστής της μεταβλητής J μετρά τη διαφορά μεταξύ των μέσων αποδόσεων για κάθε δεκάδα μετοχών κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες. Το αποτέλεσμα των J και LT μετρά οποιαδήποτε τάση μπορεί να υπάρχει για διαφορά στις αποδόσεις των μετοχών κατά τη διάρκεια ολόκληρης της εξεταζόμενης περιόδου. Το αποτέλεσμα των J και ST μετρά εάν υπάρχει κάποια τάση για το φαινόμενο του Ιανουαρίου μετά από την επανεμφάνιση του στις επενδύσεις το 1976.

Αποτελέσματα παλινδρομήσεων

Από την παλινδρόμηση της εξίσωσης (1) κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι οι αποδόσεις όλων των μετοχών εκτός από των μεγάλης κεφαλαιοποίησης (μετοχών) κατά το μήνα Ιανουάριο παρουσιάζονται σημαντικά υψηλότερες σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες.

Από την παλινδρόμηση της εξίσωσης (2) κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι καμία από τις δεκάδες μετοχών δεν παρουσιάζει κάποια χρονική τάση μεταξύ των αποδόσεων του Ιανουαρίου σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες κατά τη διάρκεια ολόκληρης της εξεταζόμενης περιόδου.

Από τις παλινδρομήσεις των εξισώσεων (3) και (4) που εστιάζουν στην επανεμφάνιση του φαινομένου του Ιανουαρίου μετά το 1976. Η παλινδρόμηση της τρίτης εξίσωσης έδειξε μια μικρή μείωση στο μέγεθος του φαινομένου του Ιανουαρίου σε όλες τις μετοχές, αλλά αυτή η μείωση δεν ήταν στατιστικά σημαντική σε καμία δεκάδα μετοχών. Η παλινδρόμηση της εξίσωσης (4) εξέταζε εάν υπάρχει σύγχρονη χρονική τάση στις αποδόσεις του Ιανουαρίου. Τα σημάδια αυτής της τάσης είναι ανάμικτα και καμία τάση δεν είναι στατιστικά σημαντική για καμία δεκάδα μετοχών.

Συνοπτικά, όλες οι παλινδρομήσεις αποκάλυψαν ότι δεν υπάρχει καμία ένδειξη εξαφάνισης του φαινομένου του Ιανουαρίου. Αυτή η διαπίστωση έχει δύο πιθανές εξηγήσεις :

- Το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν είναι μια εκδήλωση της αναποτελεσματικότητας της αγοράς, καθώς δεν παρέχεται η δυνατότητα στους επενδυτές να κερδίσουν από αυτές τις μη κανονικές αποδόσεις.
- Η χρηματοοικονομική αγορά είναι ισχυρά αναποτελεσματική. Όταν έχουν την ευκαιρία να πραγματοποιήσουν μη-κανονικές αποδόσεις , ανεπαρκής αριθμός επενδυτών (εξαιτίας του agency problem, της απέχθειας του κινδύνου- risk aversion, αδράνειας ή άλλων εμποδίων) δρα έτσι ώστε να εξαλείψει αυτές τις ευκαιρίες για εύλογο χρονικό διάστημα (δεκαετίες).

Υποστηρίζοντας την πρώτη εξήγηση, οι Bhardwaj και Brooks θεωρούν ότι τα διαφορετικά κόστη συναλλαγών των μετοχών που οφείλονται στο φαινόμενο του Ιανουαρίου , δεν επιτρέπουν στους επενδυτές να κερδίσουν στατιστικά και οικονομικά σημαντικές πρόσθετες- μη κανονικές αποδόσεις παίζοντας στο φαινόμενο του Ιανουαρίου. Όντως, τα κόστη συναλλαγών είναι μεγαλύτερα για μικρές – χαμηλά εκτιμημένες επιχειρήσεις.

Ατομικοί επενδυτές είναι διατεθειμένοι να εκμεταλλευτούν το φαινόμενο του Ιανουαρίου με τη χρήση αμοιβαίων κεφαλαίων . Επειδή όλοι οι συμμετέχοντες σε ένα αμοιβαίο κεφάλαιο μοιράζονται τα κόστη συναλλαγών, αυτό δεν τους αποθαρρύνει να εκμεταλλευτούν το φαινόμενο. Όσο τέτοιες περιπτώσεις αυξάνονται σε αριθμό, τα αμοιβαία κεφάλαια αρχίζουν να επενδύουν στο να δείξουν υψηλές αποδόσεις κατά το μήνα Ιανουάριο αρχίζοντας έτσι να εισπράττουν εισροές κεφαλαίων, έχοντας σαν αποτέλεσμα να έχουν υψηλότερες αγορές το μήνα Δεκέμβριο. Επειδή δεν υπάρχει μέχρι στιγμής η τάση να γίνει αυτό από επαρκή αριθμό επενδυτών, ο κίνδυνος που συνδέει με το arbitrage μπορεί να αποθαρρύνει τους επενδυτές να αναλάβουν δράση για τη διατήρηση του φαινομένου του Ιανουαρίου.

Το πρόβλημα του κόστους συναλλαγών μπορεί να προσπεραστεί προκειμένου να εκμεταλλευτούν οι επενδυτές το φαινόμενο του Ιανουαρίου με τη χρήση των

συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης (futures contracts). Παίρνοντας θέσεις αγοράς σε δείκτες που είναι ισοσταθμισμένοι ή συμβόλαια σε δείκτες μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών και παράλληλα παίρνοντας θέσεις πώλησης σε δείκτες μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχών (όπως τον S&P 500) , μπορεί να επιτευχθεί η ουδετερότητα της αγοράς. Το γεγονός ότι η εισαγωγή των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης απέτυχε στο σκοπό τους, δείχνει για άλλη μια φορά την απροθυμία των επενδυτών να εκμεταλλευτούν τις ευκαιρίες για arbitrage του φαινομένου, οι οποίες είναι συνδεδεμένες με υψηλό κίνδυνο.

Συμπερασματικά, οι **Robert A. Haugen and Philippe Jorion** κατέληξαν ότι δεν υπάρχει καμία ένδειξη για εξαφάνιση του φαινομένου του Ιανουαρίου στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης τα τελευταία χρόνια. Πιθανολογούν ότι το φαινόμενο δεν είναι εκδήλωση της αναποτελεσματικότητας των αγορών και δεν είναι εκμεταλλεύσιμο με σκοπό την εξισορροπητική κερδοσκοπία ή πιθανολογούν ότι οι αγορές κινούνται πιο αργά για να κάνουν arbitrage τις αναποτελεσματικότητες από ότι είχαν σκεφθεί παλαιότερα. Οι αγορές μπορεί να δρουν γρήγορα μόνο σε ευκαιρίες για εξισορροπητική κερδοσκοπία (arbitrage) χωρίς κίνδυνο. Επειδή οι προσπάθειες για την εκμετάλλευση του φαινομένου του Ιανουαρίου συνδέονται με υψηλό κίνδυνο, το φαινόμενο μπορεί να διατηρείται ακόμα και υπό την παρουσία υψηλών αναμενόμενων κερδών.

3.2.10 Η μελέτη των Chen & Singal (2001)

Ο σκοπός της μελέτης των Chen & Singal (2001) ήταν αρχικά να εξεταστούν οι μέχρι τότε (Απρ 2001) δοθείσες εξηγήσεις του φαινομένου, καθώς οι πολλαπλές εξηγήσεις του αφήνουν τον αναγνώστη συγκεκριμένο σχετικά με τις βασικότερες αιτίες του:

- Οι φοροπαρακινούμενες πωλήσεις για επίτευξη φοροαπαλλαγών (tax-loss selling)
- Η επιμέλεια της συνολικής εικόνας χαρτοφυλακίων (window dressing)
- Η διαθεσιμότητα πληροφοριών για ενημέρωση του επενδυτικού κοινού για τα οικονομικά των εταιριών (information availability)
- Το άνοιγμα μεταξύ τιμών πώλησης και ζήτησης (bid-ask spread)

- Η αναπήδηση του ανοίγματος (bid-ask bounce) , οι επιδράσεις, μικροδομής της αγοράς, (market microstructure biases)
- Όλα τα παραπάνω.

Η άποψη των Chen & Singal (2001) είναι ότι η πρωθύστερη έρευνα περιλαμβάνει αρκετές επεξηγήσεις του φαινομένου από πολλούς μελετητές όπως των Wachtel (1942), Rozeff & Kinney (1976), Branch (1977), Keim (1983), Roll (1983), και Reinganum (1983) δίχως όμως να γίνει καμία εξέταση των εναλλακτικών επεξηγήσεων, οπότε και προέκυψε η παρούσα μελέτη για την εξέταση της ισχύος των διάφορων αιτιών και της σχετικής σπουδαιότητάς τους. Το πρόβλημα στην ερμηνεία τους προκύπτει κυρίως από το γεγονός ότι οι μεγάλες αποδόσεις του Ιανουαρίου για τις μικρές μετοχές είναι ταυτόχρονα σύμφωνες και με το window dressing και με το information availability και με το tax-loss selling hypothesis.

Ωστόσο, η μείωση των αποδόσεων του Ιανουαρίου σε δείγματα μετοχών που δεν περιλαμβάνουν μικρές μετοχές, δίνει εγκυρότητα στην άποψη ότι η επίδραση Ιανουαρίου είναι ένα σημάδι σύγκλισης υπέρ μίας λεπτομερούς μέτρησης των αποδόσεων μετοχών της αγοράς.

Οι Chen & Singal (2001) χρησιμοποιούν κοινές μετοχές που διαπραγματεύονται στο New York Stock Exchange (NYSE) , στο American Stock Exchange (AMEX) και στο National Association of Securities Dealers Automated Quotation System (NASDAQ).

Οι αποδόσεις των μετοχών προέρχονται από το Centre for Research in Security Prices (CRSP) για την περίοδο από το 1987 έως το 1999. Η επιλογή της συγκεκριμένης περιόδου μειώνει την πιθανότητα της εύρεσης μιας σημαντικής επίδρασης του φαινομένου του Ιανουαρίου καθώς οι μικρές μετοχές δε δείχνουν να σχετίζονται με τον ίδιο τρόπο κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου όπως στις προηγούμενες αφού ο ισοσταθμισμένος (equal-weighted) δείκτης CRSP, υποαπέδωσε σε σχέση με τον σταθμισμένο με βάση την αξία (value-weighted) δείκτη CRSP σε οκτώ από τα δώδεκα έτη της περιόδου (1987-98).

Στη μελέτη τους, οι Chen & Singal (2001) χρησιμοποίησαν τον όρο PTS (Potential Tax Selling) για την ονομασία της «δυνατότητας για φοροαπαλλακτικές πωλήσεις», η οποία μετριέται με τη χρησιμοποίηση αποδόσεων μετοχών ενός συγκεκριμένου αριθμού ημερήσιων συναλλαγών (ή μηνιαίων) που καταλήγουν στο τέλος του έτους, υπολογίζοντας έτσι το PTS_{ret}. Μερικές φορές, οι ίδιοι οι ερευνητές εξετάζουν και την πτώση του μεγέθους κατά τη διάρκεια του έτους από την υψηλότερη τιμή του, υπολογίζοντας έτσι το αποκαλούμενο PTS_{max}. Παράλληλα, στηρίχθηκαν κυρίως σε ένα νέο μέτρο του PTS που υπολογίζει την ημερήσια τιμή κλεισίματος και τον ημερήσιο όγκο συναλλαγών τον αποκαλούμενο PTS_{flow}.

Για τον υπολογισμό του PTS, αρχικά προσδιορίζεται η τιμή R της ημερομηνίας αναφοράς που ορίζεται ως η 12^η τελευταία μέρα εμπορικών συναλλαγών του Δεκεμβρίου, που είναι συνήθως γύρω στις 15 Δεκεμβρίου.

Το PTS_{flow} μετριέται με υπολογισμό των καθημερινών ροών US δολαρίων (χρονικός όγκος τιμών κλεισίματος) που εμφανίζονται επάνω από την τιμή αναγωγής διαιρούμενης με τις συνολικές ροές US δολαρίων κατά τη διάρκεια της περιόδου εκτίμησης: από την 1^η Ιανουαρίου ημερομηνία αναφοράς, στη 12^η, τελευταία μέρα εμπορικών συναλλαγών, του Δεκεμβρίου.

$$PTS_{new} = \frac{\sum_t p_t V_t I_t}{\sum_t p_t V_t}$$

Όπου, p_t είναι η τιμή κλεισίματος της μετοχής την ημέρα t, V_t είναι ο όγκος συναλλαγών την ημέρα t και I_t είναι μία μεταβλητή που παίρνει τιμή 1 αν $p_t > R$ (η τιμή αναφοράς).

Αν και υπάρχουν μερικές διαφορές μεταξύ των τριών μέτρων (PTS_{ret}, PTS_{max}, PTS_{flow}) τα αποτελέσματα σχετικά με την επίδραση Ιανουαρίου είναι αρκετά όμοια. Για τον λόγο αυτό, τα αποτελέσματα μπορούν να παρουσιάζονται μόνο με το PTS_{flow} (ή απλά καλούμενο PTS) επειδή κρίνεται ότι υπολογίζει καλύτερα τη δυνατότητα πωλήσεων για φορολογική απαλλαγή από ότι τα άλλα δύο PTS μέτρα. Ο αριθμός των

επιλεγμένων μετοχών εταιριών ποικίλλει κατά έτος και εταιρίες περίπου 6.726 εταιρίες που δίνουν συνολικά 69.914 εταιρίες σε όλα τα έτη.

Σύμφωνα με την PTSflow η μέγιστη δυνατότητα για την πώληση φορολογικής απώλειας εμφανίζεται το 1987 με τιμή 0,893 που δηλώνει ότι το 89,3% των ρών των US δολλαρίων είναι πάνω από την τιμή αναφοράς R (δηλαδή πλήρως αν περιεχόμενα περισσότερο από την τρέχουσα τιμή), ενώ το υπόλοιπο 10.7% των ρών εμφανίζεται κάτω από αυτήν την τιμή (δηλαδή επενδυτές πληρώνονται λιγότερο από την τρέχουσα τιμή).

Ο συνολικός κίνδυνος (standard deviation) κάθε μετοχής είναι σημαντικός ως μέτρο διακύμανσης της μετοχής (volatility). Οι υπολογισμοί των beta έγιναν χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις με χρήση της μεθοδολογίας των Fama & French (1992).

Η τυπική απόκλιση υπολογίστηκε χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις, όπως και στον υπολογισμό του beta.

Με την ακόλουθη εξίσωση παλινδρόμησης τα στοιχεία του δείγματος ελέγχονται για PTS, κίνδυνο και μέγεθος. Η εξίσωση για την συνολική απόδοση στο τέλος του έτους υπολογισμένη με διαφορετικές τιμές κινδύνου είναι :

$$TURN_{i,t} = \alpha + \beta_1 * PTS_{i,t} + \beta_2 * RISK_{i,t} + \beta_3 * SIZE_{i,t}$$

Όπου $TURN_{i,t}$ είναι ο 5-ήμερος δείκτης μη-κανονικών αποδόσεων Δεκεμβρίου-Ιανουαρίου, $PTS_{i,t}$ είναι η δυνατότητα πώλησης για επίτευξη φοροαπαλλαγής λόγω ζημίας, ο κίνδυνος $RISK_{i,t}$ είναι υπολογισμένος ως η τυπική απόκλιση ή το beta και το $SIZE_{i,t}$ είναι ένα τυποποιημένο ποσοστιαίο μέγεθος βαθμολόγησης της κεφαλαιοποίησης ενός χρηματιστηρίου στο τέλος του έτους, όπου το % breakpoint είναι βασισμένο στο NYSE.

Συμπεράσματα

Από τη μελέτη τους δεν εμφανίστηκαν αρκετά στοιχεία που θα υποστήριζαν τις υποθέσεις window-dressing και information Hypothesis. Το window-dressing θα έπρεπε να εμφανιστεί όχι μόνο το Δεκέμβριο, αλλά και τον Ιούνιο-Ιούλιο, όπου οι εταιρείες δημοσιεύουν τις εξαμηνιαίες οικονομικές τους καταστάσεις σύμφωνα με το νόμο περί

“Investment Company Act” του 1940, κάτι που αφορά και επηρεάζει άμεσα την εμφάνισή τους και τις μετοχές τους.

Όσον αφορά τη γνωστή ως Information Hypothesis κατέληξαν ότι οι υπερβολικές αποδόσεις του Ιανουαρίου οφείλονται στις επιδράσεις των σημαντικών ανακοινώσεων τυπου που εμφανίζονται στις πρώτες ημέρες του Ιανουαρίου. Ο αντίκτυπος των νέων πληροφοριών τον Ιανουάριο είναι μεγαλύτερος στις φτωχές σε πληροφορίες εταιρείες που είναι συνήθως μικρού μεγέθους από ότι στις μεγάλες εταιρείες με συνέπεια την εμφάνιση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Καταλήγουν, επίσης, στο συμπέρασμα ότι η επίδραση του Ιανουαρίου δεν εξηγείται χωρίς να λάβει κανείς υπόψη του market microstructure biases, ενώ οι μεγάλες αποδόσεις των κερδοφόρων μετοχών του Δεκεμβρίου και των χαμένων μετοχών του Ιανουαρίου πρέπει κατά ένα μεγάλο μέρος να οφείλονται και στην πώληση λόγω φορο-απαλλαγής όσο και στην πώληση λόγω φορο-αναβολής.

3.2.11 Η μελέτη των Ling T. Hea,* and Shao C. Heb (2001)

Η γρήγορη ανάπτυξη των αμοιβαίων κεφαλαίων που προέκυψε λόγω των βασικών αλλαγών στο σύστημα των συνταξιοδοτήσεων τις τελευταίες δεκαετίες μπορεί να επεκτείνει την εποχικότητα των χαρτοφυλακίων της αγοράς μετοχών και να οδηγήσει σε αντικατάσταση του φαινομένου του Ιανουαρίου με το φαινόμενο του Νοεμβρίου στην αγορά μετοχών.

Τα αποτελέσματα αυτής της έρευνας υποστηρίζουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου στις μεγάλης και μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές στην προ φορολογικής μεταρρύθμισης που έγινε το 1986 περίοδο, παρόλο που το φαινόμενο του Ιανουαρίου μπορεί να μοιραστεί μεγάλη μερίδα συσχέτισης με το φαινόμενο του μεγέθους (size effect) της επιχείρησης. Παρόλα αυτά, υποστηρίζουν ότι το φαινόμενο του Νοεμβρίου είναι ανεξάρτητο από το φαινόμενο του μεγέθους της επιχείρησης. Επιπροσθέτως, η μετατόπιση από το φαινόμενο του Ιανουαρίου στο φαινόμενο του Νοεμβρίου συμβαίνει και στις μεγάλης και στις μικρής κεφαλαιοποίησης αγορές μετοχών. Το σημαντικό αποτέλεσμα του φαινομένου του Νοεμβρίου στην προ φορολογικής μεταρρύθμισης TRA

(Tax Reform Act) γεννά το ερώτημα εάν οι managers των κεφαλαίων (fund managers) είναι ικανοί να μετριάσουν τις πιθανές πιέσεις των τιμών.

Σύμφωνα με την έρευνά τους το φαινόμενο του Ιανουαρίου μπορεί να οφείλεται στο ότι ο μήνας αυτός είναι η αρχή του καινούριου φορολογικού έτους και οι επενδυτές προκειμένου να επιτύχουν φορολογικές απαλλαγές από ζημιές αγοραπωλησιών μετοχών, πωλούν προς τα τέλη Δεκεμβρίου μετοχές στις οποίες έχουν ζημιές (πιέζοντας τις τιμές προς τα κάτω λόγω υψηλής προσφοράς τίτλων), καταγράφουν λογιστικά τις ζημιές τους και τις φοροαπαλλαγές τους και τις πρώτες ημέρες του Ιανουαρίου τις ξαναγοράζουν (πιέζοντας τις τιμές προς τα πάνω λόγω υψηλής ζήτησης των τίτλων).

Εάν οι φορολογικές απαλλαγές μπορούν να θεωρηθούν ως ένα εργαλείο που προκαλεί το φαινόμενο του Ιανουαρίου, η φορολογική μεταρρύθμιση του 1986 (TRA 1986) μπορεί να προκαλέσει μια άλλη ακόμα ανωμαλία στην συμπεριφορά των τιμών των μετοχών, το γνωστό ως φαινόμενο του Νοεμβρίου.

Η φορολογική μεταρρύθμιση περιλαμβάνει δύο σημαντικές προβλέψεις για τα αμοιβαία κεφάλαια. Τη σημαντική αντικατάσταση των φορολογικών υποχρεώσεων τέλους του έτους από το 31 Δεκεμβρίου σε 31 Οκτωβρίου και την τροποποίηση των φορολογικών χειρισμών στα κεφαλαιουχικά κέρδη.

Προκειμένου να ελέγξουν την αλλαγή από το φαινόμενο του Ιανουαρίου στο φαινόμενο του Νοεμβρίου στις μεγάλης και μικρής κεφαλαιοποίησης αγορές των μετοχών, λόγω εφαρμογής των φορολογικών μεταρρυθμίσεων (TRA) το 1990, θεωρούν την προ-φορολογικών μεταρρυθμίσεων περίοδο από το 1960 έως το 1986 και την περίοδο μετά-φορολογικών μεταρρυθμίσεων από το 1990 έως το 2007. Επειδή η μεγαλύτερη μεταπολεμική οικονομική ύφεση μπορεί να προκάλεσε υπερβολικές διακυμάνσεις στις τιμές των μετοχών ξεκινώντας από το Δεκέμβριο του 2007, τα δεδομένα που έλαβαν υπόψη τους είναι μέχρι το 2007. Χρησιμοποίησαν ποσοστιαίες μεταβολές στις μηνιαίες τιμές του δείκτη S&P 500, τη μέση τιμή ανά μήνα των ημερήσιων τιμών κλεισίματός του, θεωρώντας τον ως υπόδειγμα για τις μεγάλης κεφαλαιοποίησης αγορές μετοχών και τις μηνιαίες αλλαγές στο δείκτη Russell 2000 ως υπόδειγμα για τις μικρής κεφαλαιοποίησης αγορές μετοχών.

Για την εκτίμηση του φαινομένου του Ιανουαρίου και του φαινομένου του Νοεμβρίου έτρεξαν την επόμενη εξίσωση παλινδρόμησης :

$$R_{it} = a_i + b_i D_{it} + e_i \quad (1)$$

Όπου : R_{it} = οι αποδόσεις ή ποσοστιαίες μεταβολές στην τιμή του δείκτη i , του δείκτη S&P 500 ή του δείκτη Russell 2000, το μήνα t , D_{it} = παρουσιάζει την ψευδομεταβλητή I , που παίρνει την τιμή ένα για τον Ιανουάριο αλλιώς την τιμή μηδέν ή παίρνει την τιμή ένα για το Νοέμβριο αλλιώς την τιμή μηδέν, το μήνα t . Ο συντελεστής b_i μετρά την πιθανή εποχικότητα της αγοράς μετοχών.

Προηγούμενες μελέτες έχουν δείξει ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου παρατηρείται σε μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές που ανήκουν κυρίως σε ιδιώτες επενδυτές με κλείσιμο φορολογικής χρήσης την 31 Δεκεμβρίου, ενώ το φαινόμενο του Νοεμβρίου παρατηρείται κυρίως σε αμοιβαία κεφάλαια τα οποία είναι επενδεδυμένα κατά κύριο λόγο σε μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές. Προκειμένου να ελέγξουν την εποχικότητα που ενέχουν οι αγορές μετοχών λόγω των αλλαγών μεγέθους, πρόσθεσαν στην εξίσωση της παλινδρόμησης (1) άλλον ένα παράγοντα τον SMB (small minus big) και τελικά έγινε :

$$R_{it} = a_i + b_i D_{it} + c_i SMB_t + e_i \quad (2)$$

Όπου : SMB_t = οι μηνιαίες αποδόσεις του mimicking χαρτοφυλακίου για κοινού μεγέθους παράγοντα στις αποδόσεις των μετοχών.

Αποτελέσματα για μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές

Από την παλινδρόμηση της εξίσωσης (1) επαληθεύτηκε ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου ισχύει για τις μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές κατά τη διάρκεια της περιόδου 1960 έως 1986, ενώ το φαινόμενο του Νοεμβρίου όπως αναμενόταν κατά την προ – TRA (Tax Reform ART) δεν επαληθεύτηκε.

Από την παλινδρόμηση της εξίσωσης (2) διαπιστώθηκε ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου στις μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές μπορεί να περιέχει μερικές παραλλαγές λόγω της επίδρασης του φαινομένου του μεγέθους. Λαμβάνοντας υπόψη τον παράγοντα (SMB), ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου μειώθηκε από 0,012 που

είχε στην παλινδρόμηση (1) σε $-0,006$. Επομένως, το αποτέλεσμα επαληθεύει ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι πιο στενά συνδεδεμένο με τις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές κατά την προ- TRA περίοδο. Από την άλλη μεριά, ο παράγοντας SMB έχει μικρή επίδραση στον συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Νοεμβρίου, είναι σχεδόν αμετάβλητη σε σχέση με την τιμή της στην εξίσωση (1). Παρόλα αυτά, το φαινόμενο του Ιανουαρίου και του μεγέθους χάνουν την επίδραση που ασκούν στις αποδόσεις των μετοχών κατά τη διάρκεια της περιόδου 1988-1989.

Αντίθετα, κατά τη μετά- TRA περίοδο παρατηρήθηκε η τάση για αντικατάσταση του φαινομένου του Ιανουαρίου με το φαινόμενο του Νοεμβρίου στις μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές. Ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου έπεσε δραματικά από $0,012$ που ήταν στην προ – TRA περίοδο σε $0,004$ στην μετά-TRA περίοδο. Σε αντίθεση, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Νοεμβρίου διπλασίασε την τιμή του. Το φαινόμενο του Νοεμβρίου στις μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές δεν αντιπροσωπεύει κάποια παραλλαγή στις τιμές των μετοχών που να σχετίζεται με το φαινόμενο του μεγέθους (ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Νοεμβρίου στην εξίσωση 2 παρέμεινε ίδιος .

Το αποτέλεσμά τους για το φαινόμενο του Νοεμβρίου, καθώς και βασιζόμενοι στα ευρήματα των Gibson, Safieddine and Titman (2000), τους δημιούργησε το ερώτημα ότι το φαινόμενο ισχύει μόνο το 1990 και οι managers των κεφαλαίων (fund managers) έχουν τη δυνατότητα να ασκήσουν πιθανές πιέσεις στις τιμές των μετοχών στηριζόμενοι στο ότι παρέχουν κίνητρο για φορολογικές εισπράξεις για μεγάλο χρονικό ορίζοντα.

Τελικά, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι και κατά την προ –TRA όσο και κατά την μετά-TRA περίοδο η αγορά των μετοχών εμφανίζει εποχικότητα. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (χωρίς τον έλεγχο του φαινομένου του μεγέθους) είναι σημαντικό κατά την προ- TRA, είναι δεν είναι στατιστικά σημαντικό κατά την μετά-TRA περίοδο.

Από την άλλη μεριά, το φαινόμενο του Νοεμβρίου ακολουθεί ένα αντίθετο μονοπάτι, από ασήμαντο κατά την προ-TRA περίοδο σε στατιστικά σημαντικό κατά την μετά-TRA περίοδο.

Επιπρόσθετα, όμως, τα αποτελέσματα που κατέληξαν, βασιζόμενοι στην υπόθεση της πλήρους εφαρμογής του TRA σε συνδυασμό με τις διαρθρωτικές αλλαγές στο

συνταξιοδοτικό σύστημα, οδηγεί σε αντικατάσταση του φαινομένου του Ιανουαρίου από το φαινόμενο του Νοεμβρίου στις μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές.

Αποτελέσματα για τις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές

Τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξε είναι ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου ισχύει όπως αναμενόταν στις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές κατά την περίοδο 1988-1989 . Ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου ήταν 0,051, που ήταν στατιστικά σημαντικός σε διάστημα εμπιστοσύνης 95%, ενώ το φαινόμενο του Νοεμβρίου, όπως αναμενόταν, είναι αρνητικό κάτι που μπορεί να οφείλεται και στα σπάνια γεγονότα που συνέβησαν κατά τη μεταβατική περίοδο (1987-1989).

Τα αποτελέσματα για την προ-TRA περίοδο έδειξαν ότι υπάρχει μια ίδια τάση αντικατάστασης του φαινομένου του Ιανουαρίου από του Νοεμβρίου, όπως και στις μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές. Μετά την πλήρη εφαρμογή των φορολογικών μεταρρυθμίσεων (TRA) του 1990, εμπειρικά τεκμήρια απέδειξαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου τείνει να γίνεται όλο και πιο αδύναμο. Ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου ήταν 0,051 στη μεταβατική περίοδο και έπεσε κατά 60% στην τιμή 0,019 στην μετά – TRA περίοδο . Ομοίως , όπως το φαινόμενο του Ιανουαρίου στις μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές, έτσι και στις μικρής μπορεί να συνδεθεί με το φαινόμενο του μεγέθους. Παρατήρησε ότι μειώθηκε ακόμα περισσότερο ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου με την προσθήκη του παράγοντα SMB.

Αντιθέτως, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Νοεμβρίου άλλαξε από αρνητικός στη μεταβατική περίοδο σε θετικός κατά την μετά –TRA περίοδο. Υπήρξε μια μικρή μόνο αλλαγή στην τιμή του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Νοεμβρίου με την προσθήκη του παράγοντα SMB που σχετίζεται με το φαινόμενο του μεγέθους. Με τον έλεγχο του φαινομένου του μεγέθους το φαινόμενο του Νοεμβρίου είναι στατιστικά σημαντικό σε διάστημα εμπιστοσύνης 95% όπου το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι στατιστικά μη σημαντικό.

Τελικά, κατέληξε στο συμπέρασμα ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Νοεμβρίου φαίνεται ανεξάρτητος από το φαινόμενο του μεγέθους. Τα αποτελέσματα για

τις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές υποστηρίζουν την υπόθεση της συνεχούς αντικατάστασης του φαινομένου του Ιανουαρίου από το φαινόμενο του Νοεμβρίου.

Συμπεράσματα

Κατέληξε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν ισχυρές αποδείξεις για την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου τόσο για μεγάλης όσο και για μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές πριν από την πλήρη εφαρμογή των φορολογικών μεταρρυθμίσεων του 1990 (TRA). Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης έδειξαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζει μεγάλη συσχέτιση- σύνδεση με το φαινόμενο του μεγέθους.

Επιπρόσθετα, κατέληξε στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο του Νοεμβρίου εμφανίζεται τόσο στις μεγάλης όσο και στις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές και είναι ανεξάρτητο από το φαινόμενο του μεγέθους. Επομένως, αυτή η μελέτη επιβεβαιώνει ότι υπάρχει μια «στροφή» από το φαινόμενο του Ιανουαρίου στο φαινόμενο του Νοεμβρίου τόσο στις μεγάλης όσο και στις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές μετά την πλήρη εφαρμογή των φορολογικών μεταρρυθμίσεων TRA (Tax Reform Act- 1986).

3.2.12 Η μελέτη του Anthony Yanxiang Gu (2002)

Σκοπός της μελέτης του Anthony Yanxiang Gu ήταν να διαπιστώσει εάν το φαινόμενο του Ιανουαρίου τείνει να εκλείπει τόσο στις μεγάλης όσο και στις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές. Διαπίστωσε ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου παρουσιάζει μια τάση μείωσης από το 1988 και τείνει να εκλείπει από τους δείκτες Russell. Η τάση μείωσης είναι εμφανής και στο δείκτη Dow 30 από το 1930. Παρόλο που εμφανίζει μια ανοδική τάση για τους δείκτες Dow30 και S&P 500 για την προ-πολεμική περίοδο γύρω στη δεκαετία του 1970 (λόγω των ιδιαίτερα υψηλών αποδόσεων κατά το μήνα Ιανουάριο από το 1975-1976), αλλιώς εξαιρώντας τις ακραίες τιμές (outliers) η γραμμή της τάσης των αποδόσεων είναι ίσια (flat). Η καθοδική τάση είναι περισσότερο συνήθης σε δείκτες που περιέχουν μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές σε σχέση με τις μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές.

Διαπίστωσε ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι αρνητικά συσχετισμένο με την πραγματική και αναμενόμενη ανάπτυξη του ΑΕΠ (GDP- Gross Domestic Product), τον πληθωρισμό και την απόδοση του έτους, ενώ σχετίζεται θετικά με τη μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών (volatility).

Η μεθοδολογία χρήσης του power ratio παρέχει ένα σταθερό τρόπο για να διαπιστώσει την κατανομή των αποδόσεων του Ιανουαρίου κάθε έτους. Βρίσκοντας τις αλλαγές στην συγκεκριμένη ανωμαλία της αγοράς, θα έχουν επιπτώσεις στις στρατηγικές επενδύσεων.

Σε αυτή τη μελέτη αναπτύχθηκε η μέθοδος του δείκτη power ratio για να υπολογίσει το φαινόμενο σε κάθε έτος ξεχωριστά για επαρκείς μεγάλες περιόδους, προκειμένου να εξεταστεί η δυναμικότητα και η τάση του φαινομένου του Ιανουαρίου στους κύριους Αμερικανικούς δείκτες.

Οι δείκτες περιλαμβάνουν τον δείκτη Dow Jones 30 Industrial Average από το 1929, τον S& P 500 (στηριζόμενο σε 90 μετοχές μέχρι 1/3/1957 και σε 500 μετοχές από το 1950), το δείκτη Russell 1000 από το 1993 και στο δείκτη Russell 2000 και 3000 από το 1988. Όλα τα δεδομένα περιλαμβάνουν το έτος 2000. Οι δείκτες Russell και S&P 500 είναι σταθμισμένοι ως προς την αξία. Χρησιμοποιώντας δείκτες σταθμισμένους με βάση την αξία το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι πιο εύλογο για μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Ο δείκτης Dow είναι ισοσταθμισμένος δείκτης (equally weighted). Χρησιμοποιώντας τον δεν δημιουργείται μια υπερεκτίμηση του φαινομένου σε μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές, καθώς δεν περιλαμβάνει μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές. Οι δείκτες Russell εμπεριέχουν μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές.

Χρησιμοποιώντας σε αυτή τη μελέτη δείκτες, ο Gu αποφεύγει θέματα που μπορεί να προκύψουν με τη διαμόρφωση του χαρτοφυλακίου, όπως συσχέτιση που μπορεί να υπάρχει μεταξύ συντελεστή βήτα και μεγέθους επιχείρησης (μικρής ή μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές), συσχέτιση μεταξύ μεγέθους επιχείρησης και τιμής μετοχής της και επιβίωση (survivorship). Οι επιδράσεις της ανάπτυξης του πραγματικού ΑΕΠ, του πληθωρισμού, των αποδόσεων του έτους και της μεταβλητότητας ενός δείκτη στο φαινόμενο του Ιανουαρίου αναλύονται επίσης από τον Gu. Τα δεδομένα για την ανάπτυξη του πραγματικού ΑΕΠ και του πληθωρισμού προέρχονται από το Αμερικανικό Τμήμα Εμπορίου (US Department of Commerce).

Ο Gu διαπίστωσε ότι είναι δύσκολο να μετρήσει το φαινόμενο του Ιανουαρίου όταν οι αποδόσεις του Ιανουαρίου και οι αποδόσεις του έτους έχουν αντίθετες ενδείξεις (πχ. θετικά για τον Ιανουάριο/ αρνητικά για το έτος, αρνητικά για τον Ιανουάριο/ θετικά για το έτος ή όταν Ιανουάριος και έτος είναι αρνητικά).

Χρησιμοποίησε λοιπόν το power ratio προκειμένου να υπολογίσει τις αποδόσεις κατά το μήνα Ιανουάριο και τις αποδόσεις του έτους. Ο Ιανουάριος και οι ετήσιες αποδόσεις υπολογίστηκαν σαν the natural logarithm differentials της αξίας του κάθε δείκτη (πρόσθετη απόδοση, προκύπτει εάν αφαιρέσει από την απόδοση του δείκτη, την απόδοση των εντόκων γραμματίων Αμερικανικού Δημοσίου – Treasury Bills, μπορεί επίσης να χρησιμοποιηθεί στην παραπάνω μέθοδο).

Κατόπιν, όρισε τις συναρτήσεις :

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

Όπου η δύναμη 12 χρησιμοποιείται γιατί υπάρχουν δώδεκα μήνες σε κάθε χρόνο. Προφανώς, η απόδοση R είναι πάντα μεγαλύτερη από το μηδέν.

Και κατόπιν, όρισε και τη συνάρτηση :

$$R_y = (1 + \text{return of the year}) \quad (2)$$

Ομοίως, η απόδοση R_y είναι πάντα μεγαλύτερη από το μηδέν.

Αφού όρισε τις ανωτέρω συναρτήσεις, τις συνδύασε και έφτιαξε το δείκτη :

$$\frac{R_j}{R_y} \quad (3)$$

ο οποίος μπορεί αποτελεί το δείκτη δύναμης (“power ratio”)

Το R_j είναι ένας παράγοντας δύναμης. Πρέπει να ξεκαθαριστεί ότι όταν :

- $\frac{R_j}{R_y} = 1$ τότε οι αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι τόσο καλές όσο και οι μέσες αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών του έτους.
- $\frac{R_j}{R_y} > 1$ τότε οι αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι καλύτερες- υψηλότερες από τις αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών του έτους και όταν
- $\frac{R_j}{R_y} < 1$ τότε οι αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι χαμηλότερες από τις αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών του έτους.

Έτρεξε, επίσης, δύο σετ παλινδρομήσεων προκειμένου να αποκαλύψει την σχέση μεταξύ του φαινομένου του Ιανουαρίου και πέντε μακροοικονομικών μεταβλητών.

Η πρώτη παλινδρόμηση χρησιμοποίησε ως εξαρτημένη μεταβλητή το φαινόμενο του Ιανουαρίου – power ratio – του δείκτη Dow γιατί ο δείκτης έχει επαρκείς παρατηρήσεις.

Στη δεύτερη παλινδρόμηση χρησιμοποίησε ως εξαρτημένη μεταβλητή το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε συνδυασμό όλων των δεικτών.

Οι πρώτες δύο μεταβλητές, ανάπτυξη πραγματικού ΑΕΠ και πληθωρισμού αντικατοπτρίζουν την έκθεση σε μακροοικονομικές πιέσεις. Η τρίτη μεταβλητή, ετήσια απόδοση του έτους, συσχετίζει το μέγεθος του φαινομένου του Ιανουαρίου με την ετήσια παρουσία του δείκτη. Οι τελευταίες δύο μεταβλητές που έλαβε υπόψην του, τυπική απόκλιση και διακύμανση ημερήσιων αποδόσεων, καθορίζουν την σύνδεση που υπάρχει μεταξύ φαινομένου του Ιανουαρίου και μεταβλητότητας. Επίσης, θεώρησε ότι ήταν καλύτερο να χρησιμοποιήσει ημερήσιες μεταβλητότητες αποδόσεων από ότι μηνιαίες μεταβλητότητες αποδόσεων γιατί το **STELLAR JANUARY** μπορεί να αυξήσει τις μηνιαίες μεταβλητότητες.

Οι επιδράσεις τόσο των πραγματικών όσο και των αναμενόμενων τιμών των τριών πρώτων μεταβλητών εκτιμήθηκαν. Οι αναμενόμενες τιμές έπρεπε να έχουν υψηλότερες επιδράσεις στις αποδόσεις γιατί η τιμή της μετοχής στηρίζεται στις προσδοκίες των επενδυτών. Θεωρώντας ότι οι προσδοκίες των επενδυτών είναι ορθολογικές και ακριβείς (όπως προβλέπεται στις οικονομικές θεωρίες), χρησιμοποίησε τις τιμές των τριών παραγόντων του επόμενου έτους ως πρότυπες για τις αναμενόμενες τιμές.

Οι συναρτήσεις που έτρεξε τις παλινδρομήσεις είναι οι ακόλουθες :

$$\text{POWER RATIO}_t = \alpha + \beta \cdot \text{GDP GROWTH}_t + \beta \cdot \text{INFLATION}_t + \beta \cdot \text{ANNUAL RETURN}_t + \beta \cdot \sigma_t + \beta \cdot \sigma_t^2$$

$$\text{POWER RATIO}_t = \alpha + \beta \cdot \text{GDP GROWTH}_t + \beta \cdot \text{INFLATION}_{t+1} + \beta \cdot \text{ANNUAL RETURN}_t + \beta \cdot \sigma_t + \beta \cdot \sigma_t^2$$

Οι συντελεστές της μεταβλητής της ανάπτυξης του πραγματικού ΑΕΠ είναι αρνητικοί και στατιστικά σημαντικοί για όλες τις παλινδρομήσεις.

Κατέληξε λοιπόν το συμπέρασμα ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου παρουσιάζει μια σταδιακή μείωση τόσο στις μεγάλης όσο και στις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχικούς δείκτες από το 1988 και το φαινόμενο τείνει να εξαφανιστεί για τους δείκτες Russell. Η καθοδική τάση επίσης εμφανίζεται και στο δείκτη Dow από το 1930. Η γενική πραγματική ανάπτυξη του ΑΕΠ μπορεί εν μέρει να εξηγήσει την τάση εξάλειψης του φαινομένου του Ιανουαρίου στην αγορά των μετοχών. Ανοδική τάση εμφανίζει το φαινόμενο στους δείκτες Dow30 και S&P 500 κατά τη διάρκεια της προ-πολεμικής περιόδου γύρω στο 1987 και αυτό λόγω των εξαιρετικά υψηλών αποδόσεων του Ιανουαρίου τα έτη 1975, 1976 και 1987. Η γραμμή που δείχνει την τάση των αποδόσεων μεταξύ των ετών εάν αφαιρέσουμε τις ακραίες τιμές (-outliers) είναι ίσια-ευθεία γραμμή. Σε αντίθεση με προηγούμενες μελέτες, το φαινόμενο του Ιανουαρίου φαίνεται να είναι περισσότερο εμφανές σε δείκτες μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχών, κάτι που σημαίνει ότι τελικά το φαινόμενο του Ιανουαρίου δε συσχετίζεται με το φαινόμενο του μεγέθους.

Η επίδραση είναι πιο αδύναμη κατά τις περιόδους υψηλής ανάπτυξης του πραγματικού ΑΕΠ, ενώ είναι πιο ισχυρή κατά τις περιόδους χαμηλής ανάπτυξης του πραγματικού ΑΕΠ. Η ανωμαλία αυτή της αγοράς δεν είναι εμφανής για τα έτη που είχαν υψηλό πληθωρισμό, ενώ το αντίθετο συμβαίνει σε περίπτωση χαμηλού πληθωρισμού.

Η κατανομή των αποδόσεων του Ιανουαρίου σε σχέση με τις αποδόσεις των υπόλοιπων μηνών του έτους είναι μη σημαντική για καλά οικονομικά έτη και πραγματικά σημαντική για φτωχά οικονομικά έτη.

Διαπίστωσε ότι οι υψηλότερες αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι θετικά συσχετισμένες με τη μεταβλητότητα της αγοράς και η σχέση αυτή μπορεί να είναι γραμμική. Οι αναμενόμενες τιμές των τριών μακροοικονομικών παραγόντων έχουν σημαντικές επιδράσεις σε αυτήν την ανωμαλία της αγοράς, σε σχέση με τις πραγματικές τιμές, οι οποίες δίνουν επιπρόσθετες αποδείξεις ότι οι επενδυτές τιμολογούν τις μετοχές βασιζόμενοι στις προσδοκίες τους.

Το εκλιπόν φαινόμενο του Ιανουαρίου μπορεί να παρουσιάσει μια τάση σε σχέση με την αποτελεσματικότητα της αγοράς. Πιο έμπειροι και καταρτισμένοι επενδυτές σε

συνδυασμό με τις εξελίξεις της τεχνολογίας στη διάδοση της πληροφόρησης (όπως καλύτερη ποσότητα και ποιότητα, χαμηλότερα κόστη πληροφόρησης και πιο γρήγορη επικοινωνία και εκτέλεση της εντολής) μπορούν να κάνουν την αγορά πιο αποτελεσματική. Στην πραγματικότητα, θεωρεί ότι οι αναπτυσσόμενες χώρες είναι πιο αποτελεσματικές σε σχέση με τις λιγότερο ανεπτυγμένες και αναδυόμενες αγορές. Αυτό μπορεί να ενθαρρύνει αυτούς που πιστεύουν ότι στην θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς να κερδίσουν λίγη αυτοπεποίθηση.

3.2.13 Η μελέτη των Ma & Cu (2002)

Η έρευνα αυτή παρουσιάζει στοιχεία για τη συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών κατά τον Ιανουάριο και τις πληροφορίες για τα κέρδη που κυκλοφορούν κατά το μήνα αυτό. Οι ετήσιες αποδοχές που ανακοινώνονται τον Ιανουάριο είναι κατά κύριο λόγο θετικές, και οι αποδόσεις των μετοχών στα τέλη Ιανουαρίου είναι ασυνήθιστα υψηλές σε σχέση με το υπόλοιπο του έτους. Τόσο η **time-series analysis** όσο και η **cross-sectional analysis** δείχνουν μια ισχυρή σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των πληροφοριών για τα κέρδη που κυκλοφορούν τον Ιανουάριο, ιδιαίτερα κατά το δεύτερο μισό του μήνα. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι πληροφορίες για τα κέρδη μπορεί να είναι μια σημαντική κινητήρια δύναμη του «φαινομένου του Ιανουαρίου».

Ο σκοπός της παρούσας έρευνας είναι να αναζητήσει τις πιθανές κινητήριες δυνάμεις που εξηγούν τις ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις στα τέλη Ιανουαρίου. Δύο εμπειρικά δεδομένα είναι τεκμηριωμένα. Κατ' αρχάς, υπάρχει μια εντυπωσιακή πατέντα στα κέρδη που ανακοινώνονται τον Ιανουάριο.

Ένας κυρίαρχος αριθμός των ετήσιων κερδών που ανακοινώνονται τον Ιανουάριο είναι θετικός, και το ημερήσιο ποσοστό των θετικών κερδών που ανακοινώνονται ακολουθεί μια σαφή πτωτική τάση από τις αρχές Ιανουαρίου μέχρι το τέλος του Μαρτίου. Δεύτερον, οι μέσες ημερήσιες αποδόσεις της αγοράς στην τρίτη και τέταρτη εβδομάδα του Ιανουαρίου είναι σημαντικά υψηλότερες από ό, τι στο υπόλοιπο του έτους. Η σύμπτωση μεταξύ των ασυνήθιστα θετικών κερδών που ανακοινώνονται κατά τη διάρκεια του Ιανουαρίου και των ασυνήθιστα υψηλών αποδόσεων των μετοχών κατά

την ίδια περίοδο τους ενέπνευσε να βάλουν εμπρός μια υπόθεση περί «κερδών», δηλώνοντας ότι τουλάχιστον ένα μέρος των έκτακτων αποδόσεων τον Ιανουάριο μπορεί να εξηγηθεί από τα κέρδη που ανακοινώνονται τον Ιανουάριο.

Τα εμπειρικά στοιχεία είναι συνεπή με την υπόθεση. Κατά την περίοδο του δείγματος 1972-2002, οι αποδόσεις της αγοράς, τον Ιανουάριο, ιδιαίτερα στο δεύτερο μισό του μήνα, φαίνεται να εξηγούνται εν μέρει από τις πληροφορίες για τα κέρδη που κυκλοφόρησαν το μήνα αυτό. Οι πληροφορίες για τα κέρδη εξηγούν επίσης τις αποδόσεις του Ιανουαρίου σε cross-section ομάδες. Συγκεκριμένα, στο Πανεπιστήμιο του Σικάγο κατατάσσουν όλες τις μετοχές, που καλύπτονται από Κέντρο Έρευνας των τιμών των μετοχών (CRSP), σε πέντε χαρτοφυλάκια με βάση την σχέση τους με τα κέρδη. Οι επιχειρήσεις που ανακοινώνουν κέρδη με θετικές εκπλήξεις μπαίνουν στο χαρτοφυλάκιο 1 και εκείνες με αρνητικές εκπλήξεις στο χαρτοφυλάκιο 5. Αυτές οι επιχειρήσεις που δεν ανακοινώνουν κέρδη κατά τη διάρκεια του μήνα τοποθετούνται στα χαρτοφυλάκια 2, 3, ή 4 ανάλογα με το αν οι ομότιμοί τους στη βιομηχανία, κατά μέσο όρο, ανακοίνωσαν κέρδη με θετικές, ουδέτερες ή αρνητικές εκπλήξεις. Οι αποδόσεις μειώνονται μονότονα από το χαρτοφυλάκιο 1 στο χαρτοφυλάκιο 5. Επιπλέον, οι αποδόσεις για τις μεγάλες επιχειρήσεις στα τέλη Ιανουαρίου είναι σημαντικά υψηλότερες από ότι σε οποιαδήποτε άλλη περίοδο του έτους, και υπάρχουν αδύναμες ενδείξεις ότι οι πληροφορίες για τα κέρδη μετριάζουν την επίδραση του μεγέθους στα τέλη του Ιανουαρίου. Συνολικά, η υπόθεση περί «κερδών» φαίνεται ορθογώνια σε σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών κατά το πρώτο δεκαπενθήμερο του Ιανουαρίου, αλλά φαίνεται να εξηγεί τις ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις στο δεύτερο μισό του μήνα. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι υπάρχουν πιθανώς δύο διαφορετικές κινητήριες δυνάμεις που "ωθούν" τις υψηλότερες αποδόσεις των μετοχών τον Ιανουάριο - μια που σχετίζεται με το πρώτο μισό του μήνα και μια άλλη που σχετίζεται με τα κέρδη που ανακοινώνονται στο δεύτερο μισό του μήνα.

Δύο πηγές δεδομένων χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα έρευνα. Οι πληροφορίες για τα κέρδη από τον Ιανουάριο του 1972 (μέχρι) και τον Δεκέμβριο του 2002, προέρχονται από τη βάση δεδομένων Compustat της Standard and Poors. Όλες οι επιχειρήσεις στην Industrial Quarterly, Full Coverage Quarterly, και τα αρχεία έρευνας με έγκυρες

ημερομηνίες ανακοίνωσης κερδών περιλαμβάνονται στο δείγμα. Τα δεδομένα που αντιπροσωπεύουν το σύνολο της χρηματιστηριακής αγοράς είναι από την CRSP. Δεν αποκλείουν κανένα ιδιαίτερο τίτλο στην ανάλυση απόδοσης, αλλά η κεφαλαιοποίηση της αγοράς μιας μετοχής του προηγούμενου μήνα δεν είναι διαθέσιμη από την CRSP και επομένως, αποκλείεται από την ανάλυση που σχετίζεται με το μέγεθος της επιχείρησης. (Στην Compustat, οι πληροφορίες για τα κέρδη είναι διαθέσιμες από το 1972).

Κατ 'αρχάς, ένα μεγάλο ποσοστό των επιχειρήσεων «τελειώνει» τα δημοσιονομικά του έτη τον Δεκέμβριο και αρχίζει τις ανακοινώσεις για τα ετήσια κέρδη του τον Ιανουάριο. Δεύτερον, η πλειοψηφία των ανακοινώσεων των κερδών τον Ιανουάριο είναι θετικές, και το ημερήσιο ποσοστό των θετικών κερδών ακολουθεί μια σαφή πτωτική τάση από την αρχή του Ιανουαρίου έως το τέλος του Μαρτίου.

Υπάρχουν συνολικά 583.767 ανακοινώσεις κερδών που αναφέρθηκαν στην Compustat από τον Ιανουάριο του 1972 ως το Δεκέμβριο του 2002. Αυτές αποτελούνται από 438.279 τριμηνιαίες και 145.488 ετήσιες ανακοινώσεις. Ο **πίνακας I στο Παράρτημα** παρουσιάζει την κατανομή των τριμηνιαίων και των ετήσιων ανακοινώσεων κερδών ως ποσοστό των συνολικών κερδών που ανακοινώθηκαν για το έτος για καθένα από τους δώδεκα ημερολογιακούς μήνες. Το μηνιαίο ποσοστό των ανακοινώσεων υπολογίζεται πρώτα για κάθε έτος και στη συνέχεια, κατά μέσο όρο για 31 χρόνια. Ο πίνακας δείχνει ότι το 60% των ετήσιων ανακοινώσεων συγκεντρώνεται κατά τους πρώτους τρεις μήνες. Οι τριμηνιαίες ανακοινώσεις παρουσιάζουν ένα διαφορετικό μοντέλο- οι περισσότερες από τις ανακοινώσεις λαμβάνουν χώρα τον Απρίλιο και τον Μάιο, τον Ιούλιο και τον Αύγουστο, τον Οκτώβριο και το Νοέμβριο. Τα δύο μοντέλα είναι συνεπή με το γεγονός ότι η πλειοψηφία των επιχειρήσεων έχουν ως τέλος του δημοσιονομικού τους έτους το Δεκέμβριο. Ανεπίσημη ανάλυση δείχνει ότι περίπου το 60% των επιχειρήσεων έχουν ως τέλος του δημοσιονομικού έτους το Δεκέμβριο. Το τέλος του δημοσιονομικού έτους για τις υπόλοιπες επιχειρήσεις «εξαπλώνεται» στους άλλους έντεκα μήνες, 5% του συνόλου των επιχειρήσεων έχουν ως τέλος του δημοσιονομικού έτους τον Ιούνιο και 1% έχουν ως τέλος του δημοσιονομικού έτους τον Ιούλιο.

Σημαντικότερα, αυτό το 60% των επιχειρήσεων που έχουν τέλος του δημοσιονομικού τους έτους τον Δεκέμβριο αντιπροσωπεύουν περίπου το 80% της κεφαλαιοποίησης της αγοράς όλων των επιχειρήσεων που έχουν καταγεγραμμένες τις ημερομηνίες ανακοίνωσης των κερδών στην Compustat. Ως κεφαλαιοποίηση της αγοράς ορίζεται η αξία της αγοράς των εταιρειών στο προηγούμενο τέλος του έτους. Δεδομένου ότι οι επιχειρήσεις που εμπίπτουν στην Compustat αντιπροσωπεύουν ένα μεγάλο ποσοστό της κεφαλαιοποίησης της αγοράς του συνόλου των επιχειρήσεων CRSP (σχεδόν 79%), Οι επιχειρήσεις με τέλος του δημοσιονομικού τους έτους τον Δεκέμβριο, στην πραγματικότητα αντιπροσωπεύουν περίπου το 62% της συνολικής αξίας της αγοράς. Επιπλέον, το 72% των επιχειρήσεων στο Βιομηχανικό Δείκτη της Standard and Poor's έχουν τα δημοσιονομικά τους τέλη το Δεκέμβριο. Η παραπάνω συζήτηση δείχνει ότι τα γεγονότα που συνδέονται με τις επιχειρήσεις που έχουν ως τέλος του δημοσιονομικού έτους τον Δεκέμβριο μπορεί να έχουν σημαντικό αντίκτυπο στις αποδόσεις της αγοράς κοντά στα τέλη του έτους. Ένα πιο εντυπωσιακό εύρημα είναι ότι το καθημερινό ποσοστό των θετικών ανακοινώσεων κερδών (δηλαδή κέρδος) ακολουθεί μια σαφή πτωτική τάση από τις 2 Ιανουαρίου έως τις 31 Μαρτίου.

Προφανώς, η δραστηριότητα της ανακοίνωσης των κερδών κατά το δεύτερο δεκαπενθήμερο του Ιανουαρίου είναι πιο έντονη από ό, τι σε άλλες περιόδους. Η διαπίστωση, ότι οι επιχειρήσεις έχουν την τάση να ανακοινώνουν τα κέρδη τους πιο γρήγορα όταν έχουν καλά νέα να αναφέρουν, και ότι έχουν την τάση να καθυστερούν την υποβολή εκθέσεων όταν έχουν άσχημα νέα, δεν είναι καινούρια (π.χ. Chambers και Penman, 1984; Kross και Schroeder, 1984; και Penman, 1984). Το φαινόμενο αυτό συμβαίνει τόσο σε τριμηνιαίες όσο και σε ετήσιες ανακοινώσεις κερδών. Ωστόσο, μια τέτοια υψηλή συγκέντρωση θετικών ανακοινώσεων κερδών τον Ιανουάριο για πρώτη φορά τεκμηριώνεται σε αυτή την έρευνα. Σκεφτόμενοι τις υψηλές αποδόσεις του Ιανουαρίου, θα μπορούσε κανείς να αναρωτηθεί αν αυτό το μοτίβο των ανακοινώσεων κερδών μπορεί να επηρεάσει τις αποδόσεις της αγοράς τον Ιανουάριο. Επιπλέον, με δεδομένο το γεγονός ότι τα κέρδη που κυκλοφορούν το Φεβρουάριο εξακολουθούν να είναι πολύ θετικά, θα μπορούσε κανείς να αναρωτηθεί γιατί δεν υπάρχει ένα τεκμηριωμένο «φαινόμενο Φεβρουαρίου» στη βιβλιογραφία. Αυτά τα αινιγματικά ερωτήματα τους οδήγησαν να εξετάσουν εκ του σύνεγγυς τις πατέντες αποδόσεων

μετοχών τον Ιανουάριο και τον Φεβρουάριο. Βρήκαν ότι τα κέρδη που ανακοινώνονται στα τέλη του Ιανουαρίου είναι ασυνήθιστα ευνοϊκά, και οι αποδόσεις της αγοράς στα τέλη Ιανουαρίου είναι ασυνήθιστα υψηλές. Αυτή η σύμπτωση τους παρακινεί να προτείνουν μια υπόθεση περί «κερδών» ως εξής: οι έκτακτες αποδόσεις στα τέλη Ιανουαρίου μπορούν να εξηγηθούν εν μέρει από τις πληροφορίες για τα κέρδη. Χρησιμοποίησαν στοιχεία τόσο για time-series analysis όσο και cross-sectional για τον έλεγχο της υπόθεσης.

A. Time series Analysis

Το τμήμα αυτό παρουσιάζει στοιχεία παλινδρόμησης ότι οι υψηλότερες αποδόσεις της αγοράς, τον Ιανουάριο, ιδιαίτερα στο δεύτερο μισό του μήνα σχετίζονται με ευνοϊκότερα κέρδη. Συγκεκριμένα, το ακόλουθο μοντέλο παλινδρόμησης υπολογίζεται:

$$R_{w,m,y} = a + b * OddsRatio_{m,y} + \varepsilon, \quad (1)$$

Όπου $R_{w,m,y}$ είναι η μέση ημερήσια απόδοση της αγοράς κατά τη εβδομάδα w , του μήνα m του έτους y , και $OddsRatio_{m,y}$ είναι ο proxy για τις πληροφορίες των κερδών που κυκλοφόρησαν στο μήνα m του έτους y .

Κατασκευάζουν έναν proxy για τις πληροφορίες των κερδών που απελευθερώνονται κατά τη διάρκεια του μήνα, με βάση τις αντιδράσεις των τιμών των μετοχών στις ανακοινώσεις των κερδών. Για καθεμία από τις ανακοινώσεις κερδών, εξετάζεται η σωρευτική μη-κανονική απόδοση (CAR). Αν η (CAR) είναι θετική (μη-θετική), η ανακοίνωση των κερδών ορίζεται ως μια με θετική (αρνητική) έκπληξη για κάθε μήνα του έτους, η έκπληξη κέρδη odds ratio, OddsRatio είναι ο αριθμός των θετικών εκπλήξεων στα κέρδη που διαιρείται με τον συνολικό αριθμό των ανακοινώσεων κερδών κατά τη διάρκεια του μήνα. Η μέση τιμή της OddsRatio είναι 53,45%, 50,42%, 50,88% και με μια τυπική απόκλιση του 9,50%, 7,23%, και 7,52% για τον Ιανουάριο, Φεβρουάριο και Μάρτιο, αντίστοιχα.

Ο **πίνακας V στο Παράρτημα** παρουσιάζει τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης της μέσης ημερήσιας απόδοσης της αγοράς σε κάθε εβδομάδα του μήνα για το OddsRatio. Οι εβδομάδες 1, 2, και 3 αναφέρονται στην πρώτη, δεύτερη και τρίτη «θυρίδα»

διαπραγμάτευσης πέντε ημερών του μήνα, και την εβδομάδα 4 αναφέρεται στις υπόλοιπες ημέρες συναλλαγών του μήνα. Η μέση ημερήσια απόδοση πάνω για μια «θυρίδα» συναλλαγών ορίζεται ως η μέση ημερήσια ισοσταθμισμένη απόδοση της αγοράς για αυτή τη «θυρίδα». Όλες οι t-statistic βασίζονται σε τυπικά σφάλματα ανθεκτικά στην ετεροσκεδαστικότητα.

Παρά το γεγονός ότι κάθε μία από τις παλινδρομήσεις έχει μόνο 31 σημεία δεδομένων, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι τα κέρδη βάσει oddsratio εξηγούν τις συνολικές αποδόσεις των μετοχών από την ανάλυση χρονοσειρών. Για τις δώδεκα παλινδρομήσεις, όλοι οι συντελεστές στο oddsratio είναι θετικοί, και οι περισσότεροι από αυτούς είναι στατιστικά σημαντικοί. R^2 s κυμαίνονται από 5% κατά τη δεύτερη εβδομάδα του Ιανουαρίου σε 71% κατά την τελευταία εβδομάδα του Ιανουαρίου. Ένα υψηλότερο oddsratio κερδών σχετίζεται σημαντικά με υψηλότερες αποδόσεις της αγοράς κατά τις δύο τελευταίες εβδομάδες του Ιανουαρίου και όλες τις εβδομάδες, τον Φεβρουάριο και τον Μάρτιο. Δεν προκαλεί έκπληξη ότι το oddsratio δεν φαίνεται να έχουν ισχυρή δύναμη για να εξηγήσει τις αποδόσεις στις πρώτες δύο εβδομάδες του Ιανουαρίου, όταν συμβαίνει μόνο ένας πολύ μικρός αριθμός των ανακοινώσεων κερδών. Τα αποδεικτικά στοιχεία στον **Πίνακα V στο Παράρτημα** είναι συνεπή με την υπόθεση περί «κερδών».

B. Cross-sectional Analysis

Η προηγούμενη υποενότητα παρουσιάζει time-series απόδειξη ότι η έκπληξη στα κέρδη oddsratio σχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις της αγοράς τον Ιανουάριο. Το τμήμα αυτό εξετάζει κατά πόσον τα κέρδη εξηγούν τις αποδόσεις των μετοχών σε cross-section ομάδες. Συγκεκριμένα, οι μετοχές με διαφορετικούς συσχετισμούς με εκπλήξεις κερδών έχουν διαφορετικές αποδόσεις. Η υπόθεση «κέρδη» προβλέπει ότι οι επιχειρήσεις που ανακοινώνουν θετικές εκπλήξεις κερδίζουν υψηλότερες αποδόσεις από αυτές που ανακοινώνουν αρνητικές εκπλήξεις. Για τις επιχειρήσεις που δεν ανακοινώνουν κέρδη κατά τη διάρκεια του μήνα, διερευνούν το φαινόμενο μεταφοράς πληροφοριών. Επιχειρήσεις που δεν ανακοινώνουν κέρδη των οποίων οι ομόλογοι κατά μέσο όρο ανακοινώνουν κέρδη με θετικές εκπλήξεις κερδίζουν υψηλότερες αποδόσεις από ότι επιχειρήσεις που δεν ανακοινώνουν κέρδη σε κλάδους που σχετίζονται με ουδέτερες

εκπλήξεις κερδών, τα οποία με τη σειρά τους είναι υψηλότερα από εκείνα που σχετίζονται με τις αρνητικές εκπλήξεις. Μια βιομηχανία (που μοιράζεται τον 4-ψήφιο Πρότυπο Βιομηχανικό Κώδικα) ορίζεται ότι σχετίζεται με θετικές, ουδέτερες, και αρνητικές εκπλήξεις κερδών κατά μέσο όρο, αν η μέση *oddsratio* έκπληξη κερδών για τη βιομηχανία κατά το μήνα είναι μεγαλύτερη από 55%, μεταξύ 55% και 45%, και κάτω από 45%, αντίστοιχα.

Το *oddsratio* μια βιομηχανίας ορίζεται ως ο αριθμός των επιχειρήσεων του κλάδου που ανακοινώνουν, με θετικές εκπλήξεις, διαιρούμενο με το συνολικό αριθμό των επιχειρήσεων του κλάδου που ανακοινώνουν. Αν μια βιομηχανία δεν έχει καμία ανακοίνωση κερδών, έχει χαρακτηριστεί ως ένα ουδέτερο εκπλήξεων.

Για κάθε μήνα - έτος, πέντε χαρτοφυλάκια κατασκευάζονται από όλες τις μετοχές που καλύπτονται από την CRSP βάσει της σχέσης τους με τις εκπλήξεις κερδών. Συγκεκριμένα, κάθε μετοχή έχει ταξινομηθεί σε μία από τις ακόλουθες πέντε κατηγορίες: "ανακοινώνει, θετικό", "δεν ανακοινώνει, θετική βιομηχανία", "δεν ανακοινώνει, ουδέτερη βιομηχανία", "δεν ανακοινώνει αρνητική βιομηχανία," και "ανακοινώνει, αρνητική", όπου "ανακοινώνει, θετική" σημαίνει ότι η ίδια η εταιρεία ανακοινώνει κέρδη με θετική έκπληξη και "δεν ανακοινώνει, θετική βιομηχανία" σημαίνει ότι η ίδια η εταιρεία δεν έχει ανακοινώσει αλλά η βιομηχανία της συνδέεται με θετικές εκπλήξεις κερδών. Το υπόλοιπο των όρων ορίζεται αναλόγως.

Ο **πίνακας VI στο Παράρτημα** παρουσιάζει τις μέσες ημερήσιες αποδόσεις των πέντε χαρτοφυλακίων σε κάθε ένα από τους έξι μισούς μήνες. Οι πίνακες A, B, Γ δείχνουν τις αποδόσεις τους τον Ιανουάριο, Φεβρουάριο και Μάρτιο αντίστοιχα. Τα χαρτοφυλάκια εξισορροπούνται κάθε μήνα, και οι αναφερόμενες αποδόσεις είναι οι μέσοι όροι για 31 χρόνια από 1972 έως 2002.

Εν ολίγοις, τόσο η *time-series* ανάλυση παλινδρόμησης όσο και η ανάλυση του χαρτοφυλακίου σε *cross-section* ομάδες αποκαλύπτουν μια ισχυρή θετική σχέση μεταξύ των πληροφοριών για τα κέρδη και των αποδόσεων των μετοχών κατά το δεύτερο δεκαπενθήμερο του Ιανουαρίου, υποστηρίζοντας την υπόθεση περί «κερδών».

Συμπεράσματα

Αυτή η μελέτη τεκμηριώνει δύο εμπειρικά ευρήματα, τις κυρίως ευνοϊκές πληροφορίες για κέρδη που κυκλοφορούν τον Ιανουάριο και τις ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις των μετοχών τον Ιανουάριο, και προτείνει μια υπόθεση περί «κερδών»: τα κυρίαρχα θετικά κέρδη που ανακοινώνονται τον Ιανουάριο συμβάλλουν στις ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις κατά το δεύτερο μισό του μήνα Ιανουαρίου. Αποδεικτικά στοιχεία τόσο από time-series όσο και cross-sectional ανάλυση είναι σύμφωνα με την υπόθεση περί «κερδών».

Ενώ «το φαινόμενο του Ιανουαρίου» σχετίζεται στενά με την επίδραση του μεγέθους, τα αποτελέσματα σε αυτή τη μελέτη ρίχνουν νέο φως σχετικά με τις διαφορές μεταξύ τους. Ειδικότερα, αδύναμες αποδείξεις δείχνουν ότι η πριμοδότηση μέγεθος κατά το δεύτερο μισό μήνα Ιανουάριο μειώνεται με την oddsratio έκπληξη στα κέρδη του μήνα.

«Το φαινόμενο του Ιανουαρίου» είναι επίμονο (Schwert, 2002). Τα αποτελέσματα αυτής της έρευνας δείχνουν ότι εάν «το φαινόμενο του Ιανουαρίου» προκαλείται εν μέρει από τα νέα για τα κέρδη για τη θεμελιώδη αξία των επιχειρήσεων, κανείς δεν θα περίμενε το αποτέλεσμα να εξαφανιστεί εάν δεν άλλαζε η πρακτική της αποκάλυψης.

3.2.14 Η μελέτη του Robert A.Kunkel, William S.Compton, Scott Beyer (2003)

Η παρούσα μελέτη έχει λάβει ημερήσιες τιμές κλεισίματος των χρηματιστηριακών δεικτών από 19 χώρες για την περίοδο 1988 - 2000. Αυτό τους επέτρεψε να εξετάσουν αν υπάρχει κάποια παγκόσμια επίδραση του turn-of-the-month (TOM) κατά τη δεκαετία του 1990 και μετά τη διόρθωση της χρηματιστηριακής αγοράς το 1987. Διενεργήσανε έλεγχο για το αν πράγματι υπάρχει επίδραση του TOM κάνοντας χρήση μιας battery με παραμετρικές και μη παραμετρικές στατιστικές δοκιμές που αντιμετωπίζουν ορισμένες από τις ανησυχίες που εκφράστηκαν σε προηγούμενες μελέτες. Η πρώτη δοκιμή που εφαρμόσαν είναι μια ψευδομεταβλητή OLS; μοντέλου παλινδρόμησης που συγκρίνει τις αποδόσεις TOM με τις αποδόσεις ROM;. Η δεύτερη δοκιμή είναι ένα τριπλό μοντέλο analysis of variance (ANOVA) που εξετάζει την περίοδο TOM, ενώ ελέγχει τόσο τις μηνιαίες όσο και τις ετήσιες εποχικές διακυμάνσεις. Η τρίτη δοκιμή είναι μια μη παραμετρική δοκιμασία του Wilcoxon signed rank (WSR) που εξετάζει τα συμφωνημένα ζεύγη TOM-ROM όσον αφορά τις αποδόσεις τους.

Οι συναρτήσεις που έτρεξαν για την μελέτη είναι οι ακόλουθες:

$$R_t = \beta_{-9} * D_{-9,t} + \beta_{-8} * D_{-8,t} + \dots + \beta_8 * D_{8,t} + \beta_9 * D_{9,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$R_t = \alpha + \beta * D_{TOM} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$R_t = \sum R_{period,t} + \sum R_{month,t} + \sum R_{year,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Όλα τα αποτελέσματα των δοκιμών δείχνουν ότι ένα μοτίβο TOM παρουσιάζεται σε ένα μεγάλο αριθμό χωρών καιρό αφότου έχει εντοπιστεί στις αγορές των ΗΠΑ. Για τις 16 από τις 19 χώρες, και οι τρεις αναλύσεις δείχνουν μια επίδραση TOM κατά την πλήρη περίοδο 1988 - 2000. Οι χώρες αυτές περιλαμβάνουν οκτώ ευρωπαϊκές (Αυστρία, Βέλγιο, Δανία, Γαλλία, Γερμανία, Ολλανδία, Ελβετία και Ηνωμένο Βασίλειο), τέσσερις χώρες της Άπω Ανατολής (Αυστραλία, Ιαπωνία, Νέα Ζηλανδία και Σιγκαπούρη), τον Καναδά, τις Ηνωμένες Πολιτείες, το Μεξικό και τη Νότια Αφρική. Βρίσκουν ότι το 4ήμερο της επίδραση TOM αιτιολογεί το 87% της μηνιαίας απόδοσης, κατά μέσο όρο, σε όλες τις χώρες, σε μια κλίμακα που κυμαίνεται από 66% για τις Ηνωμένες Πολιτείες έως 139% για την Ιαπωνία. Από την προοπτική της παγκόσμιας αγοράς, αυτές οι 16 χώρες αντιπροσωπεύουν το 88% της αξίας κεφαλαιοποίησης της αγοράς παγκοσμίως. Στα ξένα χρηματιστήρια (εκτός από τις Ηνωμένες Πολιτείες), οι 15 χώρες με επίδραση TOM εξηγεί το 77% της αξίας κεφαλαιοποίησης των διεθνών αγορών. Ενώ οι περισσότερες χώρες στην μελέτη τους υφίστανται ένα bull market κατά τη διάρκεια της περιόδου που εξετάζεται, για την ιαπωνική αγορά δεν ισχύει το ίδιο. Ωστόσο, η ιαπωνική χρηματιστηριακή αγορά παρουσίασε μια επίδραση TOM κατά τη διάρκεια της καθοδικής τάσης της αγοράς (bear market period). Είναι σαφές ότι η επίδραση TOM είναι ένα διεθνές φαινόμενο που εντοπίζεται στην Ευρώπη, την Άπω Ανατολή, τη Βόρεια Αμερική και τη Νότια Αφρική. Επιπλέον, από τη στιγμή που δεν εντοπίζεται πλέον η επίδραση TOM στις Ηνωμένες Πολιτείες κατά τη διάρκεια της περιόδου 1994-2000, φαίνεται ότι η συγκεκριμένη σε άλλες χώρες δεν είναι απλά μια διάχυση από την αγορά των ΗΠΑ.

3.2.15 Η μελέτη του Chen & Singal (2004)

A. Εισαγωγή

Το πλήθος των εξηγήσεων για το “φαινόμενο” του Ιανουαρίου αφήνει τον αναγνώστη σε σύγχυση σχετικά με τις πρωταρχικές αιτίες του : είναι η πώληση μετοχών (στο τέλος του προηγούμενου χρόνου) για μικρότερη φορολογία, η “βιτρίνα” που στήνεται (μέσω της ωραιοποίησης), οι νέες πληροφορίες, η αύξηση της προσφοράς – ζήτησης ή ένας συνδυασμός όλων των παραπάνω; Η σύγχυση προκύπτει, εν μέρει, επειδή αποδεικτικά στοιχεία έχουν γενικά παρουσιαστεί σε υποστήριξη μιας μόνο συγκεκριμένης υπόθεσης ενώ τα ίδια αποδεικτικά στοιχεία μπορεί να είναι σχετικά και με μια άλλη υπόθεση. Επιπλέον, προηγούμενες μελέτες δεν ελέγχουν επαρκώς την υπόθεση για την αναπήδηση της προσφοράς και της ζήτησης. Σε αυτό το άρθρο θα προσπαθήσουμε να ξεδιαλύνουμε διαφορετικές εξηγήσεις του “φαινομένου” του Ιανουαρίου και να εντοπίσουμε την πρωταρχική αιτία του. Θεωρούμε ότι οι πωλήσεις που σχετίζονται με τη φορολογία (και την αποφυγή αυτής) είναι η πιο σημαντική αιτία, επισκιάζοντας τις άλλες εξηγήσεις.

Ο Chen προσπαθεί να διαχωρίσει τις διάφορες εξηγήσεις με την διεξαγωγή νέων δοκιμών για πλήρη διαχωρισμό της μιας εξήγησης από την άλλη. Για τον έλεγχο της αναπήδησης της προσφοράς και ζήτησης, χρησιμοποιεί τις μέσες τιμές πώλησης των μετοχών αντί των τιμών κλεισίματος, σε ολόκληρη την ανάλυση του. Βρίσκει στοιχεία ότι το “φαινόμενο” του Ιανουαρίου σχετίζεται με την υπόθεση για την πώληση μετοχών (στο τέλος του προηγούμενου χρόνου) για μικρότερη φορολογία. Ειδικότερα, οι μετοχές με τις μεγαλύτερες δυνατότητες για πώληση με σκοπό τη μικρότερη φορολόγηση, αποφέρουν, κατά μέσο όρο, απόδοση της τάξεως του 5,2% κατά τις πρώτες πέντε ημέρες διαπραγμάτευσης του Ιανουαρίου. Οι αποδόσεις του Δεκεμβρίου συσχετίζονται αρνητικά με την δυνατότητα για πώληση με σκοπό τη χαμηλότερη φορολογία, γεγονός που συνεπάγεται χαμηλότερες αποδόσεις για τις μετοχές που υπόκεινται στην ως άνω διαδικασία. Από την άλλη πλευρά, οι αποδόσεις του Ιανουαρίου συσχετίζονται θετικά με την δυνατότητα για πώληση με σκοπό τη χαμηλότερη φορολογία. Επιπλέον, βρίσκει μεταβολές στον κύκλο εργασιών που, επίσης, σχετίζονται με την πώληση μετοχών για

μικρότερη φορολογία.

Βρίσκει επίσης στοιχεία ότι οι επενδυτές τείνουν να αναβάλλουν την πώληση των “νικητριών” μετοχών μέχρι τον Ιανουάριο, ώστε η πληρωμή των φόρων να αναβάλλεται κατά σχεδόν ένα χρόνο. Βρίσκει υποστήριξη της υπόθεσης για το φορολογικό κέρδος μέσω της πώλησης: οι μετοχές με τη χαμηλότερη δυνατότητα πώλησης για χαμηλότερη φορολογία κερδίζουν κατά μέσο όρο 1,8% στις τελευταίες ημέρες συναλλαγών του Δεκεμβρίου. Ο όγκος συναλλαγών για τις μετοχές αυτές είναι επίσης μεγάλος τον Ιανουάριο, υποστηρίζοντας την άποψη ότι οι επενδυτές αναβάλλουν τις πωλήσεις τους “νικητριών” μετοχών τους για τον Ιανουάριο. Τόσο η πώληση μετοχών για μικρότερη φορολογία τον Δεκέμβρη όσο και το φορολογικό κέρδος (μέσω της πώλησης) τον Ιανουάριο, είναι σύμφωνες με τις προβλέψεις του Κωνσταντινίδη (1984). Τα αποδεικτικά στοιχεία για την υποστήριξη υπόθεσης της πώλησης μετοχών για φορολογικούς λόγους είναι επίσης συνεπή με την υπόθεση της “βιτρίνας- window dressing”. Ωστόσο, αν οι θεσμικοί επενδυτές “ωραιοποιούν” τα χαρτοφυλάκιά τους, θα πρέπει να το κάνουν περισσότερο από μία φορά το χρόνο.

Τα αμοιβαία κεφάλαια και τα παρεμφερή ιδρύματα υποχρεούνται να υποβάλλουν εξαμηνιαίες εκθέσεις καθώς και καταλόγους των εκμεταλλεύσεων στην Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς- Securities and Exchange Commission (SEC) και να στέλνει αυτές τις εκθέσεις προς τους μετόχους σύμφωνα με το νόμο περί Εταιρείας Επενδύσεων του 1940. Ως εκ τούτου, μελετά τη συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών με βάση το ημι-ετήσιο κλείσιμο (Ιούνιος-Ιούλιος), όταν οι πωλήσεις για φορολογικούς λόγους δεν αλλοιώνουν τα συμπεράσματα, καθώς τα ιδρύματα “ωραιοποιούν” τα χαρτοφυλάκιά τους με τη μέθοδο της “βιτρίνας”, αν το κάνουν, στο τέλος του ημερολογιακού έτους. Δεν βρίσκει αποδείξεις που σχετίζονται με την υπόθεση της “βιτρίνας” με βάση είτε τις αποδόσεις ή τον κύκλο εργασιών.

Στη συνέχεια, εξετάζει την (επίσης γνωστή ως η υπόθεση περί απελευθέρωσης πληροφοριών). Σύμφωνα με αυτή την υπόθεση, οι υπερβάλλουσες αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι αποτέλεσμα των σημαντικών παροχών πληροφοριών που προκύπτουν

κατά τις πρώτες ημέρες του Ιανουαρίου. Αν η κυκλοφορία των νέων πληροφοριών προκαλεί το “φαινόμενο” του Ιανουαρίου, θα πρέπει να βρει (ο Chen) ότι ο κύκλος εργασιών είναι μεγαλύτερος τον Ιανουάριο για τις μικρές επιχειρήσεις από ό, τι το Δεκέμβριο. Στην πραγματικότητα, αυτός θεωρεί ότι ο κύκλος εργασιών των μετοχών τον Ιανουάριο είναι μικρότερος από τον κύκλο εργασιών τον Δεκέμβριο για τις μικρές επιχειρήσεις. Όσον αφορά το θέμα της “βιτρίνας”, θα πρέπει και πάλι να βρει ένα αποτέλεσμα με βάση το ημι-ετήσιο κλείσιμο, λόγω των πληροφοριών. Ωστόσο, ο ίδιος δεν βρίσκει τέτοιο αποτέλεσμα. Έτσι, τα στοιχεία δεν υποστηρίζουν την υπόθεση περί απόκλισης πληροφοριών. Επιπλέον, ο ίδιος ελέγχει την αξιοπιστία της ανάλυσης του με βάση τις τιμές κλεισίματος και εκτείνει το δείγμα του σε ένα μεγαλύτερο χρονικό διάστημα. Τα συμπεράσματα που βγήκαν προηγουμένως υποστηρίζονται από τους ελέγχους ευρωστίας.

B. Χαρακτηριστικά δείγματος και Πρώτα Αποτελέσματα

Το αρχικό δείγμα αποτελείται από κοινές μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE), το Αμερικάνικο Χρηματιστήριο (AMEX), και το NASDAQ. Ο Chen αποκλείει τους Αμερικανικούς αποθετήριους τίτλους (ή καταθετήρια) (ADRs) και άλλες ειδικές μετοχές από το δείγμα του, όπως γίνεται συνήθως και σε άλλες μελέτες. Τα καθημερινά δεδομένα απόδοσης λαμβάνονται από τα αρχεία του Κέντρου Έρευνας των τιμών των μετοχών (CRSP- Centre for Research in Security Prices). Οι τελευταίες τιμές προσφοράς και ζήτησης (bid-ask quotes) προέρχονται από τη βάση δεδομένων του Trade and Quote (TAQ) του NYSE, η οποία είναι διαθέσιμη από τον Ιανουάριο του 1993. Κατά συνέπεια, η μελέτη του καλύπτει το χρονικό διάστημα από το 1993 μέχρι και τον Ιανουάριο του 1999. Αυτό σημαίνει ότι αναλύει τις αποδόσεις των μετοχών για το μήνα Δεκέμβριο κάθε έτους και του επόμενου Ιανουαρίου. Για να συμπεριληφθεί στο δείγμα μια εταιρεία πρέπει να έχει δεδομένα για το σύνολο του έτους και για τις πέντε πρώτες ημέρες του Ιανουαρίου του επόμενου έτους από το CRSP, και οι τελευταίες τιμές προσφοράς και ζήτησης από το TAQ.

Το πρώτο βήμα της ανάλυσης είναι η εκτίμηση της δυνατότητας για πώληση με σκοπό τη φορολογική ελάφρυνση (PTS). Τυπικώς, PTS μετράται χρησιμοποιώντας την απόδοση μια μετοχής για έναν προκαθορισμένο αριθμό ημερών συναλλαγών (ή μηνών) έως το τέλος του χρόνου, που ονομάζεται PTSret. Μερικές φορές, οι ερευνητές θεωρούν την πτώση από την υψηλότερη τιμή που επιτυγχάνεται κατά τη διάρκεια του έτους, ως μέτρο της PTS, η οποία αναφέρεται ως PTSmax. Βασιζόμαστε σε ένα νέο μέτρο της PTS (που ονομάζεται PTSflow) που χρησιμοποιεί την καθημερινή τιμή κλεισίματος και τον ημερήσιο όγκο για να φτάσει σε ένα μέτρο της PTS. Η καθαρή απόδοση των μετοχών χρησιμοποιείται σε όλα τα μέτρα της PTS αντί της σταθμισμένης στον κίνδυνο απόδοσης των μετοχών, καθώς η έκπτωση φόρου γίνεται με βάση την πραγματική απώλεια και όχι την προσαρμοσμένη στον κίνδυνο απώλεια. Για τον υπολογισμό της PTS, βρίσκει πρώτα την τιμή κατά την ημερομηνία αναφοράς που ορίζεται ως η 12η - τελευταία ημέρα συναλλαγών το Δεκέμβριο, συνήθως γύρω στις 15 Δεκεμβρίου.

Η επιλογή της 12ης - τελευταίας ημέρας συναλλαγών ως την ημερομηνία αναφοράς είναι ελαφρώς διαφορετική από προηγούμενες έρευνες. Οι περισσότεροι ερευνητές αποκλείουν τις τελευταίες 6 ημέρες συναλλαγών του έτους.

Η επιλογή του για την ημερομηνία αναφοράς εξισορροπεί την ανάγκη να είναι μια ημερομηνία προς το τέλος του έτους, επιτρέποντας παράλληλα στους επενδυτές να έχουν αρκετό χρόνο για να πουλήσουν. Σε κάθε περίπτωση, η επιλογή της ημερομηνίας αναφοράς, είτε της 12ης - τελευταίας ημέρας συναλλαγών ή της 6ης – τελευταίας ημέρας διαπραγμάτευσης, δεν έχει ουσιώδη επίδραση στα αποτελέσματα.

Το PTSflow μετριέται με την εξίσωση (1), με τις καθημερινές χρηματοροές του δολαρίου (τιμή κλεισίματος επί τον όγκο) που συμβαίνουν πάνω από την τιμή αναφοράς, διαιρούμενες δια του συνόλου των ροών του δολαρίου κατά τη διάρκεια της περιόδου εκτίμησης: από την 1η Ιανουαρίου έως την ημερομηνία αναφοράς, την 12η - τελευταία ημέρα συναλλαγών το Δεκέμβριο:

$$PTS_{flow} = \sum p_t V_t I_t / \sum p_t V_t \quad (1)$$

όπου p_t είναι η τιμή κλεισίματος κατά την ημέρα t , V_t είναι ο όγκος ημερησίως, και I_t είναι ένας δείκτης συνόλου μεταβλητών που παίρνει την τιμή 1 αν $p_t > R$ (τιμή αναφοράς). Αν

και υπάρχουν ορισμένες διαφορές μεταξύ των τριών μέτρων PTS, τα αποτελέσματα σχετικά με το “φαινόμενο” του Ιανουαρίου είναι παρόμοια.

Ως εκ τούτου, αναφέρουμε τα αποτελέσματα μόνο με PTSflow (απλά αναφέρεται ως PTS). Τα αποτελέσματα εδώ φαίνεται να δείχνουν ότι οι αποδόσεις των πέντε ημερών του Ιανουαρίου είναι θετικές και μεγάλες, και είναι συνήθως μεγαλύτερες από τις αποδόσεις κατά τη διάρκεια των προηγούμενων πέντε ημερών του Δεκεμβρίου, γεγονός που υποδηλώνει τη συνέχιση της ύπαρξης του “φαινομένου” του Ιανουαρίου.

Γ. The Tax-Loss Selling Hypothesis and Tax-Gain Selling Hypothesis

Επιπλέον, ο Chen εκτίμησε την παρακάτω εξίσωση λαμβάνοντας την τυπική απόκλιση ως μέτρο κινδύνου.

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 PTS_{it} + \beta_2 Risk_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 \log (Price_{it}) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Η εξαρτημένη μεταβλητή είναι η μέση πενθήμερη απόδοση τον Δεκέμβριο ή τον Ιανουάριο. PTS είναι η δυνατότητα για τις πωλήσεις για φορολογικά κέρδη. Ως κίνδυνος λογίζεται η τυπική απόκλιση ή β . Η μεταβλητή “size-μέγεθος” είναι η τυποποιημένη κατάταξη μιας μετοχής (τοίς εκατό) της κεφαλαιοποίησης της αγοράς στο τέλος του έτους, όπου τα όρια των ποσοστών καθορίζονται με βάση τις μετοχές του New York Stock Exchange (NYSE). Η τιμή είναι η τιμή αναφοράς της μετοχής.

Στην ανάλυση που προηγήθηκε, βρέθηκε ότι μεγάλες αποδόσεις επιτεύχθηκαν από επιχειρήσεις με υψηλό PTS τον Ιανουάριο σε σύγκριση με τις αποδόσεις που επιτεύχθηκαν από επιχειρήσεις με χαμηλό PTS. Από την άλλη πλευρά, τον Δεκέμβριο επιχειρήσεις με χαμηλό PTS κερδίζουν πολύ περισσότερο από ό, τι επιχειρήσεις με υψηλό PTS.

Τα αποτελέσματα υποστηρίζονται από ανάλυση παλινδρόμησης της εξίσωσης: οι αποδόσεις τόσο τον Δεκέμβριο όσο και τον Ιανουάριο εξαρτώνται από την PTS μιας επιχείρησης. Τα αποτελέσματα είναι συνεπή τόσο με την υπόθεση της πώλησης ζημιογόνων μετοχών το Δεκέμβριο προς αποφυγή φορολόγησης (tax loss selling hypothesis) όσο και με την υπόθεση της απόκτησης φορολογικού κέρδους από την πώληση ζημιογόνων μετοχών (tax gain selling hypothesis).

Ως εκ τούτου, χρησιμοποιούμε τον κύκλο εργασιών των μετοχών, η οποία είναι η ίδια αναλογία με τον κύκλο εργασιών του δολαρίου, ως μέτρο του όγκου (οι μετοχές που διαπραγματεύονται διαιρούνται με τον αριθμό των μετοχών σε κυκλοφορία). Επιπλέον, χρησιμοποιούμε ένα μοντέλο αγοράς για την αξιολόγηση του όγκου των μη-κανονικών συναλλαγών. Οι Lo and Wang θεωρούν ότι η χρήση του μοντέλου της αγοράς είναι ο κατάλληλος τρόπος για τον έλεγχο της συναλλακτικής δραστηριότητας που σχετίζεται με την αγορά και με εμπορικές επιχειρήσεις. Για την εκτίμηση του μη-κανονικού κύκλου εργασιών, χρησιμοποιούμε το μοντέλο της αγοράς στην εξίσωση (3), όπου T_t είναι ο κύκλος εργασιών για την περίοδο t , ο δείκτης i αναφέρεται στην ατομική μετοχή, και ο δείκτης m αναφέρεται στην αγορά:

$$T_{it} = \alpha_i + \beta_i T_{mt} \quad (3)$$

Επειδή χρειάζεται μη κανονικές ποσότητες για τις περιόδους πέντε ημερών στο τέλος του Δεκεμβρίου και τις αρχές Ιανουαρίου, κάθε περίοδος ορίζεται ότι είναι μια περίοδος πενθήμερης διαπραγμάτευσης. Η πενθήμερη περίοδος συναλλαγών του επιτρέπει επίσης να απέχει από ημέρες εξαιρετικά υψηλού και πολύ χαμηλού όγκου, που είναι πιθανό να παραποιήσουν τις εκτιμήσεις της παραμέτρου. Η εξίσωση (3) υπολογίζεται με άνω των 40 περιόδων πενθήμερων διαπραγματεύσεων (200 ημέρες διαπραγμάτευσης) πριν από την ημερομηνία αναφοράς. Οι παράμετροι που υπολογίστηκαν προηγουμένως χρησιμοποιούνται στην εξίσωση (4) για τον υπολογισμό του μη-κανονικού κύκλου εργασιών (AT_{it}):

$$AT_{it} = T_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i T_{mt} \quad (4)$$

Βρίσκει υποστήριξη και για τα δυο είδη πωλήσεων ότι γίνονται για την επίτευξη φορολογικών ελαφρύνσεων. Αποδεικτικό στοιχείο για την υποστήριξη της πώλησης μετοχών για λιγότερη φορολόγηση αποτελούν οι ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις (5,2%) των πέντε πρώτων ημερών συναλλαγής του Ιανουαρίου για τις μετοχές με τη μεγαλύτερο PTS. Από την άλλη πλευρά και σύμμορφα με το κέρδος στη φορολόγηση στον Ιανουάριο, διαπιστώνει ότι οι επιχειρήσεις στο χαμηλότερο τεταρτημόριο PTS κερδίζουν 1,9% περισσότερο τις τελευταίες πέντε ημέρες του Δεκεμβρίου σε σχέση με

τις πρώτες πέντε ημέρες του Ιανουαρίου. Οι διαφορές στον όγκο συναλλαγών υποστηρίζουν παρόμοιες ασύμμετρες αλλαγές για μετοχές υψηλού PTS και μετοχές χαμηλού PTS. Τα αποτελέσματα της εξίσωσης υποστηρίζουν, επίσης, αυτά τα συμπεράσματα.

Δ. Η υπόθεση της “βιτρίνας”

Ο Chen κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι διαχειριστές αμοιβαίων κεφαλαίων είναι πιθανότερο να εμπλέκονται συνεχώς στην ανάληψη κινδύνου και στη δημιουργία “βιτρίνας”, αντί να επικεντρωθούν σε αυτό κατά τη διάρκεια ενός συγκεκριμένου ημερολογιακού μήνα. Έτσι, οι μήνες Δεκέμβριος-Ιανουάριος και Ιούνιος-Ιούλιος είναι εξίσου κατάλληλοι για “βιτρίνα”, πράγμα που σημαίνει ότι η περίοδος Ιούνιος-Ιούλιος δεν είναι ακατάλληλη για την ανίχνευση “βιτρίνας” από τους διαχειριστές αμοιβαίων κεφαλαίων. Επιπλέον, ο Busse (2001) δεν βρίσκει καμία αλλαγή στην επικινδυνότητα των αμοιβαίων κεφαλαίων με βάση την ημερήσια απόδοσή τους όλο το χρόνο. Συνολικά, υπάρχουν λίγα, εάν όχι καθόλου, στοιχεία για την υποστήριξη της υπόθεσης της “βιτρίνας”.

Ε. Η υπόθεση περί απόκλισης πληροφοριών

Η υπόθεση περί απόκλισης πληροφοριών βασίζεται στο πώς η διακύμανση στην ποσότητα των διαθέσιμων πληροφοριών για διάφορες επιχειρήσεις μπορεί να οδηγήσει σε διαφορετικές αποδόσεις. Τα δεδομένα δεν υποστηρίζουν αυτή την υπόθεση. Σύμφωνα με την υπόθεση, λιγότερες συναλλαγές θα διεξαχθούν με μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές το Δεκέμβριο, καθώς οι έμποροι περιμένουν μέχρι τον Ιανουάριο, όταν αναμένονται νέες πληροφορίες. Η μη διαθεσιμότητα των πληροφοριών αυξάνει επίσης το πρόβλημα της αρνητικής επιλογής, που προκαλεί υψηλότερα spreads και μικρότερο όγκο συναλλαγών. Έτσι, ο όγκος των συναλλαγών των μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών θα πρέπει να είναι υψηλότερος τον Ιανουάριο από ότι τον Δεκέμβριο, καθώς και υψηλότερος τον Ιούλιο σε σχέση με τον Ιούνιο. Οι παραπάνω εξισώσεις δείχνουν ότι οι μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές έχουν ασυνήθιστα υψηλό

όγκο συναλλαγών τον Δεκέμβριο, σημαντικά μεγαλύτερο από τον μη-κανονικό όγκο συναλλαγών τον Ιανουάριο. Εκτός από τα προηγούμενα αποτελέσματα, τα δεδομένα του κύκλου εργασιών για Ιούνιο-Ιούλιο δεν δείχνουν αύξηση του όγκου τον Ιούλιο σε σχέση με τον Ιούνιο για τις μικρές κεφαλαιοποίησης μετοχές. Έτσι, είναι ασφαλές να συμπεράνουμε ότι η υπόθεση περί απόκλισης πληροφοριών δεν είναι η πρωταρχική κινητήρια δύναμη του “φαινομένου” του Ιανουαρίου.

Z. Έλεγχοι Ανθεκτικότητας

Αρκετοί συγγραφείς (βλέπε Singal, 2004) υποδεικνύουν ότι το “φαινόμενο” του Ιανουαρίου προκαλείται από την αύξηση προσφοράς-ζήτησης των μετοχών με χαμηλή τιμή. Ένας τρόπος ελαχιστοποίησης αυτού του φαινομένου είναι η διαγραφή των μετοχών χαμηλής τιμής. Ωστόσο, οι μετοχές χαμηλής τιμής είναι επίσης μικρές σε μέγεθος. Ένας άλλος τρόπος για να ελεγχθεί αν η PTS αποτελεί σημαντικό παράγοντα στις αποδόσεις, μαζί με την τιμή, είναι να παλινδρομήσει την απόδοση σε σχέση με την τιμή και τον κίνδυνο όπως δίνεται από την εξίσωση (5). Κατόπιν, να τρέξει μια παλινδρόμηση των καταλοίπων στην PTS όπως δίδεται από την εξίσωση (6). Η δοκιμή, κατόπιν, αντιστρέφεται με την τιμή που θα περισσέψει από την πρώτη εξίσωση:

$$R_{it} = \alpha + \beta_2 \log(\text{Price}_{it}) + \beta_3 \text{Risk}_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$\hat{\epsilon}_{it} = \alpha + \beta_3 \text{PTS}_{it} + \eta_{it}. \quad (6)$$

Η σημασία της PTS ως επεξηγηματική μεταβλητή παραμένει αναλλοίωτη είτε χρησιμοποιείται η εξίσωση (2) είτε η εξίσωση (6). Έτσι, είναι λογικό να συμπεράνει ότι η PTS είναι μια σημαντική συμβολή στο “φαινόμενο” του Ιανουαρίου. Η τιμή, ανεξάρτητη από την PTS, συμβάλλει επίσης στο “φαινόμενο” του Ιανουαρίου.

Συμπεράσματα

Ο Chen επανεξέτασε το “φαινόμενο” του Ιανουαρίου για να παρουσιάσει μια πιο ολοκληρωμένη μελέτη των διαφόρων εξηγήσεων. Σκέφτηκε όλες τις εξηγήσεις, μια-μια κάθε φορά, και διαπίστωσε ότι τα αποδεικτικά στοιχεία ήταν σε μεγάλο βαθμό σύμφωνα με τις πωλήσεις προκειμένου να επιτευχθούν φορολογικές ελαφρύνσεις. Δεν βρήκε

μεγάλη υποστήριξη για την υπόθεση της “βιτρίνας- window dressing hypothesis”, συμπεριλαμβανομένης της εξισορρόπησης χαρτοφυλακίου, και την υπόθεση περί απόκλισης πληροφοριών. Είναι λογικό και αναμενόμενο ότι η δημιουργία “βιτρίνας” γίνεται πιο συχνά από ό, τι μόνο το Δεκέμβριο. Βρήκε λίγα στοιχεία επί της πώλησης μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης τον Ιούνιο ή για υπερβάλλουσες αποδόσεις για τις μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης τον Ιούλιο. Το οικονομικά ασήμαντο μέγεθος των έκτακτων αποδόσεων για τις μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης τον Ιούλιο δείχνει, επίσης, ότι οι πληροφορίες δεν θα μπορούσαν να είναι η πρωταρχική κινητήρια δύναμη των αποδόσεων του Ιανουαρίου. Επιπλέον, ο μεγαλύτερος κύκλος συναλλαγών τον Δεκέμβριο σε σχέση με τον Ιανουάριο ήταν επίσης σε αντίθεση με την υπόθεση περί απόκλισης πληροφοριών. Τα αποτελέσματα βασίστηκαν σε μέσες τιμές, γεγονός που υποδηλώνει ότι η αύξηση της προσφοράς - ζήτησης για μετοχές χαμηλών τιμών δεν θα πρέπει να είναι ένας σημαντικός παράγοντας στην ανάλυσή του. Κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι μεγάλες αποδόσεις στους “νικητές” του Δεκεμβρίου και στους ηττημένους του Ιανουαρίου θα πρέπει σε μεγάλο βαθμό να οφείλονται και στα δύο είδη πωλήσεων μετοχών για την αποφυγή φορολόγησης.

3.2.16 Η μελέτη των Griffiths & Winters (2005)

Χρησιμοποιώντας διάφορες εμπειρικές μεθόδους που τους επέτρεψαν να εντοπίσουν ευκολότερα το χρονοδιάγραμμα των μεταβάσεων στα τέλη του Δεκεμβρίου και στα τέλη του χρόνου, αρχίζουν την ανάλυσή τους με την εξέταση της αγοράς, για 1 μήνα, εμπορικών χρεογράφων κατά την περίοδο δείγματος που εξέτασε ο Musto στις πρώτες δοκιμές του. Βρίσκουν μια σημαντική μείωση ρυθμού κατά τη διάρκεια των τελευταίων 2 ημερών διαπραγμάτευσης, το Δεκέμβριο. Η μείωση αυτή στο ρυθμό δεν είναι συνεπής με την μετατόπιση κινδύνου - υπόθεση «βιτρίνα», επειδή η μείωση συμβαίνει πριν από την ημερομηνία κοινοποίησης στο τέλος του έτους. Εντούτοις, η χρονική στιγμή αυτής της μείωσης ρυθμού είναι συνεπής με το προτιμώμενο περιβάλλον, καθώς οι επενδυτές ξαναμπάνουν στην αγορά μετά την ικανοποίηση των ταμειακών υποχρεώσεών τους στο τέλος του έτους. Επεκτείνουν την ανάλυσή τους επί των μεταβολών των ιστοτιμιών στις ιδιωτικές αγορές χρήματος για (1) αποδοχές τραπεζιτών ενός μήνα (BAS), (2) διαπραγματεύσιμα πιστοποιητικά καταθέσεων ενός μήνα (CDs), (3) καταθέσεις σε

δολάρια – ευρώ ενός μήνα, και (4) 1 μήνα LIBOR. Σε κάθε μία από αυτές τις αγορές, τα επιτόκια αυξάνονται σημαντικά κατά τη διάρκεια των τελευταίων 2 ημερών διαπραγμάτευσης του Νοεμβρίου και μειώνονται σημαντικά τις τελευταίες δύο ημέρες διαπραγμάτευσης το Δεκέμβριο. Αυτό το αποτέλεσμα είναι πάλι συνεπές με το προτιμώμενο ενδιαίτημα στο τέλος του έτους, αλλά δεν είναι συνεπές με τον κίνδυνο-μετατόπιση βιτρίνα. Θα επεκτείνει η περαιτέρω ανάλυση τα χρήματα τους στην αγορά με την αγορά 1-τρίμηνων εντόκων γραμματίων. Θεωρούν επιπλέον στοιχεία σύμφωνα με προτιμώμενο ενδιαίτημα για ρευστότητα στο τέλος του έτους και βρίσκουν πρόσθετα στοιχεία που δεν συνάδουν με την μετατόπιση κινδύνου - «βιτρίνα». Επεκτείνουν περαιτέρω την ανάλυση της αγοράς χρήματος στην αγορά ενός μηνός εντόκων γραμματίων. Βρίσκουν επιπλέον στοιχεία που είναι σύμφωνα με το προτιμώμενο περιβάλλον για ρευστότητα στο τέλος του έτους και βρίσκουν πρόσθετα στοιχεία που δεν συνάδουν με την μετατόπιση κινδύνου - «βιτρίνα». Υποστηρίζουν ότι οι επενδυτές με προτίμηση μετρητών στο τέλος του έτους εξέρχονται από τις αγορές χρήματος για την κάλυψη υποχρεώσεων των ταμειακών ροών στο τέλος του έτους. Δεδομένου ότι αυτοί οι επενδυτές ανακτούν την ρευστότητά τους από τις αγορές χρήματος για την κάλυψη χρηματικών υποχρεώσεων στο τέλος του έτους, περιμένουν από αυτούς να καταθέσουν τα χρήματα τους σε λογαριασμούς ζήτησης. Χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για τις συνολικές καταθέσεις όψεως, θεωρούν ότι οι καταθέσεις όψεως αυξάνονται σημαντικά το Δεκέμβριο. Επιπλέον, δείχνουν ότι οι επενδυτές ξανααπαίτουν στις αγορές χρήματος αφότου οι ημερομηνίες υποχρεώσεων έχουν περάσει. Θεωρούν ότι το σύνολο των καταθέσεων ζήτησης μειώνεται σημαντικά τον Ιανουάριο. Τέλος, εξετάζουν μηνιαίες μεταβολές σε μεγάλες προθεσμιακές καταθέσεις. Περιμένουν ότι οι επενδυτές με προτιμώμενο ενδιαίτημα που σχετίζονται με χρηματικές υποχρεώσεις στο τέλος του έτους θα βγουν από προθεσμιακές καταθέσεις για να ανακτήσουν τη ρευστότητά τους. Βρίσκουν σημαντικές μειώσεις τον Δεκέμβριο για μεγάλες καταθέσεις προθεσμίας. Έτσι, οι εξετάσεις τους, ζήτησης και καταθέσεων προθεσμίας, είναι επίσης σύμφωνες με το προτιμώμενο περιβάλλον στο τέλος του έτους για ρευστότητα με βάση τις υποχρεώσεις ταμειακών ροών των επενδυτών στα τέλη του έτους. Η διαφορά στις προσδοκίες μεταβολής των επιτοκίων μεταξύ της ανάληψης κινδύνου - υπόθεση «βιτρίνα» και της υπόθεσης για προτιμώμενο ενδιαίτημα είναι ο χρόνος. Στο πλαίσιο της

ανάληψης κινδύνου - υπόθεση «βιτρίνα», τα ποσοστά μειώνονται μόνο μετά την ημερομηνία γνωστοποίησης στο τέλος του έτους στις 31 Δεκεμβρίου, επειδή αυτοί που «στήνουν» τη βιτρίνα δεν θέλουν να κρατάνε τον επικίνδυνο τίτλο κατά την ημερομηνία γνωστοποίησης. Με το προτιμώμενο περιβάλλον με βάση υποχρεώσεις ταμειακών ροών, τα ποσοστά μειώνονται όσο περνάνε οι ημερομηνίες της υποχρέωσης. Οι ημερομηνίες αυτές είναι κοντά στο τέλος του έτους, αλλά δεν χρειάζεται να ευθυγραμμιστούν ακριβώς με την τελευταία ημέρα συναλλαγών του έτους, οπότε η μείωση των επιτοκίων από επενδυτές, που ξαναμπαίνουν στην αγορά αφότου οι ημερομηνίες υποχρέωσης έχουν περάσει, μπορεί να αρχίσει πριν από το τέλος του έτους.

Δεδομένου ότι η διαφορά μεταξύ των δύο υποθέσεων είναι η χρονική στιγμή της έναρξης της μείωσης ποσοστού σε σχέση με το τέλος του έτους, χρειάζονται μέθοδοι που μας επιτρέπουν να απομονώσουμε τις τελευταίες ημέρες του έτους από τις πρώτες ημέρες του επόμενου έτους. Θα αρχίσουν με τη δημιουργία μιας ψευδομεταβλητής για κάθε ημερολογιακό μήνα που ισούται με 1 κατά τις ημέρες διαπραγμάτευσης - 2 έως + 4 σε σχέση με το τέλος του μήνα, αλλιώς 0. Στη συνέχεια, για να απομονώσουν τη χρονική στιγμή της μεταβολής στο τέλος του έτους, διαιρούν την ψευδομεταβλητή του τέλους του χρόνου σε δύο μεταβλητές (YEND και YBEG) με YEND να ισούται με 1 στις μέρες συναλλαγής -2-1 και YBEG να ισούται με 1 στις μέρες συναλλαγής 1, 2, 3, και 4. Τέλος, η ανάλυση τους γίνεται σε τίτλους χρηματαγοράς ενός μήνα.

Όπως φαίνεται στον πίνακα 1 στο Παράρτημα, οι επενδυτές μπορεί να βγουν από τίτλους ενός μήνα χωρίς ρευστότητα στο τέλος του Δεκεμβρίου, οπότε διαιρούν την ψευδομεταβλητή του τέλους του Δεκεμβρίου σε NOVEND και DECBEG, με NOVEND να ισούται με 1 για τις τελευταίες 2 ημέρες συναλλαγών του Νοεμβρίου και DECBEG να ισούται με 1 για τις πρώτες 4 ημέρες συναλλαγών του Δεκεμβρίου. Χρησιμοποιώντας αυτούς τους ορισμούς ψευδομεταβλητής, προσδιορίζουν το ακόλουθο μοντέλο παλινδρόμησης που εκτιμάται χρησιμοποιώντας τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) με την προσαρμογή του White (1980) για ετεροσκεδαστικότητα.

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 * YEND + \alpha_2 YBEG + \alpha_3 M_2 + \dots + \alpha_{12} M_{11} + \alpha_{13} NOVEND + \alpha_{14} DECBEG + \alpha_{15} TBCH_t + \varepsilon_t$$

Όπου R_t = η πρώτη διαφορά σε ένα επιτόκιο της αγοράς χρήματος από t ημέρα - 1 έως την ημέρα t , $YEND = A_{0/1}$ ψευδομεταβλητή που ισούται με 1 για τις 2 τελευταίες ημέρες συναλλαγών του ημερολογιακού έτους και 0 αλλιώς, $YBEG = A_{0/1}$ μεταβλητής ομοίωμα που ισούται με 1 για τις πρώτες 4 ημέρες συναλλαγών του ημερολογιακού έτους και 0 αλλιώς, M_i = μια μεταβλητή για $0/1$ ψευδομεταβλητή ημερών διαπραγμάτευσης -2 έως 4 γύρω από το τέλος ημερολογιακού μήνα, με $i = 2$ (Φεβ). . . 11 (Νοέμβριος). Ως εκ τούτου, M_2 αντιπροσωπεύει τις τελευταίες 2 ημέρες συναλλαγών του Ιανουαρίου και τις πρώτες 4 ημέρες συναλλαγών του Φεβρουαρίου, $NOVEND = A_{0/1}$ ψευδομεταβλητή που ισούται με 1 για τις 2 τελευταίες ημέρες συναλλαγών του Νοεμβρίου και 0 αλλιώς, $DECBEG = A_{0/1}$ ψευδομεταβλητή που ισούται με 1 για τις πρώτες 4 ημέρες συναλλαγών Δεκεμβρίου και 0 αλλιώς, $TBCH_t$ = η πρώτη διαφορά στην αλλαγή στην απόδοση 3- μήνες T -λογαριασμό από ημέρα $t-1$ έως t ημερών. Οι $TBCH_t$ ελέγχουν για τις μετακινήσεις στο γενικό επίπεδο των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων.

Σε αυτό το πλαίσιο παλινδρόμησης, οι δύο υποθέσεις προτείνουν τις ακόλουθες εκτιμήσεις των παραμέτρων.

Για ανάληψη κινδύνου - «βιτρίνα»

$YEND > 0$, καθώς οι επενδυτές αποφεύγουν την επικίνδυνη επένδυση μέχρι και μετά την 31η Δεκεμβρίου, ημερομηνία γνωστοποίησης,

$YBEG < 0$, καθώς οι επενδυτές επιστρέφουν στους ριψοκίνδυνους τίτλους, μετά τις αποκαλύψεις της 31ης Δεκεμβρίου

$NOVEND = 0$, διότι δεν υπάρχει μετατόπιση της ζήτησης στα τέλη Νοεμβρίου εφόσον οι τίτλοι ενός μήνα εξακολουθούν να ωριμάζουν πριν από το τέλος του έτους, επιτρέποντας στους επενδυτές να στραφούν μακριά από το επικίνδυνο όργανο πριν από την ημερομηνία κοινοποίησης, και

$DECBEG > 0$ αν ο επικίνδυνος τίτλος είναι αρκετά μη ρευστός για να προκαλέσει τους επενδυτές να μην αγοράσουν ένα όργανο που ωριμάζει το νέο έτος, επειδή η επένδυση

θα απαιτούσε την αναφορά του σε επικίνδυνη θέση στις γνωστοποιήσεις στο τέλος του έτους.

Για το προτιμώμενο περιβάλλον,

$YEND < 0$, καθώς οι επενδυτές μπαίνουν ξανά στον τίτλο μετά το πέρασμα της ημερομηνίας της υποχρέωσης ταμειακών ροών,

$YBEG \leq 0$, καθώς οι επενδυτές συνεχίζουν να μπαίνουν ξανά στον τίτλο,

$NOVEND > 0$ αν ο τίτλος είναι αρκετά μη ρευστός για να προκαλέσει τους επενδυτές να μην αγοράσουν ένα όργανο που ωριμάζει μετά τις ημερομηνίες υποχρέωσης ταμειακών ροών, και

$DECBEG > = 0$, καθώς οι επενδυτές με ταμειακές υποχρεώσεις στο τέλος του έτους συνεχίζουν να βγαίνουν από τον τίτλο καθώς προηγούμενες επενδύσεις ωριμάζουν.

Το μοντέλο παλινδρόμησης τους επιτρέπει να απομονώσουν το χρονοδιάγραμμα των αλλαγών ρυθμού στο τέλος του έτους και στο τέλος του Δεκεμβρίου. Ωστόσο, η παλινδρόμηση δεν παρέχει πληροφορίες σχετικά με τα επίπεδα ρυθμού σε όλο τον Δεκέμβριο, τα οποία προτείνουν **στον πίνακα 1 στο Παράρτημα** είναι ασυνήθιστα υψηλά για τίτλους με χαμηλή εμπορευσιμότητα. Για να εξεταστεί η συμπεριφορά των τιμών ενός μηνός σε όλο τον Δεκέμβριο και την έναρξη του νέου έτους, υπολογίζουν το spread για κάθε τίτλο αγοράς 1 μήνα σε σχέση με τον τίτλο αγοράς 3 μηνών T χρεογράφων για τις ημέρες -25 έως 5 σε σχέση με το στο τέλος του έτους και συγκρίνουν το μέσο spread για κάθε ημέρα (ημέρες -25 έως $+5$) με την μέση ημερήσια διαφορά για όλες τις άλλες ημέρες διαπραγμάτευσης.

Η εστίασή τους στις ημερήσιες μεταβολές στα τέλη του Δεκεμβρίου και την αλλαγή του έτους τους επιτρέπει να προσδιορίσουν το χρονοδιάγραμμα των αλλαγών σε αυτά τα σημεία μετάβασης, το οποίο στη συνέχεια τους επιτρέπει να κάνουν τη διάκριση μεταξύ των δύο ανταγωνιστικών υποθέσεων. Ο Musto εξέτασε την καθημερινή αλλαγή από την τελευταία ημέρα του χρόνου μέχρι την πρώτη του επόμενου χρόνου και συγκρίθηκαν μέσες τιμές πριν από το τέλος του χρόνου με τις μέσες τιμές μετά τη λήξη

του χρόνου, η οποία αποκλείει τον προσδιορισμό του ειδικού χρονικού από την έναρξη της μετάβασης μέχρι και το τέλος του Δεκεμβρίου και την αλλαγή του έτους.

A. Αποτελέσματα εμπορικών γραμματίων

Το πρώτο σύνολο αποτελεσμάτων που αναφέρονται **στον πίνακα 2 στο Παράρτημα** είναι για καθημερινές αλλαγές τιμών. Σε αυτά τα αποτελέσματα, οι μεταβλητές στο τέλος του μήνα από το Φεβρουάριο έως το Νοέμβριο δεν είναι στατιστικά διαφορετικές από το μηδέν, ενώ η αλλαγή στις αποδόσεις κρατικών ομολόγων (του διακομιστή μεσολάβησης για τη μεταβολή του γενικού επιπέδου των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων) είναι σημαντική σε επίπεδο % 1 (p -τιμή $< 0,001$) και θετική. Αυτό υποδηλώνει ότι τα ποσοστά εμπορικών γραμματίων τείνουν να αλλάζουν προς την ίδια κατεύθυνση όπως οι μεταβολές στις αποδόσεις των τρίμηνων κρατικών ομολόγων.

Η YEND είναι σημαντικά αρνητική σε επίπεδο 1% (p -τιμή = 0,003), ενώ η YBEG είναι αρνητική και σημαντική στο επίπεδο του 10% (p -τιμή = 0,064). Η NOVEND δεν είναι διαφορετική από το μηδέν, ενώ η DECBEG είναι σημαντικά θετική σε επίπεδο 1% (p -τιμή $< 0,001$). Η αρνητική εκτίμηση των παραμέτρων YEND είναι σύμφωνη με ένα προτιμώμενο ενδιαίτημα στο τέλος του έτους και δεν συνάδει με την υπόθεση βιτρίνας για μετατόπιση κινδύνου, γιατί δείχνει ότι οι τιμές αρχίζουν να μειώνονται πριν από την ημερομηνία κοινοποίησης στο τέλος του έτους. Η υπόθεση βιτρίνας για μετατόπιση κινδύνου προϋποθέτει ότι ο ρυθμός πίεσης, από αυτούς που στήνουν τη βιτρίνα, για έξοδο από την αγορά παραμένει και μετά την ημερομηνία γνωστοποίησης στις 31 Δεκεμβρίου. Η μείωση των τιμών πριν από το τέλος του έτους δείχνει την πίεση στην αγορά πριν από το τέλος του έτους. Δηλαδή, οι αγοραστές ακριβώς πριν από το τέλος του έτους θα πρέπει να αποκτήσουν θέσεις στα εμπορικά γραμμάτια που στη συνέχεια θα αναφέρονται στις γνωστοποιήσεις στις 31 Δεκεμβρίου.

Τα αποτελέσματα, σχετικά με τις μεταβλητές στο τέλος του μήνα από τον Φεβρουάριο έως το Νοέμβριο, για αλλαγές στα spread δεν είναι στατιστικά σημαντικά διάφορα του μηδενός. Και πάλι, τόσο η YEND και η YBEG είναι στατιστικά σημαντικά αρνητική (p -τιμή $< 0,001$ και για τα δύο).

Τα αποτελέσματα αυτά για την αλλαγή στα spread παρέχουν ισχυρότερη υποστήριξη για ένα προτιμώμενο ενδιαίτημα στο τέλος του έτους από τα αποτελέσματα μεταβολής των τιμών. Όπως και με την ανάλυση των αλλαγών των τιμών, τα αποτελέσματα για την αλλαγή στα spread δεν μπορεί να υποστηρίξουν την υπόθεση βιτρίνας για κίνδυνο μετατόπισης. Επισημαίνουν ότι το μέγεθος των αλλαγών στα spread στα τέλη του Δεκεμβρίου και την αλλαγή του έτους είναι ουσιαστικά διαφορετικό από το μέγεθος των διακυμάνσεων στην τιμή CP στα ίδια χρονικά σημεία, γεγονός που υποδηλώνει ότι οι αποδόσεις κρατικών ομολόγων ενός μήνα μπορούν επίσης να έχουν εποχιακά πρότυπα αλλαγής απόδοσης.

B. Spreads Δεκεμβρίου

Τα αποτελέσματα παλινδρόμησης τους δείχνουν ότι οι τιμές και τα spread αυξάνονται προς στο τέλος του Δεκεμβρίου και μειώνονται προς στο τέλος του έτους. Προκειμένου αυτά τα αποτελέσματα για να υποστηρίξουν ένα αποτέλεσμα του “τέλους του χρόνου”, τα spread θα πρέπει να παραμείνουν πάνω από το κανονικό καθ' όλη τη διάρκεια του Δεκεμβρίου.

Δύο σημεία είναι εμφανή στα αποτελέσματα για τις διαφορές στα spread. Κατ' αρχάς, σε γενικές γραμμές, τα spread είναι σημαντικά πάνω από το φυσιολογικό καθ' όλη τη διάρκεια του Δεκεμβρίου, το οποίο υποστηρίζει ένα αποτέλεσμα του “τέλους του χρόνου” με την έξοδο των επενδυτών από την αγορά εμπορικών γραμματίων ενός μήνα .

Δεύτερον, τα spread παρουσιάζουν πτώση από την μέρα - 5 έως ημέρα +2 και η μείωση είναι αρκετά μεγάλη ώστε, για ημέρες -2 έως 2, τα spread να μην είναι διαφορετικά από το μέσο spread κατά το υπόλοιπο του έτους. Η πτώση των spread στις τελευταίες 5 ημέρες συναλλαγών του έτους που ακολουθεί τα ασυνήθιστα υψηλά spread καθ' όλη τη διάρκεια του Δεκεμβρίου είναι συνεπής με την υπόθεση προτιμώμενου ενδιαίτηματος στο τέλος του έτους που απορρέει από την ανάγκη για την κάλυψη των υποχρεώσεων ταμειακών ροών. Όπως και με τα αποτελέσματα παλινδρόμησης τους, η πτώση των spread κατά το μήνα Δεκέμβριο δεν υποστηρίζει την υπόθεση βιτρίνας για μετατόπιση κινδύνου στο τέλος του έτους, επειδή η χρονική

στιγμή υποδηλώνει ότι οι επενδυτές εισέρχονται ξανά στην αγορά εμπορικών γραμματίων ενός μήνα πριν από την ημερομηνία κοινοποίησης στο τέλος του έτους.

Γ. Αποτελέσματα από άλλους ιδιωτικούς τίτλους χρηματαγοράς

Αυτά τα μοτίβα μεταβολής των τιμών είναι παρόμοια με τα μοτίβα αλλαγής για τα εμπορικά γραμμάτια που αναφέρονται **στον πίνακα 2 στο Παράρτημα** και τα μοτίβα αλλαγής των spread που αναφέρθηκαν για τον τα γeros από τους Griffiths και Winters (1997). Τα αποτελέσματα αυτά υποδηλώνουν ένα κοινό αποτέλεσμα σε ιδιωτικά όργανα ενός μήνα. Η αρνητική YEND σε όλες τις έξι τιμές (εμπορικά γραμμάτια, αποδοχές των τραπεζιτών, πιστοποιητικά καταθέσεων, καταθέσεις σε ευρώ-δολάριο, LIBOR, και γeros) είναι συνεπής με ένα προτιμώμενο ενδιαίτημα που συνδέεται με τις υποχρεώσεις ταμειακών ροών στο τέλος του έτους, αλλά δεν μπορεί να υποστηρίξει την υπόθεση βιτρίνας για μετατόπιση κινδύνου ως την κατάλληλη εξήγηση. Επίσης, η θετική NOVEND δεν υποστηρίζει την υπόθεση βιτρίνας για μετατόπιση κινδύνου, επειδή οι πιέσεις τιμών αρχίζουν σε μια εποχή που το όργανο εξακολουθεί να ωριμάζει το Δεκέμβριο.

Spread Δεκεμβρίου

Τα εμπειρικά αποτελέσματα τους υποστηρίζουν την ύπαρξη προτιμώμενου περιβάλλοντος στο τέλος του έτους που συνδέονται με τις ημερομηνίες υποχρέωσης ταμειακών ροών.

Δ. Τα αποτελέσματα αποδόσεων κρατικών ομολόγων ενός μήνα

Έχουν δείξει ένα κοινό αποτέλεσμα περί τέλους Δεκεμβρίου και τέλους του έτους σε ιδιωτικά όργανα χρηματαγοράς ενός μήνα, και προτείνουν ότι το αποτέλεσμα είναι σύμφωνο με ένα προτιμώμενο ενδιαίτημα για ρευστότητα και δεν συνάδει με την υπόθεση βιτρίνας για μετατόπιση κινδύνου. Επιπλέον, τα αποτελέσματα των CP spread που αναφέρονται **στον πίνακα 2 στο Παράρτημα** υποδεικνύουν μια πιθανή αλλαγή στο μοτίβο απόδοσης στα κρατικά ομόλογα ενός μήνα κατά το τέλος του Δεκεμβρίου και την αλλαγή του έτους που απαιτεί προσεκτική ανάλυση. Κατά συνέπεια, σε αυτή την

ενότητα, θα εξετάσουν τις καθημερινές αλλαγές αποδόσεων κρατικών ομολόγων ενός μήνα για κανονικότητες στα τέλη του Δεκεμβρίου και την αλλαγή του έτους.

Αν οι ενδιάμεσοι χρηματοπιστωτικοί οργανισμοί που στήνουν βιτρίνα (διαχειριστές κεφαλαίων) αποφεύγουν τον κίνδυνο στο τέλος του έτους για να αποφύγουν την αποκάλυψη θέσεων σε επικίνδυνη CP, τότε οι πρωτοβάθμιες, χαμηλότερου κινδύνου, εναλλακτικές λύσεις τους είναι κρατικά ομόλογα και μετρητά. Ωστόσο, ένα σημαντικό συστατικό των αποδόσεων των διαχειριστών αμοιβαίων κεφαλαίων είναι η απόδοση των επενδύσεων, έτσι είναι απίθανο ότι διαχειριστές κεφαλαίων που στήνουν βιτρίνα θα ήθελαν να κρατήσουν ασυνήθιστα υψηλά επίπεδα μετρητών (περιουσιακό στοιχείο που δεν αποφέρει κέρδη) κατά την ημερομηνία κοινοποίησης στο τέλος του έτους. Αυτό θα σήμαινε ότι οι διαχειριστές κεφαλαίων που επιδιώκουν να αποφευχθεί η αναφορά σε επικίνδυνες θέσεις CP θα “σταθμεύσουν” CP έσοδα τους σε κρατικά ομόλογα καθ' όλη την διάρκεια της αλλαγής του έτους. Το επιχείρημα αυτό υποδηλώνει ότι οι διαχειριστές κεφαλαίων, αποφεύγοντας CP ενός μήνα, θα αγοράζουν κρατικά ομόλογα ενός μήνα σε όλη την διάρκεια του Δεκεμβρίου όσο το CP ενός μήνα ωριμάζει. Αυτή η ανοδική πίεση στις τιμές κρατικών ομολόγων θα πρέπει να οδηγήσει σε μείωση των αποδόσεων σε όλη την διάρκεια του Δεκεμβρίου. Η πτωτική πίεση στις αποδόσεις κρατικών ομολόγων θα συνεχιστεί την 31η Δεκεμβρίου, καθώς οι διαχειριστές κεφαλαίων εξακολουθούν να αποφεύγουν CP και να επενδύουν σε κρατικά ομόλογα έως την ημερομηνία κοινοποίησης τους στις 31 Δεκεμβρίου. Θα αναμένανε ότι οι αποδόσεις κρατικών ομολόγων θα επανέλθουν σε κανονικά επίπεδα το νέο έτος. Και δεν θα περίμεναν πιέσεις απόδοσης το Νοέμβριο, επειδή κρατικά ομόλογα ενός μήνα που αγοράστηκαν το Νοέμβριο θα ωριμάσουν πριν από την ημερομηνία κοινοποίησης στο τέλος του έτους, απαιτώντας μια άλλη επένδυση.

Εν ολίγοις, η βιτρίνα για μετατόπιση κινδύνου δεν έχει καμία επίδραση Νοεμβρίου, οι αποδόσεις μειώνονται καθ' όλο το Δεκέμβριο και να επανέρχονται στο κανονικό με το νέο έτος. Ενώ η υπόθεση προτιμώμενου ενδαιτήματος έχει μείωση στις αποδόσεις στο τέλος του Νοεμβρίου, και αν οι επενδυτές πραγματοποιήσουν έξοδο από κρατικά ομόλογα τον Δεκέμβριο, και στη συνέχεια υπάρχει αύξηση των αποδόσεων τον Δεκέμβριο και πτώση των αποδόσεων στο τέλος του έτους, καθώς οι επενδυτές

επιστρέφουν στην αγορά μετά τις υποχρεώσεις ταμειακών ροών με την πτώση που ξεκινά πριν από το τέλος του έτους.

Συμπεράσματα

Επανεξέτασαν την εφαρμογή του Musto (1997) για την υπόθεση μετατόπισης κινδύνου στην αγορά εμπορικών γραμματίων. Χρησιμοποιώντας διάφορες μεθόδους, που πιστεύουν ότι είναι καλύτερα προσαρμοσμένες για τον προσδιορισμό του χρονοδιαγράμματος της μετάβασης στο νέο έτος, βρίσκουν ισχυρές ενδείξεις για την απόρριψη της υπόθεσης μετατόπισης κινδύνου ως την εξήγηση για την ανωμαλία στο τέλος του έτους στα εμπορικά γραμμάτια. Βρίσκουν επίσης στοιχεία που δείχνουν ότι το προσδιορισμένο μοτίβο στο εμπορικό γραμμάτιο δεν είναι αποτέλεσμα (1) αλλαγών παροχής εμπορικών γραμματίων στο τέλος του έτους και (2) αλλαγής του βαθμού επικινδυνότητας του οριακού δανειολήπτη στο τέλος του έτους. Επέκτειναν την ανάλυση σε άλλα μέσα της χρηματαγοράς και διαπίστωσαν ότι το αποτέλεσμα που βρέθηκε σε εμπορικά χρεόγραφα είναι κοινό σε όλες τις ιδιωτικές αγορές χρήματος. Αναφέρουν ότι τα αποτελέσματα είναι συνεπή με την εφαρμογή του Ogden (1987) της υπόθεσης προτιμώμενου περιβάλλοντος για βραχυπρόθεσμα μέσα. Τα ευρήματα του Ogden δείχνουν ότι υπάρχουν ισχυρές χρονικές προτιμήσεις για μέσα χρηματαγοράς, λόγω των υποχρεώσεων ροής μετρητών των επενδυτών. Τα αποτελέσματά τους για την αλλαγή των τιμών στις ιδιωτικές αγορές χρήματος είναι σύμφωνα με τους επενδυτές που εξέρχονται από την αγορά χρήματος, όταν τα μέσα ωριμάζουν κατά την αλλαγή του έτους. Περαιτέρω ανάλυση για αποδόσεις κρατικών ομολόγων ενός μήνα βρίσκει αλλαγές αποδόσεων που συνάδουν με επενδυτές που έχουν μια ισχυρή προτίμηση για κρατικά ομόλογα που λήγουν πριν από το τέλος του Δεκεμβρίου. Οι επενδυτές βγαίνουν από τις ιδιωτικές αγορές χρήματος αυτή τη στιγμή για να ανακτήσουν την αποθηκευμένη ρευστότητα τους ώστε να ανταποκριθούν στις ανάγκες ταμειακών ροών στο τέλος του έτους. Η κίνηση αυτή υποδηλώνει ότι οι επενδυτές κατέχουν μεγάλα χρηματικά ποσά, τον Δεκέμβριο, και επαληθεύουν ότι η ζήτηση συνολικών καταθέσεων αυξάνεται σημαντικά το Δεκέμβριο και μειώνεται σημαντικά τον Ιανουάριο.

Τέλος, κάνουν δύο τελικές παρατηρήσεις. Πρώτον, ενώ Musto επικεντρώνεται σε θεσμικούς επενδυτές που ο Stigum περιγράφει ως διαχειριστές αμοιβαίων κεφαλαίων,

αυτοί ασχολήθηκαν με επενδυτές με ανάγκες ταμειακών ροών στο τέλος του έτους. Σε αυτό το σημείο, τονίζουν ότι οι επενδυτές τους μπορεί να είναι οι διαχειριστές αμοιβαίων κεφαλαίων στο τέλος του έτους. Επειδή τα κεφάλαια χρημάτων παρέχουν ρευστότητα, θα πρέπει να είναι έτοιμοι να ανταποκριθούν σε αλλαγές των επενδυτών σε μετρητά. Αυτό θα σήμαινε μια μετατόπιση από τα μέσα της αγοράς χρήματος σε μετρητά. Σημειώνουν ότι αυτή η ενδιάμεση λειτουργία είναι συνεπής με τα αποτελέσματα LIBOR τους για διατραπεζικά δάνεια και τη διαπίστωση από τους French και Trapani (1994) των υψηλότερων διαθεσίμων χρηματικών ποσών Δεκεμβρίου στους χρηματιστηριακούς λογαριασμούς εταιρείας-πελάτη. Δεύτερον, ο Ritter (1988) σημειώνει ότι στο τέλος του έτους οι πωλήσεις ιδίων κεφαλαίων δεν επανεπενδύονται αμέσως σε μετοχές, αν και τα στοιχεία δείχνουν ότι υπάρχουν ευνοϊκές τιμές στο τέλος του έτους. Οι ταμειακές ανάγκες στο τέλος του έτους προσφέρουν μια πιθανή εξήγηση για τους επενδυτές που δεν προχωρούν άμεσα σε επανεπένδυση σε μετοχές. Δηλαδή, ένα προτιμώμενο ενδιαίτημα για ρευστότητα στο τέλος του έτους προσφέρει μια εξήγηση, από πλευράς αγοράς, που συμπληρώνει όλες τις υπάρχουσες, από πλευράς πώλησης, εξηγήσεις για το "φαινόμενο του Ιανουαρίου".

3.2.17 Η μελέτη Haug (2005)

Η έρευνα από τους Haug και Hirschey (2006) ενημερώνει το "φαινόμενο του Ιανουαρίου" δεδομένου ότι η μελέτη περιλαμβάνει τα έτη μέχρι το 2004. Η μελέτη τους δείχνει ότι το «φαινόμενο του Ιανουαρίου» σε αποδόσεις μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης είναι σημαντικά συνεπές με την πάροδο του χρόνου και δεν φαίνεται να έχει επηρεαστεί από την Φορολογική Μεταρρύθμιση-Πράξη του 1986 (Haug & Hirschey, 2006, σ.78). Τα ευρήματα των Haug και Hirschey αφήνουν να εννοηθεί ότι εξηγήσεις που έχουν να κάνουν με τη συμπεριφορά σχετίζονται με το "φαινόμενο του Ιανουαρίου" και τα ευρήματά τους φέρνουν νέα προοπτική στην την υπόθεση περί πώλησης μετοχών για φορολογικούς λόγους (Haug & Hirschey, 2006, σ.78). Καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι το «φαινόμενο του Ιανουαρίου» εξακολουθεί να είναι μια παρούσα πρόκληση για την υπόθεση περί της αποτελεσματικής αγοράς (Haug & Hirschey, 2006, σ.78). Οι Haug και Hirschey (2006) ενισχύουν, τόσο μέσω σταθμισμένων δεικτών με βάση την αξία όσο και μέσω ισοσταθμισμένων δεικτών, το

"φαινόμενο της μικρής επιχείρησης τον Ιανουάριο" και έτσι δείχνουν ότι το "φαινόμενο του Ιανουαρίου" είναι σε μεγάλο βαθμό ένα φαινόμενο μικρής κεφαλαιοποίησης (Haug & Hirschey, 2006, σελ. 80-81).

Η έρευνα αυτή επιδιώκει να κάνει μια σειρά από εισφορές:

- (1) Ενημερώνουν στοιχεία για το "φαινόμενο του Ιανουαρίου" σχετικά με μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης με στοιχεία 202 χρόνων, χρησιμοποιώντας δεδομένα από το 1802 έως το 1926 του Schwert (1990) και των σταθμισμένων αποδόσεων χαρτοφυλακίων του (CRSP) από το 1927 έως το 2004. Η επίδραση "φαινομένου του Ιανουαρίου" στις αποδόσεις των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης παρουσιάζεται με τη χρήση ισοσταθμισμένων αποδόσεων χαρτοφυλακίου του CRSP, διαστήματος 78 χρόνων, από το 1927 μέχρι το 2004.
- (2) Παρατηρούν ένα μόνιμο "φαινόμενο του Ιανουαρίου" για μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης, ακόμη και κατά την περίοδο μετά την ψήφιση του νόμου περί φορολογικής μεταρρύθμισης του 1986. Επειδή το "φαινόμενο του Ιανουαρίου" παραμένει σε μεγάλο βαθμό ένα μικρής κεφαλαιοποίησης φαινόμενο, και ένα που έχει μείνει ανεπηρέαστο από την πράξη φορολογικής μεταρρύθμισης του 1986, προσφέρουν περαιτέρω υποστήριξη για εξηγήσεις του "φαινομένου του Ιανουαρίου" που σχετίζονται με τη συμπεριφορά, οι οποίες συνδέονται με την μη-κανονική συμπεριφορά των μεμονωμένων επενδυτών για αγορά και πώληση στα τέλη του έτους.
- (3) Τεκμηριώνουν το μη-κανονικό μοτίβο των μηνιαίων αποδόσεων για τους Fama και French (1993) με βάση τους παράγοντες μεγέθους και δείχνουν ότι τόσο οι παράγοντες του μεγέθους όσο και της λογιστικής συμβάλλουν στο φαινόμενο του Ιανουαρίου για μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης.
- (4) Δείχνουν επίσης ένα σταθερά αρνητικό "φαινόμενο του Ιανουαρίου" όσον αφορά τις μετοχές "ορμής", όπως προτείνεται από την παρατήρηση του Ritter (1988) περί μιας απότομης μετάβασης σε καθαρές αγορές των μικρών μετοχών από μεμονωμένους επενδυτές τον Ιανουάριο.

Οπότε, τεκμηριώνουν το γεγονός ότι οι σταθμισμένες, με βάση την τιμή, αποδόσεις δείχνουν μικρή ένδειξη του "φαινομένου του Ιανουαρίου" για τις μετοχές μεγάλης

κεφαλαιοποίησης από το 1802 έως το 2004. Κατ'αντιδιαστολή, δείχνουν την επιμονή ενός συνεπούς μεγάλου και θετικού “φαινομένου του Ιανουαρίου” για μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης κατά τη χρήση ισοσταθμισμένων αποδόσεων του CRSP κατά την περίοδο 1927-2004. Επιπλέον, δείχνουν το πώς το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” σχετίζεται τους παράγοντες μεγέθους και λογιστικής των Fama και French (1993), καθώς και με την “ορμή”. Στη συνέχεια, εξετάζουν το πως αποδόσεις στη μετά-1986 εποχή μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως βάση για έγκυρες, εκτός δείγματος, δοκιμές της “υπόθεσης window dressing” μεγάλης κεφαλαιοποίησης και της “υπόθεσης parking the proceeds” μικρής κεφαλαιοποίησης.

A. Αποδόσεις σταθμισμένης αξίας

Η απουσία του “φαινομένου του Ιανουαρίου” σε μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης υποστηρίζει την ιδέα ότι το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” είναι σε μεγάλο βαθμό ένα φαινόμενο μικρής κεφαλαιοποίησης. Η απουσία του “φαινομένου του Ιανουαρίου” σε μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης είναι επίσης συνεπής με την υπόθεση ότι τα σφάλματα μέτρησης, και όχι η αναποτελεσματικότητα στην τιμολόγηση της αγοράς, είναι η βασική αιτία για την αντίληψη των ασυνήθιστα υψηλών ποσοστών απόδοσης για μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης κατά τη διάρκεια του μήνα Ιανουαρίου. Οι Lakonishok και Smidt (1988) υποστηρίζουν ότι οι μικροί όγκοι συναλλαγών και τα μεγάλα spread προσφοράς και ζήτησης στις μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης το κάνουν δύσκολο να συναλλαχθεί κανείς κατά τη διάρκεια του “φαινομένου του Ιανουαρίου”. Χωρίς τέτοιες κερδοφόρες ευκαιρίες εμπορικών συναλλαγών, το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” γίνεται πιο πολύ ένα στατιστικό παράδοξο παρά πειστική απόδειξη της αναποτελεσματικότητας της αγοράς.

Μια σχετική στατιστική εξήγηση για το “φαινόμενο του Ιανουαρίου”, είναι αυτή που αναφέρεται συνήθως ως υπόθεση “Äúdata snooping” (Lo και MacKinlay, 1990 & Sullivan, Timmerman, και White, 1999). Είναι κατανοητό ότι ένα μεγάλο μέρος, αν όχι ολόκληρο, από το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” μπορεί να εξηγηθεί από την άποψη των προβλημάτων επιλογής επενδυτικής περιόδου, ή από την άποψη των δυσκολιών που συνδέονται με την εξεύρεση δεδομένων.

Το **Σχήμα 1α του Πίνακα 1 στο Παράρτημα** δείχνει τις αποδόσεις χαρτοφυλακίου σταθμισμένης αξίας για την περίοδο 202 ετών από το 1802 μέχρι το 2004, και για διάφορες σημαντικές υπο-περιόδους. Οι μηνιαίες αποδόσεις υπολογίζονται με βάση τους δείκτες των τιμών των μετοχών των ΗΠΑ κατά την περίοδο 1802-1925 του Schwert (1990), και με βάση τις αποδόσεις χαρτοφυλακίου σταθμισμένης αξίας του CRSP για την περίοδο 1926-2004.

Τα πρώτα στοιχεία αποδόσεων των μετοχών του Schwert, AOS (1990) δείχνουν μια μακρά ιστορική καταγραφή της συμπεριφοράς των χρηματιστηριακών τιμών που είναι συνεπής με τις πιο πρόσφατες αποδόσεις χαρτοφυλακίου σταθμισμένης αξίας του CRSP. Αυτή η μακροπρόθεσμη προοπτική γίνεται χρήσιμη κατά την εξέταση της δυνατότητας των εποχιακών αποδόσεων μετοχών κατά τον μήνα του Ιανουαρίου δεδομένης της δυνατότητας για απρόβλεπτες και παροδικές επιρροές. Οι Sullivan, Timmerman, και White (2001) υποστηρίζουν ότι η σταθερότητα των αποδόσεων των διαφόρων υπο-δειγμάτων παρέχει σημαντικές πληροφορίες σχετικά με την ευρωστία του “φαινομένου του Ιανουαρίου”. Για παράδειγμα, εάν οι ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις του Ιανουαρίου παρατηρούνται σε μια σειρά από σημαντικές υπο-περιόδους, αυτό θα σήμαινε ότι τέτοιες έκτακτες αποδόσεις θα μπορούσαν να αποτελέσουν τη βάση για επιτυχημένους κανόνες συναλλαγών που θα είχαν υψηλότερες επιδόσεις σε σχέση με τα συγκριτικά στοιχεία της αγοράς. Μια τέτοια συνέπεια θα έδειχνε, επίσης, ότι οι επενδυτές θα μπορούσαν να έχουν υιοθετήσει έναν αναδρομικό κανόνα απόφασης για τη δημιουργία μιας πραγματικά ανώτερης, εκτός-δείγματος, απόδοσης.

Το **Σχήμα 1α του Πίνακα 1 στο Παράρτημα** εμφανίζει τις σχετικές αποδόσεις σταθμισμένης τιμής για το μήνα Ιανουάριο, που ορίζεται ως η μηνιαία, σταθμισμένης αξίας, απόδοση που κερδίστηκε τον Ιανουάριο μείον το μέσο ποσοστό απόδοσης που κερδίστηκε στους άλλους έντεκα μήνες του έτους, σε βάθος δεκαετίας. Αυτό το σχήμα παρουσιάζει το γεγονός ότι οι αποδόσεις χαρτοφυλακίου, σταθμισμένης τιμής για το μήνα Ιανουάριο ήταν σε διάφορες χρονικές στιγμές τόσο έντονα αρνητικές όσο και σθεναρά θετικές. Η χειρότερη δεκαετία για τις αποδόσεις σταθμισμένης τιμής του

Ιανουαρίου συνέβησαν πριν από την έναρξη του εμφυλίου πολέμου, τη δεκαετία του 1840 (-3,54%). Η καλύτερη (δεκαετία) για τις αποδόσεις σταθμισμένης τιμής του Ιανουαρίου ήταν κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 1890, λίγο πριν από την έναρξη του εικοστού αιώνα (3,34%). Όσον αφορά αυτές τις σχετικές αποδόσεις σταθμισμένης τιμής, υπάρχει μόνο ένα μικρό ορατό πλεονέκτημα για αποδόσεις κατά τον Ιανουάριο στη διάρκεια των τελευταίων ετών.

Κατά τη διάρκεια της περιόδου 1802-2004, ο πίνακας 1 στο Παράρτημα δείχνει ότι αποδόσεις σταθμισμένης τιμής για το μήνα Ιανουάριο κυμαίνονταν κατά μέσο όρο στο 1,10%. Η υψηλή μεταβλητότητα είναι προφανής, με μια τυπική απόκλιση της τάξης του 4,09%. Η μέση απόδοση σταθμισμένης τιμής κατά το μήνα Ιανουάριο ήταν 0,55 τοις εκατό. Οι αποδόσεις για το μήνα Ιανουάριο ήταν θετικές 60,9 τοις εκατό κάθε φορά. Μια δοκιμή “σημάδι” για τις αποδόσεις σταθμισμένης τιμής για το μήνα Ιανουάριο είναι στατιστικά σημαντική, χρησιμοποιώντας συμβατικά κριτήρια ($z = 3.10$). Φυσικά, οι μετοχές συνήθως ανεβαίνουν, οπότε οι τυπικά θετικές αποδόσεις σταθμισμένης τιμής για το μήνα Ιανουάριο δεν πρέπει να προκαλούν έκπληξη.

Είναι ενδιαφέρον το γεγονός ότι οι αποδόσεις σταθμισμένης τιμής για το μήνα Ιανουάριο για τις μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης είναι περισσότερο ομοιόμορφα θετικές κατά τη διάρκεια της περιόδου 1927-2004, για την οποία είναι διαθέσιμες οι αποδόσεις χαρτοφυλακίου σταθμισμένης αξίας του CRSP. Το γεγονός ότι οι αποδόσεις σταθμισμένης τιμής παραμένουν ασυνήθιστα θετικές κατά το μήνα Ιανουάριο, κατά την περίοδο μετά την πράξη φορολογικής μεταρρύθμισης του 1986 προσφέρει κάποια υποστήριξη στην “υπόθεση βιτρίνας”. Ξεκινώντας από το 1987, οι θεσμικοί επενδυτές δεν έχουν κανένα φορολογικό κίνητρο για την πώληση των “χαμένων μετοχών” στο τέλος του έτους. Η επιμονή των ασυνήθιστα υψηλότερων αποδόσεων Ιανουαρίου για τις μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης από το 1987 είναι συνεπής με την θεωρία ότι οι επαγγελματίες επενδυτές επιδιώκουν την εξάλειψη των υπερβολικά “χαμένων” μετοχών από τα χαρτοφυλάκιά τους πριν από το τέλος σημαντικών περιόδων αναφοράς.

B. Ισοσταθμισμένες Αποδόσεις

Το **σχήμα 1β του πίνακα 1 στο Παράρτημα** εμφανίζει τις ισοσταθμισμένες αποδόσεις για το μήνα Ιανουάριο μείον το μέσο ποσοστό απόδοσης που κερδίστηκε στους άλλους έντεκα μήνες του έτους, σε βάθος δεκαετίας. Το ποσοστό αυτό καταγράφει ασυνήθιστα υψηλές ισοσταθμισμένες αποδόσεις κατά τον Ιανουάριο, για ολόκληρη την περίοδο 1927-2004. Η χειρότερη δεκαετία για ισοσταθμισμένες αποδόσεις κατά τον Ιανουάριο ήταν κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 1950 (2,47%). Η καλύτερη δεκαετία για ισοσταθμισμένες αποδόσεις κατά τον Ιανουάριο ήταν κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 1970 (8,77%).

Έχει ενδιαφέρον να σημειωθεί ότι η “έκρηξη” στην έρευνα πάνω στα οικονομικά που αφορούν ημερολογιακές ανωμαλίες γενικότερα, και το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” ειδικότερα, συμπίπτει με την δεκαετία με τις καλύτερες επιδόσεις όσον αφορά τις αποδόσεις του Ιανουαρίου. Όταν μετρήθηκε με τη χρήση ισοσταθμισμένων αποδόσεων, είναι ενδιαφέρον να σημειωθεί το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” παρέμεινε σταθερά θετικό, παρά το τεράστιο ποσό της προσοχής που δόθηκε επί του θέματος κατά τη διάρκεια των τελευταίων 30 ετών.

Κατά τη διάρκεια της περιόδου 1927-2004, ο **πίνακας 1 στο Παράρτημα** δείχνει ότι οι ισοσταθμισμένες αποδόσεις κυμαίνονταν κατά μέσο όρο κοντά σε ένα υπερμέγεθος 6,05 τοις εκατό. Η υψηλή μεταβλητότητα είναι προφανής, με μια τυπική απόκλιση της τάξης του 7,18 τοις εκατό. Η μέση ισοσταθμισμένη απόδοση κατά το μήνα Ιανουάριο ήταν 4.47 τοις εκατό. Οι αποδόσεις για το μήνα Ιανουάριο ήταν θετικές 82,1 τοις εκατό κάθε φορά. Μια δοκιμή για τις ισοσταθμισμένες αποδόσεις για το μήνα Ιανουάριο είναι στατιστικά σημαντική, χρησιμοποιώντας συμβατικά κριτήρια ($z = 5.66$). Και πάλι, επειδή οι μετοχές συνήθως ανεβαίνουν, οι τυπικά θετικές ισοσταθμισμένες αποδόσεις για το μήνα Ιανουάριο δεν πρέπει να προκαλούν έκπληξη.

Ειδικότερα, γίνεται αντιληπτό ότι οι ισοσταθμισμένες αποδόσεις για το μήνα Ιανουάριο παραμένουν ασυνήθιστα θετικές κατά την περίοδο μετά την ψήφιση του νόμου περι

φορολογικής μεταρρύθμισης του 1986. Με αυτή την αλλαγή στη νομοθεσία, η επιμονή του “φαινομένου του Ιανουαρίου”, κατά τη διάρκεια της περιόδου 1987-2004, δεν μπορεί να αποδοθεί σε εποχιακά κίνητρα πώλησης για φορολογικούς λόγους από τους θεσμικούς επενδυτές. Η επιμονή των ασυνήθιστα υψηλότερων αποδόσεων Ιανουαρίου για τις μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης από το 1987 είναι συνεπής με την θεωρία ότι οι επαγγελματίες επενδυτές επιδιώκουν την εξάλειψη των υπερβολικά “χαμένων” μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης από τα χαρτοφυλάκιά τους πριν από το τέλος σημαντικών περιόδων αναφοράς, όπως προτείνεται από την υπόθεση της “βιτρίνας”. Η επιμονή του “φαινομένου του Ιανουαρίου” κατά τη διάρκεια της περιόδου 1987 - 2004, και το γεγονός ότι το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” παραμένει σε μεγάλο βαθμό ένα φαινόμενο μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών, δίνει επίσης στήριξη στις εικασίες του Ritter (1988) σχετικά με την μη-κανονική συμπεριφορά των μεμονωμένων επενδυτών για αγορά και πώληση στο τέλος του χρόνου.

Γ. Τα αποτελέσματα των Fama και French

Οι αποδόσεις χαρτοφυλακίου σταθμισμένης τιμής παρακολουθούν την απόδοση των μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης, ενώ οι ισοσταθμισμένες αποδόσεις αντανακλούν στενά τις επιδόσεις των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης. Ως εκ τούτου, τα δεδομένα που παρουσιάζονται **στο Σχήμα 1 και Πίνακα 1 στο Παράρτημα** επιβεβαιώνουν ότι το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” είναι ένα φαινόμενο μικρής κεφαλαιοποίησης. Η ιδέα μπορεί να ελεγχθεί άμεσα χρησιμοποιώντας τους παράγοντες μέτρησης της αξίας των Fama και French για το μέγεθος της επιχείρησης και της λογιστικής της, κατά την περίοδο 1927-2004.

Οι παράγοντες αναφοράς των Fama-French συνοψίζουν τις επιδόσεις των μικρών μετοχών σε σχέση με τις μεγάλες μετοχές (SMB, μικρό μείον μεγάλο), καθώς και την απόδοση των μετοχών αξίας σε σχέση με τις μετοχές ανάπτυξης (HML, υψηλό μείον χαμηλό). Τα χαρτοφυλάκια αναφοράς αναδιαρθρώνονται κάθε τρεις μήνες .

Δ. Αποτελέσματα μετά την Φορολογική Μεταρρυθμιστική Πράξη του 1986

Για την εδραίωση της στατιστικής σημαντικότητας του “φαινομένου του Ιανουαρίου” στην περίοδο μετά την ψήφιση του νόμου φορολογικής μεταρρύθμισης του 1986, πιστεύουν ότι πιο λογικό είναι να δοκιμαστεί με βάση το χρόνο και να εκτιμάται το σύνολο των σωρευτικών στοιχείων σε οποιοδήποτε χρονικό σημείο. Θεωρούν “κώνους απόφασης” που μας επιτρέπουν να απορρίψουμε την υπόθεση για “κανένα φαινόμενο του Ιανουαρίου”, αν η σωρευτική απόδοση του Ιανουαρίου για κάθε έτος, R_{ci} , είναι μεγαλύτερη από την κρίσιμη τιμή R_{ci}^* ?. Για αποδόσεις χαρτοφυλακίου σταθμισμένης τιμής, με βαθμονόμηση μ και s για τις 184 αποδόσεις του Ιανουαρίου από το 1802 έως το 1986. Όταν οι αθροιστικές αποδόσεις του Ιανουαρίου περάσουν πάνω από τους κώνους απόφασης που απεικονίζονται στο **Σχήμα 4 στο Παράρτημα**, μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση για “κανένα φαινόμενο του Ιανουαρίου” με διάστημα εμπιστοσύνης 95 τοις εκατό ($\alpha = 0,05$).

Το **σχήμα 4 στο Παράρτημα** δείχνει ότι οι συνολικές αποδόσεις χαρτοφυλακίου σταθμισμένης τιμής για τον Ιανουάριο τείνουν να πέφτουν μέσα στον “κώνο απόφασης”, βαθμονομημένες με τη χρήση όλων των μηνιαίων αποδόσεων σταθμισμένης τιμής από το 1802 ως και το 1986.

Ανεξάρτητα στατιστικά στοιχεία που παράγονται με τη χρήση των αποδόσεων χαρτοφυλακίου σταθμισμένης τιμής από το πέρασμα του νόμου περί φορολογικής μεταρρύθμισης του 1986, απορρίπτουν τη διαφορούμενη υπόθεση για “κανένα φαινόμενο του Ιανουαρίου” σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 0,05$.

Συμπεράσματα

Σε αυτή τη μελέτη, ενημερώνουν τις αποδείξεις σχετικά με την επίδραση του “φαινομένου του Ιανουαρίου” στις αποδόσεις σταθμισμένης αξίας για μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης από το 1802 ως το 2004, στις ισοσταθμισμένες αποδόσεις για μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης από το 1927 έως το 2004. Βρίσκουν ένα μόνιμο

“φαινόμενο του Ιανουαρίου” για μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης, ακόμη και κατά τη διάρκεια της περιόδου μετά το πέρασμα του νόμου περί φορολογικής μεταρρύθμισης του 1986. Τεκμηριώνουν το μη-κανονικό μοτίβο των μηνιαίων αποδόσεων για τους παράγοντες των Fama και French (1993) για το μέγεθος και τη λογιστική αξία, και δείχνουν ότι τόσο οι παράγοντες του μεγέθους όσο και της λογιστικής αξίας συμβάλλουν σε ένα συνεχές “φαινόμενο του Ιανουαρίου” για μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης. Προτείνεται επίσης ένα επίμονα αρνητικό “φαινόμενο του Ιανουαρίου” για τις μετοχές ορμής. Καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” παραμένει σε μεγάλο βαθμό ένα μικρής κεφαλαιοποίησης φαινόμενο, και ένα που έχει μείνει ανεπηρέαστο από την Φορολογική Μεταρρυθμιστική Πράξη του 1986. Το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” είναι μια πραγματική και συνεχής ανωμαλία στις αποδόσεις της χρηματιστηριακής αγοράς, και μια ανωμαλία που αψηφά εύκολη εξήγηση.

Ενώ οι φορολογικές επιπτώσεις προτείνονται από καιρό ως μια πιθανή εξήγηση για το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” στις Ηνωμένες Πολιτείες, η συνεχιζόμενη παρουσία του από το 1987, φαίνεται να αποδυναμώνει την επιχειρηματολογία αυτή. Από το πέρασμα του νόμου περί φορολογικής μεταρρύθμισης του 1986 και μετά, οι εποχιακές τάσεις σχετικά με τις πωλήσεις με φορολογικά κίνητρα από θεσμικούς επενδυτές θα πρέπει να συμβούν πολύ πριν από το τέλος του ημερολογιακού έτους. Επειδή πολλά ιδρύματα διατηρούν μια περίοδο αναφοράς Ιανουαρίου-Δεκεμβρίου παρά τη νέα φορολογική περίοδο Νοεμβρίου-Οκτωβρίου, λόγοι “βιτρίνας” και όχι φορολογικά κίνητρα πώλησης από τα ιδρύματα μάλλον συμβάλουν στο “φαινόμενο του Ιανουαρίου” κατά τη διάρκεια της περιόδου 1987-2004. Η πώληση για φορολογικούς λόγους από τους μεμονωμένους επενδυτές, και η μη-κανονική συμπεριφορά των μεμονωμένων επενδυτών αγορά και πώληση στα τέλη του έτους, παραμένουν επίσης πειστικές εξηγήσεις. Σε κάθε περίπτωση, περισσότερα από 30 χρόνια μετά την ανακάλυψή του, το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” παραμένει ένα συναρπαστικό αίνιγμα.

3.2.18 Η μελέτη του Sum (2006)

Ο σκοπός αυτής της μελέτης ήταν να παρέχει περισσότερα εμπειρικά στοιχεία που να στηρίζουν την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου και του φαινομένου του μεγέθους στις αποδόσεις των μετοχών. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησε ήταν οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών σε κυκλοφορία και οι τιμές όλων των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE), στο Χρηματιστήριο της Αμερικής (AMEX) και στο NASDAQ (**National Association of Securities Dealers Automated Quotations** - the second-largest stock exchange by market capitalization in the world). Τα δεδομένα των μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών του NYSE είναι για το διάστημα από 1/1-1959 έως 31/12/2007, του AMEX είναι για το διάστημα από 1/1/1962 έως 31/12/2007 και του NASDAQ είναι για το διάστημα από 1/1/1971 έως 31/12/2007. Τα αποτελέσματα της έρευνάς του αποδεικνύουν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου και το φαινόμενο του μεγέθους υπάρχουν στις αποδόσεις των μετοχών.

Κατασκεύασε λοιπόν, δέκα χαρτοφυλάκια με βάση την κεφαλαιοποίηση όλων των μετοχών των χρηματιστηρίων NYSE, AMEX και NASDAQ. Η κεφαλαιοποίηση των μετοχών υπολογίστηκε πολλαπλασιάζοντας την τιμή της κάθε μετοχής στο τέλος του μήνα με τον αριθμό των εκδιδόμενων μετοχών. Η κεφαλαιοποίηση, που υπολογίστηκε χρησιμοποιώντας δεδομένα από τον προηγούμενο χρόνο ($t-1$), χρησιμοποιήθηκε για τον σχηματισμό των δέκα χαρτοφυλακίων το τρέχον έτος t . Προκειμένου, να εξετάσει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στις αποδόσεις των μετοχών, υπολόγισε τις μηνιαίες αποδόσεις για το μήνα Ιανουάριο για κάθε έτος και μετά το μέσο όρο αυτών των μηνιαίων αποδόσεων για κάθε δέκα χρόνια. Ακολούθησε την ίδια διαδικασία και για τους υπόλοιπους 11 μήνες. Χρησιμοποίησε την t -statistic προκειμένου να προσδιορίσει εάν υπάρχει ουσιαστική διαφορά μεταξύ των αποδόσεων του μήνα Ιανουαρίου σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες σε κάθε χρόνο κάθε δεκαετία. Η στατιστική ανάλυση που ακολούθησε, παρουσιάστηκε ξεχωριστά για τα δεδομένα του κάθε χρηματιστηρίου (NYSE, AMEX, NASDAQ). Κατόπιν, τα εμπειρικά τεστ έγιναν σε συνδυασμό όλων των μετοχών που διαπραγματεύονται στα χρηματιστήρια NYSE και AMEX. Στο τέλος, τα δεδομένα των μετοχών που διαπραγματεύονται στα χρηματιστήρια NYSE, AMEX και NASDAQ αναλύθηκαν για να προσδιοριστεί εάν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου

και το φαινόμενο του μεγέθους. Τα δεδομένα τα πήρε από τη βάση δεδομένων CRSP (Center for Research in Security Prices) .

Αποτελέσματα

Από την ανάλυση των δεδομένων κατέληξε στα εξής αποτελέσματα :

- Υπάρχουν ισχυρά στοιχεία ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου και το φαινόμενο του μεγέθους υπάρχουν στις αποδόσεις των μετοχών που διαπραγματεύονται στα NYSE, AMEX και NASDAQ.
- Σε σύγκριση του Ιανουαρίου με τους υπόλοιπους μήνες αποδείχθηκε ότι οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών του NYSE για τις δεκαετίες 1960, 1970 και 1980 είναι σημαντικά υψηλότερες κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους άλλους μήνες. Όμως, πρέπει να σημειωθεί ότι οι υπερβολικά υψηλότερες αποδόσεις των μετοχών του NYSE κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες είναι μη στατιστικά σημαντικές για τις δεκαετίες 1990 και 2000. Εξάλλου, μικρές επιχειρήσεις εμφανίζουν υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με τις μεγάλες και οι αποδόσεις του Ιανουαρίου εμφανίζονται υψηλότερες τη δεκαετία του 1970.
- Μικρές επιχειρήσεις που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο AMEX εμφάνισαν υψηλότερες μέσες μη-κανονικές αποδόσεις κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες. Επίσης, η δεκαετία του 1970 σημείωσε τις υψηλότερες μέσες αποδόσεις κατά το μήνα Ιανουάριο.
- Οι μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο NASDAQ έχουν υψηλότερες αποδόσεις το μήνα Ιανουάριο σε σύγκριση με τους υπόλοιπους μήνες.
- Επίσης, οι μέσες αποδόσεις σε συνδυασμό των μετοχών του χρηματιστηρίου NYSE και του χρηματιστηρίου AMEX εμφανίζονται να είναι υψηλότερες κατά το μήνα Ιανουάριο σε σύγκριση με τους υπόλοιπους μήνες.
- Τελικά, όλες οι μετοχές των χρηματιστηρίων NYSE, AMEX και NASDAQ που έχουν μικρότερη κεφαλαιοποίηση εμφανίζουν υψηλότερες αποδόσεις το μήνα

Ιανουάριο σε σύγκριση με τους υπόλοιπους μήνες. Τα αποτελέσματα είναι στατιστικά σημαντικά.

Συμπερασματικά, ο **SUM** κατέληξε στο συμπέρασμα ότι στα χρηματιστήρια NYSE, AMEX και NASDAQ ξεχωριστά, στα χρηματιστήρια NYSE και AMEX σε συνδυασμό και σε συνδυασμό και των τριών χρηματιστηρίων NYSE, AMEX και NASDAQ οι μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές έχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις σε σύγκριση με τις μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές και αυτές οι υψηλότερες μη-κανονικές αποδόσεις εμφανίζονται το μήνα Ιανουάριο. Τα αποτελέσματα της έρευνας του αποδείχθηκαν ότι είναι στατιστικά σημαντικό σε διάστημα εμπιστοσύνης 99%. Οι μέσες μη-κανονικές αποδόσεις είναι υψηλότερες κατά τη δεκαετία του 1970 σε σύγκριση με τις άλλες δεκαετίες. Τελικά, σύμφωνα με τη μελέτη του SUM υπάρχουν ισχυρές αποδείξεις ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου και το φαινόμενο του μεγέθους των επιχειρήσεων υπάρχουν, κάτι που επιβεβαιώνει τα ευρήματα προηγούμενων ερευνών.

3.2.19 Η μελέτη του Moosa (2007)

Σε μία πρόσφατη μελέτη ο Moosa (2007) εξετάζει το φαινόμενο του Ιανουαρίου χρησιμοποιώντας στοιχεία για τον δείκτη Dow Jones Industrial Average (DJIA) για την περίοδο 1970-2005. Μετά την παρουσίαση πιθανών λόγων για την εμφάνιση του φαινομένου του Ιανουαρίου όπως η υπόθεση των φοροαπαλλαγών, η βελτίωση της εικόνας των χαρτοφυλακίων των αμοιβαίων κεφαλαίων από τους διαχειριστές τους (window dressing) κτλ. Χρησιμοποιεί μέσες μηνιαίες τιμές για τον δείκτη DJIA. Η χρήση μέσων μηνιαίων αποδόσεων – αντί των αποδόσεων της τελευταίας μέρας του μήνα – γίνεται επειδή ο συγγραφέας κρίνει ότι η επίδραση του εποχικού φαινομένου που εξετάζει δεν μπορεί να συγκεντρωθεί την τελευταία ημέρα του μήνα αλλά από την άλλη διασκορπίζεται σε όλες τις ημέρες του μήνα. Με τη χρήση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων με ψευδομεταβλητές για κάθε μήνα, δηλαδή με τη χρήση μίας εξίσωσης παλινδρόμησης όπως η παρακάτω

$$r_t = \sum_{i=1}^m r_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \lambda_i D_t^i + \xi_t$$

Όπου, r_t είναι η μηνιαία απόδοση του δείκτη DJIA, D_t^i είναι η ψευδομεταβλητή η οποία παίρνει τιμή 1 τον μήνα i και μηδέν σε κάθε άλλη περίπτωση, m είναι ο βαθμός της αυτοπαλίνδρομης διαδικασίας.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζεται στην περίοδο 1975-1990 αλλά από την άλλη δεν παρατηρείται για την περίοδο 1990-2005. Αντίθετα παρατηρείται ένα έντονο φαινόμενο Ιουλίου. Το οποίο σύμφωνα με τον Moosa (2007) μπορεί να οφείλεται στις πωλήσεις μετοχών πριν από την περίοδο των διακοπών.

3.2.20 Η μελέτη των Nikolas Moller & Shlomo Zilca (2007)

Η παρούσα έρευνα επεκτείνει πρόσφατες μελέτες που αφορούν την επίδραση του Ιανουαρίου διερευνώντας την εξέλιξη των ημερήσιων διακυμάνσεων της επίδρασης σε όλα τα δεκατημόρια μεγέθους (size deciles). Τα στοιχεία τους καταγράφουν μια ισχυρή συστατική αντιστροφή που ξεκινάει στο τελευταίο κομμάτι του Ιανουαρίου και μιας μικρότερης διάρκειας της εποχιακής επίδρασης. Κατά την πρόσφατη περίοδο μεταξύ 1995-2004 θετικές μη-κανονικές αποδόσεις βρέθηκαν στην κορυφή κατά την 16^η ημέρα τόσο σχετικά με την αξία όσο και αναφορικά με τα αναλογικά σταθμισμένα χαρτοφυλάκια (equally-weighted portfolios), ενώ κατά την προηγούμενη περίοδο μεταξύ 1965-1994 μη-κανονικές αποδόσεις βρέθηκαν στην κορυφή κατά την 74^η ημέρα και για τα δύο χαρτοφυλάκια. Η μικρότερη διάρκεια της εποχιακής επίδρασης παρατηρείται με συνέπεια σε 10 δεκατημόρια μεγέθους (size deciles).

Επιπλέον τα στοιχεία τους δείχνουν υψηλότερες μη κανονικές αποδόσεις στο πρώτο κομμάτι του Ιανουαρίου και χαμηλότερες μη κανονικές αποδόσεις κατά το δεύτερο τα τελευταία χρόνια. Αυτές οι δύο αλλαγές αντισταθμίζουν η μία την άλλη, με συνέπεια, το συνολικό μέγεθος της επίδρασης του Ιανουαρίου να παρουσιάζεται παρόμοιο με προηγούμενες περιόδους. Τα αποτελέσματα αυτά δείχνουν ότι οι βασικές δυνάμεις υπεύθυνες για την επίδραση του Ιανουαρίου εξακολουθούν να υφίστανται και είναι το ίδιο ισχυρές όσο ήταν και στο παρελθόν.

Η εξέταση των καθημερινών όγκων συναλλαγών καταδεικνύει μια σημαντική μείωση στην ένταση του όγκου συναλλαγών κατά το δεύτερο κομμάτι του Ιανουαρίου τα τελευταία χρόνια. Η μείωση της έντασης του όγκου των συναλλαγών υποδηλώνει ότι οι χαμηλότερες μη φυσιολογικές αποδόσεις κατά το δεύτερο κομμάτι του Ιανουαρίου είναι πιο πιθανό να οφείλονται κυρίως στη μείωση της ζήτησης παρά στην αύξηση της προσφοράς η οποία θα πρέπει να αυξήσει τον όγκο. Η πιο πιθανή εξήγηση για αυτό το αποτέλεσμα είναι ότι τα τελευταία χρόνια ορισμένοι επενδυτές γνωρίζοντας καλύτερα και έχοντας περισσότερη πείρα παρουσιάζονται λιγότερο πρόθυμοι να αγοράσουν μετοχές όταν η επίδραση του Ιανουαρίου βρίσκεται στην κορυφή.

3.2.21 Η μελέτη των Son & Tong (2009)

Οι Qian Sun, Wilson H.S. Tong χρησιμοποιούν χρονοσειρές και μοντέλα GARCH με την υπό συνθήκη διακύμανση και συνδιακύμανση σαν proxies για τον συστηματικό κίνδυνο προκειμένου να επανεξετάσουν την πρόταση των Rozeff & Kinney (1976) και των Rogalski & Tinic (1986) για το φαινόμενο του Ιανουαρίου το οποίο θεώρησαν ότι είναι ένα φαινόμενο «αποζημίωσης» για την ανάληψη του κινδύνου εκ μέρους των επενδυτών τον συγκεκριμένο μήνα. Οι Qian Sun, Wilson H.S. Tong δεν βρήκαν ξεκάθαρες αποδείξεις για το ότι η υπό συνθήκη διακύμανση τον Ιανουάριο είναι πολύ υψηλότερη κατά τα έτη που έλεγξαν.

Οι Qian Sun, Wilson H.S. Tong επικεντρώνονται στη σχέση του μέσου με τη διακύμανση και όχι στην cross-sectional σχέση αποδόσεων και συντελεστή βήτα που έχει εξεταστεί από την υπάρχουσα βιβλιογραφία. Επομένως, εξετάζουν το συγκεκριμένο φαινόμενο με διαφορετικό και πιο ακριβή τρόπο, καθώς η μεθοδολογία που ακολουθούν στις χρονοσειρές τους έχει μεγαλύτερη αξιοπιστία από στατιστικής σκοπιάς προκειμένου να διαφοροποιήσουν εάν ο κίνδυνος ή/ και το ασφάλιστρο κινδύνου είναι μεγαλύτερος κατά το μήνα Ιανουάριο. Σύμφωνα με τη μεθοδολογία GARCH, η υπό συνθήκη διακύμανση (η συνδιακύμανση υπό τη διμεταβλητή ρύθμιση) είναι ο Proxy για τον κίνδυνο της αγοράς (market risk). Εάν ο κίνδυνος της αγοράς έχει αποτιμηθεί, η υπό-συνθήκη διακύμανση (συνδιακύμανση) θα είναι θετικά συσχετισμένη με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς (market portfolio returns). Η κλίση της

σχέσης μεταξύ αποδόσεων και διακύμανσης είναι ο ρ_{oxy} για το ασφάλιστρο κινδύνου. Εφόσον η κλίση δημιουργείται από τις αποδόσεις και τη διακύμανση του χαρτοφυλακίου και δεν εξαρτάται από άλλα χαρτοφυλάκια, η παραπάνω υπόθεση για μεγαλύτερη κλίση, που προκαλείται από τις υψηλότερες αποδόσεις άλλων μικρής κεφαλαιοποίησης χαρτοφυλακίων, δε σχετίζεται.

Η προσέγγιση με μοντέλο GARCH που εφαρμόζουν για να εξετάσουν τη πιθανή θετική συσχέτιση μεταξύ του κινδύνου και του φαινομένου του Ιανουαρίου στηρίζεται σε δύο βασικές μεταβλητές. Η υπό- συνθήκη διακύμανση είναι ο ρ_{oxy} του κινδύνου της αγοράς. Εάν ο κίνδυνος είναι υψηλότερος το μήνα Ιανουάριο, η υπό-συνθήκη διακύμανση θα έπρεπε να είναι μεγαλύτερη κατά αυτόν το μήνα. Επιπρόσθετα, εάν ο κίνδυνος είναι η αιτία για το φαινόμενο του Ιανουαρίου, τότε μια παλινδρόμηση μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς ως ρ_{oxy} μαζί με μια ψευδομεταβλητή του Ιανουαρίου (τιμή 1 για το μήνα Ιανουάριο και τιμή 0 για οποιαδήποτε άλλο μήνα) θα έπρεπε να εξηγήει έστω και κατά ένα μέρος τη σημαντικότητα του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου που προκαλεί το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Άλλη βασική μεταβλητή είναι η αλληλεπίδραση μεταξύ της υπό συνθήκης διακύμανσης και της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου. Εάν το ασφάλιστρο κινδύνου είναι υψηλότερο κατά το μήνα Ιανουάριο και προκαλεί το φαινόμενο του Ιανουαρίου, μια παλινδρόμηση μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς και της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου θα έπρεπε να εξηγήει τουλάχιστον κατά ένα μέρος τη σημαντικότητα του συντελεστή του Ιανουαρίου που προκαλεί το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι αυτό που είναι υψηλότερο τον Ιανουάριο δεν είναι ο κίνδυνος, αλλά το ασφάλιστρο κινδύνου. Όταν αυτό λήφθηκε υπόψη, το φαινόμενο του Ιανουαρίου μειώθηκε σημαντικά ή εξαφανίστηκε σε ορισμένες περιπτώσεις. Επομένως, κατέληξαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν οφείλεται στον υψηλότερο κίνδυνο που ενέχει ο συγκεκριμένος μήνας, αλλά στην υψηλότερη αποζημίωση που απαιτούν οι επενδυτές για να αναλάβουν αυτόν τον κίνδυνο. Βέβαια, δεν είναι ξεκάθαρο γιατί συμβαίνει αυτό, θα μπορούσε να συσχετιστεί με τη βασική υπόθεση του υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (ΥΑΚΣ- CAPM) εφόσον οι επενδυτές έχουν μια συνάρτηση χρησιμότητας αυξανόμενης σχετικής απέχθειας του κινδύνου.

Στην έρευνά τους παρέχουν αποδείξεις που υποστηρίζουν τον κίνδυνο ως εξήγηση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Με αυτόν τον τρόπο εξηγείται γιατί αυτή η «ανωμαλία» μπορεί να αντέξει για τόσο πολλά χρόνια, αφού το φαινόμενο αυτό στην πραγματικότητα δεν είναι μια ανωμαλία της αγοράς, αλλά είναι σύμφωνο με τα μοντέλα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων.

Δεδομένα και Μεθοδολογία

Χρησιμοποίησαν μηνιαίες ισοσταθμισμένες αποδόσεις από τη βάση CRSP για το διάστημα 1926 έως 2005. Εάν χρησιμοποιούσαν αποδόσεις σταθμισμένες με την αξία, το φαινόμενο του Ιανουαρίου δε θα παρατηρούνταν. Το βασικό μοντέλο GARCH(1,1) με μια ψευδομεταβλητή του Ιανουαρίου ορίστηκε ως εξής :

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 * R_{t-1} + \alpha_2 * JAN_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (1)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 * h_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_3 * JAN_t$$

Όπου h_t : είναι η διακύμανση των υπό συνθήκη καταλοίπων ε_t κάτω από το σετ πληροφοριών Φ κατά τη χρονική στιγμή $t-1$ και το μοντέλο ακολουθεί μια διαδικασία ARMA (1,1)-AutoRegressive Moving Average. Το μοντέλο GARCH(1,1) έχουν δείξει πολλές μελέτες ότι αποτελεί μια φειδωλή εκπροσώπηση της δυναμικής των αποδόσεων των κεφαλαιακών στοιχείων. Ο ακριβής αριθμός των χρονικών υστερήσεων που πρέπει να χρησιμοποιηθούν προέρχεται από τα διαγνωστικά στατιστικά. Ο όρος των χρονικών υστερήσεων στην απόδοση έχει προστεθεί στην κύρια συνάρτηση προκειμένου να αντιμετωπιστεί πιθανή πρώτη τάξης γραμμική συσχέτιση στις σειρές των αποδόσεων. Η ψευδομεταβλητή για τον Ιανουάριο στην κύρια συνάρτηση προστέθηκε για να εμφανίσει πιθανό φαινόμενο του Ιανουαρίου στις σειρές των αποδόσεων. Εάν το φαινόμενο υπάρχει, ο συντελεστής α_2 θα είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός. Η υπό συνθήκη διακύμανση χρησιμοποιήθηκε εδώ ως proxy του κινδύνου της αγοράς που προβλέπουν οι επενδυτές. Εάν ο κίνδυνος είναι μεγαλύτερος τον Ιανουάριο, η υπό συνθήκη διακύμανση θα μπορούσε να εμφανίζει εποχικότητα τον Ιανουάριο. Σε αυτήν την περίπτωση, η ψευδομεταβλητή του Ιανουαρίου στην συνάρτηση της διακύμανσης θα εμφάνιζε το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Πιο συγκεκριμένα, ο συντελεστής β_3 θα έπρεπε να είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός.

Για να εξετάσουν εάν ο κίνδυνος είναι πιθανή αιτία για το φαινόμενο του Ιανουαρίου χρησιμοποίησαν το επόμενο GARCH-M μοντέλο :

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 * R_{t-1} + \alpha_2 * JAN_t + \alpha_3 * h_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 * h_{t-1} + \beta_2 * JAN_t + \beta_3 \varepsilon_{t-1}^2.$$

Η ιδέα ήταν ότι εάν ο κίνδυνος της αγοράς είναι μεγαλύτερος τον Ιανουάριο και είναι η αιτία για το φαινόμενο του Ιανουαρίου, τότε η υπό συνθήκη διακύμανση (proxy του κινδύνου της αγοράς) θα έπρεπε να έχει την επεξηγηματική δύναμη στην ψευδομεταβλητή του Ιανουαρίου στην κύρια συνάρτηση του μέσου. Αυτό σημαίνει ότι ο συντελεστής α_2 θα γινόταν στατιστικά μη σημαντικός ή τουλάχιστον το μέγεθος του θα γινόταν κατά πολύ μικρότερο από αυτό του μοντέλου (1). Το μοντέλο (2) κατασκευάστηκε για να εξηγήσει μόνο την κατάσταση όπου το φαινόμενο του Ιανουαρίου οφείλεται στον υψηλότερο κίνδυνο κατά τη διάρκεια του μήνα. Δεν μπορεί να εξηγήσει άλλη πιθανότητα, όπως για παράδειγμα ότι το ασφάλιστρο κινδύνου είναι υψηλότερο το μήνα Ιανουάριο. Προκειμένου να εξετάσουν τις πιθανότητες το φαινόμενο του Ιανουαρίου να οφείλεται στην υψηλότερη τιμή του κινδύνου κατά τη διάρκεια του μήνα αυτού και όχι στον κίνδυνο ή και στα δύο, χρησιμοποίησαν ένα τρίτο μοντέλο σαν το ακόλουθο :

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 * R_{t-1} + \alpha_2 * JAN_t + \alpha_3 * h_t + \varepsilon_t * JAN_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 * h_{t-1} + \beta_2 * JAN_t + \beta_3 \varepsilon_{t-1}^2.$$

Εδώ η υπό συνθήκη διακύμανση επιτρέπεται να επηρεάσει την ψευδομεταβλητή του Ιανουαρίου. Αυτό επιτρέπει η σχέση μεταξύ μέσου και διακύμανσης τον Ιανουάριο να είναι διαφορετική από αυτήν κατά τη διάρκεια του υπόλοιπου χρόνου. Εάν η αξία του κινδύνου προκύψει υψηλότερη κατά το μήνα Ιανουάριο, τότε ο συντελεστής α_4 θα έπρεπε να είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός. Επιπρόσθετα, εάν η αλληλεπίδραση της ψευδομεταβλητής έχει πρόσθετη επεξηγηματική δύναμη για το φαινόμενο του Ιανουαρίου, τότε ο συντελεστής α_2 θα γίνει στατιστικά μη σημαντικός. Εφόσον τα κατάλοιπα δεν κατανομούνται κανονικά, χρησιμοποιήθηκε ο εκτιμητής των Bollerslev &

Wooldridge's (1992). Οι Bollerslev & Wooldridge έδειξαν ότι τα ασυμπτωτικά τυπικά σφάλματα του εκτιμητή είναι έγκυρα κατά από συνθήκες μη κανονικότητας.

Αποτελέσματα

Αρχικά, έτρεξαν το πρώτο κλασικό μοντέλο GARCH (Μοντέλο 1) για να ελέγξουν εάν το φαινόμενο του Ιανουαρίου πράγματι υπάρχει και εάν η υπό συνθήκη διακύμανση είναι υψηλότερη κατά το μήνα Ιανουάριο. Ο έλεγχος διενεργήθηκε σε όλο το δείγμα όπως επίσης και σε δυο επιμέρους δείγματα, ένα για την περίοδο 1926-1963 και ένα για την περίοδο 1964-2005. Τα αποτελέσματα του μοντέλου (1) επιβεβαιώνουν ότι οι μηνιαίες σειρές εμφανίζουν ένα έντονο φαινόμενο του Ιανουαρίου. Επίσης, τα αποτελέσματα του μοντέλου (2) αποδεικνύουν ότι ο κίνδυνος της αγοράς δεν είναι υψηλότερος τον Ιανουάριο και επομένως δεν μπορεί να είναι ο λόγος που προκαλεί το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Παρόλα αυτά η υπό συνθήκη διακύμανση εμφανίζεται στατιστικά σημαντική στην κύρια συνάρτηση του μέσου, εννοώντας ότι ο κίνδυνος της αγοράς αποτιμήθηκε, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου στη συνάρτηση του μέσου είχε μεγάλη τιμή και ένα t-statistic μεγάλο όπως και στο μοντέλο (1). Κατέληξαν, λοιπόν, ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν έχει να κάνει με τον κίνδυνο του μήνα.

Επίσης, σημαντικά αποτελέσματα προέκυψαν από το μοντέλο (3), όπου η διαδραστική ψευδομεταβλητή $\varepsilon_t * JAN_t$ προστέθηκε στην κύρια συνάρτηση του μέσου. Ο συντελεστής της υπό συνθήκης μεταβλητότητας έγινε μικρότερος και λιγότερο στατιστικά σημαντικός. Τα αποτελέσματα των χρονοσειρών απεικονίζουν εν μέρει την κατάσταση. Ο κίνδυνος αποτιμήθηκε ότι είναι πιο σημαντικός τον Ιανουάριο σε σχέση με τον υπόλοιπο χρόνο. Η διαδραστική ψευδομεταβλητή εξηγεί κατά πολύ το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Αυτό τους οδήγησε στο συμπέρασμα ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου οφείλεται στην υψηλότερη τιμή του κινδύνου και όχι στον υψηλότερο κίνδυνο κατά το μήνα αυτό. Προκειμένου να ελέγξουν εάν τα αποτελέσματα ισχύουν μόνο για το σύνολο της ελεγχόμενης περιόδου, επιμερίσανε το δείγμα σε δυο υποπεριόδους, μια από το 1926 έως το 1963 και μια από το 1964 έως το τέλος του 2005.

Ξανά το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζεται και στις δύο υποπεριόδους και η μεταβλητότητα τείνει να είναι μικρότερη τον Ιανουάριο, χωρίς στατιστική σημαντικότητα. Επιπρόσθετα, όμως, η υπό συνθήκη μεταβλητότητα δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντική στο μοντέλο (2), αφού το t-statistic είναι μόνο 1.57. Δεν έχει καμία επίδραση στον συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου στην συνάρτηση του μέσου. Όμως, η σχέση μεταξύ μέσου και διακύμανσης κατά τη διάρκεια του Ιανουαρίου είναι επίσης πολύ στατιστικά σημαντική, όπως προέκυψε και στο μοντέλο (3). Τα αποτελέσματα από τη δεύτερη υποπερίοδο ενισχύουν την αρχική διαπίστωση ότι ο παράγοντας $\varepsilon_t * JAN_t$ που προστέθηκε στο μοντέλο (3) εξηγεί εξ ολοκλήρου το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Εφόσον το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι φαινόμενο των μικρής κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεων, επανέλαβαν τα παραπάνω tests χρησιμοποιώντας χαρτοφυλάκια ταξινομημένα με βάση την κεφαλαιοποίησή τους. Η βάση δεδομένων CRSP τους παρείχε δεδομένα αποδόσεων 10 χαρτοφυλακίων ταξινομημένα με βάση την κεφαλαιοποίηση των μετοχών που περιείχαν. Επικεντρώθηκαν στα 4 χαρτοφυλάκια με τη μικρότερη κεφαλαιοποίηση για να προσδιορίσουν εάν το ασφάλιστρο κινδύνου μπορεί ακόμα να έχει επεξηγηματική δύναμη. Εφόσον, το κατάλληλο μέτρο μέτρησης του κινδύνου των χαρτοφυλακίων είναι η συνδιακύμανση, οι Qian Sun, Wilson H.S. Tong χρησιμοποίησαν την υπό συνθήκη συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου και των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Επίσης, εφάρμοσαν τη διμεταβλητή εκδοχή του μοντέλου GARCH. Όρισαν το μοντέλο GARCH που χρησιμοποίησαν στο μοντέλο (3) όπως ακολούθως :

$$R_{i,t} = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1} * R_{i,t-1} + \alpha_{i,2} * JAN_t + \alpha_{i,3} * h_{im,t} + \alpha_{i,4} * h_{im,t} * JAN_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

$$R_{m,t} = \alpha_{m,0} + \alpha_{m,1} * R_{m,t-1} + \alpha_{m,2} * JAN_t + \alpha_{m,3} * h_{m,t} + \alpha_{m,4} * h_{m,t} * JAN_t + \varepsilon_{m,t},$$

$$h_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} * h_{i,t-1} + \beta_{i,2} * JAN_t + \beta_{i,3} \varepsilon_{i,t-1}^2.$$

$$h_{m,t} = \beta_{m,0} + \beta_{m,1} * h_{m,t-1} + \beta_{m,2} * JAN_t + \beta_{m,3} \varepsilon_{m,t-1}^2.$$

$$h_{im,t} = \beta_{im,0} + \beta_{im,1} * h_{im,t-1} + \beta_{im,2} * JAN_t + \beta_{im,3} \varepsilon_{i,t-1} * \varepsilon_{m,t-1}.$$

Όπου $h_{im,t}$ είναι η υπό συνθήκη συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου μεγέθους i και των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Εάν το υψηλότερο ασφάλιστρο κινδύνου τον Ιανουάριο είναι η αιτία του φαινομένου, τότε οι

συντελεστές $\alpha_{i,2}$ και α_{m2} δε θα έπρεπε να είναι στατιστικά σημαντικοί. Στο σύνολο, τα αποτελέσματα από τις GARCH παλινδρομήσεις υποστηρίζουν ότι το υψηλότερο ασφάλιστρο κινδύνου τον Ιανουάριο είναι συνδεδεμένο με το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Μεταβλητότητα τον Ιανουάριο

Ένα στοιχείο που μπορεί να μπερδέψει, είναι ότι στα παραπάνω αποτελέσματα η μέση υπό συνθήκη μεταβλητότητα (ως proxy του κινδύνου της αγοράς) δεν είναι πολύ υψηλότερη τον Ιανουάριο. Στην παρούσα έρευνα διαπίστωσαν ότι συγκεκριμένα μέτρα μέτρησης του κινδύνου είναι υψηλότερα κατά το μήνα Ιανουάριο. Η συνάρτηση διακύμανσης T-GARCH ορίστηκε ως εξής :

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 * h_{t-1} + \beta_2 * JAN_t + \beta_3 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_4 \varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} \quad (5)$$

Όπου $I_{t-1}=1$ εάν $\varepsilon_t < 0$, αλλιώς είναι ίσο με το μηδέν. Εάν το σοκ των αρνητικών νέων έχει μεγαλύτερη επίδραση την υπό συνθήκη διακύμανση, τότε ο συντελεστής β_4 θα έπρεπε να είναι στατιστικά σημαντικός και θετικός. Η επίδραση της μόχλευσης φαίνεται να υπάρχει. Εάν η επίδραση είναι συμμετρική, τότε ο συντελεστής β_4 θα έπρεπε να είναι μη στατιστικά σημαντικός και τότε θα υπήρχε καμία επίδραση της μόχλευσης.

Πρώτον, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι συντελεστές του Ιανουαρίου στις συναρτήσεις του μέσου είναι ιδιαίτερα υψηλοί για σειρές σταθμισμένες με βάση την αξία. Αυτό συμβαίνει επειδή το φαινόμενο του Ιανουαρίου εντοπίστηκε όχι σε σειρές αποδόσεων σταθμισμένες βάσει αξίας, όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, αλλά μπορεί μόνο να εντοπιστεί σε σειρές αποδόσεων ισοσταθμισμένες οι οποίες δίνουν μεγαλύτερο βάρος σε μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές. Δεύτερον, το μοντέλο T-GARCH ορίστηκε καλά. Η μεταβλητότητα κάτω από αρνητικά σοκ, που προσδιορίζεται με τον όρο $\varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1}$ είναι στατιστικά σημαντική και θετική σε όλες τις παλινδρομήσεις. Αυτό επιβεβαιώνει τον ισχυρισμό ότι η μεταβλητότητα είναι μεγαλύτερη όταν η αγορά κινείται καθοδικά (“down”) από ότι όταν κινείται ανοδικά, γεγονός που δικαιολογεί τη χρήση μοντέλου T-GARCH.

Τα συνολικά αποτελέσματα καταλήγουν ότι γενικά υψηλότερη διακύμανση παρατηρείται κατά το μήνα Οκτώβριο και όχι τον Ιανουάριο.

Συμπέρασμα

Το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι ένα ευρέως διαδεδομένο φαινόμενο το οποίο συνεχίζει να τραβά την προσοχή στη χρηματοοικονομική. Η συγκεκριμένη μελέτη επανεξετάζει αυτά που ισχυρίστηκαν στην μελέτη τους οι Rozeff & Kinney (1976) και οι Rogalski & Tinic (1986), αλλά με τη χρήση χρονοσειρών.

Πιο συγκεκριμένα, η υπό-συνθήκη διακύμανση με τη χρήση μοντέλου GARCH θα έπρεπε να δείχνει την ύπαρξη ευαισθησίας στις αποδόσεις κατά το μήνα Ιανουάριο. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το ασφάλιστρο κινδύνου και όχι ο κίνδυνος αυτός κάθε αυτός είναι υψηλότερο κατά το μήνα Ιανουάριο. Δεν υπάρχουν στοιχεία που να αποδεικνύουν ότι η υπό συνθήκη διακύμανση είναι υψηλότερη κατά το μήνα Ιανουάριο κατά το εξεταζόμενο διάστημα. Δεν είναι ξεκάθαρο γιατί οι επενδυτές απαιτούν υψηλότερη «αποζημίωση» για να επενδύσουν κατά το μήνα Ιανουάριο. Οι Qian Sun, Wilson H.S. Tong προτείνουν ότι εάν οι ατομικοί επενδυτές έχουν αυξανόμενη relative risk aversion συνάρτηση χρησιμότητας, όπως θεωρήθηκε από τον Arrow (1965, 1971) και εάν αυτοί οι επενδυτές έχουν περισσότερη ρευστότητα στο τέλος του έτους λόγω των κερδών στο τέλος της χρήσης, των bonus παραγωγικότητας και της διανομής μερίσματος, όπως προτείνεται από τον Ogden (1990), τότε το φαινόμενο του Ιανουαρίου ως φαινόμενο της υψηλότερης αποζημίωσης λόγω ανάληψης υψηλότερου κινδύνου τον Ιανουάριο θα είναι συνεπές με τη βασική υπόθεση του υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (ΥΑΚΣ-CAPM). Το πρόβλημα όμως έγκειται στην αυξανόμενη σχετική απέχθεια του κινδύνου (relative risk aversion) συνάρτηση χρησιμότητας η οποία είναι αδύναμη από εμπειρικές αποδείξεις.

3.2.22 Η μελέτη Chan- Sviaoslav (2010)

Η προβλεπτική ικανότητα των αποδόσεων του παρελθόντος για αναστροφή Ιανουαρίου συγκρίνεται με αυτή (προβλεπτική ικανότητα) της εγγύτητας των τρεχουσών τιμών για το υψηλό δείκτη 52 εβδομάδων. Σε κοινή σύγκριση, οι αποδόσεις του παρελθόντος χάνουν τη δύναμή τους για προβλέψεις για αποδόσεις τον Ιανουάριο και η εγγύτητα των τρεχουσών τιμών για το 52 εβδομάδων υψηλό αναλαμβάνει τον κυρίαρχο ρόλο στην εξήγηση της αντιστροφής Ιανουαρίου. Αυτό υποδηλώνει ότι πώληση για φορολογικούς λόγους δεν είναι ο πρωταρχικός παράγοντας που εξηγεί το “φαινόμενο του Ιανουαρίου”. Μια εξήγηση της συμπεριφοράς, σύμφωνη με το επιχείρημα της “βιτρίνας”, προτείνει ότι το υψηλό 52 εβδομάδων δρα ως «άγκυρα», μια ιδιαίτερα ορατή τιμή αναφοράς για τους κατόχους κεφαλαίων, που αυξάνει τα κίνητρα των διαχειριστών για στήσιμο βιτρίνας, προσθέτοντας (αφαιρώντας) προσωρινά τις μετοχές που γίνονται αντιληπτές από τους κατόχους κεφαλαίων ως καλές (κακές) επενδύσεις, με βάση την εγγύτητα των τρεχουσών τιμών των μετοχών αυτών στο υψηλό 52-εβδομάδων.

Η μελέτη τους συμβάλλει στην επίλυση της παραπάνω συζήτησης με την εισαγωγή της αναλογίας της τρέχουσας τιμής μετοχών στο υψηλό 52 εβδομάδων, ώστε να προβλέψει τις αποδόσεις τον Ιανουάριο. Συγκρίνουν την προβλεπτική ικανότητα του λόγου αυτού με εκείνη των σωρευτικών αποδόσεων μετοχών του παρελθόντος, μια μεταβλητή πρότυπο που χρησιμοποιείται για να εξηγήσει το “φαινόμενο του Ιανουαρίου”. Ενώ η αναλογία της τρέχουσας τιμής προς το υψηλό 52-εβδομάδων έχει χρησιμοποιηθεί στη βιβλιογραφία ορμής (π.χ., George και Hwang (2004), Park (2009)), δεν έχει χρησιμοποιηθεί προηγουμένως για να αναλύσει το “φαινόμενο του Ιανουαρίου”. Τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι, όχι μόνο οι αποδόσεις του παρελθόντος έχουν πιο αδύναμη προβλεπτική ικανότητα για τις αποδόσεις τον Ιανουάριο από ό, τι τα ποσοστά υψηλού 52 εβδομάδων, αλλά, επίσης, ότι η προβλεπτική ικανότητα των σωρευτικών αποδόσεων εξαφανίζεται τη στιγμή που θα ελέγχουν από κοινού και για τις δύο μεταβλητές σε παλινδρομήσεις τύπου Fama-Mac Beth. Επιπλέον, θεωρούν ότι κατά την ταξινόμηση αναλογίων υψηλών 52 εβδομάδων, η αντιστροφή αποδόσεων τον Ιανουάριο οδηγείται τόσο από τις υψηλές επιδόσεις Ιανουαρίου μετοχών με χαμηλές αναλογίες υψηλού 52 εβδομάδων όσο και από την κακή επίδοση των μετοχών με

υψηλές αναλογίες υψηλού 52 εβδομάδων. Ωστόσο, όταν με βάση τη διαλογή σωρευτικών αποδόσεων από το παρελθόν, η αντιστροφή αποδόσεων τον Ιανουάριο οφείλεται κυρίως στην υψηλή απόδοση των μετοχών με χαμηλές σωρευτικές αποδόσεις στο παρελθόν.

Πιστεύουν ότι η αναλογία του υψηλού δείκτη 52 εβδομάδων δρα ως «άγκυρα», μια ιδιαίτερα ορατή τιμή αναφοράς για τους κατόχους κεφαλαίων. Οι διαχειριστές κεφαλαίων έχουν επίγνωση αυτής της άγκυρας και έχουν κίνητρα για να “στολίσουν” τα χαρτοφυλάκιά τους προσθέτοντας ή αφαιρώντας προσωρινά τις μετοχές που γίνονται αντιληπτές, από τους κατόχους κεφαλαίων, ότι είναι καλές ή κακές επενδύσεις, βασιζόμενοι στα υψηλά ποσοστά των 52-εβδομάδων αυτών των μετοχών, πριν από το τέλος της περιόδου αναφοράς. Υποστηρίζουν, συνεπώς, ότι τα αποτελέσματά τους είναι σύμφωνα με την επεξήγηση “βιτρίνα” του “φαινομένου του Ιανουαρίου”.

Χρησιμοποιούν δύο δείγματα δεδομένων που λαμβάνονται από το CRSP μηνιαία και ημερήσια αρχεία για την περίοδο από Δεκέμβριο 1960 έως το Δεκέμβριο του 2008. Το πρώτο δείγμα περιλαμβάνει όλες τις μετοχές που διαπραγματεύονται στο NYSE, AMEX και Nasdaq. Το δεύτερο δείγμα είναι μια ελεγμένη έκδοση του πρώτου, όπου αποκλείουν τόσο τα τις μετοχές με τιμή κάτω από \$ 5 στο τέλος της περιόδου σχηματισμού όσο και μετοχές με κεφαλαιοποίηση που θα τις τοποθετούσε στο μικρότερο δεκατημόριο του NYSE. Χρησιμοποιούν το ελεγμένο δείγμα, προκειμένου να ενισχυθεί η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων τους με την εξάλειψη των πιθανών επιπτώσεων λόγω μικροδομής της αγοράς που προκαλούνται από τις μικρές μετοχές με χαμηλές τιμές. Αυτά τα κριτήρια επιλογής έχουν χρησιμοποιηθεί στο παρελθόν (π.χ., Jegadeesh και Titman (2001), Park (2009)), προκειμένου να εξαλειφθούν οι επιπτώσεις, από μικρές μετοχές χωρίς ρευστότητα, στα κέρδη από τις στρατηγικές ορμής.

Χαρτοφυλάκια Μονής Ταξινόμησης

Κατασκευάζουν χαρτοφυλάκια μονής ταξινόμησης με βάση τη σωρευτική απόδοση των μετοχών και τις αναλογίες υψηλού δείκτη 52-εβδομάδων. Χρησιμοποιώντας το μηνιαίο report της CRSP, ταξινομούν όλες τις μετοχές με βάση την 11 μηνών σωρευτική απόδοση τους, από τον Ιανουάριο έως το Νοέμβριο, που ορίζουν ως περίοδο

σχηματισμού τους. Θα κατασκευάσει δέκα ισοσταθμισμένα (δεκατημόριο) χαρτοφυλάκια, όπου το χαρτοφυλάκιο 1 έχει την χαμηλότερη σωρευτική απόδοση (χαμένος) και το χαρτοφυλάκιο 10 έχει την υψηλότερη σωρευτική απόδοση (νικητής).

Κατασκευάζουν επίσης 30-40-30 χαρτοφυλάκια, όπου το χαρτοφυλάκιο 1 αποτελείται από το 30% των μετοχών με τη χαμηλότερη σωρευτική απόδοση κατά την περίοδο σχηματισμού και Χαρτοφυλακίου 3 αποτελείται από το 30% των μετοχών με την υψηλότερη σωρευτική απόδοση. Στη συνέχεια, μετρούν τις αποδόσεις 1 για το δεκατημόριο και τα 30-40-30 χαρτοφυλάκια κατά τη διάρκεια του επόμενου Ιανουαρίου. Επαναλαμβάνουν αυτή τη διαδικασία κάθε χρόνο, με αποτέλεσμα 48 αποδόσεις Ιανουαρίου για κάθε χαρτοφυλάκιο. Τα αποτελέσματα **στον Πίνακα 2 στο Παράρτημα** αντιπροσωπεύουν τον χρονολογικό μέσο όρο των εν λόγω αποδόσεων των χαρτοφυλακίων Ιανουαρίου κατά την περίοδο 1961-2008. Τα 30-40-30 χαρτοφυλάκια τους επιτρέπουν να διερευνήσουν την έκταση του “φαινομένου του Ιανουαρίου” για λιγότερο ακραία χαρτοφυλάκια, σε σύγκριση με τα χαρτοφυλάκια δεκατημορίου. Διεξάγουν αυτές τις συγκρίσεις όχι μόνο ως έλεγχο ευρωστίας, αλλά και επειδή αυτά τα χαρτοφυλάκια χρησιμοποιούνται στις επόμενες παλινδρομήσεις τύπου Fama-Mac Beth.

Στη συνέχεια, εκτελούν την ίδια κατασκευή και διαδικασία μέτρησης αποδόσεων, όπου, αντί των σωρευτικών αποδόσεων των μετοχών, χρησιμοποιούν τις αναλογίες υψηλού 52-εβδομάδων. Η αναλογία υψηλού 52-εβδομάδων (εφεξής 52HR) ορίζεται ως η τρέχουσα τιμή της μετοχής διαιρούμενη με την υψηλότερη τιμή που αποκτήθηκε τις τελευταίες 52 εβδομάδες. Υπολογίζουν το μέτρο του 52HR στο τέλος του Νοεμβρίου. Για τον υπολογισμό των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων του Ιανουαρίου επαναλαμβάνουν την ίδια κατασκευή και τα ίδια βήματα διαλογής, όπως έγινε προηγουμένως με τις συνολικές αποδόσεις. Όλα τα στοιχεία τιμών προέρχονται από το καθημερινό αρχείο CRSP και προσαρμόζονται στις διασπάσεις και τα μερίσματα που συμβαίνουν κατά τη διάρκεια του “παραθύρου” των 52 εβδομάδων πριν από το τέλος του Νοεμβρίου.

Χαρτοφυλάκια Διπλής Ταξινόμησης

Για να συγκρίνουν την προβλεπτική ικανότητα των συνολικών αποδόσεων του προηγούμενου έτους και των αποδόσεων 52HR για τον Ιανουάριο, κατασκευάζουν χαρτοφυλάκια διπλής ταξινόμησης. Αυτές οι δύο μεταβλητές συσχετίζονται σε μεγάλο βαθμό, με συντελεστή συσχέτισης άνω του 50%. Αν μια μεταβλητή έχει προγνωστική ισχύ για το “φαινόμενο του Ιανουαρίου”, αλλά δεν έχει η άλλη, τότε η δεύτερη μπορεί να φαίνεται ότι έχει προβλεπτική δύναμη απλά λόγω της υψηλής συσχέτισης μεταξύ των δύο μεταβλητών. Για να προσδιοριστεί ποια από τις δύο μεταβλητές έχει την ισχυρότερη προβλεπτική ικανότητα, υιοθετούν τη διαδικασία διπλής διαλογής από τους Chordia και Shivakumar (2002) και τον Park (2009), οι οποίοι αντιμετώπισαν ένα παρόμοιο πρόβλημα όταν συνέκριναν την προβλεπτική ικανότητα των δύο συσχετισμένων μεταβλητών για κέρδη ορμής.

Κατασκευάζουν τα χαρτοφυλάκια χαρτοφυλάκια διπλής ταξινόμησης με δύο διαφορετικούς τρόπους. Κατ' αρχάς, στην αρχή του κάθε Ιανουαρίου, ταξινομούν όλες τις μετοχές, βασιζόμενοι στην απόδοση των προηγούμενων 11 μηνών (Ιανουάριο μέχρι το Νοέμβριο) σε πεμπτημόρια. Οι μετοχές σε κάθε πεμπτημόριο τότε ανατίθενται σε ένα από τα πέντε ίσου μεγέθους χαρτοφυλάκια με βάση την 52HR που υπολογίζεται με βάση την τιμή του προηγούμενου τέλους Νοεμβρίου. Επαναλαμβάνουν αυτή τη διαδικασία κάθε χρόνο, με αποτέλεσμα 48 αποδόσεις Ιανουαρίου για καθένα από τα 25 χαρτοφυλάκια διπλής ταξινόμησης. Τα αποτελέσματα στο **Panel A του πίνακα 3 στο Παράρτημα** αντιπροσωπεύουν την time-series μέση τιμή των αποδόσεων του Ιανουαρίου για αυτά τα χαρτοφυλάκια διπλής ταξινόμησης. Δεύτερον, εκτελούν μια παρόμοια διαδικασία, όπου πρώτα ταξινομούν τις μετοχές με βάση το 52HR και στη συνέχεια με βάση τις αποδόσεις 11-μηνών. Αυτά τα αποτελέσματα αναφέρονται στο **Panel B του πίνακα 3 στο Παράρτημα**.

Αυτές οι διαδικασίες διπλής διαλογής μπορεί να παρέχει μια καλύτερη κατανόηση ως προς το ποια από τις δύο μεταβλητές οδηγεί το “φαινόμενο του Ιανουαρίου”. Εάν το 52HR φαίνεται να έχει προβλεπτική ικανότητα για τις αποδόσεις του Ιανουαρίου απλά

επειδή συσχετίζεται με συνολικές αποδόσεις του προηγούμενου έτους, τότε η διαφορά στις αποδόσεις μεταξύ των χαμηλότερων και υψηλότερων αποδόσεων χαρτοφυλακίων 11 μηνών σε κάθε 52HR πεμπτημέριο πρέπει να είναι μεγαλύτερη από ό, τι, και στατιστικά σημαντικότερη από ό, τι, η διαφορά μεταξύ των χαμηλότερων και υψηλότερων 52HR χαρτοφυλακίων σε κάθε πεμπτημέριο απόδοσης 11-μηνών.

Παλινδρομήσεις Fama-MacBeth (1973)

Για να συγκρίνουν ταυτόχρονα την προβλεπτική ικανότητα των σωρευτικών αποδόσεων και 52HR για αποδόσεις τον Ιανουάριο, και μετά από έλεγχο για πιθανά αποτελέσματα μικροδομής της αγοράς και για αποτελέσματα μέγεθος, εφαρμόζουν παλινδρομήσεις διατομής στο ύψος των Fama-MacBeth (1973) με τρόπο παρόμοιο με τους George και Hwang (2004) και Park (2009). Για κάθε Ιανουάριο, εφαρμόζουν μια διατομή παλινδρόμησης ως ακολούθως:

$$R_{it} = b_{0t} + b_{1t}R_{it-1} + b_{2t}\ln(\text{size}_{it-1}) + b_{3t}RW_{it-D} + b_{4t}RL_{it-D} + b_{5t}52HRW_{it-D} + b_{6t}52HRL_{it-D} + e_{it} \quad (1)$$

όπου R_{it} και R_{it-1} είναι οι αποδόσεις της μετοχής i τον Ιανουάριο και τον προηγούμενο Δεκέμβριο, αντίστοιχα, $\ln(\text{size}_{it-1})$ είναι ο φυσικός λογάριθμος της κεφαλαιοποίησης της αγοράς της μετοχής i στο τέλος του προηγούμενου Δεκεμβρίου, όπως συμβολίζεται ως $(t-1)$. Περιλαμβάνουν αποδόσεις του Δεκεμβρίου (R_{it-1}) με σκοπό τον έλεγχο για μηνιαία αναστροφή αποδόσεων (π.χ., Lo και MacKinlay (1990)), η οποία μπορεί να επηρεάσει τις αποδόσεις του Ιανουαρίου. Επίσης, περιλαμβάνουν μέγεθος του τέλους Δεκεμβρίου ($\ln(\text{size}_{it-1})$), που είναι σύμφωνο με την προηγούμενη έρευνα που δείχνει ότι οι μικρές μετοχές τείνουν να υπεραποδίδουν σημαντικά σε σχέση μεγάλες μετοχές τον Ιανουάριο (π.χ., Banz (1981)).

Όλες οι άλλες ανεξάρτητες μεταβλητές είναι ψευδομεταβλητές οι οποίες εξαρτώνται από την ένταξη μιας μετοχής στα 30-40-30 χαρτοφυλάκια για κάθε στρατηγική. Για κάθε ψευδομεταβλητή, ο δείκτης D υποδηλώνει ένα κενό ενός μήνα (Δεκέμβριο) μεταξύ της περιόδου σχηματισμού του χαρτοφυλακίου και της περιόδου διακράτησης. Εξαιρούν το Δεκέμβριο από την περίοδο σχηματισμού του χαρτοφυλακίου, προκειμένου να μετριάσει ο αντίκτυπος της αντιστροφής της μηνιαίας απόδοσης στις εκτιμήσεις

συντελεστή. Ως έλεγχος ευρωστίας, εφαρμόζουν παλινδρομήσεις τους με το Δεκέμβριο να περιλαμβάνεται στην περίοδο σχηματισμού, καθώς βρίσκουν ότι τα αποτελέσματα δεν είναι ευαίσθητα στο αν ο Δεκέμβριος περιλαμβάνεται στην περίοδο σχηματισμού.

Αν $D = 1$, κατασκευάζουν τα χαρτοφυλάκια 30-40-30 στο τέλος του Νοεμβρίου, χρησιμοποιώντας είτε τις προηγούμενες συνολικές αποδόσεις 11 μηνών από τον Ιανουάριο μέχρι το Νοέμβριο ή το λόγο της τιμής του τέλους του Νοεμβρίου με την υψηλότερη τιμή που λαμβάνεται κατά τη διάρκεια των προηγούμενων 52 εβδομάδων. Αν $D = 0$, κατασκευάζουν τα χαρτοφυλάκια 30-40-30 στο τέλος του Δεκεμβρίου είτε με τη χρήση των προηγούμενων συνολικών αποδόσεων 12 μηνών από τον Ιανουάριο έως το Δεκέμβριο ή το λόγο της τιμής του τέλους του Δεκεμβρίου με την τιμή του προηγούμενου υψηλού 52 εβδομάδων. Όταν η διαφορά περιλαμβάνεται ($D = 1$), η $RWit-D$ λαμβάνει την τιμή 1 αν η μετοχή i ανήκει στο 30 τοις εκατό των μετοχών με τις υψηλότερες συνολικές αποδόσεις των προηγούμενων 11-μηνών (νικητές) και 0 αλλιώς. Η $RLit-D$ λαμβάνει την τιμή 1 αν η μετοχή i ανήκει στο 30 τοις εκατό των μετοχών με τις χαμηλότερες συνολικές αποδόσεις των προηγούμενων 11-μηνών (ηττημένους) και 0 αλλιώς. Η $52HRWit-D$ λαμβάνει την τιμή 1 αν η μετοχή i ανήκει στο 30 τοις εκατό των μετοχών με την υψηλότερη προηγούμενη 52HR (νικητές) και 0 αλλιώς. Η $52HRLit-D$ λαμβάνει την τιμή 1 αν η μετοχή i ανήκει στο 30 τοις εκατό των μετοχών με την χαμηλότερη προηγούμενη 52HR (νικητές) και 0 αλλιώς. Όταν η διαφορά δεν περιλαμβάνεται ($\bar{u} = 0$), όλες οι εικονικές μεταβλητές κατασκευάζεται κατά τον ίδιο τρόπο εκτός του ότι οι τιμές βασίζονται στην προηγούμενη περίοδο σχηματισμού 12 μηνών και στις τιμές στο τέλος του Δεκεμβρίου.

Συμπέρασμα

Θεωρούν ότι οι αναλογίες των τιμών στο τέλος Νοεμβρίου-Δεκεμβρίου με το υψηλό δείκτη των 52 εβδομάδων έχουν πιο σημαντική προβλεπτική ικανότητα για τις ανατροπές τον Ιανουάριο από ό, τι οι συνολικές αποδόσεις 11 ή 12 μηνών κατά το προηγούμενο έτος. Επιπλέον, οι σωρευτικές αποδόσεις χάνουν προβλεπτική ικανότητα για το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” στις παλινδρομήσεις τύπου Fama-MacBeth από τη στιγμή που ελέγχουν για αναλογίες υψηλού 52 εβδομάδων.

Σε αντίθεση με την περίπτωση σωρευτικής απόδοσης, θεωρούν ότι το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” προέρχεται από την κακή απόδοση επιτυχημένων μετοχών, καθώς και τις καλές επιδόσεις αποτυχημένων μετοχών, όταν μετριοούνται με αναλογίες υψηλού 52 εβδομάδων. Επίσης, το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” δεν περιορίζεται σε μικρές μετοχές με χαμηλή τιμή εάν μετρηθεί με αναλογίες υψηλού 52 εβδομάδων, ενώ το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” εξαφανίζεται, αν εξαιρεθούν μικρές μετοχές με χαμηλή τιμή και μετρηθεί το αποτέλεσμα χρησιμοποιώντας συνολικές αποδόσεις κατά το προηγούμενο έτος. Πιστεύουν ότι τα αποτελέσματά τους δεν συνάδουν με το επιχείρημα για τις πωλήσεις για φορολογικούς λόγους για το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” και φαίνονται πιο συνεπή με την υπόθεση “βιτρίνα” που οδηγείται από την “αγκύρωση προκατάληψης” των κατόχων κεφαλαίων, όπου οι κάτοχοι κεφαλαίων θεωρούν το υψηλό δείκτη 52 εβδομάδων ως μέτρο αναφοράς τους, όταν αντιλαμβάνονται μια μετοχή ως καλή ή κακή απόδοση.

3.2.23 Η μελέτη του IQS (2010)

Η IQS είναι μια ανεξάρτητη εταιρεία μελετών η οποία παρέχει δυναμικά- σταθμισμένα μοντέλα σε θεσμικούς επενδυτές και hedge funds.

Σκοπός αυτής της έρευνας ήταν να διαπιστώσουν εάν οι αποδόσεις του Ιανουαρίου δίνουν την εικόνα των αποδόσεων ολόκληρου του έτους. Ήθελαν να απαντήσουν στο ερώτημα εάν το Ιανουάριο του 2010 έχουμε θετικές (αρνητικές) αποδόσεις, τότε ολόκληρο το χρόνο θα έχουμε θετικές (αρνητικές) αποδόσεις; Αναρωτιόντουσαν μήπως τελικά πρόκειται για ένα νέο φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Παράλληλα με το φαινόμενο του Ιανουαρίου, διαπίστωσαν και άλλες αντίστοιχες ανωμαλίες της αγοράς.

Δεδομένα

Χρησιμοποίησαν τον **Dow Jones Industrial Average (DJIA)** ως υπόδειγμα (proxy) της αγοράς. Γνώριζαν ότι ο DJIA δεν αντιπροσωπεύει ολόκληρη την Αμερικάνικη Αγορά μετοχών, αλλά αντιπροσωπεύει το μέσο δείκτη. Θεωρούν ότι τα αποτελέσματα θα είναι παρόμοια και για τους άλλους δείκτες. Χρησιμοποίησαν μηνιαίες και ετήσιες ιστορικές αποδόσεις από το 1929-2009.

Αποδόσεις και τυπικές αποκλίσεις

Έχοντας δεδομένα 81 χρόνων , υπολόγισαν τις μέσες αποδόσεις για κάθε ημερολογιακό μήνα. Ήθελαν να διαπιστώσουν ποιος μήνας έχει τις καλύτερες αποδόσεις, ποιος τις χειρότερες και ποιος είναι με τη μικρότερη μεταβλητότητα-διακύμανση αποδόσεων .

Οι τρεις μήνες με τη μεγαλύτερες αποδόσεις ήταν ο Απρίλιος, ο Ιούλιος και ο Δεκέμβριος , έχοντας κατά μέσο όρο απόδοση 1.4% και ακολουθούσε ο Ιανουάριος. Αξιοσημείωτο ήταν ότι ο Ιανουάριος, ο Απρίλιος και ο Ιούλιος ήταν οι μήνες που χωρίζουν το χρόνο ανά τρίμηνο. Ο Οκτώβριος ήταν ο μόνος μήνας που έλειπε και αποτελεί το ξεκίνημα του τελευταίου τριμήνου κάθε έτους, καθώς εμφάνιζε μέση απόδοση λίγο κάτω από το μηδέν τοις εκατό (0%). Επίσης, για αρκετά χρόνια ο Οκτώβριος εμφάνιζε υψηλές αρνητικές αποδόσεις (1987 -23%, 1929 -20%, 2008 -14%, 1932 -13%). Αφαιρώντας αυτές τις 4 ακραίες περιπτώσεις αρνητικών αποδόσεων (βέβαια δεν μπορείς απλά να τις αφαιρέσεις), ο Οκτώβριος θα έχει μια καλή θετική μέση απόδοση.

Τη χειρότερη απόδοση εμφάνισε ο μήνας Σεπτέμβριος με απόδοση -1,4% (βλέπε **Appendix A στο Παράρτημα**) , παρόλες τις αρνητικές αποδόσεις που εμφάνισε ο Οκτώβριος το 1987 και 2008. Τέλος, τη μικρότερη μεταβλητότητα αποδόσεων χρόνο με το χρόνο εμφάνισε ο Δεκέμβριος (βλέπε **Appendix B στο Παράρτημα**).

Ανάλυση ανά τρίμηνο

Ήθελαν να διαπιστώσουν εάν υπάρχει κάποιο υπόδειγμα αποδόσεων για τα τρίμηνα. Το καλύτερο ημερολογιακά τρίμηνο αποδόσεων είναι μεταξύ Q2 και Q4. Κοιτάζοντας στο **Appendix C στο Παράρτημα** μπορεί κανείς να διαπιστώσει ότι όταν οι αποδόσεις ανά μήνα είναι σχεδόν ίδιες, η μεταβλητότητα που εμφανίζουν μεταξύ Q2 και Q4 είναι πολύ υψηλότερη. Το Q3 εμφανίζει τις χειρότερες αποδόσεις ανά μονάδα τυπικής απόκλισης ιστορικά.

Κατευθυντήρια συμφωνία

Θεώρησαν ότι υπάρχει «κατευθυντήρια συμφωνία» μεταξύ αποδόσεων Ιανουαρίου και αποδόσεων υπόλοιπου έτους. Εάν οι αποδόσεις ενός μήνα είναι θετικές και ολόκληρου του έτους είναι θετικές, τότε αυτός ο μήνας ακολουθεί μια «κατευθυντήρια συμφωνία». Εάν ο μήνας και ο χρόνος έχουν αρνητικές αποδόσεις, τότε πάλι αυτός ο μήνας ακολουθεί μια «κατευθυντήρια συμφωνία». Είναι ξεκάθαρο ότι ο Ιανουάριος έχει την

υψηλότερη κατευθυντήρια συμφωνία με ποσοστό 78%, ακολουθώντας ο Δεκέμβριος με ποσοστό 69%. Οι μήνες Ιούλιος και Οκτώβριος έχουν τη χαμηλότερη κατευθυντήρια συμφωνία με ποσοστό 54%. Η μέση μηνιαία συμφωνία έχει ποσοστό 62%.

Εστιάζοντας την προσοχή τους στο μήνα Ιανουάριο, διαπίστωσαν ότι από τις 81 μηνιαίες παρατηρήσεις, ο Ιανουάριος είχε κατευθυντήρια συμφωνία σε 63 μήνες. Αυτό σημαίνει ότι σε 63 από τα 81 χρόνια, οποιαδήποτε κατεύθυνση είχε η απόδοση του Ιανουαρίου την ίδια κατεύθυνση είχε και η απόδοση ολόκληρου του έτους. Από τα 81 χρόνια, ο Ιανουάριος είχε θετική απόδοση τα 53 χρόνια, ενώ αρνητική απόδοση είχε μόνο τα 28 χρόνια.

Η χρονιά 2009 είναι ένα παράδειγμα από υψηλές αρνητικές αποδόσεις για τον μήνα Ιανουάριο (-8%) σε αντίθεση με τις θετικές αποδόσεις ολόκληρου του έτους (18%). Αυτό είναι ασυνήθιστο. Στην πραγματικότητα, ο Ιανουάριος του 2009 είχε τις υψηλότερες αρνητικές αποδόσεις από τον εκάστοτε Ιανουάριο όλων των ετών του διαστήματος 1929-2009. Όσον αφορά το Φεβρουάριο, όταν ο Ιανουάριος είχε αρνητικές αποδόσεις (σε 28 χρόνια), η μέση απόδοση του μήνα Φεβρουαρίου ήταν -8%, ενώ όταν οι αποδόσεις του Ιανουαρίου ήταν θετικές (σε 53 χρόνια), η μέση απόδοση του μήνα Φεβρουαρίου ήταν 0,4%. Διαπίστωσαν ότι το πρώτο μισό του ημερολογιακού έτους (Φεβρουάριος-Ιούνιος) ακολουθεί την τάση του μήνα Ιανουαρίου στο ίδιο επίπεδο, ενώ το δεύτερο μισό του ημερολογιακού έτους (Ιούλιος- Δεκέμβριος) είναι ανεξάρτητο από το μήνα Ιανουάριο.

Συμπεράσματα

Ο Ιανουάριος φαίνεται να θέτει την τάση (θετική ή αρνητική) των αποδόσεων για το μήνα Φεβρουάριο και για τον υπόλοιπο χρόνο. Το παλαιό φαινόμενο του Ιανουαρίου, όπου οι αποδόσεις τον Ιανουάριο ήταν θετικές, μπορεί να είναι μια ανωμαλία που δεν υπάρχει πια.

Βασιζόμενοι στην ανωτέρω ανάλυση, η αρνητική απόδοση κατά το μήνα Ιανουάριο δεν εγγυάται μια ολόκληρη χρονιά με αρνητικές αποδόσεις, αλλά υπάρχει πιθανότητα 68% να συμβεί. Ενώ, εάν ο Ιανουάριος έχει θετικές αποδόσεις, τότε είναι περισσότερο πιθανό ότι ολόκληρη η χρονιά θα έχει επίσης θετικές αποδόσεις με πιθανότητα 83%.

3.3 Μελέτες του Φαινομένου του Ιανουαρίου για την Αγορά εκτός των ΗΠΑ

3.3.1 Διεθνές Χρηματιστηριακό περιβάλλον

Από τον παλαιό καιρό στις αγορές μετοχών, οι ανά τον κόσμο επενδυτές αναζητούσαν διαρκώς πρακτικούς τρόπους που θα μπορούσαν να γείρουν την πλάστιγγα υπέρ της πιθανότητας να αποκομίσουν αξιόλογα κέρδη στο Χρηματιστήριο από την αρχή κιόλας του κάθε νέου έτους. Ιστορικά έχει αποδειχθεί ότι καθώς το Χρηματιστήριο εισέρχεται στη νέα χρονιά, οι επενδυτές μπορούν να έχουν την πιθανότητα να αρχίσουν καλά εάν προσέξουν και εκμεταλλευτούν την κατάσταση – εφόσον αυτή προκύψει – που έχει γίνει γνωστή στις διεθνείς αγορές ως το "**Φαινόμενο του Ιανουαρίου**".

Βάσει της στατιστικής ανάλυσης μάλιστα, προκύπτει ότι από την αρχή του 20ού αιώνα οι **αμερικανικές αγορές** έχουν πολλές φορές κινηθεί με έναν έντονα ανοδικό τρόπο τον Ιανουάριο. Από την άλλη πλευρά, τα στατιστικά δεδομένα αναφέρουν ότι οι χειρότεροι μήνες για τους "ταύρους" / αισιόδοξους είναι ο **Δεκέμβριος** και ο **Μάιος**.

Όπως έχουν ήδη παρατηρήσει πολλοί χρηματοοικονομικοί αναλυτές, υπάρχει μία σειρά αξιοσημείωτων παραγόντων για τους οποίους το Χρηματιστήριο τείνει να κινείται σε υψηλότερα επίπεδα το μήνα Ιανουάριο :

1. Οι επενδυτές ολοκληρώνουν έως το Δεκέμβριο τις πωλήσεις μετοχών για να καταγράψουν τις ενδεχόμενες ζημιές και να απαλύνουν τα φορολογικά τους βάρη, με αποτέλεσμα οι συμπιεσμένες τιμές των μετοχών να αρχίζουν γενικά να επανέρχονται σε υψηλότερα σημεία με παράλληλη άνοδο του όγκου συναλλαγών από τις αρχές του έτους.
2. Οι θεσμικοί επενδυτές, τα ταμεία συντάξεων καθώς και τα μεγάλα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα τείνουν να πραγματοποιούν τις επενδύσεις τους στην αρχή μιας νέας χρονιάς.
3. Κατ' ακολουθία, οι διαχειριστές επενδυτικών κεφαλαίων τοποθετούνται στην αγορά μετοχών ώστε να μην μείνουν πίσω, από πλευράς αποδόσεων, νωρίς μέσα το χρόνο.
4. Όλοι οι υπόλοιποι επενδυτές συνηθίζουν να προσεγγίζουν το νέο έτος με μια αισιόδοξη διάθεση, ιδιαίτερα όταν έχει προηγηθεί μία ανεπιθύμητη χρονιά, προσδοκώντας κάτι καλύτερο τόσο από πλευράς ψυχολογίας της αγοράς όσο και σε επίπεδο πραγματικών εξελίξεων.

5. Οι ετήσιες προβλέψεις των εταιρικών κερδών αναθεωρούνται από τους χρηματοοικονομικούς αναλυτές στα τέλη του προηγούμενου έτους ή στις αρχές του νέου έτους και συνήθως τείνουν να είναι θετικές. Για τις αμερικανικές αγορές πάντως, οι αριθμοί αναφορικά με το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι ιδιαίτερα αποκαλυπτικοί: Εξετάζοντας μία περίοδο 21 ετών, ο Dow Jones Industrial Average των 30 “blue chips” επέδειξε κατά μέσο όρο μία αύξηση της τάξης του 2,1% το μήνα Ιανουάριο, ο δείκτης Standard & Poor’s 500 μία άνοδο 1,8% και ο δείκτης **Nasdaq Composite** παρουσίασε μία αύξηση κατά 3,6%.

Κατά τη διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου των 21 ετών, οι τρεις μείζονες δείκτες **έχουν μετακινηθεί υψηλότερα κατά τον Ιανουάριο για τις 12 από τις συνολικά 21 φορές**. Επίσης στη δεκαετία του 1990, το φαινόμενο του Ιανουαρίου παρουσιάσθηκε ακόμη πιο έντονο καθώς επαληθεύτηκε με υψηλότερο ποσοστό επιτυχίας.

Ενδεικτικά αναφέρεται ότι ορισμένες από τις πιο θεαματικές ανόδους έχουν λάβει χώρα το συγκεκριμένο μήνα, τον Ιανουάριο. Ο δείκτης Dow Jones Industrial Average των 30 “blue chips” αυξήθηκε κατά 15% τον Ιανουάριο του 1987, κατά 14% τον ίδιο μήνα του 1976 και κατά 15,4% τον Ιανουάριο του 1975. Αντίστοιχα, τα μηναία κέρδη στους άλλους δύο δείκτες, Standard & Poor’s 500 και Nasdaq Composite, εμφανίσθηκαν ανάλογα.

Επίσης έχει παρατηρηθεί ότι οι μετοχές Over the Counter (μικρής κεφαλαιοποίησης) υπερβαίνουν σε αποδόσεις τις μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης το μήνα Ιανουάριο. Αυτό ενδεχομένως ερμηνεύεται από το γεγονός, ότι οι μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης, λόγω της συγκριτικά μικρότερης διασποράς και εμπορευσιμότητάς τους, επηρεάζονται σε μεγαλύτερο βαθμό από τις κατευθύνσεις – και ιδιαίτερα τις ανοδικές – που αποκτά εκάστοτε μία χρηματιστηριακή αγορά.

Κατά συνέπεια είναι σημαντικό για έναν επενδυτή να παρακολουθεί το συγκεκριμένο φαινόμενο, και μάλιστα από τα μέσα Δεκεμβρίου να παρατηρεί διαγραμματικά την αγορά, ώστε εάν οι αποτιμήσεις από τις αρχές του νέου έτους παρουσιάζουν σταδιακές τάσεις βελτίωσης των επιπέδων τους, να είναι σε θέση με έγκαιρο τρόπο να καρπωθεί τα οφέλη από μία πιθανή άνοδο της αγοράς τον Ιανουάριο. Βεβαίως, εάν και το

φαινόμενο αυτό δεν επαληθεύεται πάντα, εξετάζοντας μία μεγάλη περίοδο ετών οι μεγαλύτερες πιθανότητες είναι να προκύψουν περισσότεροι μήνες Ιανουαρίου με θετική απόδοση και λιγότεροι με αρνητική απόδοση.

3.3.2 Η μελέτη του Gultekin & Gultekin (1983)

Μετά από δοκιμές στις ΗΠΑ που πραγματοποιήθηκαν από τους Rozeff & Kinney (1976) και τους Brown, Keim, Kleidon & Marsch (1983), οι Gultekin και Gultekin (1983) δεν θεωρούν ότι το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” έχει γίνει πλήρως κατανοητό (Gultekin και Gultekin, 1983, σ.470). Έτσι, οι Gultekin και Gultekin (1983) εξετάζουν εμπειρικά την εποχικότητα του χρηματιστηρίου στις μεγάλες βιομηχανικές χώρες, προκειμένου να αποκτήσουν περαιτέρω κατανόηση της εποχικότητας (Gultekin και Gultekin, 1983, p.470). Η μελέτη παρέχει ισχυρά αποδεικτικά στοιχεία για τις περισσότερες από τις αγορές κεφαλαίων στον κόσμο και, συνεπώς, αποδεικνύει ότι το “φαινόμενο του Ιανουαρίου” είναι ένα διεθνές φαινόμενο (Gultekin και Gultekin, 1983, p.480).

Οι Gultekin και Gultekin (1983) άρχισαν να συγκεντρώνουν δεδομένα για τους χρηματιστηριακούς δείκτες 17 χωρών από την Capital International Perspective, η οποία ήταν ένας κατάλογος που παρέχεται από μια ελβετική εταιρεία παροχής επενδυτικών υπηρεσιών (Gultekin και Gultekin, 1983, p.470). Οι μηνιαίες αποδόσεις των χρηματιστηρίων, παρουσιάζονται σε τοπικό νόμισμα, οι μεταβολές υπολογίζονται ως ποσοστό των μηνιαίων τιμών των δεικτών χωρίς μερισματικές αποδόσεις (Gultekin και Gultekin, 1983, p.471). Οι χώρες που εξετάστηκαν ήταν ως εξής: **Πίνακας 1**, χώρες της μελέτης Gultekin και Gultekin (Gultekin και Gultekin, 1983).

ΠΙΝΑΚΑΣ 1 : Χώρες που μελέτησαν

Αυστραλία	Γαλλία	Νορβηγία	Ην. Βασίλειο
Αυστρία	Γερμανία	Σιγκαπούρη	ΗΠΑ

Βέλγιο	Ιταλία	Ισπανία
Καναδάς	Ιαπωνία	Σουηδία
Δανία	Ολλανδία	Ελβετία

Χρησιμοποιούν τα δεδομένα που συγκεντρώθηκαν αρχικά για να διερευνήσουν αν υπάρχει εποχικότητα. Εφόσον βρέθηκαν στοιχεία εποχικότητας, έγιναν περαιτέρω δοκιμές για να βρεθεί ο υπεύθυνος μήνας / μήνες. Οι Gultekin και Gultekin (1983) χρησιμοποίησαν τόσο μη-παραμετρικές όσο και παραμετρικές μεθόδους για να ελεγχθεί η ύπαρξη της εποχικότητας. Βρήκαν ουσιαδώς παρόμοια αποτελέσματα και με τις δύο μεθόδους και ως εκ τούτου παρουσιάζουν μόνο τα αποτελέσματα των μη-παραμετρικών δοκιμασιών. Οι δοκιμές χρησιμοποιούν υποθέσεις που συνάδουν με τη λογική ότι οι τιμές των μετοχών ακολουθούν μια πολλαπλασιαστική τυχαία πορεία. Υπάρχει μια ίδια μηδενική υπόθεση για κάθε χώρα (H_0 : οι συντελεστές των μεταβλητών είναι ίσοι με το μηδέν – μη στατιστικά σημαντικοί) και η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης αυτής συνεπάγεται ότι οι αποδόσεις των μετοχών στη

συγκεκριμένη χώρα παρουσιάζουν εποχικότητα (συντελεστές μεταβλητών διάφοροι του μηδενός- στατιστικά σημαντικοί, Gultekin και Gultekin, 1983, p.471-474).

Οι πρώτες δοκιμές δείχνουν σημαντικές διακυμάνσεις στις μηνιαίες αποδόσεις και η μηδενική υπόθεση απορρίφθηκε για 12 χώρες από τις 17, σε επίπεδο σημαντικότητας 10%. Ωστόσο, οι αποδόσεις της αγοράς των ΗΠΑ δεν παρουσιάζουν εποχικότητα κατά τα πρώτα χρόνια, γεγονός που έρχεται σε αντίθεση με τις διαπιστώσεις των Rozeff και Kinney (1976). Οι Gultekin και Gultekin (1983) υποστηρίζουν ότι η διαφορά αυτή οφείλεται στο γεγονός ότι χρησιμοποιούν διαφορετικούς δείκτες. Οι Rozeff και Kinney χρησιμοποιούν τον δείκτη τιμών του NYSE κατά τη διάρκεια των δοκιμών τους, ο οποίος δίνει περισσότερο βάρος στις μικρές επιχειρήσεις. (Gultekin και Gultekin, 1983, p.474)

Οι Gultekin και Gultekin (1983) χρησιμοποίησαν τον δείκτη τιμών του NYSE για τα επόμενα έτη (1947-1979) και τα αποτελέσματα τους επιβεβαίωσαν τα αποτελέσματα των Rozeff και του Kinney (1976) ότι οι αποδόσεις του αμερικανικού χρηματιστηρίου αντιμετωπίζουν εποχικότητα (Gultekin και Gultekin, 1983, p.474). Όταν οι Gultekin και Gultekin (1983) χρησιμοποίησαν τον δείκτη τιμών του NYSE, 13 από τις 17 χώρες είχαν εποχικότητα στη κατανομή των αποδόσεων των μετοχών (Gultekin και Gultekin, 1983, p.474). Οι 4 χώρες που δεν παρουσιάζουν εποχικότητα ήταν η Αυστρία, η Γαλλία, η Ιταλία και η Σιγκαπούρη. (Gultekin και Gultekin, 1983, p.475).

Τα πρώτα αποτελέσματα αποδεικνύουν την ύπαρξη μιας ισχυρής εποχικότητας σε πολλές ξένες αγορές χρεογράφων. Οι Gultekin και Gultekin (1983) διερεύνησαν στη συνέχεια τον υπεύθυνο μήνα / μήνες για αυτήν την εποχικότητα της αγοράς. Οι Gultekin και Gultekin (1983) χρησιμοποίησαν την υπόθεση πώλησης μετοχών για χαμηλότερη φορολόγηση για να διερευνήσουν την ύπαρξη του «φαινόμενο του Ιανουαρίου» σε άλλες αγορές χρεογράφων, πέραν των ΗΠΑ. Χρησιμοποιούν μια KW δοκιμή στατιστικών και μια μη-παραμετρική "control versus treatment" διαδικασία, η οποία είναι παρόμοια με τη δοκιμή KW. Η δοκιμή KW συγκρίνει το μέσο βαθμό των αποδόσεων κάθε μήνα με τον συνολικό μέσο βαθμό, ενώ η μη-παραμετρική "control versus treatment" διαδικασία συγκρίνει το μέσο βαθμό των αποδόσεων του "ελεγχόμενου" μήνα με το βαθμό απόδοσης των υπόλοιπων έντεκα μηνών. (Gultekin και Gultekin, 1983, p.478-476)

Οι Gultekin και Gultekin (1983) βρήκαν βασική απόδειξη του «φαινομένου του Ιανουαρίου» χρησιμοποιώντας τόσο τα δεδομένα CIP και τον εξίσου σταθμισμένο δείκτη NYSE (Gultekin και Gultekin, 1983, p.478). Όλες οι άλλες χώρες εμφανίζουν επίσης σημαντικά υψηλότερη μέση απόδοση τον Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες (Gultekin και Gultekin, 1983, p.478). Ο πίνακας 2 δείχνει εάν υπάρχει σημαντικά μεγαλύτερος μέσος βαθμός απόδοσης κατά την έναρξη του φορολογικού έτους από το μέσο βαθμό απόδοσης σε οποιοδήποτε άλλο μήνα. Το συμπέρασμα της μελέτης τους είναι ότι το «φαινόμενο του Ιανουαρίου» υπάρχει στις περισσότερες από τις μεγάλες βιομηχανικές χώρες (Gultekin και Gultekin, 1983, p.480).

Πίνακας 2 (Gultekin και Gultekin, 1983, p.479)

Υπόθεση ότι η μέση απόδοση είναι μεγαλύτερη κατά την έναρξη του φορολογικού έτους.

Χώρα	Είναι ο μέσος βαθμός απόδοσης σημαντικά μεγαλύτερος στην αρχή του φορολογικού έτους από το μέσο βαθμό απόδοσης σε οποιοδήποτε άλλο μήνα;
Αυστραλία	Όχι
Βέλγιο	Ναι, όλοι οι υπόλοιποι μήνες
Καναδάς	Ναι, όλοι εκτός από Νοέμβριο και Δεκέμβριο

Δανία	Ναι, όλοι εκτός από το Δεκέμβριο
Γερμανία	Ναι, όλοι εκτός από Αύγουστο, Ιούλιο, Νοέμβριο και Μάρτιο
Ιαπωνία	Ναι, όλοι οι υπόλοιποι μήνες
Ολλανδία	Ναι, όλοι εκτός από Απρίλιο, Μάρτιο & Δεκέμβριο
Νορβηγία	Ναι, όλοι εκτός από Ιούλιο
Ισπανία	Ναι, όλοι εκτός από Αύγουστο, Απρίλιο, Φεβρουάριο & Ιούλιο
Σουηδία	Ναι, όλοι εκτός από Ιούλιο
Ελβετία	Ναι, όλοι εκτός από Αύγουστο
Ηνωμένο Βασίλειο	Ναι, όλοι εκτός από Αύγουστο, Μάρτιο & Ιανουάριο

Η.Π.Α.	Ναι, όλοι εκτός από Μάρτιο, Ιούλιο, Νοέμβριο & Δεκέμβριο
--------	--

5

3.3.3 Η μελέτη των Keong & Ching Yat & Hul Ling (2010)

Αντικείμενο της παρούσας μελέτης είναι η εξέταση της επίδρασης του μήνα του χρόνου (month-of-the-year effect) σε έντεκα χρηματιστηριακές αγορές χωρών της Ασίας χρησιμοποιώντας το Generalized autogressive conditional heteroskedastic model (GARCH) για μια περίοδο είκοσι ετών μεταξύ 1990-2009. Οι δύο βασικοί στόχοι που έχουν επιδιωχθεί είναι: Πρώτον, εάν τα ασιατικά χρηματιστήρια επιβεβαιώνουν την θεωρία της αποτελεσματικότητας της αγοράς (theory of market efficiency). Και δεύτερον, εάν το month- of-the-year effect υφίσταται στις ασιατικές χρηματιστηριακές αγορές. Μπορεί να υποστηριχθεί ότι και τα έντεκα ασιατικά χρηματιστήρια είναι αναποτελεσματικά δεδομένου του γεγονότος ότι δεν ακολουθούν random walk. Η θεωρία του random walk και της Υπόθεσης της Αποτελεσματικότητας της Αγοράς (Efficient Market Hypothesis-EMH) εγείρει σημαντικές προκλήσεις τόσο για τους θεωρητικούς όσο και για τους διαχειριστές κεφαλαίων. Σε περίπτωση που και οι δύο απόψεις είναι έγκυρες, τότε το έργο των διαχειριστών αμοιβαίων κεφαλαίων δεν έχει καμία πραγματική αξία στην ανάλυση της χρηματιστηριακής αγοράς. Ο μόνος τρόπος με τον οποίον οι διαχειριστές κεφαλαίων έχουν την δυνατότητα να επικυρώσουν την ύπαρξή τους είναι να αποδείξουν ότι μπορούν να χρησιμοποιήσουν με συνέπεια τις τεχνικές τους για να πετύχουν καλύτερα μια ευκαιρία καθώς και να κάνουν ουσιαστικές προβλέψεις των μελλοντικών τιμών της αγοράς μετοχών. Τα αποτελέσματα αυτής της έρευνας βοηθούν στην επικύρωση της ύπαρξης των διαχειριστών κεφαλαίων. Είναι δυνατό για τους διαχειριστές κεφαλαίων να επινοήσουν έναν κανόνα εμπορίου ώστε να εκμεταλλευτούν τις ανωμαλίες που εντοπίστηκαν με σκοπό να κερδίσουν μια φυσιολογική απόδοση για τους πελάτες. Τούτο βοηθά επίσης τους επενδυτές να κάνουν καλύτερες προβλέψεις και να κερδίσουν μη κανονικά κέρδη.

⁵ Πηγή : “Stock Market Seasonality-Internatonal Evidence”, Gultekin& Glultekin (1983).

Η συνάρτηση που έτρεξαν για την μελέτη είναι η ακόλουθη:

$$y_t = \delta_1 D_{1t} + \delta_2 D_{2t} + \delta_3 D_{3t} + \dots + \delta_{12} D_{12t} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t / \Psi_{t-1} \sim \text{t.d.} (0, h_t, v)$$

$$h_t = \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_3 D_{3t} + \dots + \gamma_{12} D_{12t} + \sum_{j=1}^p (\beta_j h_{t-j}) + \sum_{j=1}^a (a_j \varepsilon_{t-j}^2)$$

Όπου y_t είναι η ημερήσια απόδοση της μετοχής, D_{dt} είναι οι ψευδομεταβλητές που παρουσιάζουν τους δώδεκα μήνες του έτους, δηλαδή η D_{dt} παίρνει την τιμή 1 εάν η μέρα t είναι τον Ιανουάριο ($d=1$) αλλιώς παίρνει την τιμή 0, δ_i είναι οι συντελεστές που παρουσιάζουν το μέγεθος και την κατεύθυνση του φαινομένου κάθε μήνα του έτους στις αποδόσεις των μετοχών, δηλαδή οι συντελεστές $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \dots, \delta_{12}$ αντιπροσωπεύουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου, του Φεβρουαρίου, του Μαρτίου, ..., του Δεκεμβρίου αντίστοιχα, ε_t είναι ο όρος του τυπικού σφάλματος, h_t είναι η υπό συνθήκη διακύμανση και γ_1 έως γ_{12} είναι οι συντελεστές που αντιπροσωπεύουν το μέγεθος και την κατεύθυνση του φαινομένου του εκάστοτε μήνα σε επίπεδο μεταβλητότητας (volatility).

Η χρήση των μη προσαρμοσμένων μερισμάτων αποδόσεων (non-divided-adjusted returns) και ο αποκλεισμός των stock exchange account effects (μη προσαρμοσμένη τιμή κλεισίματος) είναι πιθανόν να οδηγήσουν στην παραποίηση των αποτελεσμάτων, αν και προηγούμενα στοιχεία καταδεικνύουν ότι οι πιθανότητες για μια τέτοια παραμόρφωση είναι εξαιρετικά λιγοστές. Το συμπέρασμα της έρευνας είναι ότι οι περισσότερες από τις ασιατικές χρηματιστηριακές αγορές εμφανίζουν θετική επίδραση τον Δεκέμβρη, εκτός από το Χονγκ Κονγκ, την Ιαπωνία, την Κορέα και την Κίνα. Εν τω μεταξύ, λίγες χώρες εμφανίζουν θετική επίδραση τον Ιανουάριο, Απρίλιο, και Μάιο. Μόνο η Ινδονησία παρουσιάζει αρνητική επίδραση τον Αύγουστο.

Οι επενδυτές μπορούν να χρησιμοποιήσουν τα αποτελέσματα της μελέτης αυτής για να αυξήσουν τα προσδοκώμενα κέρδη τους, μεταβάλλοντας το χρόνο των συναλλαγών που θα μπορούσαν να περιλαμβάνουν καθυστερημένες αγορές ή πωλήσεις προγραμματισμένες για ορισμένους μήνες. Γενικές στρατηγικές μέθοδοι μπορούν να υιοθετηθούν από τους επενδυτές με σκοπό την απόκτηση μη κανονικών κερδών προσδιορίζοντας το σύνθημα της αγοράς ή της πώλησης που παρέχεται από τα

αποτελέσματα του GARCH. Εκείνοι οι μήνες που δείχνουν σημαντικά θετικές αποδόσεις παρέχουν ένα σύνθημα πώλησης προς τους επενδυτές, δηλαδή οι επενδυτές θα πρέπει να αγοράσουν από οποιαδήποτε από τους άλλους μήνες και να πωλήσουν τους σημαντικά θετικούς μήνες για να αποκομίσουν κέρδος με την υψηλότερη πιθανότητα. Από την άλλη πλευρά, σημαντικά αρνητικοί μήνες παρέχουν ένα σήμα αγοράς προς τους επενδυτές. Ωστόσο, διάφοροι λόγοι μπορεί να οδηγήσουν έναν επενδυτή στο να μην αποκομίσει κέρδη με επιτυχία από την εκμετάλλευση του month-of-the-year effect. Πρώτον, το κόστος των συναλλαγών θα μπορούσε να είναι μεγαλύτερο από το δυνητικό κέρδος καθιστώντας έτσι την συναλλαγή μη κερδοφόρα ειδικά αν είναι μικρή. Δεύτερον, είναι πιθανόν να υπάρχουν λόγοι έκτος της αγοράς, όπως για παράδειγμα το χρονοδιάγραμμα της δημόσιας ανακοίνωσης των μεταβολών των επιτοκίων ή η δημοσίευση των δηλώσεων κέρδους που έχουν ως αποτέλεσμα την αβεβαιότητα ως προς το αν το month-of-the-year effect θα υλοποιηθεί σύμφωνα με τα ευρήματα.

Συμπερασματικά, ασυνεπή αποτελέσματα έχουν ληφθεί από διαφορετικούς ερευνητές κάνοντας χρήση διαφορετικών περιόδων μελέτης και μοντέλων. Ένα τέτοιο φαινόμενο είναι πιθανόν να καταδεικνύει ότι αν το month-of-the-year effect δεν ευσταθεί, δεν ακολουθεί συνεπή πρότυπα που έχουν θετικό το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Γι' αυτό το λόγο ορισμένοι ερευνητές πρότειναν ότι οι λόγοι πίσω από ημερολογιακή επίδραση μπορεί να είναι συγκεκριμένα γεγονότα που συμβαίνουν ή συνθήκες που μπορεί να έχουν ή να μην έχουν σχέδιο να ακολουθήσουν, όπως φορολογικές απώλειες και φορολογικά κέρδη επί των πωλήσεων, μακροοικονομικοί παράγοντες, ανακοινώσεις εταιρειών αλλά και ψυχολογικοί παράγοντες των επενδυτών.

3.4 Μελέτες του Φαινομένου του Ιανουαρίου για την Ελληνική αγορά

Όπως φαίνεται από τον πίνακα που ακολουθεί, το "Φαινόμενο του Ιανουαρίου" είναι αρκετά προφανές τα τελευταία 17 χρόνια και στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών.

Στην εξεταζόμενη περίοδο, **ο μήνας Ιανουάριος υπήρξε ανοδικός 10 φορές** (1986, 1987, 1990, 1992, 1993, 1994, 1996, 1997, 1999 και 2002) **και καθοδικός 7 φορές** (1988, 1989, 1991, 1995, 1998, 2000 και 2001). Παρά το γεγονός ότι μεταξύ των αμερικανικών αγορών – όπου το εν λόγω φαινόμενο απαντάται με αρκετά μεγάλη συχνότητα - και του Ελληνικού Χρηματιστηρίου υπάρχουν αρκετές διαφορές στις

επενδυτικές συνήθειες και εν γένει τακτικές των συμμετεχόντων, προκύπτει ότι οι πιθανότητες για ένα θετικό Ιανουάριο και στην Ελλάδα είναι αξιοσημείωτα υψηλές (58,82%) εάν εξετασθεί μία αρκετά μεγάλη χρονική περίοδος.

Γενικός Δείκτης Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών⁶

Μήνας	Γεν. Δείκτης	Μεταβολή
31/1/1986	62,37	8,79%
31/1/1987	116,69	20,13%
31/1/1988	269,16	-1,21%
31/1/1989	268,35	-4,04%
31/1/1990	540,51	17,65%
31/1/1991	906,53	-2,73%
31/1/1992	956,06	18,07%
31/1/1993	741,73	10,33%
31/1/1994	1.055,17	10,07%
31/1/1995	803,92	-7,48%
31/1/1996	989,45	8,24%
31/1/1997	1.395,40	24,93%
31/1/1998	2.596,75	0,20%
31/1/1999	4.990,02	15,05%
31/1/2000	3.264,76	-9,85%
31/1/2001	3.150,00	-3,66%
31/1/2002	1.166, 19	-5,69%

3.4.1 Η Μελέτη των Koutianoudis & Wang (2002)

Η μελέτη αυτή ερευνά την οικονομική σημασία των εποχικών φαινομένων και της επίδρασης του Ιανουαρίου στην αναδυόμενη Ελληνική αγορά αφού η υφιστάμενη βιβλιογραφία επικεντρώνεται κυρίως στις εποχιακές ανωμαλίες σε μεγάλες και αναπτυσσόμενες αγορές, όπου συχνά αναφέρεται ότι η ανωμαλία είναι ασήμαντη αν στις συναλλαγές συμπεριληφθούν και τα έξοδα για δαπάνες, προμήθειες κλπ.

⁶ www.iraj.gr

Με χρήση των στοιχείων πραγματικού χρόνου από το Χρηματιστήριο Αθηνών (ΧΑΑ) συμπεριλαμβανομένων των δαπανών και των προμηθειών συναλλαγής ανακαλύπτονται πολύ σημαντικά κέρδη από τις στρατηγικές επένδυσης του Ιανουαρίου, και κατά συνέπεια την δημιουργία αμφισβήτησης της ισχύος της υπόθεσης αποτελεσματικότητας της αγοράς για τις αναδυόμενες αγορές.

Τα ανωτέρω αποτελούν καλές ειδήσεις για τους διεθνείς επενδυτές χαρτοφυλακίων. Ωστόσο παρατηρείται ότι η επίδραση του Ιανουαρίου μεταβάλλεται με τις αλλαγές κατεύθυνσης της αγοράς. Συγκεκριμένα, η επίδραση Ιανουαρίου εξαφανίζεται όταν η αγορά είναι υπό « καθοδική πίεση». Αυτό είναι λογικό αφού όταν οι τιμές της αγοράς πιέζονται προς τα κάτω, οι επενδυτές είναι απρόθυμοι να αγοράσουν πίσω μετοχές που πώλησαν προηγούμενα (όπως πχ το Δεκέμβριο για τις στρατηγικές επένδυσης του Ιανουαρίου) κάτι που περιγράφεται από τις αναδιαρθρώσεις του χαρτοφυλακίου και window-dressing υποθέσεις χαρτοφυλακίων.

Η κύρια επίπτωση αυτής της νέας παρατήρησης είναι ότι οι επενδυτές κατά την επιλογή στρατηγικής επένδυσης πρέπει να εξετάζουν και την κατεύθυνση των τιμών της αγοράς.. Εντούτοις τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η στρατηγική που χρησιμοποιεί την επίδραση του Ιανουαρίου ξεπερνά όλες τις εναλλακτικές στρατηγικές όταν οι αποδόσεις και ο κίνδυνος λαμβάνονται υπόψη. Αυτό είναι αντιφατικό στον ισχυρισμό ότι η ανωμαλία του Ιανουαρίου δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί από τυπικούς επενδυτές για να αποκομιστούν μη κανονικές αποδόσεις (Bhardaj & Brooks (1992), Draper & Paudyal (1997), και Mills & Coutts (1995).

Μετά τα ανωτέρω τίθεται πλέον η ερώτηση για πολλούς επενδυτές αν «Είναι η επίδραση Ιανουαρίου τελικά οικονομικά εκμεταλλεύσιμη ;» Η παρούσα μελέτη της εποχικότητας Ιανουαρίου στις αποδόσεις των μετοχών του ΧΑΑ χρησιμοποιεί μεμονωμένους τίτλους καθώς επίσης και τον γενικό δείκτη αποδόσεων του ΧΑΑ (ASE, General Index-AGI). Αν και έχουν προϋπάρξεις και άλλες μελέτες της αγοράς του ΧΑΑ που χρησιμοποιούν τα στοιχεία του AGI, καμία δεν χρησιμοποιεί και αποδόσεις μεμονωμένων μετοχών.

Δεδομένου ότι το AGI είναι ένας δείκτης σταθμισμένος ως προς τις αξίες, ένα σημαντικό μειονέκτημα της χρήσης στοιχείων του είναι ότι δίνει αποτελέσματα υπέρ των μεγάλων εταιρειών. Αυτό το μειονέκτημα γίνεται ακόμα μεγαλύτερο αφού η επίδραση του Ιανουαρίου οφείλεται στην επίδραση κυρίως μετοχών μικρού μεγέθους. (Τα εμπειρικά αποτελέσματα δείχνουν ότι η επίδραση Ιανουαρίου είναι πιο ευδιάκριτη για μετοχές μικρές κεφαλαιοποίησης).

Με την κατασκευή μιας στρατηγικής επένδυσης του φαινομένου του Ιανουαρίου ερευνάται η οικονομική του σημασία, συγκρίνονται οι αποδόσεις της στρατηγικής του Ιανουαρίου με άλλες εναλλακτικές στρατηγικές (συμπεριλαμβανομένης της στρατηγικής διακράτησης / buy-and-hold) όπου διαπιστώνεται ότι η στρατηγική Ιανουαρίου είναι ανώτερη ακόμα και μετά από τις δαπάνες συναλλαγών.

Τέλος, διαπιστώνεται ότι η ανωμαλία του Ιανουαρίου επηρεάζεται αρκετά από την τάση του Χρηματιστηρίου. Συγκεκριμένα όταν το Χρηματιστήριο είναι πιεζόμενο προς τα κάτω ο Ιανουάριος είναι μεταξύ των μηνών με τις χαμηλότερες αποδόσεις.

Τα στοιχεία που χρησιμοποιούνται στη μελέτη περιλαμβάνουν τις μηνιαίες αποδόσεις του δείκτη AGI, 95 τίτλων για περίοδο 10 ετών (Ιανουαρίου 1992-Δεκ 2001) Ο συνολικός αριθμός των παρατηρήσεων είναι 11.400 (95 μετοχές X 120 μήνες). Η επιλογή τους βασίστηκε κυρίως στη διαθεσιμότητα των στοιχείων για την εξεταζόμενη περίοδο. «όλα τα στοιχεία λήφθηκαν από τη DataStream βάση δεδομένων. Προηγούμενες μελέτες σχετικά με το ASE (πχ Coutts, Kaplanidis & Roberts 2000 και Fountas & Segredakis 2002) εξέτασαν μόνο τον γενικό δείκτη προκειμένου να βρουν εάν υπάρχει οποιαδήποτε επίδραση του Ιανουαρίου. Στην παρούσα ανάλυση εξετάζεται και ο General/Index και τα κατά μέγεθος-ταξινομημένα χαρτοφυλάκια. Αυτό γίνεται επειδή οι σταθμισμένοι σε αξία δείκτες απεικονίζουν περισσότερο την απόδοση των μεγάλων κυρίως μετοχών, όποιοι δεν τείνουν να έχουν σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο από ό,τι σε άλλους μήνες.

Αντίθετα, τα ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια ενισχύουν την εικόνα των μικρών μετοχών, που τείνουν να εκθέσουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις τον μήνα Ιανουάριο. Με άλλα

λόγια , με χρήση των κατά μέγεθος-ταξινομημένων χαρτοφυλακίων γίνεται αντιληπτή η σχετική επίδραση του Ιανουαρίου και της επίδρασης του μεγέθους/size effect.

Προκειμένου να διαμορφωθούν τα κατά μέγεθος ταξινομημένα χαρτοφυλάκια, οι τίτλοι ταξινομούνται βάσει της συνολικής αγοραίας τους αξίας/market value, λαμβάνοντας την αγοραία αξία κάθε εταιρείας για κάθε έτος από 31 Δεκεμβρίου 1991 έως 31 Δεκεμβρίου 2001. Ωστόσο η σύνθεση χαρτοφυλακίων αναθεωρείται σε ετήσια βάση επειδή μεγάλες αλλαγές κεφαλαιοποίησης μπορούν ν' αλλάξουν σημαντικά το μέγεθος και τα χαρακτηριστικά μιας επιχείρησης. Κατόπιν οι εταιρείες διαιρούνται εξίσου σε 5 χαρτοφυλάκια στη βάση κεφαλαιοποίησης αγοράς. Το χαρτοφυλάκιο Νο1(P1) περιέχει το 20% των μετοχών με τη μικρότερη κεφαλαιοποίηση αγοράς, το χαρτοφυλάκιο Νο2(P2) περιέχει το επόμενο 20% των τίτλων και ούτω καθεξής, με το χαρτοφυλάκιο Νο5(P5) να περιέχει το 20% των μετοχών με τη μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση της αγοράς.

Στη συνέχεια, οι μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων είναι οι ισοσταθμισμένοι μέσοι όροι των αποδόσεων των μεμονωμένων τίτλων σε κάθε χαρτοφυλάκιο .Αντίθετα, ο δείκτης AGI μπορεί να θεωρηθεί από μόνος του ως ένα σε αξία –σταθμισμένο χαρτοφυλάκιο το PAGI. Δεδομένης της επίδρασης του Ιανουαρίου το φαινόμενο του μήνα αυτού μπορεί να αποδοθεί στην επίδραση της αλλαγής του έτους.

Οι θετικές αποδόσεις του Φεβρουαρίου μπορούν να θεωρηθούν ως παρατεταμένη επίδραση του φαινομένου της προαναφερθείσας αλλαγής του έτους, ενώ του Μαΐου η ανοδική τάση στις τιμές μετοχών οφείλεται στο ότι ο επερχόμενος Ιούνιος είναι ο μήνας που οι περισσότερες Ελληνικές επιχειρήσεις μοιράζουν μερίσματα.

Δεν φαίνεται ωστόσο να υπάρχει μια λογική εξήγηση για το θετικό πρόσημο στις αποδόσεις του Ιουλίου και του Νοεμβρίου.

Αντίθετα, οι μέσες αποδόσεις για τον Ιούνιο και το Σεπτέμβριο είναι αρνητικές για όλα τα χαρτοφυλάκια και τον AGI, Οι αρνητικές αποδόσεις για τον Ιούνιο μπορούν ν' αποδοθούν στο γεγονός ότι οι επενδυτές πωλούν τις μετοχές που έχουν αγοράσει το Μάιο, αφού πρώτα έχουν λάβει ήδη τα μερίσματα .Για το Σεπτέμβριο δεν φαίνεται να υπάρχει κάποια λογική εξήγηση.

Επιπλέον, παρατηρείται το χαρτοφυλάκιο P1 με τις μικρότερες αγοραστικές αξίες να ξεπερνά τα άλλα χαρτοφυλάκια στους περισσότερους μήνες του έτους (Ιανουάριο, Φεβρουάριο, Μάρτιο, Μάιο, Αύγουστο, Οκτώβριο, Νοέμβριο). Κατά συνέχεια, εκτός από την επίδραση Ιανουαρίου, φαίνεται να υπάρχουν επίσης στοιχεία της επίδρασης μεγέθους. Το σχήμα Δ1 που ακολουθεί παρακάτω δείχνει τη μέση απόδοση τον Ιανουάριο και τις μέσες αποδόσεις υπολοίπων μηνών του έτους. Παρατηρούμε ότι σε όλες τις περιπτώσεις η μέση απόδοση του Ιανουαρίου είναι υψηλότερη από ότι για τους άλλους μήνες και η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου P1 είναι υψηλότερη από ότι στα υπόλοιπα χαρτοφυλάκια.

Κατά τον Keim (1983), χρησιμοποιούμε το ακόλουθο μοντέλο (με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων) για να εξετάσουμε την μηδενική υπόθεση (null hypothesis) για ίσες αναμενόμενες αποδόσεις κάθε μήνα σε όλο το έτος:

$$r_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{12} \lambda_i D_t^i + \xi_t$$

όπου: r_t : είναι η μηνιαία απόδοση μετοχών σε χαρτοφυλάκιο το μήνα t , D_t^i : είναι η ψευδομεταβλητή που δείχνει το μήνα t του έτους, α_1 : είναι ο συντελεστής που μετρά τη μέση απόδοση Ιανουαρίου, α_2 έως α_{12} : είναι οι συντελεστές που μετρούν τις διαφορές μεταξύ της απόδοσης για τον Ιανουάριο με τη μέση απόδοση για κάθε άλλο μήνα, ξ_t : είναι ο διαταρακτικός όρος.

Εάν η επίδραση του Ιανουαρίου είναι παρούσα, θα αναμενόταν να βρεθεί ένα σημαντικό θετικό πρόσημο στην απόδοση του Ιανουαρίου, και αυτή η θετική απόδοση θα πρέπει να είναι υψηλότερη από την απόδοση οποιουδήποτε άλλου μήνα. Εάν όμως κανένα εποχιακό σχέδιο δεν υπάρχει, τότε η υπόθεση ότι όλα τα α_i ($i > 1$) είναι μηδέν πρέπει να μην απορριφθεί.

Δεδομένου ότι υπάρχουν πολλά στοιχεία στη σύγχρονη βιβλιογραφία που υποστηρίζουν ότι οι αποδόσεις είναι μη κανονικές (non normal) ή τμηματικά εξαρτώμενες (παχιές ουρές fat tails, ετερογένεια heterogeneity, γραμμική συσχέτιση serial Correlation κλπ), εδώ υιοθετείται η non-parametric στατιστική Kruskal-Wallis (KW-Statistic), η οποία δεν χρειάζεται να κάνει κάποια υπόθεση κατανομής.

Η μόνη υπόθεση στο πλαίσιο της KW-Statistic είναι ότι οι τυχαίες μεταβλητές είναι συνεχείς και μετρήσιμες σε μια τακτική κλίμακα. Χρησιμοποιεί τις τάξεις στοιχείων παρά τις τιμές τους για να υπολογίσει το στατιστικό μέγεθος. Στην περίπτωση μας εξετάστηκε η υπόθεση ότι και οι δώδεκα από τους πληθυσμούς από τους οποίους βγήκαν τα δώδεκα δείγματα έχουν ίδιες κατανομές πληθυσμών. Συνεπώς εξετάζονται οι δυο ακόλουθες υποθέσεις:

H_0 : Τα 12 δείγματα προέρχονται από τους ίδιους πληθυσμούς. Δηλαδή οι 12 μήνες έχουν ίδιους μέσους και δεν υπάρχει καμιά εποχικότητα (seasonality).

H_1 : Τα 12 δείγματα προέρχονται από διαφορετικούς πληθυσμούς.

Η επίδραση Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντική για το AGI. Αντίθετα όμως, στα πέντε ταξινομημένα σε μέγεθος χαρτοφυλάκια παρουσιάζεται η ισχυρή επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Ο μέσος όρος των μηνιαίων αποδόσεων του Ιανουαρίου είναι σημαντικά θετικός για τα P1, P2, P4 και P5 (5% επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας). Παρατηρούμε ότι για το P3 υπάρχει επίσης μια θετική μηνιαία απόδοση Ιανουαρίου, αλλά όχι σημαντική. Περαιτέρω, η επίδραση Ιανουαρίου είναι ισχυρότερη για το χαρτοφυλάκιο με τις μικρές μετοχές ως δείχνει ο συντελεστής του P1(7,2%) να είναι πολύ υψηλότερος από τους συντελεστές των άλλων χαρτοφυλακίων (3,7%, 1,4%, 2,7% και 3,2% για P2, P3, P4 και P5 αντίστοιχα).

Τέλος, αντίθετα από το PAGI, η F-statistic και η KW-statistic δείχνουν ότι απορρίπτονται έντονα οι μηδενικές υποθέσεις: καμιά διαφορά μεταξύ των διαφορετικών μηνιαίων αποδόσεων για και τα 5 χαρτοφυλάκια.

Από τα ανωτέρω καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει μια επίδραση Ιανουαρίου στο ASE. Η ανωμαλία είναι περισσότερο έντονη στις μικρές εταιρείες από ότι στις μεγάλες εταιρείες. Για τον AGI δείκτη, όμως γενικότερα η επίδραση Ιανουαρίου υπάρχει μεν αλλά είναι ασήμαντη.

Η επίδραση Ιανουαρίου έχει ερευνηθεί και τεκμηριωθεί επαρκώς στις διεθνείς αγορές και η μελέτη αυτή παρέχει ένα πρόσθετο κομμάτι σχετικό με τη μελέτη του φαινομένου στο Ελληνικό Χρηματιστήριο.

Οι εμπειρικές δοκιμές υποστηρίζουν έντονα μια ανωμαλία Ιανουαρίου στο Ελληνικό Χρηματιστήριο για τα πιο πρόσφατα 10 έτη. Εντούτοις αυτό δεν φαίνεται να ισχύει στην περίπτωση που η αγορά κινείται πτωτικά. Ωστόσο εξετάστηκε και φάνηκε ότι η επίδραση Ιανουαρίου μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως μια κερδοφόρα στρατηγική επένδυση ξεπερνώντας σαφώς και τη buy-and-hold στρατηγική ακόμα και μετά από τις δαπάνες συναλλαγών.

Δεδομένου ότι δεν υπάρχει κανένας σχετικός φόρος για κεφαλαιουχικά κέρδη στην Ελλάδα δεν μπορεί να αποδοθεί η επίδραση στην υπόθεση πώλησης για επίτευξη φορομειώσεων.

Αυτό προσθέτει άλλο ένα αρνητικό στοιχείο στη διαφωνία της βιβλιογραφίας σχετικά με φόρο σχετικές εξηγήσεις ως αρμόδιες για την εποχικότητά του Ιανουαρίου. Εν τούτοις, η επίδραση Ιανουαρίου στο Ελληνικό Χρηματιστήριο μπορεί ν' αποδοθεί σε εναλλακτικές εξηγήσεις, όπως οι εμπορικές συναλλαγές, η δραστηριοποίηση διεθνών κεφαλαίων στο Ελληνικό Χρηματιστήριο, η υπόθεση ισορρόπησης χαρτοφυλακίου, η υπόθεση «ρευστότητας» και η υπόθεση πληροφόρησης με τα οικονομικά αποτελέσματα και προγράμματα των εταιρειών.

Τα συμπεράσματα εδώ εξετάζουν την υπόθεση μη αποτελεσματικότητας της αγοράς, η οποία δηλώνει ότι οι επενδυτές δεν μπορούν να αναπτύσσουν επικερδείς στρατηγικές εμπορικών συναλλαγών με χρησιμοποίηση προηγούμενων μόνο τιμών. Περαιτέρω, διαπιστώνεται ότι η σημασία της επίδρασης Ιανουαρίου εξαρτάται από τις τάσεις της χρηματαγοράς. Συγκεκριμένα, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι αποδόσεις του Ιανουαρίου είναι υψηλότερες από κάθε άλλο μην σε σταθερές και ανοδικές περιόδους της αγοράς. Εντούτοις, κατά τη διάρκεια πτωτικών περιόδων, ο Ιανουάριος δίνει σημαντικά χαμηλότερες αποδόσεις από τους υπόλοιπους μήνες. Αυτό είναι λογικό αφού όταν η αγορά κινείται πτωτικά, οι επενδυτές είναι απρόθυμοι να αγοράσουν πίσω μετοχές που πώλησαν προηγουμένως το Δεκέμβριο, όπως περιγράφεται στις υποθέσεις window-dressing ή σπανά-ισορρόπησης χαρτοφυλακίων.

Η κύρια επίπτωση είναι ότι οι επενδυτές πρέπει να εξετάζουν την τάση του χρηματιστηρίου κατά την επιλογή μιας επικερδούς στρατηγικής όπως αυτής του

Ιανουαρίου. Τέλος προτείνεται περαιτέρω έρευνα σχετικά με την εξαφάνιση της επίδρασης του Ιανουαρίου κατά τη διάρκεια των πτωτικών περιόδων του χρηματιστηρίου.

Λόγω του περιορισμού στοιχείων υπάρχουν μόνο δυο έτη πτωτικής περιόδου στην Ελληνική χρηματαγορά. Εντούτοις, χρησιμοποιώντας διασταυρούμενες (cross-sectional) μεμονωμένες μετοχές, προσθέτουμε κάποιες πολύτιμες πληροφορίες σχετικά με μηνιαία σχέδια (patterns) εποχικότητας μιας αναδυόμενης αγοράς

Τα προηγούμενα εμπειρικά αποτελέσματα ενισχύουν τις υποθέσεις, σχετικά με τη μηνιαία συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών του ASE. Αφενός, οι μηνιαίες αποδόσεις, μετοχών στο πιο υψηλό επίπεδό τους τον μήνα Ιανουάριο, αφετέρου, οι μετοχές των μικρών εταιρειών προσφέρουν υψηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Τέλος η ανωμαλία του Ιανουαρίου εμφανίζεται περισσότερο κατά τη διάρκεια των σταθερών και ανοδικών περιόδων του χρηματιστηρίου, ενώ εκλείπει στις πτωτικές περιόδους.

Με βάση αυτά τα συμπεράσματα, κατασκευάζονται και ελέγχονται οι επιδόσεις των ακόλουθων στρατηγικών:

- Στρατηγική διακράτησης (buy-and-hold strategy): αγορά και διακράτησης του PAGI για 10 έτη.
- Στρατηγική εκμετάλλευσης της επίδρασης του Ιανουαρίου (Using the January effect strategy) αγορά του PAGI και πώλησης T-bills (κρατικών ομολόγων) στο τέλος Δεκεμβρίου, και στη συνέχεια πώλησης του PAGI και αγορά T-bills στο τέλος του Ιανουαρίου επί 10 έτη.
- Στρατηγική εκμετάλλευσης της επίδρασης του μεγέθους των μετοχών (using the size effect strategy) αγορά μετοχών χαρτοφυλακίου μικρής κεφαλαιοποίησης και επανα-ισορρόπησης του στο τέλος Δεκεμβρίου επί 10 έτη.
- Στρατηγική εκμετάλλευσης από κοινού της επίδρασης του Ιανουαρίου και του μεγέθους (using the January and the size effect strategy): αγορά μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και πώληση T-bills (κρατικών ομολόγων) στο τέλος του

Δεκεμβρίου, και ακολούθως πώληση των μικρών μετοχών και αγορά T-bills στο τέλος Ιανουαρίου επί 10έτη.

- Στρατηγική κρατικών ομολόγων/T-bills (t-bill strategy): εναλλαγή T-bills για δέκα έτη.

Οι ανωτέρω στρατηγικές θα υιοθετηθούν για το σύνολο των περιόδων, την σταθερή ,την ανοδική και πτωτική. Οι δαπάνες συναλλαγής ενσωματώνονται αναλόγως.

Πίνακας 1: Month-to-Month Mean Returns(in percent) for the Five Size- Sorted Portfolios and the AGI

	Smallest				Largest	
Month	P1	P2	P3	P4	P5	AGI
Jan	7,17%	3,69%	1,35%	2,70%	3,20%	5,44%
	0,186	0,137	0,116	0,116	0,115	0,117
Feb	7,65%	2,52%	3,63%	1,09%	2,83%	2,84%
	0,191	0,156	0,115	0,082	0,053	0,0053
March	1,61%	-1,51%	-1,38%	-2,20%	0,57%	0,91%
	0,129	0,1	0,096	0,089	0,111	0,125
Apr	-0,33%	-1,28%	-1,82%	0,07%	2,30%	2,18%
	0,103	0,119	0,106	0,132	0,116	0,11
May	7,14%	5,57%	3,67%	2,72%	1,46%	0,34%
	0,197	0,201	0,161	0,135	0,095	0,087
Jun	-1,52%	-2,89%	-2,11%	-0,81%	-2,10%	-2,93%
	0,159	0,104	0,114	0,104	0,079	0,07
Jul	5,81%	5,24%	5,98%	4,49%	4,23%	3,46%

	0,16	0,097	0,108	0,085	0,069	0,072
Aug	1,66%	1,58%	0,97%	-0,03%	-0,84%	-2,05%
	0,138	0,141	0,182	0,139	0,11	0,114
Sep	-5,46%	-3,54%	-1,93%	-2,82%	-1,32%	-0,24%
	0,144	0,111	0,127	0,125	0,131	0,117
Oct	1,89%	-2,45%	-4,24%	-3,31%	-3,60%	-3,63%
	0,153	0,128	0,107	0,09	0,075	0,075
Nov	8,79%	6,33%	3,66%	3,81%	2,75%	1,75%
	0,165	0,137	0,104	0,082	0,081	0,084
Dec	-0,14%	-1,09%	-0,09%	1,41%	3,04%	3,20%
	0,116	0,101	0,099	0,07	0,049	0,048

Η KW-Statistic είναι:

$$H = \frac{12}{N*(N+1)} * (\sum_{K=1}^{12} \frac{(T_k^2)}{n_k}) - 3*(N+1),$$

Όπου : K είναι ο αριθμός (12 μήνες), n_k : είναι ο αριθμός της ομάδας, N : είναι ο συνολικός αριθμός παρατηρήσεων και T_k :είναι το ποσό των βαθμών από τις αποδόσεις της ομάδας K_{th}

Η κατανομή δειγματοληψίας H είναι η chi-square distribution με K-1 βαθμούς ελευθερίας .Ο σταθερός όρος της παλινδρόμησης μετρά την μέση απόδοση για τον Ιανουάριο ενώ οι συντελεστές του Φεβρουαρίου έως Δεκεμβρίου μετρούν τη διαφορά μεταξύ της μέσης απόδοσης κάθε μεμονωμένου μήνα από το Φεβρουάριο έως Δεκέμβριο και του αντίστοιχου για τον Ιανουάριο.

7 Πηγή : “Is the January Effect Economically Exploitable?-Evidence from Athens Stock Excahnge “, Theocharis Koutianoudis and Shiyun Wang (2005).

3.4.2 Η μελέτη του Koumanakou (2007)

Στο επίκεντρο της παρούσας μελέτης βρίσκεται η διερεύνηση του φαινομένου της ημερολογιακής ανωμαλίας που παρουσιάζεται στο Χρηματιστήριο Αθηνών (ΧΑ) με την χρήση μη-παραμετρικών μεθόδων ανάλυσης (nonparametric statistical tests), όπως η ανάλυση στοχαστική κυριαρχία (SD). Σε αυτό το πλαίσιο, Η SD προσφέρει ευδιάκριτο πλεονέκτημα σε σχέση με την ανάλυση παλινδρόμησης των ψευδομεταβλητών στατιστικών μεθόδων μετρήσεων (GARCH analysis) που έχουν εφαρμοστεί στις ημερολογιακές ανωμαλίες στο ΧΑ. Σε πρώτο επίπεδο, σχετικά με την ανάλυση των αποδόσεων μέσου κινδύνου στο επίκεντρο βρίσκονται ποιοτικές παρά ποσοτικές μετρήσεις όταν πρόκειται για την προτίμηση αποστροφής κινδύνου του επενδυτή που προσδιορίζονται από την SD για διαφορετικά αποτελέσματα. Επιπροσθέτως, η προτίμηση της αποστροφής κινδύνου των επενδυτών ως τυχαίες μεταβλητές έχουν επιτραπεί από μη-παραμετρικές μεθόδους ανάλυσης της SD. Τέτοιες μεταβλητές είναι πιθανόν να είναι χωριστές και η κατανομή των τυχαίων μεταβλητών να μην είναι με την χρήση μη-παραμετρικών μεθόδων ανάλυσης (nonparametric statistical tests), όπως η ανάλυση στοχαστική κυριαρχία (SDφυσική).

Η ανάλυση της παλινδρόμησης των ψευδομεταβλητών (GARCH-M model) έχει αναπτυχθεί μέχρι σήμερα από μια σειρά μελετών το αντικείμενο εξέτασης των οποίων ήταν η αξιολόγηση των ημερολογιακών ανωμαλιών στο ΧΑ. Ωστόσο, όλες οι μελέτες που έχουν διεξαχθεί είναι πιθανόν να παρουσιάζουν ασάφειες ή δυσκολίες στη μέτρηση σχετικά με τα μοντέλα τους, σε αντιδιαστολή με την SD η οποία εξετάζεται στο πλαίσιο της έρευνας μας. Είναι ενδιαφέρον να σημειωθεί ότι προηγούμενες μελέτες που έχουν επικεντρωθεί στην διερεύνηση του φαινομένου έχουν καλύψει μια δεκαετία ή και λιγότερο σε αντιδιαστολή με την παρούσα μελέτη που το πεδίο έρευνας επεκτείνεται σε δύο δεκαετίες. Η συναρτήσεις που έτρεξαν στην παρούσα μελέτη είναι οι ακόλουθες: $F_1(x) < G_1(x)$, για κάθε πιθανό αποτέλεσμα x , $F_2(x) < G_2(x)$, για όλα τα πιθανά x και $\mu_x > \mu_y$ και $F_3(x) < G_3(x)$ για κάθε πιθανό x .

Είναι σημαντικό να σημειωθεί ότι διάφορες ημερολογιακές ανωμαλίες στο ΧΑ έχουν παρατηρηθεί με βάση τα ευρήματά μας. Πιο συγκεκριμένα, είναι εμφανής η ύπαρξη ενός ισχυρού φαινομένου της ημέρας (strong day effect) με την υψηλότερη να παρατηρείται

τις Παρασκευές και την χαμηλότερη τις Τρίτες. Τέτοια ευρήματα, ωστόσο, δεν φαίνεται να είναι ίδια σε όλες τις μελέτες των οποίων το αντικείμενο ήταν η εξέταση του συγκεκριμένου φαινομένου. Στην πραγματικότητα, είναι αξιοσημείωτο το γεγονός ότι τα ευρήματά μας σε σχέση με την ανωμαλία της τρίτης μέρας φαίνονται να είναι συμβατά με μελέτες που βασίζονται σε μη ελληνικές αγορές όπως αυτή της Σιγκαπούρης, της Γαλλίας, της Αυστραλίας και της Ιαπωνίας. Συν τις άλλους, η εβδομαδιαία επιρροή στο ΧΑ έχει σημασία αλλά όχι σε τόσο μεγάλο βαθμό, παρά το γεγονός ότι κατά την πρώτη εβδομάδα του μήνα παρουσιάζονται υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με τις άλλες εβδομάδες. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου που παρατηρείται στο πλαίσιο της μελέτης μας στερείται δυναμικής από στατιστικής απόψεως. Επιπλέον, τα ευρήματά μας διαφέρουν από την ανωμαλία του Ιανουαρίου όπως υποστηρίζουν διάφοροι ερευνητές σε σχέση με τις αγορές στις ΗΠΑ, την Ιαπωνία και την Αυστραλία. Μπορεί να υποστηριχθεί, επομένως, ότι η απουσία κοινών ευρημάτων είναι πιθανόν να δικαιολογείται από την παρουσία προβλημάτων κατά την μέτρηση.

Την ίδια ώρα, τα ευρήματά τους έχουν ως συνέπεια επιπτώσεις σε πρακτικό επίπεδο. Κατ' αρχήν, η Ελλάδα έχει θεσπίσει ένα σύνολο μέτρων που χαρακτηρίζεται από την οικονομική απελευθέρωση και έχει συμβάλει τόσο στην προώθηση της οικονομίας όσο και στην θετική επιρροή της λειτουργίας του χρηματιστηρίου. Για να χαρακτηρίζονται τα χρηματιστήρια από αποτελεσματικότητα και διαφάνεια, είναι σημαντικό διάφορες χώρες συμπεριλαμβανομένης και της Ελλάδας να επιταχύνουν την εφαρμογή δημοσιονομικών μέτρων που θα αφορούν ιδιαίτερα την πρωτοβουλία σχεδίων ιδιωτικοποιήσεων. Επιπλέον, το γεγονός ότι η Ελλάδα είναι μέλος της Ευρωζώνης έχει οδηγήσει στην αύξηση της ελκυστικότητας της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς. Τούτο μπορεί να τονώσει όχι μόνο εγχώριους αλλά και διεθνείς πιθανούς επενδυτές προσφέροντας ελκυστικές επενδυτικές ευκαιρίες λόγω του χαλαρού δεσμού της τελευταίας με τις μεγάλες παγκόσμιες αγορές στην Ευρώπη, την Ιαπωνία και τη Βόρεια Αμερική.

Εκτός από τις επιπτώσεις που έχουν τα αποτελέσματα της έρευνά τους στους φορείς χάραξης πολιτικής, έχουν επηρεάσει επίσης πολλές άλλες αναδυόμενες αγορές μετοχών όπως αυτές της Ανατολικής Ασίας. Από αυτή την άποψη, το ΧΑ έχει κάνει αποφασιστικά βήματα όσον αφορά την ανάπτυξη αποκτώντας κοινά χαρακτηριστικά με

αυτά της Ασίας. Από τη μία πλευρά, από τη στιγμή που η Ελλάδα έγινε μέλος της Ευρωπαϊκής Ένωσης κρίσιμες μεταρρυθμίσεις εφαρμόστηκαν με συνέπεια την ενίσχυση της αποτελεσματικότητας και της δυναμικής του ΧΑ. Το 1997 η ασιατική οικονομική κρίση έχει ανοίξει το δρόμο για τις ουσιαστικές τόσο δομικά όσο και θεσμικά μεταρρυθμίσεις σε μεγάλο αριθμό ασιατικών κρατών όπως της Κορέας, της Σιγκαπούρης και της Ταϊλάνδης. Οι μεταρρυθμίσεις αυτές έχουν κάνει τις αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές της Ασίας ισχυρές και ελκυστικές για τους διεθνείς επενδυτές. Αρκετές έρευνες έχουν εστιάσει στην εξέταση του τρόπου διεξαγωγής των αποδόσεων στο ΧΑ. Ομοίως, ένας σημαντικός αριθμός μελετών έχουν εφιστήσει την προσοχή τους στην έλλειψη αποτελεσματικότητας στις αναδυόμενες αγορές της Ασίας, που έχουν αποφέρει τα μοτίβα εκμεταλλεύσιμων υπερβολικών αποδόσεων (exploitable excess returns). Παρόλα ταύτα, ευρήματα όσον αφορά την ικανότητα των αναδυόμενων αγορών της Ασίας έως τώρα ήταν προσωρινά. Η παρούσα μελέτη υποστηρίζει ότι ένας σημαντικός αριθμός ερευνών είναι πιθανόν να περιλαμβάνει αμφιλεγόμενα στατιστικά συμπεράσματα τα οποία είναι ακατάλληλα για μη κανονική κατανομή των αποδόσεων των μετοχών.

3.6 Σύνοψη προηγούμενων μελετών

Οι έρευνες για το φαινόμενο του Ιανουαρίου ξεκινάνε από πολύ παλιά. Το 1942 ο Wachtel ήταν ο πρώτος που διαπίστωσε την ύπαρξη του φαινομένου στις ΗΠΑ. Οι Rozeff & Kinney (1976) διαπίστωσαν την εποχικότητα των μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών των επιχειρήσεων που ήταν εισηγμένες στο NYSE για το διάστημα από 1901-1994. Η μέση απόδοση τους κατά το μήνα Ιανουάριο παρατηρήθηκε να είναι πολύ υψηλότερη από αυτήν των άλλων μηνών. Κατόπιν, έρχεται ο Keim (1983) ο οποίος έδωσε και το όνομα στο φαινόμενο (January Effect) και έδειξε ότι οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών και το μέγεθος των επιχειρήσεων θα είναι πάντα αρνητικά συσχετισμένα και για τους δώδεκα μήνες του χρόνου. Επιπροσθέτως, βρήκε ότι το μισό από το φαινόμενο του μεγέθους μπορεί να αποδοθεί στον Ιανουάριο και ότι το μισό από το φαινόμενο του Ιανουαρίου συμβαίνει κατά τις πρώτες ημέρες διαπραγμάτευσης του μήνα.

Στα ίδια αποτελέσματα κατέληξαν και οι μελέτες των Gultekin & Gultekin (1983) με εξεταζόμενη χώρα πάλι την Αμερική για την περίοδο 1935-1982.

Εν συνεχεία, έρχεται ο Reinganum (1983) ο οποίος έδειξε ότι οι μη-κανονικές αποδόσεις κατά το μήνα Ιανουάριο οφείλονται σε μεγάλο βαθμό στην tax-loss selling υπόθεση, ενώ παραδέχτηκε ότι ο φόρος δεν μπορεί ολοκληρωτικά να εξηγήσει το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Κατόπιν, ο Roll (1983), επίσης, έδειξε ότι μερικώς μπορεί να αποδοθεί η εποχικότητα που παρουσίαζαν οι αποδόσεις κατά το μήνα Ιανουάριο στην tax-loss selling πίεση στα τέλη του Δεκεμβρίου, όπως έδειξαν αργότερα και οι Chen Singal (2001 και 2004).

Το 1986 ο Rogalski & Tinic διαπίστωσαν ότι το εξισορροπητικό επιτόκιο που απαιτούν οι επενδυτές ως απόδοση από τις μικρές κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις είναι αξιοσημείωτα υψηλότερο κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους μήνες του υπόλοιπου έτους. Οι συναλλαγές στις μικρές κεφαλαιοποίησης επιχειρήσεις έχουν υψηλότερα κόστη, γ'αυτό και οι αποδόσεις αυτών των μετοχών κατά τον Ιανουάριο τείνουν να είναι υψηλές.

Η μικροδομή της αγοράς σε συνδυασμό με τα κόστη συναλλαγών αποτέλεσαν θέματα που εξετάστηκαν από τη βιβλιογραφία ως υπαίτια για το φαινόμενο του μεγέθους των επιχειρήσεων (e.g Reinganum, 1990).

Ο Ogden(1990) διαπίστωσε ότι Η υπόθεση περί ρευστότητας στο τέλος του μήνα στις Ηνωμένες Πολιτείες προκαλεί γενικά αύξηση των αποδόσεων των μετοχών στα τέλη του κάθε ημερολογιακού μήνα, και ιδιαίτερα στο τέλος του έτους. Οι αποδόσεις των μετοχών στα τέλη του μήνα (ή τέλη του χρόνου), μεταβάλλονται αντιστρόφως ανάλογα με την αυστηρότητα της νομισματικής πολιτικής.

Οι Lakonishok, Shleifer, Thaler και Vishny (1991) πρότειναν την υπόθεση window-dressing. Θεσμικοί επενδυτές αξιολογούνταν βάσει της εμφάνισης και της επικινδυνότητας των χαρτοφυλακίων τους, επομένως συνήθιζαν να αγοράζουν τις επικίνδυνες μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές στην αρχή του χρόνου και να τις πουλάνε πριν το τέλος του χρόνου. Οι προβλέψεις για την υπόθεση window-dressing και την υπόθεση tax-loss selling είναι παρόμοιες.

Ο Kramer από την άλλη κατέληξε ότι ο συστηματικός κίνδυνος (συντελεστής βήτα) παρουσιάζει έντονη εποχικότητα κυρίως για μικρής χρηματιστηριακής αξίας επιχειρήσεις (low-priced firms) και ότι περισσότεροι από ένας παράγοντες είναι υπεύθυνοι για την εμφάνιση αυτής της εποχικότητας.

Χρησιμοποιώντας το πολυπαραγοντικό μοντέλο με παράγοντες που ενέχουν εποχικότητα δεν διαπίστωσε να υπάρχουν ενδείξεις για την επίδραση του μήνα Ιανουαρίου στις επιπλέον αποδόσεις των μετοχών.

Το 2001 οι He & He έδειξαν ότι υπάρχει μια «στροφή» από το φαινόμενο του Ιανουαρίου στο φαινόμενο του Νοεμβρίου τόσο στις μεγάλης όσο και στις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές μετά την πλήρη εφαρμογή των φορολογικών μεταρρυθμίσεων TRA (Tax Reform Act- 1986).

Ο Schwert (2002) ανέφερε διάφορες ανωμαλίες και κατέληξε ότι το φαινόμενο των μικρών επιχειρήσεων του Ιανουαρίου έχει γίνει πιο αδύναμο, αλλά ακόμα υπάρχει.

Ομοίως και ο Gu (2002) κατέληξε ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου παρουσιάζει μια σταδιακή μείωση τόσο στις μεγάλης όσο και στις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχικούς δείκτες από το 1988 και το φαινόμενο τείνει να εξαφανιστεί για τους δείκτες Russell.

Πιο πρόσφατα, οι Son & Tong (2009) έδειξαν ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει και απέδειξαν ότι οφείλεται στο ασφάλιστρο κινδύνου που επιζητούν ως "αποζημίωση" οι επενδυτές για να αναλάβουν τον κίνδυνο που υπάρχει κατά το μήνα Ιανουάριο και όχι στον κίνδυνο αυτόν κάθε αυτόν.

Εν συνεχεία, όσον αφορά σε διεθνές επίπεδο οι Kunkel, Compton, Beyer έδειξαν ότι για τις 16 από τις 19 χώρες υπήρχε μια επίδραση του φαινομένου κατά την πλήρη περίοδο 1988 – 2000, συμπεριλαμβανομένων Ευρωπαϊκών και Ασιατικών χωρών.

Ενώ το 2010 οι Lim Boon Keong, David Ng Ching Yat και Chong Hui Ling έδειξαν ότι υπάρχει το φαινόμενο του Δεκεμβρίου (θετικές αποδόσεις) σε όλες τις Ασιατικές χώρες εκτός από Χονγκ Κονγκ, Ιαπωνία, Κορέα και Κίνα.

Επίσης, λίγες χώρες εμφάνισαν το φαινόμενο των θετικών αποδόσεων κατά τους μήνες Ιανουάριο, Απρίλιο και Μαΐο, ενώ μόνο η Ινδονησία εμφάνισε αρνητικό φαινόμενο του Αυγούστου (αρνητικές αποδόσεις).

Τέλος, οι έρευνες για την Ελλάδα από τους Segredakis & Fountas (2002) και Koutianoudis & Wang (2002), έδειξαν ότι εμφανίζεται έντονα το φαινόμενο του Ιανουαρίου στο Ελληνικό Χρηματιστήριο για το διάστημα 1992-2001. Το 2007 όμως ο Koumanakos με την έρευνά του για το Ελληνικό Χρηματιστήριο έδειξε ότι το φαινόμενο του Ιανουαρίου για ένα διάστημα 20ετών (1985-2004) δεν υπάρχει.

Στον Παράρτημα παρουσιάζονται σε έναν πίνακα συνοπτικά οι προηγούμενες μέλετες που έχουν γίνει για το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Αναφέρονται ο σκοπός, τα δεδομένα, η μεθοδολογία και τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4^ο : ΔΕΔΟΜΕΝΑ & ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Οι μη-κανονικά υψηλές αποδόσεις των μετοχών κατά τις πρώτες δύο βδομάδες του Ιανουαρίου, το ευρέως γνωστό ως φαινόμενο του Ιανουαρίου ακόμα αποτελεί ένα άλυτο μυστήριο, παρόλο που αποδείχθηκε ότι πρόκειται κυρίως για φαινόμενο μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών (Rozeff & Kinney, 1976; Reinganum, 1983).

Το φαινόμενο του Ιανουαρίου όπως προκύπτει από προηγούμενες μελέτες δε φαίνεται να έχει την τάση να εξαφανιστεί (Haugen & Jorion, 1996), αλλά φαίνεται να μικραίνει (Schwert, 2003). Έχουν δοθεί διάφορες εξηγήσεις για το φαινόμενο του Ιανουαρίου, αλλά τα εμπειρικά αποτελέσματα είναι ανάμικτα. Για παράδειγμα, η υπόθεση πώλησης ζημιογόνων μετοχών κατά το τέλος του προηγούμενου έτους προς αποφυγή πρόσθετης φορολόγησης και επαναγοράς τους στις πρώτες μέρες συναλλαγών του μήνα Ιανουαρίου (tax loss selling hypothesis) , έλαβε μεγάλη υποστήριξη από τους Reinganum (1983), Roll (1983), Schultz (1985), Jones et al. (1991) και Eakins και Sewell (1993. Ωστόσο, οι Givoley και Ovalia (1983), Brown et al.(1983), Lakonishok και Smidt (1984), Van den Bergh και Wessels (1985) και οι Reinganum και Shapiro (1987) εξέφρασαν αμφιβολίες για αυτήν την υπόθεση. Οι Chen & Singal (2004) βρήκαν ότι η υπόθεση της πώλησης ζημιογόνων μετοχών το Δεκέμβριο με σκοπό την επίτευξη φορολογικών ελαφρύνσεων και την επαναγοράς τους τον Ιανουάριο αποτελεί σημαντική αιτία του φαινομένου του Ιανουαρίου, ενώ οι Haug & Hirschey (2006) ισχυρίζονται ότι αυτή η υπόθεση χρόνο με το χρόνο αδυνατεί- εξασθενεί.

Εμείς με αυτήν μας την έρευνα θέλουμε να ελέγξουμε με τη χρήση εμπειρικών μοντέλων την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου σε 4 επιλεγμένες χώρες πριν και μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης. Αν και η επιδείνωση της κρίσης υπήρξε σταδιακή, αφού οι εποπτικές αρχές αντιδρούσαν με όλο και μεγαλύτερες παρεμβάσεις, στις αρχές Αυγούστου του 2007 οι εξελίξεις επιταχύνθηκαν δραματικά και η κρίση ξέσπασε πλήρως. Η γερμανική τράπεζα IKB Deutsche Industriebank AG για να αντιμετωπίσει τις απώλειες ενός αμοιβαίου κεφαλαίου της, αρχικά στράφηκε στη μητρική της για την εξασφάλιση χρηματοδότησης και τελικά διασώθηκε με τη δημιουργία ενός νέου fund που οργάνωσε ο βασικός της μέτοχος, η KfW Bankengruppe στις 7 Αυγούστου. Στις 9 Αυγούστου του 2007 η γαλλική τράπεζα BNP ανακοίνωσε τη

διακοπή των ρευστοποιήσεων των επενδυτών από τρία αμοιβαία κεφάλαιά της, τα οποία είχαν επενδύσει σε αμερικανικά στεγαστικά προϊόντα, καθώς «αδυνατούσε» να τιμολογήσει αξιόπιστα την αξία των στοιχείων του ενεργητικού τους. Παρόμοια προβλήματα αντιμετώπισε και άλλη γερμανική τράπεζα, η Sachsen LB, η οποία εξαγοράστηκε από την Landesbank Baden-Württemberg. Την ίδια μέρα τα διεθνή χρηματιστήρια κατακρημνίστηκαν.

Την επόμενη μέρα, Παρασκευή, 10 Αυγούστου, οι φόβοι εντάθηκαν. Τα επιτόκια στη διατραπεζική εκτοξεύτηκαν προς τα πάνω και η ρευστότητα πρακτικά εξαφανίστηκε, αφού στη διατραπεζική αγορά κυριάρχησε φόβος για τον κίνδυνο αντισυμβαλλομένου. Οι κεντρικές τράπεζες αναγκάστηκαν να παρέμβουν για να εξασφαλίσουν την απαραίτητη ρευστότητα. Η Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα παρείχε την ίδια μέρα ρευστότητα ύψους €61 δισ.

Χρηματοπιστωτικά ιδρύματα σε όλο τον κόσμο άρχισαν σταδιακά να αντιλαμβάνονται ότι τα περιουσιακά τους στοιχεία που βασίζονταν σε στεγαστικά δάνεια subprime, δεν άξιζαν όσο πίστευαν, είχαν τιμολογήσει λάθος τον κίνδυνο που συνδεόταν με αυτά και πλέον ήταν πρακτικά αδύνατο να εκτιμήσουν την αξία τους, καθώς οι σχετικές αγορές κατέρρεαν. Οι τράπεζες, αβέβαιες πλέον για τις ίδιες τις κεφαλαιακές τους ανάγκες, σταμάτησαν να δανείζουν. Ουσιαστικά καμία τράπεζα δεν δάνειζε σε καμία άλλη τράπεζα όσο μικρό και αν ήταν το διάστημα δανεισμού. Πολλοί χρηματοπιστωτικοί οργανισμοί άρχισαν να έχουν σοβαρό πρόβλημα να εξασφαλίσουν την βραχυχρόνια χρηματοδότηση που τους ήταν απαραίτητη για να συνεχίσουν να λειτουργούν - ιδίως οι οργανισμοί με υψηλή μόχλευση.

Στο **Διάγραμμα 1** περιγράφεται η αυξομείωση στην πίεση που δέχτηκε η διατραπεζική αγορά στις Η.Π.Α. και την Ευρωζώνη. Οι μεταβλητές στο διάγραμμα είναι τα περιθώρια στις Η.Π.Α. και την Ευρωζώνη αντίστοιχα, ανάμεσα στο επιτόκιο με το οποίο δανείζεται μια τράπεζα για 3 μήνες από μια άλλη τράπεζα και το επιτόκιο με το οποίο δανείζεται το Δημόσιο για 3 μήνες. Συγκεκριμένα, για τις Η.Π.Α. το περιθώριο είναι μεταξύ του επιτοκίου των τρίμηνων καταθέσεων σε ευρώδολάρια και των τρίμηνων εντόκων γραμματίων του αμερικανικού δημοσίου (TED spread). Για την Ευρωζώνη, το περιθώριο είναι μεταξύ του τρίμηνου Euribor και του σταθμικού μέσου όρου των τρίμηνων εντόκων γραμματίων της ζώνης του ευρώ. Αύξηση των περιθωρίων οφείλεται

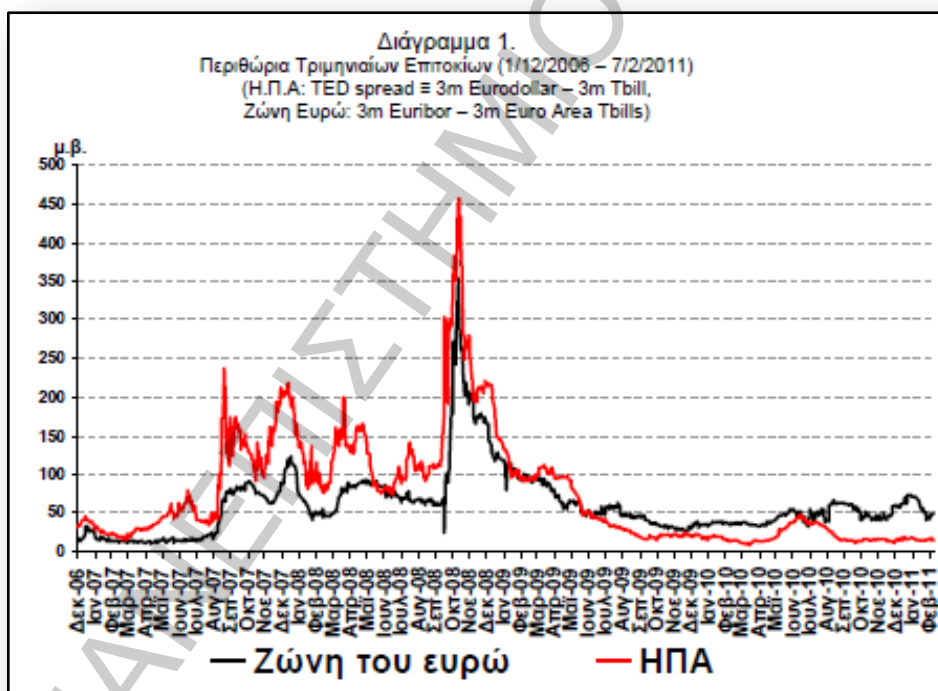
είτε σε αύξηση του κινδύνου χρεοκοπίας των τραπεζών – δηλαδή στον κίνδυνο αντισυμβαλλομένου - είτε στην καταφυγή των επενδυτών σε περισσότερο ασφαλείς επενδύσεις (flight to quality), και η πιο ασφαλής επένδυση είναι σε τίτλους που εκδίδει το Δημόσιο.

Διάγραμμα 1

Περιθώρια Τριμηνιαίων Επιτοκίων (1/12/2006 – 7/2/2011)
(Η.Π.Α: TED spread \equiv 3m Eurodollar – 3m Tbill,
Ζώνη Ευρώ: 3m Euribor – 3m Euro Area Tbills)

Σημείωση: Τα επιτόκια είναι ετησιοποιημένα και η διαφορά τους εκφράζεται σε μονάδες βάσης. Το 3m Euro Area Tbill είναι ο σταθμικός μέσος όρος των κρατικών τριμηνιαίων επιτοκίων στην Ευρωζώνη.
Πηγή: Bloomberg, ECOWIN

Στις Η.Π.Α. η πίεση στη διατραπεζική αγορά ξεκίνησε από το πρώτο εξάμηνο του 2007.



Η πρώτη, όμως, μεγάλη εκτίναξη των περιθωρίων έγινε τον **Αύγουστο του 2007**. Αυτό συνέβη τόσο στις Η.Π.Α. όσο και την Ευρωζώνη. Ακολούθησαν συνεχείς διακυμάνσεις στα περιθώρια, με μια ανοδική τάση λίγο πριν από το κλείσιμο του έτους 2007.

Με το ξέσπασμα της κρίσης τον **Αύγουστο του 2007**, η αγορά των στεγαστικών δανείων subprime πάγωσε. Πολλές εταιρείες αμοιβαίων κεφαλαίων, τράπεζες επενδύσεων, ειδικοί οργανισμοί-κελύφη και άλλοι, που ήταν επενδυτές στην αγορά των subprime και είχαν χρηματοδοτήσει την επένδυσή τους με βραχυχρόνιο δανεισμό, δέχτηκαν τηλεφωνήματα από τους δανειστές τους για μεγαλύτερη εγγύηση (margin)⁸. Για να βρουν την εγγύηση υποχρεώθηκαν σε πωλήσεις περιουσιακών στοιχείων, με αποτέλεσμα οι τιμές πολλών περιουσιακών στοιχείων να αρχίσουν να πέφτουν. Οι πρώτοι οργανισμοί που χτυπήθηκαν ήταν οργανισμοί-κέλυφη, στημένοι ως θυγατρικές εταιρείες αμερικανικών τραπεζών για να μπορούν να δανείζονται εύκολα χωρίς υποχρεωτικές κεφαλαιακές απαιτήσεις για το ρίσκο που αναλάμβαναν. Αμέσως, η αγορά αυτών των εταιρειών ειδικού σκοπού (Special Investment Vehicles) εξαφανίστηκε. Η αγορά αυτή χρηματοδοτούσε τις επενδύσεις σε στεγαστικά προϊόντα εκδίδοντας βραχυπρόθεσμα εταιρικά ομόλογα, τα λεγόμενα Asset-Backed Commercial Paper (ABCP). Λίγοι επιθυμούσαν πλέον να αγοράσουν ABCPs και έτσι και αυτή η αγορά κατέρρευσε.

Στις 13 Σεπτεμβρίου 2007 αποκαλύπτεται ότι η βρετανική τράπεζα Northern Rock ζήτησε και έλαβε έκτακτη χρηματοδότηση από τη Τράπεζα της Αγγλίας, καθώς βασίζονταν σε βραχυπρόθεσμη χρηματοδότηση από την διατραπεζική αγορά, η οποία είχε πλέον διακοπεί. Η έλλειψη λεπτομερειών για το σχέδιο προκάλεσε πανικό στο κοινό και από την Παρασκευή 14 έως και την Δευτέρα 17 Σεπτεμβρίου έσπευσαν να αποσύρουν μαζικά τις καταθέσεις τους (£1δισ. αποσύρθηκε σε μία μόνο ημέρα) στην πρώτη τέτοιου μεγέθους περίπτωση (run on the bank) στη Μ. Βρετανία εδώ και έναν αιώνα. Το Υπουργείο Οικονομικών αναγκάστηκε να εγγυηθεί το σύνολο των καταθέσεων. Οι όποιες προσπάθειες να βρεθεί αγοραστής απέτυχαν και η τράπεζα τελικά πέρασε υπό κρατικό έλεγχο τον Φεβρουάριο του 2008.

Τον Οκτώβριο η ελβετική τράπεζα UBS ανακοινώνει απώλειες \$3,4 δισ. από τις επενδύσεις της σε subprime προϊόντα. Η διοίκησή της παραιτείται. Το Νοέμβριο η Citigroup αναγκάζεται να αποκαλύψει ότι έχει στον ισολογισμό της περισσότερα από

⁸ Το margin, ή καταβολή ασφάλειας, λειτουργεί επισήμως στις οργανωμένες χρηματιστηριακές αγορές (βλέπετε Hardouvelis (1990)) αλλά και χωρίς κρατική εποπτεία σε όλες τις εξω- χρηματιστηριακές αγορές.

\$50 δισ. σε προϊόντα subprime αντί για τα \$13 δισ. που υποστήριζε μέχρι τότε. Η Merrill Lynch αποκαλύπτει ότι αναμένει σχετικές απώλειες ύψους \$7,9 δισ., με τη διοίκηση να παραιτείται. Γενικά, όμως, από τον Σεπτέμβριο 2007 έως και το Νοέμβριο του ίδιου έτους, χάρη στις παρεμβάσεις των κεντρικών τραπεζών, η κατάσταση δεν εκτραχύνθηκε. Έκτοτε, όμως, τα περιθώρια άρχισαν μια νέα ανοδική πορεία. Τότε ήταν που άρχισε να γίνεται πιο ξεκάθαρο το μέγεθος των πιθανών απωλειών στον χρηματοπιστωτικό τομέα, ενώ τεχνικοί λόγοι επέτειναν την άνοδο⁹.¹² Το Δεκέμβριο του 2007 ανακοινώνονται τα πρώτα σχέδια για στήριξη από την αμερικανική κυβέρνηση στους ιδιοκτήτες ακινήτων που αντιμετωπίζουν τον κίνδυνο κατάσχεσης. Επίσης, οι πέντε μεγαλύτερες κεντρικές τράπεζες στο δυτικό κόσμο συντονίζονται για να παράσχουν ρευστότητα στις τράπεζες.

Τα διεθνή χρηματιστήρια, αν και αντέδρασαν αρνητικά στην αρχή της κρίσης τον Αύγουστο του 2007, επανήλθαν γρήγορα στα προηγούμενα επίπεδα. Σε αντίθεση με τις αγορές ομολόγων και χρήματος δεν είχαν πληγεί ιδιαίτερα και υπήρχε η εντύπωση σε πολλούς αναλυτές ότι οι καλές μέρες θα συνεχίζονταν και το 2008. Όμως, τον Ιανουάριο του 2008, η κρίση στη διατραπεζική αγορά και την αγορά ομολόγων μεταδόθηκε και στα χρηματιστήρια. **Ο Ιανουάριος σημαδεύτηκε από πτώση των χρηματιστηριακών δεικτών παγκοσμίως.** Ξεκίνησε έτσι μια καθοδική πορεία των χρηματιστηρίων που διήρκεσε περίπου 15 μήνες.

Αν και η επιδείνωση της κρίσης υπήρξε σταδιακή, ορόσημο του μεγέθους της αποτελούν τα γεγονότα του Σεπτεμβρίου 2008. Τότε η κρίση έλαβε πλέον δραματικές διαστάσεις, καθώς οι εξελίξεις απέδειξαν ότι τα συμβατικά μέσα πολιτικής αδυνατούσαν να αντιμετωπίσουν τα προβλήματα, ενώ εκ των υστέρων αποδείχτηκε λανθασμένη η πολιτική μη διάσωσης της Lehman Brothers¹⁰.

⁹ Οι τράπεζες δεν ήθελαν να εμφανίσουν στον ισολογισμό της 31ης Δεκεμβρίου ότι ήταν δανεισμένες από τη διατραπεζική αγορά για λόγους σηματοδότησης προς το ευρύτερο κοινό της οικονομικής ευρωστίας τους. Αυτό είχε ως συνέπεια από ένα μήνα πριν το τέλος του έτους να αρνούνται τον δανεισμό βραχυπρόθεσμων κεφαλαίων.

¹⁰ «Το χρονικό της διεθνούς και συνακόλουθης ελληνικής και ευρωπαϊκής κρίσης : αίτια, επιπτώσεις, αντιδράσεις προοπτική» του Γκίκα Α.Χαρδούβελη (Φεβρουάριος 2011).

Επομένως, χωρίζουμε την εξεταζόμενη περίοδο σε δύο ημι-περιόδους , από τον Ιανουάριο του 1993 έως και τον Ιούλιο 2007 και από τον Αύγουστο του 2007 έως και το Δεκέμβριο του 2012. Τα δεδομένα που θα χρησιμοποιήσουμε είναι οι Γενικοί Δείκτες των Χρηματιστηρίων των χωρών που θα εξετάσουμε και προέρχονται από τη βάση δεδομένων Datastream.

Επιλέξαμε 4 Ευρωπαϊκές χώρες παίρνοντας ως κριτήριο την οικονομική κατάσταση που παρουσιάζουν. Επιλέξαμε δύο χώρες, την Γερμανία και την Αγγλία ως δύο ανεπτυγμένες και με καλή οικονομική κατάσταση χώρες και δύο χώρες, την Ιταλία και την Ελλάδα, ως δύο χώρες με δύσκολη – άσχημη οικονομική κατάσταση.

Η Γερμανία κατέχει ηγετική θέση στην παγκόσμια οικονομία, καθότι είναι η μεγαλύτερη οικονομία της ΕΕ και η τέταρτη μεγαλύτερη στον κόσμο σε όρους ΑΕΠ (3.607.664 εκ. Δολ. ΗΠΑ), μετά από ΗΠΑ, Κίνα και Ιαπωνία σύμφωνα με την κατάταξη του ΔΝΤ για το 2011. Σε επίπεδο κατά κεφαλήν εισοδήματος, η Γερμανία κατατάσσεται στην 17η θέση με βάση την κατάταξη της Παγκόσμιας Τράπεζας. Η οικονομία της Γερμανίας βασίζεται κυρίως στον βιομηχανικό τομέα και στον τομέα παροχής υπηρεσιών. Ενώ μεγάλες εκτάσεις της χώρας καταλαμβάνονται από αγροτικές καλλιέργειες, μόνο το 2-3% του πληθυσμού ασχολείται με τον τομέα αυτό, λόγω της μηχανοποίησης των καλλιεργειών. Το 2011 η Γερμανία ήταν η τρίτη μεγαλύτερη εξαγωγική δύναμη παγκοσμίως μετά την Κίνα και τις ΗΠΑ. Όσον αφορά το βιοτικό επίπεδο, η Γερμανία είναι, βάσει του Δείκτη Ανθρώπινης Ανάπτυξης (Human Development Index), 9η στον κόσμο. Με βάση το δείκτη ανταγωνιστικότητας του World Economic Forum, η Γερμανία κατατάσσεται το 2011 στις δέκα (10η) πιο ανταγωνιστικές οικονομίες του κόσμου¹¹.

Η Αγγλία κατέγραψε τον υψηλότερο ρυθμό ανάπτυξης από το 2007 το 3^ο τρίμηνο του 2012, γεγονός που αποδίδεται κυρίως στη δυναμική αύξηση των καταναλωτικών δαπανών λόγω των Ολυμπιακών Αγώνων. Σε τριμηνιαίο επίπεδο, το ΑΕΠ της Βρετανίας ενισχύθηκε κατά 1%, επιβεβαιώνοντας τις αρχικές προβλέψεις της βρετανικής στατιστικής υπηρεσίας. Ειδικότερα, οι καταναλωτικές δαπάνες ενισχύθηκαν κατά 0,6% σε επίπεδο τριμήνου και υπολογίζεται ότι έχουν συνεισφέρει στο συνολικό

¹¹ Germany Economy_2011_Annual Report, ΠΡΕΣΒΕΙΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ – ΓΡΑΦΕΙΟ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ & ΕΜΠΟΡΙΚΩΝ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ , Jägerstr 54-55, 10117 Berlin, Τηλ. 0049-30-20 626-0, 20626 333 Fax 0049-30-20626 555, E-mail: ecocom-berlin@mfa.gr.

ρυθμό ανάπτυξης κατά 40 μονάδες βάσης. Σύμφωνα με τους στατιστικούς, μόνο οι πωλήσεις εισιτηρίων των Ολυμπιακών αγώνων αντιστοιχούν σε 20 μονάδες βάσης του ρυθμού ανάπτυξης. Οι εξαγωγές σημείωσαν άνοδο 1,7%, κυρίως χάρη στις δαπάνες των τουριστών στη διάρκεια των Ολυμπιακών Αγώνων, οι οποίες καταχωρούνται ως εξαγωγές. Οι επενδύσεις των επιχειρήσεων ενισχύθηκαν 3,7%, ενώ οι κρατικές δαπάνες αυξήθηκαν κατά 0,6%. Η δυναμική ανάπτυξη, ακόμη και αν αποδειχθεί βραχύβια, επιβεβαιώνει την έξοδο της Βρετανίας από τη διπλή ύφεση¹².

Η Ιταλία βρίσκεται σε ρυθμούς ύφεσης, η παρατεταμένη κρίση χρέους στην ευρωζώνη έχει οδηγήσει στην άνοδο των επιτοκίων δανεισμού της, ενώ το συνεχώς επιδεινούμενο εξωτερικό περιβάλλον έχει εμποδίσει την περαιτέρω αύξηση των ιταλικών εξαγωγών, αν και το εμπορικό ισοζύγιο αναμένεται να είναι πλεονασματικό για το 2012, καθώς οι ιταλικές εισαγωγές φθίνουν σημαντικά. Συγκεκριμένα, το Α.Ε.Π. της Ιταλίας συρρικνώνεται κατά 2,3% το 2012 - εξαιτίας της απότομης πτώσης της εγχώριας ζήτησης. Ανησυχητικό στοιχείο εξακολουθεί να παραμένει το υψηλό δημόσιο χρέος, που προβλέπεται να αυξηθεί σημαντικά το τρέχον και το επόμενο έτος, εξαιτίας της πτώσεως του πραγματικού Α.Ε.Π., καθώς και της παροχής οικονομικής στήριξης στις άλλες χώρες-μέλη του ευρώ. Ειδικότερα, σύμφωνα με τις προβλέψεις της Επιτροπής, το ιταλικό δημόσιο χρέος, από 120,7% του ΑΕΠ το 2011, θα αυξηθεί στο 126,5% το 2012 και στο 127,6% το 2013, ενώ θα αρχίσει σταδιακά να μειώνεται από 2014 (126,5%). Στις δυσμενείς προβλέψεις της Ευρωπαϊκής Επιτροπής προστίθεται και η όξυνση της ανεργίας, η οποία αναμένεται να αυξηθεί περίπου κατά 2 μονάδες το 2012 (+10,6%) και κατά περίπου μία επιπλέον μέχρι το 2014 (+11,8%). Επιπλέον, η ιδιωτική κατανάλωση αναμένεται να συνεχίσει να συρρικνώνεται και για το 2013 και θα ανακάμψει από το 2014, συναρτήσει της αύξησης του πραγματικού διαθέσιμου εισοδήματος¹³.

Τέλος, η Ελλάδα είναι μια ανεπτυγμένη χώρα, η οποία είχε ένα υψηλό επίπεδο διαβίωσης και "πολύ υψηλό" Δείκτη Ανθρώπινης Ανάπτυξης, όπου κατατασσόταν 22^η στον κόσμο το 2010 και 22^η στον δείκτη του The Economist του 2005 για την ποιότητα

¹² <http://www.naftemporiki.gr/news/cstory.asp?id=2258430>

¹³ <http://www.naftemporiki.gr>

ζωής παγκοσμίως. Με βάση τα στοιχεία της Eurostat το κατά κεφαλήν ΑΕΠ της Ελλάδας ήταν ίσο με το 94% του μέσου όρου της ΕΕ το 2008. Όμως, λόγω της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης, ο ρυθμός μεγέθυνσης της οικονομίας γύρισε σε αρνητικό πρόσημο το 2009, για πρώτη φορά από το 1993. Μια ένδειξη της τάσης υπερχρέωσης τα περασμένα χρόνια είναι το γεγονός ότι η αναλογία ιδιωτικών δανείων προς καταθέσεις ξεπέρασε τις 100 μονάδες (αναλογία δηλαδή μεγαλύτερη του 1 προς 1) κατά την διάρκεια του πρώτου εξαμήνου του έτους 2007. Μέχρι το τέλος του 2009, ως αποτέλεσμα του συνδυασμού της διεθνούς οικονομικής κρίσης και εσωτερικών παραγόντων η Ελληνική οικονομία αντιμετώπισε την πιο σοβαρή της κρίση από το 1993, με το υψηλότερο δημόσιο έλλειμμα (κοντά σε αυτό της Ιρλανδίας και του Ηνωμένου Βασιλείου) καθώς και το δεύτερο υψηλότερο χρέος ως ποσοστό του ΑΕΠ στην ΕΕ. Το δημόσιο έλλειμμα του 2009 έφτασε στο 15,4% του ΑΕΠ. Αυτό, και τα αυξανόμενα επίπεδα χρέους (στο 127,1% του ΑΕΠ το 2009) οδήγησαν σε υψηλό κόστος δανεισμού, που προκάλεσε μια σοβαρή οικονομική κρίση ¹⁴.

Επομένως, τα δεδομένα που χρησιμοποιήσαμε (όπως φαίνονται και στον **ΠΙΝΑΚΑ Ι**) είναι ο Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου της Γερμανίας (DAX-30), ο Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου της Αγγλίας (FTSE 100), ο Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου της Ελλάδας (ΓΔ) και ο Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου της Ιταλίας (FTSEMIB).

ΠΙΝΑΚΑΣ Ι : Επιλεγμένες Ευρωπαϊκές χώρες, Γενικοί Δείκτες μετοχών, περίοδοι και αριθμός παρατηρήσεων				
Χώρα	Γενικός Δείκτης	Κωδικός Datastream	Περίοδος	Ημερήσιες Παρατηρήσεις (n)
Αγγλία	FTSE 100 FTSE 100 - PRICE INDEX	FTSE100	1/1/1993-31/12/2012	5215
Γερμανία	DAX 30 PERFORMANCE - PRICE INDEX	DAXINDX	1/1/1993-31/12/2012	5215
Ελλάδα	ATHEX COMPOSITE - PRICE INDEX	GRAGENL	1/1/1993-31/12/2012	5215
Ιταλία	FTSE MIB INDEX - PRICE INDEX	FTSEMIB	31/12/1997-31/12/2012	3912

¹⁴ <http://www.agora.mfa.gr>

Στην παρούσα έρευνα θα χρησιμοποιήσουμε δύο μεθοδολογίες, μια παλαιότερη σύμφωνα με αυτήν που χρησιμοποίησαν οι **Rathinasamy και Krishna G.Mantripragada (1996)** και μια νεότερη όπως αυτή που εφάρμοσαν οι **Lim Boon Keong, David Ng Ching Yat και Chong Hui Ling (2010)** όπου θα ξεκινήσουμε τρέχοντας μια παλινδρόμηση σε ένα κλασικό-απλό γραμμικό μοντέλο με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (**OLS**) και τη χρήση ψευδομεταβλητών σε τιμές δεικτών αποτελεσματικότητας χαρτοφυλακίων Sharpe και Treynor (performance measures) και κατόπιν, θα τρέξουμε μια παλινδρόμηση αρχικά με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και τη χρήση ψευδομεταβλητών σε μηνιαίες αποδόσεις των εκάστοτε Γενικών Δεικτών και αφού διενεργήσουμε όλους τους απαραίτητους ελέγχους όπου απαιτείται θα επανεκτιμήσουμε την αρχική συνάρτηση και θα τρέξουμε μια νέα παλινδρόμηση με τη μέθοδο ARCH και τη χρήση ενός μοντέλου GARCH προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν τελικά ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στις επιλεγμένες χώρες για τα χρονικά διαστήματα πριν και μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης. Αξίζει να αναφερθεί ότι επιλέξαμε τις συγκεκριμένες μεθοδολογίες για τους εξής λόγους :

- Την πρώτη μεθοδολογία των **Rathinasamy και Krishna G.Mantripragada (1996)** καθώς είναι από τις παλαιές και λίγες έρευνες που έκαναν χρήση δεικτών αποτελεσματικότητας (performance measures) χαρτοφυλακίων προκειμένου να αποδείξουν εάν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου, το φαινόμενο του μεγέθους των επιχειρήσεων και εάν τελικά ισχύουν τα προαναφερθέντα φαινόμενα, τότε θέλησαν να αποδείξουν εάν το φαινόμενο του Ιανουαρίου αποτελεί ένα φαινόμενο των μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών.

Βέβαια, η διαφοροποίησή μας έγκειται στο γεγονός ότι εμείς θα μελετήσουμε το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε επίπεδο χώρας έχοντας ως δεδομένα τις μηνιαίες αποδόσεις των Γενικών Δεικτών των Χρηματιστηρίων των εξεταζόμενων χωρών, ενώ οι Rathinasamy και Krishna G. Mantripragada εξέτασαν 20 διαφορετικά χαρτοφυλάκια που έφτιαξαν ιεραρχημένα με βάση τη χρηματιστηριακή αξία που έχουν (το χαρτοφυλάκιο No 1 είχε τη μικρότερη χρηματιστηριακή αξία, ενώ το χαρτοφυλάκιο No 20 είχε τη μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία).

- Την δεύτερη μεθοδολογία των **Lim Boon Keong, David Ng Ching Yat και Chong Hui Ling (2010)** , καθώς είναι από τις νεότερες μελέτες που εφάρμοσαν το υπόδειγμα GARCH (1,1), για να διορθώσουν την ετεροσκεδαστικότητα που παρατήρησαν στο μοντέλο τους, προκειμένου να διαπιστώσουν εάν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στις αποδόσεις των μετοχών και στη μεταβλητότητά τους σε 11 Ασιατικές χώρες- Χονγκ Κονγκ, Ινδία, Ινδονησία, Ιαπωνία, Μαλαισία, Κορέα, Φιλιππίνες, Σιγκαπούρη, Ταιβάν, Κίνα και Ταϊλάνδη για διάστημα 20ετών από το 1990-2009. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν την ύπαρξη του φαινομένου του Δεκεμβρίου (θετικές αποδόσεις) σε όλες τις χώρες εκτός από το Χονγκ Κονγκ, Ιαπωνία, Κορέα και Κίνα. Παράλληλα, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι λίγες χώρες εμφανίζουν το φαινόμενο των θετικών-υψηλών αποδόσεων κατά τους μήνες Ιανουάριο, Απρίλιο και Μάιο, ενώ μόνο η Ινδονησία εμφανίζει αρνητικό φαινόμενο του Αυγούστου (αρνητικές αποδόσεις).

Εμείς, ακολουθώντας αντίστοιχη μεθοδολογία διαφοροποιούμαστε στο ότι ελέγχουμε το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε 4 Ευρωπαϊκές χώρες πριν και μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης (υποδιαστήματα 1/1/1993-31/07/2007 και 1/8/2007-31/12/2012).

Αρχικά κατεβάσαμε από τη βάση δεδομένων Datastream τις ημερήσιες τιμές των Γενικών Δεικτών για κάθε μια από τις 4 χώρες που εξετάζουμε για τα διαστήματα από 1/1/1993 έως 31/7/2007 και 1/8/2007-31/12/2012.

Κατόπιν, για κάθε Γενικό Δείκτη υπολογίσαμε τις ημερήσιες αποδόσεις για όλα τα έτη.

Για τον υπολογισμό των ημερήσιων αποδόσεων εφαρμόσαμε λογαριθμικές διαφορές των τιμών των Γενικών Δεικτών, δηλαδή :

$$R_{it} = \ln(S_{t+1}/S_t) * 100 \quad (1)$$

όπου R_{it} = ημερήσια ποσοστιαία απόδοση του Γενικού Δείκτη i την ημέρα t , S_{t+1} = τιμή κλεισίματος του Γενικού Δείκτη i την ημέρα $t+1$ και S_t = τιμή κλεισίματος του Γενικού Δείκτη i την ημέρα t ,

και όχι απλές διαφορές των τιμών τους, καθώς προκύπτουν πιο ακριβείς αποδόσεις. Για παράδειγμα, εάν παίρναμε απλές διαφορές για τον υπολογισμό της απόδοσης τελική τιμή, έστω 120, μείον αρχική, έστω 100, προς αρχική τιμή, θεωρώντας ότι στην περίπτωση των μετοχών δεν δίνουν μερίσματα, τότε θα προέκυπτε μια απόδοση ύψους 20%. Εάν τώρα έπεφτε η τιμή από 120 σε 100, τότε υπολογίζοντας απλές διαφορές θα προέκυπτε μια απόδοση ύψους -16,66%, ενώ με τις λογαριθμικές διαφορές θα προέκυπτε μια απόδοση ύψους -18,23% που είναι πιο κοντά στην πραγματική μεταβολή της απόδοσης που είναι 20%, καθώς για μικρό x ισχύει, $\log(1+x) \approx x$.

Αξίζει να σημειωθεί ότι στην περίπτωση όπου μια ημέρα διαπραγμάτευσης ακολουθείται από μια μη ημέρα διαπραγμάτευσης, τότε η απόδοση του εκάστοτε Γενικού Δείκτη υπολογίζεται χρησιμοποιώντας την τιμή κλεισίματος του Γενικού Δείκτη της προηγούμενης ημέρας διαπραγμάτευσης από την ημέρα που δε γινότουσαν διαπραγματεύσεις στο Χρηματιστήριο. Για παράδειγμα, η ημερήσια απόδοση της τιμής του Γενικού Δείκτη της Δευτέρας υπολογίζεται χρησιμοποιώντας την τιμή κλεισίματος του Γενικού Δείκτη της Παρασκευής.

Σε αυτήν την έρευνα χρησιμοποιήσαμε το πρόγραμμα Eviews (version 7.0) για να τρέξουμε τις παλινδρομήσεις και να πραγματοποιήσουμε όλους τους απαιτούμενους ελέγχους (tests), συμπεριλαμβανομένων των basic descriptive statistics, unit root test, Serial Correlation LM test, ARCH LM test, Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic (GARCH).

Βάσει της βιβλιογραφίας επιλέξαμε να υπολογίσουμε τις μηνιαίες αποδόσεις για κάθε έτος παίρνοντας το μέσο όρο των ημερήσιων αποδόσεων του εκάστοτε μήνα. Έτσι, σύμφωνα με την πρώτη μεθοδολογία υπολογίσαμε το μέσο όρο των ημερήσιων αποδόσεων για κάθε μήνα προκειμένου να καταλήξουμε στη μηνιαία απόδοση του Γενικού Δείκτη. Επαναλάβαμε την ίδια διαδικασία για όλους τους μήνες για όλα τα έτη.

Σύμφωνα με τους **Rathinasamy και Krishna G.Mantripragada (1996)** προκειμένου να υπολογίσουν τους δείκτες αποτελεσματικότητας Treynor και Sharpe χρησιμοποίησαν :

- Τις ημερήσιες μέσες αποδόσεις των 20 διαφορετικών χαρτοφυλακίων που έφτιαξαν ιεραρχημένα με βάση τη χρηματιστηριακή αξία που έχουν (όντας το χαρτοφυλάκιο Νο1 το μικρότερο) για κάθε μήνα.
- Τις μέσες διακυμάνσεις των ημερήσιων επί τοις εκατό αποδόσεων για κάθε μήνα.
- Τα βήτα των χαρτοφυλακίων ανά μήνα.

Επιπροσθέτως, χρησιμοποιώντας δεδομένα από τη CITIBASE, υπολόγισαν τον μέσο όρο των ημερήσιων επιτοκίων έντοκων γραμματίων του Αμερικανικού Δημοσίου διάρκειας 90 ημερών για κάθε μήνα στην περίοδο 1963-1982. Αυτή η μέση απόδοση χωρίς κίνδυνο ανά μήνα χρησιμοποιήθηκε για να υπολογίσουν τους δείκτες αποτελεσματικότητας του Treynor και Sharpe και για τους δώδεκα μήνες.

Πιο συγκεκριμένα, έκαναν τις κάτωθι μετρήσεις για κάθε ένα από τους δώδεκα μήνες :

ΕΞΙΣΩΣΗ 1

$$\text{TREYNOR MEASURE } (T_p) = \frac{(R_p - R_f)}{\beta_p} \quad (2)$$

ΕΞΙΣΩΣΗ 2

$$\text{SHARPE MEASURE } (S_p) = \frac{(R_p - R_f)}{\sigma_p} \quad (3)$$

Όπου : R_p = μέσος όρος των ημερήσιων αποδόσεων των 20 διαφορετικών χαρτοφυλακίων για δεδομένο μήνα κάθε φορά, R_f = μέσος όρος ημερήσιων επιτοκίων εντόκων γραμματίων του Αμερικανικού Δημοσίου διάρκειας 90 ημερών για δεδομένο μήνα κάθε φορά, β_p = μέσος όρος συντελεστών βήτα για τα 20 διαφορετικά χαρτοφυλάκια για δεδομένο μήνα κάθε φορά, σ_p = μέσος όρος τυπικών αποκλίσεων των 20 διαφορετικών χαρτοφυλακίων για δεδομένο μήνα κάθε φορά.

Επομένως, εμείς υπολογίζοντας το μέσο όρο των μηνιαίων αποδόσεων για κάθε μήνα όλων των ετών καταλήξαμε στη μέση μηνιαία απόδοση του i-μήνα όλων των ετών (20 ετών) του εκάστοτε Γενικού Δείκτη. Έτσι, προέκυψε μια τιμή μηνιαίας απόδοσης την

οποία χρησιμοποιήσαμε μετά για τον υπολογισμό των δεικτών αποτελεσματικότητας Sharpe και Treynor.

Κατόπιν, επιλέξαμε βασιζόμενοι στη βιβλιογραφία ως Risk free rate για την κάθε χώρα τα 3μηνιαία Έντοκα γραμμάτια της εκάστοτε χώρας. Πιο συγκεκριμένα, επιλέξαμε για την Ελλάδα τα 3μηνια Έντοκα Γραμμάτια του Ελληνικού Δημοσίου, για την Ιταλία επιλέξαμε τα 3μηνια Έντοκα Γραμμάτια Ιταλικού Δημοσίου, για τη Γερμανία επιλέξαμε τα 3μηνια Έντοκα Γραμμάτια του Γερμανικού Δημοσίου και αντίστοιχα για την Αμερική τα 3μηνια Έντοκα γραμμάτια του Αμερικανικού Δημοσίου. Αξίζει να σημειωθεί ότι υπολογίσαμε το μέσο όρο των ημερήσιων επιτοκίων εντόκων γραμματίων της εκάστοτε χώρας διάρκειας 3μηνών για δεδομένο μήνα κάθε φορά. Όμως, επειδή η τιμή που προέκυψε είναι σε ετήσια βάση, τη διαιρέσαμε διά του 12 προκειμένου να προκύψει η μέση μηνιαία τιμή των εντόκων γραμματίων της εκάστοτε χώρας διάρκειας 3-μηνών.

Όσον αφορά το συντελεστή βήτα για τον υπολογισμό του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor δε απαιτούνταν να τον εκτιμήσουμε, εφόσον το χαρτοφυλάκιο της αγοράς θεωρούμε ότι είναι ο Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου της εκάστοτε χώρας, η συνδιακύμανση των αποδόσεων ($cov(R_i, R_m)$) του Γενικού Δείκτη σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς (άρα και πάλι του Γενικού Δείκτη) είναι ίση με τη διακύμανση του Γενικού Δείκτη. Ο συντελεστής βήτα προκύπτει από τη σχέση :

$$\beta_i = \frac{cov(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)} \quad (4)$$

Επομένως, εφόσον η συνδιακύμανση των αποδόσεων του εκάστοτε Γενικού Δείκτη με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, που είναι πάλι οι αποδόσεις του εκάστοτε Γενικού Δείκτη, είναι ίση με τη διακύμανση του εκάστοτε Γενικού Δείκτη, ο συντελεστής βήτα για κάθε Γενικό Δείκτη είναι ίσος με τη μονάδα. Επομένως, δε χρειαζόταν να τον εκτιμήσουμε με τη χρήση του μονοπαραγοντικού μοντέλου και να τρέξουμε παλινδρόμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Συμπεραίνουμε, λοιπόν, ότι ο δείκτης αποτελεσματικότητας Treynor μας δείχνει μόνο την υπερβάλλουσα απόδοση του Γενικού Δείκτη από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (excess return).

Στην περίπτωση του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe υπολογίσαμε τις μέσες τυπικές αποκλίσεις για κάθε μήνα για όλα τα έτη. Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποιήσαμε τις ημερήσιες αποδόσεις κάθε μήνα κάθε έτους και τη μέση μηνιαία απόδοση για κάθε μήνα κάθε έτους (που υπολογίσαμε από τις ημερήσιες αποδόσεις) και πλήθος ίσο με το εκάστοτε πλήθος τιμών του Γενικού Δείκτη του εκάστοτε μήνα (θεωρούμε ότι το έτος έχει 252 ημέρες διαπραγμάτευσης, επομένως προκύπτουν περίπου 21 τιμές / ανά μήνα).

Από όλους τους παραπάνω υπολογισμούς προκύπτουν οι δείκτες αποτελεσματικότητας Sharpe και Treynor για κάθε μήνα για το σύνολο των εξεταζόμενων ετών (20έτη). Ελέγξαμε εάν οι τιμές των δεικτών αποτελεσματικότητας που υπολογίσαμε είναι στατιστικά σημαντικές υπολογίζοντας το t-statistic, το οποίο προκύπτει από την παρακάτω σχέση :

$$t = \frac{\widehat{Ratio}_{Jan} - Ratio_{other\ month}}{\sqrt{\widehat{Var}(\widehat{Ratio}_{Jan} - Ratio_{other\ month})}} \quad (5)$$

Και για το οποίο ισχύει :

Εάν το $t \geq 1.67$ τότε θεωρούμε ότι οι τιμές των δεικτών αποτελεσματικότητας είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=0,10$.

Εάν το $t \geq 1.96$, τότε θεωρούμε ότι οι τιμές των δεικτών αποτελεσματικότητας είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha= 0,05$.

Εάν το $t \geq 2,6$, τότε θεωρούμε ότι οι τιμές των δεικτών αποτελεσματικότητας είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=0.01$.

Τα αποτελέσματα της ανωτέρω μεθοδολογίας αναφέρονται με λεπτομέρειες στην επόμενη ενότητα.

Επίσης, προκειμένου να επιβεβαιώσουμε τη στατιστική σημαντικότητα των ανωτέρω αποτελεσμάτων τρέξαμε μια απλή γραμμική παλινδρόμηση (Classic Linear Regression-CLR) χωρίζοντας το χρονικό διάστημα των 20ετών σε δύο επιμέρους διαστήματα από 1/1/1993 έως 31/7/2007 που είναι το διάστημα πριν από το ξέσπασμα της

χρηματοπιστωτικής κρίσης και στο διάστημα από 1/8/2008 έως 23/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης με τις τιμές και των δύο δεικτών αποτελεσματικότητας (Treynor και Sharpe) της μορφής :

$$S_t = a_i + b_i * D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$T_t = a_i + b_i * D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Όπου S_t και T_t = οι μηνιαίες τιμές των δεικτών Sharpe και Treynor αντίστοιχα για το μήνα t για διάστημα 20 ετών, D_{it} = η ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή $i=1$ όταν είναι Ιανουάριος και την τιμή $i=0$ όταν είναι οποιοσδήποτε άλλος μήνας για το σύνολο των 20 ετών, a_i = η μέση τιμή των τιμών των δεικτών αποτελεσματικότητας όλων των υπόλοιπων μηνών εκτός από τον Ιανουάριο, b_i = η διαφορά μεταξύ των τιμών του μηνός Ιανουαρίου και του μέσου όλων των υπόλοιπων μηνών.

Θέσαμε, λοιπόν, τις υποθέσεις :

H_0 : Ο συντελεστής $b_i=0$

H_1 : Ο συντελεστής $b_i \neq 0$

Εάν ο συντελεστής b_i της ψευδομεταβλητής D_{it} είναι στατιστικά σημαντικός δηλαδή το p -value είναι μικρότερο από 0,05 και άρα απορρίπτεται η υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η υπόθεση H_1 ($b_i \neq 0$) , τότε αποδεικνύεται ότι ο εκάστοτε δείκτης αποτελεσματικότητας έχει υψηλότερη τιμή κατά το μήνα Ιανουάριο (-υπεραποδίδει) και επομένως ότι ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην εκάστοτε εξεταζόμενη χώρα (Γερμανία, Αγγλία, Ιταλία, Ελλάδα).

Με αυτόν τον τρόπο επαληθεύσαμε τα αποτελέσματα και τη στατιστική σημαντικότητα των τιμών των δεικτών αποτελεσματικότητας Treynor και Sharpe του εκάστοτε Γενικού Δείκτη της εκάστοτε χώρας.

Τρέξαμε αυτές τις απλές γραμμικές παλινδρομήσεις με τις μηνιαίες τιμές των δεικτών αποτελεσματικότητας για τα 20 έτη που εξετάσαμε.

Σύμφωνα με τη **δεύτερη μεθοδολογία** με τη χρήση ψευδομεταβλητών δημιουργήσαμε 12 σειρές όπου όταν είναι ο μήνας που μας ενδιαφέρει παίρνουν την τιμή 1, ενώ για τους υπόλοιπους μήνες παίρνουν την τιμή 0. Λάβαμε ως εξαρτημένη μεταβλητή τις μηνιαίες αποδόσεις του εκάστοτε Γενικού Δείκτη (παίρνοντας όπως αναφέραμε παραπάνω λογαριθμικές διαφορές τιμών) προκειμένου να επιτύχουμε στασιμότητα στις σειρές μας, καθώς οι τιμές του εκάστοτε Γενικού Δείκτη δεν είναι στάσιμες.

Στάσιμες παρατηρήσεις σημαίνει :

-Στασιμότητα πρώτης τάξης (First order Stationarity)

$E(R_t) = \mu$ είναι σταθερός

-Στασιμότητα δεύτερης τάξης (Second Order Stationarity)

$E(R_t) = \mu$ είναι σταθερός

$\text{Var}(R_t) = \sigma^2$ είναι σταθερή

$\text{Cov}(R_t, R_{t+s}) = f(s)$ είναι μια συνάρτηση απόστασης s.

Έτσι, η συνάρτηση παλινδρόμησης που τρέξαμε ήταν της μορφής :

$$R_i = \beta_1 * D_{JANt} + \beta_2 * D_{FEBrt} + \beta_3 * D_{MARCHt} + \beta_4 * D_{APRILt} + \beta_5 * D_{MAYt} + \beta_6 * D_{JUNet} + \beta_7 * D_{JULYt} + \beta_8 * D_{AUGUSTt} + \beta_9 * D_{SEPTEMBERt} + \beta_{10} * D_{OCTOBERt} + \beta_{11} * D_{NOVEMBERt} + \beta_{12} * D_{DECEMBERt} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Όπου R_i = η μηνιαία απόδοση του εκάστοτε Γενικού Δείκτη i , D_{JANt} , D_{FEBrt} , ..., $D_{DECEMBERt}$ = οι ψευδομεταβλητές που παρουσιάζουν τους 12 μήνες κάθε έτους δηλαδή η D_{JANt} παίρνει την τιμή 1 όταν η απόδοση αφορά το μήνα Ιανουάριο και 0 για όλους τους υπόλοιπους μήνες, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{12}$ = οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών που δείχνουν το μέγεθος και την κατεύθυνση του φαινομένου κάθε μήνα του εκάστοτε έτους στις αποδόσεις του εκάστοτε Γενικού Δείκτη, δηλαδή δείχνουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου, του Φεβρουαρίου, ..., του Δεκεμβρίου στις αποδόσεις του Γενικού Δείκτη αντίστοιχα, ε_t = το τυπικό σφάλμα.

Επειδή το μοντέλο της παλινδρόμησης που επιλέξαμε να τρέξουμε έχει ως εξαρτημένη μεταβλητή μια ποσοτικής φύσεως μεταβλητή και όλες οι ερμηνευτικές μεταβλητές του είναι ψευδομεταβλητές (ποιοτικής φύσεως) καλείται μοντέλο Ανάλυσης διακύμανσης ANOVA (Analysis of Variance model).

Πρέπει να σημειωθεί ότι από την παλινδρόμηση στο Eviews (version 7.0) εξαιρέσαμε το σταθερό όρο προκειμένου να μην έχουμε dummy variable trap.

Προκειμένου να καταλήξουμε σε ένα εμπειρικό αποτέλεσμα, θέσαμε κάποιες υποθέσεις. Αρχικά, πραγματοποιήσαμε ένα unit root test (επιλέξαμε το Augmented Dickey-Fuller test statistic) προκειμένου να ελέγξουμε εάν η αγορά ήταν αποτελεσματική. Εάν οι σειρές των αποδόσεων δεν είναι στάσιμες (υπάρχει τουλάχιστον ένα unit root, δεχόμαστε την H_0 όταν το Probability είναι μεγαλύτερο από 0,05), τότε συνεπάγεται ότι η αγορά είναι αποτελεσματική, καθώς ακολουθεί τη φύση του τυχαίου περιπάτου (random walk). Ενώ, στην περίπτωση που οι σειρές των αποδόσεων είναι στάσιμες (δεν υπάρχει unit root, απορρίπτεται H_0 και γίνεται δεκτή η υπόθεση H_1 όταν το Probability είναι μικρότερο από 0,05), τότε συνεπάγεται ότι η αγορά είναι αναποτελεσματική, αφού δεν ακολουθεί τη φύση του τυχαίου περιπάτου. Αυτό συνήθως προμηνύει και την ύπαρξη ημερολογιακού φαινομένου (calendar effect).

Επομένως, αφού ελέγξαμε ότι οι αποδόσεις του εκάστοτε Γενικού Δείκτη ήταν στάσιμες, τρέξαμε την προαναφερθείσα συνάρτηση παλινδρόμησης στο πρόγραμμα Eviews με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Κατόπιν, πήγαμε να ελέγξουμε την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης (serial correlation) . Αρχικά, ελέγξαμε το Correlogram Q-statistics προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν χρειάζεται να επαναπροσδιορίσουμε το μοντέλο της παλινδρόμησης μας. Πιο συγκεκριμένα, ελέγξαμε το Partial Correlation και το Probability του Q-statistics από το οποίο δίνεται μια πρώτη εντύπωση για το εάν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων και την τάξη αυτής (lags), καθώς και εάν αυτή η αυτοσυσχέτιση είναι στατιστικά σημαντική. Οι υποθέσεις που ελέγχει το Q-statistics είναι :

$H_0: \text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$ - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

H1: : $\text{cov}(u_t, u_{t-j}) \neq 0$ - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση

Πραγματοποιήσαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test με μία ή δυο χρονικές υστερήσεις ανάλογα με το αρχικό συμπέρασμα που βγάσαμε από το Partial Correlation του Correlogram Q-statistics. Εάν το Probability Chi-Square (1) είναι μικρότερο από 0,05 τότε απορρίπτεται η H_0 –δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H1, ενώ εάν το Probability Chi-Square (1) είναι μεγαλύτερο από 0,05, τότε γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H1. Αυτό που θέλουμε προκειμένου να συνεχίσουμε την εμπειρική μας μελέτη είναι να μην υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων (δηλαδή θέλουμε $\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$, zero serial correlation).

Στις περιπτώσεις όπου το Probability Chi-Square (1) ήταν μικρότερο από 0,05 και επομένως, απορρίπταμε την υπόθεση H_0 και κάναμε δεκτή την υπόθεση H1, ότι δηλαδή υπάρχει αυτοσυσχέτιση, προβήκαμε σε επανεκτίμηση του μοντέλου και μετατροπή του σε αυτοπαλίνδρομο πρώτης τάξης - AR(1) προσθέτοντας αρχικά μιας χρονικής υστέρησης μεταβλητή των αποδόσεων του εκάστοτε Γενικού Δείκτη.

Μετά τον επαναπροσδιορισμό του μοντέλου, επαναλάβαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει άλλης τάξης αυτοσυσχέτισης (πχ δύο χρονικών υστερήσεων, κλπ.). Εάν το Probability Chi-Square (1) ήταν μεγαλύτερο από 0,05,δεν απορρίπτονταν η H_0 , αλλά γίνονταν δεκτή και επομένως, δεχόμασταν την μη – ύπαρξη πλέον άλλης αυτοσυσχέτισης. Επομένως, είχαμε μοντελοποιήσει σωστά την αυτοσυσχέτιση που παρουσιάστηκε μεταξύ των αποδόσεων του εκάστοτε Γενικού Δείκτη.

Σε αντίθετη περίπτωση επαναλάβαμε την ανωτέρω διαδικασία προσθέτοντας μεταβλητές και άλλων χρονικών υστερήσεων μεγαλύτερων της μίας μέχρι να διορθώσουμε την αυτοσυσχέτιση και να επιτύχουμε μηδενική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.

Στη συνέχεια προβήκαμε σε έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας πραγματοποιώντας το ARCH Lagrange Multiplier Test στο Eviews (version 7.0) προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν η δεσμευμένη διακύμανση των αποδόσεων του εκάστοτε Γενικού Δείκτη διατηρείται σταθερή στο χρόνο ή όχι.

Θέλαμε να ελέγξουμε την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας στο μοντέλο της παλινδρόμησης που τρέξαμε. Ισχύουν οι εξής υποθέσεις :

$$\widehat{u}_t^2 = \rho_0 + \sum_{i=1}^k \rho_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^k \rho_{k+j} X_{j,t}^2 + \varepsilon_t \quad (9)$$

Ho: $\rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0$ (Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα)

H1: $\rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0$ (Δεν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα- έχουμε ετεροσκεδαστικότητα)

Εάν το Prob. Chi-Square(1) ήταν μικρότερο από 0,05, τότε απορρίπτονταν η μηδενική υπόθεση (Ho : $\rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0$) και γίνονταν δεκτή η H1. Αντιθέτως, εάν το Prob. Chi-Square(1) ήταν μεγαλύτερο από 0,05, τότε γίνονταν δεκτή η μηδενική υπόθεση και απορρίπτονταν η H1.

Στις περιπτώσεις όπου το Prob. Chi-Square(1) ήταν μικρότερο από 0,05, επομένως απορρίπταμε την Ho και κάναμε δεκτή την H1- ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας, επανεκτιμήσαμε το αρχικό μοντέλο της παλινδρόμησης μας πλέον όχι με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, αλλά με τη μέθοδο ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedastic).

Με τη μέθοδο ARCH και τη χρήση ενός μοντέλου GARCH (1,1) (Bollerslev, T.1986) που σημαίνει μιας χρονικής υστέρησης στα κατάλοιπα και μίας χρονικής υστέρησης στη διακύμανση επιδιώξαμε να διορθώσουμε την ετεροσκεδαστικότητα, Το μοντέλο ήταν της μορφής :

$$\sigma_t^2 = \gamma_1^* D_{JANt} + \gamma_2^* D_{FEBt} + \gamma_3^* D_{MARCHt} + \gamma_4^* D_{APRILt} + \gamma_5^* D_{MAYt} + \gamma_6^* D_{JUNEt} + \gamma_7^* D_{JULYt} + \gamma_8^* D_{AUGUSTt} + \gamma_9^* D_{SEPTEMBERt} + \gamma_{10}^* D_{OCTOBERt} + \gamma_{11}^* D_{NOVEMBERt} + \gamma_{12}^* D_{DECEMBERt} + \delta_1^* \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1^* \varepsilon_{t-1}^2 \quad (10)$$

Όπου σ_t^2 = η διακύμανση των αποδόσεων του εκάστοτε Γενικού Δείκτη, γ_1 μέχρι γ_{12} = οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών που δείχνουν το μέγεθος και την κατεύθυνση του φαινομένου του μήνα στη διακύμανση, $D_{JANt}, D_{FEBt}, \dots, D_{DECEMBERt}$ = οι ψευδομεταβλητές που παρουσιάζουν τους 12 μήνες κάθε έτους δηλαδή η D_{JANt} παίρνει την τιμή 1 όταν η απόδοση αφορά το μήνα Ιανουάριο και 0 για όλους τους υπόλοιπους

μήνες, ε^2_{t-1} = η μεταβλητή της μίας χρονικής υστέρησης στα τετραγωνισμένα κατάλοιπα, σ^2_{t-1} = η μεταβλητή της μίας χρονικής υστέρησης στη διακύμανση, δ_1 και α_1 = οι αντίστοιχοι συντελεστές τους.

Αξίζει να αναφερθεί ότι σε κάθε μοντέλο GARCH (p,q) ελέγχουμε πάντα εάν οι συντελεστές των μεταβλητών των χρονικών υστερήσεων της διακύμανσης και των καταλοίπων είναι μεγαλύτεροι του μηδενός (μη- αρνητικοί) και στατιστικά σημαντικοί, καθώς και εάν το άθροισμα αυτών είναι μικρότερο της μονάδας.

Μετά την επανεκτίμηση του αρχικού μοντέλου ξανατρέξαμε το ARCH LM test προκειμένου να δούμε εάν διορθώσαμε την ετεροσκεδαστικότητα. Εάν το Prob. Chi-Square(1) ήταν μεγαλύτερο από 0,05, τότε γινόταν δεκτή η μηδενική υπόθεση και απορρίπτονταν η H1 και επομένως, είχαμε διορθώσει την ετεροσκεδαστικότητα. Σε αντίθετη περίπτωση επαναλάβαμε την ίδια διαδικασία επανεκτιμώντας το μοντέλο με τη μέθοδο ARCH και αυξάνοντας τις χρονικές υστερήσεις μέχρι να διορθώσουμε την ετεροσκεδαστικότητα.

Έχοντας εκτιμήσει σωστά το μοντέλο μας, προβήκαμε στον έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν ισχύει τελικά το φαινόμενο του Ιανουαρίου ή όχι στην εκάστοτε χώρα.

Θέσαμε τις εξής υποθέσεις :

H₀: Δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην εξεταζόμενη χώρα.

H₁ : Υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην εξεταζόμενη χώρα.

Οι υποθέσεις που εξετάστηκαν δείχνουν εάν απορρίπτεται στην έρευνά μας η μηδενική υπόθεση (H₀) ή όχι. Η στατιστική σημαντικότητα των μεταβλητών εξαρτάται από το P-value και το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%, 5% και 10%. Εάν το P-value ήταν μικρότερο από το 0,05, τότε απορρίπτονταν η μηδενική υπόθεση, το οποίο σήμαινε ότι υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για την χώρα που το ελέγχαμε. Αντιθέτως, εάν το P-value ήταν μεγαλύτερο από το 0,05, τότε η μηδενική υπόθεση γινόταν δεκτή και

απορρίπτονταν η H_1 , το οποίο σήμαινε ότι δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην εξεταζόμενη χώρα.

Σημειώνεται ότι υποθέσαμε κανονική κατανομή και ομοιογένεια (δηλαδή $\text{cov}(X_{t,i}, u_t) = 0$) στο μοντέλο.

Επιπρόσθετα, προκειμένου να επιβεβαιώσουμε τα παραπάνω συμπεράσματα σχετικά με την ύπαρξη φαινομένου του Ιανουαρίου, τρέξαμε στο Eviews και το Wald test θέτοντας τις εξής υποθέσεις :

$H_0: c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12)=0$ **(Δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην εξεταζόμενη χώρα)**

$H_1: c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12) \neq 0$

(Υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην εξεταζόμενη χώρα)

Εάν το Prob- Chi-square ήταν μικρότερο από 0,01, τότε απορρίπτονταν η H_0 και γίνονταν δεκτή η H_1 σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%. Εάν το Prob- Chi-square ήταν μεταξύ 0,01 και 0,05, τότε απορρίπτονταν η H_0 και γίνονταν δεκτή η H_1 σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, ενώ εάν το Prob- Chi-square ήταν μεταξύ 0,05 και 0,1, τότε απορρίπτονταν η H_0 και γίνονταν δεκτή η H_1 σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.

Αναλυτικά τα αποτελέσματα και των δύο μεθοδολογιών που ακολουθήσαμε, αναφέρονται στην επόμενη ενότητα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5^ο : ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ- ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

5.1 Αποτελέσματα φαινομένου του Ιανουαρίου για την Γερμανία

Α' μεθοδολογία

Σύμφωνα με την πρώτη μεθοδολογία υπολογίσαμε τις μηνιαίες αποδόσεις για όλους τους μήνες για το διάστημα 1/1/1993-23/12/2012. Κατόπιν, υπολογίσαμε τους μέσους όρους των μηνιαίων αποδόσεων ανά μήνα με πλήθος παρατηρήσεων ίσο με 20 όσα και τα εξεταζόμενα έτη. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσων μηνιαίων αποδόσεων όπως φαίνεται στον πίνακα στο τέλος της πρώτης μεθοδολογίας.

Με τον ίδιο τρόπο υπολογίσαμε και τους μέσους όρους των μηνιαίων επιτοκίων χωρίς κίνδυνο, δηλαδή στην περίπτωση μας των Εντόκων Γραμματίων Γερμανικού Δημοσίου 3μήνης διάρκειας για το εξεταζόμενο διάστημα. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσων μηνιαίων τιμών Εντόκων Γραμματίων του Γερμανικού Δημοσίου.

Ομοίως, διενεργήσαμε το ίδιο και για τον υπολογισμό της τυπικής απόκλισης. Υπολογίσαμε τις μηνιαίες τυπικές αποκλίσεις για κάθε μήνα για κάθε ένα από τα 20 έτη και κατόπιν, υπολογίσαμε τους μέσους όρους των τυπικών αποκλίσεων ανά μήνα. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσων μηνιαίων τυπικών αποκλίσεων.

Με αυτά τα δεδομένα υπολογίσαμε τους δείκτες αποτελεσματικότητας Sharpe ratio και Treynor ratio. Πρέπει να σημειωθεί ότι για το Treynor ratio εφόσον η συνδιακύμανση των αποδόσεων του Δείκτη DAX30 με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, που είναι πάλι οι αποδόσεις του Δείκτη DAX30, είναι ίση με τη διακύμανση του Δείκτη, ο συντελεστής βήτα του Δείκτη DAX30 είναι ίσος με τη μονάδα. Επομένως, δε χρειάζεται να τον εκτιμήσουμε με τη χρήση του μονοπαραγοντικού μοντέλου και να τρέξουμε παλινδρόμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Τα αποτελέσματα και για τους δύο δείκτες φαίνονται στους επόμενους πίνακες :

Sharpe ratio

Month	Rp	Rf	S	Sharpe ratio	diff. from Jan.	t-statistic
M01	0,0000289	0,002783	0,012832	-0,2146		
M02	0,0001159	0,002743	0,012303	-0,2135	0,00110	-0,016
M03	0,0003088	0,002726	0,014801	-0,1633	0,05132	0,756
M04	0,0015476	0,002696	0,012144	-0,0946	0,12003	1,768*
M05	-0,0001263	0,002674	0,011664	-0,2401	-0,02544	0,375
M06	0,0002115	0,002675	0,011482	-0,2145	0,00008	-0,001
M07	0,0006974	0,002661	0,01311	-0,1498	0,06484	0,955
M08	-0,0010807	0,002641	0,013198	-0,2820	-0,06739	0,993
M09	-0,0015017	0,002625	0,015389	-0,2682	-0,05355	0,789
M10	0,0011039	0,002677	0,017275	-0,0911	0,12352	1,819*
M11	0,0009814	0,002630	0,014333	-0,1150	0,09958	1,467
M12	0,0013296	0,002569	0,012224	-0,1014	0,11323	-1,668

Treynor ratio

Month	Rp	Rf	Treynor ratio	diff. from Jan.	t-statistic
M01	0,0000289	0,002783	-0,00275		
M02	0,0001159	0,002743	-0,00263	0,0001	0,02
M03	0,0003088	0,002726	-0,00242	0,0003	0,07
M04	0,0015476	0,002696	-0,00115	0,0016	0,31
M05	-0,0001263	0,002674	-0,00280	0,0000	0,01
M06	0,0002115	0,002675	-0,00246	0,0003	0,06
M07	0,0006974	0,002661	-0,00196	0,0008	0,15
M08	-0,0010807	0,002641	-0,00372	-0,0010	0,19
M09	-0,0015017	0,002625	-0,00413	-0,0014	0,27
M10	0,0011039	0,002677	-0,00157	0,0012	0,23
M11	0,0009814	0,002630	-0,00165	0,0011	0,22
M12	0,0013296	0,021407	-0,02008	-0,0173	3,37***

*** Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$

** Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

* Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

Από τους ανωτέρω πίνακες προκύπτει ανά δείκτη :

A.Sharpe ratio

Οι υποθέσεις που θέσαμε είναι οι ακόλουθες :

$H_0: \text{Sharpe ratio Jan} - \text{Sharpe ratio other month} = 0$
$H_1: \text{Sharpe ratio Jan} - \text{Sharpe ratio other month} \neq 0$

Άρα, προκύπτουν στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$ οι διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe τους μήνες **Απρίλιο και Οκτώβριο**.

Άρα, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου, καθώς μόνο δύο από τις διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe σε κάθε ένα από τους υπόλοιπους μήνες, **είναι στατιστικά σημαντικές**.

B.Treynor ratio

Οι υποθέσεις που θέσαμε είναι οι ακόλουθες :

$H_0: \text{Treynor ratio Jan} - \text{Treynor ratio other month} = 0$
$H_1: \text{Treynor ratio Jan} - \text{Treynor ratio other month} \neq 0$

Άρα, προκύπτει στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$ η διαφορά μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα Ιανουάριο και της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα **Δεκέμβριο**.

Τέλος, **δεν είναι στατιστικά σημαντικές** όλες οι υπόλοιπες διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor Sharpe σε κάθε ένα από τους υπόλοιπους μήνες.

Επίσης, προκειμένου να επιβεβαιώσουμε τη στατιστική σημαντικότητα των ανωτέρω αποτελεσμάτων τρέξαμε μια απλή γραμμική παλινδρόμηση (Classic Linear Regression-CLR) χωρίζοντας το χρονικό διάστημα των 20ετών σε δύο επιμέρους διαστήματα από 1/1/1993 έως 31/7/2007 που είναι το διάστημα πριν από το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης και στο διάστημα από 1/8/2008 έως 23/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης με τις τιμές και των δύο δεικτών αποτελεσματικότητας (Treynor και Sharpe) της μορφής:

$$S_t = a_i + b_i * D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$T_t = a_i + b_i * D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Όπου S_t και T_t = οι μηνιαίες τιμές των δεικτών Sharpe και Treynor αντίστοιχα για το μήνα t για διάστημα 20 ετών, D_{it} = η ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή $i=1$ όταν είναι Ιανουάριος και την τιμή $i=0$ όταν είναι οποιοσδήποτε άλλος μήνας για το διάστημα των 20 ετών, a_i = η μέση τιμή των τιμών των δεικτών αποτελεσματικότητας όλων των υπόλοιπων μηνών εκτός από τον Ιανουάριο, b_i = η διαφορά μεταξύ των τιμών του μηνός Ιανουαρίου και του μέσου όλων των υπόλοιπων μηνών.

Θέσαμε, λοιπόν, τις υποθέσεις :

H_0 : Ο συντελεστής $b_i=0$

H_1 : Ο συντελεστής $b_i \neq 0$

Εάν ο συντελεστής b_i της ψευδομεταβλητής D_{it} είναι στατιστικά σημαντικός δηλαδή το p -value είναι μικρότερο από 0,05 και άρα απορρίπτεται η υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η υπόθεση H_1 ($b_i \neq 0$) , τότε αποδεικνύεται ότι ο εκάστοτε δείκτης αποτελεσματικότητας παίρνει υψηλότερη τιμή κατά το μήνα Ιανουάριο (-υπεραποδίδει), άρα ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Γερμανία.

Με αυτόν τον τρόπο επαληθεύσαμε τα αποτελέσματα και τη στατιστική σημαντικότητα των τιμών των δεικτών αποτελεσματικότητας Treynor και Sharpe του Γενικού Δείκτη της Γερμανίας (DAX30).

Τρέξαμε αυτές τις απλές γραμμικές παλινδρομήσεις με τις μηνιαίες τιμές των δεικτών αποτελεσματικότητας για τα 20 έτη που εξετάσαμε.

Τα αποτελέσματα φαίνονται στους επόμενους πίνακες των παλινδρομήσεων που τρέξαμε στο Eviews (version 7.0).

A. Sharpe ratio για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

**Null Hypothesis: SHARPE_RATIO_TILL2007 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend**

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1,304861	0,0000
Test critical values:	1% level	-4,011663	
	5% level	-3,435858	
	10% level	-3,141996	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe από 1/1/1993-31/7/2007 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

**Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 175**

Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob.
C	0,069940	0,018471	3,786527	0,0002***
DUMMY2007	0,010542	0,063089	0,167099	0,8675

R-squared	0,000161	Mean dependent var	0,070843
Adjusted R-squared	-0,005618	S.D. dependent var	0,232984
S,E, of regression	0,233638	Akaike info criterion	-0,058728
Sum squared resid	9,443471	Schwarz criterion	-0,022559
Log likelihood	7,138716	Hannan-Quinn criter.	-0,044057
F-statistic	0,027922	Durbin-Watson stat	1,999242
Prob(F-statistic)	0,867488		

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων, καθώς το p-value του Q-statistics είναι ίσο με 0,961 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 ($\text{cov}(u_t, u_{t-1})=0$) και απορρίπτεται η H_1 .

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. .	. .	1	-0.004	-0.004	0.0024	0.961
. *	. *	2	0.090	0.090	1,4668	0.480
. .	. .	3	0.013	0.013	1,4949	0.683
. *	. *	4	0.091	0.084	3,0038	0.557
. .	. .	5	0.038	0.037	3,2716	0.658
. *	. *	6	0.141	0.128	6,8936	0.331
. .	. .	7	-0.035	-0.042	7,1160	0.417
. *	. *	8	0.134	0.108	10,457	0.234
. .	. .	9	0.003	0.000	10,458	0.315
. .	. .	10	0.057	0.019	11,067	0.352
. .	. .	11	-0.023	-0.031	11,166	0.429
. .	. .	12	0.007	-0.031	11,176	0.514
. *	. *	13	0.120	0.129	13,929	0.379
. .	. .	14	-0.022	-0.062	14,024	0.448
* .	* .	15	-0.088	-0.099	15,537	0.413
. *	. *	16	0.100	0.090	17,470	0.356
. .	. .	17	0.055	0.067	18,071	0.384
. .	. .	18	0.058	0.038	18,741	0.408
. .	. .	19	0.049	0.030	19,225	0.443
* .	* .	20	-0.110	-0.109	21,637	0.361

Τρέξαμε και το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test με μίας χρονικής υστέρησης αυτοσυσχέτιση και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(1) είναι ίσο με 0,9604 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Επομένως, δε χρειάζεται επανεκτίμηση του αρχικού μοντέλου.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.002424	Prob. F(1,172)	0.9608
Obs*R-squared	0.002466	Prob. Chi-Square(1)	0.9604

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,1851 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1,754027	Prob. F(1,172)	0.1871
Obs*R-squared	1,756510	Prob. Chi-Square(1)	0.1851

Επομένως από τον αρχικό πίνακα της παλινδρόμησης που τρέξαμε προκύπτει ότι το Probability(F-statistic) = 0,867488 > 0,10 για το σύνολο των συντελεστών αλλά και το Probability (t-statistic) = 0,8675 > 0,10, άρα γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Επομένως, δεν είναι στατιστικά σημαντικός ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου (coefficient of dummy = 0).

Άρα, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/1/1993 -31/7/2007 με δεδομένα τις τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe.

B.Sharpe ratio για το διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Null Hypothesis: SHARPE_RATIO_TILL2012 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

Augmented Dickey-Fuller test statistic		t-Statistic	Prob.*
		-5,953485	0.0000
Test critical values:	1% level	-4,107947	
	5% level	-3,481595	
	10% level	-3,168695	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe από 1/8/2007-31/12/2012 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL2012
Method: Least Squares
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.080763	0.032544	-2,481641	0.0158
DUMMY2012	-0.078054	0.117339	-0.665202	0.5083

R-squared	0.006975	Mean dependent var	-0.086767
Adjusted R-squared	-0.008788	S.D. dependent var	0.250985
S.E. of regression	0.252086	Akaike info criterion	0.112190
Sum squared resid	4,003471	Schwarz criterion	0.179094
Log likelihood	-1,646176	Hannan-Quinn criter.	0.138588
F-statistic	0.442494	Durbin-Watson stat	1,076194
Prob(F-statistic)	0.508349		

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial

Correlation υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων μιας χρονικής υστέρησης, καθώς το p-value του Q-statistics είναι ίσο με 0,000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 ($\text{cov}(u_t, u_{t-1})=0$) και γίνεται δεκτή η H_1 .

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. ***	. ***	1	0.434	0.434	12.789	0.000
. **	. *	2	0.259	0.088	17.431	0.000
. ***	. **	3	0.415	0.340	29.509	0.000
. **	. *	4	0.352	0.092	38.372	0.000
. **	. .	5	0.215	-0.006	41.739	0.000
. *	. .	6	0.191	-0.022	44.433	0.000
. **	. .	7	0.241	0.065	48.792	0.000
. **	. *	8	0.249	0.092	53.517	0.000
. *	. .	9	0.186	0.023	56.210	0.000
. *	. .	10	0.115	-0.068	57.265	0.000
. *	. .	11	0.133	-0.018	58.699	0.000
. *	. .	12	0.091	-0.066	59.383	0.000
. .	. .	13	-0.021	-0.112	59.420	0.000
. .	. .	14	-0.040	-0.067	59.554	0.000
. .	. .	15	-0.014	-0.026	59.572	0.000
. .	. .	16	-0.058	-0.040	59.870	0.000
. *	. .	17	-0.127	-0.078	61.329	0.000
. *	. .	18	-0.129	-0.057	62.870	0.000
. .	. *	19	-0.035	0.089	62.984	0.000
. *	. .	20	-0.114	-0.048	64.231	0.000

Τρέξαμε και το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test με μίας χρονικής υστέρησης μεταβλητή των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(1) είναι ίσο με 0,0003 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, χρειάζεται επανεκτίμηση του αρχικού μοντέλου.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	15,21530	Prob. F(1,62)	0.0002
Obs*R-squared	12,80827	Prob. Chi-Square(1)	0.0003

Επαναπροσδιορίσαμε το αρχικό μας μοντέλο προσθέτοντας αρχικά μεταβλητές των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe δύο χρονικών υστερήσεων. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL2012
Method: Least Squares
Included observations: 63 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.028004	0.032962	-0.849601	0.3990
DUMMY2012	-0.095243	0.107766	-0.883794	0.3804
SHARPE_RATIO_TILL2012(-1)	0.411872	0.131447	3,133375	0.0027
SHARPE_RATIO_TILL2012(-2)	0.085000	0.131262	0.647563	0.5198

R-squared	0.207179	Mean dependent var	-
Adjusted R-squared	0.166866	S.D. dependent var	0.080878
S.E. of regression	0.230645	Akaike info criterion	-
Sum squared resid	3,138625	Schwarz criterion	0.034489
Log likelihood	5,086397	Hannan-Quinn criter.	0.101583
F-statistic	5,139258	Durbin-Watson stat	0.019029
Prob(F-statistic)	0.003175		1,99494

Παρατηρούμε ότι η μεταβλητή της χρονικής υστέρησης 2^{ου} βαθμού δεν είναι στατιστικά σημαντική, καθώς το Prob.(t-statistic) είναι ίσο με 0,5198 μεγαλύτερο από 0,10 και άρα γίνεται δεκτή η υπόθεση H₀ και απορρίπτεται η H₁. Καταλήγουμε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι πρέπει να μετατρέψουμε το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 1^{ης} τάξης. Προσθέσαμε, λοιπόν, μια μεταβλητή μιας χρονικής υστέρησης των τιμών του

δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe και ξανατρέξαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση που υπήρχε. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.402069	Prob. F(1,60)	0.5284
Obs*R-squared	0.426018	Prob. Chi-Square(1)	0.5139

Παρατηρούμε ότι το Prob.Chi Square(1) είναι ίσο με 0,5139 που είναι μεγαλύτερο από το 0,10, επομένως γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Συμπεραίνουμε, λοιπόν, ότι διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων μετατρέποντας το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 1^{ης} τάξης. Επομένως, δεν υπάρχει πλέον αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

Ξανατρέξαμε τη νέα συνάρτηση παλινδρόμησης, τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον επόμενο πίνακα :

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL2012

Method: Least Squares

Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.033399	0.031704	-1,053451	0.2963
DUMMY2012	-0.098310	0.106203	-0,92569	0.3583
SHARPE_RATIO_TILL2012(-1)	0.452856	0.116275	3,894688	0.0002

R-squared	0.205345	Mean dependent var	-
Adjusted R-squared	0.179291	S.D. dependent var	0.083402
S.E. of regression	0.227830	Akaike info criterion	-
Sum squared resid	3,166295	Schwarz criterion	0.074694
Log likelihood	5,390201	Hannan-Quinn criter.	-
F-statistic	7,881438	Durbin-Watson stat	0.034827
Prob(F-statistic)	0.000903		2,038332

Παρατηρούμε ότι ο συντελεστής της μιας χρονικής υστέρησης μεταβλητής των τιμών του δείκτη Sharpe είναι στατιστικά σημαντικός ($p\text{-value}=0,0002$) σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$ και το R-squared ή καλύτερα το adjusted R-squared είναι ίσο με 20,53% ή 17,93% αντίστοιχα, επομένως διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο είναι καλά ορισμένο.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob. Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,9700 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.001366	Prob. F(1,61)	0.9706
Obs*R-squared	0.001411	Prob. Chi-Square(1)	0.9700

Επομένως, όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός, αφού το Probability του t-statistic είναι ίσο με $0,3583 > 0,10$ που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 (ο συντελεστής $b_i=0$) και απορρίπτεται η H_1 .

Άρα, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/8/2007 -31/12/2012 με δεδομένα τις τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe.

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL2012

Method: Least Squares

Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.033399	0.031704	-1,053451	0.2963
DUMMY2012	-0.098310	0.106203	-0,92569	0.3583
SHARPE_RATIO_TILL2012(-1)	0.452856	0.116275	3,894688	0.0002***

R-squared	0.205345	Mean dependent var	-0.083402
Adjusted R-squared	0.179291	S.D. dependent var	0.251487
S.E. of regression	0.227830	Akaike info criterion	-0.074694
Sum squared resid	3,166295	Schwarz criterion	0.026504
Log likelihood	5,390201	Hannan-Quinn criter.	-0.034827
F-statistic	7,881438	Durbin-Watson stat	2,038332
Prob(F-statistic)	0.000903		

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Συμπέρασμα

Άρα, δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου με δεδομένα τις τιμές του Sharpe Performance measure για το χρονικό διάστημα από 1/1/1993-31/12/2012.

Γ. Treynor ratio για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Null Hypothesis: TREYNOR_RATIO_TILL2007 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13,13326	0.0000
Test critical values:	1% level	-4,011663	
	5% level	-3,435858	
	10% level	-3,141996	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe από 1/1/1993-31/7/2007 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

Dependent Variable: TREYNOR_RATIO_TILL2007

Method: Least Squares

Included observations: 175

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000354	0.000237	1.492.908	0.1373
DUMMY2007	0.000281	0.000810	0.347014	0.7290

R-squared	0.000696	Mean dependent var	0.000378
Adjusted R-squared	-0.005081	S.D. dependent var	0.002993
S.E. of regression	0.003000	Akaike info criterion	8,768938
Sum squared resid	0.001557	Schwarz criterion	8,732769
Log likelihood	769,2820	Hannan-Quinn criter.	8,754266
F-statistic	0.120419	Durbin-Watson stat	2,010837
Prob(F-statistic)	0.729002		

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial Correlation δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων, καθώς το p-value του Q-statistics είναι ίσο με 0,914 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 ($\text{cov}(u_t, u_{t-1})=0$) και απορρίπτεται η H_1 .

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.008	-0.008	0.0115	0.914
. *	. *	2	0.085	0.084	1,2905	0.525
. .	. .	3	0.009	0.011	1,3055	0.728
. .	. .	4	-0.013	-0.021	1,3383	0.855
. .	. .	5	0.050	0.049	1,7997	0.876
. *	. *	6	0.141	0.147	5,4692	0.485
* .	* .	7	-0.074	-0.082	6,4822	0.485
. *	. .	8	0.085	0.060	7,8381	0.449
* .	* .	9	-0.083	-0.072	9,1275	0.426
. .	. .	10	0.051	0.046	9,6215	0.474
. .	. .	11	-0.005	-0.013	9,6271	0.564
. *	. *	12	0.115	0.106	12,144	0.434
. .	. .	13	-0.009	-0.001	12,160	0.515
. .	* .	14	-0.054	-0.090	12,727	0.548
* .	. .	15	-0.072	-0.050	13,736	0.546

. *	. *	16	0.094	0.090	15,461	0.491
. .	. .	17	0.032	0.055	15,667	0.548
. .	. .	18	0.047	-0.014	16,110	0.585
. .	. .	19	0.021	0.043	16,199	0.644
. .	. .	20	-0.045	-0.042	16,605	0.678

Τρέξαμε και το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test με μίας χρονικής υστέρησης μεταβλητή τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(1) είναι ίσο με 0,9145 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Επομένως, δε χρειάζεται επανεκτίμηση του αρχικού μοντέλου.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.011310	Prob. F(1,172)	0.9154
Obs*R-squared	0.011507	Prob. Chi-Square(1)	0.9146

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Ch-Square(1) είναι ίσο με 0,2848 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1,13834	Prob. F(1,172)	0.2875
Obs*R-squared	1,144005	Prob. Chi-Square(1)	0.2848

Επομένως, από τον επόμενο πίνακα της παλινδρόμησης που τρέξαμε προκύπτει ότι το Probability(F-statistic) = 0,729002 > 0,10 για το σύνολο των συντελεστών αλλά και το Probability(t-statistic) = 0,7290 > 0,10 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Εφόσον γίνεται δεκτή η H_0 σημαίνει ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής, που παίρνει την τιμή 1 για τον Ιανουάριο και την τιμή 0 για οποιοδήποτε άλλο μήνα, δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Άρα, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/1/1993 -31/7/2007 με δεδομένα τις τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor.

Dependent Variable: TREYNOR_RATIO_TILL2007

Method: Least Squares

Included observations: 175

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000354	0.000237	1,492908	0.1373
DUMMY2007	0.000281	0.000810	0.347014	0.7290
R-squared	0.000696	Mean dependent var		0.000378
Adjusted R-squared	-0.005081	S.D. dependent var		0.002993
S.E. of regression	0.003000	Akaike info criterion		-8,768938
Sum squared resid	0.001557	Schwarz criterion		-8,732769
Log likelihood	769,2820	Hannan-Quinn criter.		-8,754266
F-statistic	0.120419	Durbin-Watson stat		2,010837
Prob(F-statistic)	0.729002			

Δ. Treynor ratio για το διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,1331 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Επομένως, υπάρχει τουλάχιστον ένα unit root και οι παρατηρήσεις μας δεν είναι στάσιμες.

Null Hypothesis: TREYNOR_RATIO_TILL2012 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

Augmented Dickey-Fuller test statistic		t-Statistic	Prob.*
		-3,028019	0.1331
Test critical values:	1% level	-4,113017	
	5% level	-3,48397	
	10% level	-3,170071	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Επομένως, προκειμένου να μετατρέψουμε τις παρατηρήσεις μας σε στάσιμες πήραμε τις πρώτες διαφορές. Δηλαδή, φτιάξαμε μια νέα χρονοσειρά της μορφής :

SERIES DTREYNOR_RATIO_TILL2012= D(TREYNOR_RATIO_TILL2012)
dtreynor_ratio_till2012 = d(treynor_ratio_till2012)

Επανελέγξαμε εάν η νέα χρονοσειρά είναι στάσιμη τρέχοντας ξανά το unit root test. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Null Hypothesis: DTREYNOR_RATIO_TILL2012 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

Augmented Dickey-Fuller test statistic		t-Statistic	Prob.*
		-10,82804	0.0000
Test critical values:	1% level	-4,113017	
	5% level	-3,483970	
	10% level	-3,170071	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Όπως φαίνεται στον παραπάνω πίνακα το Prob. είναι ίσο με 0,0000 < 0,01, επομένως απορρίπτεται η H_0 - Υπάρχει unit root και γίνεται δεκτή η H_1 .

Επομένως, οι παρατηρήσεις μας έγιναν στάσιμες παίρνοντας τις πρώτες διαφορές.

Κατόπιν, τρέξαμε τη νέα συνάρτηση παλινδρόμησης παίρνοντας ως εξαρτημένη μεταβλητή τη σειρά dtreynor_ratio_till2012.

Τα πρώτα αποτελέσματα από την παλινδρόμηση που τρέξαμε φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Dependent Variable: DTREYNOR_RATIO_TILL2012
Method: Least Squares
Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000305	0.000497	0.614597	0.5411
DUMMY2012	-0.002940	0.001777	-1.654.825	0.1030

R-squared	0.042300	Mean dependent var	7.55E-05
Adjusted R-squared	0.026853	S.D. dependent var	0.003867
S.E. of regression	0.003814	Akaike info criterion	8,269346
Sum squared resid	0.000902	Schwarz criterion	8,201881
Log likelihood	266,6191	Hannan-Quinn criter.	8,242768
F-statistic	2,738447	Durbin-Watson stat	2,470765
Prob(F-statistic)	0.103014		

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistic. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial Correlation υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων δύο χρονικών υστερήσεων, καθώς τα p-value των Q-statistic είναι ίσα με 0,054 και 0,000 αντίστοιχα που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 ($\text{cov}(u_t, u_{t-1})=0$) και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων δευτέρου βαθμού.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
** .	** .	1	-0.236	-0.236	3,7241	0.054
*** .	**** .	2	-0.417	-0.500	15.580	0.000
. *.	. .	3	0.172	-0.132	17.630	0.001
. *.	. .	4	0.209	0.032	20.715	0.000
. .	. .	5	-0.104	0.046	21.488	0.001
** .	. .	6	-0.240	-0.180	25.676	0.000
. .	** .	7	-0.010	-0.276	25.683	0.001
. *.	. .	8	0.160	-0.202	27.609	0.001
. .	. .	9	0.056	-0.011	27.846	0.001
. .	. .	10	-0.188	-0.085	30.608	0.001
. .	. .	11	0.036	-0.014	30.713	0.001
. ** .	. .	12	0.223	0.072	34.749	0.001
. .	. .	13	-0.139	-0.128	36.338	0.001
. .	. .	14	-0.057	-0.015	36.610	0.001

Τρέξαμε και το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test με δύο χρονικές υστερήσεις αυτοσυσχέτιση και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(2) είναι ίσο με 0,0001 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η υπόθεση H_1 . Επομένως, χρειάζεται να επανεκτιμήσουμε το αρχικό μας μοντέλο μετατρέποντάς το σε αυτοπαλίνδρομο 2^{ης} τάξης.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	12,39912	Prob. F(2,60)	0.0000
Obs*R-squared	18,71604	Prob. Chi-Square(2)	0.0001

Ξανατρέξαμε τη νέα συνάρτηση παλινδρόμησης, τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον επόμενο πίνακα :

Dependent Variable: DTREYNOR_RATIO_TILL2012

Method: Least Squares

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000320	0.000429	0.747643	0.4577
DUMMY2012	-0.002474	0.001519	-1.628.620	0.1088
DTREYNOR_RATIO_TILL2012(-1)	-0.387258	0.110205	-3.513.990	0.0009***
DTREYNOR_RATIO_TILL2012(-2)	-0.521095	0.109471	-4.760.123	0.0000***
R-squared	0.354621	Mean dependent var		7.05E-05
Adjusted R-squared	0.321239	S.D. dependent var		0.003927
S.E. of regression	0.003235	Akaike info criterion		-8,567015
Sum squared resid	0.000607	Schwarz criterion		-8,429781
Log likelihood	269,5775	Hannan-Quinn criter.		-8,513133
F-statistic	10,62321	Durbin-Watson stat		2,202147
Prob(F-statistic)	0.000012			

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Ξανατρέξαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση που υπήρχε. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1,045869	Prob. F(2,56)	0.3581
Obs*R-squared	2,232464	Prob. Chi-Square(2)	0.3275

Παρατηρούμε ότι το Prob.Chi Square(1) είναι ίσο με 0,3275 που είναι μεγαλύτερο από το 0,10, επομένως γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Συμπεραίνουμε, λοιπόν, ότι διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων μετατρέποντας το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 2^{ης} τάξης. Επομένως, δεν υπάρχει πλέον αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,9213 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.009440	Prob. F(1,59)	0.9229
Obs*R-squared	0.009759	Prob. Chi-Square(1)	0.9213

Όπως φαίνεται στον προηγούμενο πίνακα το Probability (t-statistic) της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου είναι ίσο με 0,1088 > 0,10, άρα γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Άρα, δεν είναι στατιστικά σημαντικός ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου (coefficient of dummy =0).Επομένως, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το χρονικό διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012.

Συμπέρασμα

Άρα, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου με δεδομένα τις τιμές του Treynor Performance measure για το χρονικό διάστημα από 1/1/1993-31/12/2012.

ΜΗΝΑΣ/ΕΤΟΣ	1993	1994	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	ΜΕΣΟΣ ΟΡΟΣ
M01	0,00086	-0,00191	0,001059	-1,38E-05	0,002182	0,001249	-0,0071	-0,00469	-0,00287	0,001112	0,004127	0,0029%
M02	0,003456	-0,00201	-0,0005	0,001111	0,001063	-0,00055	-0,00073	-0,00605	-9,22E-05	0,001358	0,002842	0,0116%
M03	-3,61E-06	0,000855	-0,00178	-1,72E-05	0,001286	0,001344	-0,00153	0,002764	0,00411	-0,0014	0,000598	0,0309%
M04	-0,00157	0,002455	0,00149	-0,00183	0,000332	0,003271	0,002791	0,007044	-0,00013	0,003097	-0,00129	0,1548%
M05	0,000136	-0,00246	-0,00077	0,002901	-0,00236	0,002697	0,000958	0,001681	-0,00135	-0,00136	-0,00332	-0,0126%
M06	0,001796	-0,00224	0,001497	0,001263	-7,63E-05	0,000745	-0,00479	-0,00123	9,07E-06	0,000512	0,001141	0,0212%
M07	0,002743	0,00277	-0,0018	0,003019	-1,12E-05	-0,00247	0,000413	0,004493	0,001369	-0,00143	0,002454	0,0697%
M08	0,003438	0,001321	-0,00131	-0,00051	0,001338	0,000309	-0,00042	0,001169	-0,00168	-0,00927	0,001256	-0,1081%
M09	-0,00069	-0,00433	0,001275	0,001975	0,001162	0,001441	-0,00439	0,001718	0,002273	-0,00228	0,00173	-0,1502%
M10	0,003666	0,001397	0,000817	-0,0011	0,00196	0,000864	-0,00679	-0,00213	0,002765	0,005235	0,000267	0,1104%
M11	-0,00025	-0,00052	0,001864	0,002374	0,000291	-0,00085	-0,0033	0,00182	0,000596	-0,00039	0,000898	0,0981%
M12	0,004204	0,001276	0,00135	0,001843	0,002124	0,001176	0,001291	0,002489	0,001443	-0,00145	0,00145	0,1330%

Β' μεθοδολογία για το διάστημα 1/1/1993-31/7/2007

Αρχικά, ορίσαμε τη συνάρτηση παλινδρόμησης που θέλουμε να τρέξουμε.

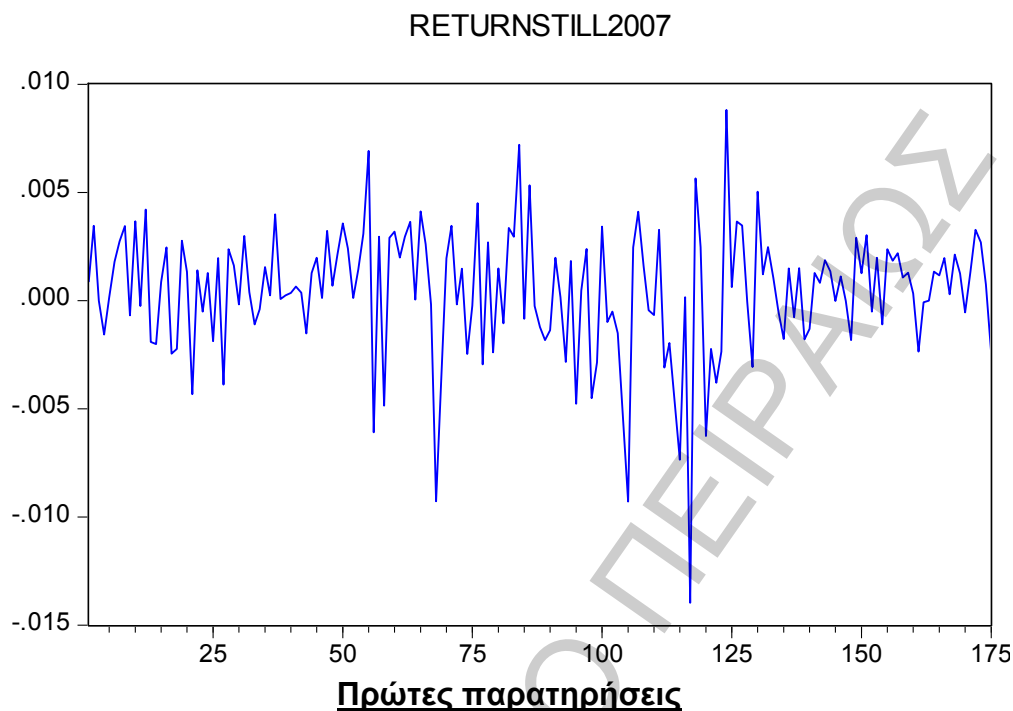
$$R_i = \beta_1^* D_{JANt} + \beta_2^* D_{FEBRt} + \beta_3^* D_{MARCHt} + \beta_4^* D_{APRILt} + \beta_5^* D_{MAYt} + \beta_6^* D_{JUNEt} + \beta_7^* D_{JULYt} + \beta_8^* D_{AUGUSTt} + \beta_9^* D_{SEPTEMBERt} + \beta_{10}^* D_{OCTOBERt} + \beta_{11}^* D_{NOVEMBERt} + \beta_{12}^* D_{DECEMBERt} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Την τρέξαμε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Dependent Variable: RETURNSTILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 175

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	0,000667	0,000749	0,890151	0,3747
FEBRUARY	0,000333	0,000749	0,443883	0,6577
MARCH	0,000109	0,000749	0,145585	0,8844
APRIL	0,001296	0,000749	1,729932	0,0855
MAY	5,71E-05	0,000749	0,076254	0,9393
JUNE	0,000572	0,000749	0,764025	0,4460
JULY	0,000443	0,000749	0,591150	0,5552
AUGUST	-0,000927	0,000776	-1,195725	0,2335
SEPTEMBER	-0,002180	0,000776	-2,811467	0,0055
OCTOBER	0,001562	0,000776	2,014151	0,0456
NOVEMBER	0,001490	0,000776	1,920577	0,0565
DECEMBER	0,001442	0,000776	1,859237	0,0648

R-squared	0,118936	Mean dependent var	0,000409
Adjusted R-squared	0,059478	S.D. dependent var	0,002992
S.E. of regression	0,002902	Akaike info criterion	-8,780839
Sum squared resid	0,001373	Schwarz criterion	-8,563825
Log likelihood	780,3234	Hannan-Quinn criter.	-8,692812
Durbin-Watson stat	2,04989		



Φαίνεται ότι οι παρατηρήσεις κινούνται γύρω από ένα σταθερό μέσο ($E(Y_t) = \text{constant}$). Εμφανίζεται μια μικρή εξάρτηση μεταξύ των παρατηρήσεων ανά διαστήματα. Εμφανίζονται κύκλοι ανά διαστήματα. Επομένως, η διακύμανση φαίνεται να μην είναι σταθερή ανά διαστήματα (clusters). Ενδείξεις για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας.

Ελέγξαμε την ύπαρξη ακραίων τιμών (outliers), δηλαδή τιμών που να βρίσκονται εκτός του διαστήματος ($\mu - 3\sigma$, $\mu + 3\sigma$). Δεν υπήρξαν ακραίες τιμές, αλλά στην περίπτωση που υπήρχαν, θα λαμβάναμε ως τιμή το μέσο όρο των τιμών των 3 προηγούμενων μηνών.

Έλεγχοι που διενεργήσαμε

1. Έλεγχος για στασιμότητα των παρατηρήσεων

Κάνουμε το unit root test προκειμένου να ελέγξουμε εάν οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες όταν :

-Στασιμότητα πρώτης τάξης (First order Stationarity)

$E(R_t) = \mu$ είναι σταθερός

-Στασιμότητα δεύτερης τάξης (Second Order Stationarity)

$E(R_t) = \mu$ είναι σταθερός

$\text{Var}(R_t) = \sigma^2$ είναι σταθερή

$\text{Cov}(R_t, R_{t+s}) = f(s)$ είναι μια συνάρτηση απόστασης s .

Οι υποθέσεις που θέσαμε είναι οι εξής :

H_0 : Υπάρχει τουλάχιστον ένα unit root –αγορά αποτελεσματική, ακολουθεί τον τυχαίο περίπατο (random walk).

H_1 : Δεν υπάρχει Unit root. Άρα, η αγορά δεν είναι αποτελεσματική και υπάρχουν ενδείξεις για την ύπαρξη ημερολογιακού φαινομένου.

Στην περίπτωση που γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 , πρέπει προκειμένου να εξουδετερώσουμε το Unit root και οι τιμές μας να γίνουν στάσιμες, να πάρουμε τις πρώτες διαφορές.

Δηλαδή $d \text{ returns till2007} = d(\log_ \text{ returns_till2007})$.

Null Hypothesis: RETURNSTILL2007 has a unit root
Exogenous: Constant

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13,15832	0,0000
Test critical values:	1% level		- 3,468072
	5% level		- 2,878015
	10% level		- 2,575632

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Όπως φαίνεται παραπάνω το Probability του Augmented Dickey-Fuller test=0,00, άρα απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Άρα, δεν υπάρχει Unit root, επομένως οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

2. Έλεγχος για γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων ($\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$)

Τρέχουμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων.

$H_0: \text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$ - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

$H_1: \text{cov}(u_t, u_{t-j})\neq 0$ - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση

Όπως φαίνεται παρακάτω το Probability Chi-Square(1) =0,7097 > 0,05, άρα γίνεται δεκτή η H_0 - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και απορρίπτεται η H_1 - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Επομένως, δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση την οποία να πρέπει να διορθώσουμε.

Άρα, δε χρειάζεται να επαναπροσδιορίσουμε τη συνάρτηση της παλινδρόμησης την οποία τρέξαμε στην αρχή.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0,128369	Prob. F(1,162)	0,7206
Obs*R-squared	0,13856	Prob. Chi-Square(1)	0,7097

Ελέγχουμε και το Correlogram Q-statistics προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν χρειάζεται να επαναπροσδιορίσουμε το μοντέλο της παλινδρόμησης μας.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0,028	-0,028	0,1400	0,708
. *	. *	2	0,138	0,137	3,5388	0,170
. .	. .	3	0,053	0,061	4,0425	0,257
. .	. .	4	-0,015	-0,032	4,0851	0,395
. .	. .	5	0,061	0,044	4,7526	0,447
. *	. *	6	0,124	0,134	7,5864	0,270
. .	. .	7	-0,053	-0,060	8,1097	0,323
. *	. .	8	0,115	0,072	10,552	0,228
. .	. .	9	-0,050	-0,040	11,014	0,275
. *	. *	10	0,096	0,081	12,727	0,239
. .	. .	11	-0,038	-0,051	12,999	0,293
. .	. .	12	-0,009	-0,034	13,012	0,368
. .	. .	13	-0,034	-0,033	13,230	0,430
. .	. .	14	-0,015	-0,023	13,275	0,505
. .	. .	15	-0,041	-0,025	13,594	0,556
. *	. *	16	0,117	0,100	16,249	0,436
. .	. *	17	0,042	0,089	16,590	0,482
. .	. .	18	0,013	-0,024	16,624	0,549
. .	. .	19	0,043	0,039	16,985	0,591
. .	. .	20	-0,028	-0,027	17,144	0,644

Το partial correlation πρώτου βαθμού δεν εμφανίζει αυτοσυσχέτιση, καθώς το Probability(Q-statistic) είναι ίσο με $0,708 > 0,05$ που σημαίνει ότι η αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού δεν είναι στατιστικά σημαντική και επομένως είναι ίση με το μηδέν. Επομένως, δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

3. Έλεγχος για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας

Τρέχουμε το ARCH LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, δηλαδή ότι

$$\widehat{u}_t^2 = \rho_0 + \sum_{i=1}^k \rho_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^k \rho_{k+j} X_{j,t}^2 + \varepsilon_t \quad (4)$$

Ho: $\rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0$ (Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα)

H1 : $\rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0$ (Δεν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα- έχουμε ετεροσκεδαστικότητα)

Όπως φαίνεται στο Output του ARCH LM test το Probability Chi-Square = 0,5397 > 0,05 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η Ho-Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα και απορρίπτεται η υπόθεση H1-Δεν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, συμπεραίνουμε ότι υπάρχει ομοσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0,372491	Prob. F(1,172)	0,5425
Obs*R-squared	0,376008	Prob. Chi-Square(1)	0,5397

Επομένως, από τον επόμενο πίνακα της παλινδρόμησης που τρέξαμε στην αρχή προκύπτει ότι το Probability (t-statistic) του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου (JANUARY) είναι ίσο με 0,3747 > 0,05 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η Ho και απορρίπτεται η H1. Άρα, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Dependent Variable: RETURNSTILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 175

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	0,000667	0,000749	0,890151	0,3747
FEBRUARY	0,000333	0,000749	0,443883	0,6577
MARCH	0,000109	0,000749	0,145585	0,8844
APRIL	0,001296	0,000749	1,729932	0,0855*
MAY	5,71E-05	0,000749	0,076254	0,9393
JUNE	0,000572	0,000749	0,764025	0,4460
JULY	0,000443	0,000749	0,591150	0,5552
AUGUST	-0,000927	0,000776	-1,195725	0,2335
SEPTEMBER	-0,002180	0,000776	-2,811467	0,0055***
OCTOBER	0,001562	0,000776	2,014151	0,0456**
NOVEMBER	0,001490	0,000776	1,920577	0,0565*
DECEMBER	0,001442	0,000776	1,859237	0,0648*

R-squared	0,118936	Mean dependent var	0,000409
Adjusted R-squared	0,059478	S.D. dependent var	0,002992
S.E. of regression	0,002902	Akaike info criterion	-8,780839
Sum squared resid	0,001373	Schwarz criterion	-8,563825
Log likelihood	780,3234	Hannan-Quinn criter.	-8,692812
Durbin-Watson stat	2,04989		

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$

**Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

*Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

Επιπρόσθετα, τρέχουμε το Wald test προκειμένου να επιβεβαιώσουμε το παραπάνω συμπέρασμα. Θέσαμε τις εξής υποθέσεις :

$H_0: c(1)=0$

$H_1: c(1)\neq 0$

Wald Test:
Equation:RETURNSTILL2007

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0,890151	163	0,3747
F-statistic	0,792369	(1, 163)	0,3747
Chi-square	0,792369	1	0,3734

Restrictions are linear in coefficients.

Όπως φαίνεται από το παραπάνω output του Wald test το Probability Chi-square είναι ίσο με 0,3734 > 0,05 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . **Άρα, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός.**

Συμπέρασμα

Επομένως, δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Γερμανία για το διάστημα 1/1/1993-31/7/2007 πριν από το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης.

Β' μεθοδολογία για το διάστημα 1/8/2007- 31/12/2012

Αρχικά, ορίσαμε τη συνάρτηση παλινδρόμησης που θέλουμε να τρέξουμε.

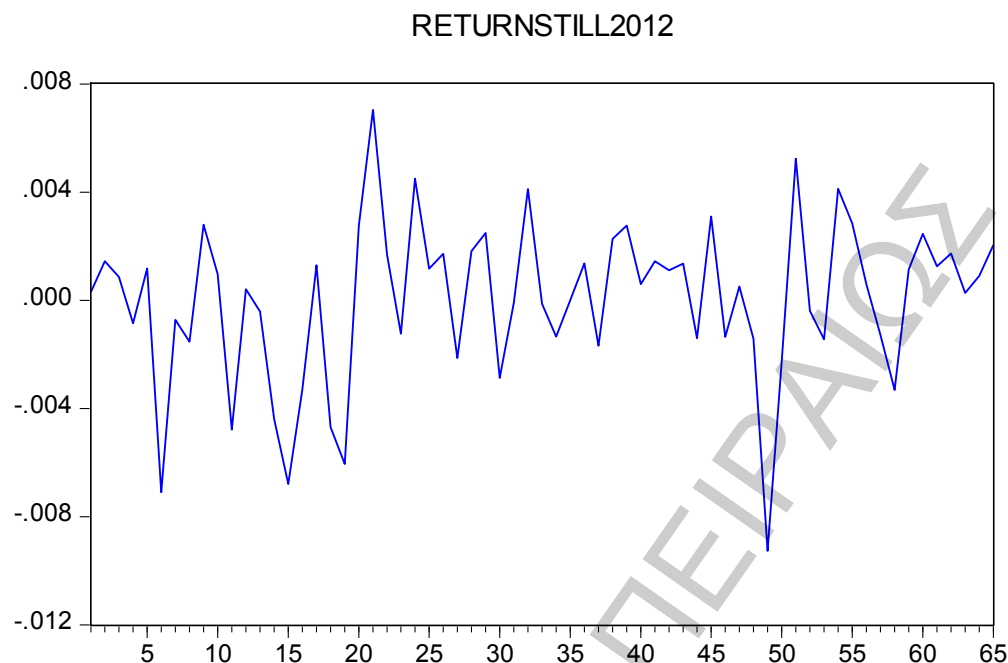
$$R_i = \beta_1 * D_{JANt} + \beta_2 * D_{FEBrt} + \beta_3 * D_{MARCHt} + \beta_4 * D_{APRILt} + \beta_5 * D_{MAYt} + \beta_6 * D_{JUNEt} + \beta_7 * D_{JULYt} + \beta_8 * D_{AUGUSTt} + \beta_9 * D_{SEPTEMBERt} + \beta_{10} * D_{OCTOBERt} + \beta_{11} * D_{NOVEMBERt} + \beta_{12} * D_{DECEMBERt} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Την τρέξαμε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Dependent Variable: RETURNS_TILL2012
Method: Least Squares
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob,
JANUARY	-0.001885	0.001346	-1.400493	0.1672
FEBRUARY	-0.000534	0.001346	-0.396690	0.6932
MARCH	0.000908	0.001346	0.674471	0.5029
APRIL	0.002302	0.001346	1.709948	0.0931
MAY	-0.000677	0.001346	-0.502585	0.6173
JUNE	-0.000871	0.001346	-0.647125	0.5203
JULY	0.001461	0.001346	1.085096	0.2828
AUGUST	-0.001439	0.001229	-1.170518	0.2470
SEPTEMBER	8.22E-05	0.001229	0.066860	0.9469
OCTOBER	3.47E-05	0.001229	0.028209	0.9776
NOVEMBER	-0.000204	0.001229	-0.166268	0.8686
DECEMBER	0.001067	0.001229	0.868527	0.3890

R-squared	0.152037	Mean dependent var	1.18E-05
Adjusted R-squared	-0.023955	S,D, dependent var	0.002975
S,E, of regression	0.003010	Akaike info criterion	-8.608429
Sum squared resid	0.000480	Schwarz criterion	-8.207004
Log likelihood	291.7740	Hannan-Quinn criter,	-8.450041
Durbin-Watson stat	1.493847		



Πρώτες παρατηρήσεις

Φαίνεται ότι οι παρατηρήσεις κινούνται γύρω από ένα σταθερό μέσο ($E(Y_t) = \text{constant}$). Εμφανίζεται μια μικρή εξάρτηση μεταξύ των παρατηρήσεων ανά διαστήματα. Εμφανίζονται μικροί κύκλοι ανά διαστήματα. Επομένως, η διακύμανση φαίνεται να μην είναι σταθερή ανά διαστήματα (clusters). Ενδείξεις για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας.

Ελέγξαμε την ύπαρξη ακραίων τιμών (outliers), δηλαδή τιμών που να βρίσκονται εκτός του διαστήματος ($\mu - 3\sigma$, $\mu + 3\sigma$). Δεν υπήρξαν ακραίες τιμές, αλλά στην περίπτωση που υπήρχαν, θα λαμβάναμε ως τιμή το μέσο όρο των τιμών των 3 προηγούμενων μηνών.

Έλεγχοι που διενεργήσαμε

1. Έλεγχος για στασιμότητα των παρατηρήσεων

Κάνουμε το unit root test προκειμένου να ελέγξουμε εάν οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

H_0 : Υπάρχει τουλάχιστον ένα unit root –αγορά αποτελεσματική, ακολουθεί τον τυχαίο περίπατο (random walk).

H_1 : Δεν υπάρχει Unit root. Άρα, η αγορά δεν είναι αποτελεσματική και υπάρχουν ενδείξεις για την ύπαρξη ημερολογιακού φαινομένου.

Στην περίπτωση που γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 , πρέπει προκειμένου να εξουδετερώσουμε το Unit root και οι τιμές μας να γίνουν στάσιμες, παίρνουμε τις πρώτες διαφορές.

Δηλαδή $dreturns_till2012 = d(\log_returns_till2012)$.

Null Hypothesis: RETURNS_TILL2012 has a unit root
Exogenous: Constant

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.124302	0.0097
Test critical values:	1% level		-4.113017
	5% level		-3.483970
	10% level		-3.170071

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Όπως φαίνεται παραπάνω το Probability του Augmented Dickey-Fuller test=0,0097, άρα απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Άρα, δεν υπάρχει Unit root, επομένως οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

2. Έλεγχος για γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων ($\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$)

Τρέχουμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων.

$H_0: \text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$ - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

$H_1: \text{cov}(u_t, u_{t-j})\neq 0$ - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση

Ελέγχουμε αρχικά το Correlogram Q-statistics προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν χρειάζεται να επαναπροσδιορίσουμε το μοντέλο της παλινδρόμησής μας.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.**	.**	1	0.250	0.250	4.2443	0.039
.*	**	2	-0.180	-0.259	6.4913	0.039
.*	.**	3	0.134	0.292	7.7506	0.051
.**	.*	4	0.251	0.078	12.243	0.016
.*	.*	5	-0.104	-0.158	13.034	0.023
**	.*	6	-0.294	-0.191	19.420	0.004
.	.	7	-0.046	-0.015	19.577	0.007
.*	.*	8	0.204	0.176	22.761	0.004
.	.	9	0.007	0.008	22.765	0.007
.*	.	10	-0.142	-0.006	24.360	0.007
.	.*	11	-0.018	-0.103	24.388	0.011
.	.*	12	0.006	-0.154	24.391	0.018
.	.	13	-0.053	0.032	24.630	0.026
.*	.	14	-0.083	0.036	25.221	0.032
.	.	15	-0.025	0.047	25.275	0.046
.	.	16	0.005	-0.057	25.277	0.065
.*	.*	17	-0.078	-0.150	25.827	0.078
.	.	18	-0.052	-0.024	26.073	0.098
.*	.*	19	0.111	0.157	27.243	0.099
.*	.*	20	-0.079	-0.130	27.841	0.113

Από το Correlogram Q-statistics φαίνεται να υπάρχει αυτοσυσχέτιση τρίτης τάξης, καθώς και τα Probability(Q-statistic) των Partial Correlation είναι ίσα με 0,039 και 0,051 που είναι μικρότερο από το 0,10, γεγονός που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 ($\rho_1 = 0$)

και γίνεται δεκτή η H_1 ($\rho_1 \neq 0$). Επομένως, φαίνεται να απαιτείται επαναπροσδιορισμός του αρχικού μοντέλου σε αυτοπαλίνδρομο τρίτης τάξης AR(3).

Τρέχοντας το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προσθέτοντας αρχικά μεταβλητές απόδοσης με τέσσερις χρονικές υστερήσεις, προκειμένου να καταλήξουμε σε τρεις χρονικές υστερήσεις, προκύπτει το επόμενο αποτέλεσμα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.152977	Prob. F(4,49)	0.0220
Obs*R-squared	13.30545	Prob. Chi-Square(4)	0.0099

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	-5.05E-06	0.001250	-0.004037	0.9968
FEBRUARY	3.66E-05	0.001249	0.029332	0.9767
MARCH	3.74E-05	0.001249	0.029927	0.9762
APRIL	6.02E-06	0.001249	0.004821	0.9962
MAY	-2.12E-19	0.001249	-1.70E-16	1,0000
JUNE	-1.47E-19	0.001249	-1.17E-16	1,0000
JULY	5.65E-20	0.001249	4.53E-17	1,0000
AUGUST	-3.22E-20	0.001140	-2.83E-17	1,0000
SEPTEMBER	3.20E-20	0.001140	2.81E-17	1,0000
OCTOBER	-5.83E-21	0.001140	-5.11E-18	1,0000
NOVEMBER	7.39E-20	0.001140	6.48E-17	1,0000
DECEMBER	-1.73E-19	0.001140	-1.52E-16	1,0000
RESID(-1)	0.367082	0.142466	2,576623	0.0130
RESID(-2)	-0.323074	0.147600	-2,188848	0.0334
RESID(-3)	0.261801	0.147395	1,776192	0.0819
RESID(-4)	0.078613	0.143398	0.548215	0.5860

R-squared	0.204699	Mean dependent var	-4.67E-20
Adjusted R-squared	-0.038760	S.D. dependent var	0.002739
S.E. of regression	0.002792	Akaike info criterion	-8.714387
Sum squared resid	0.000382	Schwarz criterion	-8.179154

Log likelihood	299.2176	Hannan-Quinn criter.	-8.503203
Durbin-Watson stat	1.966411		

Όπως φαίνεται παραπάνω το Probability Chi-Square(4) = 0,0099 < 0,01, άρα απορρίπτεται η H_0 - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Ελέγχοντας παράλληλα και τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών των RESID(-3) και RESID(-4) οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι ο συντελεστής της μεταβλητής RESID(-4) δεν είναι στατιστικά σημαντικός, ενώ της RESID(-3) είναι στατιστικά σημαντικός (σε επίπεδο $\alpha=10\%$), καθώς το Probability(t-statistic) της RESID(-4) είναι ίσο με 0,5860 > 0,10, ενώ της RESID(-3) είναι ίσο με 0,0819 < 0,10. Τα ανωτέρω σε συνδυασμό με την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι πρέπει να πάρουμε αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τρίτου βαθμού προκειμένου να εξουδετερώσουμε την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Ξανατρέχουμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test και καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει αυτοσυσχέτιση (Probability Chi-Square(3) = 0,0047 < 0,01 – απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1) και απαιτείται η μετατροπή του αρχικού μοντέλου σε αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τρίτης τάξης.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.162013	Prob. F(3,50)	0.0104
Obs*R-squared	12.98838	Prob. Chi-Square(3)	0.0047

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	-3.39E-05	0.001240	-0.027365	0.9783
FEBRUARY	3.76E-05	0.001240	0.030307	0.9759
MARCH	2.24E-05	0.001240	0.018057	0.9857
APRIL	3.18E-19	0.001240	2.56E-16	1,0000
MAY	-2.75E-19	0.001240	-2.22E-16	1,0000
JUNE	-1.29E-19	0.001240	-1.04E-16	1,0000
JULY	4.06E-20	0.001240	3.27E-17	1,0000

AUGUST	-3.38E-20	0.001132	-2.99E-17	1,0000
SEPTEMBER	2.73E-20	0.001132	2.41E-17	1,0000
OCTOBER	-2.20E-20	0.001132	-1.95E-17	1,0000
NOVEMBER	7.37E-20	0.001132	6.51E-17	1,0000
DECEMBER	-1.75E-19	0.001132	-1.54E-16	1,0000
RESID(-1)	0.389957	0.135262	2,882965	0.0058
RESID(-2)	-0.350993	0.137564	-2,551492	0.0138
RESID(-3)	0.292389	0.135469	2,158349	0.0357

Επομένως, επαναπροσδιορίζουμε την αρχική μας συνάρτηση και την μετατρέπουμε σε αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τρίτης τάξης AR(3) προκειμένου να εξουδετερώσουμε την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.

Dependent Variable: RETURNS_TILL2012
Method: Least Squares
Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	-0.002413	0.001281	-1,883883	0.0658*
FEBRUARY	0.000665	0.001319	0.504057	0.6166
MARCH	0.000157	0.001309	0.120187	0.9048
APRIL	0.002315	0.001296	1,786002	0.0806*
MAY	-0.001084	0.001306	-0.830230	0.4106
JUNE	-6.24E-05	0.001316	-0.047399	0.9624
JULY	0.000884	0.001316	0.672119	0.5048
AUGUST	-0.002460	0.001295	-1,899748	0.0636*
SEPTEMBER	0.001269	0.001340	0.946889	0.3485
OCTOBER	-0.001117	0.001320	-0.845982	0.4018
NOVEMBER	0.000231	0.001177	0.196667	0.8449
DECEMBER	0.001134	0.001160	0.977931	0.3331
RETURNSTILL2012(-1)	0.384387	0.139300	2,75942	0.0082***
RETURNSTILL2012(-2)	-0.353563	0.141348	-2,501362	0.0159**
RETURNSTILL2012(-3)	0.292019	0.138819	2,103604	0.0408**

R-squared	0.327201	Mean dependent var	-2.98E-05
Adjusted R-squared	0.126793	S.D. dependent var	0.003039
S.E. of regression	0.002840	Akaike info criterion	-8.683175
Sum squared resid	0.000379	Schwarz criterion	-8.168546
Log likelihood	284.1784	Hannan-Quinn criter.	-8.481119
Durbin-Watson stat	2.037224		

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$

**Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

*Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

Ξανατρέχουμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη άλλης γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων που τυχόν δεν εξουδετερώσαμε.

Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα του test που τρέξαμε, το Probability Chi-Square(3)=0,1648 > 0,10, επομένως γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Σύμφωνα με την H_0 δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση - $\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$. Άρα, εξουδετερώσαμε την αυτοσυσχέτιση με την μετατροπή του αρχικού μας μοντέλου σε αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τρίτης τάξης AR(3).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.313968	Prob. F(3,44)	0.2819
Obs*R-squared	5.097796	Prob. Chi-Square(3)	0.1648

3. Έλεγχος για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας

Τρέχουμε το ARCH LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, δηλαδή ότι

$$\widehat{u}_t^2 = \rho_0 + \sum_{i=1}^k \rho_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^k \rho_{k+j} X_{j,t}^2 + \varepsilon_t \quad (6)$$

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0$ (Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα)

$H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0$ (Δεν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα- έχουμε ετεροσκεδαστικότητα)

Όπως φαίνεται στο Output του ARCH LM test το Probability Chi-Square = 0,5470 > 0,10 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η υπόθεση H_1 , άρα δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα. Επομένως, δε χρειάζεται να κάνουμε χρήση μοντέλου GARCH για να την διορθώσουμε.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.352944	Prob. F(1,59)	0.5547
Obs*R-squared	0.362739	Prob. Chi-Square(1)	0.5470

Επομένως, από τον επόμενο πίνακα της παλινδρόμησης που τρέξαμε στο αυτοπαλίνδρομο μοντέλο AR(3) προκύπτει ότι το Probability (t-statistic) του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου (JANUARY) είναι ίσο με 0,2143 > 0,10 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Άρα, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Dependent Variable: RETURNS_TILL2012
Method: Least Squares
Included observations: 62 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed)

Variable	Coefficient	Std. Error	Prob.
JANUARY	-0.002413	0.001917	0.2143
FEBRUARY	0.000665	0.000813	0.4177
MARCH	0.000157	0.001259	0.9011
APRIL	0.002315	0.001594	0.1531
MAY	-0.001084	0.001087	0.3236
JUNE	-6.24E-05	0.001241	0.9601
JULY	0.000884	0.001123	0.4351
AUGUST	-0.002460	0.001728	0.1611
SEPTEMBER	0.001269	0.001113	0.2602
OCTOBER	-0.001117	0.001582	0.4837
NOVEMBER	0.000231	0.000722	0.7501
DECEMBER	0.001134	0.000185	0.0000***
RETURNS_TILL2012(-1)	0.384387	0.140684	0.0088***
RETURNS_TILL2012(-2)	-0.353563	0.147159	0.0203**
RETURNS_TILL2012(-3)	0.292019	0.156482	0.0683*

R-squared	0.327201	Mean dependent var	-2.98E-05
Adjusted R-squared	0.126793	S.D. dependent var	0.003039
S.E. of regression	0.002840	Akaike info criterion	-8.683175
Sum squared resid	0.000379	Schwarz criterion	-8.168546
Log likelihood	284.1784	Hannan-Quinn criter.	-8.481119
Durbin-Watson stat	2.037224		

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$

** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

* Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

Επιπρόσθετα, τρέχουμε το Wald test προκειμένου να επιβεβαιώσουμε το παραπάνω συμπέρασμα. Θέσαμε τις εξής υποθέσεις :

$H_0: c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12)=0$

$H_1: : c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12)\neq 0$

Wald Test:
Equation: RETURNS_TILL2012

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.584942	(1, 47)	0.2143
Chi-square	1.584942	1	0.2081

Null Hypothesis: C (1) = 0
Restrictions are linear in coefficients.

Όπως φαίνεται από τον παραπάνω πίνακα του Wald test το Probability Chi-square είναι ίσο με 0,2081 > 0,10 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . **Άρα, όλοι οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.**

Συμπέρασμα

Επομένως, για το διάστημα 1/8/2007-31/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης **δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Γερμανία.**

Παρατηρούμε, επομένως, ότι και με τις δύο μεθοδολογίες , παλαιότερη και νεότερη, καταλήγουμε στα ίδια συμπεράσματα. Για το χρονικό διάστημα από 1/1/1993-31/12/2012 δεν παρατηρείται να ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Γερμανία.

5.2 Αποτελέσματα φαινομένου του Ιανουαρίου για την Αγγλία

Α' μεθοδολογία

Σύμφωνα με την πρώτη μεθοδολογία υπολογίσαμε τις μηνιαίες αποδόσεις για όλους τους μήνες για το διάστημα 1/1/1993-23/12/2012. Κατόπιν, υπολογίσαμε τους μέσους όρους των μηνιαίων αποδόσεων ανά μήνα με πλήθος παρατηρήσεων ίσο με 20 όσα και τα εξεταζόμενα έτη. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσω μηνιαίων αποδόσεων όπως φαίνεται στον πίνακα στο τέλος της πρώτης μεθοδολογίας.

Με τον ίδιο τρόπο υπολογίσαμε και τους μέσους όρους των μηνιαίων επιτοκίων χωρίς κίνδυνο, δηλαδή στην περίπτωση μας των Εντόκων Γραμματίων Αγγλικού Δημοσίου 3μηνιαίας διάρκειας για το εξεταζόμενο διάστημα. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσω μηνιαίων τιμών Εντόκων Γραμματίων του Αγγλικού Δημοσίου.

Ομοίως, διενεργήσαμε το ίδιο και για τον υπολογισμό της τυπικής απόκλισης. Υπολογίσαμε τις μηνιαίες τυπικές αποκλίσεις για κάθε μήνα για κάθε ένα από τα 20 έτη και κατόπιν, υπολογίσαμε τους μέσους όρους των τυπικών αποκλίσεων ανά μήνα. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσω μηνιαίων τυπικών αποκλίσεων.

Με αυτά τα δεδομένα υπολογίσαμε τους δείκτες αποτελεσματικότητας Sharpe και Treynor. Πρέπει να σημειωθεί ότι για το Treynor ratio εφόσον η συνδιακύμανση των αποδόσεων του Δείκτη FTSE100 με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, που είναι πάλι οι αποδόσεις του Δείκτη FTSE100, είναι ίση με τη διακύμανση του Δείκτη, ο συντελεστής βήτα του FTSE100 είναι ίσος με τη μονάδα. Επομένως, δε χρειάζεται να τον εκτιμήσουμε με τη χρήση του μονοπαραγοντικού μοντέλου και να τρέξουμε παλινδρόμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Τα αποτελέσματα και για τους δύο δείκτες φαίνονται στους επόμενους πίνακες :

Sharpe ratio

Month	Rp	Rf	s	Sharpe ratio	diff. from Jan.	t-statistic
M01	-0,00063	0,003913	0,009807	-0,46		
M02	0,000192	0,003839	0,009359	-0,39	0,07	1,19
M03	0,000136	0,003819	0,010675	-0,35	0,12	1,92*
M04	0,000871	0,003806	0,008812	-0,33	0,13	2,11**
M05	-0,00041	0,0038	0,009549	-0,44	0,02	0,35
M06	-0,00049	0,003809	0,009045	-0,48	-0,01	0,21
M07	0,00042	0,003806	0,010562	-0,32	0,14	2,32**
M08	0,000185	0,003833	0,010369	-0,35	0,11	1,81*
M09	-0,00076	0,003839	0,011877	-0,39	0,08	1,23
M10	0,000725	0,003859	0,012738	-0,25	0,22	3,53***
M11	0,000363	0,003791	0,010774	-0,32	0,14	2,35**
M12	0,001024	0,003725	0,008773	-0,31	0,15	2,52**

Treynor ratio

Month	Rp	Rf	Treynor ratio	diff. from Jan.	t-statistic
M01	-0,0006	0,0039	-0,0045		
M02	0,0002	0,0038	-0,0036	0,0009	1,60
M03	0,0001	0,0038	-0,0037	0,0009	1,53
M04	0,0009	0,0038	-0,0029	0,0016	2,87***
M05	-0,0004	0,0038	-0,0042	0,0003	0,58
M06	-0,0005	0,0038	-0,0043	0,0002	0,43
M07	0,0004	0,0038	-0,0034	0,0012	2,06**
M08	0,0002	0,0038	-0,0036	0,0009	1,60
M09	-0,0008	0,0038	-0,0046	-0,0001	0,11
M10	0,0007	0,0039	-0,0031	0,0014	2,52**
M11	0,0004	0,0038	-0,0034	0,0011	1,99**
M12	0,0010	0,0037	-0,0027	0,0018	3,29***

*** Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$

** Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$

* Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

Από τους ανωτέρω πίνακες προκύπτει ανά δείκτη :

A.Sharpe ratio

Η μηδενική υπόθεση που θέσαμε για τον υπολογισμό του t-statistic είναι :

$H_0: \text{Sharpe ratio Jan} - \text{Sharpe ratio other month} = 0$
$H_1: \text{Sharpe ratio Jan} - \text{Sharpe ratio other month} \neq 0$

Άρα, προκύπτει στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$ η διαφορά μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα **Οκτώβριο**.

Επίσης, προκύπτουν στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$ οι διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe τους μήνες **Απρίλιο, Ιούλιο, Νοέμβριο και Δεκέμβριο**.

Επίσης, προκύπτουν στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$ οι διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe τους μήνες **Μάρτιο και Αύγουστο**.

Τέλος, **δεν είναι στατιστικά σημαντικές** όλες οι υπόλοιπες διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe σε κάθε ένα από τους υπόλοιπους μήνες.

B.Treynor ratio

Η μηδενική υπόθεση που θέσαμε για τον υπολογισμό του t-statistic είναι :

$H_0: \text{Treynor ratio Jan} - \text{Treynor ratio other month} = 0$
$H_1: \text{Treynor ratio Jan} - \text{Treynor ratio other month} \neq 0$

Άρα, προκύπτει στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$ οι διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα

Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor τους μήνες **Απρίλιο και Δεκέμβριο**.

Επίσης, **προκύπτουν στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$** οι διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor τους μήνες **Ιούλιο, Οκτώβριο και Νοέμβριο**.

Τέλος, **δεν είναι στατιστικά σημαντικές** όλες οι υπόλοιπες διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor Sharpe σε κάθε ένα από τους υπόλοιπους μήνες.

Επίσης, προκειμένου να επιβεβαιώσουμε τη στατιστική σημαντικότητα των ανωτέρω αποτελεσμάτων τρέξαμε μια απλή γραμμική παλινδρόμηση (Classic Linear Regression-CLR) χωρίζοντας το χρονικό διάστημα των 20ετών σε δύο επιμέρους διαστήματα από 1/1/1993 έως 31/7/2007 που είναι το διάστημα πριν από το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης και στο διάστημα από 1/8/2008 έως 31/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης με τις τιμές και των δύο δεικτών αποτελεσματικότητας (Treynor και Sharpe) της μορφής :

$$S_t = a_i + b_i * D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$T_t = a_i + b_i * D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Όπου S_t και T_t = οι μηνιαίες τιμές των δεικτών Sharpe και Treynor αντίστοιχα για το μήνα t για διάστημα 20 ετών, D_{it} = η ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή $i=1$ όταν είναι Ιανουάριος και την τιμή $i=0$ όταν είναι οποιοσδήποτε άλλος μήνας για το σύνολο των 20 ετών, a_i = η μέση τιμή των τιμών των δεικτών αποτελεσματικότητας όλων των υπόλοιπων μηνών εκτός από τον Ιανουάριο, b_i = η διαφορά μεταξύ των τιμών του μηνός Ιανουαρίου και του μέσου όλων των υπόλοιπων μηνών.

Θέσαμε, λοιπόν, τις υποθέσεις :

H_0 : Ο συντελεστής $b_i=0$

H1 : Ο συντελεστής $b_i \neq 0$

Εάν ο συντελεστής b_i της ψευδομεταβλητής D_{it} είναι στατιστικά σημαντικός δηλαδή το p-value είναι μικρότερο από 0,05 και άρα απορρίπτεται η υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η υπόθεση H_1 ($b_i \neq 0$), τότε αποδεικνύεται ότι ο εκάστοτε δείκτης αποτελεσματικότητας έχει υψηλότερη τιμή κατά το μήνα Ιανουάριο (-υπεραποδίδει), άρα ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Αγγλία.

Με αυτόν τον τρόπο επαληθεύσαμε τα αποτελέσματα και τη στατιστική σημαντικότητα των τιμών των δεικτών αποτελεσματικότητας Treynor και Sharpe του Γενικού Δείκτη της Αγγλίας.

Τρέξαμε αυτές τις απλές γραμμικές παλινδρομήσεις με τις μηνιαίες τιμές των δεικτών αποτελεσματικότητας για τα 20 έτη που εξετάσαμε.

Τα αποτελέσματα φαίνονται στους επόμενους πίνακες των παλινδρομήσεων που τρέξαμε στο Eviews (version 7.0).

A.Sharpe ratio για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

**Null Hypothesis: SHARPE_RATIO_TILL2007 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend**

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13,3086	0.0000
Test critical values:	1% level	-4,011663	
	5% level	-3,435858	
	10% level	-3,141996	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe από 1/1/1993-31/7/2007 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 175

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.055717	0.013748	4.052.706	0.0001
DUMMY2007	-0.059776	0.046959	-1,272954	0.2047

R-squared	0.009280	Mean dependent var	0.050593
Adjusted R-squared	0.003553	S.D. dependent var	0.174211
S.E. of regression	0.173901	Akaike info criterion	-0.649295
Sum squared resid	5,231807	Schwarz criterion	-0.613126
Log likelihood	58,81332	Hannan-Quinn criter.	-0.634624
F-statistic	1,620412	Durbin-Watson stat	2,006903
Prob(F-statistic)	0.204742		

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων, καθώς το p-value του Q-statistics είναι ίσο με 0,919 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 ($\text{cov}(u_t, u_{t-1})=0$) και απορρίπτεται η H_1 .

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. .	. .	1	-0.008	-0.008	0.0104	0.919
. .	. .	2	0.043	0.043	0.3350	0.846
. .	. .	3	-0.018	-0.017	0.3909	0.942
. *	. *	4	0.089	0.087	1,8371	0.766
. .	. .	5	-0.031	-0.029	2,0093	0.848
. .	. .	6	0.011	0.003	2,0304	0.917
. .	. .	7	0.009	0.015	2,0468	0.957
. *	. *	8	0.154	0.146	6,4240	0.600
. *	. *	9	0.094	0.103	8,0809	0.526
. .	. .	10	0.050	0.041	8,5468	0.576
. .	. .	11	-0.025	-0.029	8,6603	0.653
. .	. .	12	0.069	0.045	9,5652	0.654

Τρέξαμε και το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test με μίας χρονικής υστέρησης αυτοσυσχέτιση και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(1) είναι ίσο με 0,9183 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Επομένως, δε χρειάζεται επανεκτίμηση του αρχικού μοντέλου.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.010341	Prob. F(1,172)	0.9191
Obs*R-squared	0.010520	Prob. Chi-Square(1)	0.9183

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chii-Square(1) είναι ίσο με 0,7316 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.116419	Prob. F(1,172)	0.7334
Obs*R-squared	0.117693	Prob. Chi-Square(1)	0.7316

Επομένως από τον αρχικό πίνακα της παλινδρόμησης που τρέξαμε προκύπτει ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός (Prob.(t-statistic)= 0,2047 > 0,10).

Άρα, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/1/1993 -31/7/2007 με δεδομένα τις τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe.

B.Sharpe ratio για το διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0001 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Null Hypothesis: SHARPE_RATIO_TILL_2012 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5,707338	0.0001
Test critical values:	1% level	-4,107947	
	5% level	-3,481595	
	10% level	-3,168695	

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe από 1/8/2007-31/12/2012 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL_2012

Method: Least Squares

Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.101697	0.029104	-3,494248	0.0009
DUMMY2012	-0.125787	0.104936	-1,198705	0.2351

R-squared	0.022299	Mean dependent var	-0.111373
Adjusted R-squared	0.006780	S.D. dependent var	0.226207
S.E. of regression	0.225439	Akaike info criterion	-0.111249
Sum squared resid	3,201829	Schwarz criterion	-0.044345
Log likelihood	5,615606	Hannan-Quinn criter.	-0.084851
F-statistic	1,436894	Durbin-Watson stat	1,017798
Prob(F-statistic)	0.235132		

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial

Correlation υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων μιας ή δύο χρονικών υστερήσεων, καθώς το p-value του Q-statistics είναι ίσο με 0,000 και 0,000 αντίστοιχα που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 ($\text{cov}(u_t, u_{t-1})=0$) και γίνεται δεκτή η H_1 .

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. ****	. ****	1	0.484	0.484	15.945	0.000
. ***	. *	2	0.394	0.209	26.689	0.000
. ***	. *	3	0.393	0.193	37.546	0.000
. ***	. **	4	0.450	0.239	51.993	0.000
. **	. .	5	0.304	-0.044	58.692	0.000
. **	. .	6	0.260	-0.007	63.692	0.000
. **	. *	7	0.320	0.113	71.378	0.000
. **	. .	8	0.267	-0.018	76.844	0.000
. *	. .	9	0.212	-0.004	80.341	0.000
. *	. *	10	0.146	-0.070	82.037	0.000
. .	. *	11	0.057	-0.184	82.298	0.000
. *	. .	12	0.079	0.009	82.810	0.000
. .	. *	13	-0.014	-0.120	82.826	0.000
. .	. .	14	-0.043	-0.063	82.984	0.000
. .	. .	15	-0.051	0.015	83.215	0.000
. .	. .	16	-0.013	0.031	83.229	0.000
. *	. *	17	-0.106	-0.067	84.247	0.000
. *	. .	18	-0.142	-0.024	86.110	0.000
. *	. .	19	-0.100	0.028	87.059	0.000
. *	. *	20	-0.196	-0.132	90.771	0.000

Τρέξαμε και το **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test** με δύο χρονικές υστερήσεις μεταβλητές των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(2) είναι ίσο με 0,0002 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, χρειάζεται να επανεκτιμήσουμε το αρχικό μας μοντέλο.

Παρατηρούμε, όμως, ότι ο συντελεστής των καταλοίπων των δύο χρονικών υστερήσεων δεν είναι στατιστικά σημαντικός, άρα καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι χρειάζεται να μετατρέψουμε το αρχικό μας μοντέλο σε **αυτοπαλίνδρομο 1^{ης} τάξης AR(1)**.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	11,22996	Prob. F(2,61)	0.0001
Obs*R-squared	17,49217	Prob. Chi-Square(2)	0.0002

Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002501	0.025313	0.098790	0.9216
DUMMY2012	-0.020316	0.092803	-0.218916	0.8274
RESID(-1)	0.387474	0.126923	3,052817	0.0034
RESID(-2)	0.206839	0.126943	1,629383	0.1084

R-squared	0.269110	Mean dependent var	-5.94E-17
Adjusted R-squared	0.233165	S.D. dependent var	0.223671
S.E. of regression	0.195866	Akaike info criterion	-0.363204
Sum squared resid	2,340184	Schwarz criterion	-0.229395
Log likelihood	15,80412	Hannan-Quinn criter.	-0.310408
F-statistic	7,486643	Durbin-Watson stat	2,062694
Prob(F-statistic)	0.000240		

Μετά την επανεκτίμηση του αρχικού μας μοντέλου ξανατρέξαμε το **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test** προκειμένου να ελέγξουμε εάν διορθώθηκε η αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.

Τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον επόμενο πίνακα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2,113288	Prob. F(1,60)	0.1512
Obs*R-squared	2,177480	Prob. Chi-Square(1)	0.1400

Από τον παραπάνω πίνακα προκύπτει ότι το Prob. Chi-Square (1) είναι ίσο με 0,14 που σημαίνει ότι είναι μεγαλύτερο από το 0,10, επομένως γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει πλέον αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

Ξανατρέξαμε τη νέα συνάρτηση παλινδρόμησης, τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον επόμενο πίνακα :

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL_2012
Method: Least Squares
Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.040769	0.029178	-1,397246	0.1674
DUMMY2012	-0.176916	0.093488	-1,892382	0.0632*
SHARPE_RATIO_TILL_2012(-1)	0.477995	0.110995	4,306455	0.0001***

R-squared	0.251385	Mean dependent var	-0.108342
Adjusted R-squared	0.226840	S.D. dependent var	0.226661
S.E. of regression	0.199302	Akaike info criterion	-0.342249
Sum squared resid	2,423000	Schwarz criterion	-0.241052
Log likelihood	13,95198	Hannan-Quinn criter.	-0.302383
F-statistic	10,24190	Durbin-Watson stat	2,178249
Prob(F-statistic)	0.000146		

*Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

***Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Παρατηρούμε ότι ο συντελεστής της μιας χρονικής υστέρησης μεταβλητής των τιμών του δείκτη Sharpe είναι στατιστικά σημαντικός ($p\text{-value}=0,0001 < 0,10$) σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$ και το R-squared ή καλύτερα το adjusted R-squared είναι ίσο με 25,14% ή 22,68% αντίστοιχα ,επομένως διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο είναι καλά ορισμένο.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,4306 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.607552	Prob. F(1,61)	0.4387
Obs*R-squared	0.621284	Prob. Chi-Square(1)	0.4306

Επομένως, όπως φαίνεται στον πίνακα της παλινδρόμησης το Probability(t-statistic) του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου είναι ίσο με 0,0632 που είναι μικρότερο από 0,10 και άρα απορρίπτεται η υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Εφόσον γίνεται δεκτή η H_1 σημαίνει ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής, που παίρνει την τιμή 1 για τον Ιανουάριο και την τιμή 0 για οποιοδήποτε άλλο μήνα, είναι

στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$ (coefficient of dummy $\neq 0$).

Επομένως, είναι στατιστικά σημαντική η αρνητική απόδοση του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe για το διάστημα από 1/8/2007 έως 31/12/2012, καθώς οι τιμές που παίρνει ο δείκτης στο εξεταζόμενο διάστημα είναι αρνητικές. Δεν υπάρχει πρόσθετη απόδοση (excess return) σε σχέση με το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (Treasury bills της Αγγλίας).

Συμπέρασμα

Άρα, δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου με δεδομένα τις τιμές του Sharpe Performance measure για το χρονικό διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007, ενώ προκύπτει στατιστικά σημαντική η αρνητική απόδοση του δείκτη Sharpe κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$ για το διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012.

Γ. Treynor ratio για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

**Null Hypothesis: TREYNOR_RATIO_TILL2007 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend**

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12,00024	0.0000
Test critical values:	1% level	-4,011663	
	5% level	-3,435858	
	10% level	-3,141996	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe από 1/1/1993-31/7/2007 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

**Dependent Variable: TREYNOR_RATIO_TILL2007
Method: Least Squares**

Included observations: 175

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004312	0.000148	-29,10566	0.0000
DUMMY2007	-0.000584	0.000506	-1,154843	0.2497

R-squared	0.007650	Mean dependent var	-0.004362
Adjusted R-squared	0.001914	S.D. dependent var	0.001876
S.E. of regression	0.001874	Akaike info criterion	-9,710082
Sum squared resid	0.000608	Schwarz criterion	-9,673913
Log likelihood	851,6322	Hannan-Quinn criter.	-9,695411
F-statistic	1,333663	Durbin-Watson stat	1,701125
Prob(F-statistic)	0.249747		

Κατόπιν, προβήκαμε σε διόρθωση τη συνάρτησης παλινδρόμησης με το Newey-West test προκειμένου να εξουδετερώσουμε τυχόν αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων και ετεροσκεδαστικότητα που μπορεί να υπάρχει.

Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Dependent Variable: TREYNOR_RATIO_TILL2007

Method: Least Squares

Included observations: 175

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004312	0.000186	-23,19058	0.0000***
DUMMY2007	-0.000584	0.000520	-1,123950	0.2626

R-squared	0.007650	Mean dependent var	-0.004362
Adjusted R-squared	0.001914	S.D. dependent var	0.001876
S.E. of regression	0.001874	Akaike info criterion	-9,710082
Sum squared resid	0.000608	Schwarz criterion	-9,673913

Log likelihood	851,6322	Hannan-Quinn criter.	-9,695411
F-statistic	1,333663	Durbin-Watson stat	1,701125
Prob(F- statistic)	0.249747		

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Όπως φαίνεται στον παραπάνω πίνακα το p-value του t-statistic της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου είναι ίσο με 0,2626 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Επίσης, το Probability(F-statistic) = 0,249747 > 0,10 για το σύνολο των συντελεστών, άρα γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Άρα, δεν είναι στατιστικά σημαντικός ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου (coefficient of dummy = 0).

Επομένως, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007 με δεδομένα τις τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor.

Δ. Treynor ratio για το διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0003 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

**Null Hypothesis: TREYNOR_RATIO_TILL2012 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend**

Augmented Dickey-Fuller test statistic		t-Statistic	Prob.*
		-5,220432	0.0003
Test critical values:	1% level	-4,107947	
	5% level	-3,481595	
	10% level	-3,168695	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor από 1/8/2007-31/12/2012 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

**Dependent Variable: TREYNOR_RATIO_TILL2012
Method: Least Squares
Included observations: 65**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-0.001727	0.000418	-4,129583	0.0001
DUMMY2012	-0.001737	0.001508	-1,151907	0.2537

R-squared	0.020627	Mean dependent var	-0.001861
Adjusted R-squared	0.005082	S.D. dependent var	0.003248
S.E. of regression	0.003239	Akaike info criterion	-8,596560
Sum squared resid	0.000661	Schwarz criterion	-8,529655
Log likelihood	281,3882	Hannan-Quinn criter.	-8,570162
F-statistic	1,326891	Durbin-Watson stat	0.813959
Prob(F-statistic)	0.253712		

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial Correlation υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων μιας χρονικής υστέρησης, καθώς το p-value του Q-statistics είναι ίσο με 0,000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 ($cov(u_t, u_{t-1})=0$) και γίνεται δεκτή η H_1 .

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. ****	. ****	1	0.579	0.579	22.825	0.000
. ***	. *	2	0.422	0.131	35.152	0.000
. ****	. **	3	0.504	0.330	52.982	0.000
. ****	. **	4	0.560	0.261	75.349	0.000
. ***	. *	5	0.357	-0.145	84.622	0.000
. **	. *	6	0.245	-0.109	89.039	0.000
. **	. .	7	0.271	-0.040	94.561	0.000
. **	. *	8	0.310	0.075	101.89	0.000
. *	. .	9	0.206	0.007	105.18	0.000
. *	. .	10	0.136	-0.003	106.65	0.000
. *	. *	11	0.114	-0.082	107.70	0.000
. *	. .	12	0.110	-0.060	108.69	0.000
. .	. .	13	0.042	-0.060	108.84	0.000
. .	. .	14	-0.014	-0.033	108.85	0.000
. .	. *	15	0.022	0.092	108.90	0.000
. .	. *	16	-0.050	-0.118	109.12	0.000

. .	. .	17	-0.124	-0.093	110.52	0.000
. .	. .	18	-0.104	0.001	111.52	0.000
. .	. .	19	-0.048	0.073	111.73	0.000
. .	. .	20	-0.120	-0.013	113.13	0.000

Τρέξαμε και το **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test** με μίας χρονικής υστέρησης μεταβλητή των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(1) είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, χρειάζεται επανεκτίμηση του αρχικού μοντέλου.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	32,08915	Prob. F(1,62)	0.0000
Obs*R-squared	22,16828	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Προσθέτουμε μια μεταβλητή μίας χρονικής υστέρησης της μεταβλητής των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor και ξανατρέχουμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.655146	Prob. F(1,60)	0.4215
Obs*R-squared	0.691275	Prob. Chi-Square(1)	0.4057

Όπως φαίνεται στον παραπάνω πίνακα το Prob.Chi.Square(1) είναι ίσο με 0,4057 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Επομένως, διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.

Ξανατρέξαμε την νέα συνάρτηση παλινδρόμησης μετά την επανεκτίμηση και όπως φαίνεται στον παρακάτω πίνακα ο συντελεστής της μεταβλητής της μίας χρονικής υστέρησης είναι στατιστικά σημαντικός (Prob.-t-statistic =0,0000).

Dependent Variable: TREYNOR_RATIO_TILL2012
Method: Least Squares

Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000507	0.000399	-1,271496	0.2084
DUMMY2012	-0.002589	0.001235	-2,095846	0.0403
TREYNOR_RATIO_TILL2012(-1)	0.577927	0.102299	5,649369	0.0000

R-squared	0.358409	Mean dependent var	-0.001801
Adjusted R-squared	0.337374	S.D. dependent var	0.003237
S.E. of regression	0.002635	Akaike info criterion	-8,994139
Sum squared resid	0.000424	Schwarz criterion	-8,892941
Log likelihood	290,8124	Hannan-Quinn criter.	-8,954272
F-statistic	17,03810	Durbin-Watson stat	2,124842
Prob(F-statistic)	0.000001		

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,7281 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.117262	Prob. F(1,61)	0.7332
Obs*R-squared	0.120874	Prob. Chi-Square(1)	0.7281

Επομένως, όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$, αφού το Probability του t-statistic είναι ίσο με $0,0403 < 0,05$ που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 (Ο συντελεστής $b_i=0$) και γίνεται δεκτή η H_1 .

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000507	0.000399	-	0.2084
DUMMY2012	-0.002589	0.001235	-	0.0403**
TREYNOR_RATIO_TILL2012(-1)	0.577927	0.102299	5,649369	0.0000***

** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

***Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Επομένως, φαίνεται να είναι στατιστικά σημαντική η αρνητική απόδοση του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor για το διάστημα από 1/8/2007 έως 31/12/2012, καθώς οι τιμές που παίρνει ο δείκτης στο εξεταζόμενο διάστημα είναι αρνητικές. Δεν υπάρχει πρόσθετη απόδοση (excess return) σε σχέση με το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (Treasury bills της Αγγλίας).

Συμπέρασμα

Άρα, , δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007 με δεδομένα τις τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor, αλλά είναι στατιστικά σημαντική η αρνητική απόδοση του Treynor Performance measure κατά το μήνα Ιανουάριο για το διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012 σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΜΗΝΑΣ/ΕΤΟΣ	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	ΜΕΣΟΣ ΟΡΟΣ
M01	0,00011	-0,00478	0,00052	-0,00044	-0,00432	-0,00088	0,00037	0,00113	-0,00012	-0,00407	-0,00301	-0,00202	-0,00030	0,00088	-0,00063
M02	0,00231	-0,00027	-0,00311	-0,00062	0,00122	0,00114	0,00118	0,00027	-0,00026	0,00004	-0,00401	0,00158	0,00111	0,00157	0,00019
M03	0,00084	0,00210	-0,00224	0,00157	-0,00055	-0,00104	-0,00065	0,00128	0,00100	-0,00150	0,00113	0,00256	-0,00062	-0,00081	0,00014
M04	0,00182	-0,00165	0,00274	-0,00093	0,00377	0,00107	-0,00091	0,00049	0,00105	0,00297	0,00354	-0,00102	0,00128	-0,00025	0,00087
M05	-0,00243	0,00022	-0,00126	-0,00068	0,00139	-0,00063	0,00151	-0,00222	0,00115	-0,00025	0,00192	-0,00324	-0,00060	-0,00328	-0,00041
M06	0,00067	-0,00034	-0,00128	-0,00440	-0,00020	0,00034	0,00135	0,00086	-0,00010	-0,00349	-0,00177	-0,00244	-0,00034	0,00219	-0,00049
M07	-0,00063	0,00040	-0,00092	-0,00401	0,00134	-0,00052	0,00155	0,00077	-0,00174	-0,00169	0,00353	0,00305	-0,00106	0,00052	0,00042
M08	0,00011	0,00205	-0,00147	-0,00020	0,00005	0,00047	0,00012	-0,00016	-0,00039	0,00194	0,00301	-0,00028	-0,00327	0,00058	0,00019
M09	-0,00160	-0,00278	-0,00431	-0,00607	-0,00077	0,00112	0,00153	0,00044	0,00128	-0,00634	0,00204	0,00273	-0,00230	0,00027	-0,00076
M10	0,00175	0,00103	0,00119	0,00356	0,00204	0,00055	-0,00142	0,00127	0,00168	-0,00493	-0,00080	0,00107	0,00371	0,00031	0,00073
M11	0,00242	-0,00214	0,00145	0,00151	0,00064	0,00077	0,00090	-0,00060	-0,00200	-0,00103	0,00136	-0,00119	-0,00032	0,00066	0,00036
M12	0,00214	0,00062	0,00013	-0,00257	0,00132	0,00102	0,00161	0,00134	0,00018	0,00146	0,00182	0,00283	0,00055	0,00028	0,00102

Β' μεθοδολογία για το διάστημα 1/1/1993-31/7/2007

Αρχικά, ορίσαμε τη συνάρτηση παλινδρόμησης που θέλουμε να τρέξουμε.

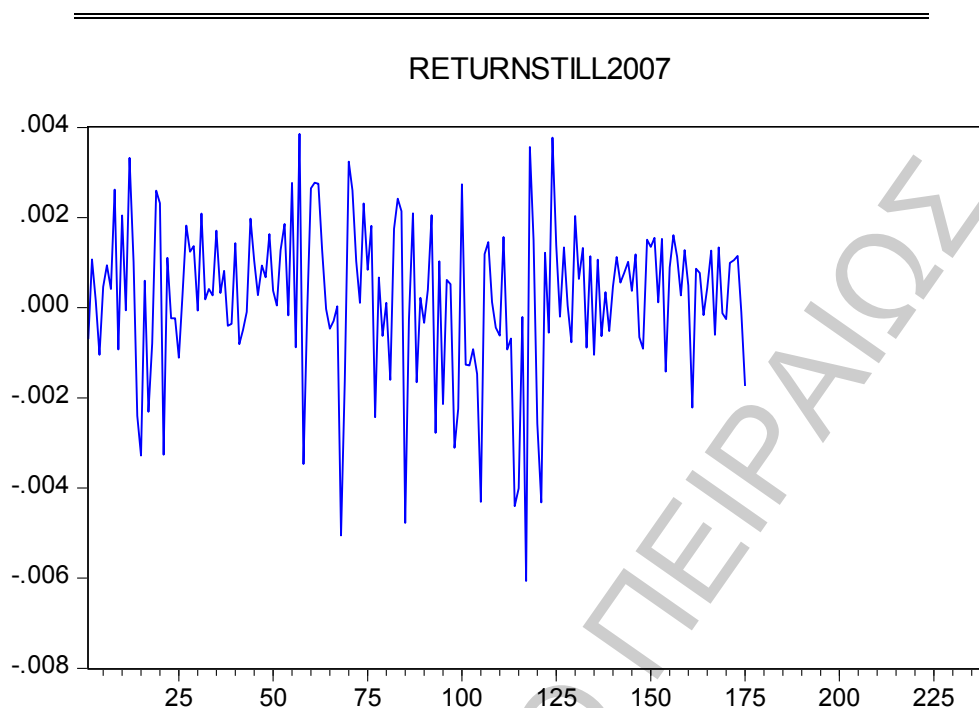
$$R_i = \beta_1 * D_{JANt} + \beta_2 * D_{FEBRt} + \beta_3 * D_{MARCHt} + \beta_4 * D_{APRILt} + \beta_5 * D_{MAYt} + \beta_6 * D_{JUNEt} + \beta_7 * D_{JULYt} + \beta_8 * D_{AUGUSTt} + \beta_9 * D_{SEPTEMBERt} + \beta_{10} * D_{OCTOBERt} + \beta_{11} * D_{NOVEMBERt} + \beta_{12} * D_{DECEMBERt} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Την τρέξαμε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Dependent Variable: RETURNSTILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 175

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	-0,000266	0,000442	-0,601294	0,5485
FEBRUARY	0,000238	0,000442	0,537349	0,5918
MARCH	0,000131	0,000442	0,296168	0,7675
APRIL	0,000728	0,000442	1,645845	0,1017
MAY	-0,00019	0,000442	-0,428763	0,6687
JUNE	-0,000265	0,000442	-0,599982	0,5494
JULY	0,000269	0,000442	0,609589	0,543
AUGUST	0,000151	0,000458	0,330369	0,7415
SEPTEMBER	-0,000924	0,000458	-2,019712	0,0451
OCTOBER	0,000961	0,000458	2,099951	0,0373
NOVEMBER	0,000699	0,000458	1,526914	0,1287
DECEMBER	0,000955	0,000458	2,087619	0,0384

R-squared	0,095444	Mean dependent var	0,000203
Adjusted R-squared	0,0344	S,D, dependent var	0,001742
S,E, of regression	0,001712	Akaike info criterion	-9,836157
Sum squared resid	0,000478	Schwarz criterion	-9,619143
Log likelihood	8,726637	Hannan-Quinn criter,	-9,748130
Durbin-Watson stat	1,944053		



Πρώτες παρατηρήσεις

Φαίνεται ότι οι παρατηρήσεις κινούνται γύρω από ένα σταθερό μέσο ($E(Y_t) = \text{constant}$). Εμφανίζεται μια μικρή εξάρτηση μεταξύ των παρατηρήσεων ανά διαστήματα, δηλαδή δεν εμφανίζονται πολλοί κύκλοι ανά διαστήματα. Επομένως, η διακύμανση φαίνεται να είναι σταθερή ανά διαστήματα (clusters). Ενδείξεις για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας.

Ελέγξαμε την ύπαρξη ακραίων τιμών (outliers), δηλαδή τιμών που να βρίσκονται εκτός του διαστήματος $(\mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma)$. Δεν υπήρξαν ακραίες τιμές, αλλά στην περίπτωση που υπήρχαν, θα λαμβάναμε ως τιμή το μέσο όρο των τιμών των 3 προηγούμενων μηνών.

Έλεγχοι που διενεργήσαμε

1. Έλεγχος για στασιμότητα των παρατηρήσεων

Κάναμε το unit root test προκειμένου να ελέγξουμε εάν οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Στάσιμες παρατηρήσεις σημαίνει :

-Στασιμότητα πρώτης τάξης (First order Stationarity)

$E(R_t) = \mu$ είναι σταθερός

-Στασιμότητα δεύτερης τάξης (Second Order Stationarity)

$E(R_t) = \mu$ είναι σταθερός

$\text{Var}(R_t) = \sigma^2$ είναι σταθερή

$\text{Cov}(R_t, R_{t+s}) = f(s)$ είναι μια συνάρτηση απόστασης s.

Οι υποθέσεις του unit root test είναι οι ακόλουθες:

H_0 : Υπάρχει τουλάχιστον ένα unit root –αγορά αποτελεσματική, ακολουθεί τον τυχαίο περίπατο (random walk).

H_1 : Δεν υπάρχει Unit root. Άρα, η αγορά δεν είναι αποτελεσματική και υπάρχουν ενδείξεις για την ύπαρξη ημερολογιακού φαινομένου.

Στην περίπτωση που γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 , πρέπει προκειμένου να εξουδετερώσουμε το Unit root και οι τιμές μας να γίνουν στάσιμες, να πάρουμε τις πρώτες διαφορές.

Δηλαδή $d\text{returnstill2007} = d(\log_returns_till2007)$.

**Null Hypothesis: RETURNSTILL2007 has a unit root
Exogenous: Constant**

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1,297410	0,0000
Test critical values:	1% level	-3,468072
	5% level	-2,878015
	10% level	-2,575632

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RETURNSTILL2007)
Method: Least Squares**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RETURNSTILL2007(-1)	-0,992036	0,076463	-1,297410	0,0000
C	0,000206	0,000134	1,540819	0,1252

R-squared	0,494604	Mean dependent var	0,00000599
Adjusted R-squared	0,491666	S.D. dependent var	0,002456
S.E. of regression	0,001751	Akaike info criterion	-9,845868
Sum squared resid	0,000527	Schwarz criterion	-9,809557
Log likelihood	858,5905	Hannan-Quinn criter.	-9,831138
F-statistic	1,683274	Durbin-Watson stat	1,988275
Prob(F-statistic)	0,000000		

Όπως φαίνεται παραπάνω το Probability του Augmented Dickey-Fuller test=0,00, άρα απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Άρα, δεν υπάρχει Unit root, επομένως οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

2. Έλεγχος για γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων ($\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$)

Τρέξαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων.

$H_0: \text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$ - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

$H_1: \text{cov}(u_t, u_{t-j})\neq 0$ - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση

Όπως φαίνεται παρακάτω το Probability Chi-Square(1) =0,7541 > 0,05, άρα γίνεται δεκτή η H_0 - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και απορρίπτεται η H_1 - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση . Επομένως, δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση την οποία να πρέπει να διορθώσουμε.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0,090851	Prob. F(1,162)	0,7635
Obs*R-squared	0,098087	Prob. Chi-Square(1)	0,7541

Δε χρειάζεται να επαναπροσδιορίσουμε τη συνάρτηση παλινδρόμησης και να προσθέτουμε μια μεταβλητή μηνιαίων αποδόσεων με χρονική υστέρηση και να ξανατρέχουμε το μοντέλο με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων(OLS).

3. Έλεγχος για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας

Τρέξαμε το ARCH LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, δηλαδή ότι

$$\widehat{u}_t^2 = \rho_0 + \sum_{i=1}^k \rho_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^k \rho_{k+j} X_{j,t}^2 + \varepsilon_t \quad (4)$$

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0$ (Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα)

$H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0$ (Δεν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα- έχουμε ετεροσκεδαστικότητα)

Όπως φαίνεται στο Output του ARCH LM test το Probability Chi-Square = 0,0585 > 0,05 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η υπόθεση H_1 , άρα υπάρχει ομοσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	3,611134	Prob. F(1,172)	0,0591
Obs*R-squared	3,578004	Prob. Chi-Square(1)	0,0585

Επομένως, δε χρειάζεται να κάνουμε χρήση μοντέλων GARCH προκειμένου να διορθώσουμε την ετεροσκεδαστικότητα, καθώς το μοντέλο μας είναι ομοσκεδαστικό.

Επομένως, ελέγχοντας το Probability(t-statistic) της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου, στο αρχικό output της παλινδρόμησης που τρέξαμε, προκύπτει ότι ο συντελεστής της δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Το Probability(t-statistic) είναι ίσο με 0,5485 > 0,05 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 και απορρίπτεται η υπόθεση H_1 . Επομένως, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής JANUARY είναι ίσος με το μηδέν. Συμπεραίνουμε, λοιπόν, ότι δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Αγγλία για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007.

Dependent Variable: RETURNSTILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 175 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	-0,000266	0,000442	-0,601294	0,5485
FEBRUARY	0,000238	0,000442	0,537349	0,5918
MARCH	0,000131	0,000442	0,296168	0,7675
APRIL	0,000728	0,000442	1,645845	0,1017
MAY	-0,00019	0,000442	-0,428763	0,6687
JUNE	-0,000265	0,000442	-0,599982	0,5494
JULY	0,000269	0,000442	0,609589	0,543
AUGUST	0,000151	0,000458	0,330369	0,7415
SEPTEMBER	-0,000924	0,000458	-2,019712	0,0451**
OCTOBER	0,000961	0,000458	2,099951	0,0373**
NOVEMBER	0,000699	0,000458	1,526914	0,1287
DECEMBER	0,000955	0,000458	2,087619	0,0384**
R-squared	0,095444	Mean dependent var		0,000203
Adjusted R-squared	0,034400	S.D. dependent var		0,001742
S.E. of regression	0,001712	Akaike info criterion		-9,836157
Sum squared resid	0,000478	Schwarz criterion		-9,619143
Log likelihood	872,6637	Hannan-Quinn criter.		-9,748130
Durbin-Watson stat	1,944053			

** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

Επιπρόσθετα, τρέχουμε και το Wald test προκειμένου να επιβεβαιώσουμε το παραπάνω συμπέρασμα. Θέσαμε τις εξής υποθέσεις :

$H_0: c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12)=0$

$H_1: c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12) \neq 0$

Wald Test:
Equation: RETURNSTILL2007

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1,637503	(12, 163)	0,0858
Chi-square	19,65003	12	0,0740

Null Hypothesis:

$C(1)=C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=C(6)=C(7)=C(8)=C(9)=C(10)=C(11)=C(12)=0$

Όπως φαίνεται από το παραπάνω output του Wald test το Probability Chi-square είναι ίσο με 0,0740 > 0,05 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . **Άρα, όλοι οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.**

Συμπέρασμα

Επομένως, **δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Αγγλία για το διάστημα 1/1/1993-31/7/2007** πριν από το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης.

Β' μεθοδολογία για το διάστημα 1/8/2007- 31/12/2012

Αρχικά, ορίσαμε τη συνάρτηση παλινδρόμησης που θέλουμε να τρέξουμε.

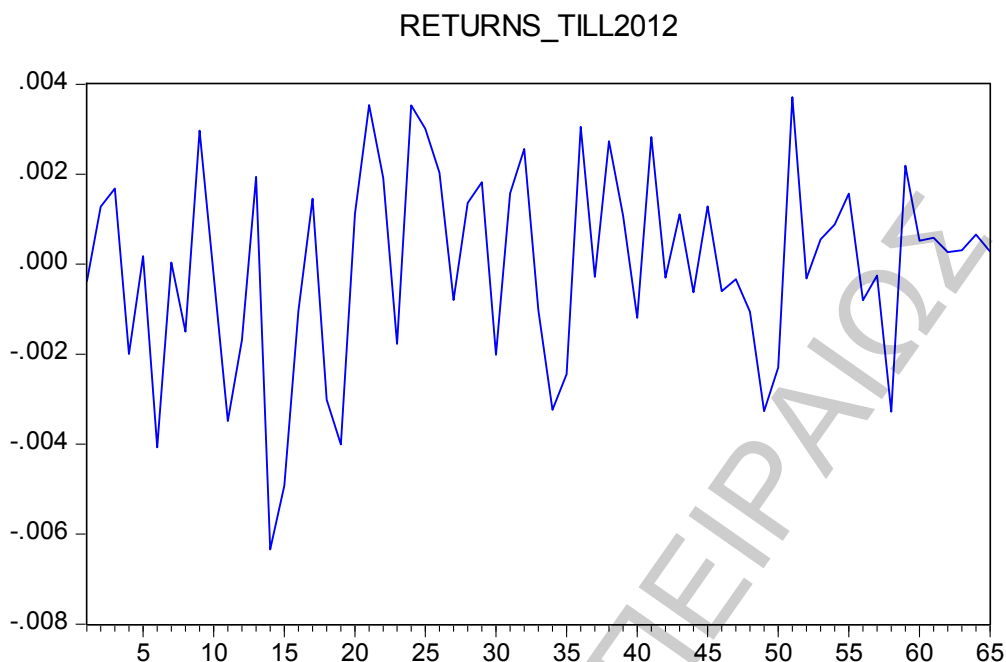
$$R_i = \beta_1 * D_{JANt} + \beta_2 * D_{FEBt} + \beta_3 * D_{MARCHt} + \beta_4 * D_{APRILt} + \beta_5 * D_{MAYt} + \beta_6 * D_{JUNEt} + \beta_7 * D_{JULYt} + \beta_8 * D_{AUGUSTt} + \beta_9 * D_{SEPTEMBERt} + \beta_{10} * D_{OCTOBERt} + \beta_{11} * D_{NOVEMBERt} + \beta_{12} * D_{DECEMBERt} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Την τρέξαμε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Παρακάτω φαίνεται το output της παλινδρόμησης.

Dependent Variable: RETURNS_TILL2012
Method: Least Squares
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	-0,001704	0,000996	-1.709758	0.0932
FEBRUARY	5,51E-05	0,000996	0.055279	0.9561
MARCH	0,000153	0,000996	0.153152	0.8789
APRIL	0,001302	0,000996	1.306907	0.1969
MAY	-0,001091	0,000996	-1.094944	0.2785
JUNE	-0,001170	0,000996	-1.174229	0.2456
JULY	0,000871	0,000996	0.873948	0.3861
AUGUST	0,000265	0,000910	0.291342	0.7719
SEPTEMBER	-0,000388	0,000910	-0.426569	0.6714
OCTOBER	0,000175	0,000908	0.192213	0.8483
NOVEMBER	-0,000421	0,000908	-0.462483	0.6456
DECEMBER	0,001186	0,000908	1.303763	0.1979

R-squared	0.161240	Mean dependent var	-4.64E-05
Adjusted R-squared	-0.012842	S.D. dependent var	0.002214
S.E. of regression	0.002228	Akaike info criterion	-9.210277
Sum squared resid	0.000263	Schwarz criterion	-8.808852
Log likelihood	311.3340	Hannan-Quinn criter.	-9.051889
Durbin-Watson stat	1.630775		



Πρώτες παρατηρήσεις

Φαίνεται ότι οι παρατηρήσεις κινούνται γύρω από ένα σταθερό μέσο ($E(Y_t) = \text{constant}$). Εμφανίζεται μια μικρή εξάρτηση μεταξύ των παρατηρήσεων ανά διαστήματα. Εμφανίζονται κύκλοι ανά διαστήματα. Επομένως, η διακύμανση φαίνεται να μην είναι σταθερή ανά διαστήματα (clusters). Ενδείξεις για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας.

Ελέγξαμε την ύπαρξη ακραίων τιμών (outliers), δηλαδή τιμών που να βρίσκονται εκτός του διαστήματος ($\mu - 3\sigma$, $\mu + 3\sigma$). Δεν υπήρξαν ακραίες τιμές, αλλά στην περίπτωση που υπήρχαν, θα λαμβάναμε ως τιμή το μέσο όρο των τιμών των 3 προηγούμενων μηνών.

Έλεγχοι που διενεργήσαμε

1. Έλεγχος για στασιμότητα των παρατηρήσεων

Κάναμε το unit root test προκειμένου να ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες. Στάσιμες παρατηρήσεις σημαίνει :

-Στασιμότητα πρώτης τάξης (First order Stationarity)

$$E(R_t) = \mu \text{ είναι σταθερός}$$

-Στασιμότητα δεύτερης τάξης (Second Order Stationarity)

$$E(R_t) = \mu \text{ είναι σταθερός}$$

$$\text{Var}(R_t) = \sigma^2 \text{ είναι σταθερή}$$

$$\text{Cov}(R_t, R_{t+s}) = f(s) \text{ είναι μια συνάρτηση απόστασης } s.$$

Οι υποθέσεις που ελέγξαμε είναι οι επόμενες :

H_0 : Υπάρχει τουλάχιστον ένα unit root –αγορά αποτελεσματική, ακολουθεί τον τυχαίο περίπατο (random walk).

H_1 : Δεν υπάρχει Unit root. Άρα, η αγορά δεν είναι αποτελεσματική και υπάρχουν ενδείξεις για την ύπαρξη ημερολογιακού φαινομένου.

Στην περίπτωση που γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 , πρέπει προκειμένου να εξουδετερώσουμε το Unit root και οι τιμές μας να γίνουν στάσιμες, παίρνουμε τις πρώτες διαφορές.

Δηλαδή $d\text{returns_till2012} = d(\text{returns_till2012})$.

Null Hypothesis: RETURNS_TILL2012 has a unit root
Exogenous: Constant

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.269598	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.107947
	5% level		-3.481595
	10% level		-3.168695

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Όπως φαίνεται παραπάνω το Probability του Augmented Dickey-Fuller test=0,0000, άρα απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Άρα, δεν υπάρχει Unit root, επομένως οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

2. Έλεγχος για γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων ($\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$)

Τρέξαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων.

H_0 : $\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$ - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

H_1 : $\text{cov}(u_t, u_{t-j})\neq 0$ - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση

Όπως φαίνεται παρακάτω το Probability Chi-Square(1) =0,1410 > 0,10, άρα γίνεται δεκτή η H_0 - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και απορρίπτεται η H_1 - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Επομένως, δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.793062	Prob. F(1,52)	0.1864
Obs*R-squared	2.166618	Prob. Chi-Square(1)	0.1410

Ελέγχουμε και το Correlogram Q-statistics προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν χρειάζεται να επαναπροσδιορίσουμε το μοντέλο της παλινδρόμησής μας.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. * .	. * .	1	0.182	0.182	2.2596	0.133
* .	* .	2	-0.084	-0.122	2.7506	0.253
. .	. * .	3	0.070	0.115	3.0955	0.377

. **	. **	4	0.262	0.228	8.0080	0.091
. .	. * .	5	-0.024	-0.115	8.0489	0.154
. * .	. * .	6	-0.161	-0.102	9.9573	0.126
. .	. .	7	-0.024	-0.015	9.9994	0.189
. *	. .	8	0.098	0.034	10.740	0.217
. * .	. * .	9	-0.087	-0.080	11.330	0.254
. * .	. .	10	-0.109	-0.003	12.267	0.268
. * .	. * .	11	-0.112	-0.131	13.278	0.276
. * .	. * .	12	-0.102	-0.125	14.132	0.292
. .	. .	13	-0.022	0.065	14.172	0.362
. .	. .	14	-0.046	-0.027	14.350	0.424
. *	. **	15	0.129	0.217	15.804	0.395
. .	. .	16	0.036	-0.014	15.921	0.459
. * .	. * .	17	-0.126	-0.180	17.350	0.431
. .	. .	18	-0.037	-0.017	17.475	0.491
. *	. .	19	0.084	0.010	18.145	0.513
. * .	. * .	20	-0.077	-0.101	18.725	0.540

Φαίνεται να υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης AR(1) από την μερική αυτοσυσχέτιση (partial correlation), αλλά το Probability του Q-statistics = 0,133 που είναι μεγαλύτερο από το 0,10, γεγονός που σημαίνει ότι δεν είναι στατιστικά σημαντική η αυτοσυσχέτιση.

Επομένως, δε χρειάζεται να επαναπροσδιορίσουμε το μοντέλο μας μετατρέποντάς το σε αυτοπαλίνδρομο. Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

3. Έλεγχος για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας

Τρέξαμε το ARCH LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, δηλαδή ότι

$$\widehat{u}_t^2 = \rho_0 + \sum_{i=1}^k \rho_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^k \rho_{k+j} X_{j,t}^2 + \varepsilon_t \quad (6)$$

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0$ (Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα)

$H_1 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0$ (Δεν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα- έχουμε ετεροσκεδαστικότητα)

Όπως φαίνεται στον παρακάτω πίνακα με τα αποτελέσματα του ARCH LM test to Probability Chi-Square = 0,0417 < 0,05 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η υπόθεση H_1 , άρα υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Επομένως, χρειάζεται να διορθώσουμε την ετεροσκεδαστικότητα με τη μέθοδο ARCH κάνοντας χρήση ενός μοντέλου GARCH.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	4.297415	Prob. F(1,62)	0.0423
Obs*R-squared	4.148496	Prob. Chi-Square(1)	0.0417

Επομένως, ξανατρέχουμε το αρχικό μας μοντέλο με τη μέθοδο ARCH LM test και διορθώνουμε την ετεροσκεδαστικότητα κάνοντας χρήση ενός μοντέλου GARCH (0,1), δηλαδή προκειμένου να διατηρήσουμε τη διακύμανση σταθερή προσθέτουμε στη συνάρτηση της διακύμανσης μίας χρονικής υστέρησης μεταβλητή καταλοίπων. Παίρνοντας αυτό το μοντέλο GARCH καταφέρνουμε να προκύπτει στατιστικά σημαντικός ο συντελεστής της μίας χρονικής υστέρησης μεταβλητής καταλοίπων σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha= 10\%$.

Δεν κάναμε χρήση μοντέλο GARCH (1,1) καθώς ο συντελεστής της μίας χρονικής υστέρησης μεταβλητής διακύμανσης δεν προέκυπτε στατιστικά σημαντικός.

Dependent Variable: RETURNS_TILL2012
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Included observations: 65
Convergence achieved after 40 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(13) + C(14)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
JANUARY	-0.001256	0.000466	-2.695406	0.0070***
FEBRUARY	0.000292	0.000767	0.380557	0.7035
MARCH	-0.000377	0.000824	-0.457423	0.6474
APRIL	0.001345	0.000676	1.989603	0.0466**
MAY	-0.001095	0.000942	-1.161972	0.2452
JUNE	-0.001175	0.000784	-1.500127	0.1336
JULY	0.001324	0.000613	2.158216	0.0309**
AUGUST	-0.000646	0.000621	-1.040635	0.2980
SEPTEMBER	0.000962	0.000683	1.407858	0.1592
OCTOBER	0.000864	0.000943	0.916152	0.3596
NOVEMBER	-0.000575	0.000730	-0.788511	0.4304
DECEMBER	0.001725	0.000666	2.589376	0.0096***

Variance Equation

C	1.25E-06	8.30E-07	1.511242	0.1307
RESID(-1)^2	0.979578	0.531335	1.843615	0.0652*

R-squared	0.083552	Mean dependent var	-4.64E-05
Adjusted R-squared	-0.106654	S.D. dependent var	0.002214
S.E. of regression	0.002329	Akaike info criterion	-9.285804
Sum squared resid	0.000287	Schwarz criterion	-8.817474
Log likelihood	315.7886	Hannan-Quinn criter.	-9.101018
Durbin-Watson stat	1.691778		

* Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

**Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

***Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Ξανατρέχουμε το ARCH LM test προκειμένου να δούμε εάν διορθώσαμε την ετεροσκεδαστικότητα. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα του test το Probability Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,7148 που είναι κατά πολύ μεγαλύτερο από το 0,10 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η υπόθεση H_1 . Επομένως, υπάρχει ομοσκεδαστικότητα στο μοντέλο μας.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.129592	Prob. F(1,62)	0.7201
Obs*R-squared	0.133494	Prob. Chi-Square(1)	0.7148

Από το τελικό αποτέλεσμα της παλινδρόμησης μετά τη διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας προκύπτει ότι **ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής JANUARY είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$** , καθώς το Probability (t-statistic) είναι ίσο με 0,0070 που είναι μικρότερο από το 0,01 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η υπόθεση H_1 . Σύμφωνα με την υπόθεση H_1 ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής JANUARY είναι διάφορος του μηδενός. Παρατηρούμε, όμως, ότι είναι στατιστικά σημαντική η αρνητική απόδοση του Γενικού Δείκτη της Αγγλίας κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες.

Επομένως, φαίνεται να είναι στατιστικά σημαντική η **αρνητική απόδοση** του Γενικού Δείκτη FTSE100 της Αγγλίας για το διάστημα από 1/8/2007 έως 31/12/2012, καθώς οι τιμές που παίρνει ο δείκτης στο εξεταζόμενο διάστημα είναι αρνητικές..

Επιπρόσθετα, τρέξαμε και το Wald test προκειμένου να επιβεβαιώσουμε το παραπάνω συμπέρασμα. Θέσαμε τις εξής υποθέσεις :

$H_0: c(1) = 0$

$H_1: c(1) \neq 0$

Wald Test:
Equation: RETURNS_TILL2012

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-2.695406	51	0.0095
F-statistic	7.265215	(1, 51)	0.0095
Chi-square	7.265215	1	0.0070

Restrictions are linear in coefficients.

Όπως φαίνεται από τον παραπάνω πίνακα του Wald test το Probability Chi-square είναι ίσο με $0,0070 \ll 0,01$ που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . **Άρα, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.**

Συμπέρασμα

Επομένως, για το διάστημα **1/8/2007-31/12/2012** μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης υπάρχει το φαινόμενο των υψηλότερων αρνητικών αποδόσεων του Γενικού Δείκτη της Αγγλίας κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες.

Παρατηρούμε, λοιπόν, ότι τα αποτελέσματα των δύο μεθοδολογιών, παλαιότερη και νεότερη, **συγκλίνουν** με μικρές αποκλίσεις στα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας. Και με τις δύο μεθοδολογίες καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007 δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Αγγλία, ενώ για το διάστημα από **1/8/2007-31/12/2012** φαίνεται να προκύπτει στατιστικά σημαντική η αρνητική απόδοση του Γενικού Δείκτη της Αγγλίας κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες σε επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 10%, 5% αλλά και 1% με τη νεότερη μεθοδολογία.

5.3 Αποτελέσματα φαινομένου του Ιανουαρίου για την Ιταλία

Α' μεθοδολογία

Σύμφωνα με την πρώτη μεθοδολογία υπολογίσαμε τις μηνιαίες αποδόσεις για όλους τους μήνες για το διάστημα 1/1/1993-31/12/2012. Κατόπιν, υπολογίσαμε τους μέσους όρους των μηνιαίων αποδόσεων ανά μήνα με πλήθος παρατηρήσεων ίσο με 20 όσα και τα εξεταζόμενα έτη. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσω μηνιαίων αποδόσεων όπως φαίνεται στον πίνακα στο τέλος της πρώτης μεθοδολογίας.

Με τον ίδιο τρόπο υπολογίσαμε και τους μέσους όρους των μηνιαίων επιτοκίων χωρίς κίνδυνο, δηλαδή στην περίπτωση μας των Εντόκων Γραμματίων Ιταλικού Δημοσίου 3μηνιας διάρκειας για το εξεταζόμενο διάστημα. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσω μηνιαίων τιμών Εντόκων Γραμματίων του Ιταλικού Δημοσίου.

Ομοίως, διενεργήσαμε το ίδιο και για τον υπολογισμό της τυπικής απόκλισης. Υπολογίσαμε τις μηνιαίες τυπικές αποκλίσεις για κάθε μήνα για κάθε ένα από τα 20 έτη και κατόπιν, υπολογίσαμε τους μέσους όρους των τυπικών αποκλίσεων ανά μήνα. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσω μηνιαίων τυπικών αποκλίσεων.

Με αυτά τα δεδομένα υπολογίσαμε τους δείκτες αποτελεσματικότητας Sharpe ratio και Treynor ratio. Πρέπει να σημειωθεί ότι για το Treynor ratio εφόσον η συνδιακύμανση των αποδόσεων του Δείκτη FTSEMIB με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, που είναι πάλι οι αποδόσεις του Δείκτη FTSEMIB, είναι ίση με τη διακύμανση του Δείκτη, ο συντελεστής βήτα του Δείκτη FTSEMIB είναι ίσος με τη μονάδα. Επομένως, δε χρειάζεται να τον εκτιμήσουμε με τη χρήση του μονοπαραγοντικού μοντέλου και να τρέξουμε παλινδρόμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Τα αποτελέσματα και για τους δύο δείκτες φαίνονται στους επόμενους πίνακες :

Sharpe ratio

Month	Rp	Rf	s	Sharpe ratio	diff. from Jan.	t-statistic
M01	0,0001802	0,0038	0,012854	-0,27826		
M02	-0,0001219	0,0037	0,012476	-0,30450	-0,0262	0,457
M03	0,0004402	0,0037	0,014167	-0,23245	0,0458	0,797
M04	0,0006784	0,0037	0,013097	-0,22902	0,0492	0,857
M05	-0,0011436	0,0036	0,014153	-0,33489	-0,0566	0,986
M06	-0,0007636	0,0037	0,012576	-0,35771	-0,0795	1,383
M07	-0,0003233	0,0036	0,013296	-0,29427	-0,0160	0,279
M08	-0,0004691	0,0036	0,013661	-0,29760	-0,0193	0,337
M09	-0,0018281	0,0035	0,016528	-0,32509	-0,0468	0,815
M10	0,0006411	0,0036	0,016963	-0,17162	0,1066	1,856*
M11	0,0005101	0,0035	0,014038	-0,20981	0,0684	1,191
M12	0,0008025	0,0034	0,011568	-0,22043	0,0578	1,006

Treynor ratio

Month	Rp	Rf	Treynor ratio	diff. from Jan.	t-statistic
M01	0,000180	0,00376	-0,00358		
M02	-0,000122	0,00368	-0,00380	-0,0002	0,26
M03	0,000440	0,00373	-0,00329	0,0003	0,34
M04	0,000678	0,00368	-0,00300	0,0006	0,68
M05	-0,001144	0,00360	-0,00474	-0,0012	1,38
M06	-0,000764	0,00373	-0,00450	-0,0009	1,09
M07	-0,000323	0,00359	-0,00391	-0,0003	0,40
M08	-0,000469	0,00360	-0,00407	-0,0005	0,58
M09	-0,001828	0,00354	-0,00537	-0,0018	2,12**
M10	0,000641	0,00355	-0,00291	0,0007	0,79
M11	0,000510	0,00346	-0,00295	0,0006	0,75
M12	0,000803	0,00335	-0,00255	0,0010	1,21

*** Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$

** Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

* Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

Από τους ανωτέρω πίνακες προκύπτει ανά δείκτη :

A.Sharpe ratio

Οι υποθέσεις που θέσαμε για τον υπολογισμό του t-statistic είναι :

H_0 : Sharpe ratio Jan-Sharpe ratio other month =0
H_1 : Sharpe ratio Jan-Sharpe ratio other month \neq 0

Άρα, προκύπτει στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$ η διαφορά μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα Ιανουάριο και της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα **Οκτώβριο**.

Τέλος, **δεν είναι στατιστικά σημαντικές** όλες οι υπόλοιπες διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe σε κάθε ένα από τους υπόλοιπους μήνες.

B.Treynor ratio

Οι υποθέσεις που θέσαμε είναι οι επόμενες :

H_0 : Treynor ratio Jan-Treynor ratio other month =0
H_1 : Treynor ratio Jan-Treynor ratio other month \neq 0

Άρα, προκύπτει στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$ η διαφορά μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα Ιανουάριο και της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα **Σεπτέμβριο**.

Τέλος, **δεν είναι στατιστικά σημαντικές** όλες οι υπόλοιπες διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe σε κάθε ένα από τους υπόλοιπους μήνες.

Επίσης, προκειμένου να επιβεβαιώσουμε τη στατιστική σημαντικότητα των ανωτέρω αποτελεσμάτων τρέξαμε μια απλή γραμμική παλινδρόμηση (Classic Linear Regression-CLR) χωρίζοντας το χρονικό διάστημα των 20ετών σε δύο επιμέρους διαστήματα από

1/1/1993 έως 31/7/2007 που είναι το διάστημα πριν από το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης και στο διάστημα από 1/8/2008 έως 31/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης με τις τιμές και των δύο δεικτών αποτελεσματικότητας (Treynor και Sharpe) της μορφής :

$$S_t = a_i + b_i * D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$T_t = a_i + b_i * D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Όπου S_t και T_t = οι μηνιαίες τιμές των δεικτών Sharpe και Treynor αντίστοιχα για το μήνα t για διάστημα 20 ετών, D_{it} = η ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή $i=1$ όταν είναι Ιανουάριος και την τιμή $i=0$ όταν είναι οποιοσδήποτε άλλος μήνας για το διάστημα των 20 ετών, a_i = η μέση τιμή των τιμών των δεικτών αποτελεσματικότητας όλων των υπόλοιπων μηνών εκτός από τον Ιανουάριο, b_i = η διαφορά μεταξύ των τιμών του μηνός Ιανουαρίου και του μέσου όλων των υπόλοιπων μηνών.

Θέσαμε, λοιπόν, τις υποθέσεις :

H_0 : Ο συντελεστής $b_i=0$

H_1 : Ο συντελεστής $b_i \neq 0$

Εάν ο συντελεστής b_i της ψευδομεταβλητής D_{it} είναι στατιστικά σημαντικός δηλαδή το p -value είναι μικρότερο από 0,1 και άρα απορρίπτεται η υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η υπόθεση H_1 ($b_i \neq 0$) , τότε αποδεικνύεται ότι ο εκάστοτε δείκτης αποτελεσματικότητας έχει υψηλότερη τιμή κατά το μήνα Ιανουάριο (-υπεραποδίδει), άρα ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ιταλία.

Με αυτόν τον τρόπο επαληθεύσαμε τα αποτελέσματα και τη στατιστική σημαντικότητα των τιμών των δεικτών αποτελεσματικότητας Treynor και Sharpe του Γενικού Δείκτη της Ιταλίας (FTSEMIB).

Τρέξαμε αυτές τις απλές γραμμικές παλινδρομήσεις με τις μηνιαίες τιμές των δεικτών αποτελεσματικότητας για τα 20 έτη που εξετάσαμε.

Τα αποτελέσματα φαίνονται στους επόμενους πίνακες των παλινδρομήσεων που τρέξαμε στο Eviews (version 7.0).

A.Sharpe ratio για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

**Null Hypothesis: SHARPE_RATIO_TILL2007 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend**

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8,979535	0.0000
Test critical values:	1% level	-4,040532	
	5% level	-3,449716	
	10% level	-3,150127	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe από 1/1/1998-31/7/2007 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

**Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 115 after adjustments**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.236751	0.022774	-10,39581	0.0000
DUMMY2007	0.054669	0.077229	0.707884	0.4805

R-squared	0.004415	Mean dependent var	-
			0.231997
Adjusted R-squared	-0.004396	S.D. dependent var	0.232850
S.E. of regression	0.233361	Akaike info criterion	-
			0.055223
Sum squared resid	6,153672	Schwarz criterion	-
			0.007486
Log likelihood	5,175349	Hannan-Quinn criter.	-
			0.035847
F-statistic	0.501100	Durbin-Watson stat	1,660405

Prob(F-statistic)	0.480475	
-------------------	-----------------	--

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial Correlation υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων, καθώς το p-value του Q-statistics είναι ίσο με $0,087 < 0,10$ που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 ($\text{cov}(u_t, u_{t-1})=0$) και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, χρειάζεται να επανεκτιμήσουμε το αρχικό μας μοντέλο.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. *	. *	1	0.157	0.157	2,922	0.087
. *	. *	2	0.187	0.167	7,1049	0.029
. *	. *	3	0.175	0.131	10.771	0.013
. .	. .	4	0.061	-0.007	11.225	0.024
. *	. .	5	0.106	0.053	12.592	0.028
. *	. *	6	0.158	0.119	15.689	0.016
. .	* .	7	-0.055	-0.125	16.072	0.024
. *	. *	8	0.174	0.146	19.867	0.011
. .	. .	9	0.044	-0.005	20.111	0.017
. .	* .	10	-0.034	-0.078	20.263	0.027
. *	. *	11	0.183	0.159	24.604	0.010
. .	. .	12	0.017	-0.028	24.642	0.017
. .	. .	13	0.043	0.017	24.882	0.024
. .	* .	14	0.013	-0.086	24.906	0.036
* .	. .	15	-0.079	-0.057	25.751	0.041
. .	. .	16	-0.035	-0.038	25.920	0.055
. .	. .	17	-0.030	-0.060	26.040	0.074
** .	* .	18	-0.244	-0.179	34.271	0.012
. *	. *	19	0.122	0.183	36.374	0.009
. .	. .	20	-0.021	0.023	36.435	0.014

Τρέξαμε και το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test με μίας χρονικής υστέρησης μεταβλητή των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(1) είναι ίσο με 0,0874 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, χρειάζεται να

επανεκτιμήσουμε το αρχικό μας μοντέλο και να το μετατρέψουμε σε αυτοπαλίνδρομο 1^{ης} τάξης.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2,91933	Prob. F(1,112)	0.0903
Obs*R-squared	2,921379	Prob. Chi-Square(1)	0.0874

Μετατρέψαμε το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 1^{ης} τάξης και επαναλάβαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε εάν διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων. Τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον επόμενο πίνακα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1,816353	Prob. F(1,110)	0.1805
Obs*R-squared	1,851824	Prob. Chi-Square(1)	0.1736

Παρατηρούμε ότι το Prob.Chi-Square (1) είναι ίσο με 0,1736 που είναι μεγαλύτερο από το 0,10, επομένως γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 -Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και απορρίπτεται η H_1 . Συμπεραίνουμε, λοιπόν, ότι διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,3427 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.891504	Prob. F(1,111)	0.3471
Obs*R-squared	0.900336	Prob. Chi-Square(1)	0.3427

Τρέξαμε, λοιπόν, τη νέα συνάρτηση παλινδρόμησης και τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL2007**Method: Least Squares****Included observations: 114 after adjustments**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.198412	0.031653	-6,268374	0.0000***
DUMMY2007	0.015868	0.080675	0.196690	0.8444
SHARPE_RATIO_TILL2007(-1)	0.162747	0.094223	1,727249	0.0869*
R-squared	0.027290	Mean dependent var	-0.234458	
Adjusted R-squared	0.009764	S.D. dependent var	0.232371	
S.E. of regression	0.231234	Akaike info criterion	-0.064814	
Sum squared resid	5,935054	Schwarz criterion	0.007192	
Log likelihood	6,694381	Hannan-Quinn criter.	-0.035591	
F-statistic	1,557083	Durbin-Watson stat	2,037356	
Prob(F-statistic)	0.215318			

* Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Επομένως από τον πίνακα της παλινδρόμησης που τρέξαμε προκύπτει ότι το Probability(F-statistic) = 0,21 > 0,10 για το σύνολο των συντελεστών αλλά και το Probability (t-statistic) = 0,8444 > 0,10, άρα γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Άρα, δεν είναι στατιστικά σημαντικός ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου (coefficient of dummy = 0).

Άρα, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/1/1993 -31/7/2007 με δεδομένα τις τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe.

B. Sharpe ratio για το διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0001 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Null Hypothesis: SHARPE_RATIO_TILL2012 has a unit root**Exogenous: Constant, Linear Trend**

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5,465552	0.0001
Test critical values:	1% level	-4,107947	
	5% level	-3,481595	
	10% level	-3,168695	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe από 1/8/2007-31/12/2012 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL2012
Method: Least Squares
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.146478	0.035449	-4,132103	0.0001
DUMMY2012	-0.008650	0.127813	-0.067676	0.9463

R-squared	0.000073	Mean dependent var	-0.147144
Adjusted R-squared	-0.015799	S.D. dependent var	0.272442
S.E. of regression	0.274585	Akaike info criterion	0.283177
Sum squared resid	4,750019	Schwarz criterion	0.350081
Log likelihood	-7,203245	Hannan-Quinn criter.	0.309575
F-statistic	0.004580	Durbin-Watson stat	1,248937
Prob(F-statistic)	0.946258		

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial Correlation υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων μιας ή δύο χρονικών υστερήσεων, καθώς το p-value του Q-statistics είναι ίσο με 0,001 και 0,002 αντίστοιχα που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 ($\text{cov}(u_t, u_{t-1})=0$) και γίνεται δεκτή η H_1 .

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. **	. **	1	0.328	0.328	7,341	0.007
. *	. .	2	0.121	0.015	8,3544	0.015
. ***	. **	3	0.353	0.347	17.123	0.001
. **	. .	4	0.265	0.064	22.119	0.000
. *	. .	5	0.117	0.014	23.116	0.000
. *	. .	6	0.167	0.038	25.164	0.000
. **	. *	7	0.282	0.161	31.132	0.000
. *	. .	8	0.173	0.014	33.420	0.000
. *	. .	9	0.139	0.053	34.913	0.000
. .	. *	10	0.029	-0.197	34.982	0.000
. .	. *	11	-0.007	-0.084	34.986	0.000
. .	. .	12	0.052	-0.012	35.212	0.000
. .	. .	13	0.003	-0.018	35.213	0.001

Τρέξαμε και το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test με δύο χρονικές υστερήσεις μεταβλητές των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(2) είναι ίσο με 0,0207 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, χρειάζεται να επανεκτιμήσουμε το αρχικό μας μοντέλο.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4,129775	Prob. F(2,61)	0.0208
Obs*R-squared	7,751577	Prob. Chi-Square(2)	0.0207

Προσθέσαμε αρχικά δύο χρονικών υστερήσεων μεταβλητές των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe προκειμένου να ελέγξουμε εάν είναι στατιστικά σημαντικές, καθώς μπορεί να απαιτείται μίας χρονικής υστέρησης μεταβλητή τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe.

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL2012
Method: Least Squares
Included observations: 63 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.092350	0.040343	-2,28909	0.0257
DUMMY2012	-0.029457	0.125469	-0.234774	0.8152
SHARPE_RATIO_TILL2012(-1)	0.362754	0.139722	2,596262	0.0119
SHARPE_RATIO_TILL2012(-2)	-0.012998	0.141529	-0.091840	0.9271

R-squared	0.117365	Mean dependent var	-0.141827
Adjusted R-squared	0.072485	S.D. dependent var	0.274905
S.E. of regression	0.264755	Akaike info criterion	0.241360
Sum squared resid	4,135605	Schwarz criterion	0.377432
Log likelihood	-3,602847	Hannan-Quinn criter.	0.294878
F-statistic	2,615088	Durbin-Watson stat	1,872049
Prob(F-statistic)	0.059462		

Από τον παραπάνω πίνακα προκύπτει ότι ο συντελεστής της μεταβλητής των δύο χρονικών υστερήσεων δεν είναι στατιστικά σημαντικός, καθώς το P-value του t-statistic είναι ίσο με $0,9271 > 0,10$ που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 , επομένως είναι ίσος με το μηδέν.

Επομένως, επανεκτιμήσαμε το μοντέλο προσθέτοντας μιας χρονικής υστέρησης μεταβλητή τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe και ξανατρέξαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε εάν διορθώθηκε η αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.

Τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον επόμενο πίνακα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.000596	Prob. F(1,60)	0.9806
Obs*R-squared	0.000636	Prob. Chi-Square(1)	0.9799

Από τον παραπάνω πίνακα προκύπτει ότι το Prob. Chi-Square (1) είναι ίσο με 0,9799 που σημαίνει ότι είναι μεγαλύτερο από το 0,10, επομένως γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει πλέον αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

Ξανατρέξαμε τη νέα συνάρτηση παλινδρόμησης, τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον επόμενο πίνακα :

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL2012

Method: Least Squares

Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.093911	0.038341	-2,449370	0.0172**
DUMMY2012	-0.024377	0.121905	-0.199970	0.8422
SHARPE_RATIO_TILL2012(-1)	0.362710	0.126081	2,876799	0.0055***
R-squared	0.119558	Mean dependent var	-0.145450	

Adjusted R-squared	0.090691	S.D. dependent var	0.274250
S.E. of regression	0.261519	Akaike info criterion	0.201120
Sum squared resid	4,171917	Schwarz criterion	0.302317
Log likelihood	-3,435826	Hannan-Quinn criter.	0.240986
F-statistic	4,141700	Durbin-Watson stat	1,865720
Prob(F-statistic)	0.020576		

** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Παρατηρούμε ότι ο συντελεστής της μιας χρονικής υστέρησης μεταβλητής των τιμών του δείκτη Sharpe είναι στατιστικά σημαντικός ($p\text{-value}=0,0055 < 0,10$) σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$ και το R-squared ή καλύτερα το adjusted R-squared είναι ίσο με 11,95% ή 9,07% αντίστοιχα, επομένως διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο είναι καλά ορισμένο.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,1894 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 : Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.274864	Prob. F(1,61)	0.6020
Obs*R-squared	0.282602	Prob. Chi-Square(1)	0.5950

Επομένως, όπως φαίνεται στον πίνακα της παλινδρόμησης το Probability(t-statistic) του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου είναι ίσο με 0,8422 που σημαίνει ότι είναι μεγαλύτερο από 0,10 και άρα γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Εφόσον γίνεται δεκτή η H_0 σημαίνει ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής, που παίρνει την τιμή 1 για τον Ιανουάριο και την τιμή 0 για οποιοδήποτε άλλο μήνα, δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Συμπέρασμα

Άρα, δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου με δεδομένα τις τιμές του Sharpe Performance measure για το χρονικό διάστημα από 1/1/1993-31/12/2012.

Γ. Treynor ratio για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Null Hypothesis: TREYNOR_RATIO_TILL2007 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4,888189	0.0006
Test critical values:	1% level	-4,042042	
	5% level	-3,450436	
	10% level	-3,150549	

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe από 1/1/1993-31/7/2007 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

Dependent Variable: TREYNOR_RATIO_TILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 115 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002630	0.000293	-8,989526	0.0000***
DUMMY2007	0.000623	0.000992	0.628388	0.5310

R-squared	0.003482	Mean dependent var	-0.002576
Adjusted R-squared	-0.005336	S.D. dependent var	0.002990
S.E. of regression	0.002998	Akaike info criterion	-8764642
Sum squared resid	0.001016	Schwarz criterion	-8716905
Log likelihood	505,9669	Hannan-Quinn criter.	-8745266
F-statistic	0.394871	Durbin-Watson stat	1,850977
Prob(F-statistic)	0.531018		

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial

Correlation δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων, καθώς το p-value του Q-statistics είναι ίσο με 0,417 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 ($\text{cov}(u_t, u_{t-1})=0$) και απορρίπτεται η H_1 .

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. *	. *	1	0.075	0.075	0.6586	0.417
. *	. *	2	0.149	0.145	3,3170	0.190
. *	. *	3	0.161	0.144	6,4164	0.093
. *	. .	4	0.090	0.055	7,3957	0.116
. .	. .	5	0.025	-0.025	7,4707	0.188
. *	. *	6	0.115	0.076	9,1004	0.168
. .	. .	7	-0.027	-0.059	9,1904	0.239
. *	. *	8	0.152	0.134	12.081	0.148
. *	. *	9	0.131	0.111	14.271	0.113
. .	. .	10	0.070	0.029	14.898	0.136
. *	. .	11	0.127	0.069	16.994	0.108
. *	. .	12	0.142	0.072	19.642	0.074
. .	. .	13	0.061	0.018	20.130	0.092
. .	. .	14	0.046	-0.035	20.414	0.118
. .	. .	15	-0.010	-0.065	20.428	0.156

Τρέξαμε και το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test με μίας χρονικής υστέρησης μεταβλητή των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(1) είναι ίσο με 0,4657 > 0,10 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και απορρίπτεται η H_1 . Επομένως, δε χρειάζεται να επανεκτιμήσουμε το αρχικό μοντέλο.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.520601	Prob. F(1,112)	0.4721
Obs*R-squared	0.532073	Prob. Chi-Square(1)	0.4657

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,1696 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1,884799	Prob. F(1,112)	0.1725
Obs*R-squared	1,886705	Prob. Chi-Square(1)	0.1696

Επομένως, από τον αρχικό πίνακα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι το Probability(F-statistic) = 0,531018 > 0,10 για το σύνολο των συντελεστών αλλά και το Probability(t-statistic) = 0,5310 > 0,10 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Εφόσον γίνεται δεκτή η H_0 σημαίνει ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής, που παίρνει την τιμή 1 για τον Ιανουάριο και την τιμή 0 για οποιοδήποτε άλλο μήνα, δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Επομένως, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007 με δεδομένα τις τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor.

Δ. Treynor ratio για το διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,1604 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας δεν είναι στάσιμες.

Null Hypothesis: TREYNOR_RATIO_TILL2012 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2,881972	0.1754
Test critical values:	1% level	-4,113017	
	5% level	-3,483970	
	10% level	-3,170071	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Επομένως, προκειμένου να μετατρέψουμε τις παρατηρήσεις μας σε στάσιμες πήραμε τις πρώτες διαφορές. Δηλαδή, φτιάξαμε μια νέα χρονοσειρά της μορφής :

Series dtreynor_ratio_till2012 = d(treynor_ratio_till2012)

Επανελέγξαμε εάν οι νέα χρονοσειρά είναι στάσιμη τρέχοντας ξανά το unit root test. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

**Null Hypothesis: DTREYNOR_RATIO_TILL2012 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend**

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10,792090	0.0000
Test critical values:	1% level	-4,113017	
	5% level	-3,483970	
	10% level	-3,170071	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Όπως φαίνεται στον παραπάνω πίνακα το Prob. είναι ίσο με $0,0000 < 0,10$, επομένως απορρίπτεται η H_0 - Υπάρχει unit root και γίνεται δεκτή η H_1 .

Επομένως, οι παρατηρήσεις μας έγιναν στάσιμες παίρνοντας τις πρώτες διαφορές.

Κατόπιν, τρέξαμε τη νέα συνάρτηση παλινδρόμησης παίρνοντας ως εξαρτημένη μεταβλητή τη σειρά dtreynor_ratio_till2012.

Τα πρώτα αποτελέσματα από την παλινδρόμηση που τρέξαμε φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

**Dependent Variable: DTREYNOR_RATIO_TILL2012
Method: Least Squares
Included observations: 64 after adjustments**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.41E-05	0.000572	0.112217	0.9110
DUMMY2012	-0.001426	0.002045	-0.697236	0.4883

R-squared	0.007780	Mean dependent var	-4.72E-05
Adjusted R-squared	-0.008224	S.D. dependent var	0.004372
S.E. of regression	0.004390	Akaike info criterion	-7,98811
Sum squared resid	0.001195	Schwarz criterion	-7,92065
Log likelihood	257,6196	Hannan-Quinn criter.	7,961536
F-statistic	0.486138	Durbin-Watson stat	2,417201
Prob(F-statistic)	0.488262		

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial Correlation φαίνεται να υπάρχει αυτοσυσχέτιση 2^{ου} βαθμού μεταξύ των καταλοίπων, καθώς το p-value του Q-statistics είναι ίσο με 0,043 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 ($\text{cov}(u_t, u_{t-1})=0$) και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
** .	** .	1	-0.233	-0.233	3,6313	0.057
*** .	**** .	2	-0.427	-0.509	16.051	0.000
. .	* .	3	0.177	-0.130	18.223	0.000
. .	. .	4	0.241	0.069	22.308	0.000
* .	. .	5	-0.156	0.009	24.058	0.000
* .	* .	6	-0.163	-0.076	25.986	0.000
. .	** .	7	-0.024	-0.261	26.029	0.000
. .	* .	8	0.138	-0.133	27.456	0.001
. .	. .	9	0.071	0.036	27.843	0.001
* .	. .	10	-0.141	0.014	29.399	0.001
. .	. .	11	-0.025	0.015	29.447	0.002
. .	. .	12	0.153	0.017	31.349	0.002
. .	* .	13	-0.030	-0.067	31.423	0.003
* .	* .	14	-0.140	-0.109	33.079	0.003
. .	. .	15	0.049	-0.036	33.286	0.004

Τρέξαμε και το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test με δύο χρονικές υστερήσεις μεταβλητές τιμών του δείκτη Treynor και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(2) είναι

ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, χρειάζεται να επανεκτιμήσουμε το αρχικό μοντέλο.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	14,15985	Prob. F(2,60)	0.0000
Obs*R-squared	20,52159	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Προσθέσαμε δύο μεταβλητές δυο χρονικών υστερήσεων της μεταβλητής των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας *Treynor* και ξανατρέξαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1,102452	Prob. F(2,56)	0.3392
Obs*R-squared	2,348670	Prob. Chi-Square(2)	0.3090

Όπως φαίνεται στον παραπάνω πίνακα το Prob.Chi.Square(2) είναι ίσο με 0,3090 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Επομένως, διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.

Ξανατρέξαμε την νέα συνάρτηση παλινδρόμησης μετά την επανεκτίμηση και όπως φαίνεται στον παρακάτω πίνακα οι συντελεστές και των δύο μεταβλητών των δύο χρονικών υστερήσεων είναι στατιστικά σημαντικοί (Prob.-t-statistic =0,0010 και 0,0000 αντίστοιχα).

Dependent Variable: DTREYNOR_RATIO_TILL2012

Method: Least Squares

Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000103	0.000492	0.209144	0.8351
DUMMY2012	-0.001075	0.001777	-0.605158	0.5474
DTREYNOR_RATIO_TILL2012(-1)	-0.388540	0.115756	-3,356540	0.0014***
DTREYNOR_RATIO_TILL2012(-2)	-0.553913	0.113693	-4,872017	0.0000***
R-squared	0.336332	Mean dependent var	-5.88E-05	
Adjusted R-squared	0.302005	S.D. dependent var	0.004441	
S.E. of regression	0.003710	Akaike info criterion	-8,293266	
Sum squared resid	0.000798	Schwarz criterion	-8,156032	

Log likelihood	261,0913	Hannan-Quinn criter.	-8,239385
F-statistic	9,797716	Durbin-Watson stat	2,135273
Prob(F-statistic)	0.000025		

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,6922 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.151916	Prob. F(1,59)	0.6981
Obs*R-squared	0.156662	Prob. Chi-Square(1)	0.6922

Επομένως, από τον πιο πάνω πίνακα της παλινδρόμησης που τρέξαμε προκύπτει ότι το Probability(t-statistic) της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου είναι ίσο με 0,5474 > 0,10 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Εφόσον γίνεται δεκτή η H_0 σημαίνει ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής, που παίρνει την τιμή 1 για τον Ιανουάριο και την τιμή 0 για οποιοδήποτε άλλο μήνα, δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Άρα, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/8/2007 -31/12/2012 με δεδομένα τις τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor.

Συμπέρασμα

Άρα, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου με δεδομένα τις τιμές του Treynor Performance measure για το χρονικό διάστημα από 1/1/1993-31/12/2012.

ΠΙΝΑΚΑΣ : ΜΗΝΙΑΙΕΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΓΕΝΙΚΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΙΤΑΛΙΑΣ ΚΑΙ ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΜΕΣΗΣ ΤΙΜΗΣ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

ΑΝΑ ΜΗΝΑ

ΜΗΝΑΣ/ΕΤΟΣ	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	AVERAGE
M01	-0,001294	0,001378	-0,000197	-0,001844	0,001475	0,00066	0,001193	0,000793	-0,005171	-0,00371	-0,002853	0,004237	0,002171	0,018020%
M02	0,007444	-0,005919	-0,000549	0,00163	0,00033	0,000817	0,001341	-0,001251	-0,000903	-0,008002	-0,001927	0,000935	0,001549	-0,012193%
M03	-0,00286	-0,001196	0,002704	-0,003554	-0,001278	0,000612	0,00032	0,000675	-0,00288	0,00173	0,003526	-0,001454	-0,001044	0,044020%
M04	-0,000655	0,002527	-0,001657	0,004563	0,001438	-0,002096	-0,000205	0,00221	0,003244	0,008589	-0,002632	0,00149	-0,004326	0,067839%
M05	0,000398	-0,002307	-0,003238	0,001972	-0,001144	0,001202	-0,00155	-0,000677	-0,000988	0,001724	-0,00468	-0,002733	-0,005448	-0,114360%
M06	0,001225	-0,002099	-0,003525	-0,000515	0,001209	0,000856	-6,56E-06	-0,00126	-0,005911	-0,001916	-0,000543	-0,002032	0,004918	-0,076364%
M07	-0,000143	-0,000995	-0,004559	0,000792	-0,000906	0,001947	0,000211	-0,001917	-0,001531	0,003319	0,003856	-0,004326	-0,001238	-0,032333%
M08	0,001681	-0,002279	0,000462	0,000217	-0,001043	-0,000223	0,001554	-3,66E-05	0,000764	0,004089	-0,002872	-0,00736	0,00363	-0,046911%
M09	-0,002766	-0,008888	-0,008718	-0,001148	0,001464	0,00167	0,00067	-0,000373	-0,005461	0,002085	0,001741	-0,002174	-1,54E-05	-0,182814%
M10	0,001997	0,002326	0,004424	0,002333	0,001496	-0,00281	0,001262	0,000675	-0,007722	-0,002821	0,002146	0,003648	0,00126	0,064107%
M11	-0,001134	0,001878	0,00455	0,002227	0,001456	0,001778	0,00081	-0,001758	-0,003359	-0,000286	-0,005262	-0,002177	0,000779	0,051007%
M12	-0,002783	0,000641	-0,004438	-0,000433	0,001851	0,002103	0,001357	-0,000518	-0,001163	0,002542	0,002364	-0,000536	0,0013809	0,080253%

Β' μεθοδολογία για το διάστημα 1/1/1993-31/7/2007

Αρχικά, ορίσαμε τη συνάρτηση παλινδρόμησης που θέλουμε να τρέξουμε.

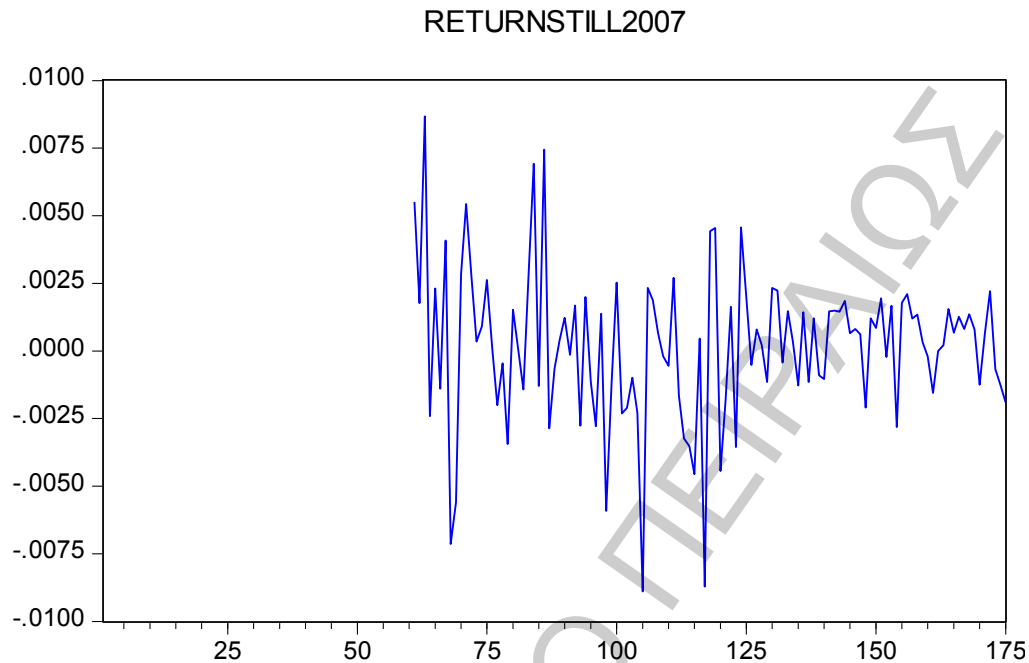
$$R_i = \beta_1^* D_{JANt} + \beta_2^* D_{FEBRt} + \beta_3^* D_{MARCHt} + \beta_4^* D_{APRILt} + \beta_5^* D_{MAYt} + \beta_6^* D_{JUNEt} + \beta_7^* D_{JULYt} + \beta_8^* D_{AUGUSTt} + \beta_9^* D_{SEPTEMBERt} + \beta_{10}^* D_{OCTOBERt} + \beta_{11}^* D_{NOVEMBERt} + \beta_{12}^* D_{DECEMBERt} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Την τρέξαμε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Dependent Variable: RETURNSTILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 115

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	0,000803	0,000857	0,936444	0,3512
FEBRUARY	0,000652	0,000857	0,760329	0,4488
MARCH	0,000673	0,000857	0,784355	0,4346
APRIL	0,000381	0,000857	0,444476	0,6576
MAY	-0,000503	0,000857	-0,586546	0,5588
JUNE	-0,000597	0,000857	-0,696363	0,4878
JULY	-0,000493	0,000857	-0,574999	0,5665
AUGUST	-0,000583	0,000904	-0,645567	0,5200
SEPTEMBER	-0,002581	0,000904	-2,855283	0,0052
OCTOBER	0,001381	0,000904	1,528165	0,1295
NOVEMBER	0,002190	0,000904	2,423672	0,0171
DECEMBER	0,000885	0,000904	0,979599	0,3296

R-squared	0,167034	Mean dependent var	0,000181
Adjusted R-squared	0,078077	S.D. dependent var	0,002824
S.E. of regression	0,002711	Akaike info criterion	8,884275
Sum squared resid	0,000757	Schwarz criterion	8,597847
Log likelihood	522,8458	Hannan-Quinn criter.	8,768016
Durbin-Watson stat	2,18458		



Πρώτες παρατηρήσεις

Φαίνεται ότι οι παρατηρήσεις κινούνται γύρω από ένα σταθερό μέσο ($E(Y_t) = \text{constant}$). Εμφανίζεται μια μικρή εξάρτηση μεταξύ των παρατηρήσεων ανά διαστήματα. Εμφανίζονται κύκλοι ανά διαστήματα. Επομένως, η διακύμανση φαίνεται να μην είναι σταθερή ανά διαστήματα (clusters). Ενδείξεις για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας.

Ελέγξαμε την ύπαρξη ακραίων τιμών (outliers), δηλαδή τιμών που να βρίσκονται εκτός του διαστήματος ($\mu - 3\sigma$, $\mu + 3\sigma$). Δεν υπήρξαν ακραίες τιμές, αλλά στην περίπτωση που υπήρχαν, θα λαμβάναμε ως τιμή το μέσο όρο των τιμών των 3 προηγούμενων μηνών.

Πρέπει να αναφερθεί ότι δεν υπήρχαν διαθέσιμα δεδομένα για το Γενικό Δείκτη FTSEMIB της Ιταλίας για το διάστημα από 1/1/1993-31/12/1997.

Έλεγχοι που διενεργήσαμε

1. Έλεγχος για στασιμότητα των παρατηρήσεων

Κάνουμε το unit root test προκειμένου να ελέγξουμε εάν οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες όταν :

-Στασιμότητα πρώτης τάξης (First order Stationarity)

$E(R_t) = \mu$ είναι σταθερός

-Στασιμότητα δεύτερης τάξης (Second Order Stationarity)

$E(R_t) = \mu$ είναι σταθερός

$\text{Var}(R_t) = \sigma^2$ είναι σταθερή

$\text{Cov}(R_t, R_{t+s}) = f(s)$ είναι μια συνάρτηση απόστασης s.

Οι υποθέσεις που θέσαμε είναι οι εξής :

H_0 : Υπάρχει τουλάχιστον ένα unit root –αγορά αποτελεσματική, ακολουθεί τον τυχαίο περίπατο (random walk).

H_1 : Δεν υπάρχει Unit root. Άρα, η αγορά δεν είναι αποτελεσματική και υπάρχουν ενδείξεις για την ύπαρξη ημερολογιακού φαινομένου.

Στην περίπτωση που γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 , πρέπει προκειμένου να εξουδετερώσουμε το Unit root και οι τιμές μας να γίνουν στάσιμες, να πάρουμε τις πρώτες διαφορές.

Δηλαδή $d \text{ returns till2007} = d(\log_ \text{ returns_till2007})$.

**Null Hypothesis: RETURNSTILL2007 has a unit root
Exogenous: Constant**

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-11,19723	0,0000
Test critical values:	1% level		-3,488585
	5% level		-2,886959
	10% level		-2,580402

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Όπως φαίνεται παραπάνω το Probability του Augmented Dickey-Fuller test=0,000, άρα απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Άρα, δεν υπάρχει Unit root, επομένως οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

2. Έλεγχος για γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων ($\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$)

Τρέχουμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων.

$H_0: \text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$ - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

$H_1: \text{cov}(u_t, u_{t-j}) \neq 0$ - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση

Όπως φαίνεται παρακάτω το Probability Chi-Square(1) =0,2448 > 0,05, άρα γίνεται δεκτή η H_0 - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και απορρίπτεται η H_1 - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Επομένως, δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση την οποία να πρέπει να διορθώσουμε.

Άρα, δε χρειάζεται να επαναπροσδιορίσουμε τη συνάρτηση της παλινδρόμησης την οποία τρέξαμε στην αρχή.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1,214003	Prob. F(1,102)	0,2731
Obs*R-squared	1,352630	Prob. Chi-Square(1)	0,2448

Ελέγχουμε και το Correlogram Q-statistics προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν χρειάζεται να επαναπροσδιορίσουμε το μοντέλο της παλινδρόμησής μας.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
* .	* .	1	-0,108	-0,108	1,3841	0,239
. *	. *	2	0,091	0,080	2,3618	0,307
. *	. *	3	0,087	0,107	3,2784	0,351
. .	. .	4	0,011	0,024	3,2925	0,510
. .	. .	5	-0,039	-0,054	3,4764	0,627
. *	. *	6	0,103	0,083	4,7819	0,572
* .	. .	7	-0,072	-0,048	5,4271	0,608
. *	. *	8	0,132	0,115	7,6098	0,472
. *	. *	9	0,096	0,121	8,7838	0,457
. .	. .	10	0,013	0,022	8,8053	0,551
. *	. .	11	0,078	0,051	9,5858	0,568
. .	. .	12	-0,028	-0,057	9,6866	0,643
. .	. .	13	-0,016	-0,024	9,7224	0,716
. .	. .	14	0,051	0,030	10,063	0,758
. .	. .	15	-0,025	-0,009	10,147	0,810
. .	. .	16	0,015	0,011	10,177	0,857
. .	. .	17	0,043	0,004	10,428	0,885
. .	. .	18	-0,037	-0,041	10,621	0,910
. *	. *	19	0,171	0,151	14,733	0,739
. .	. .	20	-0,054	-0,036	15,140	0,768

Το partial correlation πρώτου βαθμού δεν εμφανίζει αυτοσυσχέτιση, καθώς το Probability(Q-statistic) είναι ίσο με $0,239 > 0,10$ που σημαίνει ότι η αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού δεν είναι στατιστικά σημαντική και επομένως είναι ίση με το μηδέν. Επομένως, δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

3. Έλεγχος για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας

Τρέχουμε το ARCH LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, δηλαδή ότι

$$\widehat{u}_t^2 = \rho_0 + \sum_{i=1}^k \rho_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^k \rho_{k+j} X_{j,t}^2 + \varepsilon_t \quad (4)$$

Ho: $\rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0$ (Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα)

H1 : $\rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0$ (Δεν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα- έχουμε ετεροσκεδαστικότητα)

Όπως φαίνεται στο Output του ARCH LM test το Probability Chi-Square = $0,5821 > 0,05$ που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η Ho- Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα και απορρίπτεται η υπόθεση H1- Δεν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, συμπεραίνουμε ότι υπάρχει **ομοσκεδαστικότητα**.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0,298408	Prob. F(1,112)	0,5860
Obs*R-squared	0,302930	Prob. Chi-Square(1)	0,5821

Επομένως, από τον επόμενο πίνακα της παλινδρόμησης που τρέξαμε στην αρχή προκύπτει ότι το Probability (t-statistic) του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου (JANUARY) είναι ίσο με $0,3512 > 0,10$ που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η Ho

και απορρίπτεται η H1. Άρα, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Dependent Variable: RETURNSTILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 115

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	0,000803	0,000857	0,936444	0,3512
FEBRUARY	0,000652	0,000857	0,760329	0,4488
MARCH	0,000673	0,000857	0,784355	0,4346
APRIL	0,000381	0,000857	0,444476	0,6576
MAY	-0,000503	0,000857	-0,586546	0,5588
JUNE	-0,000597	0,000857	-0,696363	0,4878
JULY	-0,000493	0,000857	-0,574999	0,5665
AUGUST	-0,000583	0,000904	-0,645567	0,5200
SEPTEMBER	-0,002581	0,000904	-2,855283	0,0052***
OCTOBER	0,001381	0,000904	1,528165	0,1295
NOVEMBER	0,002190	0,000904	2,423672	0,0171**
DECEMBER	0,000885	0,000904	0,979599	0,3296
R-squared	0,167034	Mean dependent var		0,000181
Adjusted R-squared	0,078077	S.D. dependent var		0,002824
S.E. of regression	0,002711	Akaike info criterion		-8,884275
Sum squared resid	0,000757	Schwarz criterion		-8,597847
Log likelihood	522,8458	Hannan-Quinn criter.		-8,768016
Durbin-Watson stat	2,18458			

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

Επιπρόσθετα, τρέχουμε το Wald test προκειμένου να επιβεβαιώσουμε το παραπάνω συμπέρασμα. Θέσαμε τις εξής υποθέσεις :

H₀: $c(1)=0$

H₁: $c(1)\neq 0$

Wald Test:
Equation: RETURNSTILL2007

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0,936444	103	0,3512
F-statistic	0,876927	(1, 103)	0,3512
Chi-square	0,876927	1	0,3490

Restrictions are linear in coefficients.

Όπως φαίνεται από το παραπάνω output του Wald test το Probability Chi-square είναι ίσο με 0,3490 > 0,10 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . **Άρα, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός.**

Συμπέρασμα

Επομένως, δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ιταλία για το διάστημα 1/1/1993-31/7/2007 πριν από το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης.

Β' μεθοδολογία για το διάστημα 1/8/2007- 31/12/2012

Αρχικά, ορίσαμε τη συνάρτηση παλινδρόμησης που θέλουμε να τρέξουμε.

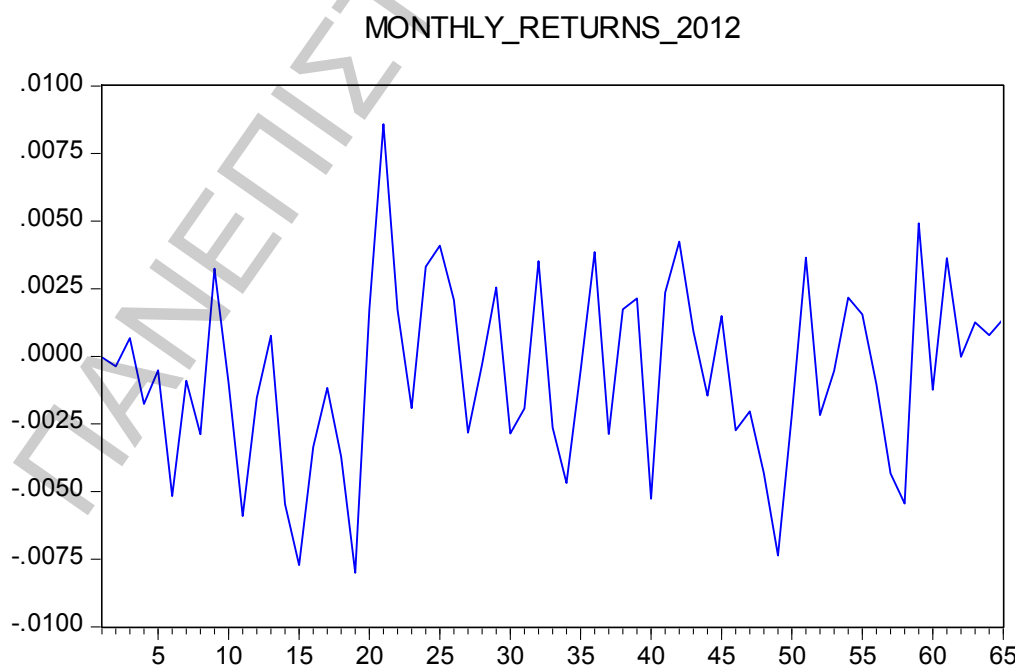
$$R_i = \beta_1 * D_{JANt} + \beta_2 * D_{FEBt} + \beta_3 * D_{MARCHt} + \beta_4 * D_{APRILt} + \beta_5 * D_{MAYt} + \beta_6 * D_{JUNEt} + \beta_7 * D_{JULYt} + \beta_8 * D_{AUGUSTt} + \beta_9 * D_{SEPTEMBERt} + \beta_{10} * D_{OCTOBERt} + \beta_{11} * D_{NOVEMBERt} + \beta_{12} * D_{DECEMBERt} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Την τρέξαμε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Dependent Variable: MONTHLY_RETURNS_2012
Method: Least Squares
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	-0.001065	0.001568	-0.679173	0.5000
FEBRUARY	-0.001670	0.001568	-1.064.539	0.2919
MARCH	-2.44E-05	0.001568	-0.015557	0.9876
APRIL	0.001273	0.001568	0.811667	0.4206
MAY	-0.002425	0.001568	-1.546.184	0.1280
JUNE	-0.001097	0.001568	-0.699321	0.4874
JULY	1.60E-05	0.001568	0.010202	0.9919
AUGUST	-0.000298	0.001432	-0.207861	0.8361
SEPTEMBER	-0.000700	0.001432	-0.488618	0.6271
OCTOBER	-0.000469	0.001432	-0.327577	0.7445
NOVEMBER	-0.002011	0.001432	-1.404.249	0.1661
DECEMBER	0.000678	0.001432	0.473778	0.6376

R-squared	0.094616	Mean dependent var	-0.000642
Adjusted R-squared	-0.093294	S.D. dependent var	0.003354
S.E. of regression	0.003507	Akaike info criterion	-8,302977
Sum squared resid	0.000652	Schwarz criterion	-7,901551
Log likelihood	281,8467	Hannan-Quinn criter.	-8,144588
Durbin-Watson stat	1,580679		



Πρώτες παρατηρήσεις

Φαίνεται ότι οι παρατηρήσεις κινούνται γύρω από ένα σταθερό μέσο ($E(Y_t) = \text{constant}$). Εμφανίζεται μια μικρή εξάρτηση μεταξύ των παρατηρήσεων ανά διαστήματα. Εμφανίζονται μικροί κύκλοι ανά διαστήματα. Επομένως, η διακύμανση φαίνεται να μην είναι σταθερή ανά διαστήματα (clusters). Ενδείξεις για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας.

Ελέγξαμε την ύπαρξη ακραίων τιμών (outliers), δηλαδή τιμών που να βρίσκονται εκτός του διαστήματος ($\mu - 3\sigma$, $\mu + 3\sigma$). Δεν υπήρξαν ακραίες τιμές, αλλά στην περίπτωση που υπήρχαν, θα λαμβάναμε ως τιμή το μέσο όρο των τιμών των 3 προηγούμενων μηνών.

Έλεγχοι που διενεργήσαμε

1. Έλεγχος για στασιμότητα των παρατηρήσεων

Κάνουμε το unit root test προκειμένου να ελέγξουμε εάν οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

H_0 : Υπάρχει τουλάχιστον ένα unit root –αγορά αποτελεσματική, ακολουθεί τον τυχαίο περίπατο (random walk).

H_1 : Δεν υπάρχει Unit root. Άρα, η αγορά δεν είναι αποτελεσματική και υπάρχουν ενδείξεις για την ύπαρξη ημερολογιακού φαινομένου.

Στην περίπτωση που γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 , πρέπει προκειμένου να εξουδετερώσουμε το Unit root και οι τιμές μας να γίνουν στάσιμες, παίρνουμε τις πρώτες διαφορές.

Δηλαδή $d\text{monthlyreturns}_{2012} = d(\log_ \text{monthly_returns}_{2012})$.

Null Hypothesis: MONTHLY_RETURNS_2012 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6,785068	0.0000
Test critical values:	1% level	-4,107947	
	5% level	-3,481595	
	10% level	-3,168695	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Όπως φαίνεται παραπάνω το Probability του Augmented Dickey-Fuller test=0,0000, άρα απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Άρα, δεν υπάρχει Unit root, επομένως οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

2. Έλεγχος για γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων ($\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$)

Τρέχουμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων.

$H_0: \text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$ - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

$H_1: \text{cov}(u_t, u_{t-j})\neq 0$ - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση

Ελέγχουμε αρχικά το Correlogram Q-statistics προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν χρειάζεται να επαναπροσδιορίσουμε το μοντέλο της παλινδρόμησής μας.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. *	. *	1	0.209	0.209	2,9789	0.084
.* .	** .	2	-0.162	-0.215	4,7823	0.092
. *	. **	3	0.128	0.234	5,9306	0.115
. **	. *	4	0.257	0.145	10.659	0.031
* .	* .	5	-0.111	-0.177	11.546	0.042
** .	* .	6	-0.274	-0.172	17.100	0.009

.*.	.*.	7	-0.093	-0.112	17.755	0.013
. .	. .	8	0.072	0.051	18.153	0.020
. .	. .	9	-0.033	0.041	18.237	0.033
.*.	. .	10	-0.103	0.021	19.070	0.039
. .	.*.	11	-0.061	-0.092	19.373	0.055
. .	.*.	12	-0.025	-0.124	19.424	0.079
. .	. .	13	-0.037	-0.054	19.540	0.107
.*.	. .	14	-0.075	-0.032	20.016	0.130
. .	. .	15	-0.059	0.011	20.320	0.160

Από το Correlogram Q-statistics φαίνεται να υπάρχει αυτοσυσχέτιση δεύτερης τάξης, καθώς τα Probability(Q-statistic) των Partial Correlation είναι ίσα με 0,084 και 0,092 που είναι μικρότερα από το 0,10, γεγονός που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 ($\rho_1 = 0$) και γίνεται δεκτή η H_1 ($\rho_1 \neq 0$). Επομένως, φαίνεται να απαιτείται επαναπροσδιορισμός του αρχικού μοντέλου σε αυτοπαλίνδρομο δεύτερης τάξης AR(2).

Τρέχοντας το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προσθέτοντας αρχικά μεταβλητές απόδοσης με τρεις χρονικές υστερήσεις, προκειμένου να καταλήξουμε σε δύο χρονικές υστερήσεις, προκύπτει το επόμενο αποτέλεσμα:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2,678672	Prob. F(3,50)	0.0569
Obs*R-squared	9,000292	Prob. Chi-Square(3)	0.0293

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	-2.87E-05	0.001501	-0.019117	0.9848
FEBRUARY	9.35E-05	0.001501	0.062281	0.9506
MARCH	3.33E-05	0.001499	0.022198	0.9824

APRIL	1.95E-19	0.001499	1.30E-16	1,0000
MAY	-2.60E-19	0.001499	-1.74E-16	1,0000
JUNE	-4.04E-19	0.001499	-2.69E-16	1,0000
JULY	2.19E-19	0.001499	1.46E-16	1,0000
AUGUST	-1.12E-19	0.001368	-8.18E-17	1,0000
SEPTEMBER	2.15E-19	0.001368	1.57E-16	1,0000
OCTOBER	-1.29E-19	0.001368	-9.39E-17	1,0000
NOVEMBER	5.48E-19	0.001368	4.00E-16	1,0000
DECEMBER	-3.00E-19	0.001368	-2.19E-16	1,0000
RESID(-1)	0.304822	0.137489	2.217.062	0.0312
RESID(-2)	-0.274973	0.139401	-1,972533	0.0541
RESID(-3)	0.236783	0.138669	1,707543	0.0939

R-squared	0.138466	Mean dependent var	4.00E-20
Adjusted R-squared	-0.102763	S.D. dependent var	0.003191
S.E. of regression	0.003351	Akaike info criterion	- 8,359710
Sum squared resid	0.000562	Schwarz criterion	- 7,857928
Log likelihood	286,6906	Hannan-Quinn criter.	- 8,161725
Durbin-Watson stat	2,069410		

Όπως φαίνεται παραπάνω το Probability Chi- Square(3) =0,0293 < 0,05, άρα απορρίπτεται η Ho- Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H1- Υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Ελέγχοντας παράλληλα και τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών των RESID(-1), RESID(-2) και RESID(-3) οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι οι συντελεστές τους είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10% αντίστοιχα. Τα ανωτέρω σε συνδυασμό με την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι πρέπει να πάρουμε αυτοπαλίνδρομο μοντέλο αρχικά τρίτου βαθμού προκειμένου να καταλήξουμε σε δεύτερου και με αυτόν τον τρόπο να επιτύχουμε την εξουδετέρωση της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων. Επαναπροσδιορίζουμε το αρχικό μας μοντέλο προσθέτοντας μεταβλητές απόδοσης του Γενικού Δείκτη τριών χρονικών υστερήσεων και προκύπτουν τα επόμενα αποτελέσματα:

Dependent Variable: MONTHLY_RETURNS_2012
Method: Least Squares
Included observations: 62 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	-0.001743	0.001590	-1,096448	0.2785
FEBRUARY	-0.000590	0.001609	-0.366357	0.7157
MARCH	6.27E-05	0.001565	0.040076	0.9682
APRIL	0.001073	0.001564	0.686065	0.4960
MAY	-0.002424	0.001566	-1,547288	0.1285
JUNE	-3.04E-06	0.001602	-0.001898	0.9985
JULY	-0.000620	0.001598	-0.387780	0.6999
AUGUST	-8.26E-05	0.001581	-0.052222	0.9586
SEPTEMBER	-0.000394	0.001553	-0.253908	0.8007
OCTOBER	-0.000565	0.001547	-0.365343	0.7165
NOVEMBER	-0.001990	0.001413	-1,407979	0.1657
DECEMBER	0.001326	0.001442	0.919402	0.3626
MONTHLY_RETURNS_2012(-1)	0.304104	0.141620	2,14732	0.0370
MONTHLY_RETURNS_2012(-2)	-0.275359	0.143575	-1,91788	0.0612
MONTHLY_RETURNS_2012(-3)	0.236741	0.142816	1,65766	0.1040

R-squared	0.219833	Mean dependent var	-0.000678
Adjusted R-squared	-0.012558	S.D. dependent var	0.003430
S.E. of regression	0.003452	Akaike info criterion	-8,293068
Sum squared resid	0.000560	Schwarz criterion	-7,778438
Log likelihood	272,0851	Hannan-Quinn criter.	-8,091011
Durbin-Watson stat	2,069412		

Παρατηρούμε αυτό που αναμέναμε ότι ο συντελεστής της μεταβλητής αποδόσεων τριών χρονικών υστερήσεων δεν είναι στατιστικά σημαντικός, ενώ οι συντελεστές των μεταβλητών αποδόσεων της μιας χρονικής υστέρησης και των δύο χρονικών υστερήσεων είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 5\%$ και $\alpha = 10\%$ αντίστοιχα.

Επομένως, επαναπροσδιορίζουμε το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο δεύτερης τάξης AR(2).

Ξανατρέχουμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test με μεταβλητές απόδοσης δύο χρονικών υστερήσεων και καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση (Probability Chi-Square(1) = 0,1023 > 0,10 – γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1,833260	Prob. F(2,47)	0.1711
Obs*R-squared	4,559040	Prob. Chi-Square(2)	0.1023

3. Έλεγχος για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας

Τρέχουμε το ARCH LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, δηλαδή ότι

$$\widehat{u}_t^2 = \rho_0 + \sum_{i=1}^k \rho_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^k \rho_{k+j} X_{j,t}^2 + \varepsilon_t \quad (6)$$

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0$ (Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα)

$H_1 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0$ (Δεν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα- έχουμε ετεροσκεδαστικότητα)

Όπως φαίνεται στον πίνακα με τα αποτελέσματα του ARCH LM test το Probability Chi-Square = 0,6180 > 0,10 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η υπόθεση H_1 , άρα δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα. Επομένως, δε χρειάζεται να κάνουμε χρήση μοντέλου GARCH για να την διορθώσουμε.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.241574	Prob. F(1,60)	0.6249
Obs*R-squared	0.248626	Prob. Chi-Square(1)	0.6180

Επομένως, από την παλινδρόμηση που τρέξαμε στην νέα συνάρτηση παλινδρόμησης προκύπτει ότι το Probability (t-statistic) του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου (JANUARY) είναι ίσο με $0,2780 > 0,10$ που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Άρα, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Dependent Variable: MONTHLY_RETURNS_2012

Method: Least Squares

Included observations: 63 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	-0.001759	0.001604	-1,096904	0.2780
FEBRUARY	-0.001282	0.001568	-0.817986	0.4173
MARCH	0.000168	0.001577	0.106789	0.9154
APRIL	0.000917	0.001575	0.582188	0.5631
MAY	-0.002754	0.001567	-1,756697	0.0852*
JUNE	-0.000205	0.001611	-0.126988	0.8995
JULY	-0.000232	0.001595	-0.145351	0.8850
AUGUST	-0.000592	0.001565	-0.378234	0.7069
SEPTEMBER	-0.000673	0.001558	-0.431664	0.6679
OCTOBER	-0.000356	0.001425	-0.249776	0.8038
NOVEMBER	-0.002043	0.001426	-1,433261	0.1581
DECEMBER	0.001087	0.001448	0.750840	0.4563
MONTHLY_RETURNS_2012(-1)	0.253965	0.139492	1,820642	0.0748*
MONTHLY_RETURNS_2012(-2)	-0.217048	0.140494	-1,544886	0.1288
R-squared	0.174203	Mean dependent var	-0.000656	
Adjusted R-squared	-0.044886	S.D. dependent var	0.003407	
S.E. of regression	0.003482	Akaike info criterion	-8,289148	
Sum squared resid	0.000594	Schwarz criterion	-7,812896	
Log likelihood	275,1082	Hannan-Quinn	-8,101836	

critier.	
Durbin-Watson stat	1,897811

*Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

Επιπρόσθετα, τρέχουμε το Wald test προκειμένου να επιβεβαιώσουμε το παραπάνω συμπέρασμα. Θέσαμε τις εξής υποθέσεις :

$H_0: c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12)=0$

$H_1: c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12)\neq 0$

Wald Test:
Equation: MONTHLY_RETURNS_2012

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.701188	(12, 49)	0.7425
Chi-square	8.414256	12	0.7520

Restrictions are linear in coefficients.

Όπως φαίνεται από τον παραπάνω πίνακα του Wald test το Probability Chi-square είναι ίσο με $0,7520 > 0,10$ που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . **Άρα, όλοι οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.**

Συμπέρασμα

Επομένως, για το διάστημα 1/8/2007-31/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ιταλία.

Από την εφαρμογή και των δύο μεθοδολογιών παρατηρούμε ότι τα αποτελέσματά στα οποία καταλήξαμε συγκλίνουν. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου δεν ισχύει στην Ιταλία για το χρονικό διάστημα από 1/1/1993-31/12/2012 είτε δηλαδή προ είτε μετά του ξεσπάσματος της χρηματοπιστωτικής κρίσης.

5.4 Αποτελέσματα φαινομένου του Ιανουαρίου για την Ελλάδα

Α' μεθοδολογία

Σύμφωνα με την πρώτη μεθοδολογία υπολογίσαμε τις μηνιαίες αποδόσεις για όλους τους μήνες για το διάστημα 1/1/1993-31/12/2012. Κατόπιν, υπολογίσαμε τους μέσους όρους των μηνιαίων αποδόσεων ανά μήνα με πλήθος παρατηρήσεων ίσο με 20 όσα και τα εξεταζόμενα έτη. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσων μηνιαίων αποδόσεων όπως φαίνεται στον πίνακα στο τέλος της πρώτης μεθοδολογίας.

Με τον ίδιο τρόπο υπολογίσαμε και τους μέσους όρους των μηνιαίων επιτοκίων χωρίς κίνδυνο, δηλαδή στην περίπτωση μας των Εντόκων Γραμματίων Ελληνικού Δημοσίου 3μηνιαίας διάρκειας για το εξεταζόμενο διάστημα. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσων μηνιαίων τιμών ΕΓΕΔ.

Ομοίως, διενεργήσαμε το ίδιο και για τον υπολογισμό της τυπικής απόκλισης. Υπολογίσαμε τις μηνιαίες τυπικές αποκλίσεις για κάθε μήνα για κάθε ένα από τα 20 έτη και κατόπιν, υπολογίσαμε τους μέσους όρους των τυπικών αποκλίσεων ανά μήνα. Έτσι, καταλήξαμε σε 12 τιμές μέσων μηνιαίων τυπικών αποκλίσεων.

Με αυτά τα δεδομένα υπολογίσαμε τους δείκτες αποτελεσματικότητας Sharpe και Treynor. Πρέπει να σημειωθεί ότι για το Treynor ratio εφόσον η συνδιακύμανση των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, που είναι πάλι οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη, είναι ίση με τη διακύμανση του Γενικού Δείκτη, ο συντελεστής βήτα του Γενικού Δείκτη είναι ίσος με τη μονάδα. Επομένως, δε χρειάζεται να τον εκτιμήσουμε με τη χρήση του μονοπαραγοντικού μοντέλου και να τρέξουμε παλινδρόμηση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Τα αποτελέσματα και για τους δύο δείκτες φαίνονται στους επόμενους πίνακες :

Sharpe ratio

Month	Rp	Rf	s	Sharpe ratio	diff. from Jan.	t-statistic
M01	0,14994	0,61337	0,01680	-27,580		
M02	-0,02325	0,60276	0,01648	-37,997	10,41710	1,92468*
M03	0,00503	0,58252	0,01585	-36,432	8,85188	1,63548
M04	0,10154	0,57456	0,01614	-29,303	1,72257	0,31826
M05	-0,06798	0,56991	0,01655	-38,553	10,97315	2,02741**
M06	-0,12416	0,59745	0,01510	-47,782	20,20216	3,73258***
M07	0,15604	0,58541	0,01403	-30,603	3,02328	0,55859
M08	-0,08078	0,57409	0,01389	-47,144	19,56437	3,61474***
M09	-0,03241	0,57060	0,01685	-35,781	8,20079	1,51519
M10	-0,06403	0,56517	0,01615	-38,957	11,37662	2,10196**
M11	-0,05186	0,56553	0,01553	-39,760	12,18028	2,25044**
M12	0,09288	0,55998	0,01263	-36,991	9,41119	1,73882*

Treynor ratio

Month	Rp	Rf	Treynor ratio	diff. from Jan.	t-statistic
M01	0,14994	0,61337	-0,46343		
M02	-0,02325	0,60276	-0,57951	0,116	2,63634***
M03	0,00503	0,58252	-0,57749	0,114	2,59062***
M04	0,10154	0,57456	-0,47302	0,010	0,21783
M05	-0,06798	0,56991	-0,50194	0,039	0,87463
M06	-0,12416	0,59745	-0,47329	0,010	0,22405
M07	0,15604	0,58541	-0,42937	-0,034	-0,77347
M08	-0,08078	0,57409	-0,49331	0,030	0,67865
M09	-0,03241	0,57060	-0,53820	0,075	1,69816*
M10	-0,06403	0,56517	-0,50115	0,038	0,85669
M11	-0,05186	0,56553	-0,51367	0,050	1,14111
M12	0,09288	0,55998	-0,46709	0,004	0,08317

*** Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$

** Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

* Στατιστικά σημαντική η διαφορά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

Από τους ανωτέρω πίνακες προκύπτει ανά δείκτη :

A.Sharpe ratio

Οι υποθέσεις που θέσαμε για τον υπολογισμό του t-statistic είναι :

H_0 : Sharpe ratio Jan-Sharpe ratio other month =0
H_1 : Sharpe ratio Jan-Sharpe ratio other month \neq 0

Άρα, προκύπτουν στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$ οι διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe τους μήνες **Ιούνιο και Αύγουστο**.

Επίσης, προκύπτουν στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$ οι διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe τους μήνες **Μάιο, Οκτώβριο και Νοέμβριο**.

Επίσης, προκύπτουν στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$ οι διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe τους μήνες **Φεβρουάριο και Δεκέμβριο**.

Τέλος, δεν είναι στατιστικά σημαντικές οι διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe τους μήνες **Μάρτιο, Απρίλιο, Ιούλιο και Σεπτέμβριο**.

B.Treynor ratio

Οι υποθέσεις που θέσαμε για τον υπολογισμό του t-statistic είναι :

H_0 : Treynor ratio Jan-Treynor ratio other month =0
H_1 : Treynor ratio Jan-Treynor ratio other month \neq 0

Άρα, προκύπτουν στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$ οι διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor τους **μήνες Φεβρουάριο και Μάρτιο**.

Επίσης, προκύπτει στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$ η διαφορά μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα Ιανουάριο και της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα **Σεπτέμβριο**.

Τέλος, δεν είναι στατιστικά σημαντικές οι διαφορές μεταξύ της τιμής του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor το μήνα Ιανουάριο και των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor τους μήνες **Απρίλιο, Μάιο, Ιούνιο, Ιούλιο, Αύγουστο, Οκτώβριο, Νοέμβριο και Δεκέμβριο**.

Επίσης, προκειμένου να επιβεβαιώσουμε τη στατιστική σημαντικότητα των ανωτέρω αποτελεσμάτων τρέξαμε μια απλή γραμμική παλινδρόμηση (Classic Linear Regression-CLR) χωρίζοντας το χρονικό διάστημα των 20ετών σε δύο επιμέρους διαστήματα από 1/1/1993 έως 31/7/2007 που είναι το διάστημα πριν από το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης και στο διάστημα από 1/8/2008 έως 31/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης με τις τιμές και των δύο δεικτών αποτελεσματικότητας (Treynor και Sharpe) της μορφής :

$$S_t = a_i + b_i * D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$T_t = a_i + b_i * D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Όπου S_t και T_t = οι μηνιαίες τιμές των δεικτών Sharpe και Treynor αντίστοιχα για το μήνα t για διάστημα 20 ετών, D_{it} = η ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή $i=1$ όταν είναι Ιανουάριος και την τιμή $i=0$ όταν είναι οποιοσδήποτε άλλος μήνας για το διάστημα των 20 ετών, a_i = η μέση τιμή των τιμών των δεικτών αποτελεσματικότητας όλων των υπόλοιπων μηνών εκτός από τον Ιανουάριο, b_i = η διαφορά μεταξύ των τιμών του μηνός Ιανουαρίου και του μέσου όλων των υπόλοιπων μηνών.

Θέσαμε, λοιπόν, τις υποθέσεις :

H_0 : Ο συντελεστής $b_i=0$

H_1 : Ο συντελεστής $b_i \neq 0$

Εάν ο συντελεστής b_i της ψευδομεταβλητής D_{it} είναι στατιστικά σημαντικός δηλαδή το p-value είναι μικρότερο από 0,1 και άρα απορρίπτεται η υπόθεση H_0 και γίνεται δεκτή η υπόθεση H_1 ($b_i \neq 0$), τότε αποδεικνύεται ότι ο εκάστοτε δείκτης αποτελεσματικότητας έχει υψηλότερη τιμή κατά το μήνα Ιανουάριο (-υπεραποδίδει), άρα ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ελλάδα.

Με αυτόν τον τρόπο επαληθεύσαμε τα αποτελέσματα και τη στατιστική σημαντικότητα των τιμών των δεικτών αποτελεσματικότητας Treynor και Sharpe του Γενικού Δείκτη της Ελλάδας.

Τρέξαμε αυτές τις απλές γραμμικές παλινδρομήσεις με τις μηνιαίες τιμές των δεικτών αποτελεσματικότητας για τα 20 έτη που εξετάσαμε.

Τα αποτελέσματα φαίνονται στους επόμενους πίνακες των παλινδρομήσεων που τρέξαμε στο Eviews (version 7.0).

A.Sharpe ratio για το διάστημα από 1/1/1998-31/7/2007

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0281 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Null Hypothesis: SHARPE_RATIO_TILL2007 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3,656279	0,0281
Test critical values:	1% level	-4,012296	
	5% level	-3,436163	
	10% level	-3,142175	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe από 1/1/1998-31/7/2007 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

Dependent Variable: SHARPERATIOTILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 175

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,571354	0,046739	-12,22435	0,0000
DUMMY2007	0,171026	0,159644	1,071294	0,2855
R-squared	0,00659	Mean dependent var		- 0,556695
Adjusted R-squared	0,000848	S.D. dependent var		0,591458
S.E. of regression	0,591207	Akaike info criterion		1.798.062
Sum squared resid	60,46796	Schwarz criterion		1.834.231
Log likelihood	-155,3304	Hannan-Quinn criter.		1.812.733
F-statistic	1,147671	Durbin-Watson stat		0,5887
Prob(F-statistic)	0,28553			

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial Correlation υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων 3^{ου} βαθμού, καθώς και τα Prob(Q-statistic) είναι ίσα με το μηδέν που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, πρέπει να επαναπροσδιορίσουμε το αρχικό μας μοντέλο.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat.	Prob.
. *****	. *****	1	0,703	0,703	87,928	0,000
. *****	. ***	2	0,689	0,385	172,85	0,000
. *****	. **	3	0,702	0,311	261,69	0,000
. *****	. *	4	0,640	0,076	335,98	0,000
. ****	. .	5	0,620	0,055	406,04	0,000
. *****	. *	6	0,634	0,121	479,8	0,000
. ****	. *	7	0,620	0,095	550,57	0,000
. ****	* .	8	0,557	-0,07	608,12	0,000
. ****	. .	9	0,568	0,023	668,35	0,000
. ****	. .	10	0,566	0,059	728,48	0,000

Τρέξαμε και το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test αρχικά με τέσσερις χρονικές υστερήσεις μεταβλητές των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(4) είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Επομένως, χρειάζεται να επανεκτιμήσουμε το αρχικό μας μοντέλο και να το μετατρέψουμε σε αυτοπαλίνδρομο.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	67,17568	Prob. F(4,169)	0,0000
Obs*R-squared	107,4313	Prob. Chi-Square(4)	0,0000

Επαναπροσδιορίσαμε το αρχικό μας μοντέλο προσθέτοντας αρχικά μεταβλητές των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe τεσσάρων χρονικών υστερήσεων. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,073004	0,041487	-1,759672	0,0803
DUMMY2007	0,213406	0,102554	2,080923	0,0390
SHARPERATIOTILL2007(-1)	0,29888	0,076445	3,909753	0,0001
SHARPERATIOTILL2007(-2)	0,19124	0,076636	2,495425	0,0136
SHARPERATIOTILL2007(-3)	0,29956	0,075730	3,955620	0,0001
SHARPERATIOTILL2007(-4)	0,092394	0,075293	1,227126	0,2215
R-squared	0,630784	Mean dependent var		-
Adjusted R-squared	0,619595	S.D. dependent var		0,590504
S.E. of regression	0,364205	Akaike info criterion		0,852257
Sum squared resid	21,88647	Schwarz criterion		0,962491
Log likelihood	-66,86802	Hannan-Quinn criter.		0,896986
F-statistic	56,37854	Durbin-Watson stat		2,003362
Prob(F-statistic)	0,000000			

Παρατηρούμε ότι η μεταβλητή της χρονικής υστέρησης 4^{ου} βαθμού δεν είναι στατιστικά σημαντική, καθώς το Prob.(t-statistic) είναι ίσο με 0,2215 μεγαλύτερο από 0,1 και άρα γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Καταλήγουμε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι πρέπει να μετατρέψουμε το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 3^{ης} τάξης.

Προσθέσαμε, λοιπόν, τρεις μεταβλητές τριών χρονικών υστερήσεων των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe και ξανατρέξαμε το Breusch-Godfrey Serial

Correlation LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση που υπήρχε. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0,961109	Prob. F(2,165)	0,3846
Obs*R-squared	1,980692	Prob. Chi-Square(2)	0,3714

Παρατηρούμε ότι το Prob. Chi Square(2) είναι ίσο με 0,3714 που είναι μεγαλύτερο από το 0,1, επομένως γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Συμπεραίνουμε, λοιπόν, ότι διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων μετατρέποντας το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 3^{ης} τάξης. Επομένως, δεν υπάρχει πλέον αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

Ξανατρέξαμε τη νέα συνάρτηση παλινδρόμησης, τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον επόμενο πίνακα :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,080162	0,041134	-1.948.782	0,0530*
DUMMY2007	0,211201	0,102427	2.061.969	0,0408**
SHARPERATIOTILL2007(-1)	0,338483	0,071251	4.750.579	0,0000***
SHARPERATIOTILL2007(-2)	0,204213	0,073811	2.766.687	0,0063***
SHARPERATIOTILL2007(-3)	0,330069	0,071732	4.601.395	0,0000***
R-squared	0,629168	Mean dependent var		-0,550023
Adjusted R-squared	0,620286	S.D. dependent var		0,591118
S.E. of regression	0,364253	Akaike info criterion		0,846701
Sum squared resid	22,15756	Schwarz criterion		0,938198
Log likelihood	-67,81629	Hannan-Quinn criter.		0,883824
F-statistic	70,83461	Durbin-Watson stat		2,079316
Prob(F-statistic)	0,000000			

*** Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

**Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

*Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

Παρατηρούμε ότι οι συντελεστές των τριών χρονικών υστερήσεων μεταβλητών των τιμών του δείκτη Sharpe είναι στατιστικά σημαντικοί (p -value=0,000, 0,0063, 0,0000 αντίστοιχα) και το R-squared ή καλύτερα το adjusted R-squared είναι ίσο με 62,91% ή 62,02% αντίστοιχα ,επομένως διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο είναι καλά ορισμένο.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,9500 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0,003888	Prob. F(1,169)	0,9504
Obs*R-squared	0,003934	Prob. Chi-Square(1)	0,9500

Επομένως, όπως φαίνεται στον πίνακα της παλινδρόμησης το Probability(t-statistic) του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου είναι ίσο με **0,0408** που σημαίνει ότι είναι μικρότερο από 0,05 και άρα απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Εφόσον απορρίπτεται η H_0 σημαίνει ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής, που παίρνει την τιμή 1 για τον Ιανουάριο και την τιμή 0 για οποιοδήποτε άλλο μήνα, είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.

Άρα, ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/1/1993 -31/7/2007 με δεδομένα τις τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe του Γενικού Δείκτη της Ελλάδας.

B.Sharpe ratio για το διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Null Hypothesis: SHARPE_RATIO_TILL_2012 has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6,080305	0,0000
Test critical values:	1% level	-4,107947	
	5% level	-3,481595	
	10% level	-3,168695	

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe από 1/8/2007-31/12/2012 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

Dependent Variable: SHARPE_RATIO_TILL_2012
Method: Least Squares
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,216597	0,032117	-6,744015	0,0000
DUMMY2012	0,123009	0,115799	1,062263	0,2922
R-squared	0,017596	Mean dependent var		-0,207134
Adjusted R-squared	0,002002	S.D. dependent var		0,249026
S.E. of regression	0,248776	Akaike info criterion		0,085760
Sum squared resid	3,899046	Schwarz criterion		0,152664
Log likelihood	-0,787202	Hannan-Quinn criter.		0,112158
F-statistic	1,128403	Durbin-Watson stat		1,425185
Prob(F-statistic)	0,292171			

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial Correlation υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων 1^{ου} βαθμού, καθώς και το Prob(Q-statistic) είναι ίσο με 0,025 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Η αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 5\%$. Επομένως, πρέπει να επαναπροσδιορίσουμε το αρχικό μας μοντέλο.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. **	. **	1	0,271	0,271	5,003	0,025
. *	. *	2	0,156	0,089	6,692	0,035
. **	. **	3	0,269	0,225	11,792	0,008
. *	. .	4	0,189	0,070	14,335	0,006
. *	. .	5	0,128	0,032	15,522	0,008
. *	. .	6	0,137	0,035	16,902	0,010
. .	. * .	7	-0,002	-0,117	16,902	0,018
. .	. * .	8	-0,049	-0,094	17,088	0,029
. * .	. * .	9	-0,084	-0,118	17,643	0,040
. * .	. * .	10	-0,127	-0,095	18,922	0,041
. * .	. .	11	-0,067	0,023	19,289	0,056
. .	. *	12	0,024	0,131	19,337	0,081

Τρέξαμε και το **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test** και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(1) είναι ίσο με 0,0260 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 -Υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Επομένως, χρειάζεται να επανεκτιμήσουμε το αρχικό μας μοντέλο και να το μετατρέψουμε σε αυτοπαλίνδρομο.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5,115329	Prob. F(1,62)	0,0272
Obs*R-squared	4,954105	Prob. Chi-Square(1)	0,0260

Επαναπροσδιορίσαμε το αρχικό μας μοντέλο προσθέτοντας αρχικά μεταβλητές των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe δύο χρονικών υστερήσεων. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,143484	0,046062	-3,114989	0,0028
DUMMY2012	0,168432	0,119161	1,413481	0,1628
SHARPE_RATIO_TILL_2012(-1)	0,229394	0,129469	1,771805	0,0816
SHARPE_RATIO_TILL_2012(-2)	0,132578	0,134247	0,987569	0,3274
R-squared	0,097624	Mean dependent var		-0,207171
Adjusted R-squared	0,051741	S.D. dependent var		0,252974
S.E. of regression	0,246343	Akaike info criterion		0,097202
Sum squared resid	3,580404	Schwarz criterion		0,233274
Log likelihood	0,938132	Hannan-Quinn criter.		0,150720
F-statistic	2,127650	Durbin-Watson stat		1,978379
Prob(F-statistic)	0,106320			

Παρατηρούμε ότι η μεταβλητή της χρονικής υστέρησης 2^{ου} βαθμού δεν είναι στατιστικά σημαντική, καθώς το Prob.(t-statistic) είναι ίσο με 0,3274 μεγαλύτερο από 0,10 και άρα γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Καταλήγουμε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι πρέπει να μετατρέψουμε το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 1^{ης} τάξης.

Προσθέσαμε, λοιπόν, μια μεταβλητή μιας χρονικής υστέρησης των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe και ξανατρέξαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation

LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση που υπήρχε. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0,034489	Prob. F(1,60)	0,8533
Obs*R-squared	0,036767	Prob. Chi-Square(1)	0,8479

Παρατηρούμε ότι το Prob.Chi Square(1) είναι ίσο με 0,8479 που είναι μεγαλύτερο από το 0,10, επομένως γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Συμπεραίνουμε, λοιπόν, ότι διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων μετατρέποντας το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 1^{ης} τάξης. Επομένως, δεν υπάρχει πλέον αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

Ξανατρέξαμε τη νέα συνάρτηση παλινδρόμησης, τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον επόμενο πίνακα :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,162379	0,041074	-3,953278	0,0002***
DUMMY2012	0,137011	0,114004	1,201809	0,2341
SHARPE_RATIO_TILL_2012(-1)	0,259272	0,124788	2,077693	0,042**
R-squared	0,082445	Mean dependent var		-0,206782
Adjusted R-squared	0,052361	S.D. dependent var		0,250978
S.E. of regression	0,244319	Akaike info criterion		0,065055
Sum squared resid	3,641193	Schwarz criterion		0,166253
Log likelihood	0,918227	Hannan-Quinn criter.		0,104922
F-statistic	2,740509	Durbin-Watson stat		1,982136
Prob(F-statistic)	0,072491			

**Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

***Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Παρατηρούμε ότι ο συντελεστής της μιας χρονικής υστέρησης μεταβλητής των τιμών του δείκτη Sharpe είναι στατιστικά σημαντικός ($p\text{-value}=0,042$) σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$ και το R-squared ή καλύτερα το adjusted R-squared είναι ίσο με 8,24% ή 5,23% αντίστοιχα ,επομένως διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο είναι καλά ορισμένο.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,8785 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0,022620	Prob. F(1,61)	0,8809
Obs*R-squared	0,023353	Prob. Chi-Square(1)	0,8785

Επομένως, όπως φαίνεται στον πίνακα της παλινδρόμησης το Probability(t-statistic) του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου είναι ίσο με **0,2341** που σημαίνει ότι είναι μεγαλύτερο από 0,10 και άρα απορρίπτεται η H_1 και γίνεται δεκτή η H_0 . Εφόσον γίνεται δεκτή η H_0 σημαίνει ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής, που παίρνει την τιμή 1 για τον Ιανουάριο και την τιμή 0 για οποιοδήποτε άλλο μήνα, δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Συμπέρασμα

Άρα, ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/1/1993 - 31/7/2007 με δεδομένα τις τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Sharpe του Γενικού Δείκτη της Ελλάδας, ενώ δεν ισχύει για το χρονικό διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012.

Γ. Treynor ratio για το διάστημα από 1/1/1993-31/7/2007

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Null Hypothesis: TREYNOR_RATIO_TILL2007 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10,82963	0,0000
Test critical values:	1% level	-4,011663	
	5% level	-3,435858	
	10% level	-3,141996	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor από 1/1/1993-31/7/2007 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

Dependent Variable: TREYNOR_RATIO_TILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 175

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,006444	0,000460	-14,01762	0,0000
DUMMY2007	0,001084	0,001570	0,690367	0,4909
R-squared	0,002747	Mean dependent var		-
Adjusted R-squared	-0,003017	S.D. dependent var		0,006351
S.E. of regression	0,005814	Akaike info criterion		-
Sum squared resid	0,005849	Schwarz criterion		7,445580
Log likelihood	653,4883	Hannan-Quinn criter.		-
F-statistic	0,476606	Durbin-Watson stat		7,430909
Prob(F-statistic)	0,490889			0,721254

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial Correlation υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων 4^{ου} βαθμού, καθώς και τα Prob(Q-statistic) είναι ίσα με το μηδέν που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, πρέπει να επαναπροσδιορίσουμε το αρχικό μας μοντέλο.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. *****	. *****	1	0,635	0,635	71,868	0,000
. ****	. **	2	0,609	0,344	138,29	0,000
. ****	. **	3	0,606	0,253	204,35	0,000
. ****	. *	4	0,564	0,118	261,98	0,000
. ****	. .	5	0,490	-0,025	305,77	0,000
. ****	. **	6	0,568	0,216	364,99	0,000
. ****	. **	7	0,620	0,272	435,96	0,000
. ****	. .	8	0,539	0,009	489,9	0,000
. ***	* .	9	0,474	-0,143	531,76	0,000
. ****	. *	10	0,534	0,079	585,23	0,000
. ***	. .	11	0,438	-0,061	621,48	0,000
. ***	. *	12	0,461	0,102	661,92	0,000
. ****	. *	13	0,514	0,118	712,53	0,000
. ****	. .	14	0,501	-0,016	760,77	0,000
. ***	. .	15	0,462	-0,006	802,04	0,000

Τρέξαμε και το **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test** αρχικά με πέντε χρονικές υστερήσεις μεταβλητές των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(5) είναι ίσο με 0,0008 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Επομένως, χρειάζεται να επανεκτιμήσουμε το αρχικό μας μοντέλο και να το μετατρέψουμε σε αυτοπαλίνδρομο 4^{ου} βαθμού.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4,485374	Prob. F(5,158)	0,0008
Obs*R-squared	21,13082	Prob. Chi-Square(5)	0,0008

Επαναπροσδιορίσαμε το αρχικό μας μοντέλο προσθέτοντας αρχικά μεταβλητές των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor πέντε χρονικών υστερήσεων. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,001006	0,000515	-1,952971	0,0525
DUMMY2007	0,001289	0,001127	1,144026	0,2543
TREYNOR_RATIO_TILL2007(-1)	0,257382	0,078192	3,291651	0,0012

TREYNOR_RATIO_TILL2007(-2)	0,191769	0,079650	2,407655	0,0172
TREYNOR_RATIO_TILL2007(-3)	0,237151	0,078481	3,021753	0,0029
TREYNOR_RATIO_TILL2007(-4)	0,151391	0,078703	1,923577	0,0562
TREYNOR_RATIO_TILL2007(-5)	-0,010173	0,076412	- 0,133130	0,8943

R-squared	0,519055	Mean dependent var	- 0,006107
Adjusted R-squared	0,501351	S.D. dependent var	0,005673
S.E. of regression	0,004006	Akaike info criterion	- 8,161611
Sum squared resid	0,002616	Schwarz criterion	- 8,032490
Log likelihood	700,7369	Hannan-Quinn criter.	- 8,109215
F-statistic	29,31930	Durbin-Watson stat	1,990395
Prob(F-statistic)	0,000000		

Παρατηρούμε ότι η μεταβλητή της χρονικής υστέρησης 5^{ου} βαθμού δεν είναι στατιστικά σημαντική, καθώς το Prob.(t-statistic) είναι ίσο με 0,8943 μεγαλύτερο από 0,1 και άρα γίνεται δεκτή η υπόθεση H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Καταλήγουμε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι πρέπει να μετατρέψουμε το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 4^{ης} τάξης.

Προσθέσαμε, λοιπόν, τέσσερις μεταβλητές τριών χρονικών υστερήσεων των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor και ξανατρέξαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση που υπήρχε. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1,554552	Prob. F(2,163)	0,2144
Obs*R-squared	3,200649	Prob. Chi-Square(2)	0,2018

Παρατηρούμε ότι το Prob. Chi Square(2) είναι ίσο με 0,2018 που είναι μεγαλύτερο από το 0,1, επομένως γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Συμπεραίνουμε, λοιπόν, ότι διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων μετατρέποντας το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 4^{ης} τάξης. Επομένως, δεν υπάρχει πλέον αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων.

Ξανατρέξαμε τη νέα συνάρτηση παλινδρόμησης, τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον επόμενο πίνακα :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,000987	0,000506	-	0,0526*
DUMMY2007	0,001297	0,001119	1,158541	0,2483
TREYNOR_RATIO_TILL2007(-1)	0,258518	0,076406	3,383474	0,0009***
TREYNOR_RATIO_TILL2007(-2)	0,192725	0,07638	2,523247	0,0126**
TREYNOR_RATIO_TILL2007(-3)	0,233167	0,076445	3,050152	0,0027***
TREYNOR_RATIO_TILL2007(-4)	0,147167	0,075145	1,958439	0,0519*
R-squared	0,524981	Mean dependent var		-0,006156
Adjusted R-squared	0,510586	S.D. dependent var		0,005694
S.E. of regression	0,003983	Akaike info criterion		-8,178951
Sum squared resid	0,002618	Schwarz criterion		-8,068717
Log likelihood	705,3003	Hannan-Quinn criter.		-8,134223
F-statistic	36,47089	Durbin-Watson stat		1,997869
Prob(F-statistic)	0,000000			

*Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

**Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

***Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Παρατηρούμε ότι οι συντελεστές των τεσσάρων χρονικών υστερήσεων μεταβλητών των τιμών του δείκτη Treynor είναι στατιστικά σημαντικοί (p -value=0,0009, 0,0126, 0,0027 και 0,0519 αντίστοιχα) σε επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 1%, 5%, 1% και 10% αντίστοιχα και το R-squared ή καλύτερα το adjusted R-squared είναι ίσο με 52,49% ή 51,05% αντίστοιχα ,επομένως διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο είναι καλά ορισμένο.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,2873 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1,126252	Prob. F(1,168)	0,2901
Obs*R-squared	1,132071	Prob. Chi-Square(1)	0,2873

Επομένως, όπως φαίνεται στον πίνακα της παλινδρόμησης το Probability(t-statistic) του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου είναι ίσο με **0,2483** που σημαίνει ότι είναι μεγαλύτερο από 0,1 και άρα γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Εφόσον απορρίπτεται η H_1 σημαίνει ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής, που παίρνει την τιμή 1 για τον Ιανουάριο και την τιμή 0 για οποιοδήποτε άλλο μήνα, δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Δ. Treynor ratio για το διάστημα από 1/8/2007-31/12/2012

Αρχικά, ελέγξαμε εάν οι παρατηρήσεις είναι στάσιμες τρέχοντας το unit root test. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το p-value είναι ίσο με 0,0000 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Επομένως, δεν υπάρχει unit root και οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

Null Hypothesis: TREYNOR_RATIO_TILL_2012 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6,055795	0,0000
Test critical values:	1% level	-4,107947	
	5% level	-3,481595	
	10% level	-3,168695	

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

Τρέξαμε τις μηνιαίες τιμές του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor από 1/8/2007-31/12/2012 σε σχέση με την ψευδομεταβλητή D_{it} και προέκυψε ο επόμενος πίνακας :

Dependent Variable: TREYNOR_RATIO_TILL_2012
Method: Least Squares
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,004274	0,000677	-6.309.564	0,0000
DUMMY2012	0,001815	0,002442	0,74331	0,4601
R-squared	0,008694	Mean dependent var		- 0,004134
Adjusted R-squared	-0,007041	S.D. dependent var		0,005228
S.E. of regression	0,005247	Akaike info criterion		- 7,632127
Sum squared resid	0,001734	Schwarz criterion		- 7,565223
Log likelihood	250,0441	Hannan-Quinn criter.		- 7,605729

F-statistic	0,552510	Durbin-Watson stat	1,485587
Prob(F-statistic)	0,460057		

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων βλέποντας αρχικά το Correlogram Q-statistics. Όπως φαίνεται παρακάτω από το Partial Correlation υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων 1^{ου} βαθμού, καθώς και το Prob(Q-statistic) είναι ίσο με 0,043 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Η αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 5\%$. Επομένως, πρέπει να επαναπροσδιορίσουμε το αρχικό μας μοντέλο.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. **	. **	1	0,245	0,245	4,1003	0,043
. *	. .	2	0,096	0,038	4,7317	0,094
. **	. **	3	0,254	0,237	9,2757	0,026
. *	. .	4	0,105	-0,011	10,060	0,039
. .	. .	5	0,009	-0,035	10,066	0,073
. .	. * .	6	-0,008	-0,069	10,071	0,122
. * .	** .	7	-0,203	-0,237	13,172	0,068
. * .	. .	8	-0,068	0,038	13,526	0,095
. .	. .	9	-0,03	0,006	13,596	0,137
** .	. * .	10	-0,227	-0,132	17,683	0,061
. * .	. .	11	-0,083	0,043	18,236	0,076
. .	. .	12	-0,049	-0,044	18,434	0,103
** .	** .	13	-0,275	-0,225	24,785	0,025
. * .	. * .	14	-0,184	-0,116	27,666	0,016
. .	. *	15	0,028	0,123	27,733	0,023

Τρέξαμε και το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test και διαπιστώσαμε ότι το Prob- Chi- Square(1) είναι ίσο με 0,0451 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η υπόθεση H_0 – Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 -Υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Επομένως, χρειάζεται να επανεκτιμήσουμε το αρχικό μας μοντέλο και να το μετατρέψουμε σε αυτοπαλίνδρομο 1^{ης} τάξης.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4,083553	Prob. F(1,62)	0,0476
Obs*R-squared	4,016596	Prob. Chi-Square(1)	0,0451

Επαναπροσδιορίσαμε το αρχικό μας μοντέλο προσθέτοντας αρχικά μεταβλητές των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor δύο χρονικών υστερήσεων. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,003162	0,000959	3.299.105	0,0016
DUMMY2012	0,001984	0,002514	0.789192	0,4332
TREYNOR_RATIO_TILL_2012(-1)	0,222613	0,131061	1.698.550	0,0947
TREYNOR_RATIO_TILL_2012(-2)	0,058092	0,134202	0.432867	0,6667
R-squared	0,067501	Mean dependent var		-0,004197
Adjusted R-squared	0,020086	S.D. dependent var		0,005296
S.E. of regression	0,005243	Akaike info criterion		-7,602537
Sum squared resid	0,001622	Schwarz criterion		-7,466465
Log likelihood	243,4799	Hannan-Quinn criter.		-7,549020
F-statistic	1,423610	Durbin-Watson stat		1,984651
Prob(F-statistic)	0,244918			

Παρατηρούμε ότι η μεταβλητή της χρονικής υστέρησης 2^{ου} βαθμού δεν είναι στατιστικά σημαντική, καθώς το Prob.(t-statistic) είναι ίσο με 0,6667 μεγαλύτερο από 0,1 και άρα γίνεται δεκτή η υπόθεση H₀ και απορρίπτεται η H₁. Καταλήγουμε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι πρέπει να μετατρέψουμε το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 1^{ης} τάξης.

Προσθέσαμε, λοιπόν, μια μεταβλητή μιας χρονικής υστέρησης των τιμών του δείκτη αποτελεσματικότητας Treynor και ξανατρέξαμε το **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test** προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση που υπήρχε. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον επόμενο πίνακα :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0,005850	Prob. F(1,60)	0,9393
Obs*R-squared	0,006239	Prob. Chi-Square(1)	0,9370

Παρατηρούμε ότι το Prob.Chi Square(1) είναι ίσο με 0,9370 που είναι μεγαλύτερο από το 0,1, επομένως γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Συμπεραίνουμε, λοιπόν, ότι διορθώσαμε την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων μετατρέποντας το αρχικό μας μοντέλο σε αυτοπαλίνδρομο 1^{ης} τάξης. Επομένως, δεν υπάρχει πλέον αυτοσυσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων

Ξανατρέξαμε τη νέα συνάρτηση παλινδρόμησης, τα αποτελέσματα εμφανίζονται στον επόμενο πίνακα :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,003270	0,000861	-3,795682	0,0003***
DUMMY2012	0,001679	0,002413	0,695688	0,4893
TREYNOR_RATIO_TILL_2012(-1)	0,238720	0,125260	1,905799	0,0614*
R-squared	0,064556	Mean dependent var		-0,004148
Adjusted R-squared	0,033885	S.D. dependent var		0,005268
S.E. of regression	0,005178	Akaike info criterion		-7,642890
Sum squared resid	0,001636	Schwarz criterion		-7,541693
Log likelihood	247,5725	Hannan-Quinn criter.		-7,603024
F-statistic	2,104822	Durbin-Watson stat		1,977349
Prob(F-statistic)	0,130632			

*Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

***Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Παρατηρούμε ότι ο συντελεστής της μιας χρονικής υστέρησης μεταβλητής των τιμών του δείκτη Treynor είναι στατιστικά σημαντικός ($p\text{-value}=0,0614$) σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$ και το R-squared ή καλύτερα το adjusted R-squared είναι ίσο με 6,45% ή 3,38% αντίστοιχα ,επομένως διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο είναι καλά ορισμένο.

Κατόπιν, προβήκαμε σε έλεγχο για την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας τρέχοντας το Heteroskedasticity Test ARCH. Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα το Prob.Chi-Square(1) είναι ίσο με 0,7967 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Επομένως, δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στο εκτιμώμενο μοντέλο.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0,064320	Prob. F(1,61)	0,8006
Obs*R-squared	0,066359	Prob. Chi-Square(1)	0,7967

Επομένως, όπως φαίνεται στον πίνακα της παλινδρόμησης το Probability(t-statistic) του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου είναι ίσο με **0,4893** που σημαίνει ότι είναι μεγαλύτερο από 0,1 και άρα γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Εφόσον απορρίπτεται η H_1 σημαίνει ότι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής, που παίρνει την τιμή 1 για τον Ιανουάριο και την τιμή 0 για οποιοδήποτε άλλο μήνα, δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Συμπέρασμα

Άρα, δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου με δεδομένα τις μηνιαίες τιμές του Treynor Performance measure για το χρονικό διάστημα από 1/1/1993-31/12/2012.

**ΠΙΝΑΚΑΣ : ΜΗΝΙΑΙΕΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΓΕΝΙΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΕΛΛΑΔΑΣ ΚΑΙ ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΜΕΣΗΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΑΝΑ
ΜΗΝΑ**

ΜΗΝΑΣ/ΕΤΟΣ	1993	1994	1995	1996	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	AVERAGE	
M01	0,00491	0,00457	-0,00353	0,00345	0,00327	0,00223	0,00374	0,00302	-0,00746	-	0,00018	-0,00332	0,00569	0,00713	0,1499%
M02	0,00583	0,00052	0,00078	0,00065	0,00039	0,00372	0,00275	-0,00224	-0,00258	-	0,00736	-0,00341	-0,00052	-0,00325	-0,0233%
M03	-0,00362	-0,00264	0,00045	-0,00039	-0,00146	-0,00421	-0,00084	0,00138	-0,00173	0,00420	0,00337	-0,00116	-0,00091	0,00091	0,0050%
M04	-0,00244	-0,00071	0,00015	-0,00389	0,00273	0,00023	0,00021	0,00095	0,00253	0,00901	-0,00456	-0,00323	-0,00194	0,00194	0,1015%
M05	0,00085	-0,00633	0,00324	0,00013	-0,00181	0,00142	-0,00426	0,00211	-0,00041	0,00596	-0,00891	-0,00415	-0,01247	0,01247	-0,0680%
M06	0,00119	-0,00057	0,00018	-0,00033	-0,00142	0,00153	-0,00073	-0,00125	-0,00924	-	0,00235	-0,00355	-0,00107	0,00720	-0,1242%
M07	0,00516	-0,00020	0,00296	-0,00151	-0,00058	0,00318	0,00069	0,00069	-0,00057	0,00290	0,00724	-0,00287	-0,00094	0,00094	0,1560%
M08	0,00121	0,00003	-0,00053	0,00334	-0,00010	-0,00054	0,00138	-0,00004	-0,00145	0,00205	-0,00356	-0,01189	0,00336	0,00336	-0,0808%
M09	-0,00268	0,00027	0,00045	0,00040	0,00027	0,00207	0,00076	0,00210	-0,00646	0,00346	-0,00254	-0,00624	0,00667	0,00667	-0,0324%
M10	0,00058	-0,00208	-0,00116	-0,00115	0,00318	-0,00106	0,00223	0,00176	-0,01421	0,00042	0,00241	0,00060	0,00351	0,00351	-0,0640%
M11	0,00158	0,00174	-0,00206	-0,00098	0,00293	0,00181	0,00100	-0,00246	-0,00370	-	0,00816	-0,00392	-0,00773	0,00044	-0,0519%
M12	0,00457	0,00116	0,00154	0,00116	0,00210	0,00285	0,00192	0,00116	-0,00299	-	0,00131	-0,00018	-0,00012	0,00548	0,0929%

Β' μεθοδολογία για το διάστημα 1/1/1993-31/7/2007

Αρχικά, ορίσαμε τη συνάρτηση παλινδρόμησης που θέλουμε να τρέξουμε.

$$R_i = \beta_1 * D_{JANt} + \beta_2 * D_{FEBt} + \beta_3 * D_{MARCHt} + \beta_4 * D_{APRILt} + \beta_5 * D_{MAYt} + \beta_6 * D_{JUNet} + \beta_7 * D_{JULYt} + \beta_8 * D_{AUGUSTt} + \beta_9 * D_{SEPTEMBERt} + \beta_{10} * D_{OCTOBERt} + \beta_{11} * D_{NOVEMBERt} + \beta_{12} * D_{DECEMBERt} + \varepsilon_t \quad (3)$$

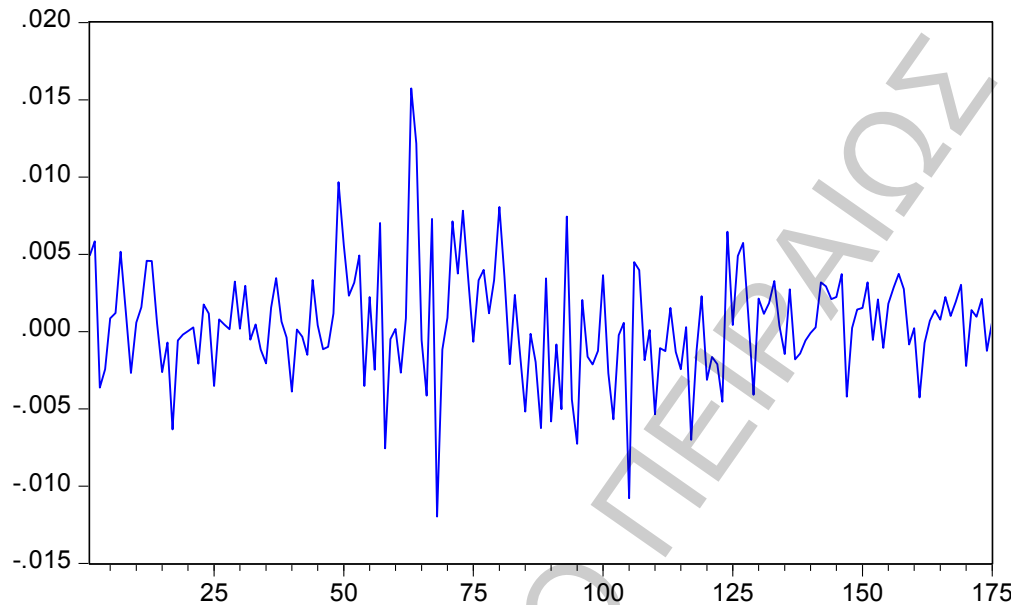
Την τρέξαμε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Dependent Variable: MONTHLY_RETURNS_TILL2007
Method: Least Squares
Included observations: 175

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	0.001875	0.000957	1,959267	0.0518
FEBRUARY	0.000831	0.000957	0.868509	0.3864
MARCH	-0.000185	0.000957	-0.192987	0.8472
APRIL	0.001233	0.000957	1,288133	0.1995
MAY	0.000426	0.000957	0.444705	0.6571
JUNE	-0.001054	0.000957	-1,101556	0.2723
JULY	0.001697	0.000957	1,773177	0.0781
AUGUST	-0.000330	0.000990	-0.333657	0.7391
SEPTEMBER	-0.000248	0.000990	-0.250385	0.8026
OCTOBER	-0.000522	0.000990	-0.526588	0.5992
NOVEMBER	0.001081	0.000990	1,09183	0.2765
DECEMBER	0.001180	0.000990	1,191349	0.2352

R-squared	0.061289	Mean dependent var	0.000506
Adjusted R-squared	-0.002059	S.D. dependent var	0.003702
S.E. of regression	0.003706	Akaike info criterion	-8,291613
Sum squared resid	0.002239	Schwarz criterion	-8,074599
Log likelihood	737,5161	Hannan-Quinn criter.	-8,203586
Durbin-Watson stat	1,783966		

MONTHLY RETURNS TILL 2007



Πρώτες παρατηρήσεις

Φαίνεται ότι οι παρατηρήσεις κινούνται γύρω από ένα σταθερό μέσο ($E(Y_t) = \text{constant}$). Εμφανίζεται μια μικρή εξάρτηση μεταξύ των παρατηρήσεων ανά διαστήματα. Εμφανίζονται κύκλοι ανά διαστήματα. Επομένως, η διακύμανση φαίνεται να μην είναι σταθερή ανά διαστήματα (clusters). Ενδείξεις για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας.

Ελέγξαμε την ύπαρξη ακραίων τιμών (outliers), δηλαδή τιμών που να βρίσκονται εκτός του διαστήματος ($\mu - 3\sigma$, $\mu + 3\sigma$). Δεν υπήρξαν ακραίες τιμές, αλλά στην περίπτωση που υπήρχαν, θα λαμβάναμε ως τιμή το μέσο όρο των τιμών των 3 προηγούμενων μηνών.

Έλεγχοι που διενεργήσαμε

1. Έλεγχος για στασιμότητα των παρατηρήσεων

Κάναμε το unit root test προκειμένου να ελέγξουμε εάν οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

H₀: Υπάρχει τουλάχιστον ένα unit root –αγορά αποτελεσματική, ακολουθεί τον τυχαίο περίπατο (random walk).

H₁: Δεν υπάρχει Unit root. Άρα, η αγορά δεν είναι αποτελεσματική και υπάρχουν ενδείξεις για την ύπαρξη ημερολογιακού φαινομένου.

Στην περίπτωση που γίνεται δεκτή η H₀ και απορρίπτεται η H₁, πρέπει προκειμένου να εξουδετερώσουμε το Unit root και οι τιμές μας να γίνουν στάσιμες, παίρνουμε τις πρώτες διαφορές.

Δηλαδή dmonthly returns till2007= d(log_monthly returns_till2007).

Null Hypothesis: RETURNS has a unit root Exogenous: Constant

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12,01314	0.0000
Test critical values:	1% level	-3,468072	
	5% level	-2,878015	
	10% level	-2,575632	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Όπως φαίνεται παραπάνω το Probability του Augmented Dickey-Fuller test=0,00, άρα απορρίπτεται η H₀ και γίνεται δεκτή η H₁. Άρα, δεν υπάρχει Unit root, επομένως είναι στάσιμες οι παρατηρήσεις.

2. Έλεγχος για γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων ($\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$)

Τρέξαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων.

$H_0: \text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$ - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

$H_1: \text{cov}(u_t, u_{t-j})\neq 0$ - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση

Όπως φαίνεται παρακάτω το Probability Chi-Square(1) =0,01618 <0,05, άρα απορρίπτεται η H_0 - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση . Επομένως, υπάρχει αυτοσυσχέτιση την οποία πρέπει να διορθώσουμε.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1,832266	Prob. F(1,162)	0.1777
Obs*R-squared	1,957164	Prob. Chi-Square(1)	0.1618

Πάμε και επαναπροσδιορίζουμε τη συνάρτηση παλινδρόμησης και προσθέτουμε μιας χρονικής υστέρησης μεταβλητή μηνιαίων αποδόσεων και ξανατρέχουμε το μοντέλο με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων(OLS). Έτσι, το μοντέλο μας μετατράπηκε σε αυτοπαλίνδρομο πρώτης τάξης AR(1).

Dependent Variable: RETURNS

Method: Least Squares

Included observations: 174 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	0.001533	0.000993	1,543618	0.1246
FEBRUARY	0.000633	0.000966	0.654709	0.5136
MARCH	-0.000273	0.000957	-0.284680	0.7763
APRIL	0.001252	0.000955	1,31061	0.1919
MAY	0.000295	0.000960	0.307407	0.7589
JUNE	-0.001099	0.000956	-1,149841	0.2519
JULY	0.001808	0.000959	1,885884	0.0611
AUGUST	-0.000518	0.000998	-0.518399	0.6049
SEPTEMBER	-0.000213	0.000989	-0.215381	0.8297
OCTOBER	-0.000495	0.000989	-0.500851	0.6172
NOVEMBER	0.001137	0.000990	1,148495	0.2525
DECEMBER	0.001066	0.000992	1,073754	0.2845
RETURNS(-1)	0.105779	0.078213	1,352453	0.1781

R-squared	0.068304	Mean dependent var	0.000481
Adjusted R-squared	-0.001139	S.D. dependent var	0.003698
S.E. of regression	0.003700	Akaike info criterion	-8,289324
Sum squared resid	0.002204	Schwarz criterion	-8,053303
Log likelihood	734,1712	Hannan-Quinn criter.	-8,193579
Durbin-Watson stat	2,008008		

Ξανατρέχουμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη άλλης γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων που τυχόν δεν εξουδετερώσαμε.

Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα του test που τρέξαμε, το Probability Chi-Square(1)=0,3320 > 0,05, επομένως γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Σύμφωνα με την H_0 δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση - $\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$. Άρα, εξουδετερώσαμε την αυτοσυσχέτιση με την μετατροπή του αρχικού μας μοντέλου σε αυτοπαλίνδρομο μοντέλο πρώτης τάξης AR(1).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.870027	Prob. F(1,160)	0.3524
Obs*R-squared	0.941037	Prob. Chi-Square(1)	0.3320

3. Έλεγχος για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας

Τρέξαμε το ARCH LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, δηλαδή ότι

$$\widehat{u}_t^2 = \rho_0 + \sum_{i=1}^k \rho_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^k \rho_{k+j} X_{j,t}^2 + \varepsilon_t \quad (4)$$

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0$ (Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα)

$H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0$ (Δεν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα- έχουμε ετεροσκεδαστικότητα)

Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα του ARCH LM test το Probability Chi-Square = 0,0358 < 0,05 που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η υπόθεση H_1 , άρα υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	4,468024	Prob. F(1,171)	0.0360
Obs*R-squared	4,405180	Prob. Chi-Square(1)	0.0358

Προκειμένου να την εξαλείψουμε χρησιμοποιούμε ένα μοντέλο GARCH (1,1) δηλαδή μιας χρονικής υστέρησης στα κατάλοιπα και μίας χρονικής υστέρησης στη διακύμανση προκειμένου να διορθώσουμε την ετεροσκεδαστικότητα, Το μοντέλο είναι της μορφής :

$$\sigma_t^2 = \gamma_1^* D_{JANt} + \gamma_2^* D_{FEBt} + \gamma_3^* D_{MARCHt} + \gamma_4^* D_{APRILt} + \gamma_5^* D_{MAYt} + \gamma_6^* D_{JUNEt} + \gamma_7^* D_{JULYt} + \gamma_8^* D_{AUGUSTt} + \gamma_9^* D_{SEPTEMBERt} + \gamma_{10}^* D_{OCTOBERt} + \gamma_{11}^* D_{NOVEMBERt} + \gamma_{12}^* D_{DECEMBERt} + \delta_1^* \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1^* \varepsilon_{t-1}^2 \quad (5)$$

Dependent Variable: RETURNS
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Included observations: 174 after adjustments
Convergence achieved after 27 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(14) + C(15)*RESID(-1)^2 + C(16)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
JANUARY	0.002258	0.000599	3,770971	0.0002***
FEBRUARY	0.000820	0.000752	1,089961	0.2757
MARCH	-0.001046	0.000808	-1,293685	0.1958
APRIL	0.000570	0.000733	0.777802	0.4367
MAY	-0.000606	0.000549	-1,103582	0.2698
JUNE	-0.000164	0.001231	-0.133056	0.8941
JULY	0.001588	0.000970	1,63732	0.1016
AUGUST	0.000213	0.001040	0.204436	0.8380
SEPTEMBER	-0.000530	0.000714	-0.743282	0.4573
OCTOBER	0.000606	0.000827	0.732673	0.4638
NOVEMBER	0.001274	0.001078	1,181267	0.2375
DECEMBER	0.001689	0.001444	1,170102	0.2420
RETURNS(-1)	0.092838	0.102911	0.902118	0.3670

Variance Equation				
C	2.04E-07	2.33E-07	0.876182	0.3809
RESID(-1)^2	0.117768	0.046112	2,553965	0.0107**
GARCH(-1)	0.869300	0.054443	15,96714	0.0000***
R-squared	0.033996	Mean dependent var	0.000481	
Adjusted R-squared	-0.038004	S.D. dependent var	0.003698	
S.E. of regression	0.003767	Akaike info criterion	-8,451879	
Sum squared resid	0.002285	Schwarz criterion	-8,161391	
Log likelihood	751,3134	Hannan-Quinn criter.	-8,334039	
Durbin-Watson stat	1,979774			

**Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

***Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=1\%$.

Πάμε και ξανατρέχουμε το ARCH LM test προκειμένου να ελέγξουμε εάν το μοντέλο GARCH (1,1) διόρθωσε την ετεροσκεδαστικότητα ή απαιτείται να πάρουμε μεγαλύτερης τάξης μοντέλο GARCH προκειμένου να έχουμε ομοσκεδαστικότητα.

Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα του ARCH LM test το Probability Chi Square(1) = 0,7007 > 0,05 άρα γίνεται δεκτή η H_0 - Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα και απορρίπτεται η H_1 . Επομένως, έχουμε **ομοσκεδαστικότητα**.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.146205	Prob. F(1,171)	0.7027
Obs*R-squared	0.147789	Prob. Chi-Square(1)	0.7007

Από το αποτέλεσμα της επαναπροσδιορισμένης συνάρτησης Returns μαζί με τα αποτελέσματα του μοντέλου GARCH για τη διατήρηση της διακύμανσης σταθερής προκύπτει ότι το Probability (t-statistic) της ψευδομεταβλητής January είναι ίσο με $0,0002 < 0,05$ που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 – Ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής είναι ίσο με μηδέν και γίνεται δεκτή η H_1 - Ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής είναι διάφορος του μηδενός.

Επομένως, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής JANUARY είναι στατιστικά σημαντικός. Άρα, φαίνεται να ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ελλάδα για το διάστημα 1/1/1993-31/7/2012 πριν από το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης.

Επιπρόσθετα, τρέχουμε το Wald test προκειμένου να επιβεβαιώσουμε το παραπάνω συμπέρασμα. Θέσαμε τις εξής υποθέσεις :

$H_0: c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12)=0$

$H_1: c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12) \neq 0$

Wald Test:
Equation: RETURNSTILL2007

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.364069	(12, 158)	0.0002
Chi-square	40.36883	12	0.0001

Όπως φαίνεται από τον παραπάνω πίνακα του Wald test το Probability Chi-square είναι ίσο με $0,0001 < 0,05$ που σημαίνει ότι απορρίπτεται η H_0 και γίνεται δεκτή η H_1 . Άρα, όλοι οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%.

Συμπέρασμα

Επομένως, υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ελλάδα για το διάστημα 1/1/1993-31/7/2007 πριν από το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης.

B' μεθοδολογία για το διάστημα 1/8/2007-31/12/2012

Αρχικά, ορίσαμε τη συνάρτηση παλινδρόμησης που θέλουμε να τρέξουμε.

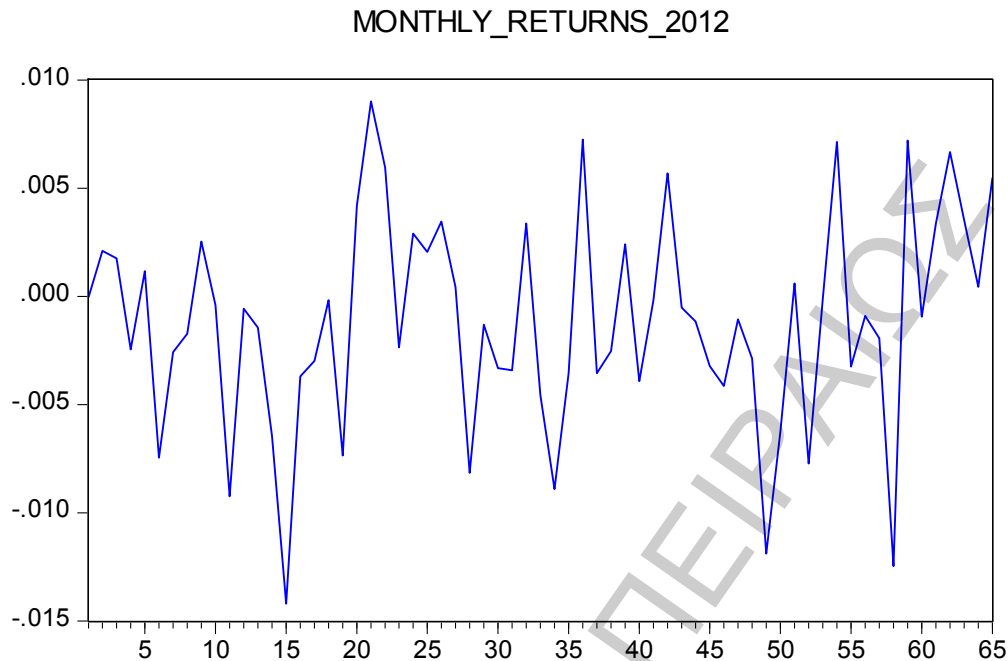
$$R_i = \beta_1^* D_{JANt} + \beta_2^* D_{FEBt} + \beta_3^* D_{MARCHt} + \beta_4^* D_{APRILt} + \beta_5^* D_{MAYt} + \beta_6^* D_{JUNEt} + \beta_7^* D_{JULYt} + \beta_8^* D_{AUGUSTt} + \beta_9^* D_{SEPTEMBERt} + \beta_{10}^* D_{OCTOBERt} + \beta_{11}^* D_{NOVEMBERt} + \beta_{12}^* D_{DECEMBERt} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Την τρέξαμε με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Dependent Variable: MONTHLY_RETURNS_2012
Method: Least Squares
Included observations: 65

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	0.000373	0.002255	0.165479	0.8692
FEBRUARY	-0.003423	0.002255	-1,517867	0.1350
MARCH	0.000755	0.002255	0.334860	0.7391
APRIL	0.000364	0.002255	0.161222	0.8725
MAY	-0.003996	0.002255	-1,771673	0.0822
JUNE	-0.001804	0.002255	-0.799993	0.4273
JULY	0.001151	0.002255	0.510538	0.6118
AUGUST	-0.001922	0.002059	-0.933324	0.3549
SEPTEMBER	-0.000502	0.002059	-0.243592	0.8085
OCTOBER	-0.000917	0.002059	-0.445493	0.6578
NOVEMBER	-0.004252	0.002059	-2,06523	0.0438
DECEMBER	0.000343	0.002059	0.166517	0.8684

R-squared	0.136811	Mean dependent var	-0.001175
Adjusted R-squared	-0.042341	S.D. dependent var	0.004939
S.E. of regression	0.005043	Akaike info criterion	-7,576521
Sum squared resid	0.001348	Schwarz criterion	-7,175096
Log likelihood	258,2369	Hannan-Quinn criter.	-7,418133
Durbin-Watson stat	1,509039		



Πρώτες παρατηρήσεις

Φαίνεται ότι οι παρατηρήσεις κινούνται γύρω από ένα σταθερό μέσο ($E(Y_t) = \text{constant}$). Εμφανίζεται μια μικρή εξάρτηση μεταξύ των παρατηρήσεων ανά διαστήματα. Εμφανίζονται κύκλοι ανά διαστήματα. Επομένως, η διακύμανση φαίνεται να μην είναι σταθερή ανά διαστήματα (clusters). Ενδείξεις για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας.

Ελέγξαμε την ύπαρξη ακραίων τιμών (outliers), δηλαδή τιμών που να βρίσκονται εκτός του διαστήματος ($\mu - 3\sigma$, $\mu + 3\sigma$). Δεν υπήρχαν ακραίες τιμές, αλλά στην περίπτωση που υπήρχαν, θα λαμβάναμε ως τιμή το μέσο όρο των τιμών των 3 προηγούμενων μηνών.

Έλεγχοι που διενεργήσαμε

1. Έλεγχος για στασιμότητα των παρατηρήσεων

Κάναμε το unit root test προκειμένου να ελέγξουμε εάν οι παρατηρήσεις μας είναι στάσιμες.

H₀: Υπάρχει τουλάχιστον ένα unit root –αγορά αποτελεσματική, ακολουθεί τον τυχαίο περίπατο (random walk).

H₁: Δεν υπάρχει Unit root. Άρα, η αγορά δεν είναι αποτελεσματική και υπάρχουν ενδείξεις για την ύπαρξη ημερολογιακού φαινομένου.

Στην περίπτωση που γίνεται δεκτή η H₀ και απορρίπτεται η H₁, πρέπει προκειμένου να εξουδετερώσουμε το Unit root και οι τιμές μας να γίνουν στάσιμες, παίρνουμε τις πρώτες διαφορές.

Δηλαδή $d\text{monthly returns } 2012 = d(\log_ \text{monthly returns } 2012)$.

**Null Hypothesis: MONTHLY_RETURNS_2012 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend**

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6,705441	0.0000
Test critical values:	1% level	-4,107947	
	5% level	-3,481595	
	10% level	-3,168695	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Όπως φαίνεται παραπάνω το Probability του Augmented Dickey-Fuller test=0,0000, άρα απορρίπτεται η H₀ και γίνεται δεκτή η H₁. Άρα, δεν υπάρχει Unit root, επομένως είναι στάσιμες οι παρατηρήσεις.

2. Έλεγχος για γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων ($\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$)

Τρέξαμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων.

$H_0: \text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$ - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση

$H_1: \text{cov}(u_t, u_{t-j})\neq 0$ - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση

Όπως φαίνεται παρακάτω το Probability Chi-Square(1) = 0,0559 > 0,05, άρα απορρίπτεται η H_0 - Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση και γίνεται δεκτή η H_1 - Υπάρχει αυτοσυσχέτιση . Επομένως, είναι στατιστικά σημαντική η αυτοσυσχέτιση σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3,099458	Prob. F(1,52)	0.0842
Obs*R-squared	3,656384	Prob. Chi-Square(1)	0.0559

Ελέγχουμε και το Correlogram Q-statistics προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν χρειάζεται να επαναπροσδιορίσουμε το μοντέλο της παλινδρόμησής μας.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob.
. **	. **	1	0.234	0.234	3,7377	0.053
. .	. .	2	0.063	0.009	4,0148	0.134
. *	. *	3	0.117	0.106	4,9818	0.173
. *	. .	4	0.086	0.038	5,5124	0.239
. .	. .	5	-0.019	-0.055	5,5377	0.354
. * .	. * .	6	-0.154	-0.162	7,2927	0.295
** .	. * .	7	-0.227	-0.187	11,163	0.132
. .	. .	8	-0.047	0.052	11,329	0.184
. * .	. .	9	-0.079	-0.038	11.818	0.224
. * .	. * .	10	-0.174	-0.096	14.224	0.163
. .	. .	11	-0.046	0.038	14.391	0.212
. * .	. * .	12	-0.120	-0.150	15.565	0.212
. * .	. * .	13	-0.195	-0.195	18.746	0.131
. * .	. * .	14	-0.108	-0.069	19.738	0.139
. .	. .	15	0.013	0.070	19.754	0.182

Φαίνεται να υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης AR(1) από την partial correlation αν και το Probability του Q-statistics = 0,051 που είναι λίγο μεγαλύτερο από το 0,05,

γεγονός που σημαίνει ότι είναι στατιστικά σημαντική η αυτοσυσχέτιση σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10%.

Επομένως, επιλέγουμε να επαναπροσδιορίσουμε το μοντέλο μας μετατρέποντάς το σε αυτοπαλίνδρομο πρώτης τάξης AR(1) προκειμένου να εξουδετερώσουμε την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων.

Dependent Variable: MONTHLY_RETURNS_2012
Method: Least Squares
Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JANUARY	0.000538	0.002232	0.240936	0.8106
FEBRUARY	-0.003513	0.002230	-1,574996	0.1214
MARCH	0.001577	0.002279	0.691941	0.4921
APRIL	0.000182	0.002232	0.081688	0.9352
MAY	-0.004083	0.002230	-1,83063	0.0730*
JUNE	-0.000845	0.002296	-0.368056	0.7144
JULY	0.001584	0.002243	0.706236	0.4833
AUGUST	-0.002573	0.002235	-1,151205	0.2550
SEPTEMBER	-4.03E-05	0.002053	-0.019639	0.9844
OCTOBER	-0.000797	0.002037	-0.391232	0.6973
NOVEMBER	-0.004032	0.002039	-1,976931	0.0535*
DECEMBER	0.001363	0.002118	0.643781	0.5226
MONTHLY_RETURNS_2012(-1)	0.240016	0.137433	1,746424	0.0868*

R-squared	0.187400	Mean dependent var	-0.001193
Adjusted R-squared	-0.003800	S.D. dependent var	0.004976
S.E. of regression	0.004986	Akaike info criterion	-7,585225
Sum squared resid	0.001268	Schwarz criterion	-7,146702
Log likelihood	255,7272	Hannan-Quinn criter.	-7,412468
Durbin-Watson stat	1,997519		

*Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha=10\%$.

Ξανατρέχουμε το Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη άλλης γραμμικής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων που τυχόν δεν εξουδετερώσαμε.

Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα του test που τρέξαμε, το Probability Chi-Square(1)=0,8187 > 0,05, επομένως γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Σύμφωνα με την H_0 δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση - $\text{cov}(u_t, u_{t-j})=0$. Άρα, εξουδετερώσαμε την αυτοσυσχέτιση με την μετατροπή του αρχικού μας μοντέλου σε αυτοπαλίνδρομο μοντέλο πρώτης τάξης AR(1).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.041060	Prob. F(1,50)	0.8402
Obs*R-squared	0.052514	Prob. Chi-Square(1)	0.8187

3. Έλεγχος για ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας

Τρέξαμε το ARCH LM test προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, δηλαδή ότι

$$\widehat{u}_t^2 = \rho_0 + \sum_{i=1}^k \rho_i X_{i,t} + \sum_{j=1}^k \rho_{k+j} X_{j,t}^2 + \varepsilon_t \quad (7)$$

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0$ (Υπάρχει ομοσκεδαστικότητα)

$H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0$ (Δεν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα- έχουμε ετεροσκεδαστικότητα)

Όπως φαίνεται στον επόμενο πίνακα του ARCH LM test το Probability Chi-Square = 0,3339 > 0,05 που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η υπόθεση H_1 , άρα δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα. Επομένως, δε χρειάζεται να κάνουμε χρήση μοντέλου GARCH για να την διορθώσουμε.

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.917762	Prob. F(1,61)	0.3418
Obs*R-squared	0.933803	Prob. Chi-Square(1)	0.3339

Επομένως, από το αποτέλεσμα της παλινδρόμησης που τρέξαμε στο αυτοπαλίνδρομο μοντέλο AR(1) προκύπτει ότι το Probability (t-statistic) του συντελεστή της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου (JANUARY) είναι ίσο με 0,8106 > 0,05 που σημαίνει

ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . Άρα, ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής του Ιανουαρίου δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Επιπρόσθετα, τρέχουμε το Wald test προκειμένου να επιβεβαιώσουμε το παραπάνω συμπέρασμα. Θέσαμε τις εξής υποθέσεις :

$$H_0: c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12)=0$$

$$H_1: c(1)=c(2)=c(3)=c(4)=c(5)=c(6)=c(7)=c(8)=c(9)=c(10)=c(11)=c(12)\neq 0$$

Wald Test:
Equation: MONTHLY_RETURNS_2012

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.066994	(12, 51)	0.4065
Chi-square	12.80393	12	0.3835

Όπως φαίνεται από τον παραπάνω πίνακα του Wald test το Probability Chi-square είναι ίσο με $0,3835 > 0,05$ που σημαίνει ότι γίνεται δεκτή η H_0 και απορρίπτεται η H_1 . **Άρα, όλοι οι συντελεστές των ψευδομεταβλητών δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.**

Συμπέρασμα

Επομένως, για το διάστημα 1/8/2007-31/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης **δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου στην Ελλάδα.**

Καταλήγουμε, λοιπόν, στο συμπέρασμα ότι τα αποτελέσματα και με τις δύο μεθοδολογίες συγκλίνουν, κάτι που ενισχύει την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων μας. Είτε με την μεθοδολογία των **Rathinasamy και Krishna G.Mantripragada (1996)** είτε με τη μεθοδολογία των **Lim Boon Keong, David Ng Ching Yat και Chong Hui Ling (2010)** καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι εμφανίζεται το φαινόμενο του Ιανουαρίου κατά το διάστημα πριν το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης από 1/1/1993 έως 31/7/2007 στην Ελλάδα, ενώ φαίνεται να μην υπάρχει ή να έχει εξαλειφθεί κατά το διάστημα από 1/8/2007 έως 31/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης.

5.5 Σύνοψη Αποτελεσμάτων

Καταλήγουμε, λοιπόν, στο συμπέρασμα ότι δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για την Γερμανία και την Ιταλία και για τα δύο υποδιαστήματα ανεξάρτητα, λοιπόν, από το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης, αλλά και την οικονομική κατάσταση της εκάστοτε χώρας. Όσον αφορά τη Γερμανία οι Gultekin & Gultekin (1983) είχαν αποδείξει ότι για το διάστημα 1959-1979 και οι Kunkel, R and Compton, W.S . and Beyer, S. (2003) για το διάστημα 1988-2000 ότι ίσχυε το φαινόμενο του Ιανουαρίου, ενώ εμείς στην παρούσα εργασία αποδείξαμε ότι δεν ισχύει πια. Ενώ όσον αφορά την Ιταλία, τόσο οι Gultekin & Gultekin (1983) όσο και εμείς εξετάζοντας διαφορετικά χρονικά διαστήματα καταλήξαμε ότι δεν εμφανιζόταν, αλλά ούτε και εμφανίζεται σήμερα το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Οι λόγοι που μπορεί να συμβαίνει αυτό είναι πολλοί, όπως τα κόστη συναλλαγών που υπάρχουν και τα οποία μπορεί να ξεπερνάνε το κέρδος από την επένδυση κατά το μήνα Ιανουάριο, μπορεί επίσης να υπάρχουν εξωτερικοί παράγοντες που να επηρέασαν την απόφαση των επενδυτών να μην επενδύσουν κατά αυτόν τον μήνα, όπως η χρονική περίοδος δημόσιας ανακοίνωσης των αλλαγών στα επίπεδα των επιτοκίων, αλλά και το γεγονός ότι πλέον έχει γίνει ευρέως γνωστό ως φαινόμενο.

Όσον αφορά την Αγγλία καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου κατά το διάστημα από 1/1/1993 έως 31/7/2007, ενώ για το διάστημα μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης από 1/8/2007 έως και 31/12/2012 καταλήξαμε ότι εμφανίζεται στατιστικά σημαντική η υψηλότερη αρνητική απόδοση του Δείκτη FTSE100. Για την εντονότερη αρνητική απόδοση του Γενικού Δείκτη της Αγγλίας θα μπορούσε να θεωρηθεί ότι επηρέασε και η εκδήλωση της χρηματοπιστωτικής κρίσης. Πρέπει να αναφερθεί ότι το φορολογικό έτος για την Αγγλία δεν ξεκινάει τον Ιανουάριο, αλλά τον Απρίλιο, αν και πάλι σύμφωνα με την έρευνά μας δεν εμφανίζεται να υπάρχει φαινόμενο Απριλίου. Τα αποτελέσματά μας συγκλίνουν σε σχέση με την έρευνα των Gultekin & Gultekin (1983), οι οποίοι εξετάζοντας το διάστημα 1959-1979 διαπίστωσαν ότι δεν ισχύει για την Αγγλία το φαινόμενο του Ιανουαρίου, ενώ εμφανίζονταν φαινόμενα άλλων μηνών, ενώ αποκλίνουν με την έρευνα των Kunkel, R and Compton, W.S . and Beyer, S. (2003) για το διάστημα 1988-2000 οι οποίοι διαπίστωσαν ότι ίσχυε το φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Τέλος, όσον αφορά την Ελλάδα διαπιστώθηκε όπως και στην έρευνα των Koutianoudis, Th. and Wange, Sh. (2002), αλλά και στην έρευνα των Fruntas & Segredakis(2002) ότι ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/1/1993 έως και 31/7/2007, κάτι που έρχεται σε αντίθεση βέβαια με την έρευνα των Al-Khazali, O. and Koumanakos E. and Pyun, Ch.S. (2008) οι οποίοι εξετάζοντας το διάστημα 1985-2004 κατέληξαν ότι δεν ισχύει το φαινόμενο. Εμείς καταλήξαμε ότι δεν ισχύει το φαινόμενο για το διάστημα από 1/8/2007 έως και 31/12/2012 δηλαδή μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης. Βέβαια, λόγοι που μπορεί να συμβαίνει αυτό είναι πολλοί.

Η σύγκριση των αποτελεσμάτων μας με τα άρθρα στα οποία βασιστήκαμε προκειμένου να ελέγξουμε τις συγκεκριμένες χώρες δεν είναι εφικτή, καθώς εξετάζουν άλλες χώρες, οι μόνιμοι Rathinasamy και Krishna G.Mantripragada (1996) αποδεικνύουν ότι ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου, το φαινόμενο του μεγέθους των επιχειρήσεων, καθώς και το φαινόμενο του μεγέθους και του Ιανουαρίου στις ΗΠΑ κατά το διάστημα 1963-1982 και οι δε Lim Boon Keong, David Ng Ching Yat και Chong Hui Ling (2010) καταλήγουν ότι εμφανίζεται το φαινόμενο του Δεκεμβρίου για τις περισσότερες Ασιατικές Χρηματιστηριακές αγορές που εξετάζουν, ενώ και λίγες Ασιατικές χώρες εμφανίζουν θετικό Φαινόμενο Ιανουαρίου, Απριλίου και Μαΐου για το διάστημα 1990-2009.

Τέλος, αξίζει να αναφερθεί ότι σύμφωνα με τη βιβλιογραφία ασυνεπή- διαφορετικά αποτελέσματα έχουν διαπιστωθεί μεταξύ των ερευνητών καθώς χρησιμοποιούν διαφορετικές μεθοδολογίες, εξεταζόμενα διαστήματα και μοντέλα. Τα συγκεκριμένα φαινόμενα του μήνα δεν μπορούν να ακολουθήσουν συγκεκριμένα πρότυπα, γι'αυτό πολλοί ερευνητές προτείνουν ότι οι παράγοντες που μπορεί να είναι πίσω από τα φαινόμενα ημερολογίου είναι καταστάσεις και γεγονότα τα οποία δεν ακολουθούν κάποια συγκεκριμένα πρότυπα, όπως η tax-loss και tax-gain-selling, μακροοικονομικοί παράγοντες, ανακοινώσεις επιχειρήσεων, ψυχολογικοί παράγοντες των επενδυτών και άλλα (Chen and Singal, 2004).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6^ο : ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ-ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ ΕΡΕΥΝΑ

Παραπάνω ασχοληθήκαμε αναλυτικά με το φαινόμενο του Ιανουαρίου στις χώρες Γερμανία, Αγγλία, Ιταλία και Ελλάδα. Το συγκεκριμένο φαινόμενο ορίζεται ως το φαινόμενο εμφάνισης μη κανονικών αποδόσεων κατά τον πρώτο μήνα του χρόνου και για πολλούς ερευνητές κατά τις πρώτες πέντε μέρες του Ιανουαρίου.

Από την εμπειρική μας ανάλυση και με τις δύο μεθοδολογίες καταλήξαμε στα παρακάτω συμπεράσματα :

- Για την Γερμανία διαπιστώθηκε ότι δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου και για τα δύο υποδιαστήματα από 1/1/1993 έως 31/7/2007 και από 1/8/2007 έως 31/12/2012 προ και μετά του ξέσπασματος της χρηματοπιστωτικής κρίσης αντίστοιχα. Επομένως, το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης δεν αποδείχθηκε να επηρέασε την εμφάνιση του φαινομένου του Ιανουαρίου στην Γερμανία, καθώς δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικό ούτε πριν αλλά ούτε και μετά την χρηματοπιστωτική κρίση. Όσον αφορά την καλή οικονομική κατάσταση της χώρας δεν μπορούμε να συμπεράνουμε εάν επηρέασε την ύπαρξη ή μη του φαινομένου του Ιανουαρίου.
- Για την Αγγλία διαπιστώθηκε ότι δεν υπάρχει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το διάστημα από 1/1/1993 έως 31/7/2007, ενώ για το διάστημα από 1/8/2007 έως 31/12/2012 προέκυψε στατιστικά σημαντική η υψηλότερη αρνητική απόδοση του Γενικού Δείκτη της Αγγλίας κατά το μήνα Ιανουάριο σε σχέση με τους υπόλοιπους μήνες σε επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 10%, 5% αλλά και 1% με τη νεότερη μεθοδολογία.
- Για την Ιταλία διαπιστώθηκε ότι δεν ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου για το χρονικό διάστημα από 1/1/1993-31/12/2012 είτε δηλαδή προ είτε μετά του ξέσπασματος της χρηματοπιστωτικής κρίσης. Επομένως, ούτε η κακή οικονομική της κατάσταση αλλά ούτε και το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης φαίνεται να επηρέασε την εμφάνιση ή μη του φαινομένου του Ιανουαρίου.
- Τέλος, για την Ελλάδα διαπιστώθηκε ότι εμφανίζεται το φαινόμενο του Ιανουαρίου κατά το διάστημα πριν το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης από 1/1/1993 έως 31/7/2007, ενώ φαίνεται να μην υπάρχει ή να έχει εξαλειφθεί κατά το διάστημα από 1/8/2007 έως 31/12/2012 μετά το ξέσπασμα της χρηματοπιστωτικής κρίσης. Επομένως, η επίδραση της χρηματοπιστωτικής κρίσης μπορεί να επηρέασε την εξάλειψη του φαινομένου, ενώ η κακή οικονομική της κατάσταση δεν μπορούμε να συμπεράνουμε εάν επηρέασε την εμφάνιση και μετά εξάλειψη του φαινομένου.

Προτείνουμε, λοιπόν, ότι θα μπορούσε να γίνει περαιτέρω έρευνα στο μέλλον για περισσότερες χώρες και όχι μόνο για το φαινόμενο του Ιανουαρίου, αλλά και για την πιθανή εμφάνιση άλλων φαινομένων (πχ. Φαινόμενο Νοεμβρίου, Δεκεμβρίου κλπ). Θα μπορούσε αφού διαπιστωθεί η ύπαρξη ή μη του φαινομένου, να ερευνηθούν οι λόγοι υπάρξής του και να συγκριθεί εάν συγκλίνουν με πιθανές προηγούμενες μελέτες που μπορεί να υπάρχουν, καθώς και εάν η χρηματοπιστωτική κρίση έπαιξε ρόλο στην εξάλειψη ή μη του φαινομένου και στην εμφάνιση νέων.

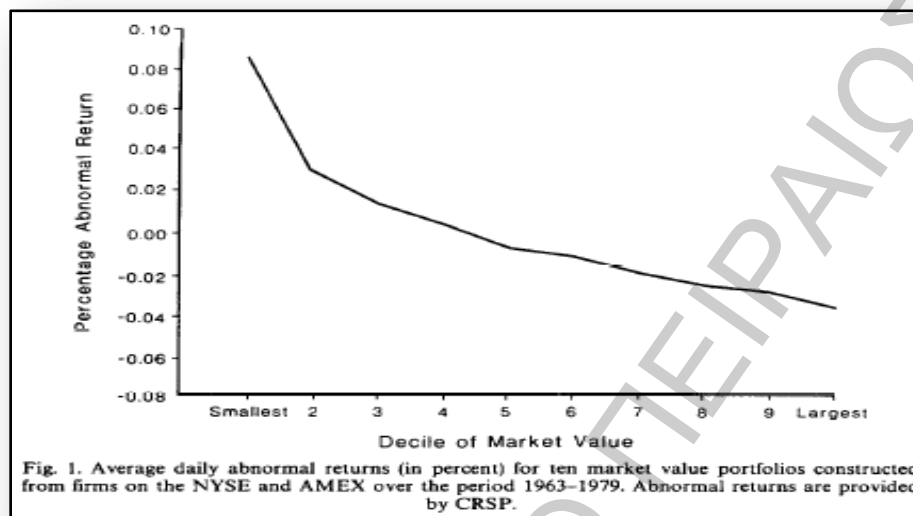
Επίσης, θα μπορούσε να γίνει χρήση περισσότερων των δύο μεθοδολογιών προκειμένου να ελεγχθεί εάν συγκλίνουν τα αποτελέσματα, αλλά και προκειμένου να προκύψουν πιο αξιόπιστα αποτελέσματα.

Τα παραπάνω αποτελέσματα θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν από τους επενδυτές προκειμένου να αξίζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις τους επιλέγοντας το κατάλληλο timing για την πραγματοποίηση των επενδύσεών τους. Γενικές στρατηγικές μπορούν να υιοθετηθούν από τους επενδυτές ώστε να κερδίσουν μη-κανονικές αποδόσεις αναγνωρίζοντας το πότε πρέπει να αγοράσουν και πότε να πουλήσουν σύμφωνα με τα αποτελέσματα από τις dummy variable regressions και τα μοντέλα GARCH(1,1) και GARCH(0,1) που χρησιμοποιήθηκαν. Οι μήνες που εμφανίζουν σημαντικά θετικές αποδόσεις παρέχουν στους επενδυτές την πληροφόρηση ότι πρέπει να πουλήσουν και να αγοράσουν κατά τη διάρκεια άλλων μηνών ώστε να επιτύχουν υψηλά κέρδη. Από την άλλη μεριά, σημαντικά αρνητικές αποδόσεις παρέχουν στους επενδυτές την πληροφόρηση ότι πρέπει να αγοράσουν. Όμως, ενδέχεται οι επενδυτές να μη μπορούν να εκμεταλλευτούν τα κέρδη που τους προσφέρει το φαινόμενο του εκάστοτε μήνα, καθώς τα κόστη συναλλαγών μπορεί να καλύπτουν το πιθανό κέρδος από τη συγκεκριμένη κίνηση και τελικά η επένδυση κατά τη διάρκεια του συγκεκριμένου μήνα να μη θεωρείται πλέον κερδοφόρα.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3^ο

3.2.2 Η μελέτη του Keim (1983)



3.2.5 Η μελέτη του Odgen

Table I

Parameter Estimates and Summary Statistics for Regressions of Value-Weighted and Equally Weighted Stock Index Returns (in Percent) on Several Explanatory Variables, 1969-1986

TOMTD is a zero-one variable that takes on a value of 1(0) for turn-of-month (remaining) trading days. *FFS* is the Fed funds spread, defined for a given month as the difference of the median Fed funds rate and the median rate on short-term Treasury bills calculated over the five business days prior to the last trading day of the previous month. *TOMTDFFS* is the product of *TOMTD* and *FFS*. (Standard errors are shown in parentheses.)

Index	Obs.	Intercept	<i>TOMTD</i>	<i>FFS</i>	<i>TOMTDFFS</i>	Adj. R^2
Value-Weighted	3888	0.0146 (0.0230)	0.2159*** (0.0489)	-0.0008 (0.0140)	-0.0828*** (0.0297)	0.006
Equally Weighted	3888	0.0385* (0.0224)	0.2583*** (0.0474)	-0.0131 (0.0136)	-0.0566** (0.0288)	0.011

* Significant at the 0.10 level.
 ** Significant at the 0.05 level.
 *** Significant at the 0.01 level.

Table II
The Effect of Monetary Policy on Percent Mean Daily Returns on the
CRSP Value-Weighted and Equally Weighted Stock Indexes for Turn-
of-Month Trading Days and Remaining Trading Days, 1969–1986

Easy- (stringent-) money months are those in which the Fed funds spread in the prior week is less than (greater than or equal to) 2.0 percent. The Fed funds spread for a given month is defined as the difference of the median Fed funds rate and the median rate on short-term Treasury bills, calculated over the five business days prior to the last trading day of the previous month. (Standard errors are shown in parentheses.)

		Panel A: Value-Weighted Index		
Period		Easy-Money Months	Stringent- Money Months	Difference [<i>t</i> -Statistic]
1969–1986	Turn-of Month	0.1794***	–0.0607	0.2401***
	Trading Days	(0.0315)	(0.0743)	[2.98]
	Obs.	680	184	
	Remaining	0.0213	–0.0147	0.0360
	Trading Days	(0.0156)	(0.0427)	[0.79]
	Obs.	2380	644	
	Difference	0.1581***	–0.0460	
	[<i>t</i> -Statistic]	[4.49]	[–0.54]	
1969–1977	Turn-of Month	0.1603***	–0.1563	0.3156**
	Trading Days	(0.0415)	(0.1358)	[2.22]
	Obs.	360	72	
	Remaining	0.0074	–0.1382*	0.1456*
	Trading Days	(0.0213)	(0.0786)	[1.79]
	Obs.	1260	252	
	Difference	0.1529***	–0.0171	
	[<i>t</i> -Statistic]	[3.28]	[–0.11]	
1978–1986	Turn-of Month	0.2009***	0.0002	0.2007**
	Trading Days	(0.0482)	(0.0853)	[2.05]
	Obs.	320	112	
	Remaining	0.0370	0.0647	–0.0277
	Trading Days	(0.0230)	(0.0482)	[–0.52]
	Obs.	1120	392	
	Difference	0.1639***	–0.0645	
	[<i>t</i> -Statistic]	[3.07]	[–0.66]	

Table II—Continued

Panel B: Equally Weighted Index

Period		Easy-Money Months	Stringent- Money Months	Difference [t-Statistic]
1969–1986	Turn-of Month	0.2609***	0.0297	0.2312***
	Trading Days	(0.0324)	(0.0671)	[3.10]
	Obs.	680	184	
	Remaining	0.0383**	-0.0362	0.0745*
1969–1986	Trading Days	(0.0156)	(0.0380)	[1.81]
	Obs.	2380	644	
	Difference	0.2226***	-0.0659	
	[t-Statistic]	[6.19]	[0.85]	
1969–1977	Turn-of Month	0.2754***	-0.1112	0.3866***
	Trading Days	(0.0493)	(0.1298)	[2.78]
	Obs.	360	72	
	Remaining	0.0200	-0.2167***	0.2367***
1969–1977	Trading Days	(0.0226)	(0.0707)	[3.19]
	Obs.	1260	252	
	Difference	0.2554***	0.1055	
	[t-Statistic]	[4.71]	[0.71]	
1978–1986	Turn-of Month	0.2447***	0.1202	0.1245
	Trading Days	(0.0409)	(0.0712)	[1.52]
	Obs.	320	112	
	Remaining	0.0588***	0.0799*	-0.0211
1978–1986	Trading Days	(0.0213)	(0.0419)	[-0.45]
	Obs.	1120	392	
	Difference	0.1859***	0.0403	
	[t-Statistic]	[4.03]	[0.49]	

* Significant at the 0.10 level.

** Significant at the 0.05 level.

*** Significant at the 0.01 level.

Table III
The Effect of Monetary Policy on January Percent Mean Daily Returns on the CRSP Equally Weighted Stock Index, 1969–1986

Easy- (stringent-) money months are those in which the Fed funds spread in the prior week is less than (greater than or equal to) 2.0 percent. The Fed funds spread for a given January is defined as the difference of the median Fed funds rate and the median rate on short-term Treasury bills, calculated over the five business days prior to the last trading day of the previous December. Returns include the last trading day of the previous December and exclude the last trading day of January. The mean return for the indicated trading days each January is considered as one observation for the purpose of calculating standard errors, due to evidence indicating that daily returns are not independent (see text). (Standard errors are shown in parentheses.)

	All Januaries	Easy-Money Januaries	Stringent- Money Januaries	Difference [<i>t</i> -Statistic]
All Trading Days	0.3669*** (0.1170)	0.4760*** (0.1475)	0.0830 (0.1090)	0.3930** [2.14]
Obs.	18	18	5	
Turn-of-Month Trading Days	0.9889*** (0.2361)	1.1401*** (0.3564)	0.5956* (0.2762)	0.5445 [1.32]
Obs.	18	13	5	
Remaining Trading Days	0.1891* (0.1074)	0.2863** (0.1251)	-0.0634 (0.1801)	0.3497 [1.59]
Obs.	18	13	5	
Difference [<i>t</i> -Statistic]	0.7998*** [3.08]	0.8538** [2.59]	0.6590* [2.00]	

* Significant at the 0.10 level.

** Significant at the 0.05 level.

*** Significant at the 0.01 level.

3.2.12 Η μελέτη των Ma & Cu (2003)

Table I
Distribution of Earnings Announced in Twelve Months (1972–2002)

This table lists the distribution of annual and quarterly earnings announced in each of the twelve calendar months. Each of the numbers is the 31-year average of the percentage calculated each year.

Month	Annual (%)	Quarterly (%)
January	18.49	4.46
February	26.74	4.11
March	15.12	2.57
April	7.20	16.06
May	4.14	11.06
June	3.31	2.88
July	3.51	15.98
August	5.17	10.40
September	3.72	2.81
October	4.14	16.38
November	4.57	10.55
December	3.90	2.75
Total	100	100

Table V

Regression of Average Daily Market Returns on Earnings Odds Ratio

This table lists the ordinary least squares (OLS) regression results of average daily returns in a five-day trading window on the odds ratio of earnings announced during the month. Each row represents a regression with 31 data points from 1972 to 2002. The dependent variable is the average daily market return over the trading week in the month. The average daily return over a five-day trading window is defined as the average equal-weighted market return over the five-day window. The odds ratio is defined as the percentage of positive earnings surprise occurring in the month, and positive earnings surprise is defined as the positive cumulative abnormal return of the announcing firm during the three-day event window from one day before and one day after the earnings announcement. Weeks 1, 2, and 3 refer to the first, second, and third five-trading-day window of the month, and week 4 refers to the remaining trading days of the month. All of the t-statistics are based on standard errors robust to heteroskedasticity.

Week	Intercept	Odds Ratio	R ²	t(Intercept)	t(Odds Ratio)	N
Panel A: January weeks						
1	-0.21	0.015	0.07	-0.36	1.25	31
2	-0.37	0.013	0.05	-0.70	1.24	31
3	-0.71	0.017	0.31	-3.02	3.97	31
4	-1.57	0.034	0.71	-6.11	6.86	31
Panel B: February weeks						
1	-1.14	0.026	0.17	-1.56	1.79	31
2	-0.95	0.022	0.25	-1.96	2.22	31
3	-1.56	0.031	0.39	-4.65	5.03	31
4	-1.10	0.024	0.31	-3.36	4.01	31
Panel C: March weeks						
1	-2.06	0.045	0.64	-5.99	6.92	31
2	-1.04	0.022	0.22	-3.98	4.11	31
3	-0.56	0.011	0.07	-1.22	1.29	31
4	-1.24	0.025	0.38	-3.07	3.14	31

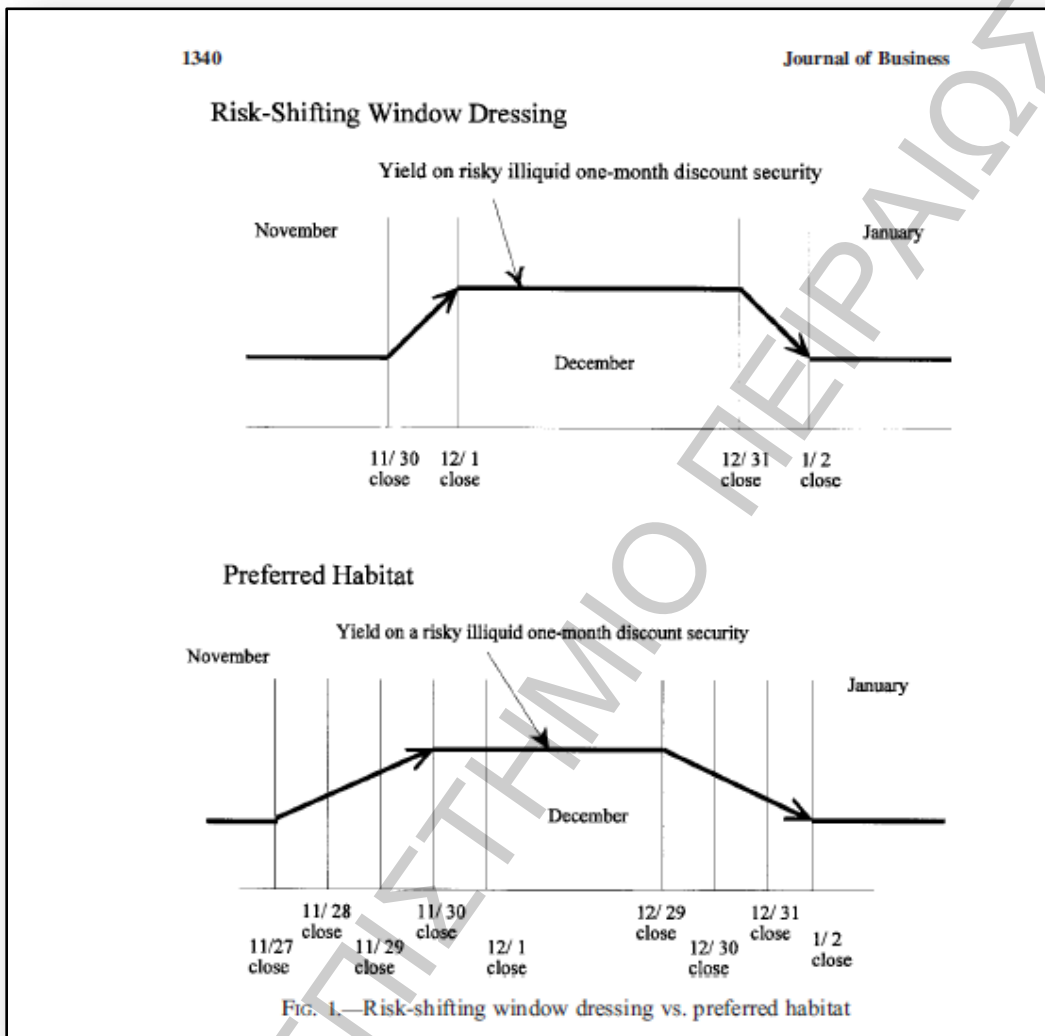
Table VI
Average Returns of Five Portfolios Classified by the Association with Earnings Information (1972-2002)

This table reports the returns of the five portfolios classified by their association with earnings information. Panels A, B, and C show their returns in January, February, and March, respectively. Portfolio 1 includes firms announcing earnings with positive surprises. Portfolio 5 includes firms announcing earnings with negative surprises. For firms that do not announce earnings during the month, if their industry is associated with positive, neutral, or negative earnings surprises, they enter portfolio 2, 3, and 4, respectively. Firms are defined as in the same industry if they share a four-digit Standard Industry Code. The earnings surprise is defined as positive if the cumulative abnormal return for the announcing firm during the three-day window from one day before to one day after the earnings announcement is positive. First Half is the average daily return over the first ten trading days of the month; Second Half is the average daily return over the remaining trading days of the month; Month Return is the average daily return over the whole month. The portfolios are rebalanced each month, and the reported returns are the average over the 31 years from 1972 to 2002.

Portfolio	First Half	Second Half	Month Return	t(First Half)	t(Second Half)	t(Month)	N
Panel A: Five Portfolios in January							
1	0.36	0.43	0.40	4.48	7.57	7.57	31
2	0.36	0.19	0.27	4.56	3.59	5.10	31
3	0.35	0.15	0.25	4.62	2.74	4.49	31
4	0.37	0.12	0.24	4.80	2.27	4.38	31
5	0.21	-0.14	0.03	2.61	-2.68	0.57	31
Panel B: Five Portfolios in February							
1	0.28	0.21	0.25	4.73	4.14	5.43	31
2	0.10	0.02	0.06	1.87	0.48	1.49	31
3	0.07	-0.02	0.03	1.32	-0.44	0.67	31
4	0.05	-0.06	0.00	0.82	-1.17	-0.04	31
5	-0.10	-0.24	-0.16	-1.55	-4.66	-3.31	31
Panel C: Five Portfolios in March							
1	0.30	0.15	0.22	4.53	2.60	4.34	31
2	0.07	-0.03	0.02	1.32	-0.66	0.38	31
3	0.05	-0.04	0.01	0.89	-0.77	0.12	31
4	0.06	-0.10	-0.02	1.03	-1.96	-0.55	31
5	-0.09	-0.25	-0.18	-1.33	-4.33	-3.45	31

3.2.15 Η μελέτη των Griffiths & Winters (2005)

Πίνακας 1 : Περιγραφή των Risk-Shifting- Window Dressing και Preferred habitat



Πίνακας 2 : Αποτελέσματα παλινδρόμησης

The Turn of the Year in Money Markets 1345

TABLE 1 Commercial Paper Rates and Spreads

Variable	Daily Rates		Daily Spreads	
	Estimate	p-Value	Estimate	p-Value
Int	-.002	.379	.003	.556
YEND	-.074	.003	-.191	<.001
YBEG	-.031	.064	-.120	<.001
M_2	-.003	.832	-.030	.305
M_3	.015	.274	-.028	.320
M_4	.009	.516	.014	.622
M_5	.000	.998	-.006	.826
M_6	.005	.717	-.027	.312
M_7	-.018	.179	-.023	.403
M_8	-.004	.745	.008	.784
M_9	.003	.812	-.020	.474
M_{10}	-.006	.654	-.020	.473
M_{11}	-.001	.919	-.011	.692
NOVEND	.032	.167	.200	<.001
DECBEQ	.067	<.001	-.008	.816
TBCH	.280	<.001	-.296	<.001
F-stat	6.04	<.001	4.29	<.001
Adj. R^2		.0429		.0285

NOTE.—This table presents the relative change in 1-month commercial paper rates and spreads. The data series runs from March 1988 through March 1996. The dependent variable of the first regression is the first difference of the daily commercial paper rates. The dependent variable of the second regression is the first difference in the daily spread of commercial paper over the 1-month Treasury-bill yield. The regression model (equation [1]) is

$$R_t = a_0 + a_1 YEND + a_2 YBEG + a_3 M_2 + \dots + a_{12} M_{11} + a_{13} NOVEND + a_{14} DECBEQ + a_{15} TBCH_t + \varepsilon_t$$

3.2.16 Η μελέτη Haug (2005)

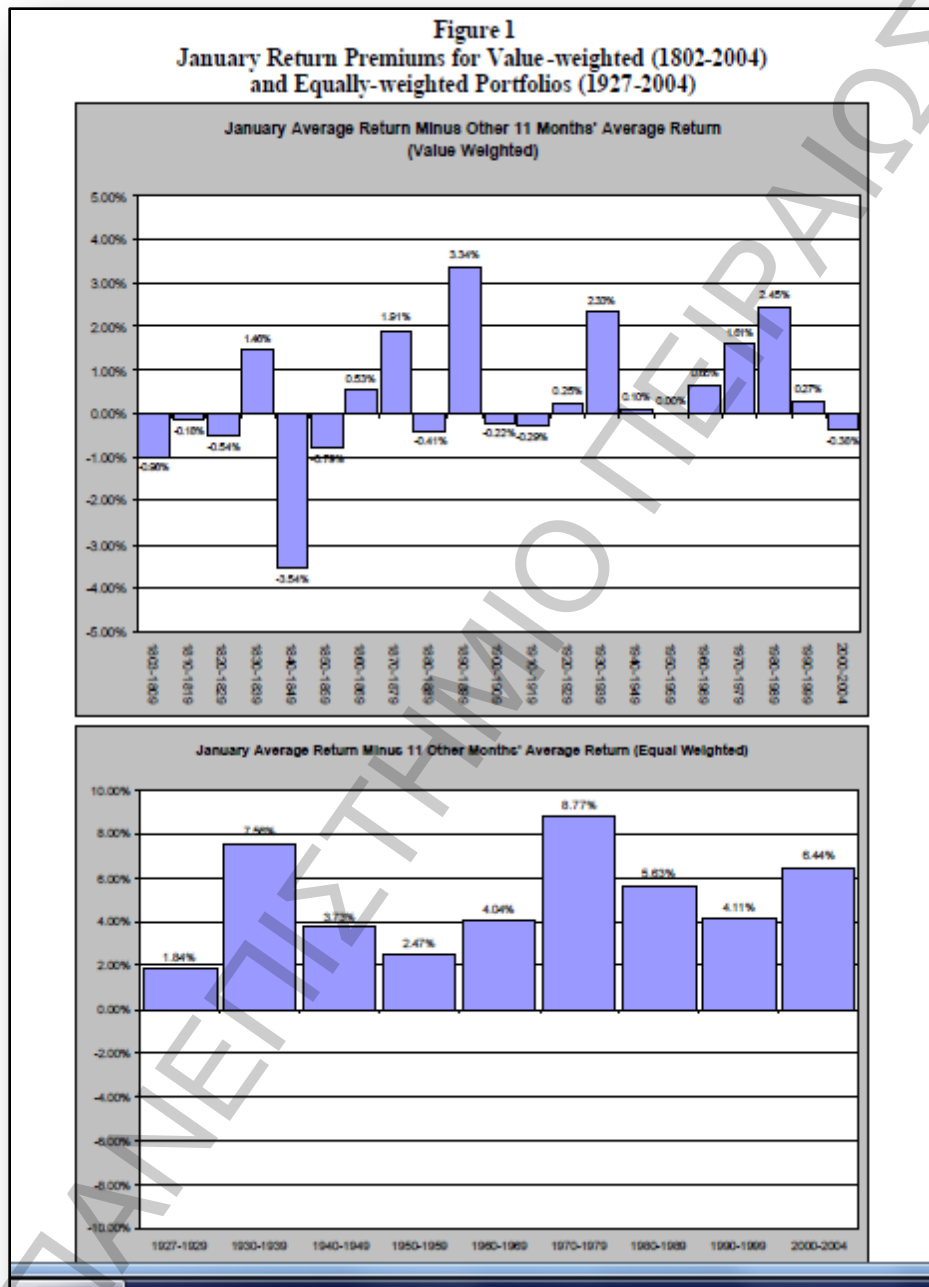
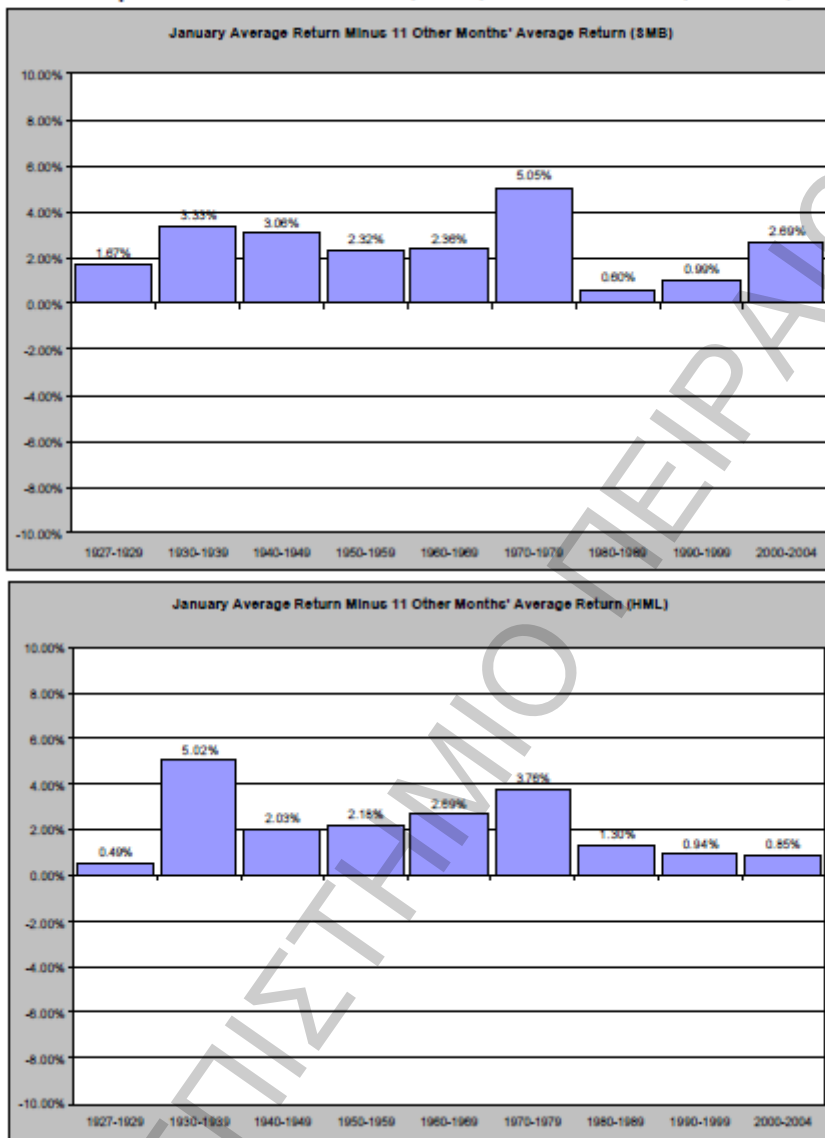


Figure 2
January Return Premiums for SMB, HML, and UMD Factors (1927-2004)



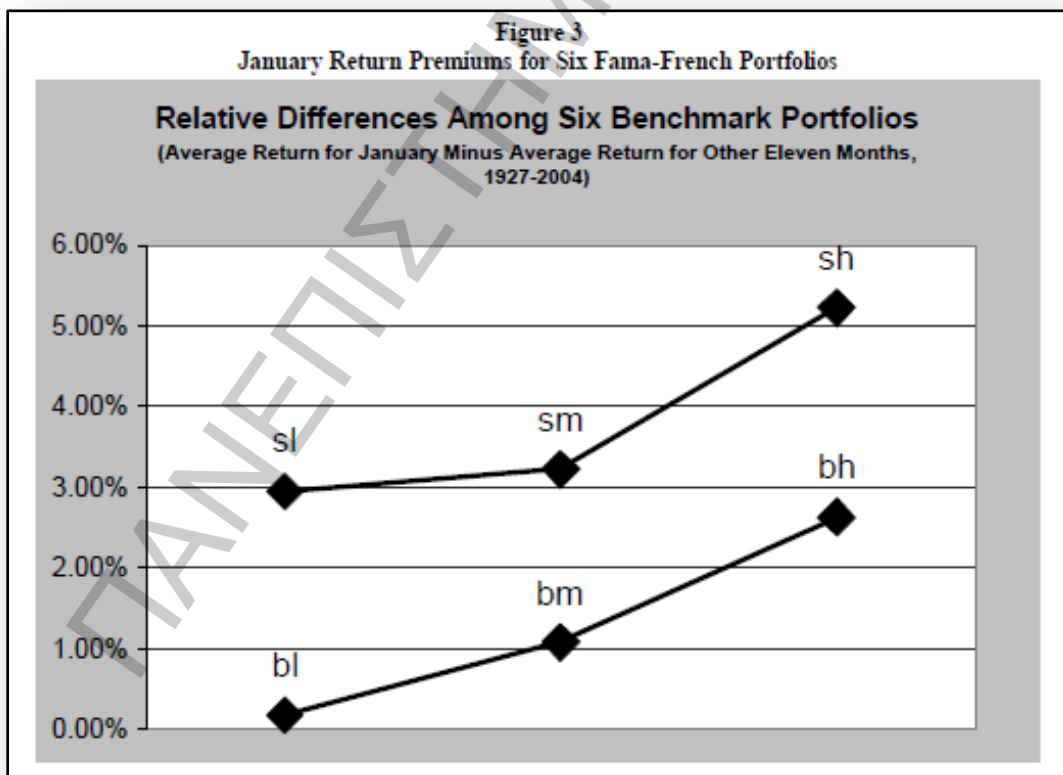
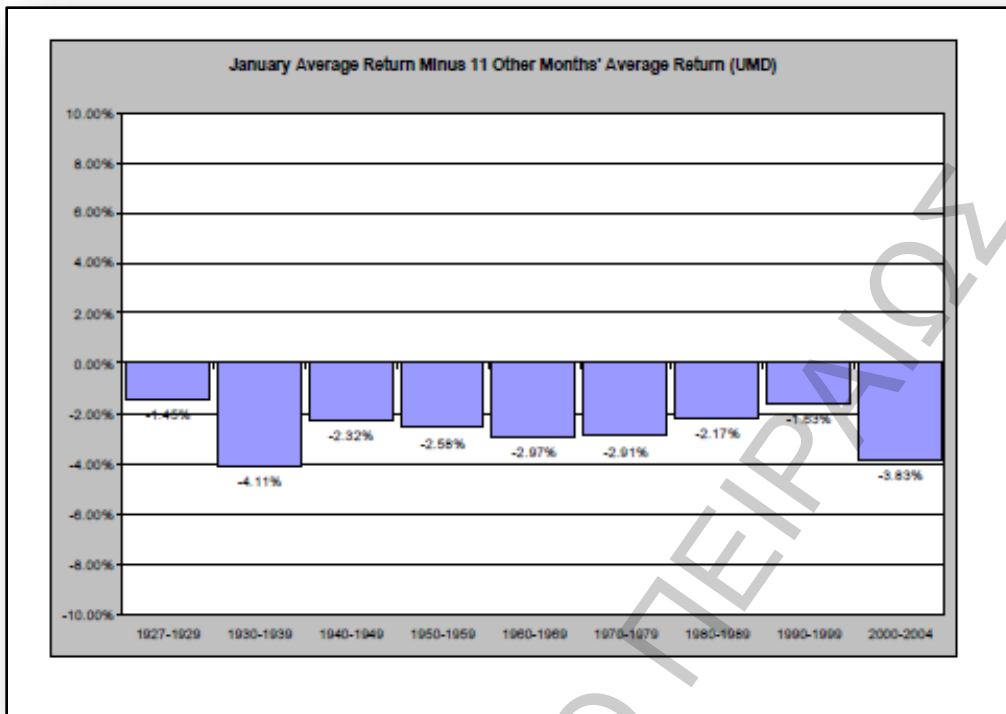
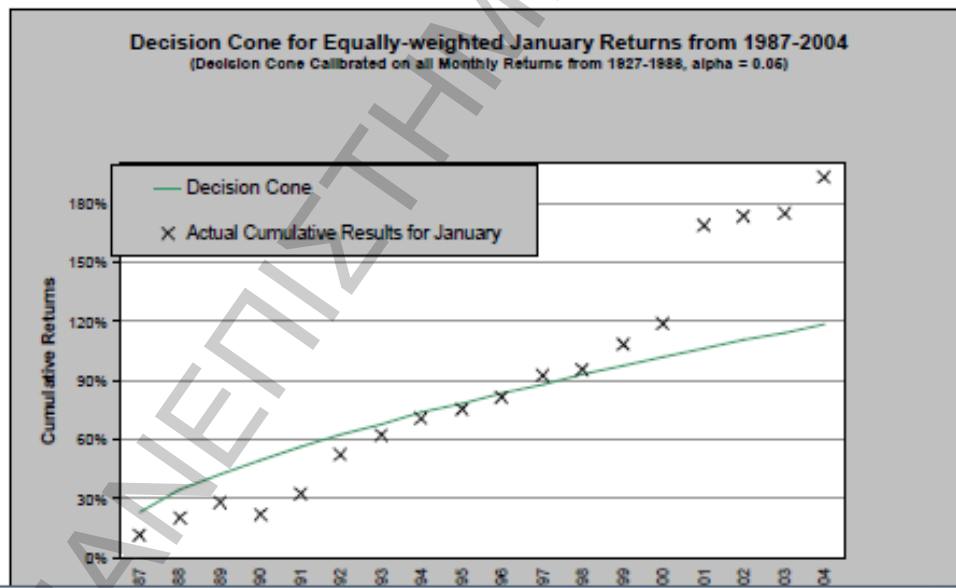
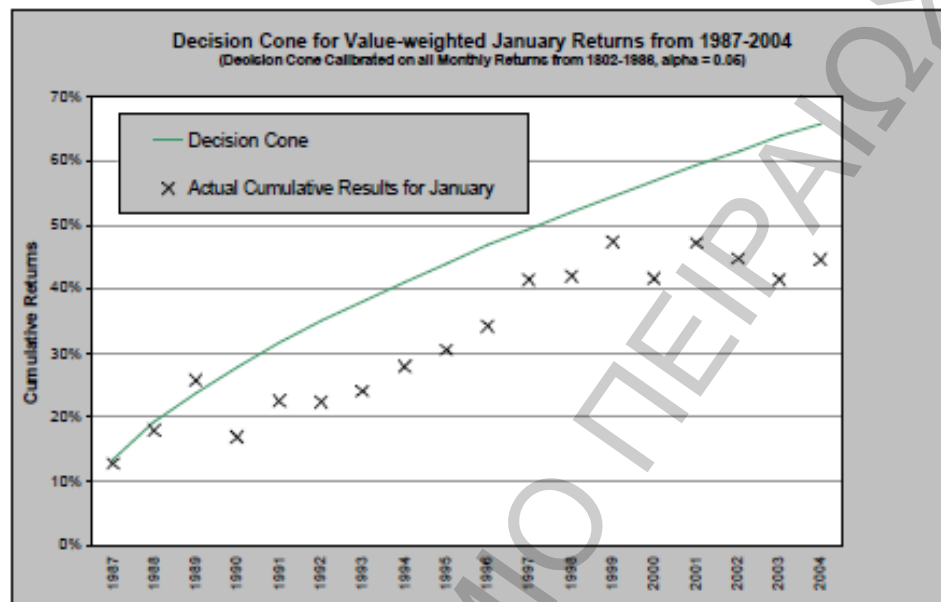


Figure 4
Decision Cones That Permit Rejection of the
"No January Effect" Hypothesis (1987-2004)



3.2.22 Η μελέτη Chan- Svaloslav (2010)

Table 1: Summary Statistics

Using CRSP monthly and daily files, at the end of each November, cumulative return over the past 11 months (from January to November) and the ratio of current price to 52-week high (52HR) are calculated for each stock traded on the NYSE, AMEX, and Nasdaq over the period from 1960 to 2008. The cross-sectional mean and standard deviation of the cumulative returns and 52HRs and Pearson correlation coefficient between two variables are estimated. The table presents averages of the cross-sectional averages, standard deviations, and Pearson correlation coefficients throughout the sample period. (# of stocks means the average of the number of stocks in the sample for each year.)

	11-month Return	52HR
Mean	14%	0.75 (max = 1)
Standard Deviation	57%	0.19
Correlation		0.53
# of Stocks		5,021

Table 2: Returns on Decile and 30-40-30 Portfolios and Return Differences

Using CRSP monthly and daily file, at the end of each November we construct decile (Panel 1) and 30-40-30-percent (Panel 2) portfolios based on 11-month cumulative return from January to November and 52HR (ratio of November-end price to 52-week high), respectively. Skipping December, we calculate January returns on each portfolio. P1 in Panel A (Panel B) represents the equal-weighted portfolio of stocks with 10% (30%) lowest cumulative returns or 52HRs and P10 in Panel A (P3 in Panel B) represents the equal-weighted portfolio of stocks with 10% (30%) highest cumulative returns or 52HRs. Average January returns for all portfolios and the return differences between two extreme portfolios (loser – winner) and associated t-values are presented. Also, we present the January return differences between corresponding portfolios based on the cumulative returns and 52HRs.

We use two samples. In the entire sample, we include all stocks from NYSE, Nasdaq, and AMEX from 1960 to 2008. In the screened sample, we exclude both stocks priced below \$5 and stocks with market capitalization that would place them in the smallest NYSE decile when we form the portfolios.

Panel A: Decile Portfolios

	without screening			with screening		
	cum. ret	52HR	52HR – cum. ret	cum. ret	52HR	52HR – cum. ret
P1	13.38	15.14	1.75 (4.67)	4.42	4.85	0.43 (2.10)
P2	8.27	9.58	1.31 (4.32)	3.96	4.70	0.75 (3.09)
P3	6.55	7.64	1.09 (4.13)	3.72	4.24	0.52 (2.88)
P4	5.66	6.47	0.81 (3.64)	3.49	3.74	0.24 (1.17)
P5	5.15	5.42	0.27 (1.26)	3.22	3.44	0.22 (1.26)
P6	4.55	4.73	0.18 (1.14)	3.04	3.12	0.08 (0.54)
P7	4.29	4.03	-0.26 (-1.89)	2.81	2.87	0.06 (0.41)
P8	4.43	3.46	-0.97 (-4.06)	2.90	2.55	-0.34 (-2.00)
P9	4.62	3.00	-1.62 (-5.22)	3.11	2.15	-0.96 (-3.19)
P10	5.21	2.69	-2.52 (-4.57)	3.28	2.20	-1.09 (-2.29)
P1 - P10	8.17	12.44	4.27 (4.94)	1.14	2.65	1.52 (2.38)
t value	(4.34)	(5.90)		(1.00)	(2.27)	

Panel B: 30, 40, 30% Portfolios

	without screening			with screening		
	cum. ret	52HR	52HR – cum. ret	cum. ret	52HR	52HR – cum. ret
P1	9.34	10.72	1.37 (5.46)	4.03	4.60	0.57 (3.14)
P2	4.91	5.16	0.25 (2.24)	3.14	3.29	0.15 (1.53)
P3	4.75	3.06	-1.70 (-4.96)	3.10	2.32	-0.78 (-2.83)
P1 - P3	4.59	7.66	3.07 (5.27)	0.94	2.28	1.35 (3.02)
t value	(3.83)	(5.68)		(1.30)	(2.97)	

Table 3: Returns for Two-way Sorted Portfolios

This table presents January returns for double-sorted portfolios based on 11-month cumulative returns and 52HRs. We include all stocks in Panels A, B, and C and applied size-and-price screening in Panels D, E and F. In Panel A (B), stocks are first sorted into quintiles by 11-month cumulative returns (52HRs) at the end of each November. Stocks in each quintile are then assigned to one of the five equal-size portfolios based on 52HRs (11-month cumulative returns). We repeat this procedure from 1960 to 2008. Averages of returns on the 25 portfolios and return differences between the lowest and highest 11-month returns (52HRs) portfolios within each 52HR (11-month return) quintiles and associated t-values are presented. Panel C shows the differences in returns between Panel A and Panel B and associated t-values.

Panels D, E and F show the same information, except that we applied the size-and-price screening in Panels D, E and F.

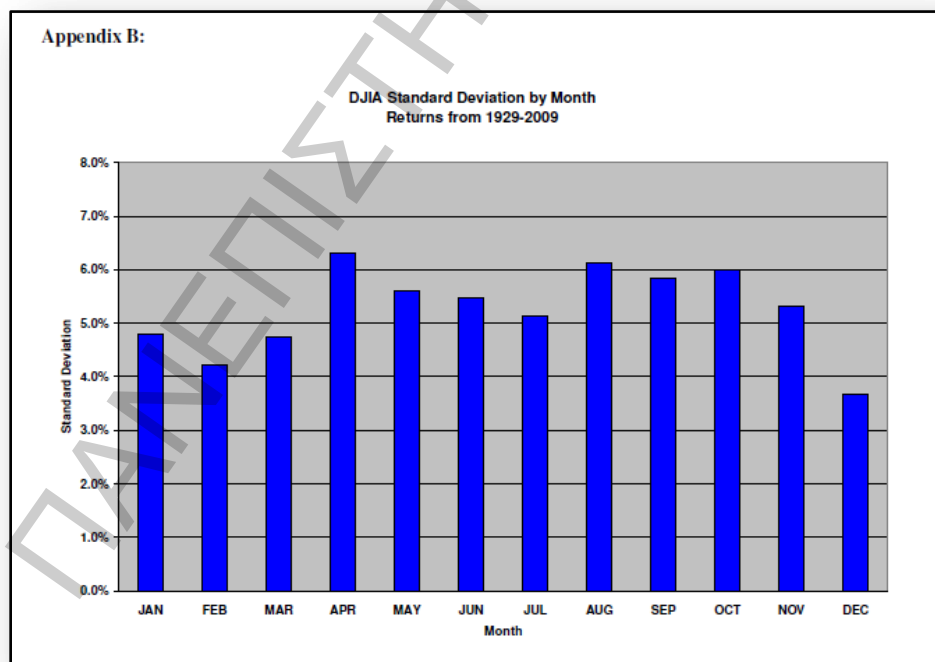
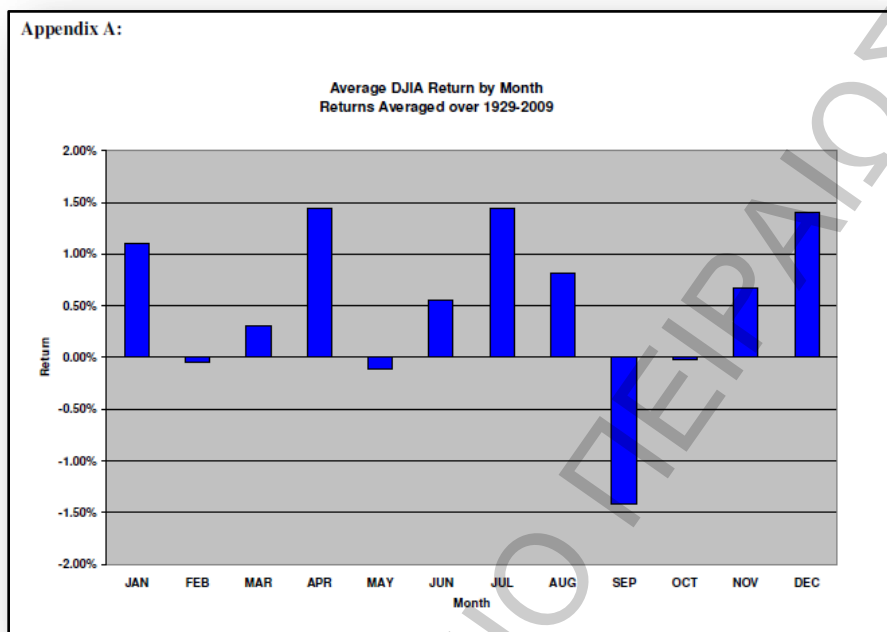
Panel A: Sorted First by 11-month Return and then by 52 HR (without screening)							
	1	2	3	4	5	(1) - (5)	
	(low cum. ret)			(high cum. ret)			
1(low 52HR)	18.68	10.16	8.38	7.73	7.88	10.79	(4.34)
2	12.60	6.89	5.44	4.92	5.44	7.16	(4.01)
3	9.23	5.43	4.53	3.82	4.32	4.91	(3.82)
4	8.19	4.82	3.37	2.98	3.64	4.55	(3.37)
5(high 52HR)	5.89	3.28	2.54	2.33	3.18	2.71	(2.42)
(1) - (5)	12.78	6.88	5.84	5.40	4.70		
t-stat	(5.48)	(6.07)	(6.24)	(6.27)	(5.23)		

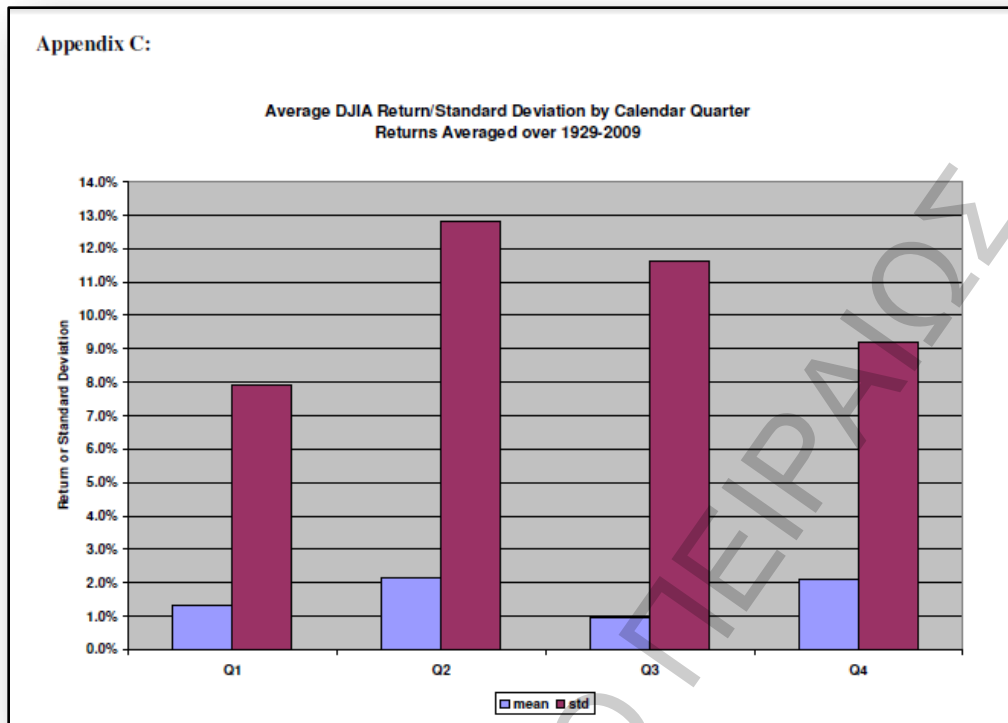
Panel B: Sorted First by 52 HR and then by 11-month Return (without screening)							
	1	2	3	4	5	(1) - (5)	
	(low 52HR)			(high 52HR)			
1(low cum. ret)	17.44	6.50	4.26	3.03	2.21	15.23	(5.34)
2	11.78	6.26	4.59	3.36	2.39	9.39	(5.66)
3	9.96	6.65	4.99	3.55	2.58	7.38	(5.35)
4	11.06	7.62	5.27	4.02	3.11	7.94	(5.55)
5(high cum. ret)	11.65	8.24	6.25	4.77	3.99	7.66	(5.30)
(1) - (5)	5.79	-1.75	-1.99	-1.74	-1.78		
t-stat	(3.29)	(-2.39)	(-3.07)	(-2.39)	(-2.49)		

Panel C: Difference between Panels A and B					
	1	2	3	4	5
1	1.23	3.66	4.12	4.70	5.67
	(3.87)	(5.46)	(6.18)	(5.65)	(5.39)
2	0.82	0.63	0.84	1.56	3.05
	(1.88)	(2.47)	(3.23)	(3.74)	(4.68)
3	-0.74	-1.22	-0.46	0.26	1.74
	(-1.93)	(-3.67)	(-2.42)	(1.34)	(3.78)
4	-2.86	-2.80	-1.90	-1.05	0.53
	(-5.33)	(-5.80)	(-4.39)	(-3.67)	(1.90)
5	-5.76	-4.97	-3.71	-2.44	-0.81
	(-6.02)	(-5.77)	(-4.60)	(-4.04)	(-3.41)
(1) - (5)	6.99	8.63	7.83	7.14	6.48
t-stat	(6.03)	(5.99)	(5.59)	(5.14)	(5.32)

Panel D: Sorted First by 11-month Return and then by 52HR (with screening)							
	1	2	3	4	5	(1) - (5)	
	(low cum. ret)			(high cum. ret)			
1(low 52HR)	4.35	4.96	4.49	4.06	4.14	0.21	(0.20)
2	4.81	4.28	3.43	3.55	3.56	1.25	(1.24)
3	4.41	3.45	3.18	2.57	3.01	1.40	(1.55)
4	4.13	2.97	2.56	2.22	2.60	1.53	(1.72)
5(high 52HR)	3.24	2.39	1.98	1.85	2.61	0.63	(0.79)
(1) - (5)	1.11	2.57	2.51	2.21	1.53		
t-stat	(1.24)	(3.32)	(3.55)	(3.16)	(2.26)		

3.2.23 Η μελέτη του IQS (2010)





3.5 Σύνοψη προηγούμενων μελετών

ΟΝΟΜΑΤΑ ΕΡΕΥΝΗΤΩΝ	ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΑ	ΣΚΟΠΟΣ	ΔΕΔΟΜΕΝΑ	ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ
REINGANUM	1982	Αν οι επιδράσεις του φαινομένου του Ιανουαρίου (και συνεπώς το ίδιο το φαινόμενο) εξαρτώνται με την πώληση μετοχών για φοροαπαλλακτικούς λόγους (tax-loss selling).	Στοιχεία από τη βάση δεδομένων CRISP (University of Chicago Center for Research in Security Prices) για την περίοδο 1962-1979.	Ideal PTS measure για χαρτοφυλάκια μετοχών δηλαδή το λόγο μεταξύ της τιμής της μετοχής στο τέλος του έτους προς τη μεγαλύτερη τιμή της μετοχής για το δεύτερο εξάμηνο του έτους.	Το φαινόμενο του Ιανουαρίου είναι υπαρκτό. Οι χαμηλότερες αποδόσεις συνδυάζονται με πωλήσεις για φοροαπαλλακτικούς λόγους.
KEIM	1983	Ο έλεγχος της εμπειρικής σχέσης μεταξύ των μη-κανονικών αποδόσεων και της αγοραίας αξίας των κοινών μετοχών του NYSE και του AMEX.	Ημερήσιες τιμές μετοχών των NYSE και AMEX για μια περίοδο δεκαεπτά ετών, από το 1963 ως και το 1979 .	Χρησιμοποιείται ένα δείγμα επιχειρήσεων χωρισμένες σε 10 χαρτοφυλάκια σύμφωνα με το μέγεθος της επιχείρησης, με το χαρτοφυλάκιο νούμερο ένα να περιέχει τις μικρότερες επιχειρήσεις και το χαρτοφυλάκιο με το νούμερο δέκα να περιέχει τις μεγαλύτερες επιχειρήσεις. OLS regressions with dummy variables.	Απέδειξε την ύπαρξη του "φαινομένου της μικρού μεγέθους επιχείρησης τον Ιανουάριο" στις ΗΠΑ κατά τη διάρκεια του 1963 και 1979.
GULTEKIN	1983	Εξετάζουν εμπειρικά την εποχικότητα του χρηματιστηρίου στις μεγάλες βιομηχανικές χώρες, προκειμένου να αποκτήσουν περαιτέρω κατανόηση της εποχικότητας.	Τιμές χρηματιστηριακών δεικτών 17 χωρών και τις τιμές του δείκτη του NYSE από τη βάση δεδομένων Capital International Perspective για το διάστημα 19	KW statistics & non-parametric procedure "control versus treatment " .	Το "φαινόμενο του Ιανουαρίου" είναι ένα διεθνές φαινόμενο, υπάρχει στις περισσότερες από τις μεγάλες βιομηχανικές χώρες.

THALER	1987	Επισκόπηση μελετών που έχουν γίνει πάνω στο φαινόμενο του Ιανουαρίου.			
RYAN	1989	Αναφορά σε δύο βασικά βιβλία της βιβλιογραφίας σχετικά με το φαινόμενο του Ιανουαρίου. « The Incredible January effect» των Haugen and Lakonishok (1988)			
OGDEN	1990	Εξετάζει εάν οι αποδόσεις των μετοχών είναι γενικά μεγαλύτερες μετά το μήνα Δεκέμβριο και εάν μεταβάλλονται αντιστρόφως ανάλογα με την αυστηρότητα της νομισματικής πολιτικής.	Χρησιμοποιούνται στην εμπειρική ανάλυση οι ημερήσιοι χρηματιστηριακοί δείκτες ισοσταθμισμένων αποδόσεων και αποδόσεων σταθμισμένης τιμής της βάσης (CRSP) για δεκαοκτώ χρόνια (216 μήνες) κατά την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1969 έως το Δεκέμβριο του 1986.	Method OLS- Dummy variable regressions (dummy TOMTD, FFS, TOMTDFFS)	Η υπόθεση περί ρευστότητας στο τέλος του μήνα στις Ηνωμένες Πολιτείες προκαλεί γενικά αύξηση των αποδόσεων των μετοχών στα τέλη του κάθε ημερολογιακού μήνα, και ιδιαίτερα στο τέλος του έτους. Οι αποδόσεις των μετοχών στα τέλη του μήνα (ή τέλη του χρόνου), μεταβάλλονται αντιστρόφως ανάλογα με την αυστηρότητα της νομισματικής πολιτικής
KRAMER	1994	Εξετάζει εάν υπάρχει σημαντική εποχικότητα στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών κατά το μήνα Ιανουάριο.	Χρησιμοποιεί μηνιαία δεδομένα από την περίοδο Ιανουάριο 1970 έως το Δεκέμβριο του 1989 για τον έλεγχο του φαινομένου από τη βάση CRSP.	Χρησιμοποιεί ένα πολυπαραγοντικό μοντέλο με εποχικές αναμενόμενες αποδόσεις. Παλινδρομήσεις με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS regressions), αλλά και το μοντέλο APT.	Ο συστηματικός κίνδυνος (συντελεστής βήτα) παρουσιάζει έντονη εποχικότητα κυρίως για μικρής χρηματιστηριακής αξίας επιχειρήσεις (low-priced firms) και δεύτερον, ότι περισσότεροι από ένας παράγοντες είναι υπεύθυνοι για την εμφάνιση αυτής της εποχικότητας. Χρησιμοποιώντας το πολυπαραγοντικό μοντέλο με παράγοντες που ενέχουν εποχικότητα δεν διαπίστωσε να υπάρχουν ενδείξεις για την επίδραση του μήνα Ιανουαρίου στις επιπλέον αποδόσεις των μετοχών.

RATHINASAMY-KRISHNA G.MANTIPRAGADA	1996	Η επανεξέταση του φαινομένου του Ιανουαρίου, του φαινομένου των μικρού μεγέθους επιχειρήσεων και του φαινομένου του Ιανουαρίου σε μικρού μεγέθους εταιρείες.	Ημερήσιες μέσες αποδόσεις μετοχών από τη βάση CITIBASE για την περίοδο 1963-1982.	Sharpe και Treynor ratios. Dummy variable regressions with performance measures- Sharpe & Treynor.	Ισχύει το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές.
HE & HE	2001	Εξέτασαν εάν μπορεί να επεκταθεί η εποχικότητα των χαρτοφυλακίων της αγοράς μετοχών και να οδηγήσει σε αντικατάσταση του φαινομένου του Ιανουαρίου με το φαινόμενο του Νοεμβρίου στην αγορά μετοχών.	Χρησιμοποίησαν ποσοστιαίες μεταβολές στις μηνιαίες τιμές του δείκτη S&P 500, τη μέση τιμή ανά μήνα των ημερήσιων τιμών κλεισίματός του, θεωρώντας τον ως υπόδειγμα για τις μεγάλης κεφαλαιοποίησης αγορές μετοχών και τις μηνιαίες αλλαγές στο δείκτη Russell 2000 ως υπόδειγμα για τις μικρής κεφαλαιοποίησης αγορές μετοχών για τα διαστήματα 1960-1986 και 1990-2007.	Method OLS- Dummy variable regressions.	Υπάρχει μια «στροφή» από το φαινόμενο του Ιανουαρίου στο φαινόμενο του Νοεμβρίου τόσο στις μεγάλης όσο και στις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές μετά την πλήρη εφαρμογή των φορολογικών μεταρρυθμίσεων TRA (Tax Reform Act- 1986).

CHEN - SINGAL	2001	Εξέτασαν τις μέχρι τότε (Απρ 2001) δοθείσες εξηγήσεις του φαινομένου του Ιανουαρίου.	Χρησιμοποίησαν κοινές μετοχές που διαπραγματεύονται στο New York Stock Exchange (NYSE) , στο American Stock Exchange (AMEX) και στο National Association of Securities Dealers Automated Quotation System (NASDAQ) για το διάστημα 1987-1999.	Cross-sectional analysis- Regressions	Οι μεγάλες αποδόσεις των κερδοφόρων μετοχών του Δεκεμβρίου και των χαμένων μετοχών του Ιανουαρίου κατά ένα μεγάλο μέρος οφείλονται τόσο στην πώληση λόγω φορο-απαλλαγής όσο και στην πώληση λόγω φορο-αναβολής.
GU	2002	Εξέτασε εάν το φαινόμενο του Ιανουαρίου τείνει να εκλείπει τόσο στις μεγάλης όσο και στις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές.	Χρησιμοποίησε τον δείκτη Dow Jones 30 Industrial Average από το 1929, τον S & P 500 (στηριζόμενο σε 90 μετοχές μέχρι 1/3/1957 και σε 500 μετοχές από το 1950), το δείκτη Russell 1000 από το 1993 και στο δείκτη Russell 2000 και 3000 από το 1988. Όλα τα δεδομένα περιλαμβάνουν το έτος 2000.	Cross-sectional analysis- Regressions Χρησιμοποίησε τη μέθοδο του δείκτη power ratio για να υπολογίσει το φαινόμενο σε κάθε έτος ξεχωριστά για επαρκείς μεγάλες περιόδους, προκειμένου να εξεταστεί η δυναμικότητα και η τάση του φαινομένου του Ιανουαρίου στους κύριους Αμερικανικούς δείκτες.	Το φαινόμενο του Ιανουαρίου παρουσιάζει μια σταδιακή μείωση τόσο στις μεγάλης όσο και στις μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχικούς δείκτες από το 1988 και το φαινόμενο τείνει να εξαφανιστεί για τους δείκτες Russell.
KOUTIANOUDIS	2002	Ερεύνησε την οικονομική σημασία των εποχικών φαινομένων και της επίδρασης του Ιανουαρίου στην αναδυόμενη Ελληνική αγορά.	Χρησιμοποίησε τις μηνιαίες αποδόσεις του δείκτη AGI,95 τίτλων για περίοδο 10 ετών (Ιανουαρίου 1992-Δεκ 2001) Ο συνολικός αριθμός των παρατηρήσεων είναι 11.400(95 μετοχές X 120 μήνες).	KW Statistics	Οι μηνιαίες αποδόσεις, μετοχών είναι υψηλότερες τον μήνα Ιανουάριο. Οι μετοχές των μικρών εταιρειών προσφέρουν υψηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζεται περισσότερο κατά τη διάρκεια των σταθερών και ανοδικών περιόδων του χρηματιστηρίου, ενώ εκλείπει στις πτωτικές περιόδους.

MA & CU	2003	Εξετάζουν εάν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών κατά τον Ιανουάριο και τις πληροφορίες για τα κέρδη που κυκλοφορούν κατά το μήνα αυτό. Εξετάζουν τις πιθανές κινητήριες δυνάμεις που εξηγούν τις ασυνήθιστα υψηλές αποδόσεις στα τέλη Ιανουαρίου	Οι πληροφορίες για τα κέρδη από τον Ιανουάριο του 1972 (μέχρι) και τον Δεκέμβριο του 2002, προέρχονται από την Compustat. Τα δεδομένα που αντιπροσωπεύουν το σύνολο της χρηματιστηριακής αγοράς είναι από την CRSP.	Time series Analysis Cross sectional Analysis OLS Regressions	Υπάρχει ισχυρή σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και των πληροφοριών για τα κέρδη που κυκλοφορούν τον Ιανουάριο, ιδιαίτερα κατά το δεύτερο μισό του μήνα.
KUNKEL, COMPTON, BEYER	2003	Εξέτασαν εάν υπάρχει κάποια παγκόσμια επίδραση του turn-of-the-month (TOM) κατά τη δεκαετία του 1990 και μετά τη διόρθωση της χρηματιστηριακής αγοράς το 1987.	Χρησιμοποίησαν ημερήσιες τιμές κλεισίματος των χρηματιστηριακών δεικτών από 19 χώρες για την περίοδο 1988 - 2000.	OLS - Regressions Analysis of Variance (ANOVA) Wilcoxon signed rank (WSR)	Για τις 16 από τις 19 χώρες, και οι τρεις αναλύσεις δείχνουν μια επίδραση TOM κατά την πλήρη περίοδο 1988 - 2000.
CHEN - SINGAL	2004	Η επανεξέταση του φαινομένου του Ιανουαρίου παρουσιάζοντας μια πιο ολοκληρωμένη μελέτη των διαφόρων εξηγήσεων που έχουν δοθεί προκειμένου να διαπιστώσει που τελικά οφείλεται.	Διάστημα από Ιαν. 1993 έως Ιαν.1999 μετοχών του NYSE, AMEX και NASDAQ.	Time series Analysis- Regressions.	Το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει και οφείλεται στην υπόθεση της πώλησης ζημιογόνων μετοχών το Δεκέμβριο για την αποφυγή φορολόγησης και την επαναγορά τους τον Ιανουάριο (Tax Loss Selling Hypothesis).

GRIFFITHS-WINTERS	2005	Επανεξέτασαν την εφαρμογή του Musto (1997) για την υπόθεση μετατόπισης κινδύνου στην αγορά εμπορικών γραμματίων	TABLE 1	Ordinary least squares (OLS) regressions with White's (1980) adjustment for heteroscedasticity.	Επαληθεύουν ότι η ζήτηση συνολικών καταθέσεων αυξάνεται σημαντικά το Δεκέμβριο και μειώνεται σημαντικά τον Ιανουάριο.
HAUG	2005	Η ανανέωση των μέχρι τότε ευρημάτων για το φαινόμενο του Ιανουαρίου σε μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές, αλλά και εάν τελικά αποτελεί ένα φαινόμενο των μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών.	Χρησιμοποίησε δεδομένα 202 χρόνων από 1802-2004. Για την υποπερίοδο 1802-1926 χρησιμοποίησε δεδομένα από τους δείκτες Αμερικανικών τιμών μετοχών SCHWERT'S (1990) και για την υποπερίοδο 1927-2004 χρησιμοποίησε δεδομένα από τη βάση CRSP για τις αποδόσεις σταθμισμένων ως προς την αξία χαρτοφυλακίων.	Fama & French Size and book factors (SMB & HML)	Το φαινόμενο του Ιανουαρίου συνεχίζει να είναι το φαινόμενο των μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχών.
SUM	2006	Να παρέχει περισσότερα εμπειρικά στοιχεία που να στηρίζουν την ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου και του φαινομένου του μεγέθους στις αποδόσεις των μετοχών.	Χρησιμοποίησε μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών σε κυκλοφορία και τιμές όλων των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE), στο Χρηματιστήριο της Αμερικής (AMEX) και στο NASDAQ . Τα δεδομένα των μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών του NYSE είναι για το διάστημα από 1/1-1959 έως 31/12/2007, του AMEX είναι για το διάστημα από 1/1/1962 έως 31/12/2007 και του NASDAQ είναι για το διάστημα από 1/1/1971 έως 31/12/2007.	Time series Analysis OLS Regressions	Το φαινόμενο του Ιανουαρίου και το φαινόμενο του μεγέθους υπάρχουν στις αποδόσεις των μετοχών που διαπραγματεύονται στα NYSE, AMEX και NASDAQ..

MOOSA	2007	Εξέτασε το φαινόμενο του Ιανουαρίου.	Χρησιμοποίησε στοιχεία για τον δείκτη Dow Jones Industrial Average (DJIA) για την περίοδο 1970-2005.	Method OLS- Dummy variable regressions.	Το φαινόμενο του Ιανουαρίου εμφανίζεται στην περίοδο 1975-1990 αλλά από την άλλη δεν παρατηρείται για την περίοδο 1990-2005. Αντίθετα παρατηρείται ένα έντονο φαινόμενο Ιουλίου.
MOLLER & ZILCA	2007	Εξέτασαν την επίδραση του Ιανουαρίου διερευνώντας την εξέλιξη των ημερήσιων διακυμάνσεων της επίδρασης σε όλα τα δεκατημόρια μεγέθους (size deciles).	Αποδόσεις μετοχών των NYSE, AMEX, NASDAQ από τη βάση CRSP για το διάστημα 1995-2004.	Calculation of Abnormal Returns and Cumulative Abnormal Returns	Οι βασικές δυνάμεις υπεύθυνες για την επίδραση του Ιανουαρίου εξακολουθούν να υφίστανται και είναι το ίδιο ισχυρές όσο ήταν και στο παρελθόν.
KOUMANAKOS	2007	Ηδιερεύνηση του φαινομένου της ημερολογιακής ανωμαλίας που παρουσιάζεται στο Χρηματιστήριο Αθηνών (ΧΑΑ).	Ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (AGI) για το διάστημα 1985-2004.	Nonparametric statistical tests - Stochastic dominance (SD) analysis και GARCH-M model	Υπάρχει το φαινόμενο της ημέρας (την Παρασκευή εμφανίζονται οι υψηλότερες αποδόσεις και την Τρίτη οι χαμηλότερες), το φαινόμενο της βδομάδας δεν εμφανίζεται στατιστικά σημαντικό και το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει, αλλά δεν είναι σημαντικό.

SON & TONG	2009	Εξετάζουν εάν το φαινόμενο του Ιανουαρίου οφείλεται στο ασφάλιστρο κινδύνου ή/ και στον υψηλότερο κίνδυνο που υπάρχει κατά το μήνα Ιανουάριο.	Δεδομένα από τη βάση δεδομένων CRSP για το διάστημα 1926-2005.	GARCH(1,1), M-GARCH ΚΑΙ T-GARCH.	Το φαινόμενο του Ιανουαρίου υπάρχει και αποδεικνύουν ότι οφείλεται στο ασφάλιστρο κινδύνου που επιζητούν ως "αποζημίωση" οι επενδυτές για να αναλάβουν τον κίνδυνο που υπάρχει κατά το μήνα Ιανουάριο και όχι στον κίνδυνο αυτόν κάθε αυτόν.
CHAN-SVIATOSLAV	2010	Η προβλεπτική ικανότητα των αποδόσεων του παρελθόντος για αναστροφή Ιανουαρίου συγκρίνεται με αυτή (προβλεπτική ικανότητα) της εγγύτητας των τρεχουσών τιμών για το υψηλό δείκτη 52 εβδομάδων	Ημερήσιες και μηνιαίες αποδόσεις όλων των μετοχών που διαπραγματεύονται στα NYSE, AMEX και NASDAQ για το διάστημα Δεκε. 1960-Δεκ. 2008 εξαιρώντας τις μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης.	Single-Sorted Portfolios Double-Sorted Portfolios Fama McBeth (1973) Regressions	Οι αναλογίες των τιμών στο τέλος Νοεμβρίου-Δεκεμβρίου με το υψηλό δείκτη των 52 εβδομάδων έχουν πιο σημαντική προβλεπτική ικανότητα για τις ανατροπές τον Ιανουάριο από ό, τι οι συνολικές αποδόσεις 11 ή 12 μηνών κατά το προηγούμενο έτος. Επιπλέον, οι σωρευτικές αποδόσεις χάνουν προβλεπτική ικανότητα για το "φαινόμενο του Ιανουαρίου" στις παλινδρομήσεις τύπου Fama-MacBeth.
IQS	2010	Εξέτασαν εάν οι αποδόσεις του Ιανουαρίου δίνουν την εικόνα των αποδόσεων ολόκληρου του έτους.	Χρησιμοποίησαν τον DOW JONES INDUSTRIAL AVERAGE (DJIA) ως υπόδειγμα(PROXY) της αγοράς. Χρησιμοποίησαν μηνιαίες και ετήσιες ιστορικές αποδόσεις από το 1929-2009.	-	Ο Ιανουάριος θέτει την τάση (θετική ή αρνητική) των αποδόσεων για το μήνα Φεβρουάριο και για τον υπόλοιπο χρόνο.

<p>KEONG & CHING & YAT</p>	<p>2010</p>	<p>Η ύπαρξη του φαινομένου του Ιανουαρίου σε 11 Ασιατικές χώρες.</p>	<p>Αποδόσεις Γενικών Δεικτών των Χρηματιστηρίων των Εξεταζόμενων χωρών για το διάστημα 1990-2009.</p>	<p>GARCH (1,1)</p>	<p>Υπαρξη του φαινομένου του Δεκεμβρίου (θετικές αποδόσεις) σε όλες τις χώρες εκτός από Χονγκ Κονγκ, Ιαπωνία, Κορέα και Κίνα. Επίσης, λίγες χώρες εμφάνισαν το φαινόμενο των θετικών αποδόσεων κατά τους μήνες Ιανουάριο, Απρίλιο και Μαΐο, ενώ μόνο η Ινδονησία εμφάνισε αρνητικό φαινόμενο του Αυγούστου (αρνητικές αποδόσεις).</p>
--	-------------	--	---	--------------------	---

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Άρθρα

Al-Khazali, O. and Koumanakos E. and Pyun, Ch.S. (2008) 'Calendar anomaly in the Greek stock market: Stochastic dominance analysis.' *International Review of Financial Analysis*, Vol. 17, pp. 461-474.

Ariel, R.(1987) 'A monthly effect in stock returns'. *Journal of Financial Economics*,18, pp.161-174.

Chen, H.and Singal V. (2001) 'January Effect-A re-examination.' University of Baltimore.

Chen, H. and Singal ,V. (2004) 'All things considered, Taxes Drive the January Effect', *The Journal of Financial Research*, Vol. XXVII, No3, pp. 351-372.

Folliott, T. (2007) 'The January Effect: A Global Perspective.' Simon Fraser University Library. Bumaby, BC, Canada.

Gorton, G. (2009) , 'Information, Liquidity and the Panic of 2007'. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 99, pp.567-572.

Griffiths, M. and Winters, D. (2005) 'The Turn of The Year in Money Markets: Tests of the Risk-Shifting Window Dressing and Preferred Habitat Hypotheses', *Journal of Business*, Vol. 78, No 4, pp. 1337-1364.

Gultekin, M. and Gultekin, B. (1983) 'Stock Market Seasonality .International Evidence', *Journal of Financial Economics*. North- Holland, Vol. 12, pp 469-481.

Haug, M. and Hirschey, .M. (2005) 'The January Effect', School of Business University of Kansas.

Hu, Yue. (2006) 'Some Empirical Tests for the January Effect.' Simon Fraser University Library, Bumaby, BC, Canada.

He, L.T. and He ,S. (2011)'Has the November Effect Replaced the January Effect in Stock Markets?' Managerial and Decision Economics, Vol. 32, pp 481-486.

IQS Research Brief. (2010) 'The New January Effect? What Does the Return for January tell us about the year? And other statistical Facts.' INNOVATIVE QUANT SOLUTIONS, LLC.

Keim, D. (1983) 'Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality. Further Empirical Evidence', Journal of Financial Economics .North-Holland, Vol. 12, pp.13-32.

Keong, L. B. and Ghing Yat, D. and Hui Ling, Ch. (2010) 'Month-of –the year effects in Asian countries: A 20-year study (1990-2009).' African journal of Business Management, Vol. 4(7), pp. 1351-1362.

Kim, D. (2006) 'On the information Uncertainly Risk and The January Effect' Korea University Business School, Seoul.

Koutianoudis, Th. and Wange, Sh. (2002) 'Is the January effect Economically Exploitable? – Evidence from Athens Exchange.' University of Manchester, Crawford House, School of Accounting and Finance.

Kramer, C. (1994) 'Macroeconomic Seasonality and the January Effect.' The Journal of Finance, Vol. 49, No5, pp. 1883-1891.

Kunkel, R and Compton, W.S . and Beyer, S. (2003) 'The turn -of -the –month effect still lives: the international evidence.' International Review of Financial Analysis, Vol. 12, pp.207-221.

Lu, H. and Ma, Q.(2003) 'Do Earnings Explain the January Effect? ', Marshall School of Business University of Southern California.

Mazal, L. (2008-2009) 'Stock Market Seasonality: Day of The Week Effect And January Effect'.

Moller, N. and Zilca, S. (2008) 'The evolution of the January effect.' Journal of Banking and Finance, Vol. 32, pp. 447-457.

Moosa, Im. A. (2007) 'The Vanishing January Effect' International Research Journal of Finance and Economics, ISSN 1450-2887 Issue 7, pp.92-104.

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

Rathinasamy, R.S. and Mantripragada, K. (1996) 'The January size effect revisited: is it a case of risk mismeasurement?' Journal of Financial and Strategic Decisions, Vol. 9, No. 3, pp. 9-14.

Reinganum, M. (1983) 'The anomalous stock market behavior of small firms in January. Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects.' Journal of Financial Economics, Vol. 12, pp.89-104.

Rogalski, R and Tinic, S. (1986) 'The January Effect: Anomaly or Risk Mismeasurement?' Financial Analysts Journal, Vol. 42, No 6, pp. 63-70.

Ryan, R. (1989) 'The January Effect-Incredible, Anomalous or Red Spot? A Review Essay.' British Accounting Review, Vol. 21, pp. 183-191.

Sum, V.C. (2008) 'The January and size effects on stock returns: more evidence.' University of Maryland-Eastern Shore, USA.

Sangberg, F. (2011) 'The contemporaneity of the January effect. A study of the seasonal anomaly " January effect" in Sweden.' Umeå School of Business – Umeå University –Sweden.

Seung –Chan, P. and Moskalev, S. (2010) 'The 52-Week High And The January Effect', Journal of Business & Economics Research, Vol. 8, No 3, pp. 43-58.

Sun, Q. and H.S. Tong, W. (2010) 'Risk and The January effect.' Journal of Banking & Finance, Vol.34, pp.965-974.

Thaler, R. (1987) 'Anomalies: The January Effect.' The Journal of Economic Perspectives, Vol. 1, pp 197-201.

Yanxiang Gu, An. (2003) 'The declining January effect: evidences from the U.S. equity markets.' The quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 43, pp.395-404.

Wachtel, S.B., (1942) 'Certain observations on seasonal movements in stock prices.' Journal of Business, Vol.15, pp. 184-193.

Ευαγγελίδης Χ. (2008) 'The January Effect-Το Φαινόμενο του Ιανουαρίου.' Πανεπιστήμιο Πειραιά. Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής.

Μαντζώρος ,Ν. (2011) 'Ημερολογιακές Ανωμαλίες-Φαινόμενο Ιανουαρίου και Δευτέρας στους Δείκτες των Χρηματιστηριακών Αγορών.' Τεχνολογικό Ίδρυμα Κρήτης Σχολή Διοίκησης και Οικονομίας.

Τσαγδής , Ι. (2008) 'Μελέτη της αναποτελεσματικότητας στο Ελληνικό Χρηματιστήριο. Το φαινόμενο της ημέρας της εβδομάδας και το φαινόμενο του Ιανουαρίου.' Πανεπιστήμιο Πειραιά. Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής.

Χρυσοχοΐδου , Α. (2011) 'Το φαινόμενο του Ιανουαρίου .Μια στατιστική προσέγγιση της πιθανότητας ένας συγκεκριμένος μήνας να έχει θετική απόδοση.' Πανεπιστήμιο Πειραιά. Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής.

Βιβλία

Brooks, C. (2008), introductory Econometrics for Finance, Second Edition, Cambridge University Press.

Πετραλιάς, Α. & Τζαβαλής, Η. (2008), Επενδύσεις, Εκδόσεις ΟΠΑ.

Χαρδούβελης, Γ. (2011), Το χρονικό της διεθνούς και συνακόλουθης ελληνικής και ευρωπαϊκής κρίσης : αίτια, επιπτώσεις, αντιδράσεις προοπτική.

Χρήστου, Γ, (2007), Εισαγωγή στην Οικονομετρία, Α΄τόμος, Εκδόσεις Gutenberg.

Πρεσβεία της Ελλάδας – Γραφείο Οικονομικών & Εμπορικών Υποθέσεων, «Germany Economy- 2011 Annual Report».

Links

www.iraj.gr

www.mfa.gr

www.naftemporiki.gr

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ