ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ & ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΔΙΑΤΡΙΒΗ

του

ΔΗΜΗΤΡΙΟΥ ΜΠΕΛΝΤΕΚΟΥ

Θέμα: "Οι Επιπτώσεις της Ασυμμετρίας των Αποδόσεων των Μετοχών στην Επιλογή Χαρτοφυλακίου"

Επιβλέπων Καθηγητής
κος Γεώργιος Διακογιάννης

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2003

Αφιερώνεται στη μνήμη
του πατέρα μου

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Τα περισσότερα μοντέλα της χρηματοοικονομικής θεωρίας βασίζονται στην ανάλυση των δύο πρώτων στατιστικών παραμέτρων μιας κατανομής, δηλαδή στο μέσο όρο και τη διακύμανση. Έτσι και στη θεωρία χαρτοφυλακίου, στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model) των Lintner, Mossin και Sharpe, ο στόχος των επενδυτών είναι να μεγιστοποιήσουν την αναμενόμενη απόδοση της επένδυσής τους και ταυτόχρονα να ελαχιστοποιήσουν τον κίνδυνο. Η αναμενόμενη απόδοση εκφράζεται από τον μέσο όρο (mean) και ο κίνδυνος από τη διακύμανση (variance). Το μοντέλο προσπαθεί να βρει τον άριστο συνδυασμό των δύο αυτών παραμέτρων, ο οποίος συνιστά το άριστο χαρτοφυλάκιο. Οι αποδόσεις των μετοχών θεωρείται ότι κατανέμονται κανονικά. Η υπόθεση αυτή είναι αρκετά περιοριστική, καθώς αρκετές πρόσφατες μελέτες εμπειρικών δεδομένων στις διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές, τείνουν να την αμφισβητήσουν. Δηλαδή αμφισβητείται η κανονικότητα στις αποδόσεις των μετοχών.

Αν στην πραγματικότητα η κατανομή των αποδόσεων των μετοχών δεν είναι κανονική, φτάνουμε στο σημείο να θέσουμε υπό ερωτιματικό την κλασσική μορφή του C.A.P.M., δηλαδή τον περιορισμό των παραμέτρων που προσδιορίζουν την επιλογή μετοχών, στην μεγιστοποίηση της αναμενόμενης απόδοσης και στην ελαχιστοποίηση της διακύμανσης. Πράγματι τις τελευταίες δεκαετίες πολλοί ερευνητές έχουν συμπεριλάβει και την ασυμμετρία ως μια επιπλέον παράμετρο που λαμβάνεται υπόψη. Η ασυμμετρία μιας κατανομής είναι μια στατιστική παράμετρος η οποία δείχνει το βαθμό απόκλισης της καμπύλης συχνότητας της κατανομής, από μια πρότυπη συμμετρική καμπύλη (όπως είναι η κανονική κατανομή). Η ασυμμετρία μπορεί να είναι θετική, ή να είναι αρνητική. Συγκεκριμένα, οι ερευνητές θεωρούν ότι οι επενδυτές επιθυμούν την ύπαρξη θετικής ασυμμετρίας στα χαρτοφυλάκιά τους. Έτσι έχουν προσπαθήσει να επεκτείνουν το C.A.P.M. σε ένα μοντέλο που περιλαμβάνει τρεις παραμέτρους, δηλαδή μέσο, διακύμανση και ασυμμετρία (Three-Moment C.A.P.M.).

1.1. ΣΚΟΠΟΣ ΤΗΣ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ

Ο τίτλος της διπλωματικής διατριβής είναι : "Οι Επιπτώσεις της Ασυμμετρίας των Αποδόσεων των Μετοχών, στην επιλογή Χαρτοφυλακίου".

Σκοπός της είναι α) η έρευνα την ύπαρξης ασυμμετρίας στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, σε μεμονωμένες μετοχές και χαρτοφυλάκια μετοχών και β) εφόσον υπάρχει θετική ασυμμετρία, η προσπάθεια χρησιμοποίησης της, σε ένα Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, το οποίο ερμηνεύει τη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών. Η ύπαρξη ασυμμετρίας σε μετοχές, καθώς και η σχέση της με της αποδόσεις των μετοχών, είναι βασικοί παράγοντες για την επιλογή χαρτοφυλακίων.

Συγκεκριμένα η διατριβή θα έχει τα ακόλουθα μέρη: Αρχικά θα γίνει έλεγχος για την ύπαρξη ασυμμετρίας στις μεμονωμένες μετοχές και θα δούμε σε τι ποσοστό του συνόλου της ελληνικής κεφαλαιαγοράς παρουσιάζεται το φαινόμενο. Μετά θα ερευνηθεί η επίδραση της διαφοροποίησης στην ασυμμετρία. Συγκεκριμένα από το σύνολο των μετοχών, θα κατασκευαστούν χαρτοφυλάκια με αυξανόμενο αριθμό μετοχών για να μελετηθεί η ύπαρξη ασυμμετρίας σε αυτά. Παράλληλα θα εξεταστεί η επίδραση της διαφοροποίηση σε χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές με μεγάλη ασυμμετρία. Στη συνέχεια θα ελεγχθεί η εφαρμογή στην ελληνική αγορά, ενός Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, το οποίο θα περιλαμβάνει τη συστηματική ασυμμετρία μαζί με το μέσο και την διακύμανση, σαν προσδιοριστικές μεταβλητές (έλεγχος ενός Three-Moment Capital Asset Pricing Model.).

Τα δεδομένα που θα χρησιμοποιηθούν θα είναι εβδομαδιαίες τιμές του συνόλου των ελληνικών μετοχών με παρουσία στην ελληνική αγορά τα τελευταία 10 έτη.

2. ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΤΩΝ ΚΥΡΙΟΤΕΡΩΝ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΕΡΓΑΣΙΩΝ

2.1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Στο σημείο αυτό, είναι σκόπιμο να γίνει αναφορά σε προηγούμενες μελέτες που έχουν γίνει διεθνώς, σχετικά με το θέμα της ασυμμετρίας στις αποδόσεις των μετοχών.

Πολλοί ερευνητές έχουν αναφερθεί στη σημασία της ασυμμετρίας και της κύρτωσης στην επιλογή χαρτοφυλακίου, βασιζόμενοι στην επισήμανση ότι η κατανομή των αποδόσεων των μετοχών δεν είναι κανονική. Στις μελέτες αυτές μπορούμε να εντοπίσουμε δύο βασικές παραμέτρους προσέγγισης:

Πρώτον την έρευνα για την ύπαρξη ασυμμετρίας στα χρηματιστηριακά δεδομένα και δεύτερον την προσπάθεια για ενσωμάτωση της ενδεχόμενης ασυμμετρίας στις παραμέτρους επιλογής μετοχών και κατασκευής χαρτοφυλακίων.

Πρέπει να τονισθεί εδώ, ότι δεν καταλήγουν όλοι οι ερευνητές στο συμπέρασμα, πως υπάρχει δηλαδή ασυμμετρία και άρα δεν τη θεωρούν όλοι παράμετρο επιλογής των μετοχών. Επίσης, ενώ κάποιοι βρίσκουν θετική ασυμμετρία, άλλοι βρίσκουν αρνητική. Τέλος πολλοί, ενώ βρίσκουν ασυμμετρία σε μεμονωμένες μετοχές, διαπιστώνουν ότι αυτή εξαλείφεται με τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου. Η διαπίστωση αυτή οδηγεί μερικούς στην απόρριψη της ασυμμετρίας ως παραμέτρου επιλογής μετοχών, ενώ άλλους στην απόρριψη της επιλογής ενός πλήρως διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου.

Οι σημαντικότεροι ερευνητές που έχουν ασχοληθεί με το θέμα της ασυμμετρίας των αποδόσεων των μετοχών, καθώς και τα βασικότερα στοιχεία των ερευνών τους, παρουσιάζονται στη συνέχεια βάση χρονολογικής σειράς:

2.2. ΟΙ ΚΥΡΙΟΤΕΡΟΙ ΕΡΕΥΝΗΤΕΣ ΚΑΙ ΤΑ ΕΡΓΑ ΤΟΥΣ ΣΤΗΝ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ

A. Kraus και R. Litzenberger

Ένα από τα σημαντικότερα άρθρα σχετικά με την ασυμμετρία των αποδόσεων των μετοχών, πάνω στο οποίο βασίζεται και το τρίτο ερευνητικό μέρος της παρούσας διατριβής, είναι αυτό των A.Kraus και R. Litzenberger με τίτλο: "Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets", που δημοσιεύτηκε στο "Journal of Finance" το Σεπτέμβριο του 1976.

Οι A.Kraus και R. Litzenberger, επέκτειναν το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model), σε ένα υπόδειγμα που ενσωματώνει την επίδραση της συστηματικής ασυμμετρίας, στην αποτίμηση μιας μετοχής. Σύμφωνα με τη θεωρητική προσέγγισή τους, η προτίμηση ενός επενδυτή για ένα χαρτοφυλάκιο, δίνεται από τις τρεις πρώτες κεντρικές ροπές της απόδοσής του. Οι δυο ερευνητές, χρησιμοποίησαν το ανάπτυγμα του Taylor για την κατασκευή της συνάρτησης χρησιμότητας του πλούτου του επενδυτή. Η προτίμηση για θετική ασυμμετρία, είναι βασική παράμετρος μεγιστοποίησής της.
Το υπόδειγμα αυτό θα αναλυθεί διεξοδικά στο κεφάλαιο 3, όπου θα γίνει και η εφαρμογή του στην ελληνική αγορά.

Michael A. Simkowitz & William L. Beedles

Οι M.Simkowitz και W.Beedles στο άρθρο τους "Diversification in a three-moment world", το Δεκέμβριο του 1978 στο "Journal of Financial and Quantitative Analysis", ελέγχουν την επίδραση της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου στην ασυμμετρία. Αρχικά αναλύουν σε θεωρητικό επίπεδο την ασυμμετρία στις επιμέρους παραμέτρους, από τις οποίες αποτελείται. Στη συνεχεία χρησιμοποιώντας 549 μετοχές από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για τα έτη 1945 έως 1965 κατασκευάζουν χαρτοφυλάκια, αυξάνοντας σταδιακά τον αριθμό τον μετοχών που τα αποτελούν και υπολογίζουν τις μέσες τιμές ασυμμετρίας (όπως και κάποιων άλλων βασικών παραμέτρων) σε αυτά. Το αποτέλεσμα της ερευνάς τους δείχνει ότι η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου εξαφανίζει την ασυμμετρία των αποδόσεων που έχουν οι μετοχές μενονωμένα και ότι αυτή είναι η εξήγηση γιατί πολλοί επενδυτές που επιδιώκουν την θετική ασυμμετρία, δεν προτιμούν πλήρως διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια.

Στο άρθρο αυτό, βασίζεται το δεύτερο ερευνητικό μέρος της παρούσας διατριβής, στο οποίο θα ερευνηθεί η επίδραση της διαφοροποίησης στην ασυμμετρία.

Irwin Friend & Randolph Westerfield

Το έργο των A.Kraus και R. Litzenberger επιχείρησαν να ελέγξουν οι I.Friend και R.Westerfield με το άρθρο τους “ Co-Skewness and Capital Asset Pricing”, το οποίο δημοσιεύτηκε στο “Journal of Finance” το Σεπτέμβριο του1980. Η προσέγγιση και αυτών, εστιάζεται στην ενσωμάτωση της συστηματικής ασυμμετρίας στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (C.A.P.M.) και στην εμπειρική επαλήθευση του με τη μέθοδο των cross sectional παλινδρομήσεων. Η διάφορες με το αρχικό άρθρο των A.Kraus και R. Litzenberger είναι οι εξής:

Α) Ελέγχουν την επίδραση της συστηματικής ασυμμετρίας σε χαρτοφυλάκια τα οποία περιλαμβάνουν και ομόλογα μαζί με τις μετοχές.

Β) Χρησιμοποιούν ως χαρτοφυλάκιο αγοράς, χαρτοφυλάκιο το οποίο περιλαμβάνει ομόλογα και μετοχές.

Γ) Κατασκευάζουν δείκτη αγοράς, ο οποίος είναι σταθμικός μέσος όρος περισσότερων του ενός, χρηματιστηριακών δεικτών.

Δ) Πραγματοποιούν έλεγχους σε μεμονωμένες μετοχές καθώς και σε χαρτοφυλάκια μετοχών.

Ε) Κάνουν διαχωρισμό σε επιμέρους χρονικές περιόδους.

ΣΤ) Χρησιμοποιών στάσιμες και μη στάσιμες εξισώσεις παλινδρομήσης στους έλεγχους τους.

Τα αποτελέσματα στα οποία καταλήγουν, είναι συνοπτικά τα εξής: Αν και δέχονται ότι οι επενδύτες επιθυμούν θετική ασυμμετρία, θεωρούν ότι η σημασία της συστηματικής ασυμμετρίας στην ερμηνεία των τιμών των μετοχών, εξαρτάται σημαντικά από το δείκτη αγοράς που χρησιμοποιείται, από τη χρονική περίοδο, καθώς και από τη μεθοδολογία της έρευνας. Δηλαδή σε άλλες περιπτώσεις βρήκαν ότι επιδρά η συστηματική ασυμμετρία στη διαμόρφωση των τιμών των μετοχών και σε άλλες ότι δεν επιδρά.

Thomas E.Conine & Maurry J. Tamarkin

Οι Thomas E.Conine,Jr και Maury J. Tamarkin με το άρθρο τους: “On Diversification Given Asymmetry in Returns”, το οποίο δημοσιεύτηκε το Δεκέμβριο του 1981 στο Journal of Finance, επιχείρησαν να ερευνήσουν την επίδραση της θετικής ασυμμετρίας στην επιλογή του αριθμού των μετοχών ενός χαρτοφυλακίου. Ο σκοπός του άρθρου αυτού είναι να ερμηνεύσει την αιτία της ύπαρξης χαρτοφυλακίων που δεν είναι πλήρως διαφοροποιημένα και τη σημασία της θετικής ασυμμετρίας στο γεγονός αυτό. Σύμφωνα με το άρθρο αυτό, ένα μεγάλο ποσοστό επενδυτών δεν διακρατούν πλήρως διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια, όχι γιατί η αγορά είναι ατελής, αλλά λόγω της επιθυμίας τους για θετική ασυμμετρία. Μια διαισθητική προσέγγιση της ύπαρξης θετικής ασυμμετρίας, κατά τους συγγραφείς, είναι το γεγονός ότι ένας επενδυτής δεν μπορεί να χάσει πάνω από το 100 % του κεφαλαίου που επενδύει, ενώ τα κέρδη είναι θεωρητικά απεριόριστα. Η μη πλήρης διαφοροποίηση, δικαιολογείται από το γεγονός ότι με την αύξηση του αριθμού των μετοχών που περιλαμβάνονται σε ένα χαρτοφυλάκιο, επιτυγχάνουμε τη μείωση της διακύμανσης (θετική επίπτωση στο χαρτοφυλάκιο), αλλά ταυτόχρονα μειώνεται και η ασυμμετρία του (αρνητική επίπτωση). Ο άριστος αριθμός μετοχών σε ένα χαρτοφυλάκιο, σύμφωνα με το άρθρο αυτό, επιτυγχάνεται στο σημείο όπου η οριακή αύξηση στην αναμενόμενη χρησιμότητα του χαρτοφυλακίου, που προκαλείται από μια μείωση της διακύμανσής του, ισούται με την οριακή μείωση της αναμενόμενης χρησιμότητας του από τη μείωση της ασυμμετρίας του. Παρ’ όλα αυτά υπό συγκεκριμένες συνθήκες η πλήρης διαφοροποίηση είναι η άριστη στρατηγική. Για τον υπολογισμό του άριστου αριθμού μετοχών ενός χαρτοφυλακίου, οι συγγραφείς κατασκευάζουν μια συνάρτηση χρησιμότητας η οποία περιλαμβάνει τις τρεις κεντρικές ροπές της απόδοσης του χαρτοφυλακίου και στη συνεχεία βρίσκουν τον αριθμό μετοχών, σύμφωνα με τον οποίο η συνάρτηση μεγιστοποιείται. Το αποτέλεσμα στο οποίο καταλήγουν διακρίνεται σε τέσσερις περιπτώσεις. Στις δυο ενδείκνυται πλήρης διαφοροποίηση, σε μια ο άριστος αριθμός είναι μηδέν και στην τελευταία στην οποία υπάρχει θετική ασυμμετρία στις μετοχές, η συνάρτηση χρησιμότητας μεγιστοποιείται σε μικρό αριθμό μετοχών και έτσι δικαιολογείται η μη πλήρης διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου.

Alex Kane

Ο A.Kane στο άρθρο του “Skewness Preference and Portfolio Choice”, που δημοσιεύτηκε το Μάρτιο του 1982 στο “Journal of Financial and Quantitative Analysis”, ερευνά το ρόλο της ασυμμετρίας στην επιλογή του κινδύνου που αναλαμβάνουν οι επενδυτές. Τα αποτελέσματα στα οποία καταλήγει είναι ότι η ασυμμετρία επηρεάζει τις προτιμήσεις των επενδυτών και αποτελεί μια λογική εξήγηση για το γεγονός ότι πολλοί επιλέγουν μη διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια.

Giovani Barone-Adesi

Ο Giovani Barone-Adesi με το άρθρο του: “Arbitrage Equilibrium with Skewed Asset Returns” το οποίο δημοσιεύτηκε στο “Journal of Financial and Quantitative Analysis”, το Σεπτέμβριο του 1985, χρησιμοποιεί το τετραγωνικό μοντέλο, το οποίο εισήγαγαν οι A. Kraus και H. Litzenberger, για την εμπειρική επαλήθευση της Θεωρίας της Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (Arbitrage Equilibrium), υπό την ύπαρξη ασύμμετρων αποδόσεων. Οι συνθήκες ισορροπίας με εξισωροπητικές αγοραπωλησίες για το τετραγωνικό υπόδειγμα, ελέγχονται με μια πολυπαραγωντική προσέγγιση του Michael R.Gibbons. Τα αποτελέσματα της έρευνάς του επαληθεύουν μερικώς την υπόθεση των A. Kraus κα H. Litzenberger, περί προτίμησης της θετικής ασυμμετρίας από τους επενδυτές.

Clay J. Singleton & John Wingender

Οι C.Singleton και J.Wingender στο άρθρο τους “Skewness persistence in common stock returns”, το οποίο δημοσιεύτηκε στο “Journal of Financial and Quantitative Analysis” το Σεπτέμβριο του 1986, ελέγχουν την ύπαρξη ασυμμετρίας στην Αμερικανική Αγορά, στα έτη 1961 έως 1980. Οι συγγραφείς του άρθρου στους έλεγχους τους, χρησιμοποιούν μηνιαίες, εξαμηνιαίες και ετήσιες αποδόσεις μετοχών και χωρίζουν το διάστημα των 20 ετών σε περιόδους των πέντε ετών. Τα αποτελέσματα της ερευνάς τους δείχνουν ότι ο αριθμός των μετοχών που εμφανίζει θετική ασυμμετρία, παραμένει διαχρονικά σταθερός. Δεν είναι όμως οι ίδιες μετοχές αυτές οι οποίες εμφανίζουν θετική ασυμμετρία διαχρονικά. Δηλαδή αυτές που εμφάνισαν ασυμμετρία την πρώτη περίοδο, δεν εμφανίζουν τη δεύτερη κ.λ.π. Στη συνέχεια ελέγχουν την ασυμμετρία σε χαρτοφυλάκια των 5 και των 20 μετοχών. Το αποτέλεσμα είναι οτι στα χαροφυλάκια των 5 μετοχών, η ύπαρξη θετικής ασυμμετρίας μειώνεται αισθητά, ενώ σε αυτά των 20, σχεδόν εξαφανίζεται. Έτσι οι συγγραφείς του άρθρου αυτού, απορρίπτουν την ύπαρξη ασυμμετρίας διαχρονικά και κατ' επέκταση απορρίπτουν επενδυτικές στρατηγικές που περιλαμβάνουν την ασυμμετρία ως παράμετρο επιλογής.

Kina-Guan Lim

Ο Kina-Guan Lim στο άρθρο του "A New Test of the Tree-Moment Capital Asset Pricing Model", που δημοσίευσε στο "Journal of Financial And Quantitative Analysis" τον Ιούνιο του 1989, εξετάζει το μοντέλο των Kraus- Litzenberger που περιλαμβάνει την συστηματική ασυμμετρία (co-skew ness) ως τρίτη παράμετρο στην κατασκευή του Capital Asset Pricing Model. Ο συγγραφέας χρησιμοποιεί τη μέθοδο του Hansen "Generalized Method-of-Moments" (Γενικευμένη Μέθοδος των Ροπών), για μια πολυμεταβλητή προσέγγιση ελέγχου του μοντέλου των Kraus- Litzenberger. Ο έλεγχος αφορά χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών (από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης), επιλεγμένα κατά φθίνουσα τιμή των συντελεστών βήτα και γάμα (συνασυμμετρία), τη χρονική περίοδο 1933 έως 1982. Το συμπέρασμα στο οποίο καταλήγει, είναι ότι η συστηματική ασυμμετρία αποτιμάται από την αγορά, δηλαδή ότι η θετική ασυμμετρία επιδρά στην διαμόρφωση των τιμών των μετοχών.

Kai-Jiaw Tan

Ο K.J.Tan στο άρθρο του "Risk returns and the three-moment C.A.P.M.: another look" το οποίο δημοσιεύτηκε στο "Journal of Banking and Finance"το 1991, μελετά τη σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις 43 τυχαία επιλεγμένων αμοιβαίων κεφαλαίων και συστηματικής ασυμμετρίας κατά την περίοδο 1970-1986, στις ΗΠΑ. Τα αποτελέσματα της ερευνάς του απορρίπτουν την ύπαρξη τέτοιας σχέσης.

Γεώργιος Π. Διακογιάννης

Ο κ. Γ. Διακογιάννης με το άρθρο του "Three-parameter Asset Pricing" το οποίο δημοσιεύτηκε στο "Managerial and Decision Economics" το 1994, περιέλαβε την συστηματική ασυμμετρία (συντελεστής γάμα), μαζί το μέσο και τη διακύμανση, στις παραμέτρους που διαμορφώνουν τις αποδόσεις των μετοχών και των χαρτοφυλακίων. Ο κ. Γ. Διακογιάννης αναπτύσσει μαθηματικά τη σχέση ισορροπίας τριών παραμέτρων ενός χαρτοφυλακίου. Σύμφωνα με την ανάλυσή του, η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής (ή ενός χαρτοφυλακίου), συνδέεται γραμμικά με την απόδοση μηδενικού κίνδυνου, καθώς και με δυο πριμ, ένα για το συστηματικό κίνδυνο (συντελεστής βήτα) και ένα για την συστηματική ασυμμετρία. Η συστηματική ασυμμετρία μιας μετοχής (ή ενός χαρτοφυλακίου), είναι ο λόγος της συνασυμμετρίας της μετοχής (ή του χαρτοφυλακίου) με την αγορά και δίνει την συνεισφορά τους στη συνολική ασυμμετρία της αγοράς. Οι επενδύτες αποστρέφονται τη διακύμανση, ενώ επιθυμούν θετική ασυμμετρία. Αυτό σημαίνει ότι αναμένουν να λάβουν ένα θετικό πριμ για τη διακύμανση της μετοχής (η του χαρτοφυλακίου) που υφίστανται, ενώ αντίθετα είναι διατεθειμένοι να πληρώσουν ένα πριμ (αρνητικό), για να έχουν θετική ασυμμετρία. Εάν στην κατανομή των αποδόσεων εμφανίζεται θετική ασυμμετρία, το πριμ για την συνασυμμετρία είναι αρνητικό (δηλαδή είναι διατεθειμένοι να πληρώσουν για να έχουν μετοχές με θετική ασυμμετρία). Αντίθετα αν στην κατανομή των αποδόσεων εμφανίζεται αρνητική ασυμμετρία, το πριμ για την συνασυμμετρία είναι θετικό.

Το υπόδειγμα αποτίμησης μιας μετοχής (ή ενός χαρτοφυλακίου) στο οποίο καταλήγει ο κος Γ. Διακογιάννης, διαφέρει από το κλασσικό C.A.P.M. κατά ένα ποσό το οποίο ισούται με το γινόμενο της ασυμμετρίας της απόδοσης της αγοράς, επί τη διαφορά των συντελεστών βήτα και γάμα της μετοχής (ή του χαρτοφυλακίου). Εφόσον το ποσό αυτό έχει θετική τιμή, τότε το κλασσικό C.A.P.M. υποεκτιμά την αναμενόμενη απόδοση της μετοχής (η του χαρτοφυλακίου).

Lakshman A. Alles & John L. Kling

Οι L.Alles και J. Kling στο άρθρο τους “Regularities in the variation of skewness in asset returns”, το οποίο δημοσιεύτηκε στο “The Journal of Financial Research” το Φθινόπωρο του 1994, μελετούν την ύπαρξη ασυμμετρίας στους χρηματιστηριακούς δείκτες των NYSE, AMEX κατά την περίοδο 1962-1989 και NASDAQ κατά την περίοδο 1972-1989. Τα αποτελέσματα της έρευνάς τους είναι τα ακόλουθα: Στο σύνολο της περιόδου που ερευνούν, βρίσκουν αρνητική ασυμμετρία η οποία είναι μεγαλύτερη στην μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αγορά (NYSE) και μικρότερη στην μικρότερη αγορά (NASDAQ). Επίσης μελετούν και την επίδραση των οικονομικών κύκλων (business cycles) και των χρηματιστηριακών κύκλων (stock market cycles) στην ύπαρξη ασυμμετρίας. Τα αποτελέσματα δείχνουν περισσότερο αρνητική ασυμμετρία σε περιόδους ανάπτυξης και ανόδου των αγορών και λιγότερο αρνητική ή και θετική ασυμμετρία σε περιόδους ύφεσης και πτώσης των αγορών.

P.Chunhachinda, K.Dandapani, S.Hamid , A.Prakash

Με το άρθρο τους "Portfolio selection and Skewness: Evidence from international stock markets" το οποίο δημοσιεύτηκε στο "Journal of Banking & Finance" το 1997, οι P.Chunhachinda, K.Dandapani, S.Hamid και A.Prakash, ερεύνησαν την ύπαρξη κανονικής κατανομής στις τιμές των μετοχών των 14 μεγαλύτερων χρηματιστηρίων, την περίοδο από Ιανουάριο 1988 έως Δεκέμβριο 1993. Τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι με εβδομαδιαία δεδομένα στα 5 από τα 14 χρηματιστήρια και με μηνιαία δεδομένα στα 11 από τα 14, υπάρχει ασυμμετρία. Τα αποτελέσματα αυτά, τους οδηγούν στην αποδοχή της άποψης ότι η ασυμμετρία δεν μπορεί να αγνοηθεί από τους παράγοντες επιλογής χαρτοφυλακίου. Οι συγγραφείς του άρθρου προτείνουν μια μέθοδο πολυωνυμικού προγραμματισμού για την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου με την ενσωμάτωση της ασυμμετρίας ως παράγοντα επιλογής.

Amado Peiró

Ο A.Pieró στο άρθρο του "Skewness in individual stocks at different frequencies", το οποίο δημοσιεύτηκε στο "Journal of Banking & Finance" το 1999, μελετά την ύπαρξη ασυμμετρίας στις ημερήσιες αποδόσεις μεμονωμένων μετοχών σε 8 διεθνείς αγορές. Το αποτέλεσμα της ερευνάς του είναι ότι στις περισσότερες περιπτώσεις η υπόθεση της συμμετρίας δεν μπορεί να απορριφθεί.

3. ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΘΕΩΡΙΑ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ

3.1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Οι δύο βασικές κατηγορίες στατιστικών παραμέτρων, όπως είναι γνωστό, είναι τα μέτρα θέσης και τα μέτρα διασποράς. Τα μέτρα θέσης είναι δείκτες οι οποίοι χαρακτηρίζουν τη θέση γενικά μιας κατανομής συχνότητας, κατά μήκος του άξονα μετρήσεων της μεταβλητής που μελετάται, ή αλλιώς δείκτες που εκφράζουν μια τιμή της μεταβλητής περί την οποία τείνουν να συγκεντρώνονται τα επιμέρους δεδομένα της. Μέτρα θέσης είναι οι διάφοροι μέσοι όροι, η διάμεσος, τα τεταρτημόρια, τα δεκατημόρια, τα εκατοστημόρια κ.λ.π. Τα μέτρα διασποράς είναι δείκτες που δηλώνουν το βαθμό συγκέντρωσης μιας κατανομής γύρω από ένα μέτρο θέσης, ή αλλιώς το βαθμό ανομοιογένειας (ή μεταβλητότητας) των δεδομένων που μελετώνται. Τα κυριότερα μέτρα διασποράς ως γνωστόν, είναι η διακύμανση, η τυπική απόκλιση και ο συντελεστής μεταβλητικότητας.

Οι δύο αυτές κατηγορίες στατιστικών παραμέτρων, αν και χρησιμοποιούνται ευρύτατα στις διάφορες στατιστικές εφαρμογές, μερικές φορές δεν είναι αρκετές για την περιγραφή της συμπεριφοράς των επί μέρους δεδομένων, δηλαδή για την απόκτηση μιας σαφής εικόνας της κατανομής που μελετάται. Στις περιπτώσεις αυτές χρειάζεται ο υπολογισμός ορισμένων επιπλέον παραμέτρων που προσδιορίζουν την μορφολογία της κατανομής. Οι βασικές αυτές στατιστικές παράμετροι είναι δύο: Πρώτον η ασυμμετρία (skewness), η οποία μελετά το βαθμό απόκλισης της αντίστοιχης καμπύλης συχνότητας της κατανομής, από μια πρότυπη συμμετρική καμπύλη. Δεύτερον η κυρτότητα (kurtosis) της κατανομής, η οποία μελετά το πεπλατυσμένο ή αντίθετα την αιχμηρότητα της καμπύλης συχνότητας, γύρω από το σημείο της μέγιστης συχνότητας.

3.2. ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΕΣ (ΔΕΙΚΤΕΣ) ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ

Ένας από τους συχνότερους συντελεστές (δείκτες) ασυμμετρίας, οφείλεται στον Karl Pearson και δίνεται από την σχέση: $Sk(X)=\frac{m_3}{s^3}$, όπου σ είναι η τυπική απόκλιση της μεταβλητής X και m_3 είναι μια στατιστική παράμετρος που ονομάζεται τρίτη κεντρική ροπή και η οποία δίνεται από την σχέση: $m_3=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(X_i-\overline{X}\right)^3$. $\overline{X}$ είναι ο μέσος αριθμητικός των τιμών της μεταβλητής X και n είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων. Επομένως ο δείκτης ασυμμετρίας του Pearson στην πλήρη ανάπτυξή του δίνεται από τον τύπο: $Sk(X)=\frac{\frac{\sum_{i=1}^{n}\left(X_i-\overline{X}\right)^3}{n}}{s^3}$.

Είναι φανερό ότι αν η κατανομή συχνότητας (ή αλλιώς η καμπύλη συχνότητας) της μεταβλητής X που μελετάται είναι συμμετρική περί τον μέσο αριθμητικό της (γύρω από το $\overline{X}$), δηλαδή αν οι ισαπέχουσες από το μέσο $\overline{X}$, τιμές X_i, παρουσιάζουν την ίδια συχνότητα, τότε οι θετικές και οι αρνητικές διαφορές $\left(X_i-\overline{X}\right)^3$ συμψηφίζονται μεταξύ τους και η m_3 παίρνει την τιμή μηδέν. Στην περίπτωση αυτή δεν υπάρχει ασυμμετρία. Αντίθετα αν η καμπύλη συχνότητας παρουσιάζει ουρά προς τα δεξιά ή προς τα αριστερά, δηλαδή αν υπερέχουν οι θετικές διαφορές $\left(X_i-\overline{X}\right)^3$ από τις αρνητικές, ή αντίθετα αν υπερέχουν οι αρνητικές διαφορές $\left(X_i-\overline{X}\right)^3$ από τις θετικές, τότε υπάρχει ασυμμετρία θετική ή αρνητική αντίστοιχα.

Στο σημείο αυτό πρέπει να επισημανθεί ότι η τρίτη κεντρική ροπή μ_3 αποτελεί η ίδια ένα μέτρο ασυμμετρίας της κατανομής, το οποίο χρησιμοποιείται σε πολλές εμπειρικές μελέτες. Συγκρίνοντας το δείκτη αυτό με τον συντελεστή ασυμμετρίας του Pearson, κάποια εγχειρίδια Στατιστικής αποφαίνονται ότι ο δείκτης του Pearson πλεονεκτεί . Ο λόγος είναι ότι ο δείκτης του Pearson είναι καθαρός αριθμός, ενώ η τρίτη κεντρική ροπή εκφράζεται σε μονάδες μέτρησης της μεταβλητής που μελετάται. Έτσι δεν μπορούμε να συγκρίνουμε την ασυμμετρία δύο κατανομών όπου η μία, για παράδειγμα, είναι κατανομή βάρους και η άλλη κατανομή ύψους, γιατί η τρίτη κεντρική ροπή της πρώτης θα δίνεται σε μονάδες μέτρησης βάρους, ενώ της δεύτερης σε μονάδες μέτρησης ύψους. Επίσης όταν συγκρίνουμε με το δείκτη μ_3, την ασυμμετρία δύο κατανομών που εκφράζονται στην ίδια μονάδα μέτρησης, π.χ. την ασυμμετρία των αποδόσεων δύο μετοχών, υπάρχει το πρόβλημα ότι η τιμή του δείκτη δεν έχει την ίδια σημασία στις δύο περιπτώσεις, γιατί αναφέρεται σε διαφορετικά μεγέθη. Αντίθετα ο δείκτης του Pearson μας δίνει την ασυμμετρία της κατανομής σε σχέση με την μεταβλητότητά της. Παρ'όλα αυτά στην συγκεκριμένη εργασία, θα χρησιμοποιηθούν και οι δύο δείκτες, επειδή θα ακολουθηθεί η μεθοδολογία που έχει χρησιμοποιηθεί και σε διεθνείς μελέτες για τον έλεγχο της ασυμμετρία των αποδόσεων των μετοχών.

Συνοψίζοντας θα πρέπει να πούμε ότι όταν η κατανομή είναι συμμετρική τότε έχουμε $Sk(X) = 0$ και $\mu_3 = 0$. Όταν υπάρχει θετική ασυμμετρία έχουμε $Sk(X) > 0$ και $\mu_3 > 0$, ενώ όταν υπάρχει αρνητική ασυμμετρία έχουμε $Sk(X) < 0$ και $\mu_3 < 0$. Εξυπακούεται ότι όσο πιο έντονη είναι η ασυμμετρία (θετική ή αρνητική), τόσο ο οι δύο δείκτες αποκλίνουν από το μηδέν.

3.3. ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΗΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ

Όπως έχει αναφερθεί στην προηγούμενη παράγραφο, υπάρχουν δύο βασικοί δείκτες ασυμμετρίας. Ο ένας είναι ο δείκτης ασυμμετρίας του Karl Pearson, ο οποίος δίνεται από την σχέση $Sk(X) = \dfrac{\dfrac{\sum_{i=1}^{n}\left(X_i - \overline{X}\right)^3}{n}}{s^3}$ (ή αλλιώς $Sk(X) = E\left(X_i - \overline{X}\right)^3 / s^3$) και ο άλλος είναι η τρίτη κεντρική ροπή η οποία δίνεται από την σχέση: $m_3 = \dfrac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(X_i - \overline{X}\right)^3$, (ή αλλιώς: $m_3 = E\left(X_i - \overline{X}\right)^3$, όπου Ε( ) συμβολίζει το μέσο όρο).

Στη συνέχεια θα χρησιμοποιηθεί για την ανάλυση της ασυμμετρίας, η τρίτη κεντρική ροπή η οποία για κάθε μετοχή i δίνεται από τον τύπο: $m_3(R_i) = E[R_i - E(R_i)]^3$, όπου R_i είναι η απόδοση της μετοχής και $E(R_i)$ είναι η μέση τιμή των αποδόσεων R_i. Επομένως η ασυμμετρία των αποδόσεων R_i μιας μετοχής , είναι η μέση τιμή των υψωμένων στην τρίτη δύναμη αποκλίσεων των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου από τη μέση απόδοσή τους .

Αντίστοιχα για ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών p, ο τύπος της τρίτης κεντρικής ροπής γίνεται: $m_3(R_P) = E[(R_P - E(R_P))^3]$, όπου R_P είναι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου p στις διάφορες χρονικές περιόδους και Ε(R_P) είναι ο μέσος όρος των αποδόσεων R_P. Άρα, η ασυμμετρία των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου R_P είναι η μέση τιμή των υψωμένων στην τρίτη δύναμη αποκλίσεων των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου από τη μέση απόδοσή τους .

3.4. ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΗΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ ΣΕ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΗ ΚΑΙ ΕΙΔΙΚΗ

Στο σημείο αυτό θα αναλύσουμε την ασυμμετρία σε συστηματική και ειδική, σύμφωνα με την προσέγγιση των Michael A. Simkowitz και William L. Beedles στο άρθρο τους με τίτλο Diversification in A three Moment-World που δημοσιεύτηκε το Δεκέμβριο του 1978 στο "Journal of Financial and Quantitative Analysis".

Η απόδοση μιας μετοχής i δίνεται από την σχέση $R_i - R_f = a_i + s_i + e_i$, (1), όπου το R_i είναι η συνολική απόδοση της μετοχής σε κάθε χρονική στιγμή, το R_f είναι η απόδοση μηδενικού κινδύνου, το a_i είναι ένα σταθερό τμήμα της απόδοσης της μετοχής (το οποίο δεν σχετίζεται με την αγορά), το s_i είναι το συστηματικό τμήμα της απόδοσης της μετοχής (δηλαδή αυτό που είναι συνάρτηση της απόδοσης της αγοράς) και το e_i είναι ένας συντελεστής σφάλματος που έχει τις ακόλουθες ιδιότητες: α) Ε(e_i) = 0 , β) Ε($e_i\, e_j$) = 0 και γ) Ε($s_i\, e_j$) = 0. Από την παραπάνω σχέση προκύπτει ότι η συνολική απόδοση μιας μετοχής δίνεται από την σχέση $R_i = R_f + a_i + s_i + e_i$ (2).

Όπως έχουμε αναλύσει, η ασυμμετρία δίνεται από την τρίτη κεντρική ροπή $m_3(R_i) = E[R_i - E(R_i)]^3$. Το $E(R_i)$ είναι η μέση τιμή των αποδόσεων R_i και ισούται με $E(R_i) = E(R_f + a_i + s_i + e_i) = R_f + a_i + E(s_i)$ (3). (αυτό γιατί η μέση τιμή του e_i είναι μηδέν λόγω της προαναφερθήσας ιδιότητας, ενώ τα R_f , a_i είναι σταθερά). Αντικαθιστώντας στον τύπο της ασυμμετρίας τις σχέσεις (2) και (3) έχουμε: $m_3(R_i) = E[(R_f + a_i + s_i + e_i) - (R_f + a_i + E(s_i))]^3$. Βγάζοντας τις παρενθέσεις και κάνοντας τις απλοποιήσεις η ασυμμετρία γίνεται: $m_3(R_i) = E[s_i + e_i - E(s_i)]^3 =$ $E[(s_i - E(s_i)) - e_i]^3$. Στη συνέχεια παίρνοντας το ανάπτυγμα έχουμε :

$$m_3(R_i) = E[s_i - E(s_i)]^3 + 3E[s_i - E(s_i)]^2\, E(e_i) + 3E[s_i - E(s_i)]\, E(e_i)^2 + E(e_i)^3$$
(4)

Ο πρώτος όρος: $E[s_i - E(s_i)]^3$ είναι η τρίτη κεντρική ροπή των s_i, δηλαδή η ασυμμετρία του συστηματικού τμήματος της απόδοσης της μετοχής. Το μέρος αυτό της ασυμμετρίας αποτελεί την συστηματική ασυμμετρία και συμβολίζεται $m_3(s_i)$.

Ο τελευταίος όρος της σχέσης (7): $E(e_i)^3$ είναι η τρίτη κεντρική ροπή των e_i (διότι $E(e_i)^3 = [e_i - E(e_i)]^3$ όπου $E(e_i)=0$). Η παράμετρος αυτή αποτελεί τη μη συστηματική ασυμμετρία και συμβολίζεται με $m_3(e_i)$.

Το $3E[s_i - E(s_i)]^2\, E(e_i)$ που είναι το δεύτερο μέρος της (4), είναι ένα γινόμενο των τετραγώνων των συστηματικών αποκλίσεων επί τον μέσο των σφαλμάτων. Το γινόμενο αυτό ισούται με μηδέν λόγω της υπόθεσης Ε(e_i) = 0.

Τέλος το γινόμενο $3E[s_i - E(s_i)]E(e_i)^2$ που αποτελεί τον τελευταίο όρο της συνολικής ασυμμετρίας είναι και αυτό μηδέν λόγω των ιδιοτήτων του e_i.

Επομένως η σχέση (4) παίρνει την τελική μορφή: $m_3(R_i) = m_3(s_i) + m_3(e_i)$. Δηλαδή η ασυμμετρία μιας μετοχής αποτελείται από την συστηματική ασυμμετρία (το τμήμα της ασυμμετρίας που οφείλεται στην αγορά) και από την ειδική ασυμμετρία (το μέρος της ασυμμετρίας που οφείλεται στην απόδοση της μετοχής).

Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε για την ανάλυση της ασυμμετρίας μιας μετοχής, εφαρμόζεται και στην ανάλυση της ασυμμετρίας ενός χαρτοφυλακίου p όπου N είναι ο αριθμός των μετοχών που περιλαμβάνονται σε αυτό .

Στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου η σχέση (1) γίνεται: $R_P - R_f = a_P + s_P + e_P$ όπου το R_P είναι η συνολική απόδοση του χαρτοφυλακίου σε κάθε χρονική στιγμή, το R_f είναι η απόδοση μηδενικού κινδύνου, το a_P είναι το σταθερό τμήμα της απόδοσης του χαρτοφυλακίου που δεν σχετίζεται με την αγορά, το s_P είναι το συστηματικό τμήμα της απόδοσης του χαρτοφυλακίου (δηλαδή αυτό που είναι συνάρτηση της απόδοσης της αγοράς) και το e_P είναι ο συντελεστής σφάλματος του χαρτοφυλακίου, με ιδιότητες αντίστοιχες με αυτές που ισχύουν για το e_i.

Από την ανωτέρω σχέση παίρνουμε την απόδοση του χαρτοφυλακίου: $R_P = R_f + a_P + s_P + e_P$. Στη συνέχεια αντικαθιστούμε στον τύπο της ασυμμετρίας του χαρτοφυλακίου $m_3(R_P) = E[(R_P - E(R_P))^3]$, την τιμή του R_P και τη μέση τιμή των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου που είναι $E(R_P)=R_f+\ a_{P_{(N)}}+\ E(s_{P_{(N)}})$, (επειδή R_f και a_P είναι σταθερά $E(e_{P_{(N)}})=0)$. Έτσι προκύπτει ο τύπος :

$m_3(R_P)=E[(R_f+a_P+s_P+e_P)-(R_f+a_P+\ E(s_P))]^3$.

Κάνοντας τις απλοποιήσεις στις παρενθέσεις τελικά βρίσκουμε ότι η ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου δίνεται από τον τύπο: $m_3(R_P)=E[(s_P-E(s_P))+e_P]^3$. Στη συνέχεια παίρνοντας το ανάπτυγμα καταλήγουμε στη σχέση : $m_3(R_P)=E[s_P-E(s_P)]^3\ +\ 3E[s_P-E(s_P)]^2\ E(e_P)\ +\ 3E[s_P-E(s_P)]E(e_P)^2\ +\ E(e_P)^3$. (5)

Οι τέσσερις όροι της παραπάνω σχέσης για την ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου έχουν την ίδια ερμηνεία με αυτή των όρων της σχέσης (4).

Ο πρώτος όρος: $E[s_P-E(s_P)]^3$ είναι η τρίτη κεντρική ροπή των s_P, δηλαδή η συστηματική ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου και συμβολίζεται $m_3(s_P)$.

Οι όροι: $3E[s_P-E(s_P)]^2\ E(e_P)\ +\ 3E[s_P-E(s_P)]E(e_P)^2$, που αποτελούν γινόμενα των συστηματικών αποκλίσεων επί την αναμενόμενη τιμή του συντελεστή σφάλματος του χαρτοφυλακίου, σε ένα σωστά καθορισμένο μοντέλο παίρνουν την τιμή μηδέν, γιατί ισχύει η ιδιότητα $E(e_P)=0$

Ο τελευταίος όρος της σχέσης (5): $E(e_P)^3$ είναι η τρίτη κεντρική ροπή των e_P (ισχύει και εδώ ότι $E(e_P)^3=[e_P-E(e_P)]^3$ όπου $E(e_P)=0$). Η παράμετρος αυτή αποτελεί τη μη συστηματική ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου και συμβολίζεται με $m_3(e_P)$.

Επομένως και εδώ καταλήγουμε σε μια σχέση αντίστοιχη με αυτή της ασυμμετρίας των μεμονωμένων μετοχών. Η σχέση (5) παίρνει την τελική μορφή: $m_3(R_P)=\ m_3(s_P)+m_3(e_P)$. (6)

Δηλαδή η ασυμμετρία ενός χαρτοφυλακίου μετοχών, αποτελείται από την συστηματική ασυμμετρία (την συνολική ασυμμετρία της αγοράς), και από την μη συστηματική (ή ειδική) ασυμμετρία, (που είναι το επιπλέον μέρος της ασυμμετρίας του χαρτοφυλακίου, το οποίο οφείλεται στις μετοχές που περιλαμβάνονται σε αυτό). Η ειδική ασυμμετρία είναι το διαφοροποιήσιμο τμήμα της συνολικής, ενώ η συστηματική είναι το μη διαφοροποιήσιμο.

Καθώς ο αριθμός των μετοχών τείνει στο σύνολο της αγοράς (N$\rightarrow$M), το e_P προσεγγίζει το μηδέν ($e_P \rightarrow 0$). Δηλαδή η ειδική ασυμμετρία εξαλείφεται και παραμένει η συστηματική.

Όταν όμως το χαρτοφυλάκιο δεν περιλαμβάνει το σύνολο της αγοράς, ο όρος $m_3(e_P)$, παίζει τον καθοριστικό λόγο στην διαμόρφωση της συνολικής ασυμμετρίας του χαρτοφυλακίου $m_3(R_P)$, καθώς αυξάνει η διαφοροποίηση και με δεδομένο ότι το $m_3(s_P)$ παραμένει σταθερό. Έτσι έχουμε τα εξής ενδεχόμενα: α) Αν το $m_3(e_P)$ αυξάνει με την αύξηση του αριθμού των μετοχών, θα αυξάνει και η συνολική ασυμμετρία. β) Αν το $m_3(e_P)$ μειώνεται, θα μειώνεται και η συνολική ασυμμετρία. γ) Αν το $m_3(e_P)$ παραμένει σταθερό, θα παραμένει σταθερή και η συνολική ασυμμετρία. Επομένως για N < M, η μεταβολή της ασυμμετρίας του χαρτοφυλακίου καθώς μεταβάλλεται το N, εξαρτάται από την ειδική ασυμμετρία των μετοχών που το απαρτίζουν.

3.5. ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΗΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ ΣΕ ΕΠΙΜΕΡΟΥΣ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΕΣ ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΥΣ

Στο σημείο αυτό θα παρουσιαστεί η ανάπτυξη της ασυμμετρίας των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου μετοχών, σε σχέση με άλλες βασικές στατιστικές παραμέτρους, σύμφωνα σύμφωνα με το άρθρο του καθηγητή κου Γ. Διακογιάννη "Three-Parameter Asset Pricing" που δημοσιεύτηκε στο "Managerial and Decision Economics" (vol. 15, 1994).

Για την ανάλυση αυτή θα χρησιμοποιηθεί και πάλι ο τύπος της τρίτης κεντρικής ροπής μ_3. Ο τύπος αυτός, όπως έχουμε δει γράφεται: $m_3(R_P) = E[(R_P - E(R_P))^3]$, όπου R_P είναι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου p στις διάφορες χρονικές περιόδους και E(R_P) είναι ο μέσος όρος των αποδόσεων R_P.

Αναπτύσσοντας τον τύπο της τρίτης κεντρικής ροπής ως προς την τρίτη δύναμη παίρνουμε $m_3(R_P)$= $E[R_P^3$ -3 $R_P^2 E(R_P)$ + $3R_P(E(R_P))^2$ - $[E(R_P)]^3]$. Αυτό στη συνέχεια γίνεται: $m_3(R_P)$= $E(R_P^3)$ - $3E(R_P^2)E(R_P)$ + $3[E(R_P)]^3$ -

$[E(R_P)]^3$. Κάνοντας την σχετική απλοποίηση παίρνουμε την σχέση: $m_3(R_P) = E(R_P^3) - 3E(R_P^2)E(R_P) + 2[E(R_P)]^3$. Το επόμενο βήμα είναι να αναπτύξουμε το δεύτερο γινόμενο της ανωτέρω σχέσης $3E(R_P^2)E(R_P)$ σε $E(R_P^2)E(R_P)$ $+2E(R_P^2)E(R_P)$. Έτσι η τρίτη κεντρική ροπή των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου γίνεται: $m_3(R_P)=$ $E(R_P^3)$ - $E(R_P^2)E(R_P)$ - $2E(R_P^2)E(R_P)$ + $2[E(R_P)]^3$. Βγάζοντας το $2E(R_P)$ κοινό παράγοντα, από το τρίτο και τέταρτο γινόμενο της προηγούμενης σχέσης παίρνουμε: $m_3(R_P)=$ $E(R_P^3)$ - $E(R_P^2)E(R_P)$ - $2E(R_P)[E(R_P^2)$ - $[E(R_P)]^2]$. (7)

Γνωρίζουμε ότι η διακύμανση του χαρτοφυλακίου δίνεται από την σχέση: $Var(R_P) = E(R_P^2) - [E(R_P)]^2$ και η συνδιακύμανση μεταξύ R_P και R_P^2 δίνεται από τη σχέση: $Cov(R_P, R_P^2) = E(R_P^3) - E(R_P)E(R_P^2)$. Αντικαθιστώντας τις ανωτέρω σχέσεις στην (6) τελικά παίρνουμε: $m_3(R_P)=Cov(R_P,R_P^2)$ - $2E(R_P)Var(R_P)$. (8)

Η τύπος αυτός μας δίνει τη σχέση της ασυμμετρίας ενός χαρτοφυλακίου, με την απόδοσή του, την διακύμανσή του και τη συνδιακύμανση της απόδοσής του με το τετράγωνο της. Συγκεκριμένα η ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου $m_3(R_P)$, ισούται με την συνδιακύμανση $Cov(R_P, R_P^2)$, μείον το γινόμενο της διακύμανσης του χαρτοφυλακίου $Var(R_P)$, επί δύο φορές την μέση απόδοσή του $E(R_P)$.

Στη συνέχεια θα παρουσιάσουμε την στατιστική παράμετρο **συνασυμμετρία** (**coskewness**), μεταξύ της απόδοσης μιας μετοχής i και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου R_P . Η συνασυμμετρία μεταξύ των δύο αυτών παραμέτρων, εκφράζει την συνεισφορά της μετοχής στην διαμόρφωση της ασυμμετρίας του χαρτοφυλακίου.

Η συνασυμμετρία των δύο αυτών παραμέτρων δίνεται από τον τύπο: $Cos(R_i, R_P^2) = E[(R_i - E(R_i))(R_P - E(R_P))^2]$. Υψώνοντας στο τετράγωνο, τον δεύτερο όρο της αγκύλης, η συνασυμμετρία γίνεται:
$Cos(R_i, R_P^2) = E[(R_i - E(R_i))(R_P^2 - 2R_P E(R_P) + (E(R_P))^2]$. Κάνοντας τους σχετικούς πολλαπλασιασμούς παίρνουμε: $Cos(R_i, R_P^2) = E(R_i R_P^2)$ - $2E(R_i R_P)E(R_P)+$ $+E(R_i)(E(R_P))^2$ - $E(R_i)E(R_P^2)+$ $2E(R_i)(E(R_P))^2$ - $E(R_i)(E(R_P))^2$. Απλοποιώντας τον τρίτο με τον έκτο όρο έχουμε: $Cos(R_i, R_P^2) = E(R_i R_P^2)$ - $2E(R_i R_P)E(R_P)$ -

$E(R_i)E(R_P^2)$ + $2E(R_i)(E(R_P))^2$. Βγάζοντας κοινό παράγοντα το $2E(R_P)$ από τον δεύτερο και τον τέταρτο όρο της ανωτέρω σχέσης, η συνασυμμετρία γίνεται: $Cos(R_i, R_P^2) = E(R_iR_P^2) - E(R_i)E(R_P^2) - 2E(R_P)\,[\,E(R_iR_P) - E(R_i)E(R_P)\,]$. (9)

Γνωρίζουμε από τους τύπους των συνδιακυμάνσεων ότι $Cov(R_i, R_P^2) =$ $E(R_iR_P^2) - E(R_i)E(R_P^2)$ και $Cov(R_i, R_P) = E(R_iR_P) - E(R_i)E(R_P)$. Αντικαθιστώντας στην (9) τις παραπάνω σχέσεις, ο τύπος της συνασυμμετρίας γίνεται: $Cos(R_i, R_P^2) =$ $Cov(R_i, R_P^2) - 2E(R_P)\ Cov(R_i, R_P)$. (10)

Σύμφωνα με την παραπάνω σχέση, η συνασυμμετρία μεταξύ της απόδοσης μιας μετοχής R_i και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου R_P, ισούται με την συνδιακύμανση των R_i και R_P^2 μείον το γινόμενο της μέσης απόδοσης του χαρτοφυλακίου επί δύο φορές την συνδιακύμανση της απόδοσης της μετοχής R_i και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου R_P. Η συνδιακύμανση $Cov(R_i, R_P^2)$ είναι η καμπυλώδης σχέση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής (R_i) και του χαρτοφυλακίου (R_P), ενώ η συνδιακύμανση $Cov(R_i, R_P)$ είναι η γραμμική σχέση των δύο αυτών παραμέτρων.

Τέλος θα επιμερίσουμε την ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου σε παράγοντες κινδύνου ανά μετοχή. Δηλαδή θα αναλύσουμε την επίδραση της κάθε μετοχής, στη διαμόρφωση της συνολικής ασυμμετρίας.

Είδαμε από τη σχέση (8) ότι η ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου δίνεται από τον τύπο: $m_3(R_P) = Cov(R_P, R_P^2) - 2E(R_P)Var(R_P)$

Όπως έχουμε αναφέρει και πιο πάνω: $Var(R_P) = E(R_P^2) - [E(R_P)]^2 =$ $E(R_PR_P) - E(R_P)E(R_P) =$ $Cov(R_P, R_P)$. Έτσι αντικαθιστώντας στον τύπο της ασυμμετρίας το $Var(R_P)$ με το $Cov(R_P, R_P)$ έχουμε: $m_3(R_P) = Cov(R_P, R_P^2) -$ $2E(R_P)Cov(R_P, R_P)$. (11)

Έστω ότι το χαρτοφυλάκιο αποτελείται από N μετοχές. Η απόδοσή του R_P σε κάθε χρονική στιγμή είναι ο σταθμικός μέσος όρος των αποδόσεων των μετοχών που το απαρτίζουν ($R_P =$ $x_1R_1 + ... + x_NR_N$) . Αντίστοιχα η συνδιακύμανση $Cov(R_P, R_P^2)$ γίνεται: $x_1Cov(R_1, R_P^2) + ... + x_NCov(R_N, R_P^2)$ και η συνδιακύμανση $Cov(R_P, R_P)$

γίνεται: $x_1 Cov(R_1, R_P) + ... + x_N Cov(R_N, R_P)$. Αντικαθιστώντας στην (9) τα αναπτύγματα των συνδιακυμάνσεων, η ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου δίνεται απ'τον τύπο:

$m_3(R_P) = x_1 Cov(R_1, R_P^2) + ... + x_N Cov(R_N, R_P^2)$ -2 $E\,(R_P)[\,x_1 Cov(R_1, R_P)$ +...

$+ x_n Cov(R_n, R_P)$]. Στη συνέχεια βγάζοντας κοινούς παρανομαστές τα $x_1 ... x_N$ ο τύπος της ασυμμετρίας γίνεται: $m_3(R_P) =$ $x_1[Cov(R_1, R_P^2) - 2E(R_P)Cov(R_1, R_P)\,]$ + ...+ $x_N[Cov(R_N, R_P^2) - 2E(R_P)Cov(R_N, R_P)\,]$.

Χρησιμοποιώντας τον τύπο (10) της συνασυμμετρίας που είδαμε παραπάνω: $Cos(R_i, R_P^2) =$ $Cov(R_i, R_P^2)$ - $2E(R_P)$ $Cov(R_i, R_P)$, η ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου γίνεται: $m_3(R_P) = x_1$ $Cos(R_1, R_P^2)$ +...+ x_n $Cos(R_n, R_P^2)$ (11).

Σύμφωνα με τον τύπο αυτό, η ασυμμετρία των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου, είναι ο σταθμικός μέσος όρος της συνασυμμετρίας της απόδοσης κάθε μετοχής που περιλαμβάνει, με την απόδοση του χαρτοφυλακίου. Δηλαδή η ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου προκύπτει από το σταθμικό μέσο όρο της συνεισφοράς κάθε μετοχής στην συνολική ασυμμετρία. Εδώ πρέπει να τονισθεί η συνεισφορά της κάθε μετοχής στην ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου, δεν περιορίζεται μόνο στην ειδική ασυμμετρία αλλά και στην συστηματική (αφού η μετοχή είναι μέρος της αγοράς). Επομένως συνδιάζοντας τους τύπους (6) και (11) παίρνουμε τη σχέση: $m_3(s_P) + m_3(e_P) =$ x_1 $Cos(R_1, R_P^2)$ +...+ x_n $Cos(R_n, R_P^2)$, που μας λέει ότι η συστηματική και η ειδική ασυμμετρία ενός χαρτοφυλακίου ισούται με τον σταθμικό μέσο όρο των συνεισφορών κάθε μετοχής στην ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου.

Αντιλαμβανόμαστε εύκολα ότι όσο αυξάνει ο αριθμός των μετοχών σε ένα χαρτοφυλάκιο, η συνεισφορά αυτή της κάθε μίας μετοχής στη διαμόρφωση της ασυμμετρίας του, μειώνεται. Έτσι ο δεύτερος όρος της σχέσης (6) της προηγούμενης παραγράφου που αφορά την ειδική ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου $m_3(e_P)$, επιμερίζεται σε όλο και περισσότερες μετοχές. Επίσης όπως προέκυψε και στην προηγούμενη παράγραφο, η μη συστηματική ασυμμετρία τείνει στο μηδέν, όταν ο αριθμός των μετοχών τείνει στο σύνολο της αγοράς (N$\to$M, όταν το το $e_P \to 0$) και η συνολική ασυμμετρία ταυτίζεται με την συστηματική. Επομένως τότε η συνεισφορά της μετοχής περιορίζεται στην συστηματική ασυμμετρία και είναι ανάλογη του ποσοστού της μετοχής στην αγορά .

4. ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΑΓΟΡΑ

4.1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Στο μέρος αυτό της εργασίας θα γίνει έλεγχος για την ύπαρξη ασυμμετρίας στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Για τον έλεγχο αυτό επιλέχθηκε ένα δείγμα 126 μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, για τις οποίες υπάρχουν στοιχεία από το έτος 1993, έως το έτος 2002. Για το έλεγχο της ασυμμετρίας θα χρησιμοποιηθούν εβδομαδιαία στοιχεία και συγκεκριμένα οι τιμές κάθε Δευτέρας, οι οποίες έχουν ληφθεί από τη βάση δεδομένων DATASTREAM. Από τις τιμές αυτές θα υπολογισθούν οι εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών. Δυστυχώς δεν μπορούν να εξετασθούν περισσότερες μετοχές, γιατί δεν έχουμε στοιχεία δεκαετίας για αυτές. Επίσης αν αυξηθεί το χρονικό διάστημα στο οποίο θα εξεταστεί η ενδεχόμενη ασυμμετρία, μειώνεται αισθητά ο αριθμός του δείγματος.

Ο έλεγχος για την ύπαρξη ασυμμετρίας θα γίνει αφ’ενός σε ετήσια βάση και αφ’ετέρου στο σύνολο των ετών που μελετάμε το δείγμα. Οι μετοχές που περιλαμβάνονται στο δείγμα παρατίθενται στον Πίνακα 1 του Παραρτήματος στη σελίδα 106.

4.2. ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ΤΗΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ

4.2.1. ΣΕ ΕΤΗΣΙΑ ΒΑΣΗ

Από τις ημερήσιες αποδόσεις των 126 μετοχών που έχουμε, λαμβάνεται για κάθε μετοχή ένα δείγμα 52 παρατηρήσεων (όσες είναι οι Δευτέρες), για κάθε έτος. Στη συνέχεια γίνεται ο υπολογισμός της ασυμμετρίας του κάθε δείγματος. Ο υπολογισμός αυτός γίνεται με τον τύπο του Karl Pearson, ο οποίος, όπως έχει αναφερθεί, είναι: Sk(R_{it}) = $\dfrac{\dfrac{\sum_{t=1}^{n}\left(R_{it}-E(R_i)\right)^3}{n}}{s^3(R_i)}$, όπου R_{it}: είναι η απόδοση της μετοχής i την εβδομάδα t, $E(R_i)$ είναι ο μέσος όρος των αποδόσεων της μετοχής i , $\sigma(R_i)$ είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής i, και n είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων. Για να διαπιστώσουμε αν υπάρχει ασυμμετρία στο σύνολο των αποδόσεων κάθε μετοχής για κάθε έτος, θα εφαρμοσθεί η διαδικασία ελέγχου υποθέσεων. Η μηδενική υπόθεση που εξετάζεται είναι ότι δεν υπάρχει ασυμμετρία στις αποδόσεις των μετοχών, ενώ η εναλλακτική είναι ότι υπάρχει ασυμμετρία. Δηλαδή ο έλεγχος υποθέσεων στην βασική του μορφή είναι:

Μηδενική Υπόθεση $H_0 : Sk(R_{it}) = 0$

Εναλλακτική Υπόθεση $H_1 : Sk(R_{it}) \neq 0$

Επειδή όμως εξετάζεται το ενδεχόμενο ύπαρξης θετικής και αρνητικής ασυμμετρίας, ο έλεγχος που θα γίνει είναι αμφίπλευρος και γράφεται:

Μηδενική Υπόθεση $H_0 : Sk(R_{it}) = 0$

Εναλλακτική Υπόθεση1 $H_1 : Sk(R_{it}) > 0$

Εναλλακτική Υπόθεση2 $H_1 : Sk(R_{it}) < 0$

Στη συνέχεια υπολογίζεται για κάθε δείγμα η στατιστική δειγματοσυνάρτηση με την οποία ελέγχουμε την βασική υπόθεση και η οποία δίνεται από τον τύπο : $t = \frac{Sk(R_{it}) - 0}{SeSk(R_i)}$, όπου $SeSk(R_i)$ είναι το τυπικό σφάλμα του συντελεστή ασυμμετρίας, το οποίο παίρνει τιμή $\sqrt{\frac{6}{n}}$. Επομένως ο τύπος της στατιστικής δειγματοσυνάρτησης τελικά γίνεται: $t = \frac{Sk(R_{it}) - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}}$.

Εξαιτίας του γεγονότος ότι η διακύμανση του πληθυσμού είναι άγνωστη χρησιμοποιούμε την κατανομή student. Ως επίπεδο σημαντικότητας παίρνουμε α = 5%, το οποίο λόγο του αμφίπλευρου ελέγχου διαιρείται δια 2, για κάθε ουρά της κατανομής ($\alpha/_2$ = 2,5%). Έτσι από τους πίνακες της κατανομής student, για n-1 βαθμούς ελευθερίας, παίρνουμε τις κριτικές τιμές $-t_{0,975}$ και $t_{0,975}$ εντός των οποίων βρίσκεται η περιοχή αποδοχής (ή καλύτερα μη απόρριψης) της H_0. Αν $-t_{0,975} < t < t_{0,975}$ δεν απορρίπτουμε την βασική υπόθεση, δεχόμαστε δηλαδή ότι δεν υπάρχει ασυμμετρία. Αν $t > t_{0,975}$ απορρίπτουμε την H_0 και δεχόμαστε ότι υπάρχει θετική ασυμμετρία στον πληθυσμό, ενώ αν $t < -t_{0,975}$ απορρίπτουμε την H_0 και δεχόμαστε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία. Από τους πίνακες της κατανομής student δεν υπάρχουν τιμές $-t_{0,975}$ και $t_{0,975}$ για n-1 = 51 βαθμούς ελευθερίας που θέλουμε εμείς λόγω των δειγμάτων. Έτσι παίρνουμε ως κριτικές τιμές τις τιμές για n-1 = 50 β.ε. οι οποίες είναι $-t_{0,975} = -2{,}0086$ και $t_{0,975} = 2{,}0086$. Επομένως όταν η στατιστική δειγματοσυνάρτηση παίρνει τιμή μικρότερη από -2,0086 έχουμε αρνητική ασυμμετρία, όταν παίρνει τιμή μεγαλύτερη από 2,0086 έχουμε θετική ασυμμετρία, και όταν παίρνει τιμή μεγαλύτερη από -2,0086 αλλά μικρότερη από 2,0086 δεν έχουμε ασυμμετρία.

4.2.2. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΤΩΝ ΕΛΕΓΧΩΝ ΓΙΑ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ ΑΝΑ ΕΤΟΣ

ΠΙΝΑΚΑΣ ΑΡΙΘΜΟΥ ΜΕΤΟΧΩΝ ΠΟΥ ΕΜΦΑΝΙΖΟΥΝ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ

ΕΤΗ ΜΕ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ	ΘΕΤΙΚΗ & ΑΡΝ. ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
10		
9		
8	1	
7	1	4
6	18	3
5	19	5
4	25	8
3	23	2
2	10	1
1	5	
ΣΥΝΟΛΟ:	**102**	**23**

Από τις 126 μετοχές που ελέγχθησαν, προέκυψαν τα ακόλουθα αποτελέσματα τα οποία παρουσιάζονται συνοπτικά στον παραπάνω πίνακα :

- Μόνο μία μετοχή, η ΒΙΣ Α.Ε. (ΚΟ), δεν εμφανίζει σε κανένα έτος ασυμμετρία (ούτε θετική, ούτε αρνητική)
- Από τις υπόλοιπες 125, οι 102 παρουσιάζουν μόνο θετική ασυμμετρία τουλάχιστον σε ένα έτος. Από αυτές οι 39 (ποσοστό 30,95 % του δείγματος), εμφανίζουν θετική ασυμμετρία σε 5 και πλέον έτη. Έτσι μπορούμε να δεχτούμε ότι οι μετοχές αυτές γενικά εμφανίζουν θετική ασυμμετρία.. Οι μετοχές αυτές είναι: Με 8 έτη ασυμμετρία: η ΕΥΡΩΣΥΜΜΕΤΟΧΕΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ & ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ (ΚΟ). Με 7 έτη ασυμμετρία: η ΚΕΚΡΩΨ Α.Ε. (ΚΟ). Με 6 έτη ασυμμετρία: οι ΒΑΛΚΑΝ ΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ), ΒΙΣ Α.Ε. (ΠΟ), ΓΕΝΙΚΟΥ ΕΜΠΟΡΙΟΥ & ΒΙΟΜ. Α.Ε. (ΚΑ), CYCLON ΕΛΛΑΣ Α.Ε. (ΚΟ), ΕΛΦΙΚΟ Α.Ε.Ε. (ΚΟ), ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ (ΚΑ), ΕΤΜΑ ΤΕΧΝΙΚΗΣ ΜΕΤΑΞΗΣ (ΠΟ), ΖΑΜΠΑ Α.Ε. (ΚΑ), ΚΑΡΕΛΙΑ Α.Ε. (ΚΑ), ΚΥΛΙΝΔΡΟΜΥΛΟΙ ΣΑΡΑΝΤΟΠΟΥΛΟΣ Α.Ε. (ΚΑ), ΛΑΜΨΑ Α.Ε.Ε.Ξ. (Κ), ΛΑΝΑΚΑΜ Α.Ε. (ΠΟ), ΜΥΛΟΙ ΛΟΥΛΗ Α.Ε. (ΚΟ), MICROMEDIA – ΜΠΡΙΤΑΝΙΑ Α.Ε. (ΚΟ), RILKEN Α.Ε. (ΚΑ), STABILTON Α.Ε. (ΠΑ), ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΠΟ) και ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ). Με 5 έτη ασυμμετρία: οι ΑΛΥΣΙΔΑ Α.Β.Ε.Ε. (ΚΑ), ΒΙΟΣΩΛ Α.Β.Ε. (ΚΟ),

ΒΙΟΤΕΡ (ΚΟ), ΕΛΑΪΣ (ΕΛΑΙΟΥΡΓΙΚΗ. ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗ (ΚΟ), ΕΠΙΛΕΚΤΟΣ ΚΛΩΣΤΟΫΦΑΝΤΟΥΡΓΙΑ Α.Β.Ε.Ε.(ΚΑ), INTERINVEST Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΑ), ΚΑΛΠΙΝΗΣ (ΚΑ), ΚΟΡ-ΦΙΛ Α.Ε.Β.Ε. (ΚΟ), ΚΟΡ-ΦΙΛ Α.Ε.Β.Ε. (ΠΟ), ΜΠΑΡΜΠΑ ΣΤΑΘΗΣ (ΚΟ), ΠΑΡΝΑΣΣΟΣ ΕΠ.ΑΒΕΤΕ (ΚΟ), Π.Γ.ΝΙΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε.(ΚΟ), PLIAS Α.Β.Ε.Ε. (ΚΑ), RIDENCO Α.Ε. (ΚΑ), ΣΑΝΥΟ ΕΛΛΑΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΙΚΗ Α.Ε.Β.Ε. (ΚΑ), STABILTON Α.Ε. (ΚΑ), ΣΩΛΗΝ. ΠΡΟΦΙΛ Α.Ε. (ΚΑ), FOURLIS Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ).

- 23 μετοχές παρουσιάζουν σε άλλα έτη θετική και σε άλλα έτη αρνητική ασυμμετρία, όπως φαίνεται και στον παραπάνω πίνακα.. Από αυτές στις 20 μετοχές υπερτερεί σε αριθμό ετών η θετική ασυμμετρία, στις 2 μόνο υπερτερεί η αρνητική, και σε 1 υπάρχει ισορροπία (σε ένα έτος θετική και σε ένα έτος αρνητική). Αναλυτικότερα από τις 4 μετοχές πού έχουν σε επτά έτη θετική και αρνητική ασυμμετρία, οι 3 εμφανίζουν στα έξι έτη θετική και σε ένα αρνητική ασυμμετρία (είναι οι μετοχές: ΕΓΝΑΤΙΑ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΠΟ), ΕΡΜΗΣ Α.Ε. ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ) και ΙΝΤΕΑΛ Α.Β.Ε.Ε.Δ.Ε. (ΚΟ)) και η ΙΠΠΟΤΟΥΡ Α.Ε. (ΚΑ) εμφανίζει στα πέντε έτη θετική και σε δύο αρνητική ασυμμετρία. Από τις 3 μετοχές πού έχουν με έξι έτη μεικτή (θετική και αρνητική) ασυμμετρία, η ΙΝΤΕΑΛ Α.Β.Ε.Ε.Δ.Ε (ΠΟ) παρουσιάζει σε πέντε έτη θετική και σε ένα αρνητική, η ΠΑΠΑΣΤΡΑΤΟΣ (ΚΟ) παρουσιάζει σε τέσσερα έτη θετική και σε δύο αρνητική και η ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ) παρουσιάζει σε δύο έτη θετική και σε τέσσερα έτη αρνητική ασυμμετρία. Από τις 5 μετοχές με 5 έτη ασυμμετρία, οι 3 έχουν στα τέσσερα έτη θετική και στο ένα αρνητική, η 1 έχει στα 3 έτη θετική και στα δύο αρνητική και 1 έχει στα δύο θετική και στα τρία έτη αρνητική ασυμμέτρια. Και οι 8 μετοχές με τέσσερα έτη ασυμμετρία, εμφανίζουν στα τρία θετική και στο ένα αρνητική. Απο τις 2 μετοχές με τρία έτη ασυμμετρία, στη 1 υπερτερεί η θετική και στην άλλη η αρνητική. Τέλος σε 1 μετοχή υπάρχει ισορροπία (1 έτος θετική και 1 αρνητική). ενώ οι μετοχές εμφανίζουν σε 6 έτη θετική ασυμμετρία και σε 1 έτος αρνητική.

4.2.3. ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ ΑΝΑ ΕΤΟΣ

Από την ανάλυση της ασυμμετρίας κατά έτος, προκύπτει ότι η χρονιά στην οποία εμφανίζονται τα μεγαλύτερα ποσοστά θετικής ασυμμετρίας είναι το 2000, με σύνολο μετοχών 78 (ποσοστό 61,90%), έτος στο οποίο το χρηματιστήριο εμφανίζει σημαντική πτώση στο σύνολο των μετοχών του. Μια πρώτη εκτίμηση για την αιτία του φαινομένου αυτού, είναι ότι στους πρώτους μήνες του έτους αυτού είχαμε μια μεγάλη υποχώρηση των τιμών, ενώ στην συνέχεια ο ρυθμός πτώσης των τιμών μειώθηκε . Έτσι αν και η χρονιά ήταν πτωτική, οι θετικές αποκλίσεις των τιμών από τον μέσο τους (που εμφανίζονται στους πρώτους μήνες), είναι μεγαλύτερες από τις αρνητικές που ακολούθησαν.

Αντίθετα το έτος στο οποίο εμφανίζεται η μικρότερη θετική ασυμμετρία είναι το 1999 με σύνολο μετοχών 78 (ποσοστό 61,90%), έτος στο οποίο το χρηματιστήριο εμφανίζει τη μεγαλύτερη άνοδό του.

Αναλυτικότερα, ο παρακάτω πίνακας, δίνει τους αριθμούς των μετοχών που εμφάνισαν θετική, αρνητική και μηδενική ασυμμετρία ανά έτος, καθώς και τα αντίστοιχα ποσοστά τους, ως προς το σύνολο των 126 μετοχών:

Η ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ ΑΝΑ ΕΤΟΣ

ΕΤΗ	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ		ΑΡΝΗΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ		ΣΥΜΜΕΤΡΙΑ	
1993	51 Μετ.	40,48%	2 Μετ.	1,59%	73 Μετ.	57,94%
1994	62 Μετ.	49,21%	6 Μετ.	4,76%	58 Μετ.	46,03%
1995	69 Μετ.	54,76%	4 Μετ.	3,17%	53 Μετ.	42,06%
1996	37 Μετ.	29,37%	5 Μετ.	3,97%	84 Μετ.	66,67%
1997	44 Μετ.	34,92%	2 Μετ.	1,59%	80 Μετ.	63,49%
1998	70 Μετ.	55,56%	1 Μετ.	0,79%	55 Μετ.	43,65%
1999	13 Μετ.	10,32%	0 Μετ.	0,00%	113 Μετ.	89,68%
2000	78 Μετ.	61,90%	0 Μετ.	0,00%	48 Μετ.	38,10%
2001	37 Μετ.	29,37%	5 Μετ.	3,97%	84 Μετ.	66,67%
2002	29 Μετ.	23,02%	6 Μετ.	4,76%	91 Μετ.	72,22%

4.2.4. ΣΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΩΝ ΕΤΩΝ

Στο μέρος αυτό της εργασίας γίνεται μελέτη της ασυμμετρίας των μεμονωμένων μετοχών, στο σύνολο των 10 ετών. Το δείγμα δηλαδή περιλαμβάνει το σύνολο των 520 ημερήσιων τιμών (κάθε Δευτέρας), για κάθε μετοχή.

Η διαδικασία που εφαρμόζεται είναι κατά τα άλλα η ίδια με αυτή που εφαρμόστηκε για τον έλεγχο της ασυμμετρίας ανά έτος. Ο υπολογισμός της ασυμμετρίας γίνεται με τον τύπο του Karl Pearson:

Sk(R_{it}) = $\dfrac{\dfrac{\sum_{t=1}^{n}\left(R_{it} - E(R_i)\right)^3}{n}}{s^3(R_i)}$, όπου R_{it}: είναι η απόδοση της μετοχής i την εβδομάδα t, $E(R_i)$ είναι ο μέσος όρος των αποδόσεων της μετοχής i, σ(R_i) είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής i, και n είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων. Η μόνη διαφορά με τα προηγούμενα είναι ότι εδώ το n παίρνει τιμή 520 και όχι 52.

Για να διαπιστώσουμε αν υπάρχει ασυμμετρία στο σύνολο των αποδόσεων κάθε μετοχής για κάθε έτος, εφαρμοζεται η ίδια διαδικασία ελέγχου υποθέσεων, με μηδενική υπόθεση την μη ύπαρξη ασυμμετρίας στις αποδόσεις των μετοχών, και εναλλακτική την ύπαρξη ασυμμετρίας . Επομένως ο έλεγχος υποθέσεων είναι πάλι:

Μηδενική Υπόθεση H_0 : Sk(R_{it}) = 0

Εναλλακτική Υπόθεση1 H_1 : Sk(R_{it}) > 0

Εναλλακτική Υπόθεση2 H_1 : Sk(R_{it}) < 0

Στη συνέχεια υπολογίζεται για κάθε εβδομαδιαίο δείγμα η στατιστική δειγματοσυνάρτηση με την οποία ελέγχουμε την βασική υπόθεση και η οποία δίνεται από τον τύπο : $t = \dfrac{Sk(R_{it}) - 0}{SeSk(R_i)}$, όπου $SeSk(R_i)$ είναι το τυπικό σφάλμα του συντελεστή ασυμμετρίας, το οποίο παίρνει τιμή $\sqrt{\dfrac{6}{n}} = \sqrt{\dfrac{6}{520}} = 0{,}1074$. Ο τύπος της στατιστικής δειγματοσυνάρτησης τελικά γίνεται: $t = \dfrac{Sk(R_{it}) - 0}{0{,}1074}$.

Χρησιμοποιούμε την κατανομή student και με επίπεδο σημαντικότητας α = 5%, (το οποίο γίνεται $\alpha/_2$ = 2,5% λόγω του αμφίπλευρου ελέγχου), παίρνουμε τις κριτικές τιμές $-t_{0,975}$ και $t_{0,975}$, εντός των οποίων βρίσκεται η περιοχή αποδοχής. Οι κριτικές τιμές για βαθμούς ελευθερίας n-1 = 519, είναι προσεγγιστικά -1,97 και 1,97 αντίστοιχα. Αν $-1,97 < t < 1,97$ δεν απορρίπτουμε την βασική υπόθεση, δεχόμαστε δηλαδή ότι δεν υπάρχει ασυμμετρία. Αν $t > 1,97$ απορρίπτουμε την H_0 και δεχόμαστε ότι υπάρχει θετική ασυμμετρία στον πληθυσμό, ενώ αν $t < -1,97$ απορρίπτουμε την H_0 και δεχόμαστε ότι υπάρχει αρνητική ασυμμετρία.

4.2.5. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΩΝ ΣΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΩΝ ΕΤΩΝ

Τα αποτελέσματα των ελέγχων παρουσιάζονται στον πίνακα 2 στο Παράρτημα (σελίδα 110), όπου η τρίτη στήλη περιλαμβάνει τις τιμές της ασυμμετρία για κάθε μετοχή, η τέταρτη στήλη περαλαμβάνει τις τιμές του στατιστικού ελέγχου και η πέμπτη το αποτέλεσμα του, δηλαδή την αποδοχή ή απόρριψη της Μηδενικής Υπόθεσης. Όπως φαίνεται από τον πίνακα, οι τιμές της στατιστικής δειγματοσυνάρτησης για κάθε μετοχή είναι μεγαλύτερες από $t_{0,975}$= 1,97 και επομένως δεχόμαστε ότι υπάρχει θετική ασυμμετρία στον πληθυσμό (απορρίπτουμε δηλαδή την H_0)

Ιδιαίτερη σημασία έχει η παρατήρηση ότι σε συνολικά δεδομένα ακόμα και οι μετοχές που σε ετήσια βάση δεν εμφάνιζαν ασυμμετρία, τώρα εμφανίζουν. Επίσης οι μετοχές που σε κάποια έτη εμφάνισαν αρνητική ασυμμετρία, στο σύνολο των ετών εμφανίζουν θετική. Δηλαδή οι θετικές αποκλίσεις αν και όχι μεγάλες ανά έτος, επειδή υφίστανται σε περισσότερα έτη, ξεπερνούν τις αρνητικές με αποτέλεσμα η τιμές της στατιστικής δειγματοσυνάρτησης που υπολογίζονται να είναι πάντα στη δεξιά περιοχή απόρριψης της H_0. Στους πίνακες 3 και 4 του Παραρτήματος (σελίδες 113 και 116 αντίστοιχα), εμφανίζεται η φθίνουσα τιμή ασυμμετρίας στο δείγμα των δέκα ετών (52Ο παρατηρήσεις) για κάθε μετοχή σύμφωνα και με τους δυο δείκτες . Εκεί βλέπουμε οτι είναι διαφορετική η κατάταξη των μετοχών για τους δυο δείκτες. Μετοχές με μεγάλο δείκτη μ_3 εμφανίζονται να έχουν αρκετά μικρότερο δείκτη Sk(Ri) και αντίστροφα. Αυτό οφείλεται στο γεγονός οτι τον δείκτη ασυμμετρίας του K.Pearson Sk(Ri), τον επηρεάζει το μέγεθος της τυπικής απόκλισης (στον παρανομαστή του). Έτσι αν μια μετοχή έχει μεγάλη διακύμανση (και κατά συνέπεια μεγάλη την τρίτη δύναμη της τυπικής της απόκλισης), μπορεί να εμφανίζει μικρότερο δείκτη ασυμμετρίας του K.Pearson από μια άλλη μετοχή της οποίας η τρίτη κεντρική ροπή μ_3 είναι μικρότερη, αλλά η οποία έχει μικρότερη την τρίτη δύναμη της τυπικής της απόκλισης.

5. ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΔΙΑΦΟΡΟΠΟΙΗΣΗ ΚΑΙ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ

5.1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Στο κεφάλαιο αυτό της εργασίας εξετάζεται η ύπαρξη ασυμμετρίας σε χαρτοφυλάκια μετοχών. Με άλλα λόγια, μελετάται η επίδραση της διαφοροποίησης χαρτοφυλακίου στην ασυμμετρία. Η διαδικασία που χρησιμοποιείται, όπως έχει προαναφερθεί, βασίζεται στην αντίστοιχη εφαρμογή των M.Simkowitz και W.Beedles στο άρθρο τους "Diversification in a three-moment world", που δημοσιεύτηκε το Δεκέμβριο του 1978 στο "Journal of Financial and Quantitative Analysis".

Η μελέτη της επίδρασης της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου, θα γίνει αρχικά στο σύνολο του δείγματος που έχουμε. Στη συνέχεια θα γίνει η ίδια μελέτη στις 30 εταιρείες που εμφάνισαν τα μεγαλύτερα ποσοστά ασυμμετρίας στο σύνολο των 10 ετών . Δηλαδή, ενώ αρχικά θα κατασκευαστούν χαρτοφυλάκια απο το σύνολο των 126 μετοχών, στη συνέχεια θα χρησιμοποιηθούν οι 30 πιο ασύμμετρες μετοχές (σύμφωνα και με τους δύο δείκτες ασυμμετρίας που χρησιμοποιούμε), για τον έλεγχο της ύπαρξης ασυμμετρίας σε αυτά.

Τέλος θα γίνει η σύγκριση των αποτελεσμάτων του συνολικού δείγματος με αυτά των πιο ασύμμετρων μετοχών.

5.2. Η ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ ΣΕ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ ΜΕΤΟΧΩΝ

Σύμφωνα με την διαδικασία αυτή, κατασκευάζονται χαρτοφυλάκια με ίσο αριθμό μετοχών και σε ίση αναλογία. Τα χαρτοφυλάκια αυτά κατασκευάζονται από τις 126 μετοχές που χρησιμοποιήθηκαν στο πρώτο μέρος της εργασίας, για τον έλεγχο της ασυμμετρίας σε ετήσια βάση. Συγκεκριμένα χρησιμοποιούνται τα αντίστοιχα δείγματα των 520 εβδομαδιαίων αποδόσεων για κάθε μετοχή, που έχουμε για την δεκαετία 1993 – 2002. Σε κάθε χαρτοφυλάκιο υπολογίζουμε την ασυμμετρία του, σύμφωνα με τον τύπο της τρίτης κεντρικής ροπής περί τον μέσο μ_3, καθώς και με τον δείκτη του K.Pearson Sk(R_i). Επίσης υπολογίζεται η απόδοσή του Ri, η διακύμανσή του Var(Ri), ο λόγος της απόδοσής του προς την τυπική απόκλιση Ri/σ_i και ο λόγος της τρίτης ρίζας της τρίτης κεντρικής ροπής του, προς την τυπική απόκλισή του $\sqrt[3]{m_3}/s_i$.

Αρχικά παίρνουμε τις 126 μεμονωμένες μετοχές ως ξεχωριστά χαρτοφυλάκια και υπολογίζουμε τις ανωτέρω παραμέτρους για κάθε μία από αυτές. Στη συνέχεια υπολογίζουμε τους αριθμητικούς μέσους για κάθε μία παράμετρο. Δηλαδή υπολογίζουμε τη μέση ασυμμετρία $M(\mu_3)$ και M[Sk(R_i)] (τον μέσο όρο των μ_3 και τον μέσο όρο των Sk(R_i) αντίστοιχα), την μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων M(Ri) (μέσος όρος των Ri) , τη μέση διακύμανση M[Var(Ri)] (μέσος όρος των Var(Ri)), τον μέσο όρο των λόγων απόδοσης προς τυπική απόκλιση $M(Ri/\sigma_i)$ (μέσος των $\mu(Ri)/\sigma_i$) και τέλος τον μέσο όρο των λόγων της τρίτης ρίζας της κεντρικής ροπής προς την τυπική απόκλιση M($\sqrt[3]{m_3}/s_i$) (μέσος των $\sqrt[3]{m_3}/s_i$).

Στη συνέχεια κατασκευάζουμε 63 χαρτοφυλάκια που περιλαμβάνουν δύο μετοχές σε ίση αναλογία. Ακολουθώντας την παραπάνω διαδικασία υπολογίζουμε τις ίδιες παραμέτρους για κάθε ένα από αυτά και μετά υπολογίζουμε τους μέσους όρους των παραμέτρων αυτών. Η διαδικασία συνεχίζεται αυξάνοντας των αριθμό των μετοχών που περιλαμβάνει κάθε χαρτοφυλάκιο, κάθε φορά κατά μία μετοχή, μέχρι να φτάσουμε σε 4 χαρτοφυλάκια των 30 μετοχών. Μετά κατασκευάζετονται τρία χαρτοφυλάκια των 40 μετοχών. Τέλος κατασκευάζεται ένα χαρτοφυλάκιο που θα περιλαμβάνει όλες τις μετοχές.

Τα αποτελέσματα των υπολογισμών που προέκυψαν είναι τα ακόλουθα:

ΜΕΤ. ΑΝΑ ΧΑΡΤ.	ΑΡΙΘΜ. ΧΑΡΤ.	ΜΕΣΗ ΑΠΟΔ. M(1+Ri)	ΜΕΣΗ ΔΙΑΚΥΜ. M[Var(Ri)]	ΜΕΣΗ ΑΣΥΜΜ. μ_3	ΜΕΣΗ ΑΣΥΜΜ. Sk(Ri)	$M\left(\frac{R_i}{s_i}\right)$	$M\left(\frac{\sqrt[3]{m_3}}{s_i}\right)$
1	126	1,00530	0,00835	0,00212	1,15730	0,05883	1,97061
2	63	1,00531	0,00591	0,00070	0,94539	0,06991	2,32525
3	42	1,00531	0,00499	0,00041	0,81260	0,07594	2,52049
4	31	1,00534	0,00446	0,00025	0,70309	0,07985	2,64275
5	25	1,00532	0,00409	0,00018	0,58252	0,08373	2,76036
6	21	1,00531	0,00391	0,00015	0,50829	0,08547	2,83282
7	18	1,00531	0,00380	0,00015	0,46482	0,08673	2,87937
8	15	1,00535	0,00362	0,00010	0,42421	0,08928	2,93331
9	14	1,00531	0,00352	0,00009	0,39463	0,08952	2,95901
10	12	1,00535	0,00348	0,00010	0,40249	0,09127	2,99635
11	11	1,00535	0,00340	0,00009	0,35456	0,09262	3,03517
12	10	1,00535	0,00335	0,00007	0,34476	0,09272	3,04581
13	9	1,00528	0,00325	0,00006	0,32602	0,09253	3,06726
14	9	1,00531	0,00323	0,00006	0,29482	0,09425	3,10299
15	8	1,00535	0,00320	0,00006	0,30135	0,09459	3,10065
16	7	1,00527	0,00325	0,00007	0,33097	0,09231	3,06784
17	7	1,00533	0,00312	0,00006	0,34480	0,09548	3,13471
18	7	1,00531	0,00313	0,00005	0,28353	0,09506	3,13169
19	6	1,00527	0,00315	0,00006	0,30743	0,09403	3,11253
20	6	1,00535	0,00309	0,00005	0,30518	0,09621	3,15276
21	6	1,00531	0,00308	0,00005	0,30433	0,09563	3,15308
22	5	1,00529	0,00315	0,00006	0,31516	0,09460	3,12355
23	5	1,00528	0,00305	0,00005	0,29535	0,09571	3,15962
24	5	1,00535	0,00302	0,00004	0,26055	0,09761	3,19417
25	5	1,00532	0,00300	0,00004	0,25603	0,09718	3,19382
26	4	1,00529	0,00301	0,00005	0,27105	0,09638	3,18360
27	4	1,00525	0,00304	0,00005	0,26714	0,09550	3,16761
28	4	1,00527	0,00305	0,00005	0,28608	0,09572	3,16718
29	4	1,00527	0,00296	0,00004	0,27095	0,09687	3,20540
30	4	1,00535	0,00296	0,00004	0,25215	0,09832	3,22157
40	3	1,00535	0,00290	0,00004	0,24556	0,09931	3,25435
126	1	1,00531	0,00277	0,00003	0,18515	0,10088	3,31537

Ο πίνακας αυτός σε κάθε σειρά μας δίνει: i) στην πρώτη στήλη τον αριθμό των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, ii) στη δεύτερη στήλη τον αριθμό των χαρτοφυλακίων που κατασκευάστηκαν, iii) στην τρίτη στήλη την μέση απόδοση των χαρτοφυλακίων στην οποία έχει προστεθεί η μονάδα (1+ Ri), iv) Στην τέταρτη στήλη την μέση ασυμμετρία που προκύπτει από την μέση τρίτη κεντρική ροπή μ_3, v) στην πέμπτη στήλη τη μέση ασυμμετρία που προκύπτει σύμφωνα με τον τύπο της ασυμμετρίας του K.Pearson Sk(R_i), vi) Στην έκτη στήλη τον μέσο όρο των αποδόσεων προς τις τυπικές αποκλίσεις M[μ(Ri)/σ_i] και vii) στην έβδομη στήλη τον μέσο όρο των λόγων της τρίτης ρίζας των μ_3 προς τις τυπικές αποκλίσεις M[($\sqrt[3]{m_3}$ / σ_i].

Εδώ πρέπει να επισημανθεί ότι δεν έχει χρησιμοποιηθεί για κάθε σειρά το σύνολο των μετοχών (126), γιατί όπως είναι προφανές οι 126 μετοχές δεν δίνουν ακέραιο αριθμό χαρτοφυλακίων για κάθε αριθμό μετοχών. Έτσι για τα χαρτοφυλάκια των 4 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 124 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ) και ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ) (επειδή δεν υπάρχουν 8 και 10 παρατηρήσεις αντίστοιχα από την αρχή του έτους 1993). Για τα χαρτοφυλάκια των 5 και 25 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 125 μετοχές και δεν έχει χρησιμοποιηθεί η ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ). Για τα χαρτοφυλάκια των 8 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 120 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ), ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ), FOURLIS A.E. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ), ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ). Το ίδιο ισχύει και στις περιπτώσεις των 10, 12, 15, 20, 24, 30 και 40 μετοχών. Για τα χαρτοφυλάκια των 11 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 121 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ), FOURLIS A.E. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ), ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ). Για τα χαρτοφυλάκια των 13 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 117 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ), ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ), ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ), FOURLIS A.E. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ), ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ). Για τα χαρτοφυλάκια των 16 και 28 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 112 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ), ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΠΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΑΤΤΙΚΗΣ (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ EFG EUROBANK ERGASIAS A.E. (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ), ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ), ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ), FOURLIS A.E. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ), ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ). Για τα χαρτοφυλάκια των 17 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 119 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ), ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ), ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ), FOURLIS Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ), ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ). Για τα χαρτοφυλάκια των 19 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 114 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ EFG EUROBANK ERGASIAS Α.Ε. (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ), ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ), ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ), FOURLIS Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ), ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ). Για τα χαρτοφυλάκια των 22 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 110 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ), ΣΩΛΗΝ. ΠΡΟΦΙΛ Α.Ε. (ΚΑ), ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΚΟ), ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΠΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΑΤΤΙΚΗΣ (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ EFG EUROBANK ERGASIAS Α.Ε. (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ), ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ), ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ), FOURLIS Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ), ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ). Για τα χαρτοφυλάκια των 23 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 115 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ EFG EUROBANK ERGASIAS Α.Ε. (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ), ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ), ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ), FOURLIS Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ), ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ). Για τα χαρτοφυλάκια των 26 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 104 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ), RILKEN Α.Ε. (ΚΑ), ΣΑΝΥΟ ΕΛΛΑΣ ΣΥΜΜΕΤΙΚΗ Α.Ε.Β.Ε. (ΚΑ), SATO (ΚΟ), ΣΕΛΜΑΝ (ΚΟ), STABILTON Α.Ε. (ΚΑ), STABILTON Α.Ε. (ΠΑ), ΣΩΛΗΝ. ΠΡΟΦΙΛ Α.Ε. (ΚΑ), ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΚΟ), ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΠΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΑΤΤΙΚΗΣ (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ EFG EUROBANK ERGASIAS Α.Ε. (ΚΟ),

ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ), ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ), ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ), FOURLIS Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ), ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ). Για τα χαρτοφυλάκια των 27 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 108 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ), STABILTON Α.Ε. (ΚΑ), STABILTON Α.Ε. (ΠΑ), ΣΩΛΗΝ. ΠΡΟΦΙΛ Α.Ε. (ΚΑ), ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΚΟ), ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΠΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΑΤΤΙΚΗΣ (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ EFG EUROBANK ERGASIAS Α.Ε. (ΚΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ), ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ), ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ), FOURLIS Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ), ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ). Για τα χαρτοφυλάκια των 29 μετοχών, ο συνολικός αριθμός είναι 116 μετοχές και δεν έχουν χρησιμοποιηθεί από το δείγμα οι μετοχές ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ), ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ), ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ), ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ), ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ), FOURLIS Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ), ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ) και ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ).

5.3. ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

Κατά τη διαδικασία κατασκευής των χαρτοφυλακίων και εκτίμησης των παραπάνω παραμέτρων, χρησιμοποιήθηκε η διαδικασία ελέγχου υποθέσεων, για τον έλεγχο της ύπαρξης ασυμμετρίας στον πληθυσμό των παρατηρήσεων κάθε χαρτοφυλακίου. Η διαδικασία που ακολουθήθηκε ήταν η ίδια με αυτή του ελέγχου της ασυμμετρίας των μεμονομένων μετοχών στο σύνολο των δέκα ετών, που έγινε στο προηγούμενο κεφάλαιο. Η μηδενική υπόθεση που ελέγχθηκε ήταν αυτή της μη ύπαρξης ασυμμετρίας (H_0 : $Sk(Rit) = 0$), έναντι της εναλλακτικής ότι υπάρχει ασυμμετρία (H_1: Sk(Rit) $\neq 0$. Για τον υπολογισμό της ασυμμετρίας χρησιμοποιήθηκε ο τύπος της ασυμμετρίας του K.Pearson Sk(R_{it}) = $\dfrac{\dfrac{\sum_{t=1}^{n}\left(R_{it}-E(R_i)\right)^3}{n}}{s^3(R_i)}$.

Οι τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων υπολογίσθηκαν από τον τύπο $t=\dfrac{Sk(R_{it})-0}{\sqrt{\dfrac{6}{n}}}$ και για την αποδοχή ή απόρριψη της μηδενική υπόθεσης, χρησιμοποιήθηκε η κατανομή student με επίπεδο σημαντικότητας α = 5% (το οποίο γίνεται $\alpha/_2$ = 2,5% λόγω του αμφίπλευρου ελέγχου) και βαθμούς ελευθερίας n-1 = 519. Οι κριτικές τιμές αποδοχής ή απόρριψης του στατιστικού ελέγχου είναι $-t_{0,975} \approx$ -1,97 και $t_{0,975} \approx$ 1,97 (Κανονικά έχουμε για n-1 = 200, $t_{0,975}$ = 1,9719 και για n-1 = ∞, $t_{0,975}$ = 1,96. Για το λόγο αυτό παίρνουμε κατά προσέγγιση τις παράπανω τιμές).

Οι τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων που υπολογίσθηκαν για κάθε χαρτοφυλάκιο, για όλους τους αριθμούς μετοχών, προέκυψαν στις περισσότερες περιπτώσεις και εδώ μεγαλύτερες από $t_{0,975}$= 1,97, τιμή πέραν της οποίας απορρίπτουμε την υπόθεση δεχόμαστε θετική ασυμμετρία. Εξαίρεση αποτέλεσαν: 2 χαρτοφυλάκια από τα 31 των 4 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια από τα 25 των 5 μετοχών, 4 χαρτοφυλάκια από τα 21 των 6 μετοχών, 4 χαρτοφυλάκια από τα 18 των 7 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια από τα 15 των 8 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια από τα 14 των 9 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια από τα 12 των 10 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια από τα 11 των 11 μετοχών, 2 χαρτοφυλάκια από τα 10 των 12 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια από τα 9 των 13 μετοχών, 4 χαρτοφυλάκια από τα 9 των 14 μετοχών, 1 χαρτοφυλάκιο από τα 8 των 15 μετοχών, 2 χαρτοφυλάκια από τα 7 των 16 μετοχών, 1 χαρτοφυλάκιο από τα 7 των 17 μετοχών, 1 χαρτοφυλάκιο από τα 7 των 18 μετοχών, 2 χαρτοφυλάκια από τα 6 των 19 μετοχών, 2 χαρτοφυλάκια από τα 6 των 20 μετοχών, 2 χαρτοφυλάκια από τα 6 των 21 μετοχών, 1 χαρτοφυλάκιο από τα 5 των 22 μετοχών, 1 χαρτοφυλάκιο από τα 5 των 24 μετοχών, 1 χαρτοφυλάκιο από τα 5 των 25 μετοχών, 1 χαρτοφυλάκιο από τα 4 των 27 μετοχών, 1 χαρτοφυλάκιο από τα 4 των 28 μετοχών, 1 χαρτοφυλάκιο από τα 4 των 29 μετοχών και τέλος το μοναδικό που περιλαμβάνει και τις 126 μετοχές.

Στη συνέχεια υπολογίσθηκαν οι μέσες τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων των χαρτοφυλακίων που περιλαμβάνονται σε κάθε αριθμό μετοχών. Όπως φαίνεται από τα στοιχεία του πίνακα οι μέσες τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων υποδηλώνουν θετική ασυμμετρία κατά μέσον όρο, γιατί είναι όλες πολύ μεγαλύτερες της $t_{0,975}$ = 1,97. Επομένως απορρίπτουμε και εδώ την μηδενική υπόθεση για το σύνολο των χαρτοφυλακίων, σε κάθε διαφορετικό αριθμό μετοχών και δεχόμαστε την ύπαρξη θετικής ασυμμετρίας (εκτός του συνολικού χαρτοφυλακίου, στο οποίο δεν υπάρχει ασυμμετρία). Τα αποτελέσματα που προέκυψαν δίνονται στον ακόλουθο πίνακα:

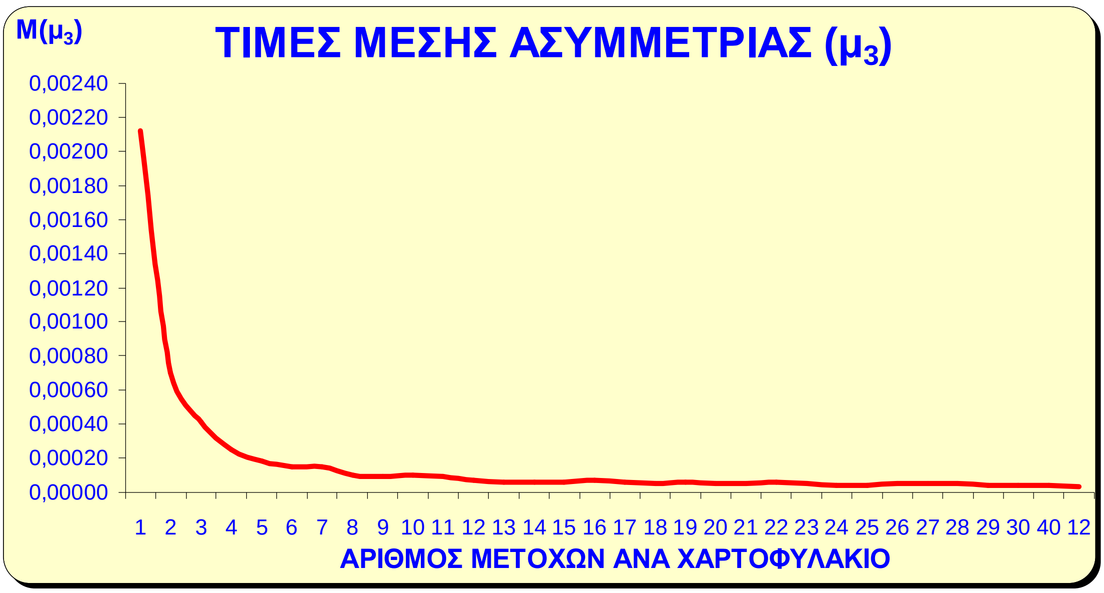
ΠΙΝΑΚΑΣ ΕΛΕΓΧΟΥ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ ΓΙΑ ΥΠΑΡΞΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ

ΜΕΤ. ΑΝΑ ΧΑΡΤ.	ΑΡΙΘΜ. ΧΑΡΤ.	ΜΕΣΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ Sk(Ri)	ΜΕΣΗ ΤΙΜΗ tstat	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΧΩΝ
1	126	1,15730	10,7725	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
2	63	0,94538	8,80105	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
3	42	0,81260	7,56493	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
4	31	0,70309	6,54539	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
5	25	0,58252	5,42295	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
6	21	0,50829	4,73195	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
7	18	0,46482	4,32728	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
8	15	0,42421	3,94917	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
9	14	0,39463	3,67377	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
10	12	0,40249	3,74699	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
11	11	0,35456	3,30078	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
12	10	0,34476	3,20957	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
13	9	0,32602	3,03504	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
14	9	0,29482	2,74464	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
15	8	0,30135	2,80545	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
16	7	0,33097	3,08119	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
17	7	0,34480	3,20988	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
18	7	0,28353	2,63952	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
19	6	0,30743	2,86202	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
20	6	0,30518	2,84103	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
21	6	0,30433	2,83314	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
22	5	0,31516	2,93400	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
23	5	0,29535	2,74953	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
24	5	0,26055	2,42554	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
25	5	0,25603	2,38348	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
26	4	0,27105	2,52336	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
27	4	0,26714	2,48693	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
28	4	0,28608	2,66324	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
29	4	0,27095	2,52243	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
30	4	0,25215	2,34737	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
40	3	0,24556	2,28605	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
126	1	0,18515	1,72363	ΟΧΙ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ

5.4. ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Από τον πίνακα που περιλαμβάνει τις μέσες τιμές όλων των στατιστικών παραμέτρων που έχουν εκτιμηθεί για το δείγμα μας, μπορούμε να δούμε την επίδραση που έχει η αύξηση των μετοχών των χαρτοφυλακίων, στην ασυμμετρία αλλά και στους υπόλοιπους βασικούς δείκτες που υπολογίσαμε. Έτσι βλέπουμε ότι όσο αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών, μειώνεται αισθητά η τρίτη κεντρική ροπή μ_3 που είναι ο ένας από τους δύο δείκτες ασυμμετρίας που εξετάσαμε, δηλαδή η ασυμμετρία διαφοροποιείται. Με άλλα λόγια, ενώ η συστηματική ασυμμετρία παραμένει, η ειδική μειώνεται (τείνει στο μηδέν) όσο αυξάνει ο αριθμός των μετοχών. Πραγματικά, ενώ στα χαρτοφυλάκια με 1 μετοχή η μέση τρίτη κεντρική ροπή μ_3 είναι 0,00212, στα χαρτοφυλάκια των 5 μετοχών είναι 0,00018. Αυτό σημαίνει ότι το 92,82% περίπου της διαφοροποιήσιμης ασυμμετρίας εξαλείφεται μέχρι την άνοδο του αριθμού των μετοχών σε 5 (0,00212-0,00018) ÷ (0,00212-0,00003). Αντίστοιχα στα χαροφυλάκια με 30 μετοχές η μέση τρίτη κεντρική ροπή μ_3 είναι 0,00004 δηλαδή εξαλείφεται το 99,52% περίπου της διαφοροποιήσιμης ασυμμετρίας (0,00212-0,00004)÷(0,00212-0,00003). Συνολικά φτάνοντας σε χαρτοφυλάκιο των 126 μετοχών η μέση ασυμμετρία από 0,00212 μένει 0,00003 δηλαδή εξαλείφεται το 98,58 % περίπου της συνολικής ασυμμετρίας.

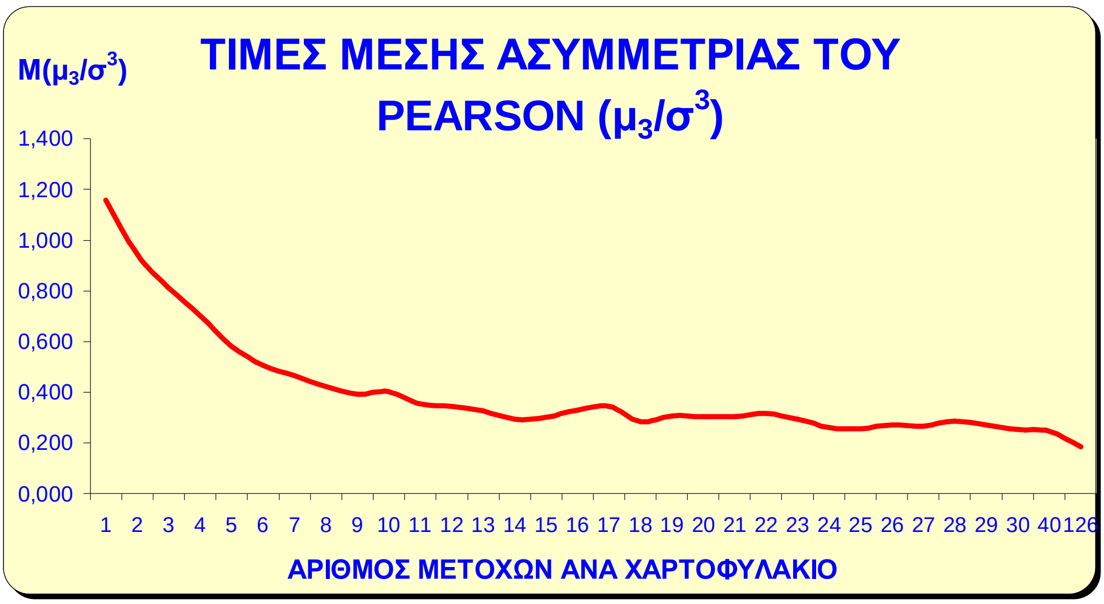
Η επίδραση της αύξησης του αριθμού μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, στην μέση ασυμμετρία (τρίτη κεντρική ροπή μ_3), εμφανίζεται στο ακόλουθο διάγραμμα:



Παρατηρώντας τον δείκτη της ασυμμετρίας του K.Pearson Sk(R_i) βλέπουμε ότι και αυτός μειώνεται όσο αυξάνουν οι μετοχές στα χαρτοφυλάκια. Από 1,15730 που είναι η μέση τιμή του για τις μεμονωμένες μετοχές κατεβαίνει σε 0,18515 για το χαρτοφυλάκιο των 126 μετοχών, δηλαδή εξαλείφεται το 84 % περίπου της συνολικής ασυμμετρίας (κατά K.Pearson). Επίσης αυξανόμενος ο αριθμός των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο από 1 σε 5 η τιμή του δείκτη Sk(R_i) πέφτει από 1,15730 σε 0,58252. Αυτό σημαίνει ότι το 59,12% περίπου της διαφοροποιήσιμης ασυμμετρίας εξαλείφεται μέχρι την άνοδο του αριθμού των μετοχών σε 5 (1,15730 -0,5825) ÷ (1,15730-0,18515). Αντίστοιχα στα χαροφυλάκια με 30 μετοχές η μέση τιμη του δείκτη είναι 0,25215 δηλαδή εξαλείφεται το 93,11% περίπου της διαφοροποιήσιμης ασυμμετρίας (1,15730 -0,25215) ÷ (1,15730-0,18515).

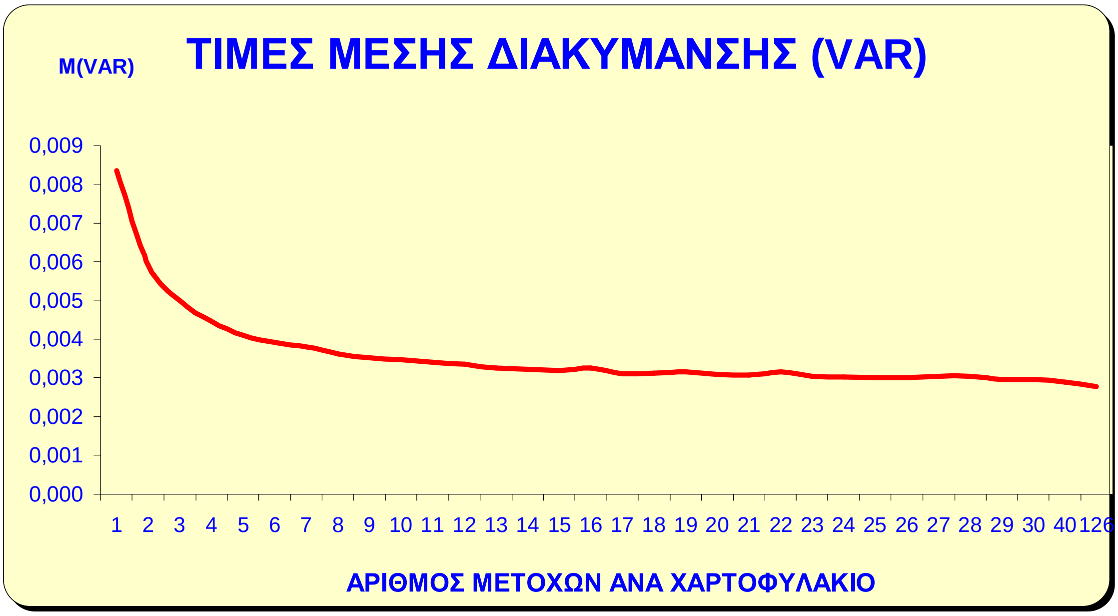
Η μεταβολή του δείκτη Sk(R_i) είναι μικρότερη από τη μεταβολή του δείκτη μ_3 για αντίστοιχο αριθμό μετοχών, διότι μειώνεται και η τυπική απόκλιση που τον επηρεάζει.

Η εξέλιξη των τιμών του δείκτη ασυμμετρίας του Pearson Sk(R_i), κατά την αύξηση των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο παρουσιάζεται στο ακόλουθο διάγραμμα:

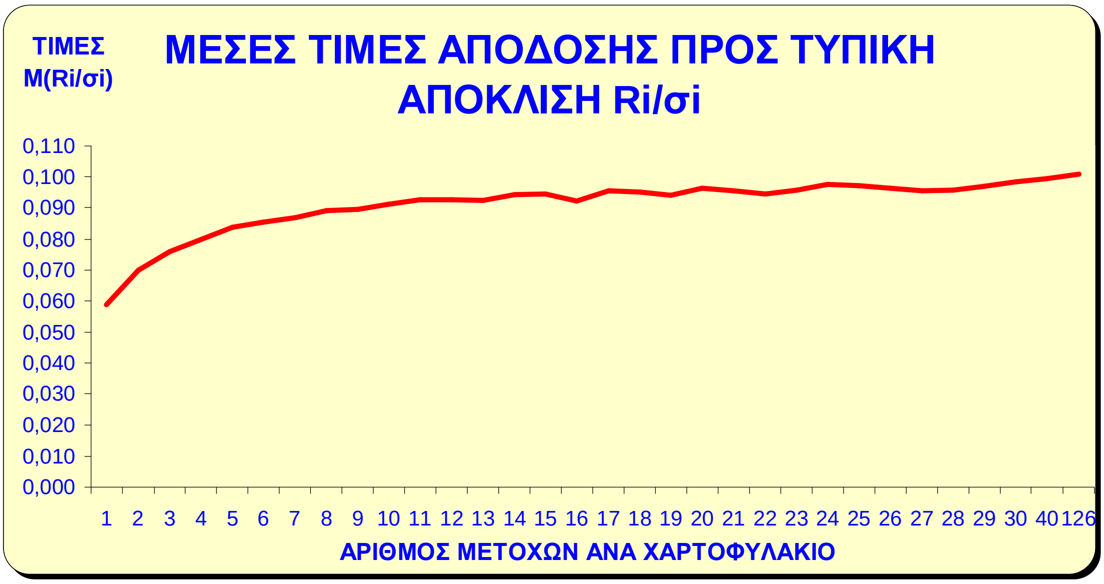


Αντίστοιχα παρατηρώντας την επίδραση της διαφοροποίησης στην διακύμανση, βλέπουμε ότι η μέση διακύμανση μειώνεται από 0,00835 (που είναι στις μεμονωμένες μετοχές) σε 0,00277 (στο χαρτοφυλάκιο των 126 μετοχών). Δηλαδή όπως είναι αναμενόμενο, η διαφοροποίηση μειώνει τον μη συστηματικό κίνδυνο, ο οποίος αποτελεί το 66,82 % περίπου του συνολικού κινδύνου (0,00835 - 0,00277) ÷ 0,00835. Συγκεκριμένα αυξάνοντας τις μετοχές στα χαρτοφυλάκια από 1 σε 5, εξαλείφεται το 76,34 % περίπου του μη συστηματικού κινδύνου (0,00835 – 0,00409) ÷(0,00835 – 0,00277) . Αντίστοιχα φτάνοντας σε χαρτοφυλάκια των 30 μετοχών εξαλείφεται το 96,59 % περίπου του μη συστηματικού κινδύνου (0,00835- 0,00296) ÷ (0,00835 – 0,00277).

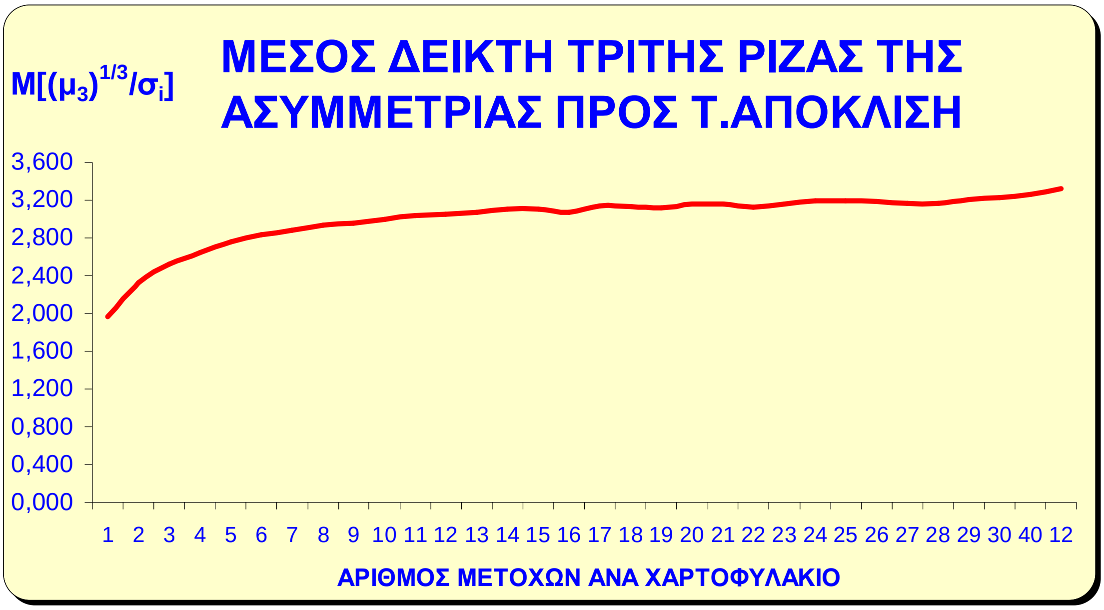
Το διάγραμμα που ακολουθεί δείχνει την προαναφερθείσα επίδραση της διαφοροποίησης (αύξηση των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο), στην μέση διακύμανση των χαρτοφυλακίων:



Στην προτελευταία στήλη του πίνακα που εξετάζουμε, βρίσκονται οι τιμές του δείκτη των μέσων όρων απόδοσης προς τυπική απόκλιση (ΜΕΣΟΣ $\mu(Ri)/\sigma_i$) . Οι τιμές αυτές έχουν μια μικρή αύξηση όσο αυξάνει ο αριθμός των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο. Αυτό ωφείλεται στο γεγονός ότι ενώ η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου παραμένει σχεδόν σταθερή, η διακύμανση και επομένως και η τυπική απόκλιση μειώνονται με την αύξηση των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο. Τα παρακάτω διάγραμμα παρουσίαζει τον σχετικό δείκτη:



Στην τελευταία στήλη του πίνακα που εξετάζουμε, βρίσκονται οι τιμές του μέσου όρου της τρίτης ρίζας της ασυμμετρίας (μ_3) προς την τυπική απόκλιση. Οι τιμές και του δείκτη αυτού έχουν μια μικρή αύξηση όσο αυξάνει ο αριθμός των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο (όπως φαίνεται και στο ακόλουθο διάγραμμα):



Επίσης από τα αποτελέσματα βγαίνουν δύο επιπλέον βασικά συμπεράσματα: Πρώτον ότι με δεδομένα δεκαετίας (520 παρατηρήσεις) για κάθε μετοχή, αλλά και για κάθε χαρτοφυλάκιο, το δείγμα δίνει θετική ασυμμετρία. Και δεύτερον ότι μεγάλη διακύμανση συνεπάγεται και μεγάλη θετική ασυμμετρία.

5.5. Η ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ ΣΕ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ ΜΕΤΟΧΩΝ ΠΟΥ ΑΠΑΡΤΙΖΟΝΤΑΙ ΑΠΟ ΜΕΤΟΧΕΣ ΜΕ ΜΕΓΑΛΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ

5.5.1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Στο τμήμα αυτό της εργασίας θα εξεταστεί η επίδραση της διαφοροποίησης, σε χαρτοφυλάκια μετοχών τα οποία έχουν κατασκευαστεί από τις μετοχές που παρουσίασαν τη μεγαλύτερη ασυμμετρία. Δηλαδή θα δημιουργηθούν και πάλι χαρτοφυλάκια, αποτελούμενα από μετοχές όμως με μεγάλη ασυμμετρία και θα υπολογιστούν σε αυτά οι παράμετροι που υπολογίστηκαν στο προηγούμενο μέρος του κεφαλαίου, για το σύνολο των μετοχών. Η δημιουργία των χαρτοφυλακίων θα γίνει και με βάση την τρίτη κεντρική ροπή μ_3, αλλά και με βάση την ασυμμετρία του K. Pearson Sk(R_i). Έτσι θα δούμε εάν και πως επηρεάζεται, από την αύξηση των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, η ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου (σύμφωνα με τους δύο τύπους που εξετάζουμε), η απόδοσή του ,η διακύμανσή του, ο λόγος της απόδοσής του προς την τυπική απόκλιση και ο λόγος της τρίτης ρίζας της κεντρικής ροπής προς την τυπική απόκλιση. Στη συνέχεια, θα συγκρίνουμε τα αποτελέσματα με τα αντίστοιχα του συνόλου των μετοχών.

5.5.2. Η ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ ΣΕ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ ΜΕΤΟΧΩΝ ΜΕ ΜΕΓΑΛΗ ΤΡΙΤΗ ΚΕΝΤΡΙΚΗ ΡΟΠΗ μ_3

Στο μέρος αυτό της εργασίας εξετάζεται η επίδραση της διαφοροποίησης, σε χαρτοφυλάκια που είναι επιλεγμένα έτσι ώστε να περιλαμβάνουν μετοχές με υψηλό δείκτη τρίτης κεντρικής ροπής μ_3 .

Η διαδικασία που ακολουθείται είναι η ίδια με τη προηγούμενη, μόνο που τώρα χρησιμοποιούνται οι 30 μετοχές με το μεγαλύτερο μ_3 . Δηλαδή από τον πίνακα με τις φθίνουσε τιμές μ_3 επιλέγονται οι 30 πρώτες, ώς την SATO (KO). Οι μετοχές αυτές τοποθετούνται κατά φθίνουσα σειρά ασυμμετρίας. Αρχικά παίρνουμε τις μεμονωμένες μετοχές ως ξεχωριστά χαρτοφυλάκια και υπολογίζουμε τις ανωτέρω παραμέτρους για κάθε μία από αυτές. Δηλαδή υπολογίζουμε την ασυμμετρία μ_3 και Sk(Ri), την απόδοση των χαρτοφυλακίων Ri (όπου πάλι προστίθεται η μονάδα), τη διακύμανση Var(Ri), τον λόγο απόδοσης προς τυπική απόκλιση Ri/σ_i και τέλος το λόγο της τρίτης ρίζας της κεντρικής ροπής προς την τυπική απόκλιση $\sqrt[3]{m_3}/s_i$.

Στη συνέχεια υπολογίζουμε τους αριθμητικούς μέσους για κάθε μία παράμετρο. Μετά κατασκευάζουμε 15 χαρτοφυλάκια των 2 μετοχών, 10 χαρτοφυλάκια των 3 μετοχών, 7 χαρτοφυλάκια των 4, 6 χαρτοφυλάκια των 5 μετοχών, 5 χαρτοφυλάκια των 6 μετοχών, 4 χαρτοφυλάκια των 7 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια των 8 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια των 9 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών, 2 χαρτοφυλάκια των 15 μετοχών και 1 χαρτοφυλάκι που περιλαμβάνει και τις 30 μετοχές. Σε κάθε περίπτωση που από τις 30 μετοχές δεν προκύπτει ακέραιος αριθμός χαρτοφυλακίων, επιλέγονται λιγότερες και αφαιρούνται οι πλεονάζουσες μετοχές από το τέλος του δείγματος. Στη συνέχεια υπολογίζουμε τις γνωστές παραμέτρους για κάθε χαρτοφυλάκιο και μετά βρίσκουμε τους αριθμητικούς μέσους για κάθε αριθμό μετοχών. Τα αποτελέσματα των υπολογισμών που προκύπτουν είναι τα ακόλουθα:

ΜΕΤ. ΑΝΑ ΧΑΡΤ.	ΑΡΙΘΜ. ΧΑΡΤ.	ΜΕΣΗ ΑΠΟΔ. M(1+Ri)	ΜΕΣΗ ΔΙΑΚΥΜ. M[Var(Ri)]	ΜΕΣΗ ΑΣΥΜΜ. μ_3	ΜΕΣΗ ΑΣΥΜΜ. Sk(Ri)	$M\left(\frac{R_i}{s_i}\right)$	$M\left(\frac{\sqrt[3]{m_3}}{s_i}\right)$
1	30	1,00738	0,01304	0,00720	2,04486	0,06558	1,73387
2	15	1,00738	0,00855	0,00208	1,58315	0,08052	2,13228
3	10	1,00738	0,00702	0,00124	1,49936	0,08859	2,34127
4	7	1,00753	0,00635	0,00088	1,41203	0,09463	2,47432
5	6	1,00738	0,00584	0,00066	1,26366	0,09656	2,55081
6	5	1,00738	0,00559	0,00051	1,09882	0,09869	2,60636
7	4	1,00753	0,00540	0,00050	1,15681	0,10242	2,66793
8	3	1,00781	0,00531	0,00049	1,14542	0,10732	2,73306
9	3	1,00759	0,00519	0,00045	1,13150	0,10538	2,73276
10	3	1,00738	0,00505	0,00039	0,99962	0,10371	2,73931
15	2	1,00738	0,00471	0,00032	0,92302	0,10737	2,83616
30	1	1,00738	0,00426	0,00022	0,78937	0,11306	2,98173

5.5.3. ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

Όπως για χαρτοφυλάκια του συνόλου των 126 μετοχών, έτσι και για τα χαρτοφυλάκια των 30 μετοχών με τις μεγαλύτερες τιμές της τρίτης κεντρικής ροπής, γίνεται έλεγχος υποθέσεων για την ύπαρξη ή μη ασυμμετρίας στον πληθυσμό των παρατηρήσεων κάθε μετοχής. Η διαδικασία που ακολουθήται είναι η ίδια με αυτή που χρησιμοποιήθηκε προηγουμένως. Η μηδενική υπόθεση που ελέγχεται ήταν αυτή της μη ύπαρξης ασυμμετρίας (H_0 : Sk(Rit) = 0), έναντι της εναλλακτικής ότι υπάρχει ασυμμετρία (H_1 : Sk(Rit) $\neq 0$. Για τον υπολογισμό της ασυμμετρίας χρησιμοποιήθηκε ο τύπος της ασυμμετρίας του K.Pearson Sk(R_{it}) = $\dfrac{\dfrac{\sum_{t=1}^{n}\left(R_{it}-E(R_i)\right)^3}{n}}{s^3(R_i)}$.

Οι τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων υπολογίσθηκαν από τον τύπο $t=\dfrac{Sk(R_{it})-0}{\sqrt{\dfrac{6}{n}}}$. Στη συνέχεια λήφθηκαν από την κατανομή student με βαθμούς ελευθερίας n-1 = 519, οι κριτικές τιμές του στατιστικού ελέγχου $-t_{0,975} \approx -1,97$ και $t_{0,975} \approx 1,97$ (με την ίδια λογική που ισχύει και για τα χαρτοφυλάκια του συνόλου των μετοχών). Οι τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων που υπολογίσθηκαν για κάθε χαρτοφυλάκιο, για όλους τους αριθμούς μετοχών, προέκυψαν μεγαλύτερες από $t_{0,975}$= 1,97, τιμή πέραν της οποίας απορρίπτουμε την υπόθεση δεχόμαστε θετική ασυμμετρία. Επομένως απορρίπτουμε και εδώ την μηδενική υπόθεση για κάθε χαρτοφυλάκιο.

Στη συνέχεια υπολογίσθηκαν οι μέσες τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων των χαρτοφυλακίων που περιλαμβάνονται σε κάθε αριθμό μετοχών. Όπως φαίνεται από τα στοιχεία του πίνακα οι μέσες τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων υποδηλώνουν θετική ασυμμετρία, γιατί είναι όλες πολύ μεγαλύτερες της $t_{0,975}$= 1,97. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν δίνονται στον ακόλουθο πίνακα:

ΜΕΤ. ΑΝΑ ΧΑΡΤ.	ΑΡΙΘΜ. ΧΑΡΤ.	ΜΕΣΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ Sk(Ri)	ΜΕΣΗ ΤΙΜΗ tstat	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΧΩΝ
1	30	2,04486	19,03658	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
2	15	1,58315	14,73829	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
3	10	1,49936	13,95831	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
4	7	1,41203	13,14532	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
5	6	1,26366	11,76405	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
6	5	1,09882	10,22946	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
7	4	1,15681	10,76929	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
8	3	1,14542	10,66329	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
9	3	1,13150	10,53366	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
10	3	0,99962	9,30597	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
15	2	0,92302	8,59284	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
30	1	0,78937	7,34867	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ

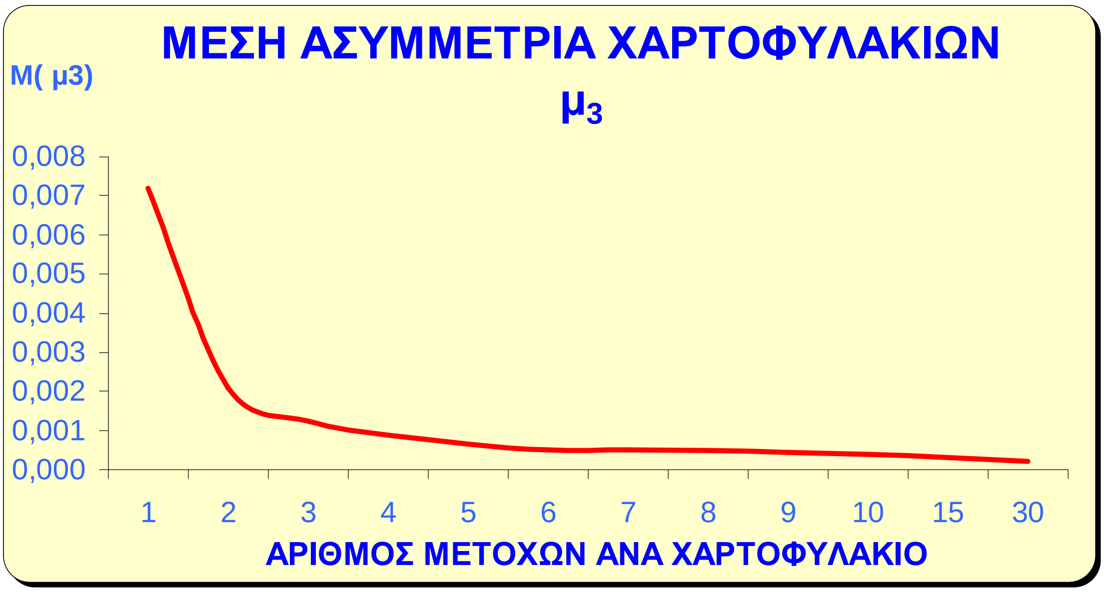
5.5.4. ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Από τον πίνακα στον οποίο παρουσιάζονται οι στατιστικές παράμετροι που υπολογίσθηκαν για τα χαρτοφυλάκια, μπορούμε να δούμε την επίδραση που έχει η δημιουργία χαρτοφυλακίων από μετοχές με μεγάλη ασυμμετρία (τρίτη κεντρική ροπή μ_3), στην ασυμμετρία των χαρτοφυλακίων αυτών.

Κατ'αρχήν και στην περίπτωση των 30 μετοχών, όσο αυξάνει ο αριθμός των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, μειώνεται και η διακύμανση αλλά και η τρίτη κεντρική ροπή μ_3 . Δηλαδή και εδώ επιβεβαιώνεται ότι η διαφοροποίηση μειώνει τον μη συστηματικό κίνδυνο και την μη συστηματική ασυμμετρία.

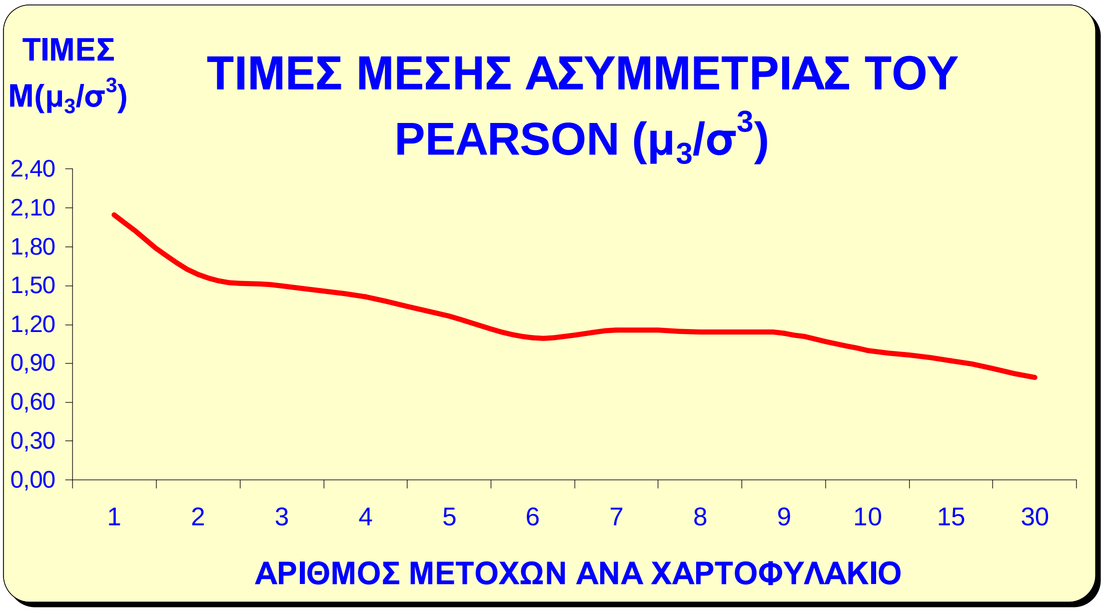
Έτσι όσον αφορά την τρίτη κεντρική ροπή μ_3 στα δεδομένα των 30 πιο ασύμμετρων μετοχών, αυξάνοντας τις μετοχές στα χαρτοφυλάκια από 1 σε 30, εξαλείφεται το 96,94% περίπου της ασυμμετρίας (από 0,00720 γίνεται 0,00022).

Την επίδραση αυτή της αύξησης των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, στην μέση τιμή του μ_3, για τα χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές με ψηλό μ_3, την βλέπουμε στο ακόλουθο διάγραμμα:

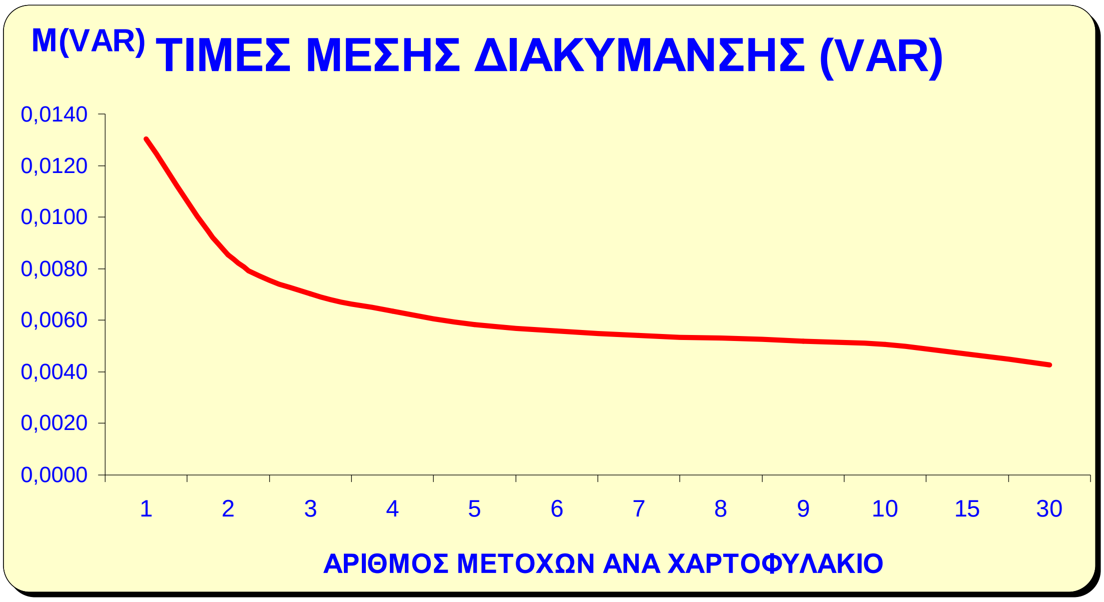


Αντίστοιχα εξετάζοντας τον δείκτη ασυμμετρίας των χαρτοφυλακίων του Pearson Sk(R_i) , παρατηρούμε ότι και εδώ έχει μια σημαντική πτωτική τάση καθώς αυξάνει ο αριθμός των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο. Έτσι αυξάνοντας τις μετοχές στα χαρτοφυλάκια από 1 σε 30, εξαλείφεται το 61,4% περίπου του δείκτη αυτού (από 2,04486 γίνεται 0,78937). Η μείωση αυτή όμως είναι αισθητά μικρότερη από αυτή της τρίτης κεντρικής ροπής. Η ερμηνεία του φαινομένου αυτού είναι ότι μειώνεται η διακύμανση όταν αυξάνονται οι μετοχές και επομένως μειώνεται η τρίτη δύναμη της τυπικής απόκλισης.

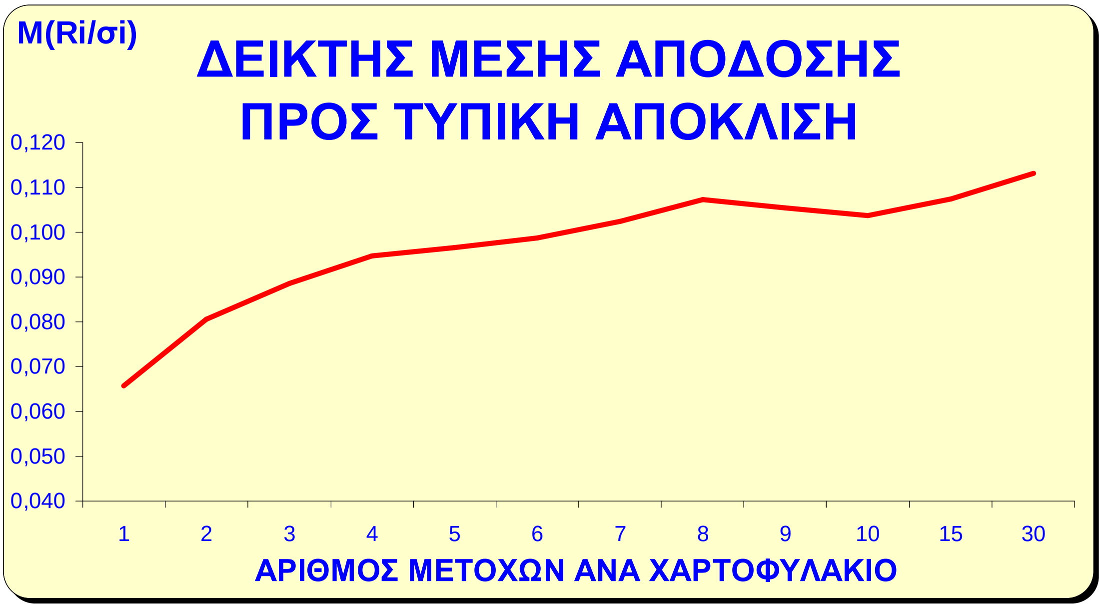
Την επίδραση αυτή της αύξησης των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, στην μέση τιμή του Sk(R_i), για τα χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές με ψηλό μ_3, την βλέπουμε στο ακόλουθο διάγραμμα:



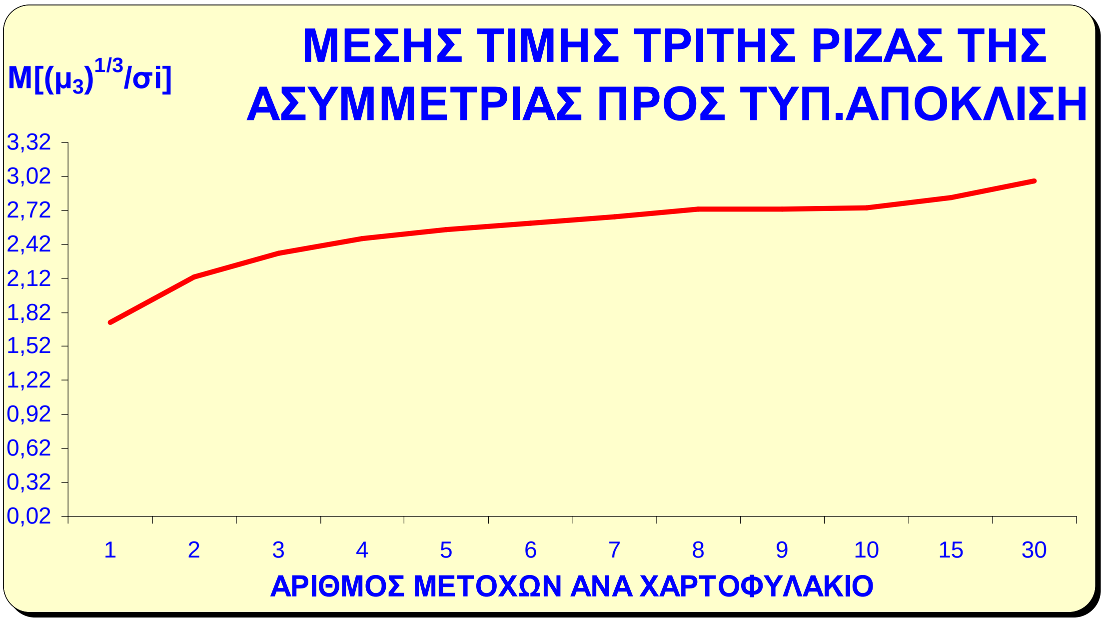
Παρατηρώντας στη συνέχεια την επίδραση της διαφοροποίησης στην διακύμανση, βλέπουμε ότι η μέση διακύμανση μειώνεται από 0,01304 (που είναι στις μεμονωμένες μετοχές) σε 0,00426 (στο χαρτοφυλάκιο των 30 μετοχών). Δηλαδή όπως είναι αναμενόμενο, η διαφοροποίηση μειώνει μέρος του μη συστηματικού κινδύνο, το οποίο αποτελεί το 67,33 % περίπου του συνολικού κινδύνου (0,01304 - 0,00426) ÷ 0,01304. Αντίστοιχα στο διάγραμμα που ακολουθεί, φαίνεται η επίδραση της αύξησης των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, στην μέση διακύμανση, για τα ίδια χαρτοφυλάκια:



Στη συνέχεια εξετάζουμε τις τιμές που παίρνει ο δείκτης των μέσων αποδόσεων προς τις μέσες τυπικές αποκλίσεις $M(Ri/\sigma_i)$. Παρατηρούμε ότι ο δείκτης αυτός αυξάνεται, καθώς αυξάνει ο αριθμός των μετοχών έχοντας σχετικές διακυμάνσεις. Με δεδομένο ότι οι μέσες αποδόσεις παραμένουν σχετικά σταθερές, το αποτέλεσμα της αύξησης του δείκτη οφείλεται στη μείωση της διακύμανσης (και κατ'επέκταση και της τυπικής απόκλισης). Η εξέλιξη του δείκτη αυτού για τα χαρτοφυλάκια των 30 μετοχών με τις μεγαλύτερες τιμές μ_3 φαίνεται στο ακόλουθο διάγραμμα:



Τέλος εξετάζουμε τις τιμές που παίρνει ο δείκτης των μέσων τιμών της τρίτης ρίζας της ασυμμετρίας μ3 προς την τυπική απόκλιση M($\sqrt[3]{m_3} / s_i$). Παρατηρούμε ότι και ο δείκτης αυτός έχει μία άνοδο. Ο δείκτης αυτός παρουσιάζεται στο ακόλουθο διάγραμμα:



5.5.5. ΣΥΓΚΡΙΤΙΚΗ ΕΞΕΛΙΞΗ ΤΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ ΣΤΑ ΔΥΟ ΔΕΙΓΜΑΤΑ

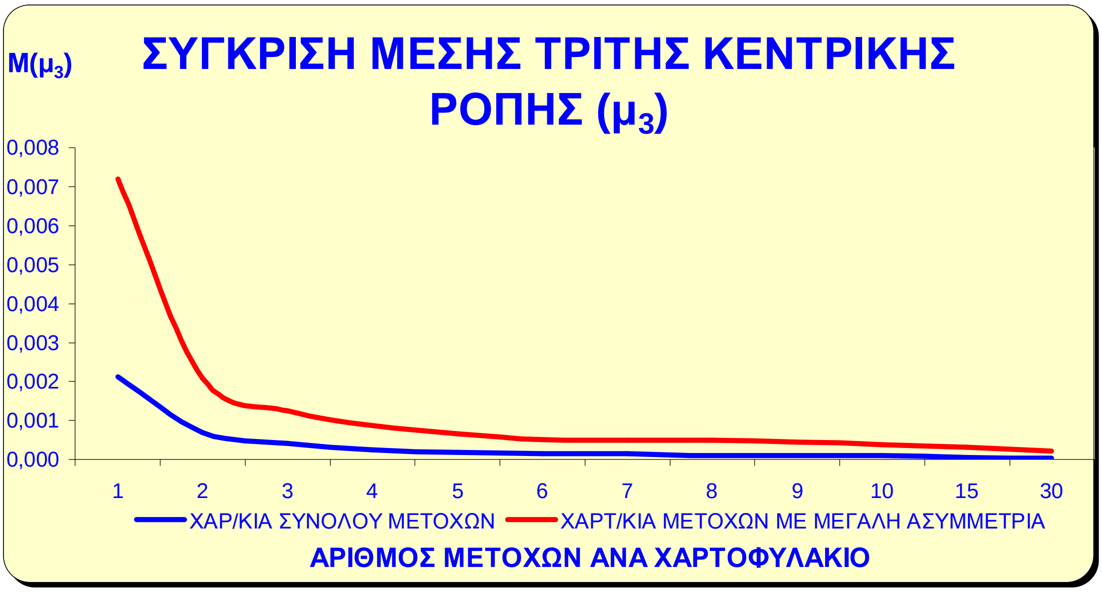
Στην παράγραφο αυτή παρατηρούμε την εξέλιξη της ασυμμετρίας και της διακύμανσης στα χαρτοφυλάκια των 30 μετοχών με τις μεγαλύτερες τιμές μ_3, σε σχέση με την εξέλιξη των αντίστοιχων στατιστικών παραμέτρων στα χαρτοφυλάκια του συνόλου των μετοχών.

Βλέπουμε από τη σχετική σύγκριση, ότι η ασυμμετρία όπως προκύπτει και από την τρίτη κεντρική ροπή μ_3, αλλά και από τον δείκτη ασυμμετρίας του Pearson Sk(R_i), όπως και η διακύμανση, αν και μειώνονται, είναι αισθητά υψηλότερες από αυτές των 126 μετοχών, για κάθε αντίστοιχο μέγεθος χαρτοφυλακίου.

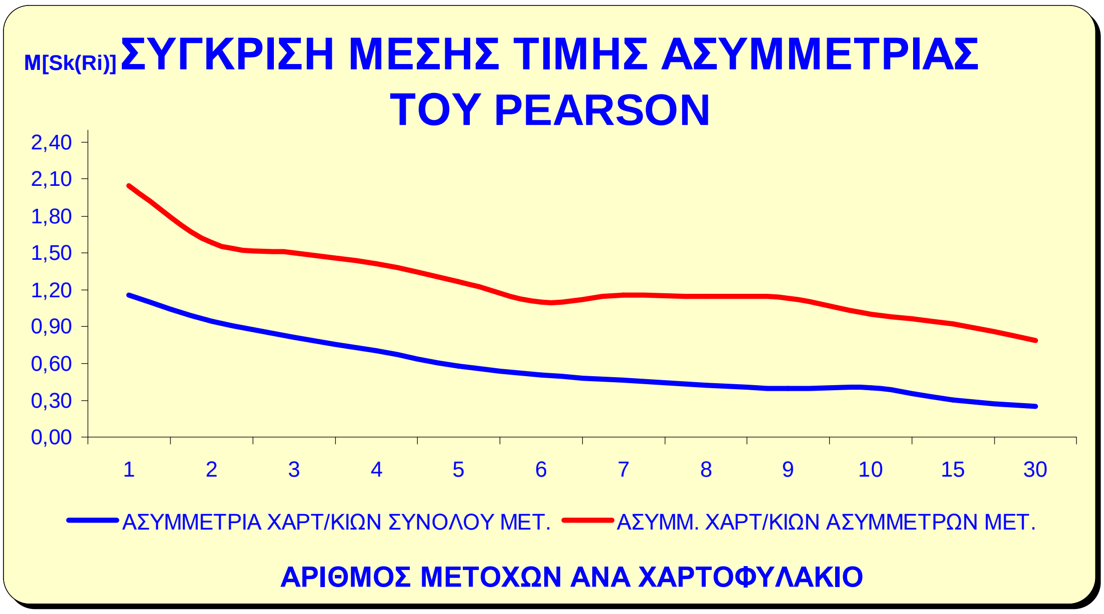
Έτσι στα χαρτοφυλάκια των 5 πιο ασύμμετρων μετοχών, η μέση τιμή μ_3 είναι σχεδόν 3,67 φορές μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση τιμή των χαρτοφυλακίων των 5 μετοχών του συνόλου ($0{,}00066 \div 0{,}00018$) και η μέση τιμή Sk(R_i) είναι 2,17 φορές μεγαλύτερη από αυτή του συνόλου ($1{,}26366 \div 0{,}58252$). Αντίστοιχα η διακύμανση στις ασύμμετρες είναι 1,43 φορές μεγαλύτερη από αυτή του συνόλου ($0{,}00584 \div 0{,}00409$).

Για τις 30 πιο ασύμμετρες μετοχές, παρατηρούμε ότι η μέση τιμή μ_3 είναι 5,5 φορές μεγαλύτερη από τη μέση τιμή μ_3 του συνόλου των 126 μετοχών ($0{,}00022 \div 0{,}00004$). Αντίστοιχα η μέση τιμή Sk(R_i) είναι 3,13 φορές μεγαλύτερη από αυτή του συνόλου ($0{,}78937 \div 0{,}25215$). Επίσης η διακύμανση στις ασύμμετρες είναι 1,44 φορές μεγαλύτερη από αυτή του συνόλου ($0{,}00426 \div 00296$).

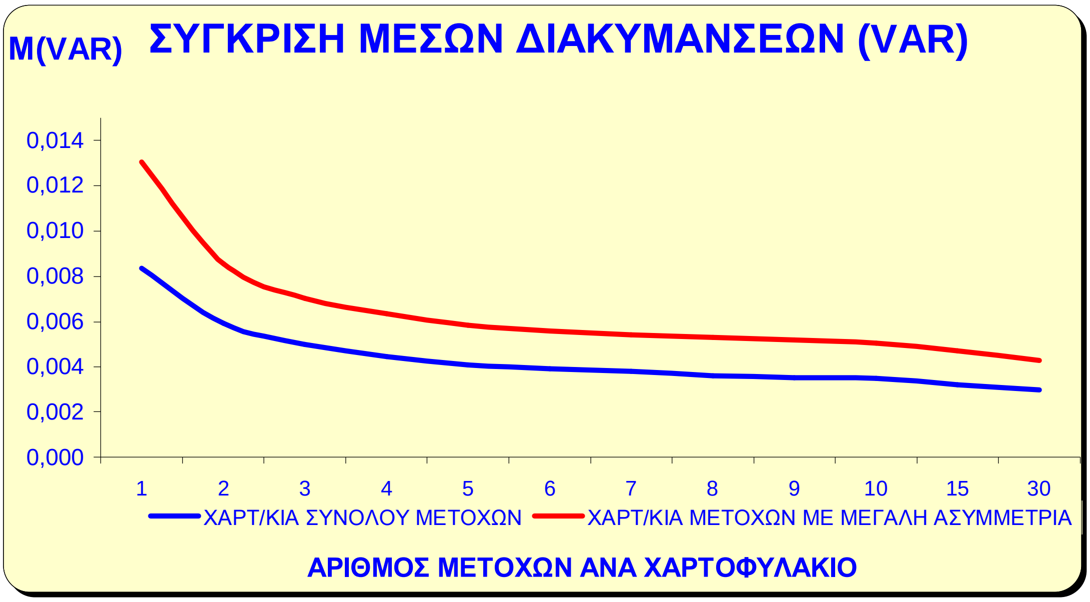
Η σύγκριση της μέσης τιμής της τρίτης κεντρικής ροπής μ_3, των χαρτοφυλακίων που αποτελούνται από το σύνολο των 126 μετοχών, με την αντίστοιχη μέση τιμή των μ_3 των 30 πιο ασύμετρων μετοχών, δίνεται στον ακόλουθο πίνακα:



Η σύγκριση του δείκτη ασυμμετρίας του K.Pearson ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια των 30 μετοχών με μεγάλες τιμές μ_3 και στα χαρτοφυλάκια του συνόλου των 126 μετοχών, παρουσιάζεται στο παρακάτω διάγραμμα:



Αντίστοιχα η σύγκριση της μέσης τιμής της διακύμανσης VAR , των χαρτοφυλακίων που αποτελούνται από το σύνολο των 126 μετοχών, με την αντίστοιχη μέση τιμή των διακυμάνσεων των 30 πιο ασύμετρων μετοχών, δίνεται στον ακόλουθο πίνακα:



Ενδιαφέρον είναι στο σημείο αυτό, να παρατηρήσουμε το λόγο ασυμμετρίας (μ_3) προς διακύμανση VAR, για χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από το σύνολο των μετοχών και για χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από τις 30 μετοχές που έχουμε επιλέξει με μεγάλη τιμή (μ_3). Στον πίνακα που ακολουθεί, στην πρώτη στήλη εμφανίζεται ο αριθμός μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο. Στη δεύτερη στήλη εμφανίζεται ο λόγος των μέσων τιμών της τρίτης κεντρικής ροπής προς τη μέση τιμή της διακύμανσης (μ_3 / VAR) για τα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν από το σύνολο των 126 μετοχών. Στην τρίτη στήλη εμφανίζεται ο ίδιος λόγος για τα χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές με υψηλές τιμές μ_3. Οι τιμές της τέταρτης στήλης προκύπτουν από τη διαίρεση των αντίστοιχων τιμών της τρίτης με τις τιμές της δεύτερης.

ΜΕΤ. ΑΝΑ ΧΑΡΤ.	ΔΕΙΚΤΗΣ ΜΕΣΩΝ μ_3 / VAR ΣΤΟ ΣΥΝΟΛΟ	ΔΕΙΚΤΗΣ ΜΕΣΩΝ μ_3 / VAR ΣΤΙΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΕΣ	μ_3 / VAR ΑΣΥΜΜΕΤΡΩΝ ΠΡΟΣ μ_3 / VAR ΣΥΝΟΛΟΥ
1	0,2539	0,5521	2,1747
2	0,1184	0,2433	2,0539
3	0,0822	0,1766	2,1498
4	0,0561	0,1386	2,4723
5	0,0440	0,1130	2,5679
6	0,0384	0,0912	2,3782
7	0,0395	0,0926	2,3457
8	0,0276	0,0923	3,3405
9	0,0256	0,0867	3,3911
10	0,0287	0,0772	2,6875
15	0,0188	0,0679	3,6235
30	0,0135	0,0516	3,8216

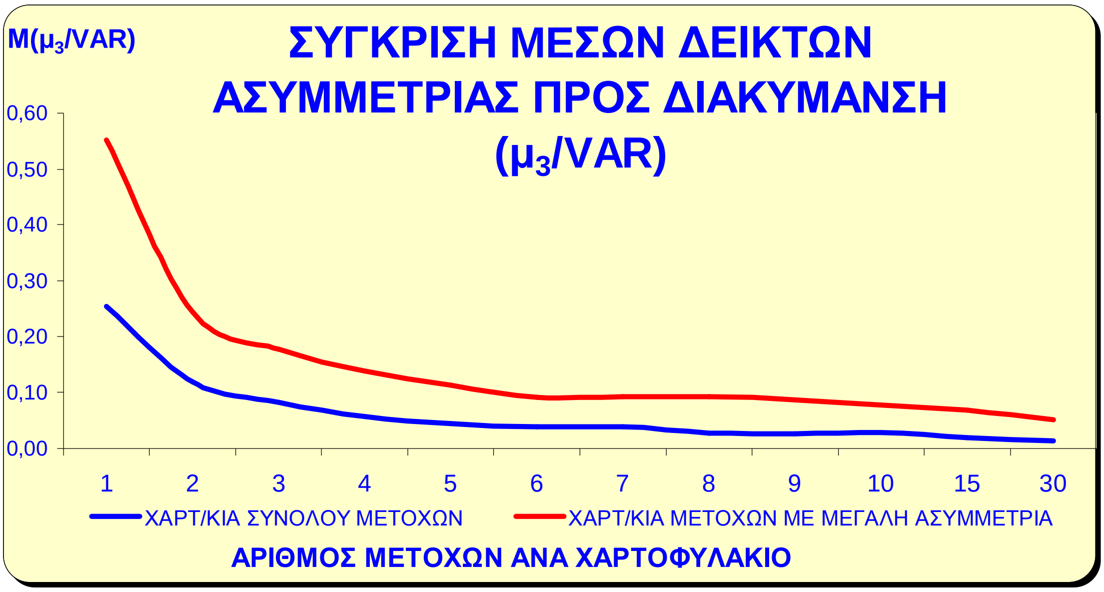
Από τις στήλες δύο και τρία του παραπάνω πίνακα προκύπτουν τα εξής:

Πρώτον όσο αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών που απαρτίζουν τα χαρτοφυλάκια, ο λόγος της ασυμμετρίας προς τη διακύμανση μειώνεται. Δηλαδή η διαφοροποίηση επιδρά αναλογικά περισσότερο στην ασυμμετρία από ότι στη διακύμανση.

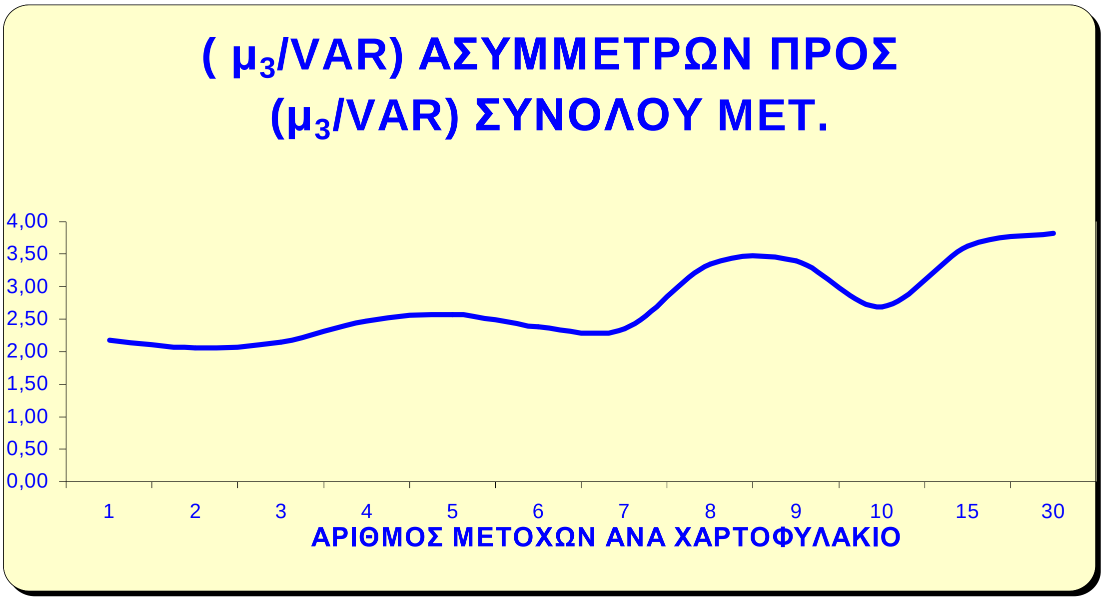
Δεύτερον συγκρίνοντας τις τιμές των στηλών δύο και τρία βλέπουμε ότι ο λόγος των μέσων τιμών της τρίτης κεντρικής ροπής προς τη μέση τιμή της διακύμανσης (μ_3 / VAR), είναι μεγαλύτερος στα χαρτοφυλάκια των πιο ασύμμετρων μετοχών από ότι στα χαρτοφυλάκια των συνολικών μετοχών, για κάθε αντίστοιχο αριθμό μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο.

Το συμπέρασμα που προκύπτει από τις συγκρίσεις αυτές, είναι ότι εφόσον υπάρχουν μεμονωμένες μετοχές με ασυμμετρία, μπορούμε να κατασκευάσουμε χαρτοφυλάκια τα οποία θα έχουν ασυμμετρία και διακύμανση υψηλότερη από αυτές της αγοράς, με την ασυμμετρία να είναι αναλογικά μεγαλύτερη από την διακύμανση. Αυτό έχει ιδιαίτερη σημασία για τον επενδυτή με δεδομένο ότι επιθυμεί θετική ασυμμετρία, αλλά αποστρέφεται την διακύμανση γιατί είναι δείγμα κινδύνου. Έτσι αν κατασκευάσει χαρτοφυλάκιο με θετικά ασύμμετρες μετοχές, έχει αναλογικά μεγαλύτερο όφελος (λόγω της ασυμμετρίας) από την επιπλέον ανάληψη ρίσκου (που του δίνει η ασυμμετρία).

Τα παραπάνω φαίνονται και από το επόμενο διάγραμμα:



Τέλος προκύπτει ότι όσο αυξάνει ο αριθμός των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, ο λόγος ασυμμετρία προς διακύμανση των πιο ασύμμετρων μετοχών, προς το λόγο ασυμμετρία προς διακύμανση του συνόλου, αυξάνει. Δηλαδή η επίδραση της αύξησης των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, στη μείωση του λόγου ασυμμετρία προς διακύμανση, είναι μεγαλύτερη για το σύνολο των μετοχών, από ότι για τις ασύμμετρες μετοχές. Με άλλα λόγια μπορεί η διαφοροποίηση να μειώνει και την ασυμμετρία και τη διακύμανση και επίσης η ασυμμετρία να μειώνεται με ταχύτερο ρυθμό από τη διακύμανση (όπως είδαμε παραπάνω), αλλά όταν έχουμε χαρτοφυλάκια με ασύμμετρες μετοχές ο λόγος της ασυμμετρίας προς τη διακύμανση μειώνεται με χαμηλότερο ρυθμό, από ότι μειώνεται στα χαρτοφυλάκια του συνόλου των μετοχών.
Αυτό φαίνεται και στο παρακάτω διάγραμμα:



Τέλος υπολογίζουμε το λόγο ασυμμετρίας Pearson Sk(R_i) προς διακύμανση VAR, για χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από το σύνολο των μετοχών και για χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από τις 30 μετοχές που έχουμε επιλέξει με μεγάλη τιμή (μ_3). Στον πίνακα που ακολουθεί, στην πρώτη στήλη εμφανίζεται ο αριθμός μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο. Στη δεύτερη στήλη εμφανίζεται ο λόγος των μέσων τιμών της τρίτης κεντρικής ροπής προς τη μέση τιμή της διακύμανσης M[Sk(R_i)/ VAR] για τα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν από το σύνολο των 126 μετοχών. Στην τρίτη στήλη εμφανίζεται ο ίδιος λόγος για τα χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές με υψηλές τιμές μ_3. Οι τιμές της τέταρτης στήλης προκύπτουν από τη διαίρεση των αντίστοιχων τιμών της τρίτης με τις τιμές της δεύτερης.

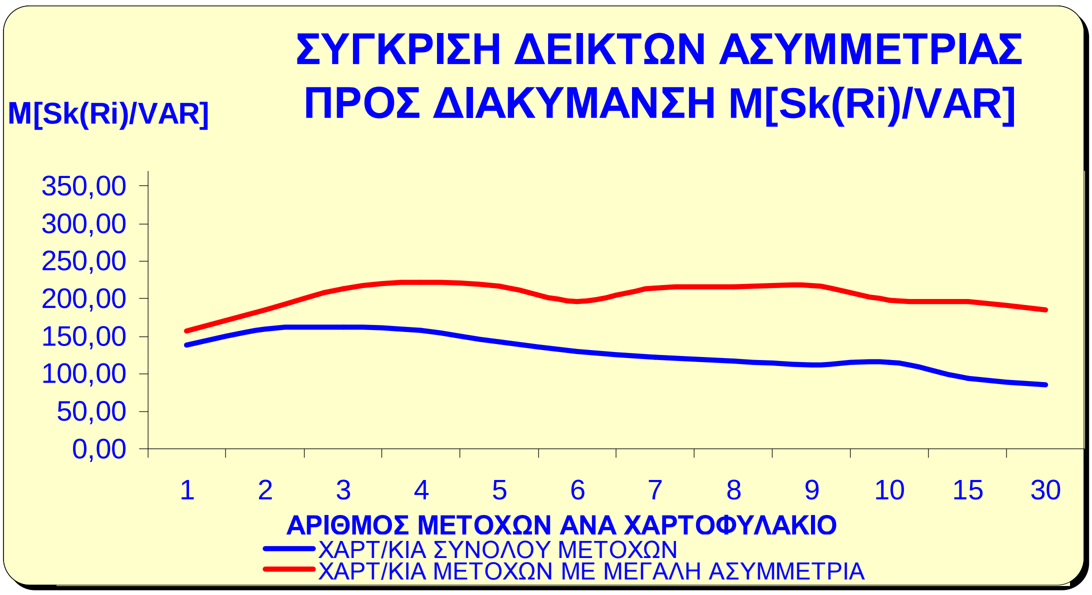
ΜΕΤ. ΑΝΑ ΧΑΡΤ.	ΔΕΙΚΤΗΣ ΜΕΣΩΝ Sk(Ri)/ VAR ΣΤΟ ΣΥΝΟΛΟ	ΔΕΙΚΤΗΣ ΜΕΣΩΝ Sk(Ri)/VAR ΣΤΙΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΕΣ	Sk(Ri)/VAR ΑΣΥΜΜΕΤ. ΠΡΟΣ Sk(Ri)/VAR ΣΥΝΟΛΟΥ
1	138,5988	156,8144	1,1314
2	159,9645	185,1637	1,1575
3	162,8457	213,5840	1,3116
4	157,6435	222,3669	1,4106
5	142,4254	216,3801	1,5193
6	129,9974	196,5689	1,5121
7	122,3211	214,2241	1,7513
8	117,1851	215,7100	1,8408
9	112,1108	218,0154	1,9446
10	115,6580	197,9446	1,7115
15	94,1719	195,9703	2,0810
30	85,1858	185,2981	2,1752

Από τις στήλες δύο και τρία του παραπάνω πίνακα προκύπτουν τα εξής:

Πρώτον στα συνολικά χαρτοφυλάκια, όσο αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών, ο λόγος της ασυμμετρίας του K. Pearson Sk(Ri) προς τη διακύμανση μειώνεται. Δηλαδή η διαφοροποίηση επιδρά αναλογικά περισσότερο στο δείκτη ασυμμετρίας του K. Pearson, από ότι στη διακύμανση, για το σύνολο των χαρτοφυλακίων. Αντίθετα στα χαρτοφυλάκια με μεγάλο Sk(Ri), η διαφοροποίηση επιδρά αναλογικά περισσότερο στη διακύμανση από ότι στην ασυμμετρία

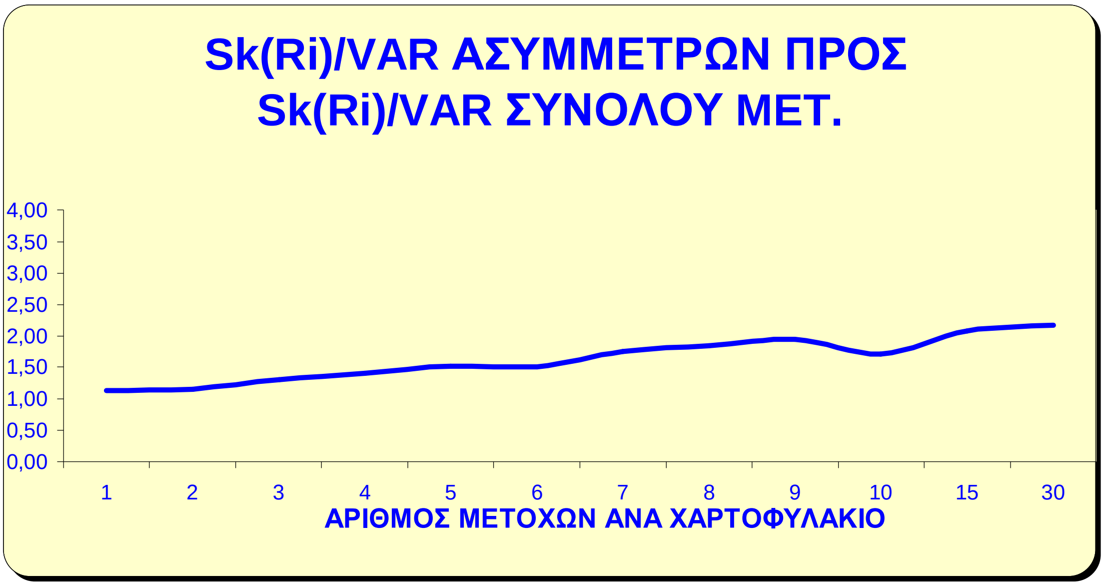
Δεύτερον συγκρίνοντας τις τιμές των στηλών δύο και τρία βλέπουμε και εδώ ότι ο λόγος των μέσων τιμών της ασυμμετρίας του K. Pearson Sk(Ri) προς τη μέση τιμή της διακύμανσης [Sk(Ri) / VAR], είναι μεγαλύτερος στα χαρτοφυλάκια των πιο ασύμμετρων μετοχών από ότι στα χαρτοφυλάκια των συνολικών μετοχών, για κάθε αντίστοιχο αριθμό μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο.

Το συμπέρασμα που προκύπτει από τις συγκρίσεις αυτές, είναι και εδώ ότι κατασκευάζοντας χαρτοφυλάκια από ασύμμετρες μετοχές, θα έχουμε αναλογικά μεγαλύτερο όφελος (λόγω της ασυμμετρίας) από την επιπλέον ανάληψη ρίσκου (που δίνει η ασυμμετρία). Τα παραπάνω φαίνονται και από το επόμενο διάγραμμα:



Επίσης και εδώ φαίνεται ότι όσο αυξάνει ο αριθμός των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, ο λόγος ασυμμετρία προς διακύμανση των πιο ασύμμετρων μετοχών, προς το λόγο ασυμμετρία προς διακύμανση του συνόλου, αυξάνει. Δηλαδή και πάλι επαληθεύται οτι η διαφοροποίηση μειώνει και την ασυμμετρία και τη διακύμανση, αλλά στα χαρτοφυλάκια με ασύμμετρες μετοχές ο λόγος της ασυμμετρίας προς τη διακύμανση μειώνεται με χαμηλότερο ρυθμό, από ότι μειώνεται στα χαρτοφυλάκια του συνόλου των μετοχών.

Αυτό φαίνεται και στο ακόλουθο διάγραμμα:



5.5.6. Η ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ ΣΕ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ ΜΕΤΟΧΩΝ ΜΕ ΜΕΓΑΛΟ ΔΕΙΚΤΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ ΤΟΥ Κ. PEARSON Sk(Ri)

Η ίδια διαδικασία σύγκρισης των χαρτοφυλακίων του συνόλου των μετοχών με αυτά που κατασκευάστηκαν από μετοχές με μεγάλο μ_3 , επαναλαμβάνεται και για χαρτοφυλάκια που κατασκευάζονται απο μετοχές με μεγάλο δείκτη Sk(Ri).

Η διαδικασία που ακολουθείται είναι η ίδια με τη προηγούμενη, μόνο που τώρα χρησιμοποιούνται οι 30 μετοχές με το μεγαλύτερο Sk(Ri). Δηλαδή από τον πίνακα με τις φθίνουσε τιμές Sk(Ri) επιλέγονται οι 30 πρώτες, ώς την ΚΥΛ. ΣΑΡΑΝΤΟΠΟΥΛΟΣ Α.Ε. (ΚΑ), (αφαιρείται η ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ) από το δείγμα, επειδή της έλειπαν 8 τιμές στην αρχή του 1993). Οι μετοχές αυτές τοποθετούνται κατά φθίνουσα σειρά ασυμμετρίας. Αρχικά παίρνουμε τις μεμονωμένες μετοχές ως ξεχωριστά χαρτοφυλάκια και υπολογίζουμε τις ανωτέρω παραμέτρους για κάθε μία από αυτές. Δηλαδή υπολογίζουμε την ασυμμετρία μ_3 και Sk(Ri), την απόδοση των χαρτοφυλακίων Ri (όπου πάλι προστίθεται η μονάδα), τη διακύμανση Var(Ri), τον λόγο απόδοσης προς τυπική απόκλιση Ri/σ_i και τέλος το λόγο της τρίτης ρίζας της κεντρικής ροπής προς την τυπική απόκλιση $\sqrt[3]{m_3}/s_i$.

Στη συνέχεια υπολογίζουμε τους αριθμητικούς μέσους για κάθε μία παράμετρο. Μετά κατασκευάζουμε 15 χαρτοφυλάκια των 2 μετοχών, 10 χαρτοφυλάκια των 3 μετοχών, 7 χαρτοφυλάκια των 4, 6 χαρτοφυλάκια των 5 μετοχών, 5 χαρτοφυλάκια των 6 μετοχών, 4 χαρτοφυλάκια των 7 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια των 8 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια των 9 μετοχών, 3 χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών, 2 χαρτοφυλάκια των 15 μετοχών και 1 χαρτοφυλάκι που περιλαμβάνει και τις 30 μετοχές. Σε κάθε περίπτωση που από τις 30 μετοχές δεν προκύπτει ακέραιος αριθμός χαρτοφυλακίων, επιλέγονται λιγότερες και αφαιρούνται οι πλεονάζουσες μετοχές από το τέλος του δείγματος. Στη συνέχεια υπολογίζουμε τις γνωστές παραμέτρους για κάθε χαρτοφυλάκιο και μετά βρίσκουμε τους αριθμητικούς μέσους για κάθε αριθμό μετοχών. Τα αποτελέσματα των υπολογισμών που προκύπτουν είναι τα ακόλουθα:

ΜΕΤ. ΑΝΑ ΧΑΡΤ.	ΑΡΙΘ. ΧΑΡΤ.	ΜΕΣΗ ΑΠΟΔ. M(1+Ri)	ΜΕΣΗ ΔΙΑΚΥΜ. M[Var(Ri)]	ΜΕΣΗ ΑΣΥΜΜ. μ_3	ΜΕΣΗ ΑΣΥΜΜ. Sk(Ri)	$M\left(\frac{R_i}{s_i}\right)$	$M\left(\frac{\sqrt[3]{m_3}}{s_i}\right)$
1	30	1,00626	0,01044	0,00689	2,18572	0,06249	1,87421
2	15	1,00626	0,00670	0,00189	1,65793	0,07772	2,32166
3	10	1,00626	0,00549	0,00102	1,56380	0,08551	2,55018
4	7	1,00639	0,00488	0,00070	1,62380	0,09226	2,67674
5	6	1,00626	0,00442	0,00052	1,43686	0,09463	2,79708
6	5	1,00626	0,00408	0,00042	1,31257	0,09894	2,91015
7	4	1,00639	0,00411	0,00038	1,39803	0,09988	2,90062
8	3	1,00652	0,00386	0,00034	1,40545	0,10535	3,00525
9	3	1,00636	0,00380	0,00028	1,27991	0,10352	3,00983
10	3	1,00626	0,00361	0,00022	1,07235	0,10457	3,07096
15	2	1,00626	0,00340	0,00018	0,90034	0,10759	3,16025
30	1	1,00626	0,00313	0,00012	0,67665	0,11203	3,29689

5.5.7. ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

Όπως για χαρτοφυλάκια του συνόλου των 126 μετοχών, έτσι και για τα χαρτοφυλάκια των 30 μετοχών με τις μεγαλύτερες τιμές του δείκτη Sk(Ri), γίνεται έλεγχος υποθέσεων για την ύπαρξη ή μη ασυμμετρίας στον πληθυσμό των παρατηρήσεων κάθε μετοχής. Η διαδικασία που ακολουθήται είναι η ίδια με αυτή που χρησιμοποιήθηκε προηγουμένως. Η μηδενική υπόθεση που ελέγχεται ήταν αυτή της μη υπαρξης ασυμμετρίας (H_0 : Sk(Rit) = 0), έναντι της εναλλακτικής ότι υπάρχει ασυμμετρία (H_1 : Sk(Rit) $\neq 0$. Για τον υπολογισμό της ασυμμετρίας χρησιμοποιήθηκε ο τύπος της ασυμμετρίας του K.Pearson Sk(R_{it}) = $\dfrac{\dfrac{\sum_{t=1}^{n}\left(R_{it}-E(R_i)\right)^3}{n}}{s^3(R_i)}$.

Οι τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων υπολογίσθηκαν από τον τύπο $t = \frac{Sk(R_{it}) - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}}$. Στη συνέχεια λήφθηκαν από την κατανομή student με βαθμούς ελευθερίας n-1 = 519, οι κριτικές τιμές του στατιστικού ελέγχου $-t_{0,975} \approx -1,97$ και $t_{0,975} \approx 1,97$ (με την ίδια λογική που ισχύει και για τα χαρτοφυλάκια του συνόλου των μετοχών). Οι τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων που υπολογίσθηκαν για κάθε χαρτοφυλάκιο, για όλους τους αριθμούς μετοχών, προέκυψαν μεγαλύτερες από $t_{0,975}= 1,97$, τιμή πέραν της οποίας απορρίπτουμε την υπόθεση δεχόμαστε θετική ασυμμετρία. Επομένως απορρίπτουμε και εδώ την μηδενική υπόθεση για κάθε χαρτοφυλάκιο.

Στη συνέχεια υπολογίσθηκαν οι μέσες τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων των χαρτοφυλακίων που περιλαμβάνονται σε κάθε αριθμό μετοχών. Όπως φαίνεται από τα στοιχεία του πίνακα οι μέσες τιμές των στατιστικών δειγματοσυναρτήσεων υποδηλώνουν θετική ασυμμετρία, γιατί είναι όλες πολύ μεγαλύτερες της $t_{0,975}= 1,97$. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν δίνονται στον ακόλουθο πίνακα:

ΜΕΤ. ΑΝΑ ΧΑΡΤ.	ΑΡΙΘΜ. ΧΑΡΤ.	ΜΕΣΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ Sk(Ri)	ΜΕΣΗ ΤΙΜΗ tstat	ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΧΩΝ
1	30	2,18572	20,34795	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
2	15	1,65793	15,43446	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
3	10	1,56380	14,55823	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
4	7	1,62380	15,11672	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
5	6	1,43686	13,37648	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
6	5	1,31257	12,21933	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
7	4	1,39803	13,01495	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
8	3	1,40545	13,08405	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
9	3	1,27991	11,91530	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
10	3	1,07235	9,98303	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
15	2	0,90034	8,38172	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ
30	1	0,67665	6,29926	ΘΕΤΙΚΗ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ

5.5.8. ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

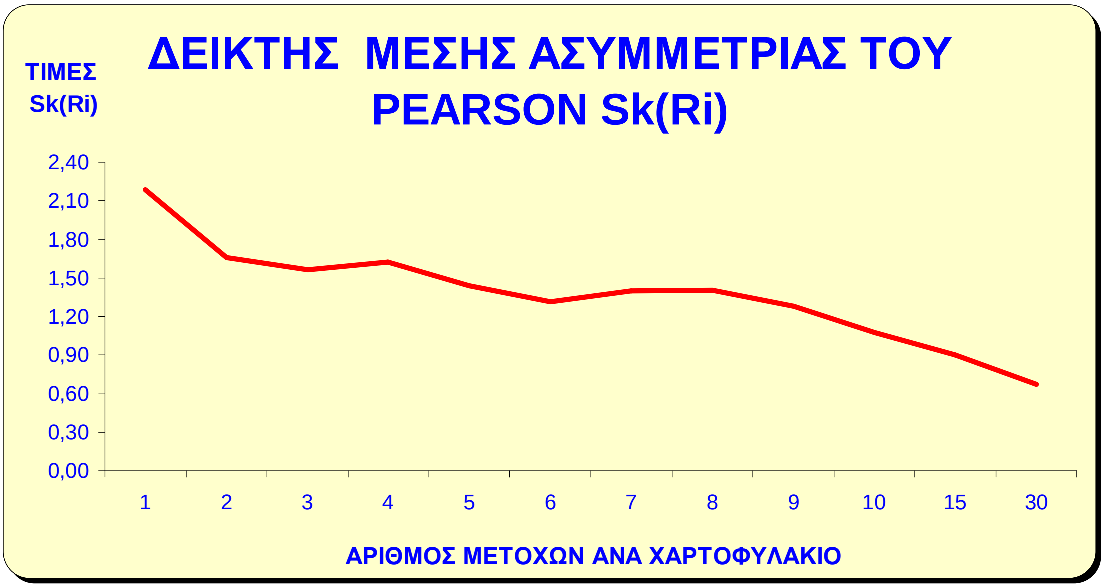
Από τον πίνακα στον οποίο παρουσιάζονται οι στατιστικές παράμετροι που υπολογίσθηκαν για τα χαρτοφυλάκια, μπορούμε να δούμε την επίδραση που έχει η αύξηση των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, στα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν από μετοχές με μεγάλο δείκτη ασυμμετρίας του K.Pearson Sk(Ri).

Κατ'αρχήν και στην περίπτωση των 30 μετοχών, όσο αυξάνει ο αριθμός των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, μειώνεται και η διακύμανση αλλά και η ασυμμετρία. Δηλαδή και εδώ επιβεβαιώνεται ότι η διαφοροποίηση μειώνει τον μη συστηματικό κίνδυνο και την μη συστηματική ασυμμετρία.

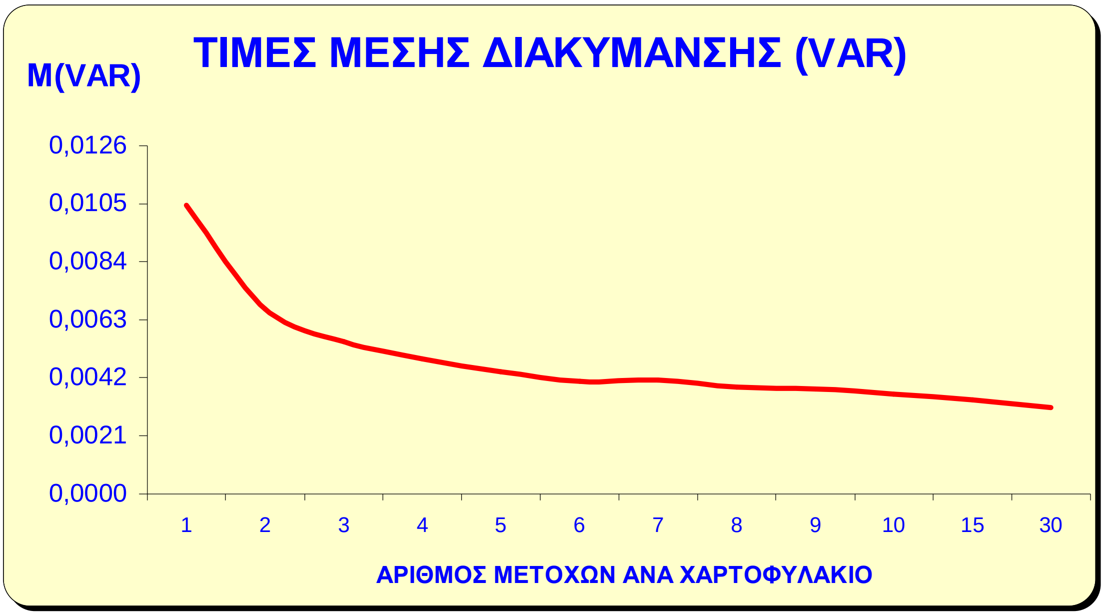
Έτσι όσον αφορά την τρίτη κεντρική ροπή μ_3 στα δεδομένα των 30 πιο ασύμμετρων μετοχών, αυξάνοντας τις μετοχές στα χαρτοφυλάκια από 1 σε 30, εξαλείφεται το 98,83% περίπου της ασυμμετρίας (από 0,00689 γίνεται 0,00012).

Την επίδραση αυτή της αύξησης των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, στην μέση τιμή του μ_3, για τα χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές με υψηλό δείκτη Sk(Ri), την βλέπουμε στο ακόλουθο διάγραμμα:

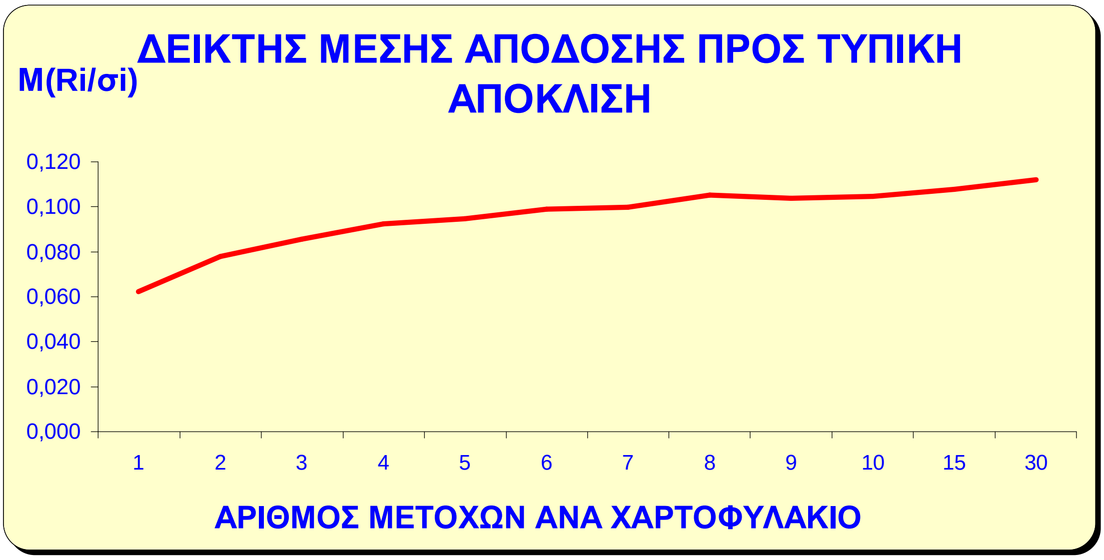
Αντίστοιχα εξετάζοντας τον δείκτη ασυμμετρίας των χαρτοφυλακίων του Pearson Sk(R_i), παρατηρούμε ότι και εδώ έχει μια σημαντική πτωτική τάση καθώς αυξάνει ο αριθμός των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο. Έτσι αυξάνοντας τις μετοχές στα χαρτοφυλάκια από 1 σε 30, εξαλείφεται το 69,04% περίπου του δείκτη αυτού (από 2,18572 γίνεται 0,67665). Η μείωση αυτή είναι και πάλι αισθητά μικρότερη από αυτή της τρίτης κεντρικής ροπής. Η ερμηνεία του φαινομένου αυτού είναι ότι μειώνεται η διακύμανση όταν αυξάνονται οι μετοχές και επομένως μειώνεται η τρίτη δύναμη της τυπικής απόκλισης. Ο δείκτης Sk(R_i) παρουσιάζεται στο παρακάτω διάγραμμα:



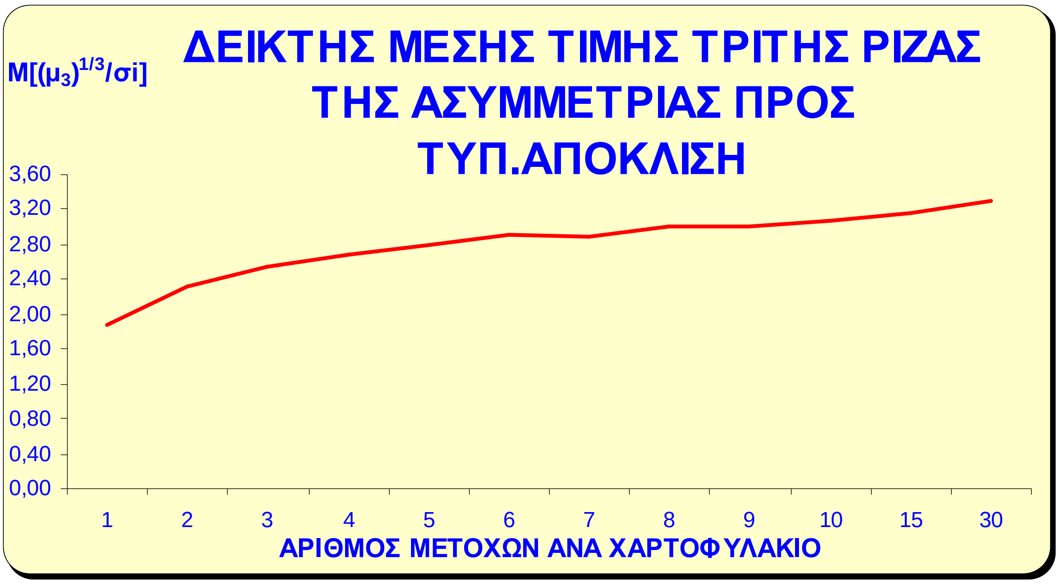
Παρατηρώντας στη συνέχεια την επίδραση της διαφοροποίησης στην διακύμανση, βλέπουμε ότι η μέση διακύμανση μειώνεται από 0,01044 (που είναι στις μεμονωμένες μετοχές) σε 0,00313 (στο χαρτοφυλάκιο των 30 μετοχών). Δηλαδή όπως είναι αναμενόμενο, η διαφοροποίηση μειώνει μέρος του μη συστηματικού κινδύνο, το οποίο αποτελεί το 70,02 % περίπου του συνολικού κινδύνου (0,01044-0,00313) ÷ 0,00313. Αντίστοιχα στο διάγραμμα που ακολουθεί, φαίνεται η επίδραση της αύξησης των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, στην μέση διακύμανση, για τα ίδια χαρτοφυλάκια:



Στη συνέχεια εξετάζουμε τις τιμές που παίρνει ο δείκτης των μέσων αποδόσεων προς τις μέσες τυπικές αποκλίσεις $M(Ri/\sigma_i)$. Παρατηρούμε ότι ο δείκτης αυτός αυξάνεται, καθώς αυξάνει ο αριθμός των μετοχών έχοντας σχετικές διακυμάνσεις. Με δεδομένο ότι οι μέσες αποδόσεις παραμένουν σχετικά σταθερές, το αποτέλεσμα της αύξησης του δείκτη οφείλεται στη μείωση της διακύμανσης (και κατ'επέκταση και της τυπικής απόκλισης). Η εξέλιξη του δείκτη αυτού για τα χαρτοφυλάκια των 30 μετοχών με τις μεγαλύτερες τιμές μ_3 φαίνεται στο ακόλουθο διάγραμμα:



Τέλος εξετάζουμε τις τιμές που παίρνει ο δείκτης των μέσων τιμών της τρίτης ρίζας της ασυμμετρίας μ3 προς την τυπική απόκλιση $M(\sqrt[3]{m_3}/s_i)$. Παρατηρούμε ότι και ο δείκτης αυτός έχει μια άνοδο. Ο δείκτης αυτός παρουσιάζεται στο ακόλουθο διάγραμμα:



5.5.9. ΣΥΓΚΡΙΤΙΚΗ ΕΞΕΛΙΞΗ ΤΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ ΣΤΑ ΔΥΟ ΔΕΙΓΜΑΤΑ

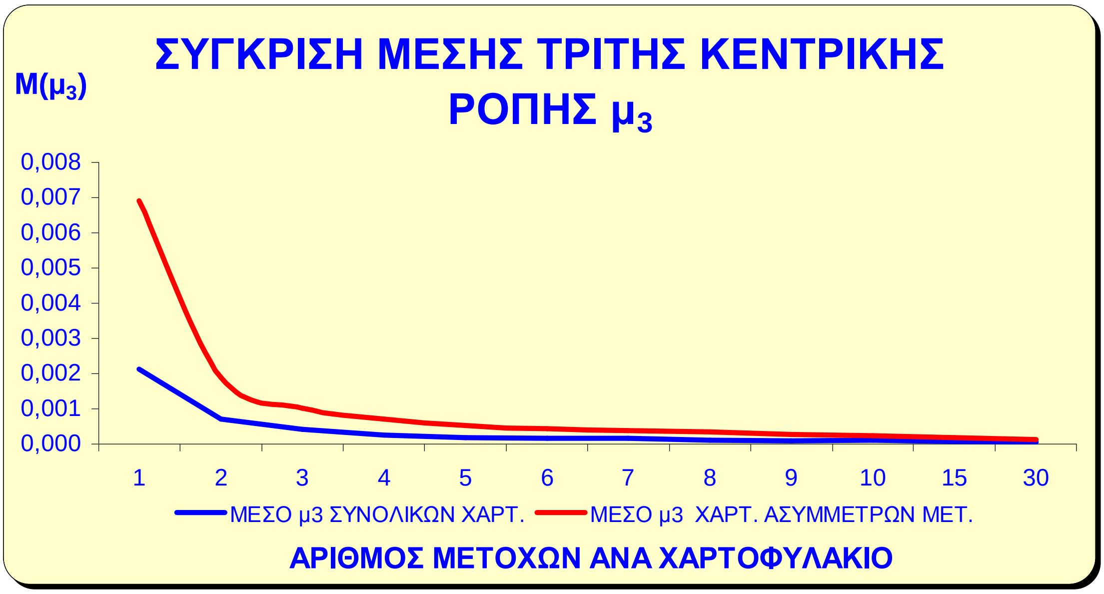
Στην παράγραφο αυτή παρατηρούμε την εξέλιξη της ασυμμετρίας και της διακύμανσης στα χαρτοφυλάκια των 30 μετοχών με τις μεγαλύτερες τιμές Sk(Ri) σε σχέση με την εξέλιξη των αντίστοιχων στατιστικών παραμέτρων στα χαρτοφυλάκια του συνόλου των μετοχών.

Βλέπουμε από τη σχετική σύγκριση, ότι η ασυμμετρία όπως προκύπτει και από την τρίτη κεντρική ροπή μ_3, αλλά και από τον δείκτη ασυμμετρίας του Pearson Sk(R_i), όπως και η διακύμανση, αν και μειώνονται, είναι υψηλότερες από αυτές των 126 μετοχών, για κάθε αντίστοιχο μέγεθος χαρτοφυλακίου.

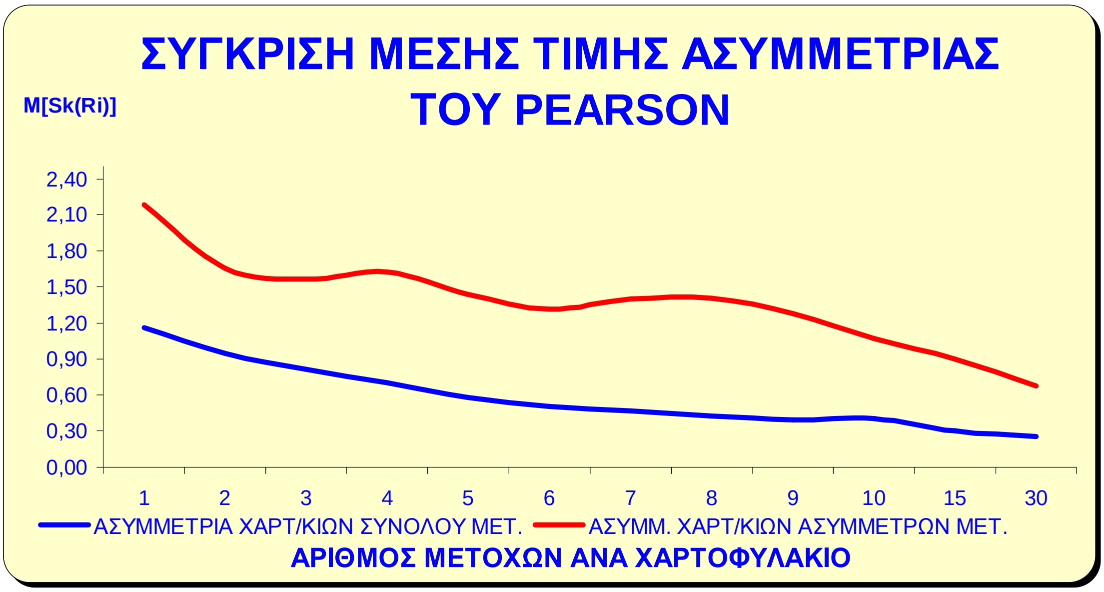
Έτσι στα χαρτοφυλάκια των 5 πιο ασύμμετρων μετοχών, η μέση τιμή μ_3 είναι σχεδόν 1,89 φορές μεγαλύτερη από την αντίστοιχη μέση τιμή των χαρτοφυλακίων των 5 μετοχών του συνόλου (0,00052 $\div$0,00018) και η μέση τιμή Sk(R_i) είναι 1,47 φορές μεγαλύτερη από αυτή του συνόλου (1,43686 $\div$ 0,58252). Αντίστοιχα η μέση τιμή της διακύμανσης στις ασύμμετρες είναι 0,08 φορές μεγαλύτερη από αυτή του συνόλου (0,00442 $\div$0,00409).

Για τις 30 πιο ασύμμετρες μετοχές, παρατηρούμε ότι η μέση τιμή μ_3 είναι 2 φορές μεγαλύτερη από τη μέση τιμή μ_3 του συνόλου των 126 μετοχών (0,00012$\div$0,00004). Αντίστοιχα η μέση τιμή Sk(R_i) είναι 1,68 φορές μεγαλύτερη από αυτή του συνόλου (0,67665$\div$0,25215). Επίσης η διακύμανση στις ασύμμετρες είναι 0,06 φορές μεγαλύτερη από αυτή του συνόλου (0,00313 $\div$0,00296).

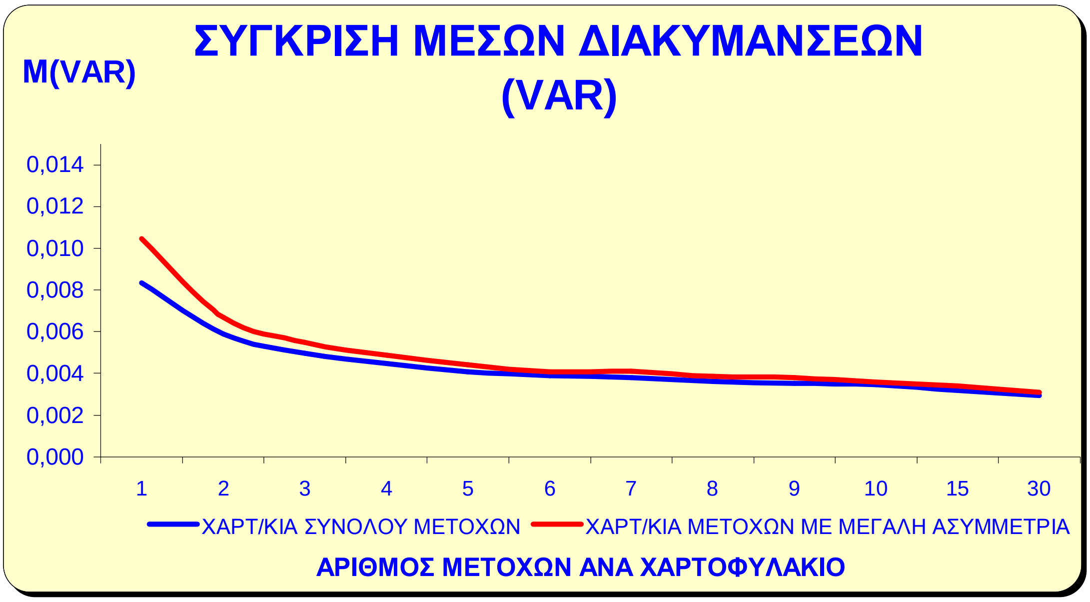
Η σύγκριση της μέσης τιμής της τρίτης κεντρικής ροπής $\mu_{3,}$ των χαρτοφυλακίων που αποτελούνται από το σύνολο των 126 μετοχών, με την αντίστοιχη μέση τιμή των μ_3 των 30 πιο ασύμετρων μετοχών, δίνεται στον ακόλουθο πίνακα:



Η σύγκριση του δείκτη ασυμμετρίας του K.Pearson ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια των 30 μετοχών με μεγάλες τιμές Sk(Ri) και στα χαρτοφυλάκια του συνόλου των 126 μετοχών, παρουσιάζεται στο παρακάτω διάγραμμα:



Αντίστοιχα η σύγκριση της μέσης τιμής της διακύμανσης VAR, των χαρτοφυλακίων που αποτελούνται από το σύνολο των 126 μετοχών, με την αντίστοιχη μέση τιμή των διακυμάνσεων των 30 πιο ασύμετρων μετοχών, δίνεται στον ακόλουθο πίνακα:



Στο σημείο αυτό, θα υπολογίσουμε πάλι το λόγο ασυμμετρίας (μ_3) προς διακύμανση VAR, για χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από το σύνολο των μετοχών και για χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από τις 30 μετοχές που έχουμε επιλέξει με μεγάλη τιμή Sk(Ri). Στον πίνακα που ακολουθεί, στην πρώτη στήλη εμφανίζεται ο αριθμός μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο. Στη δεύτερη στήλη εμφανίζεται ο λόγος των μέσων τιμών της τρίτης κεντρικής ροπής προς τη μέση τιμή της διακύμανσης (μ_3 / VAR) για τα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν από το σύνολο των 126 μετοχών. Στην τρίτη στήλη εμφανίζεται ο ίδιος λόγος για τα χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές με υψηλές τιμές Sk(Ri). Οι τιμές της τέταρτης στήλης προκύπτουν από τη διαίρεση των αντίστοιχων τιμών της τρίτης με τις τιμές της δεύτερης.

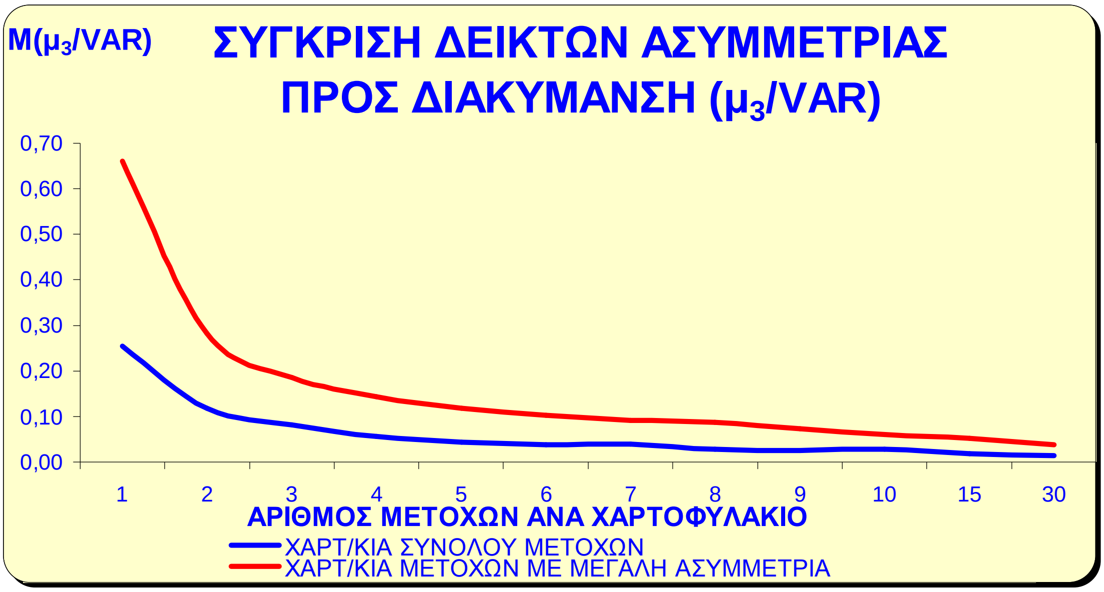
ΜΕΤ. ΑΝΑ ΧΑΡΤ.	ΔΕΙΚΤΗΣ ΜΕΣΩΝ μ_3 / VAR ΣΤΟ ΣΥΝΟΛΟ	ΔΕΙΚΤΗΣ ΜΕΣΩΝ μ_3 / VAR ΣΤΙΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΕΣ	μ_3 / VAR ΑΣΥΜΜΕΤΡΩΝ ΠΡΟΣ μ_3 / VAR ΣΥΝΟΛΟΥ
1	0,2539	0,6600	2,5994
2	0,1184	0,2821	2,3816
3	0,0822	0,1858	2,2612
4	0,0561	0,1434	2,5590
5	0,0440	0,1176	2,6732
6	0,0384	0,1029	2,6833
7	0,0395	0,0925	2,3423
8	0,0276	0,0881	3,1886
9	0,0256	0,0737	2,8819
10	0,0287	0,0609	2,1208
15	0,0188	0,0529	2,8235
30	0,0135	0,0383	2,8371

Από τις στήλες δύο και τρία του παραπάνω πίνακα προκύπτουν τα ίδια συμπεράσματα με αυτά που προέκυψαν στη σύγκριση των συνολικών χαρτοφυλακίων με αυτά που κατασκευάστηκαν απο μετοχές με μεγάλο μ_3:

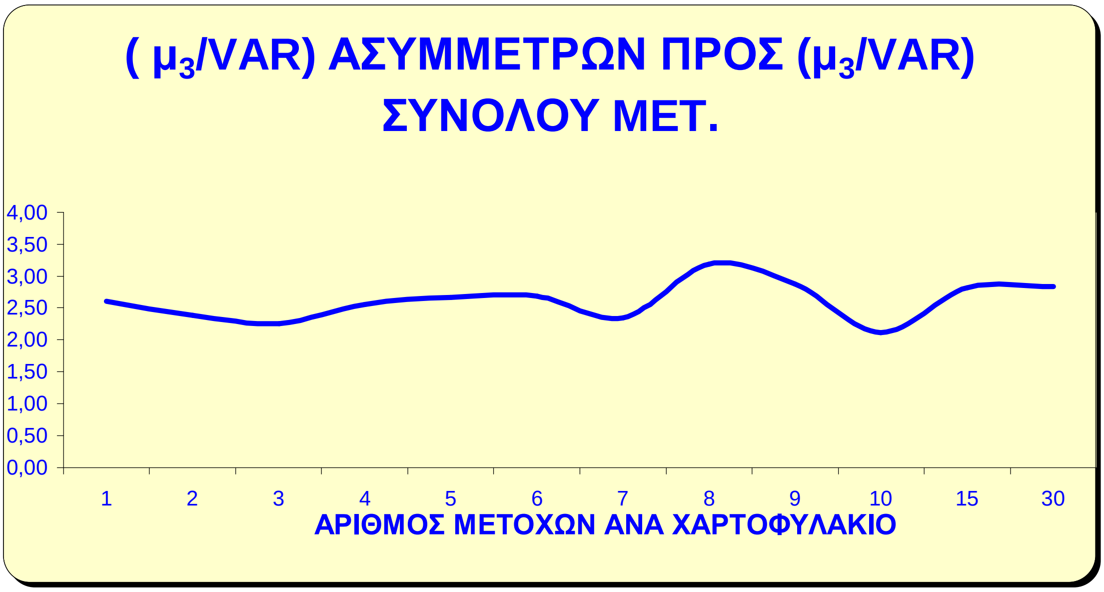
Πρώτον όσο αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών που απαρτίζουν τα χαρτοφυλάκια, ο λόγος της ασυμμετρίας προς τη διακύμανση μειώνεται. Δηλαδή η διαφοροποίηση επιδρά αναλογικά περισσότερο στην ασυμμετρία από ότι στη διακύμανση.

Δεύτερον συγκρίνοντας τις τιμές των στηλών δύο και τρία, βλέπουμε ότι ο λόγος των μέσων τιμών της τρίτης κεντρικής ροπής προς τη μέση τιμή της διακύμανσης (μ_3 / VAR), είναι μεγαλύτερος στα χαρτοφυλάκια των πιο ασύμμετρων μετοχών από ότι στα χαρτοφυλάκια των συνολικών μετοχών, για κάθε αντίστοιχο αριθμό μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο.

Τα παραπάνω φαίνονται και από το επόμενο διάγραμμα:



Για μεγαλύτερο αριθμό μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, ο λόγος ασυμμετρία προς διακύμανση των πιο ασύμμετρων μετοχών, προς το λόγο ασυμμετρία προς διακύμανση του συνόλου, αυξάνει , αλλά όχι τόσο έντονα όπως στην περίπτωση των χαρτοφυλακίων από μεγάλο μ_3. Αυτό φαίνεται και στο ακόλουθο διάγραμμα:



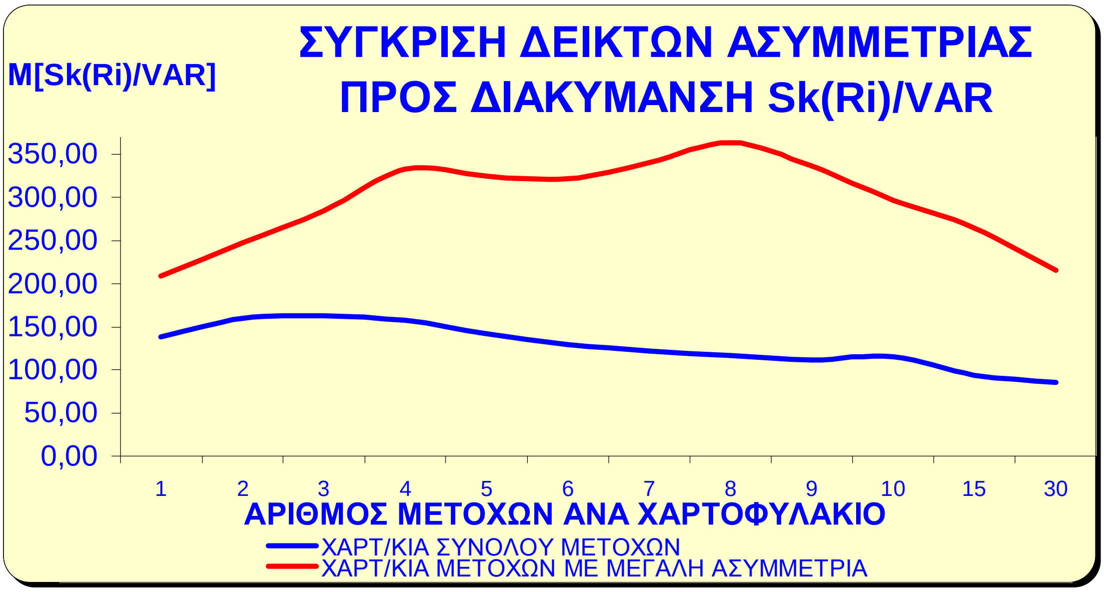
Στη συνέχεια υπολογίζουμε το λόγο ασυμμετρίας Pearson Sk(R_i) προς διακύμανση VAR, για χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από το σύνολο των μετοχών και για χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από τις 30 μετοχές που έχουμε επιλέξει με μεγάλη τιμή Sk(R_i) . Στον πίνακα που ακολουθεί, στην πρώτη στήλη εμφανίζεται ο αριθμός μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο. Στη δεύτερη στήλη, εμφανίζεται ο λόγος των μέσων τιμών της ασυμμετρίας του K. Pearson Sk(R_i), προς τη μέση τιμή της διακύμανσης (Sk(R_i) / VAR), για τα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν από το σύνολο των 126 μετοχών. Στην τρίτη στήλη εμφανίζεται ο ίδιος λόγος για τα χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές με υψηλές τιμές Sk(R_i). Οι τιμές της τέταρτης στήλης προκύπτουν από τη διαίρεση των αντίστοιχων τιμών της τρίτης με τις τιμές της δεύτερης.

ΜΕΤ. ΑΝΑ ΧΑΡΤ.	ΔΕΙΚΤΗΣ ΜΕΣΩΝ Sk(Ri)/ VAR ΣΤΟ ΣΥΝΟΛΟ	ΔΕΙΚΤΗΣ ΜΕΣΩΝ Sk(Ri)/VAR ΣΤΙΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΕΣ	Sk(Ri)/VAR ΑΣΥΜΜΕΤ. ΠΡΟΣ Sk(Ri)/VAR ΣΥΝΟΛΟΥ
1	138,5988	209,3602	1,5105
2	159,9645	247,4522	1,5469
3	162,8457	284,8452	1,7492
4	157,6435	332,7459	2,1107
5	142,4254	325,0814	2,2825
6	129,9974	321,7083	2,4747
7	122,3211	340,1533	2,7808
8	117,1851	364,1062	3,1071
9	112,1108	336,8184	3,0043
10	115,658	297,0499	2,5683
15	104,2824	264,8059	2,8119
30	102,9134	216,1821	2,5378

Από τις στήλες δύο και τρία του παραπάνω πίνακα προκύπτουν τα εξής:

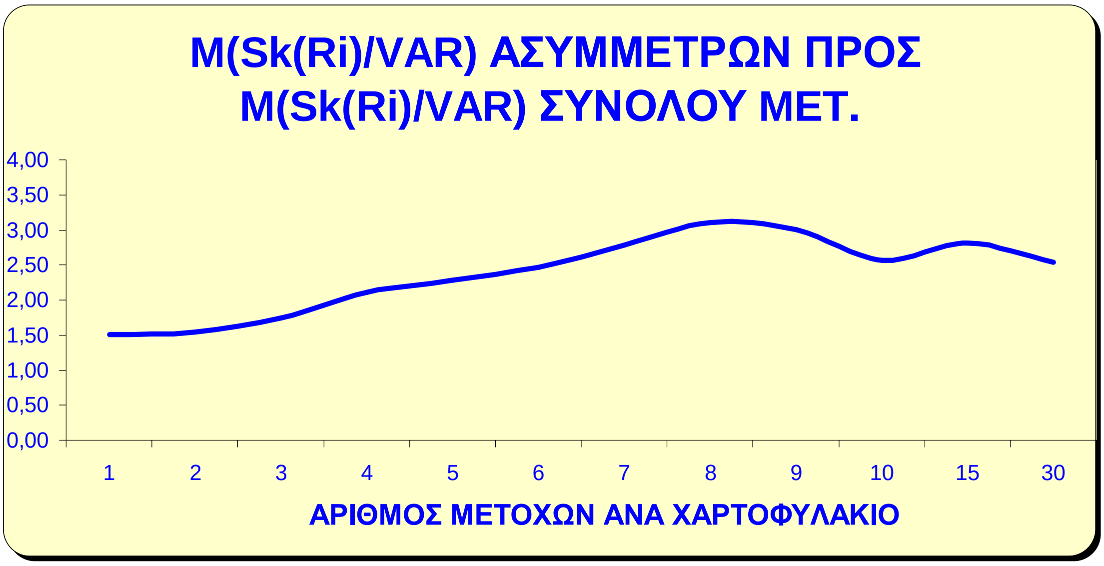
Πρώτον στα συνολικά χαρτοφυλάκια όσο αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών τους, ο λόγος της ασυμμετρίας του K. Pearson Sk(Ri) προς τη διακύμανση μειώνεται ελαφρά . Αντίθετα στα χαρτοφυλάκια απο ασύμμετρες μετοχές, αρχικά αυξάνει και μετά επανέρχεται σχεδόν στην αρχική θέση. Δηλαδή η διαφοροποίηση επιδρά αναλογικά περισσότερο στο δείκτη ασυμμετρίας του K. Pearson, από ότι στη διακύμανση, για το σύνολο των χαρτοφυλακίων, και όχι για τα χαρτοφυλάκια απο ασύμμετρες μετοχές

Δεύτερον συγκρίνοντας τις τιμές των στηλών δύο και τρία βλέπουμε και εδώ ότι ο λόγος των μέσων τιμών της ασυμμετρίας του Κ. Pearson Sk(Ri) προς τη μέση τιμή της διακύμανσης [Sk(Ri) / VAR], είναι μεγαλύτερος στα χαρτοφυλάκια των πιο ασύμμετρων μετοχών από ότι στα χαρτοφυλάκια των συνολικών μετοχών, για κάθε αντίστοιχο αριθμό μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο. Τα παραπάνω φαίνονται και από το επόμενο διάγραμμα:



Επίσης βλέπουμε ότι όσο αυξάνει ο αριθμός των μετοχών ανά χαρτοφυλάκιο, ο λόγος ασυμμετρία προς διακύμανση των πιο ασύμμετρων μετοχών, προς το λόγο ασυμμετρία προς διακύμανση του συνόλου, αυξάνει. Δηλαδή και πάλι επαληθεύεται οτι η διαφοροποίηση μειώνει και την ασυμμετρία και τη διακύμανση, αλλά στα χαρτοφυλάκια με ασύμμετρες μετοχές ο λόγος της ασυμμετρίας προς τη διακύμανση μειώνεται με χαμηλότερο ρυθμό, από ότι μειώνεται στα χαρτοφυλάκια του συνόλου των μετοχών.

Αυτό φαίνεται και στο ακόλουθο διάγραμμα:


M(Sk(Ri)/VAR) ΑΣΥΜΜΕΤΡΩΝ ΠΡΟΣ
M(Sk(Ri)/VAR) ΣΥΝΟΛΟΥ ΜΕΤ.
4,00
3,50
3,00
2,50
2,00
1,50
1,00
0,50
0,00
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
15
30
ΑΡΙΘΜΟΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΑΝΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ

5.6. ΣΥΝΟΛΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΑΠΟ ΤΗ ΔΙΑΦΟΡΟΠΟΙΗΣΗ

Από την κατασκευή χαρτοφυλακίων με αυξανόμενο αριθμό μετοχών και την μελέτη της ασυμμετρίας σε αυτά, προέκυψαν τα εξής συμπεράσματα:

- Η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου μειώνει την θετική ασυμμετρία. Αυτό ισχύει και στο σύνολο των μετοχών και στα δείγματα των μετοχών με μεγάλη θετική ασυμμετρία. Στο σύνολο των μετοχών η θετική ασυμμετρία εξαλείφεται.
- Η μείωση της θετικής ασυμμετρίας στα χαρτοφυλακία, είναι μεγαλύτερη στο συνολικό δείγμα από ότι είναι στα δείγματα των μετοχών με μεγάλη θετική ασυμμετρία.
- Η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου μειώνει τη διακύμανση, όπως είναι φυσικό εξ'άλλου.
- Ο λόγος ασυμμετρίας προς διακύμανση είναι υψηλότερος στα χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές με μεγάλη ασυμμετρία, από ότι είναι στο σύνολο του δείγματος. Επομένως οι επενδυτές έχουν μεγαλύτερο όφελος, να επενδύσουν σε χαρτοφυλάκια που έχουν κατασκευαστεί από μετοχές με μεγάλη ασυμμετρία, με δεδομένο ότι επιθυμούν τη θετική ασυμμετρία και αποστρέφονται τη διακύμανση.
- Η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου αν και μειώνει και την ασυμμετρία αλλά και τη διακύμανση, επιδρά αναλογικά λιγότερο στην ασυμμετρία σε σχέση με τη διακύμανση, στα χαρτοφυλάκια που έχουν κατασκευαστεί από μετοχές με μεγάλη ασυμμετρία, από ότι επιδρά στο σύνολο των χαρτοφυλακίων. Επομένως οι επενδυτές που επιλέγουν χαρτοφυλάκια που έχουν κατασκευαστεί από μετοχές με μεγάλη ασυμμετρία, οφελούνται από τη διαφοροποίηση περισσότερο λόγω μείωσης διακύμανσης, από ό,τι ζημιώνονται λόγω μείωσης της θετικής ασυμμετρίας.
- Γενικά μπορούμε να πούμε ότι η επίδραση της διαφοροποίησης στην ασυμμετρία, εξαρτάται από την ύπαρξη και το εύρος ασυμμετρίας στις μετοχές που απαρτίζουν ένα χαρτοφυλάκιο. Η επιλογή χαρτοφυλακίων από μετοχές με μεγάλη ασυμμετρία, φαίνεται ότι προκαλεί ευνοϊκότερους όρους στους επενδυτές.

6. ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: Η ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΤΗΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ ΣΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ

6.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Στο κεφάλαιο αυτό της εργασίας, θα παρουσιαστεί και θα ελεγχθεί στην ελληνική αγορά, το μοντέλο Three Moment C.A.P.M., των Alan Kraus και Robert H. Litzenberger, που περιλαμβάνει την συστηματική ασυμμετρία στην αποτίμηση των μετοχών. Το μοντέλο αυτό αποτελεί την πρώτη προσπάθεια εφαρμογής ενός Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model), στο οποίο η συστηματική ασυμμετρία επιδρά στην διαμόρφωση της απόδοσης μιας μετοχής. Η πρώτη αυτή διατύπωση ενός Three moment C.A.P.M. παρουσιάστηκε στο άρθρο των δύο συγγραφέων με τίτλο “Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets”, το οποίο δημοσιεύτηκε στο περιοδικό “The Journal of Finance” το Σεπτέμβριο του 1976.

Στο παρόν κεφάλαιο θα γίνει αρχικά μια σύντομη εισαγωγική αναφορά στο βασικό Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (C.A.P.M.), στη συνέχεια θα παρουσιαστεί το μοντέλο των A. Kraus και R. H. Litzenberger και τέλος θα γίνει εμπειρική εφαρμογή του στην ελληνική αγορά, χρησιμοποιώντας τα δεδομένα 120 μετοχών, από αυτές που έχουμε εξετάσει και στα προηγούμενα μέρη της διατριβής.

6.2. ΕΙΣΑΓΩΓΙΚΑ ΣΤΗ ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

Η σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου έχει την αρχή της στην εργασία του H.M. Markowitz "Portfolio selection" η οποία δημοσιεύτηκε στο "Journal of Finance"τον Μάρτιο του 1952. Ο H.M. Markowitz στην εργασία του αυτή, χρησιμοποίησε τις δυο πρώτες κεντρικές ροπές των αποδόσεων των μετοχών (δηλαδή την αναμενόμενη απόδοση και τη διακύμανσή τους), για τη δημιουργία χαρτοφυλακίου μετοχών.

Σύμφωνα με τη θεωρία που διατύπωσε, ο κίνδυνος μιας μετοχής δίνεται από την τυπική απόκλισή της, ενώ ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου εξαρτάται από τις τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων των μετοχών που το απαρτίζουν αλλά και από τη συσχέτιση τους. Η μεθοδολογία που πρότεινε για την κατασκευή ενός χαρτοφυλακίου, έχει τα εξής τρία σταδία:

Α) Το πρώτο στάδιο περιλαμβάνει την ανάλυση των στοιχείων των μετοχών. Στο στάδιο αυτό γίνεται η εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης και του κίνδυνου κάθε μετοχής.

Β) Το δεύτερο στάδιο περιλαμβάνει την ανάλυση του χαρτοφυλακίου. Στο στάδιο αυτό προσδιορίζονται οι αποτελεσματικοί (efficient) συνδυασμοί μετοχών. Ένας συνδυασμός μετοχών είναι αποτελεσματικός, όταν οποιοσδήποτε άλλος συνδυασμός με την ίδια αναμενόμενη απόδοση, έχει μεγαλύτερο κίνδυνο και όταν οποιοσδήποτε άλλος συνδυασμός με τον ίδιο κίνδυνο, έχει μικρότερη αναμενόμενη απόδοση.

Γ) Το τρίτο στάδιο περιλαμβάνει την επιλογή του χαρτοφυλακίου, η οποία γίνεται ως εξής: Από τους αποτελεσματικούς συνδυασμούς μετοχών, επιλέγεται εκείνος που ταιριάζει καλύτερα στη συνάρτηση χρησιμότητας του επενδυτή.

6.3. ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ (C.A.P.M.)

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model) αναπτύχθηκε από τον Sharpe στο άρθρο του: "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk"(δημοσιευμένο στο Journal of Finance το

Σεπτέμβριο του 1964), τον Linter J, στο άρθρο του: "The valuation of risky assets and the selection of risk investments in stock portfolios and capital budgets" που δημοσιεύτηκε στο "Review of Economics and Statistics" το Φεβρουάριο του 1965 και τον Mossin J στο άρθρο του: "Equilibrium in a capital asset market" το οποίο δημοσιεύτηκε στο "Econometrica" τον Οκτώβριο του 1966.

Το C.A.P.M. είναι ένα υπόδειγμα των αποδόσεων των μετοχών (και των χαρτοφυλακίων), και βασίζεται στις ακόλουθες υποθέσεις:

Α) Οι επενδυτές θεωρούν ότι οι αποδόσεις των μετοχών κατανέμονται κανονικά και ότι η ένωσή τους αποτελεί μια πολυμεταβλητή κανονική κατανομή.

Β) Οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο (επιθυμούν την ελαχιστοποίησή του) και προτιμούν τις μεγαλύτερες αποδόσεις (επιδιώκουν την μεγιστοποίηση της αναμενόμενης απόδοσης).

Γ) Όλοι οι επενδυτές θεωρούν ότι οι μετοχές είναι πιθανοτικές κατανομές μελλοντικών αποδόσεων. Επίσης έχουν όλοι χρονικό ορίζοντα μιας περιόδου.

Δ) Όλοι μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται με επιτόκιο ίσο με το επιτόκιο του μηδενικού κινδύνου.

Ε) Ο πληθωρισμός είναι μηδενικός

ΣΤ) Η κεφαλαιαγορά είναι τέλεια. Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχουν φόροι και κόστη συναλλαγών, υπάρχει αρκετή προσφορά και ζήτηση για όλες τις μετοχές οι οποίες είναι απεριόριστα διαιρετές, οι τιμές τους δεν επηρεάζονται από μικρό αριθμό επενδυτών, υπάρχει η αναγκαία πληροφόρηση για όλους χωρίς κόστος και τέλος η κεφαλαιαγορά βρίσκεται σε ισορροπία

Η βασική του εξίσωση περιγράφει τη σχέση απόδοσης – κινδύνου μιας μετοχής (ή ενός χαρτοφυλακίου) και έχει την εξής μορφή για μια μετοχή:

$$E(R_i) = R_f + \beta[E(R_m) - R_f]$$

Όπου: $E(R_i)$ είναι η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής,

$E(R_m)$ είναι η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς,

R_f είναι η απόδοση μηδενικού κινδύνου και

β είναι ο συντελεστής βήτα που μετρά την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής στις μεταβολές ολόκληρης της αγοράς.

Αντίστοιχα για ένα χαρτοφυλάκιο η εξίσωση του C.A.P.M. είναι:

$$E(R_p) = R_f + \beta[E(R_m) - R_f]$$

Όπου αντί για την αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής, παίρνουμε την αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μετοχών σε συνάρτηση με τις προαναφερθείσες παραμέτρους , με τη διαφορά ότι ο συντελεστής βήτα τώρα εκφράζει την ευαισθησία της απόδοσης του χαρτοφυλακίου στις μεταβολές της αγοράς.

Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό:

Α) Υπάρχει γραμμική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου (ή του χαρτοφυλακίου αξιογράφων) και του κινδύνου τους.

Β) Ο κίνδυνος της αγοράς (δηλαδή ο συστηματικός), είναι ο μοναδικός κίνδυνος των μετοχών και εκφράζεται από το συντελεστή βήτα.

Γ) Υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και στον κίνδυνο, δηλαδή μετοχές ή χαρτοφυλάκια με υψηλότερο βήτα έχουν μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων ελέγχθηκε εμπειρικά από πολλούς ερευνητές και σε αρκετές περιπτώσεις επιβεβαιώθηκε η ισχύς του, ενώ σε άλλες τέθηκε υπό αμφισβήτηση. Σκοπός του παρόντος κεφαλαίου δεν είναι να επεκταθεί στα αποτελέσματα των εμπειρικών ερευνών που έχουν γίνει επάνω στο υπόδειγμα.

Πάντως τα τελευταία χρόνια έχουν πληθύνει η προσεγγίσεις που το εμφανίζουν ως ένα μη επαρκές υπόδειγμα για την ερμηνεία των αποδόσεων των μετοχών. Σύμφωνα με τις προσεγγίσεις αυτές, υπάρχουν μετοχές των οποίων οι μέσες αποδόσεις δεν μπορούν να εξηγηθούν μόνο από το συστηματικό κίνδυνο και τη μεταβλητότητα της αγοράς. Έτσι αναπτύσσουν και μια σειρά επιπρόσθετων παραγόντων κινδύνου (risk factors) και επεκτείνουν το αρχικό υπόδειγμα σε υποδείγματα πολλαπλών παραγόντων (multifactor models) της μορφής:

$$E(R_i) = R_f + \beta[E(R_m) - R_f] + \Sigma\beta_i F_i$$

Όπου $F_i = F_1, F_2, \ldots. F_n$ είναι οι παράγοντες αυτοί.

Στα πλαίσια των προσεγγίσεων αυτών μπορούμε να εντάξουμε και την δημιουργία των 3 MOMENT C.A.P.M., των υποδειγμάτων δηλαδή που αποτελούν επεκτάσεις του αρχικού Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων και εντάσσουν την ασυμμετρία στους παράγοντες επίδρασης της απόδοσης των μετοχών και των χαρτοφυλακίων.

6.4. ΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ 3 MOMENT C.A.P.M. ΤΩΝ A. KRAUS & R. H. LITZENBERGER

Το συγκεκριμένο μοντέλο αποτελεί επέκταση του αρχικού Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων, με την ενσωμάτωση της επίδρασης της ασυμμετρίας στην αποτίμηση των μετοχών. Οι Alan Kraus και Robert H. Litzenberger με την εμπειρική τους μελέτη, κατέληξαν στην παραδοχή ότι η συστηματική ασυμμετρία και όχι η συνολική αποτελεί παράμετρο που επιδρά στην απόδοση των μετοχών.

Σύμφωνα με τη θεωρητική προσέγγιση τους, η προτίμηση ενός επενδυτή για χαρτοφυλάκιο το οποίο περιλαμβάνει αξιόγραφα μη μηδενικού κινδύνου, δίνεται από τις τρεις πρώτες κεντρικές ροπές της απόδοσής του. Η συνάρτηση χρησιμότητας του πλούτου του επενδυτή αυτού, δίνεται από τους τρεις πρώτους όρους του αναπτύγματος του Taylor:

$$E[U(W)] = U(\overline{W}) + [U''(\overline{W})/2!]\, s_W^2 + [U'''(\overline{W})/3!]\, m_{3(W)} + \ldots$$

$$\text{όπου } \overline{W} = E(W),\ s_W^2 = E[(W-\overline{W})^2] \text{ και } m_{3(W)} = E[(W-\overline{W})^3].$$

Οι βασικές ιδιότητες που ισχύουν στην συνάρτηση χρησιμότητας του πλούτου σύμφωνα με τον Arrow είναι τρεις: α) η οριακή χρησιμότητα του πλούτου είναι θετική, δηλαδή $U' > 0$. Η ιδιότητα αυτή σημαίνει ότι ο επενδυτής επιθυμεί την μεγιστοποίηση της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου του. β) η οριακή χρησιμότητα του πλούτου είναι φθίνουσα, δηλαδή $U'' < 0$. Η ιδιότητα αυτή συνεπάγεται ότι ο επενδυτής επιθυμεί την ελαχιστοποίηση της διακύμανσης. γ) η απόλυτη τιμή της αποστροφής του κινδύνου δεν αυξάνεται, δηλαδή $U''' > 0$. Η ιδιότητα αυτή συνεπάγεται ότι ο επενδυτής επιθυμεί θετική ασυμμετρία. Η συγκεκριμένη ανάλυση αγνοεί τους μεγαλύτερους όρους του αναπτύγματος του Taylor και υποθέτει ότι η αναμενόμενη χρησιμότητα του πλούτου ενός επενδυτή μπορεί να προσδιοριστεί, όπως είπαμε, από της τρεις πρώτες κεντρικές ροπές (μέσο, τυπική απόκλιση και ασυμμετρία) της κατανομής πιθανοτήτων της συνάρτησης του πλούτου του.

Υποθέτουμε ότι η κατανομή των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ενός επενδυτή που περιλαμβάνει αξιόγραφα μη μηδενικού κινδύνου, δεν είναι συμμετρική.

Οι τρεις πρώτες κεντρικές ροπές της συνάρτησης του πλούτου του επενδυτή είναι οι ακόλουθες:

I) Η αναμενόμενη απόδοση του πλούτου, δίνεται από την σχέση: $\overline{W} = \sum_i q_i \overline{R}_i + q_f R_f$, όπου $\overline{R}_i$ είναι η απόδοση της μετοχής i (η οποία δίνεται σαν την μονάδα, συν την ποσοστιαία απόδοση της μετοχής), $\overline{R}_f$ είναι η απόδοση μηδενικού κινδύνου (η οποία δίνεται σαν την μονάδα, συν την ποσοστιαία απόδοση μηδενικού κινδύνου), q_i είναι η ποσότητα της μετοχής i που υπάρχει στο χαρτοφυλάκιο και q_f είναι η ποσότητα του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου που υπάρχει στο χαρτοφυλάκιο.

II) Η τυπική απόκλιση του πλούτου, δίνεται από την σχέση:

$s_w = \sum_i q_i b_{iP} s_P$, όπου $b_{iP} = \dfrac{Cov(R_i, R_P)}{Var(R_P)} = \dfrac{E[(R_i - \overline{R}_i)(R_P - \overline{R}_P)]}{E[(R_P - \overline{R}_P)^2]}$ (ο συντελεστής beta της i μετοχής), $s_P = [E[(R_P - \overline{R}_P)^2]]^{1/2}$ (η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου) και $\overline{R}_P$ η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου (η οποία και εδώ δίνεται σαν την μονάδα, συν την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου) .

III) Η ασυμμετρία του πλούτου, δίνεται από τη σχέση: $m_w = \sum_i q_i g_i m_P$,

όπου $m_P = (m_{3P})^{1/3} = \sqrt[3]{E[R_P - \overline{R}_P)^3}$ (η τρίτη ρίζα της τρίτης κεντρικής ροπής m_{3P} του χαρτοφυλακίου) και $g_{iP} = \dfrac{Cos(R_i, R_P^2)}{m_{3P}} = \dfrac{E[(R_i - \overline{R}_i)(R_P - \overline{R}_P)^2]}{E[(R_P - \overline{R}_P)^3]}$ (η συστηματική ασυμμετρία της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής i).

Για τη μεγιστοποίηση της συνάρτησης χρησιμότητας του επενδυτή με δεδομένο έναν χρηματικό περιορισμό, χρησιμοποιούμε την εξίσωση του Lagrange:

$$L = \varphi(\overline{W}, s_W, m_W) - \lambda \left(\sum_i q_i + q_f - W_0\right) \quad (1)$$

Παίρνοντας της συνθήκες πρώτης τάξης για τη μεγιστοποίησή της καταλήγουμε στη σχέση : $\overline{R}_i - R_f = -(\varphi_{\sigma_w} / \varphi_W)\, b_{iP} s_P - (\varphi_{\mu_W} / \varphi_W) g_{iP} m_P$ για κάθε i (2),

όπου $-(\varphi_{\sigma_w} / \varphi_W)$ είναι ο οριακός λόγος υποκατάστασης του αναμενόμενου πλούτου του επενδυτή με την τυπική απόκλιση του και $-(\varphi_{\mu_W} / \varphi_W)$ είναι ο οριακός λόγος υποκατάστασης του αναμενόμενου πλούτου του επενδυτή με την ασυμμετρία του, με δεδομένη την αναμενόμενη χρησιμότητα του πλούτου του επενδυτή σταθερή.

Η σχέση (2) μας λέει ότι το χαρτοφυλάκιο του επενδυτή περιλαμβάνει αξιόγραφα μη μηδενικού κινδύνου, αλλά και μηδενικού κινδύνου σε τέτοια αναλογία, ώστε η αναμενόμενη απόδοση πέρα από την απόδοση του μηδενικού κινδύνου, να ισούται με το άθροισμα: α) του οριακού λόγου υποκατάστασης της αναμενόμενης απόδοσης του επενδυτή με την τυπική απόκλισή της, επί την οριακή συνεισφορά της μετοχής i, στην τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου (η οποία προκύπτει από το γινόμενο $b_{iP}s_P$), συν β) του οριακού λόγου υποκατάστασης της αναμενόμενης απόδοσης του επενδυτή με την ασυμμετρία του, επί την οριακή συνεισφορά της μετοχής i, στην ασυμμετρία του χαρτοφυλακίου (η οποία προκύπτει από το γινόμενο $g_{iP}m_P$).

Περνώντας από τη συνθήκη ισορροπίας του ενός επενδυτή, στη συνθήκη ισορροπίας για όλη την αγορά και δεχόμενοι ίδιες προτιμήσεις για όλους τους επενδυτές, καταλήγουμε στη σχέση :

$$\overline{R}_i - R_f = b_1 b_i + b_2 g_i \quad (3)$$

όπου:

Το b_i είναι ο συντελεστής βήτα (beta) της μετοχής i ως προς την απόδοση της αγοράς, ή αλλιώς η συστηματική τυπική απόκλισή της. Ο συντελεστής αυτός εκφράζει το συστηματικό κίνδυνο της μετοχής i, δηλαδή τη ποσοστιαία μεταβολή που επέρχεται στην απόδοσή της, σε μια ποσοστιαία μεταβολή της αγοράς. Το b_i όπως είναι γνωστό ισούται με το λόγο της συνδιακύμανσης της μετοχής με την αγορά, προς την διακύμανση της αγοράς:

$$b_i = \frac{Cov(R_i, R_P)}{Var(R_P)} = \frac{E[(R_i - \overline{R}_M)(R_M - \overline{R}_M)]}{E[(R_M - \overline{R}_M)^2]}.$$

Το g_i ή αλλιώς ο συντελεστής γάμα (gamma) της μετοχής i, είναι η συστηματική ασυμμετρία της μετοχής αυτής με την αγορά και ισούται με τον λόγο της συνασυμμετρίας (coskewness) της απόδοσης της μετοχής i με την απόδοση της αγοράς , προς την τρίτη κεντρική ροπή της απόδοσης της αγοράς, (η οποία είναι η ασυμμετρία ολόκληρης της αγοράς). Ο συντελεστής γάμα δίνεται από τον τύπο:

$$g_i = \frac{Cos(R_i, R_P^2)}{m_{3P}} = \frac{E[(R_i - \overline{R}_i)(R_M - \overline{R}_M)^2]}{\mathrm{E}[(R_M - \overline{R}_M)^3]}.$$

Το b_1 είναι το ασφάλιστρο (η τιμή) της αγοράς για τον συστηματικό κίνδυνο b_i, ή αλλιώς η ποσοστιαία μεταβολή που επέρχεται στην απόδοση της μετοχής i σε μια ποσοστιαία μεταβολή του συστηματικού κινδύνου. Κατά μια άλλη προσέγγιση το b_1 δίνει το κόστος που έχει ένας επενδυτής από τη μείωση του beta. Το b_1 σε σχέση με την συνάρτηση πλούτου του επενδυτή, δίνεται ως $b_1 = (d\overline{W} / ds_W)s_{\mathrm{M}}$.

Το b_2 είναι το ασφάλιστρο κινδύνου της αγοράς για την συστηματική ασυμμετρία της μετοχής i (ή αλλιώς την συν-ασυμμετρία της i μετοχής με την αγορά). Το b_2 δείχνει πόσο συνεισφέρει ο συντελεστής της συστηματικής ασυμμετρίας g_i, στην απόδοση της μετοχής i. Το b_2 σε σχέση με την συνάρτηση πλούτου του επενδυτή, δίνεται ως $b_2 = (d\overline{W} / dm_W)m_M$. Παίρνοντας υπόψη την τρίτη ιδιότητα της συνάρτησης χρησιμότητας του πλούτου, δηλαδή ότι η απόλυτη τιμή της αποστροφής του κινδύνου δεν αυξάνεται, ο λόγος $d\overline{W} / dm_W$ έχει αρνητική τιμή. Επομένως για θετική ασυμμετρία ($m_M > 0$) το b_2 είναι μικρότερο του μηδενός και αντίστροφα. Το b_2 πρέπει να έχει δηλαδή αντίθετο πρόσημο από το πρόσημο του g_i. Αυτό εξάλλου συμπίπτει και με την ανάλυση που έχει κάνει στο άρθρο του “Three-parameter Asset Pricing”, ο κος Γ. Διακογιάννης, σύμφωνα με την οποία οι επενδυτές αφού επιθυμούν θετική ασυμμετρία, είναι διατεθειμένοι να πληρώσουν ένα πριμ (το οποίο επομένως είναι αρνητικό), για να ωφεληθούν από την ύπαρξη θετικής ασυμμετρίας. Αντίθετα οι επενδυτές αποστρέφονται την αρνητική ασυμμετρία και επιθυμούν να λάβουν ένα πριμ για την αντιστάθμισή της. Έτσι εάν στην κατανομή των αποδόσεων εμφανίζεται θετική ασυμμετρία, το πριμ για την συνασυμμετρία είναι αρνητικό, ενώ εάν στην κατανομή των αποδόσεων εμφανίζεται αρνητική ασυμμετρία, το πριμ για την συνασυμμετρία είναι θετικό.

Τα b_1 και b_2 δεχόμαστε ότι ισχύουν για κάθε επενδυτή.

Για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς ισχύει ότι $b_M = 1$ και $g_M = 1$. Έτσι αντικαθιστώντας στην σχέση (3) όπου b_M και g_M το 1, παίρνουμε: $\overline{R}_M - R_{f_i} = b_1 + b_2$.

Η σχέση ανάμεσα στο κλασσικό C.A.P.M. και το 3-Moment C.A.P.M. των Alan Kraus και Robert H. Litzenberger, μπορεί να δωθεί, αν προσδιοριστεί η μορφή της χαρακτηριστικής γραμμής ενός αξιογράφου. Εφόσον η χαρακτηριστική γραμμή του αξιογράφου είναι ευθεία, τότε η απόδοσή του δίνεται από το κλασσικό C.A.P.M. Εφόσον η χαρακτηριστική γραμμή του αξιογράφου είναι καμπύλη, τότε η απόδοσή του δίνεται απο το 3-Moment C.A.P.M. Το 3-Moment C.A.P.M. μπορεί να εκφραστεί με τη μορφή ενός τετραγωνικού υποδείγματος της αγοράς το οποίο είναι:

$$\widetilde{R}_i - R_F = c_{0i} + c_{1i}(\widetilde{R}_M - R_F) + c_{2i}(\widetilde{R}_M - \overline{R}_M)^2 + \widetilde{e}_i$$

όπου το $\widetilde{R}_i - R_F$ είναι η πραγματοποιηθήσα υπερβάλουσα του μηδενικού κινδύνου απόδοση του αξιογράφου

όπου το $\widetilde{R}_M - R_F$ είναι η πραγματοποιηθήσα υπερβάλουσα του μηδενικού κινδύνου απόδοση της αγοράς

$(\widetilde{R}_M - \overline{R}_M)^2$ είναι η τετραγωνική απόκλιση της πραγματοποιηθήσας υπερβάλουσας του μηδενικού κινδύνου απόδοσης της αγοράς, μείον την αντίστοιχη αναμενόμενη.

Για κάθε μετοχή που η μορφή της χαρακτηριστικής γραμμής της είναι ευθεία, το c_{2i} είναι 0 και το υπόδειγμα αποτίμησης των κεφαλαιακων στοιχείων παίρνει την μορφή: $\widetilde{R}_i - R_F = c_{0i} + c_{1i}(\widetilde{R}_M - R_F) + \widetilde{e}_i$ που είναι αντίστοιχη του κλασσικού υποδείγματος.

6.5. ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ A. KRAUS & R. H. LITZENBERGER ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΑΓΟΡΑ

Για την εμπειρική εφαρμογή του μοντέλου που κατασκεύασαν οι A. Kraus και R. H. Litzenberger, θα χρησιμοποιηθούν τα δεδομένα 120 μετοχών του δείγματος για τις οποίες υπάρχουν στοιχεία από το 1992. Συγκεκριμένα από το σύνολο των 126 μετοχών που χρησιμοποιήθηκαν στα προηγούμενα μέρη της εργασίας, αφαιρούνται οι μετοχές για τις οποίες δεν υπάρχουν στοιχεία που να καλύπτουν όλο το 1992. Οι μετοχές που αφαιρούνται είναι οι: ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ), ΜΗΧΑΝΙΚΗ (ΠΟ), ΕΞΕΛΙΞΗ Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΟ), HELLAS CAN (ΚΟ) ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ). Σκοπός της εφαρμογής, είναι να δούμε αν η συστηματική ασυμμετρία επηρεάζει στην απόδοση μιας μετοχής. Η μεθοδολογία που ακολουθείται είναι αντίστοιχη με αυτή που χρησιμοποιούν οι συγγραφείς του άρθρου, στην δική τους μελέτη. Οι διαφορές που υπάρχουν οφείλονται στα μικρότερη χρονική διάρκεια, για την οποία έχουμε δεδομένα.

Συγκεκριμένα, θα εξεταστεί η σχέση μεταξύ της πραγματοποιηθείσας μέσης αποπληθωρισμένης απόδοσης $\bar{r}_i$, χαρτοφυλακίων που θα κατασκευασθούν και των εκτιμημένων τιμών των παραμέτρων βήτα $\hat{b}_i$ και γάμα $\hat{g}_i$, η οποία δίνεται από την σχέση :

$$\bar{r}_i = b_0 + b_1\hat{b}_i + b_2\hat{g}_i + u_i \quad \text{όπου :}$$

$r_{it} = (R_{it} - R_{ft}) / R_{ft}$, είναι η πραγματοποιηθείσα, αποπληθωρισμένη, υπερβάλλουσα του μηδενικού κινδύνου, απόδοση ενός χαρτοφυλακίου i την περίοδο t, για t = 1 έως 520. Το R_{it} είναι η ποσοστιαία απόδοση (στην οποία έχει προστεθεί η μονάδα) του χαρτοφυλακίου i. Το R_{ft} είναι η ποσοστιαία απόδοση του επιτοκίου μηδενικού κινδύνου (στην οποία επίσης έχει προστεθεί η μονάδα). Για το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου χρησιμοποιούμε το Έντοκο Γραμμάτιο του Ελληνικού Δημοσίου τρίμηνης διάρκειας, προσαρμοσμένο σε εβδομαδιαία δεδομένα.

Το $\hat{b}_i$ είναι, όπως προαναφέρθηκε, η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου βήτα του χαρτοφυλακίου i και το $\hat{g}_i$ είναι η εκτίμηση της συστηματικής ασυμμετρίας του χαρτοφυλακίου.

Για τον υπολογισμό των παραμέτρων χρησιμοποιείται η ακόλουθη διαδικασία: Αρχικά εκτιμούμε τις παραμέτρους βήτα και γάμα για κάθε μία από τις 120 μετοχές που έχουμε στο δείγμα μας, για διάρκεια ενός χρόνου ξεκινώντας από το 1992 και φτάνοντας στο 2001. Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για κάθε μετοχή δίνεται από τον τύπο:

$$\hat{b}_k = \left[\frac{1}{52}\sum_{t=1}^{52}(r_i - \bar{r}_i)(r_m - \bar{r}_m)\right] \Big/ \left[\frac{1}{52}\sum_{t=1}^{52}(r_m - \bar{r}_m)^2\right]$$

Αντίστοιχα η εκτίμηση της συστηματικής ασυμμετρίας κάθε μετοχής δίνεται από τον τύπο:

$$g_k = \left[\frac{1}{52}\sum_{t=1}^{52}(r_i - \bar{r}_i)(r_m - \bar{r}_m)^2\right] \Big/ \left[\frac{1}{52}\sum_{t=1}^{52}(r_m - \bar{r}_m)^3\right]$$

Επομένως λαμβάνουμε 10 εκτιμήσεις $\hat{b}_k$ και 10 εκτιμήσεις g_k για κάθε μετοχή. Στη συνέχεια κατατάσσουμε τις μετοχές σε χαρτοφυλάκια . Για να μειωθεί ο κίνδυνος σφάλματος στις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα και γάμα των χαρτοφυλακίων παραμέτρων, κατασκευάζονται χαρτοφυλάκια με βάση μια μέθοδο ανάλογη αυτών που έχουν χρησιμοποιήσει οι Black, Jensen και Scholes στο άρθρο τους: “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Results” στο “Studies in the Theory of Capital Markets” (1971) και οι Fama και MacBeth στο άρθρο τους: “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests” στο “Journal of Political Economy” (Μάιος / Ιούνιος 1973). Συγκεκριμένα οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα και γάμα για κάθε μετοχή, είναι ίσες με τους πραγματικούς συντελεστές βήτα και γάμα συν ένα σφάλμα. Με δεδομένο ότι τα σφάλματα των εκτιμήσεων των διαφορετικών μετοχών, δεν είναι τέλεια συσχετισμένα, κατατάσσοντας τις μετοχές σε χαρτοφυλάκια, μειώνουμε τη διακύμανση του σφάλματος.

Μετά τον υπολογισμό των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα $\hat{b}_k$ και του συντελεστή γάμα g_k των μετοχών, οι μετοχές κατατάσσονται σε φθίνουσα σειρά των τιμών των εκτιμήσεων αυτών (δηλαδή από το μεγαλύτερο βήτα έως το μικρότερο και το ίδιο και για το γάμα). Η κατάταξη αυτή για κάθε έτος, γίνεται με βάση τους συντελεστές που υπολογίσθηκαν για το προηγούμενο έτος. Δηλαδή για το 1993 κατατάσσουμε τις μετοχές σύμφωνα με τα βήτα και γάμα του 1992. Για το 1994 κατατάσσουμε τις μετοχές σύμφωνα με τα βήτα και γάμα του 1993 κ.λ.π. Η τελευταία κατάταξη των μετοχών γίνεται για το 2002 με βάση τις τιμές βήτα και γάμα του 2001.

Στη συνέχεια τοποθετούμε τις μετοχές σε χαρτοφυλάκια, ανά δεκάδα, για κάθε έτος, με βάση τη φθίνουσα σειρά των τιμών των εκτιμήσεων βήτα και γάμα. Έτσι το 1993, το πρώτο χαρτοφυλάκιο έχει τις 10 μετοχές με το μεγαλύτερο $\hat{b}_k$ που εμφάνισαν το 1992. Το δεύτερο χαρτοφυλάκιο έχει τις 10 μετοχές με τις τιμές $\hat{b}_k$ από 11 έως 20 για το 1992 κ.λ.π. Με τον τρόπο αυτό παίρνουμε 12 χαρτοφυλάκια ($12 \times 10 = 120$) με βάση τις τιμές $\hat{b}_k$. Αντίστοιχα το 13 χαρτοφυλάκιο έχει τις 10 μετοχές, με τις 10 μεγαλύτερες τιμές g_k για το 1992, το 14 χαρτοφυλάκιο έχει τις 10 μετοχές με τις 10 επόμενες τιμές g_k κ.λ.π. (δηλαδή παίρνουμε άλλα 12 χαρτοφυλάκια με βάση τη φθίνουσα σειρά των τιμώνg_k). Συνολικά κατασκευάζουμε 24 χαρτοφυλάκια. Το επόμενο έτος (1994) ανακατατάσσουμε τις μετοχές σε χαρτοφυλάκια με τον ίδιο τρόπο, αλλά με βάση τις τιμές βήτα και γάμα των μετοχών που υπολογίσθηκαν για το έτος 1993. Για κάθε χρονιά δηλαδή γίνεται νέα κατάταξη των μετοχών με βάση τις τιμές των συντελεστών συστηματικού κινδύνου και συστηματικής ασυμμετρία του προηγούμενου έτους. Με την ανακατάταξη αυτή των μετοχών σε χαρτοφυλάκια κάθε έτος, επιτυγχάνουμε χαρτοφυλάκια τα οποία έχουν σταθερά υψηλά βήτα και γάμα διαχρονικά, ακόμα και αν οι παράμετροι αυτοί των μετοχών που τα απαρτίζουν, αλλάζουν από χρόνο σε χρόνο. Δηλαδή, αν και το πρώτο (για παράδειγμα) χαρτοφυλάκιο, δεν αποτελείται από τις ίδιες μετοχές κάθε χρόνο, περιλαμβάνει όμως τις μετοχές εκείνες οι οποίες την προηγούμενη χρονιά εμφάνισαν το μεγαλύτερο δείκτη βήτα κ.λ.π.

Κάτω από την υπόθεση ότι οι πραγματοποιηθείσες εβδομαδιαίες αποπληθωρισμένες, υπερβάλλουσες του μηδενικού κινδύνου αποδόσεις, του κάθε χαρτοφυλακίου r_{it}, είναι ανεξάρτητες παρατηρήσεις από τον ίδιο πληθυσμό, η μέση πραγματοποιηθείσα αποπληθωρισμένη, υπερβάλλουσα του μηδενικού κινδύνου απόδοση $\bar{r}_i$, είναι ίση με την αναμενόμενη αποπληθωρισμένη , υπερβάλλουσα του μηδενικού κινδύνου απόδοση E($\tilde{r}_i$) συν ένα σφάλμα. Κάτω από την υπόθεση ότι τα $\hat{b}_i$ και $\hat{g}_i$ είναι σταθερές μεταβλητές χωρίς σφάλμα, ισχύει ότι $u_i = \bar{r}_i$ - E($\tilde{r}_i$). Επομένως var(u_i) = var($\bar{r}_i$) και cov(u_i, u_j) = cov($\bar{r}_i, \bar{r}_j$).

Χρησιμοποιώντας μήτρες, η διακύμανση των εκτιμητών ελαχίστων τετραγώνων των b_0, b_1 και b_2, είναι: $Var(b) = (X'X)^{-1} X'VX(X'X)^{-1}$ όπου:

$$b = \begin{bmatrix} b_0 \\ b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} 1 & b_1 & g_1 \\ 1 & b_2 & g_2 \\ 1 & b_3 & g_3 \end{bmatrix} \quad \text{και} \quad V = \begin{bmatrix} s_1^2 & s_{12} & \dots & s_{1N} \\ s_{12} & s_2^2 & \dots & s_{2N} \\ \vdots & \vdots & & \\ s_{1N} & s_{2N} & & s_N^2 \end{bmatrix}$$

Υπό την υπόθεση ότι ισχύει ο τυχαίος περίπατος (υπόθεση: random walk), οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων είναι ανεξάρτητες και ομοιόμορφα κατανεμημένες διαχρονικά (Independent, Identical Distributed).

Για την εφαρμογή του μοντέλου των A. Kraus και R. H. Litzenberger στην ελληνική αγορά, θα προβούμε στην οικονομετρική εκτίμηση της εξίσωσης:

$$r_{it} = \hat{b}_{0t} + \hat{b}_{1t}\hat{b}_{it} + \hat{b}_{2t}\hat{g}_{it}.$$

Η εκτίμηση της εξίσωσης αυτής θα γίνει με τη μέθοδο των cross sectional regressions. Σύμφωνα με αυτή, θα λάβουμε κοινές εκτιμήσεις ελαχίστων τετραγώνων $\hat{b}_0$, $\hat{b}_1$ και $\hat{b}_2$, συνολικά και για τα 24 χαρτοφυλάκια που έχουμε κατασκευάσει. Από τον ορισμό μιας εξίσωσης παλινδρόμησης προκύπτει ότι $\hat{b}_j = \Sigma_t \hat{b}_{jt} / T$ και Var($\hat{b}_j$) = $\Sigma_t (\hat{b}_{jt} - \hat{b}_j)^2 / [T(T-1)]$ για j = 0,1,2. Η μεθοδολογία που ακολουθούμε είναι ανάλογη με αυτή των Fama και MacBeth στο άρθρο τους: “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests” στο “Journal of Political Economy” (Μάιος / Ιούνιος 1973).

Στη συνέχεια θα εφαρμόσουμε για την ελληνική αγορά το κλασσικό C.A.P.M. για το ίδιο δείγμα. Δηλαδή θα εκτιμήσουμε την εξίσωση παλινδρόμησης $r_{it} = \hat{b}_{0t} + \hat{b}_{1t}\hat{b}_{it}$ με την ίδια μέθοδο των cross sectional regressions.

Τέλος θα εκτιμήσουμε με την ίδια διαδικασία την εξίσωση παλινδρόμησης $g_{it} = \hat{b}_{0t} + \hat{b}_{1t}\hat{b}_{it}$. Η εξίσωση αυτή θα μας δείξει τη σχέση ανάμεσα στην συστηματική ασυμμετρία και στο συστηματικό κίνδυνο.

Ο υπολογισμός των στατιστικών παραμέτρων $\hat{b}_i$ (βήτα) και $\hat{g}_i$ (γάμα), που θα χρησιμοποιηθούν σαν ανεξάρτητες μεταβλητές, προσδιοριστικές της μεταβλητής r_{it}, γίνεται για κάθε μία εβδομάδα για την οποία έχουμε αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που έχουμε υπολογίσει. Έτσι λαμβάνουμε 520 τιμές βήτα και γάμα για το σύνολο των 10 ετών.

Για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα χρησιμοποιείται ο τύπος :

$$\hat{b}_{it} = \left[\sum_{s=1, s\neq t}^{T} (r_{is} - \bar{r}_i)(r_{ms} - \bar{r}_m) \right] / \left[\sum_{s=1}^{T} (r_{ms} - \bar{r}_m)^2 \right]$$

Ενώ για την εκτίμηση του συντελεστή γάμα χρησιμοποιείται ο τύπος:

$$\hat{g}_{it} = \left[\sum_{s=1, s\neq t}^{T} (r_{is} - \bar{r}_i)(r_{ms} - \bar{r})^2 \right] / \left[\sum_{s=1}^{T} (r_{ms} - \bar{r}_m)^3 \right]$$

Και από τους δύο τύπους έχει αφαιρεθεί για χρονική στιγμή (η οποία είναι κάθε μία από τις 520 εβδομάδες, για τις οποίες έχουμε εκτιμήσει αποδόσεις των χαρτοφυλακίων) η αντίστοιχη παρατήρηση του γινομένου του αριθμητή. Αυτό γίνεται για να αποφευχθεί ο κίνδυνος συσχέτισης (spurious correlation) στην παλινδρόμηση του r_{it} με τα $\hat{b}_i$ και $\hat{g}_i$, ο οποίος θα υπήρχε αν το κάθε r_{it} χρησιμοποιούταν στην εκτίμηση των $\hat{b}_i$ και $\hat{g}_i$.

6.6. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ – ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

6.6.1. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ ΠΑΡΑΜΕΤΡΩΝ

Εφαρμόζοντας την παραπάνω διαδικασία υπολογίσθηκαν αρχικά οι αποδόσεις των 24 χαρτοφυλακίων, καθώς και οι εκτιμήσεις του συστηματικού κίνδυνου $\hat{b}_{it}$ και της συστηματικής ασυμμετρίας $\hat{g}_{it}$. Οι μέσες εβδομαδιαίες αποδόσεις για κάθε χαρτοφυλάκιο $\bar{r}_i = \sum_{t=1}^{T} r_i / T$, καθώς και τις μέσες εβδομαδιαίες τιμές των συντελεστών βήτα και γάμα $\hat{b}_i = \sum_{t=1}^{T} \hat{b}_{it} / T$ και $\hat{g}_i = \sum_{t=1}^{T} \hat{g}_{it} / T$ αντίστοιχα. παρατίθενται στον ακόλουθο πίνακα:

ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ	ΜΕΣΗ ΑΠΟΔΟΣΗ	ΜΕΣΟ ΒΗΤΑ	ΜΕΣΟ ΓΑΜΑ
1	0,00036	1,16758	0,97921
2	0,00035	1,07738	1,11832
3	0,00148	1,06985	0,64880
4	0,00228	0,99379	-0,00175
5	0,00253	1,00523	0,70262
6	0,00360	0,96094	0,11820
7	0,00347	0,93042	0,42923
8	0,00331	0,90655	0,53184
9	0,00476	0,78331	0,08587
10	0,00378	0,73292	0,47483
11	0,00588	0,59919	0,44170
12	0,00662	0,51780	-0,19890
13	0,00216	1,05649	0,26435
14	0,00270	1,03258	1,02043
15	0,00196	1,09123	0,75790
16	0,00440	0,90596	0,06649
17	0,00288	0,95268	0,76311
18	0,00264	0,93702	0,14967
19	0,00206	0,87558	0,37483
20	0,00235	0,88961	0,82188
21	0,00384	0,86592	0,16505
22	0,00448	0,74745	0,65241
23	0,00340	0,69808	0,45656
24	0,00557	0,69234	-0,16271

Στην πρωτογενή εφαρμογή των A. Kraus και R. H. Litzenberger, τα χαρτοφυλάκια όσο μεγαλύτερη μέση τιμή βήτα και γάμα έχουν, τόσο μεγαλύτερη μέση απόδοση εμφανίζουν. Αντίστοιχα όσο μειώνεται η μέση τιμή βήτα και γάμα που έχουν, τόσο μειώνεται και η μέση απόδοσή τους. Αυτό, από ότι βλέπουμε, δεν ισχύει για την περίπτωση της ελληνικής αγοράς.

6.6.2. ΑΠΟΤΕΣΜΑΤΑ ΕΦΑΡΜΟΓΗΣ ΤΩΝ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΩΝ ΜΟΝΤΕΛΩΝ

Εφαρμόζοντας τη μέθοδο των cross sectional regressions στην εξίσωση $r_{it} = \hat{b}_{0t} + \hat{b}_{1t}\hat{b}_{it} + \hat{b}_{2t}\hat{g}_{it}$, παίρνουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των ελαχίστων τετραγώνων:

$\hat{b}_0$ **= -0.004548** $\hat{b}_1$ **= 0,016993** $\hat{b}_2$ **= -0,024415.**

Επομένως η εξίσωση παλινδρόμησης παίρνει τη μορφή:

$$r_{it} = -0,004548 + 0,016993\hat{b}_{it} - 0,024415\hat{g}_{it}$$

Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι 0,017150 ή 1,7150%. Αντίστοιχα ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού $\overline{R}^2$ είναι 0,016993 ή 1,6993%. ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού $\overline{R}^2$ είναι πιο κατάλληλος για την αξιολόγηση του οικονομετρικού μοντέλου, όταν ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών και του δείγματος διαφέρουν. Η σημασία του συντελεστή προσδιορισμού (απλού και διορθωμένου), είναι τεράστια για την αξία του μοντέλου, γιατί όπως είναι γνωστό, δείχνει την αναλογία (ή το ποσοστό) της εξαρτημένης μεταβλητής που ερμηνεύεται από την εξίσωση παλινδρόμησης. Στην συγκεκριμένη περίπτωση οι δυο ανεξάρτητες μεταβλητές βήτα και γάμα ερμηνεύουν μόνο το 1,6993% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων. Επομένως υπάρχει ελάχιστη σχέση μεταξύ των αποδόσεων και των παραμέτρων του συστηματικού κινδύνου και της συστηματικής ασυμμετρίας.

Για να ελέγξουμε αν υπάρχει σχέση μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής r_{it} και κάθε μιας από της δυο ανεξάρτητες μεταβλητές $\hat{b}_{it}$ & $\hat{g}_{it}$, ελέγχουμε στατιστικά αν οι συντελεστές $\hat{b}_0, \hat{b}_1$ και $\hat{b}_2$ είναι διάφοροι του μηδενός. Ο έλεγχος υποθέσεων που γίνεται για κάθε συντελεστή $\hat{b}_i$ είναι:

Μηδενική Υπόθεση $H_0: \hat{b}_i = 0$

Εναλλακτική Υπόθεση $H_1: \hat{b}_i \neq 0$

Για επίπεδο σημαντικότητας α/2 = 0,025 η H_0 απορρίπτεται αν $|t| \geq t_{T-3,a/2}$ όπου το $t_{T-3,a/2}$ = 2,365 όπως προκύπτει από τους πίνακες της κατανομής student.

Οι τιμές του t-statistic (στατιστική δειγματοσυνάρτηση που έχουν προκύψει από την εκτίμηση του μοντέλου είναι:

$t(\hat{b}_0)$ = -1.451002, $t(\hat{b}_1)$ = 5.431864, $t(\hat{b}_2)$ = -14.50494

Επομένως τα αποτελέσματα των στατιστικών ελέγχων είναι:

α) για τον σταθερό όρο, $|\hat{b}_0|$ = 1.451002 < 2,365. Άρα δεν απορρίπτεται η H_0, δηλαδή ο σταθερός όρος δεν είναι σημαντικά διαφορετικός από το μηδέν.

β) για το συντελεστή του $\hat{b}_{it}$, $|\hat{b}_1|$ = 5.431864 > 2,365. Άρα απορρίπτεται η H_0, δηλαδή ο συντελεστής του $\hat{b}_{it}$ είναι σημαντικά διαφορετικός από το μηδέν.

γ) για το συντελεστή του $\hat{g}_{it}$, $|\hat{b}_2|$ = 14.50494 > 2,365. Άρα απορρίπτεται η H_0, δηλαδή ο συντελεστής του $\hat{g}_{it}$ είναι σημαντικά διαφορετικός από το μηδέν.

Επίσης για τον έλεγχο της ικανότητας και των δυο ανεξάρτητων μεταβλητών $\hat{b}_{it}$& $\hat{g}_{it}$, να ερμηνεύουν τη διαμόρφωση της μεταβλητής r_{it}, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε της στατιστική F και να κάνουμε τον έλεγχο υποθέσεων:

Μηδενική Υπόθεση $H_0: \hat{b}_1 = \hat{b}_2 = 0$

Εναλλακτική Υπόθεση $H_1: \hat{b}_1 \neq 0$ & $\hat{b}_2 \neq 0$

H_0 απορρίπτεται αν F ≥ $F_{K,T-K-1}$ από τους πίνακες της κατανομής . Η της F που προέκυψε από την εκτίμηση του μοντέλου είναι F = 108.8586. Από τους πίνακες της κατανομής F παίρνουμε $F_{K,T-K-1}$ = 4,74. Επομένως απορρίπτουμε την H_0. Δηλαδή σύμφωνα με αυτό τον έλεγχο θα πρέπει να δεχτούμε ότι δυο ανεξάρτητες μεταβλητές μαζί, επιδρούν στη διαμόρφωση της εξαρτημένης.

Τα αποτελέσματα των στατιστικών ελέγχων που έγιναν δείχνουν ότι οι συστηματική ασυμμετρία, όπως και ο συστηματικός κίνδυνος επιδρούν στη διαμόρφωση των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων. Τα μοντέλο όμως λόγω των τιμών των δυο συντελεστών προσδιορισμού δεν μπορεί να θεωρηθεί ικανοποιητικό για την ερμηνεία της εξαρτημένης μεταβλητής

Εφαρμόζοντας τη μέθοδο των cross sectional regressions στην απλή εξίσωση $r_{it} = \hat{b}_{0t} + \hat{b}_{1t}\hat{b}_{it}$, όπου δεν λαμβάνουμε υπόψη μας την συστηματική ασυμμετρία, παίρνουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των ελαχίστων τετραγώνων:

$\hat{b}_0$ **= 0,011045** $\hat{b}_1$ **= -0,008758**

Επομένως η εξίσωση παλινδρόμησης παίρνει τη μορφή:

$$r_{it} = 0{,}011045 - 0{,}008758\hat{b}_{it}$$

Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι 0,000577 ή 0,0577%. Ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού $\overline{R}^2$ είναι 0,000497 ή 0,0497%. Δηλαδή μόνο το 0,0497% της μεταβλητικότητας των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων που κατασκευάσαμε, ερμηνεύεται από την εξίσωση παλινδρόμησης. Επομένως υπάρχει σχεδόν μηδενική αξία στην ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου.

Οι τιμές του t-statistic (στατιστική δειγματοσυνάρτηση) που έχουν προκύψει από την εκτίμηση του μοντέλου είναι:

$$t(\hat{b}_0) = 3{,}719760, \quad t(\hat{b}_1) = -2{,}683861$$

Σύμφωνα με τον έλεγχο υποθέσεων: H_0 : $\hat{b}_i = 0$ έναντι της H_1 : $\hat{b}_i \neq 0$ και με επίπεδο σημαντικότητας α/2 = 0,025, η H_0 απορρίπτεται και για το $\hat{b}_0$ και για το $\hat{b}_1$, επειδή $|\hat{b}_0|$ = 3,719760 > $t_{T-2,a/2}$ = 2,306 και $|\hat{b}_1|$ = 2,683861> $t_{T-2,a/2}$ = 2,306. Και εδώ το αποτέλεσμα του στατιστικού ελέγχου δείχνει ότι υπάρχει σχέση ανάμεσα στην ανεξάρτητη μεταβλητή $\hat{b}_{it}$ και την εξαρτημένη r_{it}. Πάλι όμως θα πρέπει να υπερισχύσει η ερμηνεία του των συντελεστών προσδιορισμού, η οποία όπως είδαμε είναι εντελώς διαφορετική.

Τέλος εφαρμόζοντας τη μέθοδο των cross sectional regressions στην εξίσωση $g_{it} = \hat{b}_{0t} + \hat{b}_{1t}\hat{b}_{it}$ παίρνουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα των εκτιμήσεων των ελαχίστων τετραγώνων:

$\hat{b}_0$ **= -0.638664** $\hat{b}_1$ **=1.209306**

Επομένως η εξίσωση παλινδρόμησης παίρνει τη μορφή:

$$g_{it} = -0{,}638664 + 1{,}209306\hat{b}_{it}$$

Το θετικό πρόσημο του $\hat{b}_1$ οτι υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στο συστηματικό κίνδυνο και στη συστηματική ασυμμετρία. Δηλαδή όσο μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο έχει μια μετοχή, τόσο μεγαλύτερη θα είναι και η συστηματική της ασυμμετρία.

Ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού $\overline{R}^2$ εδώ είναι 0.283411 ή 28,3411%. Δηλαδή υπάρχει ένα μικρό αλλά όχι ασήμαντο ποσοστό, κατά το οποίο η μεταβλητικότητα της συστηματικής ασυμμετρίας ερμηνεύεται από την εξίσωση παλινδρόμησης. Επομένως το μοντέλο αυτό είναι πιο «καλό» από τα δύο προηγούμενα.

Ο έλεγχος υποθέσεων για να δούμε αν τα $\hat{b}_0$ και $\hat{b}_1$ είναι διάφορα του μηδενός είναι:

Μηδενική Υπόθεση $H_0 : \hat{b}_i = 0$

Εναλλακτική Υπόθεση $H_1 : \hat{b}_i \neq 0$

Για επίπεδο σημαντικότητας α/2 = 0,025 η H_0 απορρίπτεται αν $|t| \geq t_{T-3,a/2}$ όπου το $t_{T-3,a/2}$ = 2,306 όπως προκύπτει από τους πίνακες της κατανομής student.

Οι τιμές του t-statistic (στατιστική δειγματοσυνάρτηση) που έχουν προκύψει από την εκτίμηση του μοντέλου είναι:

t($\hat{b}_0$) = -40.78167, t($\hat{b}_1$) = 70.25988,

Επομένως τα αποτελέσματα των στατιστικών ελέγχων είναι:

α) για τον σταθερό όρο, $\left|\hat{b}_0\right|$ = 40.78167> 2,306. Άρα απορρίπτεται η H_0 , δηλαδή ο σταθερός όρος είναι όντως σημαντικά διαφορετικός από το μηδέν.

β) για το συντελεστή του $\hat{b}_{it}$, $\left|\hat{b}_1\right|$ = 70.25988> 2,306. Άρα απορρίπτεται η H_0 , δηλαδή και ο συντελεστής του $\hat{b}_{it}$ είναι σημαντικά διαφορετικός από το μηδέν.

6.6.3. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Το βασικό συμπέρασμα από την εφαρμογή του μοντέλου των A. Kraus και R. H. Litzenberger στην ελληνική αγορά, προκύπτει από το διορθωμένο συντελεστή προσδιορισμού $\overline{R}^2$. Ο δείκτης αυτός, όπως αναλύσαμε και πιο πάνω, μας λέει ότι υπάρχει ελάχιστο ποσοστό προσδιορισμού (μόνο 1,6993%), της εξαρτημένης μεταβλητής από τις δυο ανεξάρτητες. Άρα σύμφωνα με τα αποτελέσματα, το μοντέλο αυτό δεν είναι ένα καλό μοντέλο πρόβλεψης των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων και κατά συνέπεια και των μετοχών. Δηλαδή και η συστηματική ασυμμετρία αλλά και ο συστηματικός κίνδυνος δεν επηρεάζουν, παρά ελάχιστα, την απόδοση μιας μετοχής. Το συμπέρασμα αυτό ταιριάζει και με τα αποτελέσματα του πίνακα των μέσων αποδόσεων και των μέσων τιμών των συντελεστών βήτα και γάμα.

Παρ' όλα αυτά, στο ελάχιστο αυτό ποσοστό όπου οι ανεξάρτητες μεταβλητές επιδρούν στην εξαρτημένη, βλέπουμε ότι υπάρχει αντίθετο πρόσημο ανάμεσα στην συστηματική ασυμμετρία που είναι θετική και στο συντελεστή της στην εξίσωση παλινδρομήσεις, ο οποίος αν και οριακά προέκυψε αρνητικός. Αυτό συγκλίνει με τη θεωρία των A. Kraus και R. H. Litzenberger και τη πεποίθηση ότι οι επενδυτές επιθυμούν θετική ασυμμετρία.

Κατά τον ίδιο τρόπο, και το απλό μοντέλο, το οποίο δεν περιλαμβάνει τη συστηματική ασυμμετρία στις ανεξάρτητες μεταβλητές, φαίνεται να μην έχει καμία άξια για την ερμηνεία των αποδόσεων των μετοχών αφού ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού του είναι $\overline{R}^2$ = 0,000497.

Μια ερμηνεία για το γεγονός ότι τα δυο αυτό υποδείγματα, έχουν από ελάχιστη ως σχεδόν μηδενική άξια για την ερμηνεία των αποδόσεων των μετοχών, μπορεί να βρίσκεται στον τρόπο κατασκευής τους. Δηλαδή για την εκτίμηση της απόδοσης κάθε μετοχής, έχουμε χρησιμοποιήσει το λόγο της απόδοσης της, μείον την απόδοση του επιτοκίου μηδενικού κινδύνου, προς την απόδοση του επιτόκιο μηδενικού κινδύνου. Και δεν πρέπει να ξεχνάμε τη μεγάλη πτώση των επιτοκίων μέσα στη δεκαετία που γίνεται η μελέτη.

Τα αποτελέσματα του μοντέλου που ενσωματώνει την συστηματική ασυμμετρία στην αποτίμηση την μετοχών, μπορεί να έρχονται σε αντίθεση με αυτά της πρωτογενούς ερευνάς των A. Kraus και R. H. Litzenberger, είναι όμως στην ίδια κατεύθυνση με αυτά της ερευνάς των I.Friend και R.Wethersfield με το άρθρο τους “ Co-Skewness and Capital Asset Pricing” (“Journal of Finance”, Σεπτέμβριος 1980).

Μόνο το μοντέλο που περιγράφει τη συστηματική ασυμμετρία ως συνάρτηση του συστηματικού κίνδυνου, έχει εμπειρική ισχύ. Δηλαδή η συστηματική ασυμμετρία ερμηνεύεται (εξαρτάται) από την τιμή του συστηματικού κίνδυνου σε ποσοστό 28,3411% και υπάρχει θετική σχέση των δυο αυτών παραμέτρων.

6.7. ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ ΕΡΕΥΝΑ

Στην παρούσα διατριβή έγινε μια εισαγωγική προσπάθεια ενσωμάτωσης της ασυμμετρίας, σε ένα πολυμεταβλητό υπόδειγμα αποτίμησης των κεφαλαιακών στοιχείων. Για το λόγο αυτό θα ήταν χρήσιμο, ο έλεγχος της επίδρασης της ασυμμετρίας στις αποδόσεις των μετοχών, να μην περιοριστεί στο μοντέλο που στην παρούσα εργασία εξετάσθηκε. Πιο συγκεκριμένα, περαιτέρω ερευνητικές προσεγγίσεις στο θέμα αυτό, θα μπορούσαν να είναι οι ακόλουθες;

- Εφαρμογή της Γενικευμένης Μεθόδου των Ροπών, που προτείνει ο Kina-Guan Lim, στο άρθρο του “A New Test of the Tree-Moment Capital Asset Pricing Model” (“Journal of Financial And Quantitative Analysis” Ιούνιος 1989)
- Εφαρμογή ενός μοντέλου που αντί για της συστηματική ασυμμετρία, θα ελέγξει της συνολική ασυμμετρία στην επίδραση των αποδόσεων των μετοχών

- Εφαρμογή των εναλλακτικών προσεγγίσεων που έχουν κάνει οι I.Friend και R.Wethersfield στο άρθρο τους “ Co-Skewness and Capital Asset Pricing”(“Journal of Finance” Σεπτέμβριος 1980)
- Εφαρμογή της μεθόδου του πολυωνυμικού προγραμματισμού για την επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου, με την ενσωμάτωση της ασυμμετρίας ως παράγοντα επιλογής. Σχετικό παράδειγμα αποτελεί η εργασία των P.Chunhachinda, K.Dandapani, S.Hamid και A.Prakash, στο άρθρο τους “Portfolio selection and Skewness: Evidence from international stock markets” (“Journal of Banking & Finance” το 1997).

7. ΣΥΝΟΛΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ

- Στην Ελληνική χρηματιστηριακή Αγορά υπάρχει θετική ασυμμετρία στις αποδόσεις των μετοχών, κατά τη διάρκεια των 10 τελευταίων ετών (1993 – 2002). Αυτό φαίνεται από τους έλεγχους και στα ετήσια δεδομένα , αλλά και στο σύνολο των 10 ετών.
- Η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου μειώνει την ασυμμετρία. Ένα μέρος της ασυμμετρίας είναι διαφοροποιήσιμο, δηλαδή εξαλείφεται με τη διασπορά σε πολλές μετοχές
- Η κατασκευή χαρτοφυλακίων αποτελούμενων από μετοχές με μεγάλη θετική ασυμμετρία, προκαλεί μείωση της ασυμμετρίας αλλά σε μικρότερο ποσοστό.
- Στα χαρτοφυλάκια που αποτελούνται από μετοχές με μεγάλη θετική ασυμμετρία, η διακύμανση μειώνεται σε μεγαλύτερο ποσοστό από ότι μειώνεται η ασυμμετρία. Επομένως, με δεδομένο ότι οι επενδύτες αποστρέφονται την υψηλή διακύμανση, αλλά επιθυμούν θετική ασυμμετρία, η επιλογή ενός χαρτοφυλακίου τέτοιας μορφής μπορεί να αναλογικά μεγαλύτερο όφελος σε σχέση με το επιπλέον ρίσκο.
- Το Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων των A. Kraus και R. H. Litzenberger, το οποίο περιλαμβάνει τη συστηματική ασυμμετρία ως ανεξάρτητη μεταβλητή, δεν είναι ικανοποιητικό μοντέλο για την ερμηνεία των αποδόσεων την μετοχών. Έδειξε ότι η συστηματική ασυμμετρία επηρεάζει ελάχιστα τις αποδόσεις των μετοχών.
- Υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στο συστηματικό κίνδυνο μιας μετοχής και στη συστηματική της ασυμμετρία.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ – ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

Α. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Α. ΕΛΛΗΝΙΚΗ

1. Αθανασόπουλου Δ.: Θεωρία Πιθανοτήτων, Πειραιάς 1990

2. Αθανασόπουλου Δ.: Περιγραφική Στατιστική, Πειραιάς 1989

3. Χρήστου Γ. Κ. : Εισαγωγή στην Οικονομετρία, Αθήνα 1998

Β. ΞΕΝΟΓΛΩΣΣΗ

1. Elton E., Gruber M.: 'Modern Portfolio Theory and Investment Analysis'

2. Patterson K.: 'An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach'

2. Terrell D.: 'Business Statistics for Management and Economics'

Β. ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

1. Adritti, F. D. and Levy H. (June 1975) 'Portfolio efficiency analysis in three moments: the multiperiod case' The Journal of Finance, Vol. XXX, No. 3, 797-809

2. Aggarwal R. (1990) 'Distribution of spot and forward exchange rates:nempirical evidence and investor valuation of skewness and kurtosis', Decision Sciences 588-595

3. Alles L. A. and Kling J. L. (Fall 1994) 'Regularities in the variation of skewness in asset returns' The Journal of Financial Research, Vol. Xvii, No. 3 427-438.

4. Barone-Adesi G. (Sept 1985) 'Arbitrage equilibrium with skewed asset returns' Journal of Financial and Quantitative Analysis Vol. 20 No 3 299-313.

5. Beedles W. and Simkowitz M. (March 1978) 'A note on skewness and data errors' The Journal of Finance Vol. XXXIII No. 1 288-292.

6. Brockett P. L. and Kahane Y.(June 1992) 'Risk, return, skewness and preference' Management Science Vol. 38, No. 6, 851-866.

7. Brown P.D. and Gibons M. (June 1985) 'A simple econometric approach for utility-based asset pricing models' The Journal of Finance, 359-380.

8. Chunhachinda P., Dandapani K., Hamid S. and Prakash A. (1997) 'Portfolio election and skewness: evidence from international stock markets' Journal of Banking and Finance 21, 143-167

9. Conine T. E., and Tamarkin M. J. (December 1981) 'On diversification given asymmetry in returns' The Journal of Finance Vol XXXVI No. 5 1143-1155

10. Diacogiannis P. G. (1994) 'Three-parameter asset pricing' Managerial and Decision Economics, Vol. 15, 149-158.

11. Friend I. and Westerfield R. (Sept. 1980) 'Co-skewness and capital asset pricing' The Journal of Finance Vol. XXXV No 4,. 897-913.

12. Gibons R. M. (1982) 'Multivariate tests of financial models' Journal of Financial Economics 10, 3-27.

13. Harvey C. R. and Siddique A. (December 1999) 'Autoregressive conditional skewness' Journal of Financial and Quantitative Analysis Vol. 34 No. 4, 465-487.

14. Harvey C. R. and Siddique A. (June 2000) 'Conditional skewness in asset pricing tests' The Journal of Finance Vol. LV, No 8.

15. Kraus A. and Litzenberger R.H (Sept. 1976) 'Skewness preference and the valuation of risk assets' The Journal of Finance, 1085- 1100.

16. Kraus A. and Litzenberger R.H. (Dec. 1983) 'On the distributional conditions for a consumption-oriented three moment CAPM' The Journal Of Finance Vol. XXXVIII, No. 5, 1381-1391.

17. Leland H. E. (Jan-Feb. 1999) 'Beyond mean-variance: performance measurement in a nonsymmetrical world' Financial Analyst's Journal, 27-35.

18. Levy H. (1969) 'A utility function depending on the first three moments' The Journal of Finance 24, 715-719.

19. Lim Kian-Guan (June 1989) 'A new test of the three-moment Capital Asset Pricing Model' Journal of Financial and Quantitative Analysis Vol. 24, No. 2 205-216

20. Peiró A. (1999) 'Skewness in financial returns' Journal of Banking & and Finance 23, 847-862.

21. Samuelson P.A.(1970) 'The fundamental approximation theorem of portfolio analysis in terms of means, variances and higher moments' Review of Economic Studies, 537-542.

22. Sears R. S. and Wei K.C. J. (Sept. 1985) 'Asset pricing, higher moments, and the market risk premium: a note' The Journal of Finance Vol. XL, No. 4

1251-1253

23. Simkowitz M. A. and Beedles W.L. (1978) 'Diversification in a three-moment world' Journal of Financial and Quantitative Analysis Vol. 13 927-941.

24. Singleton C. and Wingender J. (SEPT. 1986) 'Skewness persistence in common stock returns' Journal of Financial and Quantitative Analysis Vol. 21 No. 3 335-41.

25. Tan Kai-Jiaw (1991) 'Risk return and the three-moment Capital Asset Pricing Model: another look' Journal of Banking and Finance 15 449-460..

26. Theodossiou P. (1998) 'Financial data and the skewed generalized t distribution' Management Science 1650-1661.

Γ. ΑΡΘΡΑ ΑΠΟ INERNET (WORKING PAPERS)

1. Breuer W. and Gutler M. (2001-01-10) 'Is skewness an important determinant of fund performance?' Aachen University of Technology

2. Brockett P. and Garven J. (May 1998) 'A reexamination on the relationship Between preferences and moment orderings by rationale risk averse investors'

3. Chen J., Hong H. and Stein J. (October 1999) 'Forecasting crashes: trading volume, past returns and conditional skewness in stock prices'

4. DeGoeij P.and Marquering W. (April 5 2002) 'Asymmetric volatility within and between stock and bond markets' Erasmus University, Rotterdam.

5. Duffee R. G. (January 2 2001) 'Asymmetric cross-sectional dispersion in stock returns: evidence and implications' Haas School of Business U.C. Berkeley.

7. Galagedera D., Darren H. and Silvapulle P. 'Conditional relation between higher co-moments and stock returns: evidence from Australian data' Monach University.

8. Graham J. and Harvey C. (2002) 'Expectations of equity risk premia, volatility and asymmetry' Duke University, Durham.

9. Ekholm A. and Pasternak D. (23 January 2002) 'The negative news threshold: an explanation for negative skewness in stock returns' Swedish School of Economics and Business Administration, Helsinki, Finland.

10. Hueng C.H.and Bashier A. 'Investor preferences and portfolio selection: is diversification an appropriate strategy?' University of Alabama.

11. Hueng C.H and Brooks R. (02-08-01) 'Forecasting asymmetries in stock returns: evidence from higher moments and conditional densities' University of Alabama.

12. Jurczenko E. and Maillet B. (March 2001) ' The three moment C.A.P.M.: theoretical foundations and an asset pricing models comparison in an unified framework'.

13. Madan D. B. and McPhail G. S. (June 2000) "Investing in skews'.

14. Ngoussou, E. (April 15 2002) "Testing for normality and asymmetry: a nonparametric approach'

15. Pedersen S. C. and Hwang S. (August 29 2002) 'On empirical risk measurement with asymmetric returns data' August 29 2002.

16. Peiró A. "Skewness in individual stocks at different frequencies' University of Valencia.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

ΠΙΝΑΚΑΣ 1: ΟΙ ΜΕΤΟΧΕΣ ΤΟΥ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Α/Α	ΟΝΟΜΑΣΙΑ ΜΕΤΟΧΗΣ
1	Α-Β ΒΑΣΙΛΟΠΟΥΛΟΣ (ΚΟ)
2	ΑΛΛΑΤΙΝΙ Α.Β.Ε.Ε. (ΚΑ)
3	ΑΛΟΥΜΙΝΙΟΝ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ)
4	ΑΛΥΣΙΔΑ Α.Β.Ε.Ε. (ΚΑ)
5	ΑΛΥΣΙΔΑ Α.Β.Ε.Ε. (ΠΑ)
6	ΑΣΠΙΣ ΠΡΟΝΟΙΑ Α.Ε.Γ.Α. (ΚΟ)
7	ALBIO Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ)
8	ALFA ALFA ΣΥΜΜΕΤΟΧΕΣ Α.Ε. (ΚΟ)
9	ALPHA ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ (ΚΑ)
10	ALPHA LEASING SA (ΚΟ)
11	ALPHA ΤΡΑΠΕΖΑ Α.Ε. (ΚΟ)
12	ΒΑΛΚΑΝ ΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ)
13	ΒΙΟΣΩΛ Α.Β.Ε. (ΚΟ)
14	ΒΙΟΣΩΛ Α.Β.Ε. (ΠΟ)
15	ΒΙΟΤΕΡ (ΚΟ)
16	ΒΙΟΧΑΛΚΟ Ε.Β. (ΚΑ)
17	ΒΙΣ Α.Ε. (ΚΟ)
18	ΒΙΣ Α.Ε. (ΠΟ)
19	ΓΕΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)
20	ΓΕΝΙΚΟΥ ΕΜΠΟΡΙΟΥ & ΒΙΟΜ. Α.Ε. (ΚΑ)
21	COCA-COLA Ε.Ε.Ε. (ΚΑ)
22	CYCLON ΕΛΛΑΣ Α.Ε. (ΚΟ)
23	ΔΕΛΤΑ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΑ)
24	ΔΕΛΤΑ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΠΑ)
25	ΕΓΝΑΤΙΑ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)
26	ΕΓΝΑΤΙΑ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΠΟ)
27	ΕΘΝΙΚΗ ΑΞΙΟΠ. ΑΚΙΝΗΤΩΝ & ΕΚΜΕΤ. ΓΕΝ. ΑΠΟΘΗΚΩΝ Α.Ε. (ΚΟ)

28	ΕΘΝΙΚΗ Ε.Ε.Γ.Α. (ΚΟ)
29	ΕΘΝΙΚΗ ΕΤ. ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ (ΚΑ)
30	ΕΘΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)
31	ΕΛΑΪΣ (ΕΛΑΙΟΥΡΓΙΚΗ. ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗ (ΚΟ)
32	ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΕΤΑΙΡΙΑ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ (ΚΑ)
33	ΕΛΤΡΑΚ Α.Ε. (ΚΑ)
34	ΕΛΦΙΚΟ Α.Ε.Ε. (ΚΟ)
35	ΕΛΜΕΚ ΣΠΟΡΤ ΑΒΕΤΕ (ΚΟ)
36	ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)
37	ΕΞΕΛΙΞΗ Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΟ)
38	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΑΝΑΠΤΥΞΕΩΣ Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΑ)
39	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ (ΚΑ)
40	ΕΠΙΛΕΚΤΟΣ ΚΛΩΣΤΟΫΦΑΝΤΟΥΡΓΙΑ Α.Β.Ε.Ε.(ΚΑ)
41	ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ Α.Ε. (ΚΑ)
42	ΕΡΜΗΣ Α.Ε. ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ)
43	ΕΣΚΙΜΟ Α.Β.Ε. (ΚΟ)
44	ΕΣΚΙΜΟ Α.Β.Ε. (ΠΟ)
45	ΕΤΒΑ LEASING (ΚΟ)
46	ΕΤΜΑ ΤΕΧΝΙΚΗΣ ΜΕΤΑΞΗΣ (ΚΟ)
47	ΕΤΜΑ ΤΕΧΝΙΚΗΣ ΜΕΤΑΞΗΣ (ΠΟ)
48	ΕΥΡΩΣΥΜΜΕΤΟΧΕΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ & ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ (ΚΟ)
49	HELLAS CAN A.E. (KO)
50	ΖΑΜΠΑ Α.Ε. (ΚΑ)
51	ΗΡΑΚΛΗΣ ΑΓΕΤ (ΚΟ)
52	ΙΑΤΡΙΚΟ ΑΘΗΝΩΝ (ΚΟ)
53	ΙΟΝΙΚΗ (ΞΕΝΟΔΟΧΕΙΑΚΕΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ) (ΚΑ)
54	ΙΠΠΟΤΟΥΡ Α.Ε. (ΚΑ)
55	ΙΝΤΕΑΛ Α.Β.Ε.Ε.Δ.Ε. (ΚΟ)
56	ΙΝΤΕΑΛ Α.Β.Ε.Ε.Δ.Ε (ΠΟ)
57	ΙΝΤΕΡΣΑΤ Α.Ε. (ΚΟ)
58	INTERINVEST A.E.E.X. (KA)
59	ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε. (ΚΟ)

60	ΚΑΛΠΙΝΗΣ (ΚΑ)
61	ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ)
62	ΚΑΡΕΛΙΑ Α.Ε. (ΚΑ)
63	ΚΑΤΣΕΛΗΣ (ΚΟ)
64	ΚΕΚΡΩΨ Α.Ε. (ΚΟ)
65	ΚΕΡΑΝΗΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ Α.Ε. (ΚΑ)
66	ΚΕΡΑΝΗΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ Α.Ε. (ΠΑ)
67	ΚΕΡΑΜΕΙΑ ΑΛΛΑΤΙΝΙ (ΚΑ)
68	ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. (ΚΑ)
69	ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. (ΠΑ)
70	ΚΟΡ-ΦΙΛ Α.Ε.Β.Ε. (ΚΟ)
71	ΚΟΡ-ΦΙΛ Α.Ε.Β.Ε. (ΠΟ)
72	ΚΥΛΙΝΔΡΟΜΥΛΟΙ ΣΑΡΑΝΤΟΠΟΥΛΟΣ Α.Ε. (ΚΑ)
73	ΛΑΜΨΑ Α.Ε.Ε.Ξ. (Κ)
74	ΛΑΝΑΚΑΜ Α.Ε. (ΚΟ)
75	ΛΑΝΑΚΑΜ Α.Ε. (ΠΟ)
76	ΛΕΒΕΝΤΕΡΗΣ (ΚΑ)
77	ΛΕΒΕΝΤΕΡΗΣ (ΠΑ)
78	ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΚΟ)
79	ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ)
80	ΜΕΤ. ΑΡΚΑΔΙΑΣ ΡΟΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε. (ΚΟ)
81	ΜΕΤ. ΑΡΚΑΔΙΑΣ ΡΟΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε. (ΠΟ)
82	ΜΕΤΚΑ Α.Ε. (ΚΟ)
83	ΜΟΥΖΑΚΗΣ Α.Ε. (ΚΑ)
84	ΜΠΑΛΑΦΑΣ ΚΑΤΑΣΚΕΥΑΣΤΙΚΗ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ Α.Ε. (ΚΟ)
85	ΜΠΑΡΜΠΑ ΣΤΑΘΗΣ (ΚΟ)
86	ΜΠΑΡΜΠΑ ΣΤΑΘΗΣ (ΠΟ)
87	ΜΠΗΤΡΟΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΙΚΗ Α.Ε. (ΚΟ)
88	ΜΠΕΝΡΟΥΜΠΗΣ (ΚΟ)
89	ΜΠΟΥΤΑΡΗΣ & ΥΙΟΣ (ΚΑ)
90	ΜΠΟΥΤΑΡΗΣ & ΥΙΟΣ (ΠΑ)
91	ΜΥΛΟΙ ΛΟΥΛΗ Α.Ε. (ΚΟ)

92	MULTIRAMA A.E. (KO)
93	MICROMEDIA – ΜΠΡΙΤΑΝΙΑ Α.Ε. (ΚΟ)
94	NEXANS ΕΛΛΑΣ Α.Β.Ε. (ΚΟ)
95	ΞΥΛΕΜΠΟΡΙΑ Α.Ε. (ΚΑ)
96	ΞΥΛΕΜΠΟΡΙΑ Α.Ε. (ΠΑ)
97	Ο.ΔΑΡΙΝΓΚ & ΣΙΑ (ΚΟ)
98	ΠΑΡΝΑΣΣΟΣ ΕΠ.ΑΒΕΤΕ (ΚΟ)
99	ΠΑΠΑΣΤΡΑΤΟΣ (ΚΟ)
100	Π.Γ.ΝΙΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε.(ΚΟ)
101	ΠΕΙΡΑΙΩΣ ΕΠΕΝΔΥΤΙΚΗ Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΑ)
102	ΠΕΤΖΕΤΑΚΙΣ Α.Ε. (ΚΑ)
103	ΠΕΤΖΕΤΑΚΙΣ Α.Ε. (ΠΑ)
104	ΠΡΟΟΔΟΣ ΕΛΛΗΝΙΚΕΣ ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ Α.Ε. (ΚΑ)
105	PLIAS A.B.E.E. (KA)
106	RIDENCO A.E. (KA)
107	RILKEN A.E. (KA)
108	ΣΑΝΥΟ ΕΛΛΑΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΙΚΗ Α.Ε.Β.Ε. (ΚΑ)
109	SATO (KO)
110	ΣΕΛΜΑΝ (ΚΟ)
111	STABILTON A.E. (KA)
112	STABILTON A.E. (ΠΑ)
113	ΣΩΛΗΝ. ΠΡΟΦΙΛ Α.Ε. (ΚΑ)
114	ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΚΟ)
115	ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΠΟ)
116	ΤΡΑΠΕΖΑ ΑΤΤΙΚΗΣ (ΚΟ)
117	ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ)
118	ΤΡΑΠΕΖΑ EFG EUROBANK ERGASIAS A.E. (KO)
119	ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΚΟ)
120	ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ)
121	ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ)
122	ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ)
123	ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ)

124	FOURLIS A.E. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ)
125	ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ)
126	ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ)

ΠΙΝΑΚΑΣ 2 : ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ ΣΥΝΟΛΙΚΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Α/Α	ΟΝΟΜΑΣΙΑ ΜΕΤΟΧΗΣ	Sk(Ri)	t	ΑΠΟΤ. ΕΛ.
1	Α-Β ΒΑΣΙΛΟΠΟΥΛΟΣ (ΚΟ)	0,6261	5,8291	ΑΠΟΡΡ. H_0
2	ΑΛΛΑΤΙΝΙ Α.Β.Ε.Ε. (ΚΑ)	0,7690	7,1590	ΑΠΟΡΡ. H_0
3	ΑΛΟΥΜΙΝΙΟΝ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ)	0,7438	6,9247	ΑΠΟΡΡ. H_0
4	ΑΛΥΣΙΔΑ Α.Β.Ε.Ε. (ΚΑ)	0,8834	8,2238	ΑΠΟΡΡ. H_0
5	ΑΛΥΣΙΔΑ Α.Β.Ε.Ε. (ΠΑ)	0,9436	8,7846	ΑΠΟΡΡ. H_0
6	ΑΣΠΙΣ ΠΡΟΝΟΙΑ Α.Ε.Γ.Α. (ΚΟ)	0,4468	4,1595	ΑΠΟΡΡ. H_0
7	ALBIO Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ)	0,9843	9,1633	ΑΠΟΡΡ. H_0
8	ALFA ALFA ΣΥΜΜΕΤ. Α.Ε. (ΚΟ)	0,6273	5,8401	ΑΠΟΡΡ. H_0
9	ALPHA ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ (ΚΑ)	0,5461	5,0842	ΑΠΟΡΡ. H_0
10	ALPHA LEASING SA (ΚΟ)	0,8548	7,9575	ΑΠΟΡΡ. H_0
11	ALPHA ΤΡΑΠΕΖΑ Α.Ε. (ΚΟ)	0,5869	5,4636	ΑΠΟΡΡ. H_0
12	ΒΑΛΚΑΝ ΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ)	9,7423	90,6963	ΑΠΟΡΡ. H_0
13	ΒΙΟΣΩΛ Α.Β.Ε. (ΚΟ)	1,0117	9,4180	ΑΠΟΡΡ. H_0
14	ΒΙΟΣΩΛ Α.Β.Ε. (ΠΟ)	1,0803	10,0572	ΑΠΟΡΡ. H_0
15	ΒΙΟΤΕΡ (ΚΟ)	1,1713	10,9043	ΑΠΟΡΡ. H_0
16	ΒΙΟΧΑΛΚΟ Ε.Β. (ΚΑ)	1,0696	9,9575	ΑΠΟΡΡ. H_0
17	ΒΙΣ Α.Ε. (ΚΟ)	0,5414	5,0406	ΑΠΟΡΡ. H_0
18	ΒΙΣ Α.Ε. (ΠΟ)	0,9641	8,9752	ΑΠΟΡΡ. H_0
19	ΓΕΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)	0,6006	5,5913	ΑΠΟΡΡ. H_0
20	Γ. ΕΜΠΟΡΙΟΥ & ΒΙΟΜ. Α.Ε. (ΚΑ)	1,8055	16,8083	ΑΠΟΡΡ. H_0
21	COCA-COLA Ε.Ε.Ε. (ΚΑ)	0,2893	2,6933	ΑΠΟΡΡ. H_0
22	CYCLON ΕΛΛΑΣ Α.Ε. (ΚΟ)	0,8449	7,8652	ΑΠΟΡΡ. H_0
23	ΔΕΛΤΑ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΑ)	0,7870	7,3269	ΑΠΟΡΡ. H_0
24	ΔΕΛΤΑ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΠΑ)	0,5691	5,2978	ΑΠΟΡΡ. H_0
25	ΕΓΝΑΤΙΑ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)	1,1206	10,4326	ΑΠΟΡΡ. H_0
26	ΕΓΝΑΤΙΑ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΠΟ)	1,2496	11,6331	ΑΠΟΡΡ. H_0
27	ΕΘΝ. ΑΞ. ΑΚΙΝ. & Ε.Γ.Α. Α.Ε.(ΚΟ)	1,4343	13,3524	ΑΠΟΡΡ. H_0
28	ΕΘΝΙΚΗ Ε.Ε.Γ.Α. (ΚΟ)	0,3946	3,6737	ΑΠΟΡΡ. H_0
29	ΕΘΝ.ΕΤ.ΕΠΕΝΔ.ΧΑΡΤ/ΚΙΟΥ (ΚΑ)	1,0600	9,8682	ΑΠΟΡΡ. H_0
30	ΕΘΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)	0,9213	8,5769	ΑΠΟΡΡ. H_0
31	ΕΛΑΪΣ (ΕΛΑΙΟΥΡΓΙΚΗ. ΕΠ.) (ΚΟ)	1,0303	9,5920	ΑΠΟΡΡ. H_0
32	ΕΛΛ. ΕΤ. ΕΠΕΝΔ. ΧΑΡΤ. (ΚΑ)	0,4258	3,9640	ΑΠΟΡΡ. H_0
33	ΕΛΤΡΑΚ Α.Ε. (ΚΑ)	1,0330	9,6163	ΑΠΟΡΡ. H_0
34	ΕΛΦΙΚΟ Α.Ε.Ε. (ΚΟ)	1,0841	10,0927	ΑΠΟΡΡ. H_0

35	ΕΛΜΕΚ ΣΠΟΡΤ ΑΒΕΤΕ (ΚΟ)	0,7757	7,2215	ΑΠΟΡΡ. H_0
36	ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)	0,5356	4,9864	ΑΠΟΡΡ. H_0
37	ΕΞΕΛΙΞΗ Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΟ)	1,4403	13,4082	ΑΠΟΡΡ. H_0
38	ΕΠΕΝΔ. ΑΝΑΠΤΥΞ. Α.Ε.Ε.Χ.(ΚΑ)	1,3748	12,7988	ΑΠΟΡΡ. H_0
39	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ (ΚΑ)	1,3802	12,8488	ΑΠΟΡΡ. H_0
40	ΕΠΙΛΕΚΤΟΣ ΚΛ. Α.Β.Ε.Ε.(ΚΑ)	1,3894	12,9345	ΑΠΟΡΡ. H_0
41	ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ Α.Ε. (ΚΑ)	0,3615	3,3651	ΑΠΟΡΡ. H_0
42	ΕΡΜΗΣ Α.Ε. ΕΠ. ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ)	1,6286	15,1617	ΑΠΟΡΡ. H_0
43	ΕΣΚΙΜΟ Α.Β.Ε. (ΚΟ)	0,6533	6,0820	ΑΠΟΡΡ. H_0
44	ΕΣΚΙΜΟ Α.Β.Ε. (ΠΟ)	0,9518	8,8609	ΑΠΟΡΡ. H_0
45	ΕΤΒΑ LEASING (ΚΟ)	0,8487	7,9005	ΑΠΟΡΡ. H_0
46	ΕΤΜΑ ΤΕΧΝΙΚΗΣ ΜΕΤΑΞΗΣ (ΚΟ)	1,2126	11,2885	ΑΠΟΡΡ. H_0
47	ΕΤΜΑ ΤΕΧΝΙΚΗΣ ΜΕΤΑΞΗΣ (ΠΟ)	1,3191	12,2804	ΑΠΟΡΡ. H_0
48	ΕΥΡΩΣΥΜΜΕΤ. ΚΕΦ.& ΕΠ. (ΚΟ)	1,1653	10,8479	ΑΠΟΡΡ. H_0
49	HELLAS CAN Α.Ε. (ΚΟ)	0,5015	4,6685	ΑΠΟΡΡ. H_0
50	ΖΑΜΠΑ Α.Ε. (ΚΑ)	1,8562	17,2805	ΑΠΟΡΡ. H_0
51	ΗΡΑΚΛΗΣ ΑΓΕΤ (ΚΟ)	0,9096	8,4675	ΑΠΟΡΡ. H_0
52	ΙΑΤΡΙΚΟ ΑΘΗΝΩΝ (ΚΟ)	0,6086	5,6655	ΑΠΟΡΡ. H_0
53	ΙΟΝΙΚΗ (ΞΕΝΟΔ. ΕΠΙΧ/ΣΕΙΣ) (ΚΑ)	0,8274	7,7026	ΑΠΟΡΡ. H_0
54	ΙΠΠΟΤΟΥΡ Α.Ε. (ΚΑ)	1,0961	10,2041	ΑΠΟΡΡ. H_0
55	ΙΝΤΕΑΛ Α.Β.Ε.Ε.Δ.Ε. (ΚΟ)	0,9599	8,9366	ΑΠΟΡΡ. H_0
56	ΙΝΤΕΑΛ Α.Β.Ε.Ε.Δ.Ε (ΠΟ)	0,5239	4,8776	ΑΠΟΡΡ. H_0
57	ΙΝΤΕΡΣΑΤ Α.Ε. (ΚΟ)	1,1245	10,4684	ΑΠΟΡΡ. H_0
58	INTERINVEST Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΑ)	1,2791	11,9078	ΑΠΟΡΡ. H_0
59	ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε. (ΚΟ)	0,5518	5,1366	ΑΠΟΡΡ. H_0
60	ΚΑΛΠΙΝΗΣ (ΚΑ)	1,0308	9,5960	ΑΠΟΡΡ. H_0
61	ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ)	0,8264	7,6342	ΑΠΟΡΡ. H_0
62	ΚΑΡΕΛΙΑ Α.Ε. (ΚΑ)	1,7689	16,4675	ΑΠΟΡΡ. H_0
63	ΚΑΤΣΕΛΗΣ (ΚΟ)	0,4493	4,1824	ΑΠΟΡΡ. H_0
64	ΚΕΚΡΩΨ Α.Ε. (ΚΟ)	1,3356	12,4341	ΑΠΟΡΡ. H_0
65	ΚΕΡΑΝΗΣ ΣΥΜΜΕΤ. Α.Ε. (ΚΑ)	0,6283	5,8490	ΑΠΟΡΡ. H_0
66	ΚΕΡΑΝΗΣ ΣΥΜΜΕΤ. Α.Ε. (ΠΑ)	0,9483	8,8280	ΑΠΟΡΡ. H_0
67	ΚΕΡΑΜΕΙΑ ΑΛΛΑΤΙΝΙ (ΚΑ)	0,7792	7,2541	ΑΠΟΡΡ. H_0
68	ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. (ΚΑ)	1,0147	9,4462	ΑΠΟΡΡ. H_0
69	ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. (ΠΑ)	1,0021	9,3294	ΑΠΟΡΡ. H_0
70	ΚΟΡ-ΦΙΛ Α.Ε.Β.Ε. (ΚΟ)	1,2797	11,9131	ΑΠΟΡΡ. H_0
71	ΚΟΡ-ΦΙΛ Α.Ε.Β.Ε. (ΠΟ)	1,6895	15,7288	ΑΠΟΡΡ. H_0
72	Κ. ΣΑΡΑΝΤΟΠΟΥΛΟΣ Α.Ε. (ΚΑ)	1,2151	11,3117	ΑΠΟΡΡ. H_0
73	ΛΑΜΨΑ Α.Ε.Ε.Ξ. (Κ)	1,2765	11,8835	ΑΠΟΡΡ. H_0
74	ΛΑΝΑΚΑΜ Α.Ε. (ΚΟ)	0,9041	8,4164	ΑΠΟΡΡ. H_0
75	ΛΑΝΑΚΑΜ Α.Ε. (ΠΟ)	1,5276	14,2209	ΑΠΟΡΡ. H_0
76	ΛΕΒΕΝΤΕΡΗΣ (ΚΑ)	0,9738	9,0653	ΑΠΟΡΡ. H_0
77	ΛΕΒΕΝΤΕΡΗΣ (ΠΑ)	0,8758	8,1533	ΑΠΟΡΡ. H_0
78	ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΚΟ)	1,1204	10,4308	ΑΠΟΡΡ. H_0
79	ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ)	1,2430	11,4597	ΑΠΟΡΡ. H_0
80	ΜΕΤ. ΑΡΚ. ΡΟΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε. (ΚΟ)	0,7909	7,3630	ΑΠΟΡΡ. H_0
81	ΜΕΤ. ΑΡΚ. ΡΟΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε. (ΠΟ)	0,8290	7,7179	ΑΠΟΡΡ. H_0
82	ΜΕΤΚΑ Α.Ε. (ΚΟ)	0,7391	6,8806	ΑΠΟΡΡ. H_0

83	ΜΟΥΖΑΚΗΣ Α.Ε. (ΚΑ)	1,1058	10,2948	ΑΠΟΡΡ. H_0
84	ΜΠΑΛΑΦΑΣ ΚΑΤ.. ΣΥΜΜ. (ΚΟ)	0,6658	6,1979	ΑΠΟΡΡ. H_0
85	ΜΠΑΡΜΠΑ ΣΤΑΘΗΣ (ΚΟ)	0,6531	6,0797	ΑΠΟΡΡ. H_0
86	ΜΠΑΡΜΠΑ ΣΤΑΘΗΣ (ΠΟ)	0,7305	6,8010	ΑΠΟΡΡ. H_0
87	ΜΠΗΤΡΟΣ ΣΥΜΜΕΤ/ΚΗ Α.Ε. (ΚΟ)	0,8199	7,6331	ΑΠΟΡΡ. H_0
88	ΜΠΕΝΡΟΥΜΠΗΣ (ΚΟ)	1,0288	9,5780	ΑΠΟΡΡ. H_0
89	ΜΠΟΥΤΑΡΗΣ & ΥΙΟΣ (ΚΑ)	0,7930	7,3822	ΑΠΟΡΡ. H_0
90	ΜΠΟΥΤΑΡΗΣ & ΥΙΟΣ (ΠΑ)	1,1249	10,4727	ΑΠΟΡΡ. H_0
91	ΜΥΛΟΙ ΛΟΥΛΗ Α.Ε. (ΚΟ)	0,8357	7,7798	ΑΠΟΡΡ. H_0
92	MULTIRAMA Α.Ε. (ΚΟ)	0,8066	7,5092	ΑΠΟΡΡ. H_0
93	MICROMEDIA – ΜΠΡΙΤ. Α.Ε. (ΚΟ)	1,1186	10,4138	ΑΠΟΡΡ. H_0
94	NEXANS ΕΛΛΑΣ Α.Β.Ε. (ΚΟ)	0,5316	4,9488	ΑΠΟΡΡ. H_0
95	ΞΥΛΕΜΠΟΡΙΑ Α.Ε. (ΚΑ)	0,7187	6,6911	ΑΠΟΡΡ. H_0
96	ΞΥΛΕΜΠΟΡΙΑ Α.Ε. (ΠΑ)	0,6109	5,6872	ΑΠΟΡΡ. H_0
97	Ο.ΔΑΡΙΝΓΚ & ΣΙΑ (ΚΟ)	0,8096	7,5374	ΑΠΟΡΡ. H_0
98	ΠΑΡΝΑΣΣΟΣ ΕΠ.ΑΒΕΤΕ (ΚΟ)	0,9892	9,2091	ΑΠΟΡΡ. H_0
99	ΠΑΠΑΣΤΡΑΤΟΣ (ΚΟ)	1,1753	10,9410	ΑΠΟΡΡ. H_0
100	Π.Γ.ΝΙΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε.(ΚΟ)	0,6600	6,1444	ΑΠΟΡΡ. H_0
101	ΠΕΙΡΑΙΩΣ ΕΠΕΝΔ. Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΑ)	1,3706	12,7596	ΑΠΟΡΡ. H_0
102	ΠΕΤΖΕΤΑΚΙΣ Α.Ε. (ΚΑ)	0,7165	6,6705	ΑΠΟΡΡ. H_0
103	ΠΕΤΖΕΤΑΚΙΣ Α.Ε. (ΠΑ)	0,7028	6,5423	ΑΠΟΡΡ. H_0
104	ΠΡΟΟΔΟΣ ΕΛΛ. ΕΠΕΝΔ. Α.Ε. (ΚΑ)	0,7211	6,7128	ΑΠΟΡΡ. H_0
105	PLIAS Α.Β.Ε.Ε. (ΚΑ)	0,8979	8,3591	ΑΠΟΡΡ. H_0
106	RIDENCO Α.Ε. (ΚΑ)	14,4603	134,6178	ΑΠΟΡΡ. H_0
107	RILKEN Α.Ε. (ΚΑ)	1,3228	12,3147	ΑΠΟΡΡ. H_0
108	ΣΑΝΥΟ ΕΛΛΑΣ Α.Ε.Β.Ε. (ΚΑ)	0,7528	7,0083	ΑΠΟΡΡ. H_0
109	SATO (ΚΟ)	1,2889	11,9993	ΑΠΟΡΡ. H_0
110	ΣΕΛΜΑΝ (ΚΟ)	0,6348	5,9093	ΑΠΟΡΡ. H_0
111	STABILTON Α.Ε. (ΚΑ)	0,9172	8,5388	ΑΠΟΡΡ. H_0
112	STABILTON Α.Ε. (ΠΑ)	1,6844	15,6810	ΑΠΟΡΡ. H_0
113	ΣΩΛΗΝ. ΠΡΟΦΙΛ Α.Ε. (ΚΑ)	1,3631	12,6901	ΑΠΟΡΡ. H_0
114	ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΚΟ)	0,7460	6,9448	ΑΠΟΡΡ. H_0
115	ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΠΟ)	0,7696	7,1648	ΑΠΟΡΡ. H_0
116	ΤΡΑΠΕΖΑ ΑΤΤΙΚΗΣ (ΚΟ)	0,7296	6,7923	ΑΠΟΡΡ. H_0
117	ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ)	1,8043	16,7972	ΑΠΟΡΡ. H_0
118	ΤΡ. EUROBANK ERGASIAS (ΚΟ)	1,7472	16,2659	ΑΠΟΡΡ. H_0
119	ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΚΟ)	0,7736	7,2022	ΑΠΟΡΡ. H_0
120	ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ)	1,5424	14,3592	ΑΠΟΡΡ. H_0
121	ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ)	1,8058	16,8111	ΑΠΟΡΡ. H_0
122	ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ)	0,9757	9,0831	ΑΠΟΡΡ. H_0
123	ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Α.Ε. (ΚΟ)	0,8591	7,9978	ΑΠΟΡΡ. H_0
124	FOURLIS Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤ. (ΚΟ)	2,5090	23,3574	ΑΠΟΡΡ. H_0
125	ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ ΣΥΜΜΕΤ. (ΚΟ)	0,8027	7,4724	ΑΠΟΡΡ. H_0
126	ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ)	0,9767	9,0929	ΑΠΟΡΡ. H_0

ΠΙΝΑΚΕΣ ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑΣ μ_3 ΚΑΙ Sk(Ri) ΤΩΝ 10 ΕΤΩΝ
ΚΑΤΑ ΦΘΙΝΟΥΣΑ ΣΕΙΡΑ

ΠΙΝΑΚΑΣ 3: ΤΡΙΤΗ ΚΕΝΤΡΙΚΗ ΡΟΠΗ μ_3

	ΟΝΟΜΑΣΙΑ ΜΕΤΟΧΗΣ	μ_3
1	RIDENCO A.E.(KA)	0,14870
2	ΒΑΛΚΑΝ ΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ)	0,02169
3	STABILTON A.E. (ΠΑ)	0,00308
4	ΚΟΡ-ΦΙΛ ΑΕΒΕ (ΠΟ)	0,00219
5	ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ)	0,00215
6	ΕΥΡΩΣΥΜΜΕΤΟΧΕΣ ΚΕΦ. & ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ (ΚΟ)	0,00210
7	ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ)	0,00196
8	ΚΟΡ-ΦΙΛ ΑΕΒΕ (ΚΟ)	0,00190
9	ΚΕΚΡΩΨ Α.Ε. (ΚΟ)	0,00181
10	ΓΕΝΙΚΟΥ ΕΜΠΟΡΙΟΥ & ΒΙΟΜ. Α.Ε. (ΚΑ)	0,00180
11	ΕΡΜΗΣ Α.Ε. ΕΠ. ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ)	0,00180
12	STABILTON (KA)	0,00177
13	FOURLIS Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ	0,00169
14	ΠΑΡΝΑΣΣΟΣ ΕΠ.ΑΒΕΤΕ (ΚΟ)	0,00161
15	ΕΣΚΙΜΟ Α.Β.Ε. (ΠΟ)	0,00152
16	ΒΙΟΣΩΛ ΑΒΕ (ΠΟ)	0,00151
17	ΙΝΤΕΡΣΑΤ Α.Ε. (ΚΟ)	0,00150
18	ΕΘΝΙΚΗ ΑΞΙΟΠΟΙΗΣΕΩΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΟ)	0,00147
19	ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. (ΠΑ)	0,00143
20	ΒΙΟΣΩΛ ΑΒΕ (ΚΟ)	0,00143
21	ΛΑΝΑΚΑΜ Α.Ε. (ΠΟ)	0,00140
22	ΖΑΜΠΑ Α.Ε. (ΚΑ)	0,00131
23	ΕΤΜΑ ΤΕΧΝΙΚΗΣ ΜΕΤΑΞΗΣ (ΠΟ)	0,00129
24	ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. (ΚΑ)	0,00129
25	ΕΤΜΑ ΤΕΧΝΙΚΗΣ ΜΕΤΑΞΗΣ (ΚΟ)	0,00129
26	ΜΠΟΥΤΑΡΗΣ & ΥΙΟΣ (ΠΑ)	0,00126
27	ΕΛΦΙΚΟ ΑΕΕ (ΚΟ)	0,00126
28	ΚΕΡΑΝΗΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ Α.Ε.(ΠΑ)	0,00124
29	Ο.ΔΑΡΙΝΓΚ & ΣΙΑ (ΚΟ)	0,00122
30	SATO (KO)	0,00118
31	MULTIRAMA A.E.(KO)	0,00113
32	RILKEN A.E. (KA)	0,00112
33	ΚΥΛ. ΣΑΡΑΝΤΟΠΟΥΛΟΣ Α.Ε.	0,00111
34	ΛΑΜΨΑ Α.Ε.Ε.Ξ. (Κ)	0,00107
35	ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ)	0,00103
36	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΑΝΑΠΤΥΞΕΩΣ Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΑ)	0,00102
37	ΕΠΙΛΕΚΤΟΣ ΚΛΩΣΤΟΫΦΑΝΤΟΥΡΓΙΑ ΑΒΕΕ (ΚΑ)	0,00101
38	ΒΙΟΤΕΡ (ΚΟ.0Ν.)	0,00100
39	ΕΣΚΙΜΟ Α.Β.Ε (ΚΟ)	0,00098

40	MICROMEDIA-ΜΠΡΙΤΑΝΙΑ Α.Ε. (ΚΟ)	0,00097
41	ΒΙΣ Α.Ε.(ΠΟ)	0,00096
42	ΑΛΥΣΙΔΑ Α.Β.Ε.Ε.(ΚΑ)	0,00095
43	ΕΞΕΛΙΞΗ Α.Ε.Ε.Χ.(ΚΟ)	0,00093
44	CYCLON ΕΛΛΑΣ (ΚΟ)	0,00093
45	ΤΡ. EFG EUROBANK ERGASIAS A.E.(KO)	0,00092
46	ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ)	0,00091
47	ΛΕΒΕΝΤΕΡΗΣ (ΚΑ)	0,00090
48	ΛΑΝΑΚΑΜ Α.Ε. (ΚΟ)	0,00089
49	ΜΠΟΥΤΑΡΗΣ & ΥΙΟΣ (ΚΑ)	0,00089
50	ΙΝΤΕΑΛ Α.Β.Ε.Ε.Δ.Ε.(ΚΟ)	0,00087
51	ΑΛΥΣΙΔΑ Α.Β.Ε.Ε. (ΠΑ)	0,00086
52	ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ)	0,00084
53	ΣΩΛΗΝ. ΠΡΟΦΙΛ Α.Ε.(ΚΑ)	0,00083
54	ΛΕΒΕΝΤΕΡΗΣ (ΠΑ)	0,00081
55	PLIAS Α.Β.Ε.Ε. (ΚΑ)	0,00077
56	ΕΛΤΡΑΚ Α.Ε. (ΚΑ)	0,00075
57	ΜΟΥΖΑΚΗΣ Α.Ε. (ΚΑ)	0,00072
58	ΚΕΡΑΝΗΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ Α.Ε.(ΚΑ)	0,00072
59	ΚΑΡΕΛΙΑ Α.Ε. (ΚΑ)	0,00072
60	ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΚΟ)	0,00070
61	ALFA ALFA ΣΥΜΜΕΤΟΧΕΣ ΑΕ (ΚΟ)	0,00067
62	ΜΕΤ.ΑΡΚΑΔΙΑΣ ΡΟΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε.(ΠΟ)	0,00066
63	ΣΑΝΥΟ ΕΛΛΑΣ ΣΥΜΜ. Α.Ε.Β.Ε.(ΚΑ)	0,00066
64	ΕΓΝΑΤΙΑ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΠΟ)	0,00065
65	ΙΟΝΙΚΗ (ΞΕΝ/ΚΕΣ ΕΠΙΧ.) (ΚΑ)	0,00064
66	ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ	0,00064
67	ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ)	0,00063
68	ΚΑΛΠΙΝΗΣ (ΚΑ)	0,00062
69	ΠΕΙΡΑΙΩΣ ΕΠΕΝΔΥΤΙΚΗ Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΑ)	0,00061
70	INTERINVEST AEEX (KA)	0,00061
71	ΜΠΗΤΡΟΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΙΚΗ Α.Ε. (ΚΟ)	0,00060
72	ΞΥΛΕΜΠΟΡΙΑ Α.Ε. (ΠΑ)	0,00060
73	ΙΠΠΟΤΟΥΡ Α.Ε. (ΚΑ)	0,00058
74	ΚΕΡΑΜΕΙΑ ΑΛΛΑΤΙΝΙ (ΚΑ)	0,00058
75	ΜΠΕΝΡΟΥΜΠΗΣ (ΚΟ)	0,00058
76	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ	0,00058
77	ALBIO Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ)	0,00052
78	ΑΛΛΑΤΙΝΙ ΑΒΕΕ (ΚΑ)	0,00049
79	ΕΘΝΙΚΗ ΕΤΑΙΡΙΑ ΕΠ. ΧΑΡΤ. (ΚΑ)	0,00049
80	ΞΥΛΕΜΠΟΡΙΑ Α.Ε. (ΚΑ)	0,00049
81	ΕΓΝΑΤΙΑ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΑ)	0,00048
82	ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ)	0,00047
83	ΠΕΤΖΕΤΑΚΙΣ Α.Ε. (ΠΑ)	0,00047
84	ETBA LEASING (KO)	0,00047
85	ΜΕΤ.ΑΡΚΑΔΙΑΣ ΡΟΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε.(ΚΟ)	0,00046
86	ΒΙΣ Α.Ε.(ΚΟ)	0,00046
87	ΜΕΤΚΑ Α.Ε. (ΚΟ)	0,00046

88	ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε.(ΚΟ)	0,00045
89	ΜΠΑΛΑΦΑΣ ΚΑΤ/ΚΗ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ Α.Ε. (ΚΟ)	0,00042
90	ΕΛΜΕΚ ΣΠΟΡΤ ΑΒΕΤΕ (ΚΟ)	0,00042
91	ΠΕΤΖΕΤΑΚΙΣ Α.Ε. (ΚΑ)	0,00042
92	NEXANS ΕΛΛΑΣ Α.Β.Ε.(ΚΟ)	0,00037
93	ΒΙΟΧΑΛΚΟ Ε.Β. (ΚΑ)	0,00036
94	ΜΥΛΟΙ ΛΟΥΛΗ Α.Ε.(ΚΟ)	0,00035
95	ΙΝΤΕΑΛ Α.Β.Ε.Ε.Δ.Ε. (ΠΟ)	0,00035
96	ΣΕΛΜΑΝ (ΚΟ)	0,00032
97	ΤΡΑΠΕΖΑ ΑΤΤΙΚΗΣ	0,00029
98	ΠΑΠΑΣΤΡΑΤΟΣ (ΚΟ)	0,00029
99	ΜΠΑΡΜΠΑ ΣΤΑΘΗΣ (ΠΟ)	0,00027
100	Π.Γ.ΝΙΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε. (ΚΟ)	0,00027
101	ALPHA LEASING	0,00026
102	ΗΡΑΚΛΗΣ ΑΓΕΤ (ΚΟ)	0,00026
103	ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε. (ΚΟ)	0,00024
104	ΕΘΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)	0,00022
105	ΜΠΑΡΜΠΑ ΣΤΑΘΗΣ (ΚΟ)	0,00022
106	ΓΕΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)	0,00022
107	ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΚΟ)	0,00022
108	ΑΛΟΥΜΙΝΙΟΝ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ)	0,00021
109	ΔΕΛΤΑ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΑ)	0,00020
110	ΙΑΤΡΙΚΟ ΑΘΗΝΩΝ (ΚΟ)	0,00019
111	ΠΡΟΟΔΟΣ ΕΛΛ.ΕΠΕΝΔ. Α.Ε.	0,00018
112	ΕΘΝΙΚΗ Ε.Ε.Γ.Α. (ΚΟ)	0,00017
113	ΔΕΛΤΑ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΠΑ)	0,00016
114	Α-Β ΒΑΣΙΛΟΠΟΥΛΟΣ (ΚΟ)	0,00015
115	ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ)	0,00015
116	ΕΛΑΪΣ (ΕΛΑΙΟΥΡΓ.ΕΠ.)	0,00014
117	ΚΑΤΣΕΛΗΣ (ΚΟ)	0,00014
118	ΑΣΠΙΣ ΠΡΟΝΟΙΑ ΑΕΓΑ (ΚΟ)	0,00014
119	ΕΠΙΧΕΙΡΙΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ Α.Ε. (ΚΑ)	0,00013
120	ALPHA ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ (ΚΑ)	0,00013
121	ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΠΟ)	0,00012
122	ΤΙΤΑΝ Α.Ε.ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΚΟ)	0,00012
123	ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΕΤ. ΕΠ. ΧΑΡΤ/ΚΙΟΥ (ΚΑ)	0,00012
124	ALPHA ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)	0,00011
125	HELLAS CAN Α.Ε. (ΚΟ)	0,00010
126	COCA - COLA ΕΕΕ. (ΚΑ)	0,00005

ΠΙΝΑΚΑΣ 4: ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ ΤΟΥ K. PEARSON

	ΟΝΟΜΑΣΙΑ ΜΕΤΟΧΗΣ	Sk(Ri)
1	RIDENCO A.E.(KA)	14,46027
2	ΒΑΛΚΑΝ ΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ)	9,742342
3	FOURLIS A.E. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ)	2,508991
4	ΖΑΜΠΑ Α.Ε. (ΚΑ)	1,856226
5	ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΠΟ)	1,8058
6	ΓΕΝΙΚΟΥ ΕΜΠΟΡΙΟΥ & ΒΙΟΜ. Α.Ε.(ΚΑ)	1,805499
7	ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ)	1,804309
8	ΚΑΡΕΛΙΑ Α.Ε. (ΚΑ)	1,768888
9	ΤΡ. EFG EUROBANK ERGASIAS A.E.(KO)	1,747238
10	ΚΟΡ-ΦΙΛ ΑΕΒΕ (ΠΟ)	1,689545
11	STABILTON A.E. (ΠΑ)	1,68441
12	ΕΡΜΗΣ Α.Ε. ΕΠ. ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ)	1,628624
13	ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ)	1,542422
14	ΛΑΝΑΚΑΜ Α.Ε. (ΠΟ)	1,527569
15	ΕΞΕΛΙΞΗ Α.Ε.Ε.Χ.	1,440272
16	ΕΘΝΙΚΗ ΑΞΙΟΠΟΙΗΣΕΩΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΟ)	1,434273
17	ΕΠΙΛΕΚΤΟΣ ΚΛΩΣΤΟΫΦΑΝΤΟΥΡΓΙΑ ΑΒΕΕ (ΚΑ)	1,389385
18	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ (ΚΑ)	1,380182
19	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΑΝΑΠΤΥΞΕΩΣ Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΑ)	1,374815
20	ΠΕΙΡΑΙΩΣ ΕΠΕΝΔΥΤΙΚΗ Α.Ε.Ε.Χ.(ΚΑ)	1,370597
21	ΣΩΛΗΝ. ΠΡΟΦΙΛ Α.Ε.(ΚΑ)	1,363138
22	ΚΕΚΡΩΨ Α.Ε.(ΚΟ)	1,335637
23	RILKEN A.E. (KA)	1,322811
24	ΕΤΜΑ ΤΕΧΝΙΚΗΣ ΜΕΤΑΞΗΣ (ΠΟ)	1,319129
25	SATO (KO)	1,288929
26	ΚΟΡ-ΦΙΛ ΑΕΒΕ (ΚΟ)	1,279677
27	INTERINVEST AEEX (KA)	1,279105
28	ΛΑΜΨΑ Α.Ε.Ε.Ξ. (Κ)	1,276494
29	ΕΓΝΑΤΙΑ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΠΟ)	1,249594
30	ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΠΟ)	1,242977
31	ΚΥΛ. ΣΑΡΑΝΤΟΠΟΥΛΟΣ Α.Ε. (ΚΑ)	1,215075
32	ΕΤΜΑ ΤΕΧΝΙΚΗΣ ΜΕΤΑΞΗΣ (ΚΟ)	1,212584
33	ΠΑΠΑΣΤΡΑΤΟΣ (ΚΟ)	1,175255
34	ΒΙΟΤΕΡ (ΚΟ.0Ν.)	1,171311
35	ΕΥΡΩΣΥΜΜΕΤΟΧΕΣ ΚΕΦ. & ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ (ΚΟ)	1,165256
36	ΜΠΟΥΤΑΡΗΣ & ΥΙΟΣ (ΠΑ)	1,124947
37	ΙΝΤΕΡΣΑΤ Α.Ε. (ΚΟ)	1,124485
38	ΕΓΝΑΤΙΑ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)	1,120639
39	ΜΗΧΑΝΙΚΗ Α.Ε. (ΚΟ)	1,120447
40	MICROMEDIA-ΜΠΡΙΤΑΝΙΑ Α.Ε. (ΚΟ)	1,118627
41	ΜΟΥΖΑΚΗΣ Α.Ε. (ΚΑ)	1,105837
42	ΙΠΠΟΤΟΥΡ Α.Ε. (ΚΑ)	1,096096
43	ΕΛΦΙΚΟ ΑΕΕ (ΚΟ)	1,084129
44	ΒΙΟΣΩΛ ΑΒΕ (ΠΟ)	1,080314

45	ΒΙΟΧΑΛΚΟ Ε.Β. (ΚΑ)	1,06961
46	ΕΘΝΙΚΗ ΕΤΑΙΡΙΑ ΕΠ. ΧΑΡΤ. (ΚΑ)	1,060019
47	ΕΛΤΡΑΚ Α.Ε. (ΚΑ)	1,032957
48	ΚΑΛΠΙΝΗΣ (ΚΑ)	1,030772
49	ΕΛΑΪΣ (ΕΛΑΙΟΥΡΓ.ΕΠ.)	1,030346
50	ΜΠΕΝΡΟΥΜΠΗΣ (ΚΟ)	1,028843
51	ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. (ΚΑ)	1,014681
52	ΒΙΟΣΩΛ ΑΒΕ (ΚΟ)	1,011651
53	ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Ε. (ΠΑ)	1,002134
54	ΠΑΡΝΑΣΣΟΣ ΕΠ.ΑΒΕΤΕ (ΚΟ)	0,989218
55	ALBIO Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ)	0,984299
56	ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ)	0,976736
57	ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ)	0,975683
58	ΛΕΒΕΝΤΕΡΗΣ (ΚΑ)	0,973765
59	ΒΙΣ Α.Ε.(ΠΟ)	0,964087
60	ΙΝΤΕΑΛ Α.Β.Ε.Ε.Δ.Ε.(ΚΟ)	0,959943
61	ΕΣΚΙΜΟ Α.Β.Ε. (ΠΟ)	0,951817
62	ΚΕΡΑΝΗΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ Α.Ε.(ΠΑ)	0,948284
63	ΑΛΥΣΙΔΑ Α.Β.Ε.Ε. (ΠΑ)	0,943614
64	ΕΘΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)	0,921304
65	STABILTON (ΚΑ)	0,917212
66	ΗΡΑΚΛΗΣ ΑΓΕΤ (ΚΟ)	0,909551
67	ΛΑΝΑΚΑΜ Α.Ε. (ΚΟ)	0,904069
68	PLIAS Α.Β.Ε.Ε. (ΚΑ)	0,897913
69	ΑΛΥΣΙΔΑ Α.Β.Ε.Ε.(ΚΑ)	0,883381
70	ΛΕΒΕΝΤΕΡΗΣ (ΠΑ)	0,875801
71	ΦΟΙΝΙΞ ΜΕΤΡΟΛΑΪΦ Ε.Α.Α.Ε. (ΚΟ)	0,859102
72	ALPHA LEASING SA (ΚΟ)	0,854771
73	ETBA LEASING (ΚΟ)	0,84865
74	CYCLON ΕΛΛΑΣ (ΚΟ)	0,844859
75	ΜΥΛΟΙ ΛΟΥΛΗ Α.Ε. (ΚΟ)	0,83568
76	ΜΕΤ.ΑΡΚΑΔΙΑΣ ΡΟΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε.(ΠΟ)	0,829032
77	ΙΟΝΙΚΗ (ΞΕΝ/ΚΕΣ ΕΠΙΧ.)	0,827392
78	ΜΠΗΤΡΟΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΙΚΗ Α.Ε. (ΚΟ)	0,819931
79	ΚΑΜΠΑΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΑ)	0,813715
80	Ο.ΔΑΡΙΝΓΚ & ΣΙΑ (ΚΟ)	0,809642
81	MULTIRAMA Α.Ε.(ΚΟ)	0,806619
82	ΧΑΤΖΗΙΩΑΝΝΟΥ Α.Ε.(ΚΟ)	0,802665
83	ΜΠΟΥΤΑΡΗΣ & ΥΙΟΣ (ΚΑ)	0,792979
84	ΜΕΤ.ΑΡΚΑΔΙΑΣ ΡΟΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε.(ΚΟ)	0,790914
85	ΔΕΛΤΑ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΑ)	0,78704
86	ΚΕΡΑΜΕΙΑ ΑΛΛΑΤΙΝΙ (ΚΑ)	0,779211
87	ΕΛΜΕΚ ΣΠΟΡΤ ΑΒΕΤΕ (ΚΟ)	0,775709
88	ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΚΟ)	0,773637
89	ΤΙΤΑΝ Α.Ε. ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΠΟ)	0,769625
90	ΑΛΛΑΤΙΝΙ ΑΒΕΕ (ΚΑ)	0,768997
91	ΣΑΝΥΟ ΕΛΛΑΣ ΣΥΜΜ. Α.Ε.Β.Ε. (ΚΑ)	0,752817
92	ΤΙΤΑΝ Α.Ε.ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (ΚΟ)	0,745988

93	ΑΛΟΥΜΙΝΙΟΝ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ)	0,743827
94	ΜΕΤΚΑ Α.Ε. (ΚΟ)	0,739093
95	ΜΠΑΡΜΠΑ ΣΤΑΘΗΣ (ΠΟ)	0,730541
96	ΤΡΑΠΕΖΑ ΑΤΤΙΚΗΣ (ΚΟ)	0,729609
97	ΠΡΟΟΔΟΣ ΕΛΛ.ΕΠΕΝΔ. Α.Ε.(ΚΑ)	0,721072
98	ΞΥΛΕΜΠΟΡΙΑ Α.Ε. (ΚΑ)	0,718736
99	ΠΕΤΖΕΤΑΚΙΣ Α.Ε. (ΚΑ)	0,716524
100	ΠΕΤΖΕΤΑΚΙΣ Α.Ε. (ΠΑ)	0,702752
101	ΜΠΑΛΑΦΑΣ ΚΑΤ/ΚΗ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ Α.Ε. (ΚΟ)	0,66576
102	Π.Γ.ΝΙΚΑΣ Α.Β.Ε.Ε. (ΚΟ)	0,660011
103	ΕΣΚΙΜΟ Α.Β.Ε (ΚΟ)	0,653307
104	ΜΠΑΡΜΠΑ ΣΤΑΘΗΣ (ΚΟ)	0,653061
105	ΣΕΛΜΑΝ (ΚΟ)	0,63476
106	ΚΕΡΑΝΗΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ Α.Ε.(ΚΑ)	0,628283
107	ALFA ALFA ΣΥΜΜΕΤΟΧΕΣ ΑΕ (ΚΟ)	0,627324
108	Α-Β ΒΑΣΙΛΟΠΟΥΛΟΣ (ΚΟ)	0,626142
109	ΞΥΛΕΜΠΟΡΙΑ Α.Ε. (ΠΑ)	0,610901
110	ΙΑΤΡΙΚΟ ΑΘΗΝΩΝ (ΚΟ)	0,608575
111	ΓΕΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)	0,600600
112	ALPHA ΤΡΑΠΕΖΑ Α.Ε. (ΚΟ)	0,586887
113	ΔΕΛΤΑ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΠΑ)	0,569072
114	ΙΝΤΡΑΚΟΜ Α.Ε.(ΚΟ)	0,55176
115	ALPHA ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ (ΚΑ)	0,546131
116	ΒΙΣ Α.Ε.(ΚΟ)	0,541449
117	ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ)	0,535624
118	NEXANS ΕΛΛΑΣ Α.Β.Ε.(ΚΟ)	0,531581
119	ΙΝΤΕΑΛ Α.Β.Ε.Ε.Δ.Ε. (ΠΟ)	0,523936
120	HELLAS CAN Α.Ε. (ΚΟ)	0,50148
121	ΚΑΤΣΕΛΗΣ (ΚΟ)	0,449258
122	ΑΣΠΙΣ ΠΡΟΝΟΙΑ ΑΕΓΑ (ΚΟ)	0,446798
123	ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΕΤ. ΕΠ. ΧΑΡΤ/ΚΙΟΥ (ΚΑ)	0,425801
124	ΕΘΝΙΚΗ Ε.Ε.Γ.Α.(ΚΟ)	0,394618
125	ΕΠΙΧΕΙΡΙΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ Α.Ε. (ΚΑ)	0,361475
126	COCA - COLA ΕΕΕ. (ΚΑ)	0,28931