
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΤΜΗΜΑ ΣΤΗΝ
ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ

**Ανωμαλίες στην Κεφαλαιαγορά,
το φαινόμενο «Size Effect»:
Η περίπτωση του ΧΑΑ**

Διπλωματική Εργασία
Γεωργίου Χρ. Λιακάκη
Διπλ. Ηλεκτρολόγου Μηχανικού

Επίβλεψη: **Αικατερίνη Λυρούδη**
Θεσσαλονίκη, Σεπτέμβριος 2000

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

1. Κεφάλαιο Πρώτο	
Εισαγωγή	1
2. Κεφάλαιο Δεύτερο	
Επισκόπηση της Βιβλιογραφίας	3
2.1 Επισκόπηση ξένης βιβλιογραφίας	4
2.1.1 Αμερικάνικη βιβλιογραφία	5
2.1.2 Βιβλιογραφία εκτός Η.Π.Α.	18
2.2 Ελληνική βιβλιογραφία	21
3. Κεφάλαιο Τρίτο	
Υποθέσεις-Δεδομένα-Μεθοδολογία	24
3.1 Εισαγωγή	24
3.2 Διαμόρφωση των υποθέσεων	24
3.3 Περιγραφή δείγματος και δεδομένων	25
3.4 Περιγραφή μεθοδολογίας	26
4. Κεφάλαιο Τέταρτο	
Ανάλυση Αποτελεσμάτων	33
4.1 Παρουσίαση αποτελεσμάτων	33
4.2 Αξιολόγηση αποτελεσμάτων	36
5. Κεφάλαιο Πέμπτο	
Περίληψη και Συμπεράσματα	39
Βιβλιογραφία	41
Ξένη βιβλιογραφία	41
Ελληνική βιβλιογραφία	43

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΡΩΤΟ

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market Hypothesis) και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων-ΥΑΚΣ (Capital Asset Pricing Model) αποτελούν τα θεμέλια πάνω στα οποία έχει οικοδομηθεί η σύγχρονη θεωρία του Χαρτοφυλακίου και της Κεφαλαιαγοράς. Οι θεωρίες αυτές έχουν προσελκύσει το ενδιαφέρον, από το 1964 και μετά, τόσο των ακαδημαϊκών όσο και των επαγγελματιών που ασχολούνται με τις κεφαλαιαγορές.

Συνοπτικά, σύμφωνα με τα παραπάνω, σε μια αποτελεσματική αγορά οι παρούσες τιμές των περιουσιακών στοιχείων αντικατοπτρίζουν πλήρως κάθε σχετική και διαθέσιμη πληροφορία με τρόπο γρήγορο και ακριβή. Επίσης η αναμενόμενη απόδοση ενός κεφαλαιακού στοιχείου και ο συστηματικός κίνδυνος του στοιχείου αυτού συνδέονται με μια γραμμική σχέση. Ο συστηματικός κίνδυνος μιας μετοχής υπολογίζεται από τη μεταβολή της απόδοσής της, σε σχέση με την μεταβολή της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς (συντελεστής βήτα που είναι ίσος με τη συνδιακύμανση). Είναι ο κίνδυνος, ο οποίος δεν μπορεί να εξουδετερωθεί με την διαφοροποίηση ενός χαρτοφυλακίου και γι' αυτό ονομάζεται και μη διαφοροποιήσιμος.

Διάφορες μελέτες που έχουν δημοσιευτεί στην διεθνή βιβλιογραφία και θα εξεταστούν στο επόμενο κεφάλαιο, έρχονται σε αντίθεση με τα προαναφερθέντα που θεωρούνται ως θεμέλια της θεωρίας της κεφαλαιαγοράς. Πολλοί ερευνητές παρουσιάζουν εμπειρικές μελέτες οι οποίες δικαιολογούν την ύπαρξη και άλλων παραμέτρων που επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών εκτός από τον συστηματικό κίνδυνο. Μια από αυτές τις παραμέτρους είναι το μέγεθος των εταιριών.

Η επίδραση του μεγέθους των εταιριών στην διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών κέντρισε το ενδιαφέρον πολλών ερευνητών και χαρακτηρίστηκε ως εμπειρική ανωμαλία των

χρηματιστηριακών αγορών. Το φαινόμενο αυτό παρατηρήθηκε αρχικά στις κεφαλαιαγορές των Η.Π.Α. στις αρχές της δεκαετίας του '80 και είναι γνωστό στην διεθνή βιβλιογραφία με το όνομα "size effect" ή "small firm effect". Σύμφωνα με το φαινόμενο αυτό, οι μετοχές εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης παρουσιάζουν συστηματικά μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μετοχές εταιριών μεγάλης κεφαλαιοποίησης.

Ο στόχος της μελέτης αυτής είναι να προσπαθήσει να διερευνήσει το εμπειρικό φαινόμενο της απόδοσης των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και της συμπεριφοράς τους με στοιχεία από το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ). Ο έλεγχος αυτού του φαινομένου για το ΧΑΑ, το οποίο βρίσκεται στο μεταίχμιο της αναδυόμενης και ώριμης αγοράς, αποκτά ιδιαίτερο ενδιαφέρον, καθώς ξένα κεφάλαια εισρέουν στην εγχώρια χρηματιστηριακή αγορά και κατά την περίοδο αυτή ολόκληρη η ελληνική οικονομία βρίσκεται σε ένα πολύ σημαντικό μεταβατικό στάδιο, προκειμένου να αντεπεξέλθει στις απαιτήσεις της ΕΕ και της Ο.Ν.Ε.

Η διάρθρωση της μελέτης αυτής έχει οργανωθεί ως εξής: Στο δεύτερο κεφάλαιο γίνεται μια επισκόπηση της διεθνούς και της ελληνικής βιβλιογραφίας σχετικά με το θέμα «size effect». Στο τρίτο κεφάλαιο παρουσιάζονται οι υποθέσεις προς έλεγχο, τα δεδομένα, και η μεθοδολογία που ακολουθείται. Στο τέταρτο κεφάλαιο παρουσιάζονται και σχολιάζονται τα αποτελέσματα και στο τελευταίο κεφάλαιο διατυπώνονται τα βασικότερα συμπεράσματα και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΔΕΥΤΕΡΟ

ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Στο κεφάλαιο αυτό γίνεται μια επισκόπηση προηγούμενων μελετών σχετικά με το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης. Θα χωρίσουμε την βιβλιογραφία σε ξένη (μελέτες στις Η.Π.Α. και άλλες χώρες) και σε ελληνική. Από τις ξένες μελέτες κάποιες προσπαθούν να εξηγήσουν τις αρχικές παρατηρήσεις σχετικά με το φαινόμενο αυτό που έγιναν από τους Banz (1981) και Reinganum (1981), κάποιες προσπαθούν να δώσουν περισσότερα καινούρια στοιχεία και κάποιες άλλες προσπαθούν να δώσουν μια οικονομική εξήγηση του φαινομένου. Οι Ελληνικές μελέτες είναι ολιγάριθμες πάνω στο σχετικό θέμα κι αυτός είναι ένας ακόμη λόγος που καθιστά την παρούσα μελέτη ενδιαφέρουσα, διότι διευρύνει περισσότερο τις γνώσεις όσον αφορά το θέμα πάνω στην Ελληνική πραγματικότητα στην κρίσιμη χρονική περίοδο που διανύουμε.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (ΥΑΚΣ) βασίζεται στην πρόταση ότι όλοι οι ορθολογικοί επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο, (είναι risk averse). Το ΥΑΚΣ κατέχει τόσο σημαντική θέση στην χρηματοοικονομική, ώστε να χρησιμοποιείται για διδακτικούς σκοπούς στην μέτρηση του κόστους ευκαιρίας των κεφαλαιουχικών στοιχείων στα περισσότερα προγράμματα σπουδών. Μας δείχνει τη γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου για κάθε κεφαλαιακό στοιχείο ή για κάθε συνδυασμό κεφαλαιακών στοιχείων. Περιγράφεται από την ακόλουθη εξίσωση:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i \{E(r_m) - r_f\} \quad (2.1)$$

όπου r_m είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, r_f η απόδοση του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου, $E(r_m)$ η προσδοκώμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, $E(r_i)$ είναι η προσδοκώμενη απόδοση του κεφαλαιουχικού στοιχείου i και β_i είναι το μέτρο της μέτρησης του συστηματικού κινδύνου του στοιχείου i . Ο συντελεστής βήτα ορίζεται ως εξής:

$$\beta_i = \frac{COV(r_i, r_m)}{VAR(r_m)} \quad (2.2)$$

όπου ο αριθμητής του κλάσματος είναι η συνδιακύμανση των αποδόσεων του περιουσιακού στοιχείου i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, ενώ ο παρονομαστής είναι η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ο συντελεστής βήτα αποτελεί τον κίνδυνο ο οποίος δεν μπορεί να αποφευχθεί μέσω διαφοροποίησης (συστηματικός κίνδυνος).

Τα αποτελέσματα των πρώτων εμπειρικών ελέγχων του ΥΑΚΣ που υποστήριζαν την θετική σχέση μεταξύ κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης ήταν σχετικά αδύναμα. Σε ελέγχους των υποδειγμάτων αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων του Sharpe (1964), Lintner (1965) και Black (1972), η εξάρτηση της αναμενόμενης απόδοσης και του συστηματικού κινδύνου είναι μόνο οριακά στατιστικά σημαντική. Στην έρευνα των Fama και MacBeth (1973) οι οποίοι βασίστηκαν σε δεδομένα του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE) αποδεικνύεται μόνο σε γενικές γραμμές η ισχύς του ΥΑΚΣ. Η στατιστική t για τον έλεγχο της υπόθεσης ότι η κλίση στην γραμμική εξίσωση της σχέσης κινδύνου-απόδοσης είναι μηδέν είναι 2,57 για την περίοδο 1935-1968, αλλά μόλις 1,92, 0,70 και 1,73 για τις υποπεριόδους 1935-1945, 1946-1955 και 1956-1968 αντίστοιχα.

Αν και υπάρχουν πολλές πιθανές εξηγήσεις για αυτά τα εμπειρικά αποτελέσματα, η ασθενής στατιστική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και του συστηματικού κινδύνου αποτελεί ένα ενδιαφέρον μέτρο σύγκρισης της ισχύς άλλων τύπων διαφορών μεταξύ των μετοχών στις μέσες αποδόσεις τους. Για παράδειγμα, η σχέση μεταξύ μεγέθους και μέσης απόδοσης της μετοχής είναι περίπου τόσο ισχυρή όσο και η σχέση μεταξύ κινδύνου και μέσης απόδοσης. Από την άποψη αυτή δεν αποτελεί καμία έκπληξη το γεγονός ότι τα τελευταία χρόνια υπήρξε μια μεγάλη αύξηση στον αριθμό των μελετών σχετικά με το "size effect" αλλά και τις άλλες εμπειρικές ανωμαλίες στις μέσες αποδόσεις των μετοχών.

2.1 Επισκόπηση ξένης βιβλιογραφίας

Στην παράγραφο αυτή γίνεται μια παρουσίαση ξένων μελετών σχετικά με το φαινόμενο των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης. Οι πρώτες εμπειρικές

έρευνες που έγιναν από τους Banz (1981) και Reinganum (1981) αφορούν την χρηματιστηριακή αγορά των Η.Π.Α.. Έτσι θα παρουσιάσουμε πρώτα τις μελέτες που έγιναν στις Η.Π.Α. και μετά αυτές που έγιναν σε άλλες χρηματιστηριακές αγορές ακολουθώντας παράλληλα και κάποια χρονολογική σειρά.

2.1.1 Αμερικάνικη Βιβλιογραφία

Ο Banz (1981) στην μελέτη του χρησιμοποίησε στοιχεία (τιμές, αποδόσεις και αριθμό μετοχών στο τέλος κάθε μήνα) από όλες τις εταιρίες που ήταν εισηγμένες στο NYSE (New York Stock Exchange) για τουλάχιστον πέντε χρόνια κατά την περίοδο 1926-1975. Έκανε χρήση μιας μεθοδολογίας παρόμοιας με αυτήν των Fama και MacBeth τρέχοντας μια διαστρωματική παλινδρόμηση της μορφής:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{1t} + \gamma_{2t}[(\phi_{it} - \phi_m)/\phi_m] + \varepsilon_{it}$$

$$i=1, \dots, N \quad (2.3)$$

όπου ο δείκτης t είναι για την αντίστοιχη περίοδο και:

R_{it} = η αναμενόμενη απόδοση,

γ_{0t} = η αναμενόμενη απόδοση για ένα χαρτοφυλάκιο μηδενικού κινδύνου,

γ_{1t} = το αναμενόμενο ασφάλιστρο κινδύνου της αγοράς,

ϕ_i = η αγοραία αξία της μετοχής i ,

ϕ_m = η μέση αγοραία αξία,

γ_2 = η σταθερά που μετράει την συνεισφορά του ϕ_i στην αναμενόμενη απόδοση της μετοχής,

ε_{2i} = ο διαταρακτικός όρος.

Οι σταθερές βήτα των μετοχών υπολογίστηκαν από την παλινδρόμηση με τη χρήση ιστορικών στοιχείων (τα πέντε πρώτα χρόνια δεδομένων). Στη συνέχεια σχηματίστηκαν 25 χαρτοφυλάκια μετοχών πρώτα με βάση την κεφαλαιοποίησή τους και μετά με βάση το βήτα των εταιριών που τα αποτελούν. Στα επόμενα πέντε χρόνια (1930-1935) υπολογίστηκαν οι συντελεστές βήτα για τα 25 χαρτοφυλάκια. Τα χαρτοφυλάκια ανασυντάσσονταν κάθε χρόνο. Η διαστρωματική παλινδρόμηση της εξίσωσης (2.3) σχηματίστηκε για κάθε μήνα και οι μέσες τιμές από τις χρονοσειρές των

συντελεστών γάμα που προέκυψαν χρησιμοποιήθηκαν για την ερμηνεία του μοντέλου.

Τα αποτελέσματα έδειξαν μια σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ των αναμενόμενων αποδόσεων και της αγοραίας αξίας των μετοχών (συντελεστής γ_2) εφόσον έχει αντισταθμιστεί ο κίνδυνος. Η στατιστική t για το αν ο συντελεστής που αφορά το "size effect" είναι ίσος με το μηδέν βρέθηκε ίση με -2,54 για την περίοδο 1936-75 και επίσης -1,88 και -1,91 για τις υποπεριόδους 1936-55 και 1956-75 αντίστοιχα. Επομένως η στατιστική εξάρτηση της αναμενόμενης απόδοσης από τον κίνδυνο βρέθηκε συγκρίσιμη με την εξάρτηση της αναμενόμενης απόδοσης από το μέγεθος της εταιρίας. Επίσης τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το "size effect" δεν είναι γραμμικό ως προς το απόλυτο μέγεθος των εταιριών (ούτε ως προς το λογάριθμο του μεγέθους) αλλά είναι πιο έντονο για τις μικρότερες εταιρίες του δείγματος. Τη μέγιστη επιπλέον απόδοση μπορεί να την έχει ο επενδυτής κρατώντας πολύ μικρές εταιρίες για μεγάλο χρονικό διάστημα και μεγάλες εταιρίες για μικρό χρονικό διάστημα και είναι κατά μέσο όρο 19,8% σε ετήσια βάση. Το φαινόμενο δεν ήταν πολύ σταθερό σε όλη την χρονική περίοδο της έρευνας. Μια επιμέρους ανάλυση σε δεκαετίες υποπεριόδους ανέδειξε μεγάλες διαφορές στο μέγεθος του συντελεστή του παράγοντα μεγέθους. Ο Banz τελικά συμπέρανε ότι το "size effect" υπάρχει, αν και δεν μπορεί να εξηγήσει γιατί υπάρχει και επιπλέον συμπέρανε ότι το ΥΑΚΣ είναι εσφαλμένο.

Αυτά τα παράδοξα κι αντιφατικά αποτελέσματα ώθησαν αρκετούς ερευνητές να ελέγξουν αν το φαινόμενο των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης συνδέεται με άλλες φαινομενικά εμπειρικές ανωμαλίες στις αποδόσεις των μετοχών. Για παράδειγμα, ο *Reinganum (1981)* συνέδεσε το "size effect" με το "E/P effect". Το τελευταίο το είχε μελετήσει ο *Basu (1977)* και βρήκε ότι οι μετοχές με υψηλό λόγο κερδών/τιμή (E/P) έχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο από αυτές με χαμηλό αντίστοιχο λόγο.

Ο *Reinganum (1981)* συγκέντρωσε δεδομένα για τα τριμηνιαία κέρδη 566 εταιριών εισηγμένων στο NYSE ή στο AMEX (American Exchange) από τα τεύχη της εφημερίδας *Wall Street Journal* για τα έτη 1976 και 1977. Τα δεδομένα αυτά τα χρησιμοποίησε για να δημιουργήσει χαρτοφυλάκια με

υψηλό E/P τα οποία συστηματικά είχαν καλύτερη απόδοση από τα χαρτοφυλάκια με χαμηλό E/P (όλα τα χαρτοφυλάκια είχαν εξ' ορισμού συντελεστή βήτα ίσο με τη μονάδα). Για την ακρίβεια οι υπεραποδόσεις ήταν περίπου 6%-7% ανά τρίμηνο και διατηρούνταν για τουλάχιστον 6 μήνες. Αναλύοντας τα ετήσια δεδομένα για μεγαλύτερα χρονικά διαστήματα τα ανώμαλα E/P αποτελέσματα διατηρούνταν. Έτσι, ακόμη και μετά από δύο χρόνια από την δημιουργία του το χαρτοφυλάκιο με υψηλό λόγο E/P παρουσίαζε επιπλέον κέρδη 7% για τον δεύτερο χρόνο.

Στην συνέχεια ο *Reinganum* αναλύοντας τα δεδομένα για τα E/P των εταιριών επισήμανε ότι οι μικρές εταιρίες συστηματικά παρουσίαζαν μεγαλύτερα ποσοστά απόδοσης από τις μεγαλύτερες εταιρίες με ίσο συντελεστή βήτα. Ήταν περίπου 0,05% την ημέρα ή 12% ετησίως τα επιπλέον κέρδη για τις μικρότερες εταιρίες). Μετά από στάθμιση του δείγματος για κάθε επίδραση του φαινομένου E/P, ένα ισχυρό "size effect" παρέμενε (τα προηγούμενα νούμερα διατηρούνταν). Έπειτα όμως από στάθμιση του δείγματος για κάθε επίδραση που μπορεί να έχει η κεφαλαιοποίηση της εταιρίας, δεν προέκυπτε κάποιο ξεχωριστό E/P φαινόμενο. Επομένως, ο *Reinganum* συμπέρανε ότι παρότι υπάρχει μια ανωμαλία ως προς τον λόγο E/P και ως προς το μέγεθος των εταιριών, όταν οι δύο αυτές μεταβλητές μελετώνται ξεχωριστά, οι δύο ανωμαλίες μάλλον σχετίζονται με το ίδιο σύνολο παραγόντων που λείπουν από το ΥΑΚΣ και επιπλέον αυτοί οι παράγοντες εμφανίζονται να είναι πιο στενά συνδεδεμένοι με το μέγεθος, παρά με το λόγο E/P των εταιριών. Έτσι τα αποτελέσματα της έρευνάς του έρχονται σε αντίθεση με αυτά του *Basu (1977)* καθώς το "size effect" επικαλύπτει κατά κάποιον τρόπο το "E/P effect".

Ο *Keim (1983)* παρείχε με την έρευνά του περισσότερα στοιχεία που χαρακτηρίζουν το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης. Στη μελέτη του εξέτασε την σταθερότητα της επίδρασης του μεγέθους των εταιριών στις αποδόσεις των μετοχών τους από μήνα σε μήνα, για την περίοδο από το 1963-1979, για εταιρίες που περιλαμβάνονται στο NYSE και στο AMEX. Στο τέλος κάθε χρονιάς κάθε εταιρία κατατάσσεται σύμφωνα με την κεφαλαιοποίησή της (το γινόμενο της τιμής κλεισίματος της χρονιάς επί τον αριθμό των κοινών διαθέσιμων μετοχών). Στη συνέχεια συντάχθηκαν

δέκα χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος, με το χαρτοφυλάκιο 1 να περιέχει το 10% των μικρότερων μετοχών, το δεύτερο χαρτοφυλάκιο το επόμενο 10% κ.ο.κ. Για τον υπολογισμό των βήτα των εταιριών ο Keim χρησιμοποίησε μία μέθοδο που αντισταθμίζει την επίδραση των μη σύγχρονων, ή και των μη συχνών συναλλαγών (*nonsynchronous and infrequent trading*). Υπολόγισε ότι η επιπλέον απόδοση του μικρότερου χαρτοφυλακίου από την απόδοση που δικαιολογεί ο συντελεστής βήτα του ίδιου χαρτοφυλακίου είναι περίπου 20,7% ανά χρόνο (σε σύγκριση με το 12% που υπολογίζει ο *Reinganum*). Στην συνέχεια, οι ανώμαλες αποδόσεις υπολογίστηκαν για όλα τα χαρτοφυλάκια σε επίπεδο μήνα για όλη την 17-χρονη περίοδο και καταγράφηκαν οι μέσες τιμές για κάθε μήνα. Ελέγχοντας την υπόθεση ότι οι επιπλέον αποδόσεις που υπολογίζονται για τις μικρές εταιρίες είναι σταθερές για όλους τους μήνες βρήκε την στατιστική F ίση με 18,9 που του επιτρέπει να απορρίψει αυτήν την υπόθεση. Επίσης βρήκε ότι το μήνα Ιανουάριοι επιπλέον αποδόσεις των μικρών εταιριών είναι μεγαλύτερες και στατιστικά σημαντικές ενώ των μεγάλων εταιριών είναι αρνητικές και μικρότερες από κάθε άλλο μήνα του χρόνου αντίστοιχα. Περίπου το 50% της μέσης έντασης του ανώμαλου φαινομένου του μεγέθους την περίοδο 1963-1979 είναι συγκεντρωμένο τον μήνα Ιανουάριο. Επίσης ο Keim προσδιόρισε ότι το φαινόμενο των υψηλότερων μέσων αποδόσεων του μήνα αυτού, (*January effect*) οφείλεται στις υπεραποδόσεις των μικρών εταιριών.

Επιπλέον εξέταση της σχέσης των δύο φαινομένων, του μεγέθους των επιχειρήσεων και του Ιανουαρίου έχει δείξει ότι η σχέση αυτή προκύπτει κυρίως για τις πρώτες πέντε ημέρες διαπραγματεύσεων κάθε Ιανουαρίου. Συγκεκριμένα, η μέση διαφορά στις αποδόσεις του μικρότερου χαρτοφυλακίου από το μεγαλύτερο για αυτές τις πέντε ημέρες είναι 8%, όταν για ολόκληρο το χρόνο είναι 30,4%. Επομένως το 26,3% ($=8\% / 30,4\%$) του ετήσιου "size effect" συμβαίνει μέσα σε αυτές τις πέντε ημέρες. Αν οι ανώμαλες αποδόσεις ισοκατανέμονταν σε όλες τις ημέρες του χρόνου τότε μόνο το 0.4% του "size effect" θα συνέβαινε τις πρώτες πέντε μέρες. Στο τέλος της μελέτης του ο Keim έκανε κάποιες υποθέσεις που θα μπορούσαν να ήταν πιθανές εξηγήσεις της σχέσης των δύο φαινομένων χωρίς να παίρνει απόλυτη θέση, ανοίγοντας όμως δρόμο προς νέες κατευθύνσεις και μελέτες.

Οι *Brown, Kleidon και Marsh (1983)* εξέτασαν την συμπεριφορά του φαινομένου των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης σε σχέση με το χρόνο. Χρησιμοποιώντας δεδομένα της περιόδου 1967-1979 από το δείγμα των 566 εταιριών που χρησιμοποίησε και ο *Reinganum*, βρήκαν ότι οι σταθμισμένες στον κίνδυνο αποδόσεις των χαρτοφυλακίων, που είναι διαμορφωμένα κατά μέγεθος εταιριών, σχετίζονται γραμμικά με τον λογάριθμο της μεταβλητής του μεγέθους (ο *Banz (1981)* πρώτος είχε παρατηρήσει ότι το φαινόμενο είναι πιο έντονο για τις μικρές εταιρίες). Το πιο σημαντικό συμπέρασμά τους είναι ότι η ένταση αλλά και το πρόσημο του "size effect" δεν είναι σταθερά εντός της περιόδου του δείγματος 1967-1979. Συγκεκριμένα το φαινόμενο της κεφαλαιοποίησης των εταιριών φαίνεται να υποδηλώνει αρνητικά επιπλέον κέρδη για τις μικρές εταιρίες την περίοδο μεταξύ 1969 και 1973 και θετικά επιπλέον κέρδη την περίοδο 1974-1979. Δηλαδή την περίοδο 1969-1973 υπήρξε μια αναστροφή του φαινομένου. Την περίοδο αυτή οι μικρές εταιρίες είχαν ετησίως περίπου 25% αρνητικά επιπλέον κέρδη ενώ την αμέσως επόμενη περίοδο είχαν περισσότερο από 25% θετικά επιπλέον κέρδη. Οι *Brown, Kleidon και Marsh* έκαναν διάφορες εικασίες για το είδος των εξηγήσεων του φαινομένου που είναι συμβατές με την χρονική διακύμανση αυτού αλλά δεν κατέληξαν σε κανένα συμπέρασμα που να ικανοποιεί τα δικά τους αποτελέσματα και του *Keim* ταυτόχρονα.

Οι *Stoll και Whaley (1983)* εξέτασαν την έκταση του κόστους συναλλαγών για τις μετοχές εταιριών που ανήκουν σε διαφορετικές τάξεις μεγέθους. Σχολιάζοντας τα μέχρι τότε ευρήματα από τις εργασίες των *Banz (1981)* και *Reinganum (1981)*, συμπέραναν ότι η κεφαλαιαγορά είναι μη αποτελεσματική μόνο εάν είναι δυνατόν με βάση τις διαθέσιμες πληροφορίες που έχει κάποιος επενδυτής να κερδίσει παραπάνω από τις κανονικές σταθμισμένες στον κίνδυνο αποδόσεις, οι οποίες θα είναι καθαρές από κόστη συναλλαγών. Οι προηγούμενες μελέτες του "size effect" ήταν με βάση τις μεικτές αποδόσεις των μετοχών.

Μελέτησαν τις μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών που διαπραγματεύονταν στο NYSE για την περίοδο από το 1960 μέχρι το 1979, σχηματίζοντας 10 χαρτοφυλάκια με βάση την κεφαλαιοποίηση της εταιρίας. Παρατήρησαν ότι οι μετοχές των μικρών εταιριών έτειναν να έχουν

χαμηλότερες τιμές και μεγαλύτερη διαφορά ανάμεσα στην τιμή ζήτησης και προσφοράς (bid-ask spreads) και επομένως τα κόστη συναλλαγών ήταν σχετικά μεγαλύτερα για τις μετοχές αυτές. Υποστήριξαν ότι ο συνυπολογισμός του κόστους των συναλλαγών στις αποδόσεις των μετοχών μπορεί τουλάχιστον να εξηγήσει εν μέρη το φαινόμενο των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης.

Η διαφορά τιμής ζήτησης και προσφοράς (bid-ask spread) αποτελεί ένα τμήμα του κόστους σε μία ολοκληρωμένη (round-trip) συναλλαγή. Έστω μία ολοκληρωμένη (round-trip) συναλλαγή, όπου μια μετοχή αγοράζεται και μετά πωλείται μέσα σε μια περίοδο στην οποία καμία καινούρια πληροφορία δεν δημοσιοποιείται που θα μπορούσε να ωθήσει τους επενδυτές σε επαναπροσδιορισμό της τιμής της μετοχής (πιο σωστά οι τιμές ζήτησης και προσφοράς που διαμορφώνονται από τους χρηματιστές (dealers) δεν αλλάζουν). Η μετοχή θα αγοραστεί στην τιμή προσφοράς (asked) του χρηματιστή (dealer) και θα πωληθεί στην τιμή ζήτησης (bid) που είναι μικρότερη δημιουργώντας ένα επιπλέον κόστος. Το κόστος αυτό είναι η αποζημίωση του χρηματιστή (dealer) ο οποίος παρέχει ρευστότητα στον επενδυτή, την ικανότητα δηλαδή για άμεσες αγοροπωλησίες. Οι διαφορές στις τιμές προσφοράς και ζήτησης αν και σε απόλυτες τιμές είναι ίδιες περίπου για τις μικρές και τις μεγάλες εταιρίες, τα κόστη συναλλαγών, που προκύπτουν ως ποσοστό επί της τιμής των μετοχών, διαφέρουν επειδή οι περισσότερες μικρές εταιρίες διαπραγματεύονται σε χαμηλότερες τιμές. Επίσης, όσο πιο μικρή είναι η εμπορευσιμότητα μιας εταιρίας - η οποία είναι συνήθως ανάλογη του μεγέθους της εταιρίας - τόσο μεγαλύτερη θα είναι η αποζημίωση του χρηματιστή (dealer) δηλαδή το κόστος συναλλαγής.

Οι *Stoll και Whaley (1983)* προσθέτοντας στις εκτιμήσεις τους για τις διαφορές στις τιμές προσφοράς και ζήτησης, το ποσοστό της προμήθειας, υπολόγισαν ότι τα κυκλικά κόστη συναλλαγών έχουν μέση τιμή 6,8% για το χαρτοφυλάκιο των μικρών εταιριών και μόλις 2,7% για το χαρτοφυλάκιο των μεγαλύτερων μετοχών. Υπολόγισαν τις σταθμισμένες στον κίνδυνο αποδόσεις για το χαρτοφυλάκιο των μικρών εταιριών αφαιρώντας τα κόστη συναλλαγών και βρήκαν πως μια κυκλική συναλλαγή κάθε τρεις μήνες είναι ικανή να εξαλείψει το φαινόμενο των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης. Αν οι κυκλικές

συναλλαγές συμβαίνουν μια φορά το χρόνο, οι καθαρές από κόστη συναλλαγών μέσες επιπλέον αποδόσεις των μικρών εταιριών είναι 4,5% το χρόνο με μια στατιστική t ίση με 1,75 (μη στατιστικά σημαντική). Το τελικό συμπέρασμα της μελέτης τους είναι ότι οι αποδόσεις είναι συμβατές με το ΥΑΚΣ όταν αυτό εφαρμόζεται για αποδόσεις καθαρές από κόστη συναλλαγών και για χρονικές περιόδους από 3 μήνες μέχρι και 1 χρόνο.

Ο *Schultz (1983)* εξέτασε την υπόθεση ότι τα κόστη συναλλαγών μπορούν να εξηγήσουν το "small firm effect". Χρησιμοποίησε ημερήσιες αποδόσεις από μετοχές του NYSE και AMEX (στο AMEX διαπραγματεύονται γενικότερα μικρότερες εταιρίες από το NYSE) για την περίοδο 1963 με 1979. Υπολόγισε όπως και οι *Stoll και Whaley (1983)* ότι τα κόστη κυκλικών συναλλαγών για μετοχές στο μικρότερο χαρτοφυλάκιο είναι περίπου 11,4%. Παρόλα αυτά όμως, για χρονικές περιόδους ενός έτους, το χαρτοφυλάκιο των μικρών εταιριών κέρδισε μέσες σταθμισμένες στον κίνδυνο αποδόσεις καθαρές από κόστη συναλλαγών περίπου 31%. Αυτό το "size effect" έχει στατιστική t ίση με 2,77, η οποία απορρίπτει σε επίπεδο σημαντικότητας 1% την υπόθεση ότι το μικρότερο χαρτοφυλάκιο δεν κερδίζει καθαρά επιπλέον αποδόσεις για χρονικές περιόδους μέχρι και ένα έτος. Επίσης εξετάζοντας αν τα κόστη συναλλαγών παρουσίαζαν εποχικότητα που θα μπορούσε να εξηγήσει το "January effect" που βρήκε ο *Keim (1983)* δεν βρήκε κανένα αξιόπιστο αποτέλεσμα. Ομοίως οι επισημάνσεις των *Brown, Kleidon και Marsh (1983)* ότι το "size effect" διανύει και περιόδους αναστροφής δεν μπορεί να εξηγηθεί από μια αντίστοιχη αναστροφή του πρόσημου της διαφοράς των κοστών συναλλαγών μεταξύ των μικρών και των μεγάλων εταιριών. Επομένως ο *Schultz (1983)* συμπέρανε ότι τα κόστη συναλλαγών δεν μπορούν να εξηγήσουν το "size effect".

Σαν αποτέλεσμα των διαπιστώσεων που έκανε ο *Keim (1983)* ότι ένα μεγάλο μέρος από τα επιπλέον κέρδη των μικρών εταιριών συμβαίνουν τον Ιανουάριο, πολλές μελέτες προσπάθησαν να εξηγήσουν αυτό το φαινόμενο που ονομάστηκε Αποτέλεσμα της Αλλαγής του Χρόνου ("turn of the year effect"). Μια πιθανή εξήγηση που είναι λογικοφανής έχει να κάνει με το "tax selling". Δηλαδή κάποιοι επενδυτές πουλούν μετοχές στο τέλος του χρόνου για να πραγματοποιήσουν βραχυπρόθεσμες απώλειες με στόχο την

ελάττωση των φόρων που θα τους επιβληθούν στα χρηματοοικονομικά κέρδη τους. Αν αυτή η πίεση στις τιμές επιφέρει πτώση στις τιμές των μετοχών τότε είναι απολύτως λογική η αύξηση των τιμών στην αρχή του επόμενου χρόνου, καθώς επανέρχεται ισορροπία.

Ο *Roll* (1983) και ο *Reinganum* (1983) εξέτασαν την υπόθεση ότι το "tax selling" είναι η σωστή εξήγηση για την άνοδο των τιμών στην αρχή του χρόνου και την σχέση που έχει αυτή η εκδοχή με τις αποδόσεις των μικρών εταιριών. Αρχικά επισήμαναν ότι σύμφωνα με την φορολογική νομοθεσία ένας επενδυτής θα προτιμήσει να πουλήσει στο τέλος του χρόνου μετοχές που έχουν καταγράψει βραχυπρόθεσμες (εντός εξαμήνου) απώλειες από αυτές που έχουν καταγράψει βραχυπρόθεσμα κέρδη για τρεις λόγους: Πρώτον η πώληση των χαμένων μετοχών θα επιφέρει μείωση των φόρων ενώ η πώληση των κερδισμένων θα έχει αντίθετο αποτέλεσμα. Δεύτερον, αν οι μετοχές που κερδίζουν κρατηθούν για μεγαλύτερο διάστημα θα φορολογηθούν μετά την πώλησή τους με μικρότερο φορολογικό συντελεστή. Τρίτον, αν οι βραχυπρόθεσμες απώλειες γίνουν μακροπρόθεσμες θα χάσουν τις φορολογικές ελαφρύνσεις μετά την πώλησή τους.

Και οι δύο ερευνητές βρήκαν κάποια θετική σχέση μεταξύ της έκτασης της αύξησης των τιμών την πρώτη εβδομάδα του Ιανουαρίου με την έκταση των βραχυπρόθεσμων απωλειών που έχουν πραγματοποιηθεί στο τέλος του προηγούμενου χρόνου. Συμπέραναν ότι το φαινόμενο είναι πιο έντονο για τις μικρές εταιρίες, διότι οι αποδόσεις των εταιριών αυτών είναι πιο ευμετάβλητες και επομένως είναι πιθανότερο κάποιες από αυτές να καταγράφουν σημαντικές βραχυπρόθεσμες απώλειες. Επιπλέον, οι επενδυτές που δεν φορολογούνται, όπως τα αμοιβαία κεφάλαια, έχουν αναλογικά μικρότερα μερίδια σε μετοχές μικρών εταιριών και τέλος τα κόστη συναλλαγών στις μικρές εταιρίες είναι μεγαλύτερα και συντελούν στην αύξηση των βραχυπρόθεσμων απωλειών. Βεβαίως, αν όντως οι παραπάνω προτάσεις ευσταθούν κλονίζεται η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς. Αν η αγορά είναι αποτελεσματική η παραπάνω συμπεριφορά δεν θα συνέβαινε, διότι από τη στιγμή που οι επενδυτές θα διστάζονταν ότι κάποιες μετοχές υποτιμούνταν στο τέλος του χρόνου θα έσπευδαν να τις αγοράσουν με αποτέλεσμα να αποφευχθεί κάποια σημαντική υποτίμηση της τιμής τους.

Επιπροσθέτως ο *Reinganum* (1983) βρήκε ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών είναι υψηλές τις πρώτες πέντε μέρες διαπραγματεύσεων του νέου έτους, ακόμη και για μετοχές που έχουν παρουσιάσει χρηματοοικονομικά κέρδη την προηγούμενη χρονιά. Επίσης επισήμανε ότι οι μέσες επιπλέον αποδόσεις των μικρών εταιριών είναι υψηλότερες σε σχέση με αυτές των μεγάλων εταιριών για ολόκληρο τον Ιανουάριο και όχι μόνο για τις πρώτες πέντε μέρες διαπραγματεύσεων. Και τα δύο αυτά συμπεράσματα οδήγησαν τον *Reinganum* να καταλήξει στο ότι το εμπειρικό ανώμαλο φαινόμενο των μικρών εταιριών τον Ιανουάριο δεν μπορεί να εξηγηθεί πλήρως από το "tax-loss selling".

Ο *Basu* (1983) επανεξέτασε τα αποτελέσματα του *Reinganum* (1981) χρησιμοποιώντας διαφορετική χρονική περίοδο δεδομένων (1963-1980) και μια διαφορετική διαδικασία για την δημιουργία των χαρτοφυλακίων μετοχών που κατηγοριοποιούνται με βάση το μέγεθος και τον λόγο κέρδη προς τιμή (E/P) συγχρόνως. Ο *Basu* επίσης χρησιμοποίησε μια ποικιλία μεθόδων για να ελέγξει την επίδραση του κινδύνου και βρήκε ότι οι αποδόσεις των μετοχών εταιριών με χαμηλή αγοραία αξία είναι πιο επικίνδυνες από μετοχές μεγαλύτερων εταιριών. Σε έναν από τους ελέγχους του, ο *Basu* κατηγοριοποίησε τις μετοχές σε χαρτοφυλάκια με διαφορετικό λόγο E/P αλλά με ίδια κεφαλαιοποίηση και διαπίστωσε ότι οι μετοχές με υψηλό λόγο E/P κερδίζουν στατιστικά σημαντικές θετικές σταθμισμένες στον κίνδυνο αποδόσεις. Από την άλλη μεριά, όταν οι μετοχές κατηγοριοποιούνται σε χαρτοφυλάκια με διαφορετική κεφαλαιοποίηση αλλά με παρόμοιο λόγο E/P, ο *Basu* δεν διαπίστωσε κάποιες σημαντικές αποδόσεις σταθμισμένες στον κίνδυνο που να σχετίζονται με την κεφαλαιοποίηση των εταιριών για την περίοδο 1963-1980. Επομένως τα αποτελέσματα του *Basu* έρχονται σε αντίθεση με αυτά του *Reinganum* (1981) ο οποίος συμπέρανε ότι το "size effect" υποσκελίζει το "E/P effect". Τέλος ο *Basu* σημείωσε ότι υπάρχει κάποια αλληλεπίδραση μεταξύ μεγέθους και λόγου E/P των εταιριών με την έννοια ότι η απόλυτη τιμή των σταθμισμένων στον κίνδυνο κερδών είναι μεγαλύτερη για μικρές εταιρίες με μεγάλο λόγο E/P. Η έρευνα κατέληξε στο ότι και οι δύο εμπειρικές ανωμαλίες "E/P effect" και "size effect" πιθανότατα

αποτελούν ενδείξεις ότι το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (ΥΑΚΣ) είναι προβληματικό και όχι ότι η αγορά είναι μη αποτελεσματική.

Οι *Roll (1982)* και *Blume και Stambaugh (1983)* εξέτασαν την επίδραση διαφορετικών στρατηγικών στην διαχείριση των χαρτοφυλακίων που δημιουργούνται για τον υπολογισμό των επιπλέον αποδόσεων των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης. Συμπέραναν ότι ο ετήσιος αριθμητικός μέσος όρος των ημερησίων σταθμισμένων στον κίνδυνο αποδόσεων που υπολόγισε ο *Reinganum (1981)* είναι τουλάχιστον διπλάσιος από την αντίστοιχη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου που αγοράζεται στην αρχή του έτους και κρατείται για ολόκληρο το έτος. Η χρήση των σύνθετων αριθμητικών μέσων αποδόσεων στην πρώτη περίπτωση ισοδυναμεί με καθημερινή εξισορρόπηση του χαρτοφυλακίου ώστε να αυτό να αποτελείται από μετοχές με ίσα βάρη. Η δεύτερη στρατηγική γνωστή ως στρατηγική αγοράς και διακράτησης ("buy and hold strategy") δεν εμπεριέχει καμία εξισορρόπηση εντός του έτους. Αφού το μέγεθος του "size effect" εξαρτάται από την επιλογή της στρατηγικής και οι τρεις ερευνητές αμφισβητούν την εμπειρική σημασία του φαινομένου.

Οι *Chan, Chen και Hsieh (1985)* εξέτασαν το φαινόμενο των εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης για την περίοδο 1958-1977 και για εταιρίες εισαγόμενες στο NYSE, μέσα από ένα πολυπαραγοντικό μοντέλο αποτίμησης. Οι παράγοντες του μοντέλου που επιλέχθηκαν είναι αναγνωρίσιμες οικονομικές μεταβλητές. Οι μεταβλητές αυτές (επτά τον αριθμό) μετρούν την μεταβολή στον αναμενόμενο μακροπρόθεσμο ρυθμό ανάπτυξης, την αλλαγή στην κατάσταση της οικονομίας, την επίδραση του πληθωρισμού, την διαφορά απόδοσης μεταξύ των 20ετών κρατικών ομολόγων (long-term government bond) και των γραμματίων δημοσίου (T-Bill), και την αλλαγή στο ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium). Δημιούργησαν 20 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος των εταιριών (5% του συνόλου των εταιριών σε κάθε χαρτοφυλάκιο) στα οποία εφαρμόζεται η εξίσωση αποτίμησης του μοντέλου. Η διαφορά στις σταθμισμένες στον κίνδυνο αποδόσεις μεταξύ του μεγαλύτερου και του μικρότερου χαρτοφυλακίου είναι περίπου ένα με δύο τοις εκατό το χρόνο (ασήμαντη), ενώ πριν την προσαρμογή στον κίνδυνο είναι 12% το χρόνο. Βρέθηκε ότι η μεταβλητή που παρουσιάζει στατιστική σημαντικότητα και εξηγεί σε μεγαλύτερο ποσοστό το

“size effect” είναι η ευαισθησία των αξιόγραφων στις αλλαγές του ασφάλιστρου κινδύνου (risk premium) όπως αυτό μετριέται από την διαφορά στις αποδόσεις μεταξύ των χαμηλόβαθμων ομολόγων (low-grade bonds) και των μακροπρόθεσμων κρατικών ομολόγων (long-term government bonds).

Τα αποτελέσματα αυτά είναι σύμφωνα με την κοινή λογική ότι οι μικρές εταιρίες είναι πιο επικίνδυνες από τις μεγάλες επειδή είναι πιο ευαίσθητες (ευμετάβλητες) σε “οικονομικές διαστολές και συστολές”. Συνολικά οι τρεις μελετητές κατέληξαν στο ότι το size effect “συλλαμβάνεται” από ένα πολυπαραγοντικό μοντέλο αποτίμησης. Οι υψηλότερες αποδόσεις των μικρότερων εταιριών δικαιολογούνται από τους επιπρόσθετους κινδύνους που γεννιούνται σε μία αποτελεσματική αγορά.

Ο *Keim (1990)* επανεξέτασε την σχέση μεταξύ E/P και size effect. Σ’ αυτήν την έρευνα χρησιμοποιήθηκε μεγαλύτερο διάστημα δεδομένων (1951 με 1986), τα δεδομένα δεν παρουσίαζαν σημαντική μεροληψία επιβίωσης (survivorship bias) και επίσης έγινε μια ανάλυση αποδόσεων χαρτοφυλακίου η οποία έδωσε έμφαση στις σημαντικότερες διαφορές μεταξύ του Ιανουαρίου και των άλλων μηνών. Και τα δύο φαινόμενα (E/P, size) ήταν σημαντικά όταν υπολογίζονται για όλους τους μήνες. Όμως ενώ για τον Ιανουάριο και τα δύο φαινόμενα ήταν σημαντικά, μόνο το E/P effect βρέθηκε σημαντικό κατά την διάρκεια των υπόλοιπων 11 μηνών. Επίσης τρέχοντας κάποιες παλινδρομήσεις των επιπλέον αποδόσεων με μία προκαθορισμένη μεταβλητή που προσδιορίζει το ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium), συμπέρανε ότι η μεταβλητή αυτή είναι ικανή να προβλέψει τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται με βάση το μέγεθος και το λόγο E/P, ειδικά τον Ιανουάριο. Επιπλέον η ισχύς της πρόβλεψης αυξάνει όσο μειώνεται το μέγεθος και αυξάνεται το E/P.

Οι *Leong και Zaima (1991)* έδωσαν περισσότερα στοιχεία για το “size effect”. Στην έρευνά τους περιέλαβαν εκτός από μετοχές του NYSE και AMEX και μετοχές της αγοράς OTC (Over the Counter Market) που είναι μια δευτερεύουσα ανεξάρτητη αγορά με τις μικρότερες εταιρίες που διαπραγματεύονται δημόσια. Από μία σύγκριση των επιπλέον κερδών των χαρτοφυλακίων που περιλαμβάνουν μόνο μετοχές του NYSE-AMEX προέκυψε ότι όντως υπάρχει ένα φαινόμενο εταιριών μικρής

κεφαλαιοποίησης. Όμως όταν η σύγκριση αυτή επεκτάθηκε ώστε να περιλαμβάνει και τις OTC μετοχές τότε δεν επιβεβαιώθηκε η ύπαρξη του “size effect”.

Παρόλα αυτά, μια σύγκριση των μηνιαίων επιπλέον αποδόσεων ανέδειξε την ύπαρξη ενός “small firm effect” το μήνα Ιανουάριο και στις OTC και στις NYSE-AMEX μετοχές. Όμως το “January effect” για τις OTC μετοχές εξαλείφεται τελείως από τις αρνητικές επιπλέον αναμενόμενες αποδόσεις τους υπόλοιπους μήνες, έτσι ώστε συνολικά να μην υπάρχει κάποιο “small firm effect”. Οι μελετητές συμπέραναν ότι είναι πιθανή η ύπαρξη ενός ακόμη μη διευκρινισμένου άσχετου με το μέγεθος παράγοντα για τις NYSE-AMEX μετοχές, που επίσης επιδρά και στις OTC μετοχές το μήνα Ιανουάριο.

Οι *Bhardway και Brooks (1992)* μελέτησαν εκ νέου το “January effect” το οποίο σε προηγούμενες μελέτες είχε συσχετιστεί άμεσα με το “size effect”. Εξετάζοντας χαρτοφυλάκια μετοχών του NYSE και AMEX ταξινομημένα με βάση το μέγεθος της εταιρίας και την τιμή της μετοχής για την περίοδο 1967-1988, η εμπειρική ανωμαλία του Ιανουαρίου προέκυψε να σχετίζεται με το φαινόμενο της χαμηλής τιμής (low-price phenomenon) παρά με το “size effect”. Υποστηρίζουν πως τα συμπεράσματα προηγούμενων μελετών που συσχέτιζαν το January με το size effect προέκυπταν από μη ικανοποιητικό έλεγχο για διαφορές μεταξύ των μετοχών. Μετά από συνυπολογισμό των κοστών συναλλαγής για την περίοδο 1982-1986, οι μετοχές χαμηλής τιμής εμφανίζονται να υπολείπονται σε αποδόσεις των μετοχών υψηλής τιμής για σχεδόν όλες τις περιόδους διακράτησης του χαρτοφυλακίου από μία μέρα μέχρι 2 χρόνια. Παρόλα αυτά, χρησιμοποιώντας τα στοιχεία της περιόδου 1982-1986 για τα κόστη συναλλαγών και προσαρμόζοντάς τα για τις περιόδους 1967-1977 και 1977-1986 βλέπουμε ότι την πρώτη περίοδο νικητές είναι οι μετοχές χαμηλής τιμής και την δεύτερη περίοδο οι μετοχές υψηλής τιμής. Επομένως, κατέληξαν ότι τα αποτελέσματα της περιόδου 1982-1986 δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για μελλοντικές προβλέψεις. Οι μελετητές αυτοί κατέληξαν ότι για τον τυπικό επενδυτή η ανωμαλία του Ιανουαρίου για τις μετοχές χαμηλής τιμής που ξεπερνούν σε αποδόσεις τις μετοχές υψηλής τιμής, δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την αποκόμιση μεγαλύτερων κερδών.

Οι *Badrinath και Kini (1994)* εξέτασαν την σχέση του E/P και size effect εισάγοντας παράλληλα τον συντελεστή Tobin's q σαν μια μεταβλητή που είναι δυνατόν να έχει κάποια συμμετοχή και στα δύο φαινόμενα. Ο συντελεστής Tobin's q ορίζεται σαν ο λόγος της αγοραίας αξίας της εταιρίας προς το κόστος αντικατάστασης των παγίων και χρησιμοποιήθηκε πρώτα από τον Tobin (1969) για να ερμηνεύσει την σχέση μεταξύ q και επένδυσης. Χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία διαφοροποίησης (randomization) του Basu (1983) βρήκαν ότι κανένα από τα δύο φαινόμενα δεν υποσκελίζει το άλλο και ότι υπάρχουν αλληλεπιδράσεις μεταξύ των με τρόπο ώστε τις μεγαλύτερες σταθμισμένες στον κίνδυνο αποδόσεις να τις έχει το χαρτοφυλάκιο με το μικρότερο μέγεθος και το μεγαλύτερο E/P. Τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε αντίθεση με αυτά του Reinganum (1981) και του Basu (1983).

Οι *Badrinath και Kini (1990)* έχουν δείξει ότι υπάρχει το Tobin's q effect, όπου οι εταιρίες με χαμηλό q κερδίζουν περισσότερα από αυτές με υψηλό q . Ελέγχοντας για την επίδραση του Tobin's q επανεξέτασαν τα size και E/P effect και βρήκαν ότι το πρώτο δεν επηρεάζεται σχεδόν καθόλου ενώ το δεύτερο υποβαθμίζεται σημαντικά. Επίσης εξέτασαν καθένα από τα τρία φαινόμενα ξεχωριστά σταθμίζοντας ταυτόχρονα την επίδραση των άλλων δύο. Έτσι το E/P και το Tobin's q effect εξαφανίζονται, όμως το size effect παραμένει ισχυρό. Επίσης όσον αφορά τον Ιανουάριο, το size effect δείχνει να οφείλεται αποκλειστικά στις αποδόσεις του μήνα αυτού. Τελικά οι *Badrinath και Kini* συμπέραναν ότι σε όλες τις παρόμοιες μελέτες εφαρμόζοντας μια απλή στάθμιση του δείγματος ξεχωριστά ως προς μέγεθος, E/P και q δεν είναι αρκετό. Αντί γι' αυτό θα πρέπει να εφαρμόζονται σύνθετες σταθμίσεις των δύο παραγόντων όταν μελετάται η επίδραση του τρίτου.

Οι *Knez και Ready (1997)* χρησιμοποίησαν μία μέθοδο παλινδρόμησης η οποία ψαλιδίζει ένα ποσοστό των παρατηρήσεων (των πιο ακραίων) και χρησιμοποιεί τις υπόλοιπες με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Χρησιμοποιώντας την μέθοδο αυτή συμπέραναν ότι η αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους εταιρίας και μέσης απόδοσης δημιουργείται από λίγες ακραίες θετικές αποδόσεις κάθε μήνα και όταν μόλις το 1% των ακραίων αποδόσεων ψαλιδιστεί η προηγούμενη αρνητική σχέση γίνεται σημαντικά θετική. Τα

αποτελέσματα αυτά υποδεικνύουν ότι οι επενδυτές που προτιμούν μικρές εταιρίες απολαμβάνουν λίγες μεγάλες “επιτυχίες” και πολλές μικρές “αποτυχίες”. Επίσης με την τεχνική που χρησιμοποίησαν οι *Knez και Ready (1997)* μπορούν να προσδιορίσουν τους μήνες στους οποίους πολλές μικρές εταιρίες έχουν εξαιρετική απόδοση. Εξετάζοντας τους μήνες αυτούς είναι ίσως δυνατόν να διερευνηθούν καλύτερα οι παράγοντες που διαμορφώνουν τις μεγαλύτερες αποδόσεις και τον τρόπο με τον οποίο οι εταιρίες μεγαλώνουν.

2.1.2 Βιβλιογραφία εκτός Η.Π.Α.

Στην παράγραφο αυτήν παρουσιάζονται κάποιες μελέτες που έγιναν στην Αγγλία καθώς και κάποιες άλλες που έγιναν σε αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές με σκοπό την σύγκριση των αποτελεσμάτων με αυτά από Αμερικάνικες και Ελληνικές μελέτες αντίστοιχα.

Ο *Fong (1992)* μελέτησε το «size effect” στο χρηματιστήριο του Λονδίνου χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία του *Roll (1983)*, και των *Blume και Stambaugh (1983)*. Οι μηνιαίες αποδόσεις για τις μικρές εταιρίες (περίοδος μελέτης 1979 – 1988) έχουν μεγάλη αυτοσυσχέτιση. Αυτό συνεπάγεται ότι ο υπολογισμός των μέσων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων μπορεί να είναι ευαίσθητος στην εκάστοτε επενδυτική στρατηγική. Σύμφωνα και με τις παραπάνω αμερικάνικες μελέτες, τα αποτελέσματα του *Fong* δείχνουν ότι οι μέσες επιπλέον αποδόσεις για τις μικρές εταιρίες όταν η χρησιμοποιείται η στρατηγική της συνεχούς εξισορρόπησης (rebalanced είναι μεγαλύτερες από αυτές που υπολογίζονται με την μέθοδο της αγοράς και διακράτησης (buy and hold). Επιπλέον, ενώ οι πρώτες είναι οριακά στατιστικά σημαντικές, οι δεύτερες δεν είναι. Δεχόμενοι ότι το φαινόμενο των μικρών εταιριών μπορεί καλύτερα να μελετηθεί με μία στρατηγική αγοράς και διακράτησης, τα αποτελέσματα της έρευνας αυτής οδηγούν στο συμπέρασμα ότι οι επενδύοντες στις μικρές εταιρίες είναι πολύ πιθανόν να αντιμετωπίσουν το δίλημμα μεταξύ χαμηλότερων κοστών εξισορρόπησης και χαμηλότερων αποδόσεων από μία πιο παθητική επενδυτική στρατηγική.

Οι *Chelley-Steeley και Pentecost (1994)* χρησιμοποίησαν την τεχνική της συνολοκλήρωσης (cointegration), η οποία χρησιμοποιείται ευρέως για τον έλεγχο της αποτελεσματικότητας στην αγορά συναλλάγματος, σε ένα δείγμα

μετοχών στην Αγγλία (μηνιαίες αποδόσεις από το 1975 μέχρι το 1989). Βρήκαν ότι οι τιμές των μετοχών μεγάλων εταιριών γενικά δεν είναι συνολοκληρωμένες (cointegrated) και επομένως συμπεραίνουν ότι όσον αφορά τις μεγάλες εταιρίες η χρηματιστηριακή αγορά είναι αποτελεσματική. Για τις τιμές μετοχών μικρών εταιριών βρήκαν ότι έχουν την τάση να είναι συνολοκληρωμένες (cointegrated), το οποίο σημαίνει μη αποτελεσματική αγορά εφόσον δεν υπάρχει αδράνεια συναλλαγών (thin trading). Επίσης μελετήθηκε η ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης (cointegrated vector) μεταξύ μικρών και μεγάλων εταιριών που σημαίνει την δυνατότητα της πρόβλεψης των τιμών των μετοχών των μεγάλων εταιριών από τις αποδόσεις των μικρών εταιριών. Τα στοιχεία της έρευνας αυτής συμβαδίζουν με στοιχεία άλλων ερευνών που περιγράφουν εμπειρικές ανωμαλίες για τις μικρές εταιρίες.

Επίσης σε μία μελέτη τους οι *Arsad και Coutts (1997,)* ερευνώντας όλες τις ημερολογιακές ανωμαλίες (weekend, January, holiday) χρησιμοποιώντας τον δείκτη FT 30 την περίοδο 1935 με 1994, παρατήρησαν ότι τα στοιχεία τους συνηγορούσαν στην ύπαρξή τους. Όμως ακόμη και αν αυτές οι ανωμαλίες επαναλαμβάνονται συστηματικά σε όλη την 60χρονη περίοδο, το κόστος εφαρμογής κάποιων κανόνων συναλλαγών μπορεί να είναι απαγορευτικό. Συμπέραναν ότι το ολοκληρωμένο (round trip) κόστος και η μικρή ρευστότητα καθιστούν κάθε επενδυτική στρατηγική ασύμφορη.

Οι *Wong και Lye (1990)* προσπάθησαν να δώσουν στοιχεία για τα φαινόμενα του μεγέθους και του λόγου E/P των εταιριών χρησιμοποιώντας δεδομένα από της περιόδου 1975-1985 από το χρηματιστήριο της Σιγκαπούρης (SES). Βρήκαν ότι οι μετοχές του SES σχετίζονται σημαντικά με το μέγεθος και το E/P. Πιο συγκεκριμένα οι εταιρίες με μεγάλο E/P και/ή οι μικρές εταιρίες παρουσιάζουν μεγαλύτερες αποδόσεις μετά από στάθμιση του κινδύνου. Τα δύο αυτά φαινόμενα παραμένουν σημαντικά όταν εξετάζονται το καθένα ανεξάρτητα από το άλλο (με τυχαιοποίηση του δείγματος ως προς τον άλλο παράγοντα). Μία περαιτέρω ανάλυση όμως ανέδειξε ότι το E/P effect είναι ισχυρότερο από το size effect αλλά σε καμία περίπτωση ανεξάρτητο αυτού. Για την περίοδο των δεδομένων δηλαδή το size effect είναι δευτερεύουσας σημασίας.

Οι *Herrera και Lockwood (1994)* μελέτησαν την ύπαρξη του size effect για την περίοδο 1987-1992 για το χρηματιστήριο του Μεξικού. Χρησιμοποίησαν την μεθοδολογία των Fama και French (1992) και έκαναν συγκρίσεις με άλλες αμερικάνικες μελέτες χρησιμοποιώντας ένα δείγμα εταιριών του NASDAQ οι οποίες ταιριάζουν με το δείγμα των Μεξικάνικων εταιριών όσον αφορά τον κλάδο, το μέγεθος και το βήτα. Βρήκαν και για τα δύο δείγματα σημαντική θετική ανταμοιβή για το βήτα και αρνητική ανταμοιβή για το μέγεθος. Τα αποτελέσματα αυτά δεν άλλαξαν όταν και οι δύο παραπάνω μεταβλητές συμπεριλήφθηκαν στα μοντέλα αποτίμησης. Επίσης ακόμη και όταν έγινε κάθε έλεγχος για την αποφυγή του size effect το beta effect παρέμενε. Αυτό έρχεται σε αντίθεση με μελέτες στο NYSE και AMEX στις οποίες προκύπτει η ύπαρξη του size effect αλλά όχι και του beta effect.

Οι *Cheung, Leung και Wong (1994)* εξέτασαν τα φαινόμενα των μικρών εταιριών και του λόγου E/P στο χρηματιστήριο της Κορέας (KSE) για την περίοδο 1982-1988. Χρησιμοποίησαν την μεθοδολογία τυχαιοποίησης του δείγματος που προτάθηκε από τον Basu (1983). Οι αποδόσεις των μετοχών των μικρών (ή με μεγάλο E/P) εταιριών είναι μεγαλύτερες από αυτές των μεγάλων (ή με μικρό E/P). Τα φαινόμενα αυτά δεν αλλάζουν όταν γίνεται στάθμιση του δείγματος ως προς το ένα και έλεγχος του δεύτερου. Παρόμοια αποτελέσματα προέκυψαν και όταν έγινε στάθμιση των αποδόσεων ως προς τον συστηματικό κίνδυνο. Περαιτέρω ανάλυση ανέδειξε υψηλότερες αποδόσεις τον Ιανουάριο. Όσον αφορά την εξήγηση των παραπάνω φαινομένων που έχει προταθεί για τις Η.Π.Α. σχετικά με το tax-loss selling και δεδομένου ότι δεν υπάρχει αντίστοιχος φόρος στα χρηματιστηριακά κέρδη για τους επενδυτές στην Κορέα, η μελέτη αυτή παρέχει διεθνείς αποδείξεις ότι αυτή η υπόθεση δεν μπορεί να εξηγήσει τις ανωμαλίες αυτές. Επίσης, οι εμπειρικές αυτές ανωμαλίες δεν προκύπτουν μόνο στην ώριμη αμερικάνικη αγορά αλλά και στην αναδυόμενη αγορά της Κορέας. Ολοκληρώνοντας την έρευνά τους προτείνουν την αγορά μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης αφού αυτές παρουσιάζουν επιπλέον μηνιαίες αποδόσεις σταθμισμένες στον κίνδυνο 0,16%.

2.2 Ελληνική βιβλιογραφία

Στην παράγραφο αυτή παρουσιάζονται οι μέχρι τώρα μελέτες με στοιχεία του ΧΑΑ, που κάνουν αναφορά στην επίδραση του μεγέθους των εταιριών στις αποδόσεις τους.

Οι *Διακογιάννης και Σεγρεδάκης (1996)* ερεύνησαν την υπόθεση ότι ο συστηματικός κίνδυνος και το μέγεθος των εταιριών επηρεάζουν την εβδομαδιαία αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο ΧΑΑ κατά την περίοδο 1989-1994. Για τον έλεγχο των υποθέσεων αυτών υιοθέτησαν την μεθοδολογία των *Fama και MacBeth (1973)*. Χρησιμοποίησαν 112 μετοχές σχηματίζοντας 14 χαρτοφυλάκια σε πρώτη φάση με βάση το βήτα (συστηματικό κίνδυνο) των μετοχών και σε δεύτερη φάση με βάση την κεφαλαιοποίηση των εταιριών. Τα εμπειρικά αποτελέσματα απέδειξαν ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου. Επομένως η χρήση του συντελεστή βήτα από τους χρηματιστηριακούς αναλυτές τους οδηγεί εν γένει σε λανθασμένες εκτιμήσεις. Όσον αφορά την επίδραση του μεγέθους των εταιριών στις εβδομαδιαίες αποδόσεις τα εμπειρικά αποτελέσματα αποδεικνύουν ότι δεν υφίσταται τέτοια επίδραση. Αυτό σημαίνει ότι η επενδυτική στρατηγική του να αγοράζουν οι επενδυτές μετοχές με τη μικρότερη χρηματιστηριακή αξία με την ελπίδα ότι θα αποκομίσουν μεγαλύτερες αποδόσεις δεν βρίσκει εφαρμογή στην Ελλάδα.

Η αναντιστοιχία των αποτελεσμάτων αυτών με εκείνων που αφορούν τις ξένες χρηματιστηριακές αγορές (NYSE, Αγγλία και Καναδά) πιθανολογείται από τους άνω μελετητές ότι οφείλεται στις μικρότερες διαφορές που υπάρχουν στην κεφαλαιοποίηση μεταξύ μικρών και μεγάλων εταιριών στο ΧΑΑ. Επίσης προτείνουν τη διαμόρφωση εξειδικευμένων πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων, μικροοικονομικών και μακροοικονομικών μεταβλητών, που να εξηγούν τις μεταβολές των αποδόσεων των μετοχών στο ΧΑΑ.

Ο *Σπύρου (1999)* διερεύνησε εμπειρικά το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης στο ΧΑΑ. Χρησιμοποίησε μηνιαίες τιμές για όλες τις μετοχές οι οποίες διαπραγματεύονταν συνεχώς κατά την περίοδο μεταξύ Δεκεμβρίου 1988 και Ιανουαρίου 1997. Ως χαρτοφυλάκιο αγοράς χρησιμοποίησε τον Γενικό Δείκτη Τιμών. Κατέταξε τις μετοχές ανάλογα με την χρηματιστηριακή αξία τους σε πέντε χαρτοφυλάκια και πραγματοποιεί

διαστρωματικές παλινδρομήσεις πρώτα για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα των χαρτοφυλακίων και μετά για τον υπολογισμό των υπεραποδόσεων. Τα εμπειρικά αποτελέσματα ανέδειξαν ότι οι μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης τείνουν να αποδίδουν περισσότερο από τις μετοχές υψηλότερης κεφαλαιοποίησης, τουλάχιστον για την περίοδο 1992-1997. Αντίθετα για ολόκληρη την περίοδο 1988-1997 οι μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης υπερισχύουν. Επίσης, ο Σπύρου εξέτασε και απέρριψε την υπόθεση ότι οι μετοχές χαμηλής τιμής έχουν υψηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές υψηλής τιμής. Τα αποτελέσματα αυτά κατά τον Σπύρου μπορεί να οφείλονται στο ότι οι διαφορές στην τιμή μετοχών διαφορετικής κεφαλαιοποίησης, στην ελληνική αγορά, είναι πολύ μικρότερες από τις διαφορές που παρατηρούνται σε άλλες αγορές.

Οι *Μαλλιάρη και Χαρδούβελης (1999)* επιχείρησαν μια αξιολόγηση των τιμών των μετοχών του ΧΑΑ σε σχέση με το αναμενόμενο ύψος των μελλοντικών κερδών τους. Το κίνητρο για την έρευνα αυτή ήταν η εντυπωσιακή άνοδο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης το 1999 και η απότομη διόρθωση των τιμών τους κατά το δεύτερο δεκαήμερο του Σεπτεμβρίου του ιδίου χρόνου. Η ανάλυσή τους εστιάζεται σε δύο χαρτοφυλάκια μετοχών εταιριών μικρής και μεγάλης κεφαλαιοποίησης και χρησιμοποιεί το υπόδειγμα προεξόφλησης μερισμάτων του Gordon. Το υπόδειγμα αυτό δείχνει ότι οι λόγοι τιμών-προς-κέρδη (P/E Νοεμβρίου '99) για τις μεγάλες εταιρίες ανταποκρίνονται στα θεμελιώδη χαρακτηριστικά της ελληνικής οικονομίας, δηλαδή σε λογικούς ρυθμούς ανάπτυξης (4,2%) και φυσιολογικό ύψος των πραγματικών εντόκων γραμματίων (3,5%). Αντίθετα για να δικαιολογηθούν οι αντίστοιχοι λόγοι για τις μικρές εταιρίες πρέπει να έχουμε 1,5 με 2 φορές μεγαλύτερους ρυθμούς ανάπτυξης της οικονομικής δραστηριότητας, ή αλλιώς 7,1% αύξηση των αποπληθωρισμένων κερδών τους. Επίσης η τυπική απόκλιση των αποδόσεων των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης βρέθηκε ότι παρουσιάζει εντυπωσιακή αύξηση το Σεπτέμβριο του 1999 (φτάνει το 12% έναντι 8% για τις μεγάλες εταιρίες), συνοδεύοντας έτσι τις υπεραποδόσεις των μικρών εταιριών κατά το 1999. Το γεγονός αυτό επιβεβαιώνει μια από τις θεμελιώδεις αρχές της

χρηματοοικονομικής ότι αποδόσεις χωρίς κίνδυνο δεν υπάρχουν σε μία ελεύθερη και αποτελεσματική αγορά.

Συμπερασματικά, από όλη την προαναφερθείσα βιβλιογραφία προκύπτει ότι η επίδραση του μεγέθους μιας εταιρείας (όπως μετράται με την κεφαλαιοποίησή της στο χρηματιστήριο) στις αποδόσεις των μετοχών της έχει τεκμηριωθεί διεθνώς από ένα μεγάλο αριθμό εμπειρικών μελετών. Οι μελέτες αυτές υποστηρίζουν ότι μακροχρόνια οι αποδόσεις μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης είναι κατά μέσο όρο μεγαλύτερες από τις αποδόσεις των μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Οι υπεραποδόσεις των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης οφείλονται στο γεγονός ότι οι επενδυτές τις θεωρούν περισσότερο επικίνδυνες και απαιτούν από αυτές μεγαλύτερο ασφάλιστρο κινδύνου.

Από την άλλη πλευρά θα πρέπει να σημειωθεί ότι στην εγχώρια αγορά δεν υπάρχει μια σαφή καταγεγραμμένη τάση υπέρ των μεγάλων ή των μικρών εταιρειών. Οι σχετικές εμπειρικές μελέτες είναι άλλωστε λίγες. Σε μια περίοδο κατά την οποία το Χ.Α.Α. είναι έτοιμο να ενταχθεί στις ώριμες διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές, το ενδιαφέρον για την μελέτη πιθανών εμπειρικών ανωμαλιών είναι μεγάλο. Η μελέτη αυτή προσπαθεί να διερευνήσει περαιτέρω το φαινόμενο των εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης στο Χ.Α.Α. με σύγχρονα δεδομένα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΡΙΤΟ

ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ-ΔΕΔΟΜΕΝΑ-ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

3.1 Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζεται αναλυτικά η εμπειρική έρευνα που πραγματοποιήθηκε με στόχο την διερεύνηση του ρόλου του μεγέθους των εταιρειών στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών των εταιρειών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών κατά την χρονική περίοδο 1993-1999. Περιγράφονται αναλυτικά όλα τα στοιχεία της έρευνας: υποθέσεις που διερευνήθηκαν, δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν και μεθοδολογία που υιοθετήθηκε.

3.2 Διαμόρφωση των υποθέσεων

Στην παράγραφο αυτή διατυπώνονται οι προς έλεγχο στατιστικές υποθέσεις. Ο έλεγχος των στατιστικών υποθέσεων αναφέρεται στην προσπάθεια επαλήθευσης ή απόρριψής τους. Το ζητούμενο σε κάθε περίπτωση είναι αν η διαφορά τιμών που διαπιστώνεται μεταξύ μιας εκτίμησης δείγματος και της αντίστοιχης, υποθετικής παραμέτρου του πληθυσμού είναι στατιστικά ασήμαντη ή σημαντική. Για την αξιοποίηση των πληροφοριών του δείγματος διατυπώνουμε δύο ειδών υποθέσεις, τη μηδενική υπόθεση (null hypothesis) η οποία συμβολίζεται ως H_0 και την εναλλακτική υπόθεση (alternative hypothesis) η οποία συμβολίζεται ως H_1 . Η μηδενική υπόθεση βασίζεται στην παραδοχή ότι δεν υπάρχει στατιστικά σημαντική επίδραση της ανεξάρτητης μεταβλητής πάνω στην εξαρτημένη ενώ η εναλλακτική υπόθεση εκφράζει ακριβώς το αντίθετο.

Η στατιστικές υποθέσεις που διερευνώνται στην έρευνα αυτή διατυπώνονται ως εξής:

- H_0 Το μέγεθος των εταιριών δεν είναι ένας σημαντικός παράγοντας που επηρεάζει την διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων
- H_1 Το μέγεθος των εταιριών είναι ένας σημαντικός παράγοντας που επηρεάζει την διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων

Όπως προκύπτει και από την διατύπωση των υποθέσεων επιλέχθηκε ένας δικατάληκτος στατιστικός έλεγχος (two-tailed test). Αυτός ο έλεγχος

υποδηλώνει την πιθανότητα ότι η διαφορά μπορεί να εμφανιστεί προς οποιαδήποτε κατεύθυνση. Αν και θα μπορούσε κανείς να ισχυριστεί ότι λόγω των αποτελεσμάτων συναφών ερευνών θα μπορούσαμε να επιλέξουμε έναν μονοκατάληκτο στατιστικό έλεγχο, η απουσία εκτενούς ελληνικής βιβλιογραφίας δεν μας επιτρέπει να ήμαστε αρκετά σίγουροι ότι η διαφορά μπορεί να εμφανιστεί μόνο προς τη μία κατεύθυνση.

3.3 Περιγραφή δείγματος και δεδομένων

Στα πλαίσια της παρούσας μελέτης το δείγμα αποτελείται από 90 μετοχές εισηγμένες στο ΧΑΑ κατά την περίοδο Ιανουάριος 1993- Ιούλιος 1999. Το βασικότερο κριτήριο επιλογής του δείγματος είναι η ύπαρξη πλήρους σειράς ημερησίων τιμών κλεισίματος κατά την εξεταζόμενη περίοδο. Έτσι εταιρίες που είναι νεοεισηγμένες είτε διαγράφηκαν από τον κατάλογο των εισηγμένων εταιριών, δεν συμπεριλήφθησαν στο δείγμα διότι δεν παρουσιάζουν πλήρη στοιχεία για όλη την περίοδο της μελέτης. Εξαιρέση αποτελούν όσες εταιρίες εισήχθησαν την χρονιά 1993 καθώς από αυτήν την χρονιά η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε απαιτεί μόνο την τιμή κλεισίματος του έτους.

Για να αντιμετωπίσουμε το πρόβλημα της αδράνειας συναλλαγών (thin trading) που παρουσιάζει το ΧΑΑ ιδιαίτερα στις πρώτες χρονιές της υπό εξέταση περιόδου, χρησιμοποιούμε εβδομαδιαίες τιμές απόδοσης σε συνδυασμό με μεθοδολογία που κάνει χρήση χαρτοφυλακίων. Αν κάνουμε χρήση μεγαλύτερου διαστήματος υπολογισμού αποδόσεων μπορεί να περιορίσουμε αποτελεσματικότερα το πρόβλημα της αδράνειας συναλλαγών αλλά το πλήθος των παρατηρήσεων μειώνεται, γεγονός που περιορίζει τη στατιστική σημαντικότητα των αποτελεσμάτων.

Για κάθε μία από τις 90 μετοχές του δείγματος υπολογίστηκαν πρώτα οι ημερήσιες αποδόσεις ως εξής:

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}, \quad (3,1)$$

όπου $P_{i,t}$ η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου (ημέρας) t και $P_{i,t-1}$ η τιμή της μετοχής i στο τέλος της χρονικής περιόδου $t-1$. Επίσης με την χρήση της ίδιας εξίσωσης υπολογίστηκαν και οι εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών, χρησιμοποιώντας τις τιμές κλεισίματος της πρώτης ημέρας διαπραγμάτευσης κάθε εβδομάδας.

Για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο Γενικός Δείκτης του ΧΑΑ που αποτελεί μία προσέγγιση της αγοράς. Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς $R_{m,t}$ υπολογίστηκε ως εξής:

$$R_{m,t} = \frac{P_{m,t} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}}, \quad (3.2)$$

όπου $P_{m,t}$ και $P_{m,t-1}$ η τιμή του γενικού δείκτη στο τέλος των περιόδων t και $t-1$ αντίστοιχα.

Επίσης για τον υπολογισμό του μεγέθους των εταιριών χρησιμοποιήθηκε η χρηματιστηριακή αξία των εταιριών στο τέλος κάθε χρόνου, η οποία υπολογίζεται για κάθε εταιρία από το γινόμενο τις τιμές κλεισίματος της μετοχής στις 31 Δεκεμβρίου επί τον αριθμό των εισηγμένων μετοχών.

Τα στοιχεία για τις τιμές κλεισίματος των μετοχών και του γενικού δείκτη πάρθηκαν από το Χρηματιστηριακό Κέντρο Θεσσαλονίκης μέσω της Βιβλιοθήκης του Πανεπιστημίου Μακεδονίας και τα στοιχεία για τις κεφαλαιοποιήσεις από τα τεύχη του «Ετήσιου Στατιστικού Δελτίου» του ΧΑΑ για τις χρονιές 1993 έως 1999.

Τα στοιχεία για τις τιμές των μετοχών που χρησιμοποιήθηκαν δεν ήταν προσαρμοσμένα στις διασπάσεις μετοχών (Stock Split) και στις αυξήσεις μετοχικού κεφαλαίου. Για τον λόγο αυτό διαγράψαμε κάποιες εβδομαδιαίες αποδόσεις μετοχών οι οποίες αντιστοιχούν ταυτόχρονα, σε εβδομάδες που υπάρχει κάποια μέρα με απόδοση μικρότερη από -8% και σε χρονιές κατά τις οποίες παρουσιάζεται αύξηση του αριθμού των μετοχών. Επίσης τα αρχικά δεδομένα μας είναι ελλιπή για δύο χρονικές περιόδους και τρεις συγκεκριμένες ημερομηνίες για όλες τις μετοχές: 21/4/1994-28/4/1994, 28/8/1995-25/10/1994, και 22/2/1996, 26/3/1996, 30/8/1996.

Στον Πίνακα 1 αναφέρονται όλες οι μετοχές του δείγματος και οι ημερομηνίες που διαγράφηκαν οι αντίστοιχες εβδομαδιαίες αποδόσεις.

3.4 Περιγραφή μεθοδολογίας

Ο σκοπός μας σ' αυτήν την παράγραφο είναι να αναλύσουμε τη μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί κατά τον εμπειρικό έλεγχο των στατιστικών υποθέσεων που περιγράφηκαν στην Παράγραφο 3.1.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 1- ΟΙ ΜΕΤΟΧΕΣ ΤΟΥ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΚΑΙ ΟΙ
ΔΙΑΓΡΑΦΕΙΣ ΕΒΔΟΜΑΔΙΑΙΕΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ**

Σύμβολο	Όνομα	Διαγραφείσες Εβδομαδιαίες αποδόσεις				
1 ΕΜΠ	ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ	14/6/1999				
2 ΕΛΛ	ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ	5/12/1994	9/6/1998			
3 ΕΤΕ	ΕΘΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ	1/6/1998	1/2/1999			
4 ΙΛΤΕ	ΙΟΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ	30/6/1997				
5 ΠΙΣΤ	ΤΡΑΠΕΖΑ ΠΙΣΤΕΩΣ	4/4/1994	8/4/1996	31/3/1997	15/6/1998	5/4/1999
6 ΕΡΓΑ	ΤΡΑΠΕΖΑ ΕΡΓΑΣΙΑΣ	27/1/1997	1/2/1999			
7 ΠΕΙΡ	ΠΕΙΡΑΙΩΣ ΤΡΑΠΕΖΑ	4/6/1996	27/5/1997	4/5/1998	7/12/1998	22/3/1999
8 ΕΕΓΑ	ΕΘΝΙΚΗ ΑΣΦΑΛΕΙΩΝ	30/6/1997	15/9/1997			
9 ΦΟΙΝ	ΦΟΙΝΙΕ					
10 ΑΛΗΣ	ΑΛΦΑ ΛΗΣΙΝΓΚ	21/4/1998	22/3/1999			
11 ΕΤΛΗΣ	ΕΤΒΑ ΛΗΣΙΝΓΚ	23/6/1997	15/6/1998	24/5/1999		
12 ΠΛΕΡΓ	ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑΣ					
13 ΑΙΟΛΚ	ΑΙΟΛΙΚΗ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ	11/4/1994	16/3/1998	10/5/1999		
14 ΕΘΝΕΧ	ΕΘΝΙΚΗ ΕΤ. ΕΠΕΝΔ. ΧΑΡΤΟΦ.	2/6/1997	22/6/1998	8/3/1999	22/3/1999	
15 ΕΜΠΕΠ	ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΕΠΕΝΔΥΤΙΚΗ	27/6/1994	19/4/1999	10/5/1999		
16 ΕΠΑΝΟ	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΑΝΑΠΤΥΞΕΩΣ ΟΝ.					
17 ΕΠΕΡΑ	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΑΝ.	27/5/1997	23/6/1997	25/5/1998		
18 ΙΟΝΕ	ΙΟΝΙΚΗ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ	16/5/1994	25/7/1994			
19 ΠΡΟΟΔ	ΠΡΟΟΔΟΣ Α.Ε.	18/6/1997	9/6/1998			
20 ΕΞΕΛ	ΕΞΕΛΙΞΗ Α.Ε.Ε.Χ.	23/5/1994	26/4/1999	24/5/1999		
21 ΔΙΑΣ	ΔΙΑΣ ΑΕΕΧ	23/5/1994				
22 ΕΛΕΧΑ	ΕΛ. ΕΤ. ΕΠ. ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ ΑΝ.	17/4/1995	27/5/1996	21/4/1997	9/6/1998	26/4/1999 3/5/1999
23 ΕΛΦΚ	ΕΛΦΙΚΟ ΚΟΙΝ.	26/9/1994	25/1/1999			
24 ΕΠΙΑΚ	ΕΠΙΛΕΚΤΟΣ	15/3/1994	7/3/1995	23/3/1998	1/3/1999	
25 ΕΤΜΑΚ	ΕΤΜΑ ΚΟΙΝ.	15/6/1998				
26 ΚΛΩΝΚ	ΚΛΩΝΑΤΕΞ ΚΟΙΝ.	17/10/1994	27/10/1997			
27 ΜΑΚΛΚ	ΜΑΚΕΔΟΝΙΚΑ ΚΛΩΣΤΗΡΙΑ ΚΟΙΝ.	29/12/1997				
28 ΜΟΥΖΚ	ΜΟΥΖΑΚΗΣ ΚΟΙΝ.ΑΝ.	3/10/1994	28/9/1998			
29 ΑΑΑΚ	ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ ΚΟΙΝ.					
30 ΦΑΝΚΟ	ΦΑΝΚΟ Α.Ε.	15/9/1997				
31 ΦΙΝΤΟ	ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ ΟΝ.					
32 ΠΑΠΚ	ΠΑΠΟΥΤΣΑΝΗΣ ΚΟΙΝ.	14/12/1998				
33 ΠΛΜΑΚ	ΠΛΑΣΤΙΚΑ ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ ΚΟΙΝ.	7/11/1994	12/7/1999			
34 ΠΕΤΖΚ	ΠΕΤΖΕΤΑΚΙΣ ΚΟΙΝ.	20/2/1995	23/2/1999			
35 ΗΡΑΚ	ΗΡΑΚΛΗΣ ΑΓΕΤ					
36 ΚΕΡΑΛ	ΚΕΡΑΜΕΙΑ ΑΛΛΑΤΙΝΗ	20/2/1995	12/1/1998	5/4/1999		
37 ΚΕΚΡ	ΚΕΚΡΟΥ	2/1/1995	6/7/1998			
38 ΤΙΤΚ	ΤΙΤΑΝ ΚΟΙΝ.	23/6/1997				
39 ΑΕΓΕΚ	ΑΕΓΕΚ Α.Ε. ΚΟΙΝ.	21/2/1994	21/6/1999			
40 ΑΚΤΩΡ	ΑΚΤΩΡ ΑΝΩΝΥΜΗ ΤΕΧΝΙΚΗ ΕΤΑΙΡΙΑ	23/6/1997	5/7/1999			
41 ΘΕΜΕΛ	ΘΕΜΕΛΙΟΔΟΜΗ Α.Ε.	4/8/1997				
42 ΜΗΧΚ	ΜΗΧΑΝΙΚΗ ΚΟΙΝ.	18/7/1994	14/7/1997	21/4/1997	27/4/1998	14/6/1999
43 ΠΡΔ	ΠΡΟΟΔΕΥΤΙΚΗ Α.Τ.Ε.	25/7/1994	20/2/1995	30/6/1997		
44 ΒΙΟΤ	ΒΙΟΤΕΡ Α.Ε.	9/5/1994	18/7/1994	29/1/1996	29/12/1997	
45 ΑΛΚΑΤ	ΑΛΚΑΤΕΛ					
46 ΑΛΑΤΚ	ΑΛΟΥΜΙΝΙΟΝ ΑΤΤΙΚΗΣ ΚΟΙΝ.	7/2/1994	15/6/1998	28/6/1999		
47 ΑΛΕΚ	ΑΛΟΥΜΙΝΙΟΝ ΕΛΛΑΔΟΣ ΚΟΙΝ.	13/2/1995	23/6/1997	15/6/1998	28/6/1999	
48 ΒΙΟΣΧ	ΒΙΟΣΩΛ ΚΟΙΝ.	30/1/1995				
49 ΒΙΟΧΚ	ΒΙΟΧΑΛΚΟ ΚΟΙΝ.ΑΝ.	10/7/1995	7/7/1997	4/1/1999	12/7/1999	
50 ΔΑΡΚ	Ο ΔΑΡΙΓΚ & ΣΙΑ	1/9/1997	31/8/1998			
51 ΙΝΤΚΑ	ΙΝΤΡΑΚΟΜ ΚΟΙΝ.ΟΝ.	19/12/1994	25/5/1998	15/6/1998		
52 ΛΕΒΚ	ΛΕΒΕΝΤΕΡΗΣ ΚΟΙΝ.	21/11/1994	27/1/1997	23/2/1999		
53 ΜΠΤΚ	ΜΠΗΤΡΟΣ ΚΟΙΝ.	13/2/1995	1/7/1996	29/6/1998	18/1/1999	5/4/1999
54 ΦΡΑΚ	ΦΟΥΡΛΗΣ ΚΟΙΝ.	8/8/1994	10/8/1998	10/5/1999		
55 ΧΑΛΥΒ	ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ	19/9/1994	15/1/1996	11/5/1998	1/6/1999	
56 ΑΒΚ	ΑΛΦΑ-ΒΗΤΑ ΒΑΣΙΛΟΠΟΥΛΟΣ ΚΟΙΝ.	18/4/1994	28/12/1998			

ΠΙΝΑΚΑΣ 1 (ΣΥΝΕΧΕΙΑ)

57 ΔΚ	ΔΕΛΤΑ ΚΟΙΝ.	27/3/1995	22/9/1997		
58 ΕΛΑΙΣ	ΕΛΑΙΣ	10/4/1995	30/11/1998		
59 ΕΒΖ	ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ ΖΑΧΑΡΗΣ	20/2/1995	23/2/1998		
60 ΕΕΜ	ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΕΤΑΙΡΙΑ ΜΠΙΣΚΟΤΩΝ				
61 ΕΕΕΚ	ΕΛΛ ΕΤ ΕΜΦΙΑΛΩΣΕΩΣ ΚΟΙΝ.ΑΝ.	7/3/1995	24/11/1997		
62 ΚΑΜΠ	ΚΑΜΠΑΣ	22/9/1997			
63 ΚΑΤΣΚ	ΚΑΤΣΕΛΗΣ ΚΟΙΝ.	9/2/1998			
64 ΜΠΣΤΚ	ΜΠΑΡΜΠΑ ΣΤΑΘΗΣ ΚΟΙΝ.	27/3/1995			
65 ΝΙΚΑΣ	ΝΙΚΑΣ Α.Β.Ε.	9/6/1998			
66 ΠΑΥΛ	ΠΑΥΛΙΔΗΣ ΣΟΚΟΛΑΤΟΠΟΙΙΑ				
67 ΑΛΛΚ	ΑΛΛΑΤΙΝΗ ΚΟΙΝ. ΑΝ.				
68 ΛΟΥΛΗ	ΚΥΛΙΝΔΡΟΜΥΛΟΣ ΛΟΥΛΗ	16/11/1998			
69 ΣΑΡΑΝ	ΚΥΛΙΝΔΡΟΜΥΛΟΙ Κ.ΣΑΡΑΝΤΟΠΟΥΛΟΣ	1/2/1999			
70 ΑΓΓΕΩ	ΜΥΛΟΙ ΑΓ.ΓΕΩΡΓΙΟΥ				
71 ΚΑΡΕΛ	ΚΑΡΕΛΙΑΣ				
72 ΠΑΠΑΚ	ΠΑΠΑΣΤΡΑΤΟΣ ΚΟΙΝ.	4/11/1996	12/10/1998		
73 ΙΟΝΑ	ΙΟΝΙΚΗ ΞΕΝΟΔ. ΚΟΙΝ.ΑΝ.				
74 ΛΑΜΨΑ	ΛΑΜΨΑ	14/2/1994			
75 ΕΛΑΣΚ	ΕΛΛΑΣ ΚΑΝ				
76 ΒΙΣΚ	ΒΙΣ ΚΟΙΝ.	14/12/1998			
77 ΞΥΛΠ	ΞΥΛΕΜΠΟΡΙΑ ΠΡΟΝ.	21/6/1999			
78 ΣΕΛΜΚ	ΣΕΛΜΑΝ ΚΟΙΝ.	6/7/1998			
79 ΙΑΤΡ	ΙΑΤΡΙΚΟ ΑΘΗΝΩΝ	1/8/1994	30/6/1997	15/3/1999	
80 ΖΑΜΠΑ	ΖΑΜΠΑ Α.Ε.				
81 ΕΡΜΗΣ	ΕΡΜΗΣ Α.Ε.	17/7/1995			
82 ΓΕΝΑΚ	ΓΕΝΙΚΩΝ ΑΠΟΘΗΚΩΝ ΚΟΙΝ.	10/8/1998			
83 ΕΛΜΕΚ	ΕΛΜΕΚ ΣΠΟΡ	14/2/1994	20/2/1995	12/2/1996	2/2/1998
84 ΕΛΤΚ	ΕΛΤΡΑΚ Α.Ε. ΚΟΙΝ.	17/10/1994	27/4/1998	19/10/1998	
85 ΙΠΠΚ	ΙΠΠΟΤΟΥΡ ΚΟΙΝ.	26/6/1995			
86 ΚΛΑΟΥ	ΚΛΑΟΥΔΑΤΟΣ Α.Ε.				
87 ΛΑΜΠΚ	ΛΑΜΠΡΟΠΟΥΛΟΙ ΑΦΟΙ ΚΟΙΝ.				
88 ΜΠΕΝΚ	ΜΠΕΝΡΟΥΜΠΗ ΚΟΙΝ.	31/10/1994			
89 ΣΑΝΥΟ	ΣΑΝΥΟ ΕΛΛΑΣ	12/9/1994	31/8/1998	29/3/1999	
90 ΣΑΤΟΚ	ΣΑΤΟ ΚΟΙΝ.				

Η μεθοδολογία που θα χρησιμοποιηθεί για την διερεύνηση των στατιστικών υποθέσεων είναι όμοια με αυτήν που παρουσιάζεται από τους *Fama και MacBeth (1973)*. Επίσης την ίδια μεθοδολογία χρησιμοποίησαν και οι *Διακογιάννης και Σεγρεδάκης (1996)* για το ΧΑΑ με στοιχεία της περιόδου 1989-1994. Σύμφωνα με τη μέθοδο αυτή χωρίζουμε κάθε περίοδο ελέγχου σε τρεις διαδοχικές και μη επικαλυπτόμενες χρονικές υποπεριόδους. Σ' αυτήν την ανάλυση κάθε μια υποπερίοδος είναι και ένας χρόνος, ή 52 εβδομάδες οπότε μια περίοδος ελέγχου με τη μέθοδο αυτή απαιτεί τουλάχιστον τρία χρόνια. Επομένως στην δική μας ανάλυση έχουμε πέντε περιόδους ελέγχου (1993-95, 1994-96, 1995-97, 1996-98, 1997-99). Ακολούθως εφαρμόζουμε για κάθε περίοδο ελέγχου, τον παρακάτω αλγόριθμο που χωρίζεται σε τρία στάδια (ένα για κάθε χρονική υποπερίοδο).

Στάδιο 1: Κατά την πρώτη υποπερίοδο - περίοδος διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων - που αποτελείται από τον πρώτο χρόνο κάθε πλήρους περιόδου ελέγχου υπολογίζεται το μέγεθος κάθε εταιρίας του δείγματος. Το μέγεθος ορίζεται ως ο φυσικός λογάριθμος (L_n) του γινομένου του αριθμού των εισηγμένων μετοχών επί την τιμή κλεισίματος στις 31/12 (τελευταία μέρα διαπραγμάτευσης στο έτος). Δηλαδή το μέγεθος των εταιριών δίνεται από το φυσικό λογάριθμο της χρηματιστηριακής αξίας κάθε μετοχής στο τέλος του έτους. Η τροποποίηση αυτή έγινε γιατί υπάρχουν εμπειρικά αποτελέσματα σε διεθνής μελέτες που δείχνουν ότι η σχέση μεταξύ απόδοσης και μεγέθους εταιριών δεν είναι γραμμική. Οι *Brown, Kleidon και Marsh (1983)* όπως αναφέρθηκε και στην επισκόπηση της βιβλιογραφίας ήταν οι πρώτοι που απέδειξαν ότι η λογαριθμική μορφή εκφράζει καλύτερα την παραπάνω σχέση. Επίσης αυτή η τροποποίηση έχει χρησιμοποιηθεί και από τους *Διακογιάννη και Σεγρεδάκη (1996)*.

Στη συνέχεια οι 90 μετοχές ιεραρχούνται κατά αύξοντα σειρά με βάση το μέγεθός τους. Ακολούθως ταξινομούνται σε 10 χαρτοφυλάκια των 9 μετοχών (X_1, X_2, \dots, X_{10}) έτσι ώστε το πρώτο χαρτοφυλάκιο (X_1) να απαρτίζεται από τις μετοχές που παρουσιάζουν το μεγαλύτερο μέγεθος (κεφαλαιοποίηση) και το δέκατο χαρτοφυλάκιο (X_{10}) από τις μετοχές που παρουσιάζουν το μικρότερο μέγεθος.

Στάδιο 2: Η δεύτερη υποπερίοδος – περίοδος υπολογισμού μεταβλητών – που αποτελείται από 52 εβδομάδες (δεύτερο έτος κάθε περιόδου ελέγχου) χρησιμοποιείται για να υπολογιστούν οι συντελεστές βήτα και το μέσο μέγεθος για καθένα από τα 10 χαρτοφυλάκια που διαμορφώθηκαν στο πρώτο στάδιο του αλγορίθμου. Ο συστηματικός κίνδυνος κάθε χαρτοφυλακίου δίνεται από το υπόδειγμα της αγοράς (Market Model) και ύστερα από γραμμική παλινδρόμηση:

$$R_{P,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_p R_{m,t} + \hat{e}_{i,t}$$

$$P=1,2,\dots,10, \quad t=1,2,\dots,52 \quad (3.3)$$

όπου:

$R_{P,t}$ η απόδοση του χαρτοφυλακίου στο τέλος της εβδομάδας t ,

$R_{m,t}$ η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο τέλος της χρονικής περιόδου t ,

α_i σταθερός όρος που περιγράφει την απόδοση της μετοχής i όταν η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι μηδενική,

β_p ο συστηματικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου P

$e_{i,t}$ ο διαταρακτικός όρος.

\hat{X} εκτιμώμενη τιμή του X

Ο διαταρακτικός όρος ή κατάλοιπο (residual) υποθέτουμε ότι πληροί τις ακόλουθες συνθήκες:

- i. Έχει αναμενόμενη τιμή μηδέν,
- ii. Έχει κατά προσέγγιση κανονική κατανομή,
- iii. Έχει την ίδια διακύμανση για όλες τις τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής,
- iv. Δεν παρουσιάζει καμία σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή $R_{P,t}$
- v. Διαδοχικά κατάλοιπα είναι κατά προσέγγιση ανεξάρτητα.

Η ικανοποίηση αυτών των συνθηκών επαληθεύει τις παραδοχές για το δείγμα (ανεξαρτησία παρατηρήσεων, κανονική κατανομή, σταθερή διακύμανση και γραμμική σχέση εξαρτημένης-ανεξάρτητης μεταβλητής) που είναι απαραίτητες για τον έλεγχο υποθέσεων με γραμμική παλινδρόμηση.

Στάδιο 3: Στην τρίτη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου – περίοδο εμπειρικού ελέγχου – που αποτελείται από 52 εβδομάδες, υπολογίζεται η μέση εβδομαδιαία απόδοση κάθε χαρτοφυλακίου. Στην συνέχεια εκτελούνται οι εξής διαστρωματικές παλινδρομήσεις (cross-sectional regressions):

$$\bar{R}_{P,t} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} \hat{\beta}_{P,t-1} + \hat{\gamma}_{2t} \text{LN}(M_{P,t-1}) + \hat{n}_{Pt} \quad (3.4)$$

$$\bar{R}_{P,t} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{2t} \text{LN}(M_{P,t-1}) + \hat{n}_{Pt} \quad (3.5)$$

$$t=1,2,\dots,52 \quad \text{και} \quad P=1,2,\dots,10$$

όπου:

$R_{P,t}$ η απόδοση του χαρτοφυλακίου στο τέλος της εβδομάδας t ,

$\beta_{P,t-1}$ ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου P το προηγούμενο έτος,

$\text{Ln}(M_{P,t-1})$ το μέσο μέγεθος των εταιριών που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο P , όπως δίνεται από το φυσικό λογάριθμο της μέσης χρηματιστηριακής αξίας των μετοχών του χαρτοφυλακίου P το προηγούμενο έτος,

$\gamma_{0t}, \gamma_{1t}, \gamma_{2t}$ τυχαίες μεταβλητές

$n_{P,t}$ ο διαταρακτικός όρος που όπως και στο προηγούμενο στάδιο πλήρη τις συνθήκες : i, ii, iii, iv, και v.

Ο παραπάνω αλγόριθμος (στάδια 1, 2, και 3) επαναλαμβάνεται και για τις πέντε περιόδους ελέγχου προχωρώντας κάθε φορά ένα έτος μπροστά.

Η τελική εκτίμηση των μέσων διαστρωματικών συντελεστών γάμα (γ) λαμβάνεται από τους αντίστοιχους αριθμητικούς μέσους των επιμέρους εβδομαδιαίων εκτιμώμενων γάμα ($\gamma_{0t}, \gamma_{1t}, \gamma_{2t}$):

$$\bar{\hat{\gamma}}_i = \frac{\sum_{t=1}^{52} \hat{\gamma}_{it}}{52} \quad (3.6)$$

Επίσης ο στατιστικός έλεγχος γίνεται με τον υπολογισμό του στατιστικής t , η οποία για κάθε συντελεστή γάμα προκύπτει ως εξής:

$$t(\bar{\hat{\gamma}}_i) = \frac{\bar{\hat{\gamma}}_i}{S(\bar{\hat{\gamma}}_i)/\sqrt{n}} \quad (3.7)$$

$$i=0,1,2,$$

όπου :

$n = 52$, ο αριθμός των εβδομαδιαίων παρατηρήσεων το χρόνο,

$\bar{\gamma}_i$ = η μέση εκτίμηση των 52 διαστρωματικών παλινδρομήσεων
κάθε συντελεστή γάμα,

$S(\bar{\gamma}_i)$ = η τυπική απόκλιση της μέσης εκτίμησης

ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΤΕΤΑΡΤΟ

ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

4.1 Παρουσίαση αποτελεσμάτων

Στα πλαίσια αυτής της μελέτης υιοθετείται η μέθοδος των *Fama και MacBeth* (1973) ακολουθώντας διαμόρφωση χαρτοφυλακίων με βάση το μέγεθος (κεφαλαιοποίηση) των εταιριών στο τέλος κάθε έτους. Ο σκοπός μας σε αυτό το κεφάλαιο είναι να παρουσιάσουμε τα αποτελέσματα από τον εμπειρικό έλεγχο των υποθέσεων. Η μηδενική υπόθεση H_0 είναι ότι το μέγεθος των εταιριών δεν είναι σημαντικός παράγοντας διαμόρφωσης των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών και η εναλλακτική υπόθεση H_1 είναι ότι το μέγεθος είναι σημαντικός παράγοντας διαμόρφωσης των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών:

Ο εμπειρικός έλεγχος των υποθέσεων αυτών γίνεται εκτιμώντας το συντελεστή γ_2 από τις Εξισώσεις (3.4) και (3.5). Αν ο συντελεστής $\bar{\gamma}_2 > 0$ ή $\bar{\gamma}_2 < 0$ και στατιστικά σημαντικός, τότε απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και δεχόμαστε την εναλλακτική. Στην περίπτωση αυτή δεχόμαστε την επίδραση του μεγέθους των εταιριών στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών στο ΧΑΑ. Αντιθέτως, αν δεν υπάρχει στατιστική σημαντικότητα των αποτελεσμάτων δεχόμαστε την μηδενική υπόθεση.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα από το στατιστικό έλεγχο των υποθέσεων με βάση την Εξίσωση διαστρωματικής παλινδρόμησης (3.4) δίνονται στον Πίνακα 2 και με βάση την Εξίσωση (3.5) στον Πίνακα 3. Στους πίνακες η στήλη «περίοδος» είναι η χρονιά της διαστρωματικής παλινδρόμησης και οι στήλες «Constant», «Beta» και «Size» αντιστοιχούν στους συντελεστές $\bar{\gamma}_0$, $\bar{\gamma}_1$ και $\bar{\gamma}_2$.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 2 – ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ ΜΕ
ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΕΞΙΣΩΣΗ**

$$\bar{R}_{P,t} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\hat{\beta}_{P,t-1} + \hat{\gamma}_{2t}\text{LN}(M_{P,t-1}) + \hat{\eta}_{Pt}$$

Περίοδος	Constant	Beta	Size	R square
1995				
average	0,003284	-0,005036	0,000129	0,296114
stDeviation	0,127429	0,036781	0,006411	
sqrt(n)	6,557439	6,557439	6,557439	
t-Stat	0,168986	-0,897877	0,131598	
2-tail Prob	0,866638	0,374494	0,895946	
1996				
average	-0,025056	-0,006796	0,001248	0,246968
stDeviation	0,128424	0,033240	0,006289	
sqrt(n)	7,280110	7,280110	7,280110	
t-Stat	-1,420364	-1,488518	1,444704	
2-tail Prob	0,161587	0,142772	0,154657	
1997				
average	-0,011952	0,001183	0,000721	0,406153
stDeviation	0,221672	0,064624	0,011367	
sqrt(n)	7,211103	7,211103	7,211103	
t-Stat	-0,388798	0,132029	0,457493	
2-tail Prob	0,699076	0,895491	0,649298	
1998				
average	0,019911	0,005206	-0,000414	0,401056
stDeviation	0,228284	0,087686	0,011443	
sqrt(n)	7,280110	7,280110	7,280110	
t-Stat	0,634957	0,432239	-0,263503	
2-tail Prob	0,528295	0,667390	0,793224	
1999				
average	0,350897	0,009163	-0,012886	0,445301
stDeviation	0,448289	0,147554	0,020023	
sqrt(n)	5,291503	5,291503	5,291503	
t-Stat	4,141906	0,328602	-3,405379	
2-tail Prob	0,000323	0,745089	0,002155	

ΠΙΝΑΚΑΣ 3 – ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ ΜΕ

ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΕΞΙΣΩΣΗ

$$\bar{R}_{P,t} = \hat{Y}_{0t} + \hat{Y}_{2t} \text{LN}(M_{P,t-1}) + \hat{\eta}_{Pt}$$

Περίοδος	Constant	Size	R square
1995			
average	0,0089983	-0,0003351	0,1778425
stDeviation	0,1226559	0,0059094	
sqrt(n)	6,5574385	6,5574385	
t-Stat	0,4810700	-0,3718609	
2-tail Prob	0,6330242	0,7119114	
1996			
average	-0,0067588	0,0002308	0,1392907
stDeviation	0,1000849	0,0045630	
sqrt(n)	7,2801099	7,2801099	
t-Stat	-0,4916300	0,3682618	
2-tail Prob	0,6250903	0,7142022	
1997			
average	-0,0141733	0,0008587	0,3105843
stDeviation	0,1842566	0,0087471	
sqrt(n)	7,2111026	7,2111026	
t-Stat	-0,5546899	0,7079037	
2-tail Prob	0,5815797	0,4822921	
1998			
average	0,0078010	0,0002588	0,3187728
stDeviation	0,2387877	0,0115595	
sqrt(n)	7,2801099	7,2801099	
t-Stat	0,2378368	0,1629766	
2-tail Prob	0,8129607	0,8711809	
1999			
average	0,3282413	-0,0117020	0,3625091
stDeviation	0,3614254	0,0146539	
sqrt(n)	5,2915026	5,2915026	
t-Stat	4,8056653	-4,2255822	
2-tail Prob	0,0000561	0,0002591	

4.2 Αξιολόγηση αποτελεσμάτων

Όπως παρατηρούμε από τον Πίνακα 2, ο συντελεστής $\bar{\gamma}_2$ παρουσιάζεται να είναι θετικός τουλάχιστον μέχρι και το 1997. Τα αποτελέσματα όμως για αυτές τις χρονικές περιόδους παρουσιάζονται να μην είναι στατιστικά σημαντικά, αφού στην καλύτερη περίπτωση το ποσοστό σημαντικότητας φτάνει το 15,4% (1996). Επομένως, για την περίοδο 1995-1997 δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και το μέγεθος των εταιριών δεν παίζει σημαντικό ρόλο στην διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Αντίθετα τις χρονιές 1998 και 1999 το πρόσημο του συντελεστή $\bar{\gamma}_2$ γίνεται αρνητικό. Μάλιστα για το 1999 το αποτέλεσμα είναι στατιστικά σημαντικό, σε ποσοστό σημαντικότητας 1% σε δικατάληκτο στατιστικό έλεγχο ($t=-3,4$). Για την χρονιά αυτή μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση και να δεχτούμε την ισχύ της εναλλακτικής υπόθεσης. Τα ίδια συμπεράσματα εξάγονται και από την ανεξάρτητη παλινδρόμηση του μέσου μεγέθους των εταιριών, που συμπεριλαμβάνονται σε καθένα από τα 10 χαρτοφυλάκια με την απόδοσή τους (Πίνακας 3). Παρατηρούμε ότι και σε αυτήν την περίπτωση το μόνο στατιστικά σημαντικό αποτέλεσμα προκύπτει για την χρονιά 1999 (πρώτο εξάμηνο) και μάλιστα σε ποσοστό σημαντικότητας 0,1% σε δικατάληκτο στατιστικό έλεγχο ($t=-4,22$).

Επιπλέον αυτός ο έλεγχος γίνεται για να έχουμε μια πιο πλήρη εικόνα για τα αποτελέσματα του στατιστικού ελέγχου. Συμπληρωματικά μπορούμε να αναφέρουμε ότι ο συντελεστής $\bar{\gamma}_1$ είναι σε κάθε περίπτωση στατιστικά ίσος με το μηδέν, που υποδηλώνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος δεν διαδραματίζει πρωταρχικό ρόλο στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών του ΧΑΑ.

Το θετικό πρόσημο του συντελεστή $\bar{\gamma}_2$ για τις χρονιές 1995-1997 αν και δεν είναι στατιστικά σημαντικό μπορούμε να το αντιπαραθέσουμε με την έρευνα των *Brown, Kleidon και Marsh (1983)* οι οποίοι κάνουν λόγο για θετικό size effect (οι μεγαλύτερες εταιρίες παρουσιάζουν υπεραποδόσεις) την περίοδο 1969-1973 στην αμερικάνικη χρηματιστηριακή αγορά (NYSE, AMEX).

Σε κάθε περίπτωση πάντως τα αποτελέσματα δεν είναι διαχρονικά, γεγονός που δεν μας επιτρέπει να συμπεράνουμε ότι υπάρχει κάποια διαχρονική σχέση θετική ή αρνητική μεταξύ μεγέθους-αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών των εταιριών στο ΧΑΑ. Από την άλλη μεριά όμως τα αποτελέσματα αυτά μας προτρέπουν να αμφισβητήσουμε τη μοναδικότητα του συστηματικού κινδύνου των μετοχών ως παράγοντα διαμόρφωσης των αναμενόμενων αποδόσεων.

Τα αποτελέσματα της έρευνας αυτής έρχονται σε συμφωνία με την αντίστοιχης μεθοδολογίας έρευνα των *Διακογιάννη και Σεγρεδάκη (1996)* για το ΧΑΑ και για την περίοδο 1989-1994. Η τελευταία έρευνα καταλήγει επίσης στο συμπέρασμα ότι το μέσο μέγεθος εταιριών δεν φαίνεται να παίζει πρωταρχικό ρόλο στο μηχανισμό διαμόρφωσης των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών. Από την άλλη μεριά όμως τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε αντίθεση με τα ευρήματα του *Σπύρου (1999)* ο οποίος καταλήγει ότι οι μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης τείνουν να αποδίδουν περισσότερο από μετοχές υψηλότερης κεφαλαιοποίησης, τουλάχιστον για την περίοδο 1992-1997 (1,72% έναντι 1,21% μηνιαίως). Για πιο άμεση σύγκριση των στοιχείων της έρευνας αυτής με αυτήν του Σπύρου (1999) παραθέτουμε τον αντίστοιχο συγκεντρωτικό πίνακα μέσω εβδομαδιαίων αποδόσεων, ξεχωρίζοντας την χρονιά 1999 οπότε και έχουμε ισχυρό size effect (πίνακας 4). Επίσης στα Σχήματα 1 και 2 φαίνονται οι αντίστοιχες γραφικές παραστάσεις.

Από τα παραπάνω στοιχεία μπορούμε να συμπεράνουμε ότι το συνολικό size effect που φαίνεται να προκύπτει για την περίοδο της μελέτης μας Ιανουάριος 1995-Ιούλιος 1999 δημιουργείται αποκλειστικά από τις εβδομαδιαίες αποδόσεις του έτους 1999. Επομένως εφόσον δεν έχουμε καμία ένδειξη ότι τα αποτελέσματα της χρονιάς 1999 είναι διαχρονικά, δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση για όλη την περίοδο της έρευνάς μας, παρά μόνο για το 1999.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4 - ΜΕΣΕΣ ΕΒΔΟΜΑΔΙΑΙΕΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΤΩΝ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10
1995-1999										
Μεση απόδοση	0,00752	0,00622	0,00669	0,00721	0,00844	0,00639	0,00959	0,00867	0,01224	0,01399
Τυπική απόκλιση	0,05361	0,04904	0,04611	0,05064	0,05320	0,04877	0,04904	0,04943	0,04960	0,04467
1995-1998										
Μεση απόδοση	0,00667	0,00396	0,00377	0,00357	0,00419	0,00192	0,00441	0,00205	0,00482	0,00596
Τυπική απόκλιση	0,05070	0,04594	0,04322	0,04360	0,04530	0,04247	0,04186	0,03411	0,03712	0,03103
1999										
Μεση απόδοση	0,01517	0,02646	0,03290	0,03985	0,04648	0,04645	0,05605	0,06806	0,07876	0,08599
Τυπική απόκλιση	0,07567	0,06893	0,06165	0,08705	0,09200	0,07706	0,07780	0,10156	0,08644	0,07521

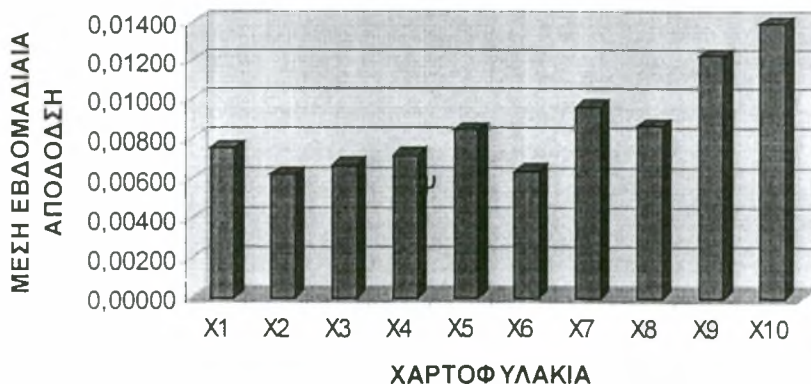
ΣΧΗΜΑ 1 – ΜΕΣΗ ΕΒΔΟΜΑΔΙΑΙΑ ΑΠΟΔΟΣΗ ΤΩΝ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1995-1998

ΣΥΓΚΕΝΤΡΩΤΙΚΑ 1995-1998



ΣΧΗΜΑ 2 – ΜΕΣΗ ΕΒΔΟΜΑΔΙΑΙΑ ΑΠΟΔΟΣΗ ΤΩΝ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1995-1999

ΣΥΓΚΡΝΤΡΩΤΙΚΑ 1995-1999



ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΠΕΜΠΤΟ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ ΚΑΙ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Ο σκοπός της μελέτης αυτής ήταν να ερευνηθεί αν το μέγεθος των εταιριών επηρεάζει την εβδομαδιαία αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο ΧΑΑ κατά την περίοδο 1993- Ιούλιος 1999. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήθηκαν 90 μετοχές εταιριών του ΧΑΑ που ήταν εισηγμένες από το 1993 μέχρι το 1999. Από το δείγμα αυτό εφαρμόζοντας τη μεθοδολογία των *Fama και MacBeth (1973)*, σχηματίστηκαν 10 χαρτοφυλάκια των 9 μετοχών το καθένα με βάση το μέσο ετήσιο μέγεθος των εταιριών. Τα χαρτοφυλάκια αυτά χρησιμοποιήθηκαν στον εμπειρικό έλεγχο της στατιστικής υπόθεσης ότι το μέγεθος των εταιριών είναι ένας σημαντικός παράγοντας που επηρεάζει την διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων στο ΧΑΑ.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα της έρευνας αυτής αποδεικνύουν ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο δεν υπάρχει σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και μεγέθους εταιριών. Μόνο κατά την περίοδο Ιανουάριος 1999 - Ιούλιος 1999 παρατηρείται ισχυρό *size effect* με στατιστικό *t* ίσο με $-3,4$. Το αποτέλεσμα αυτό δεν παρατηρείται και τα προηγούμενα έτη καθώς στην υπόλοιπη περίοδο δεν έχουμε στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα και επομένως καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει *size effect* στο ΧΑΑ. Το αποτέλεσμα αυτό έρχεται σε αντίθεση με τα εμπειρικά ευρήματα από μελέτες σε άλλες χρηματιστηριακές αγορές (NYSE, Καναδάς, Αγγλία) όπου παρατηρείται αρνητική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και μεγέθους εταιριών.

Μια πιθανή εξήγηση για το αποτέλεσμα αυτό δίνουν οι *Demos και Parissi (1998)*. Υποστηρίζουν ότι το ΥΑΚΣ με το Γενικό Δείκτη του ΧΑΑ σαν προσέγγιση του χαρτοφυλακίου αγοράς αποτυγχάνει να αποτιμήσει τα κεφαλαιουχικά στοιχεία σωστά και αυτό, όχι επειδή απουσιάζει κάποιος επιπλέον παράγοντας κινδύνου αλλά κυρίως γιατί ο Γενικός Δείκτης του ΧΑΑ αποτυγχάνει να προσεγγίσει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς ικανοποιητικά. Στην παρούσα μελέτη η εκλογή του χαρτοφυλακίου της αγοράς παίζει σημαντικό

ρόλο [(Roll (1977))] και οποιαδήποτε εσφαλμένη εκλογή αυτού θα οδηγούσε πιθανότατα σε λάθος συμπεράσματα.

Μια άλλη πιθανή εξήγηση του αποτελέσματος της έρευνας αυτής δίνεται από τους *Διακογιάννη και Σεγρεδάκη (1996)* οι οποίοι σημειώνουν ότι οι διαφορές στο μέγεθος μεταξύ μεγάλων και μικρών εταιριών του ΧΑΑ δεν είναι τόσο σημαντικές όσο αυτές που παρατηρούνται στα αναπτυγμένα χρηματιστήρια (NYSE, Καναδάς, Αγγλία).

Από την άλλη πλευρά, όπως σημειώνουν οι *Μαλλιαρόπουλος και Γκίκας (1999)*, συνολικά στη ζώνη του ευρώ οι αποδόσεις εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης υπολείπονται των αποδόσεων μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Στην έρευνά τους υποστηρίζουν πως η σύγκλιση των Ευρωπαϊκών χωρών της ζώνης του ευρώ ευνόησε τις μετοχές εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης, οι οποίες και επηρεάστηκαν περισσότερο από συγχωνεύσεις και απορροφήσεις και γι' αυτό δεν παρατηρούνται στατιστικά σημαντικές διαφορές όσον αφορά το μέγεθος των εισηγμένων εταιριών.

Τα αποτελέσματα αυτής της εμπειρικής μελέτης έδειξαν ότι στο ΧΑΑ το μέγεθος των εταιριών δεν διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών. Έχοντας υπόψη τα ευρήματα αυτά αλλά και τα ευρήματα άλλων συναφών ερευνών για το ΧΑΑ προτείνουμε τη διαμόρφωση εξειδικευμένων πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων που χρησιμοποιούν αναγνωρίσιμες οικονομικές μεταβλητές όπως οι *Chan, Chen και Hsieh (1985)*, ώστε να εξαλειφθεί η περίπτωση της μη καταλληλότητας του ΥΑΚΣ. Επίσης, προτείνουμε να χρησιμοποιηθεί μεν η μέθοδος που χρησιμοποιήσαμε και στην παρούσα μελέτη, αλλά να υπολογιστεί ένας διαφορετικός δείκτης, πιο αντιπροσωπευτικός της αγοράς ώστε να εξηγηθούν τυχόν αδυναμίες του τωρινού Γ.Δ.

Τέλος, μια επανάληψη της παρούσας μελέτης εφόσον προστεθούν περισσότερα χρόνια μετά το 1999, θα μας δώσει περισσότερες πληροφορίες για το κατά πόσο υπάρχει ή όχι το φαινόμενο αυτό, ή από ποιους παράγοντες εξαρτάται και πώς διαμορφώνεται στην Ελληνική πραγματικότητα.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ξένη Βιβλιογραφία

- Arsad Zainudin and Coutts Andrew J. "Security Price Anomalies in the London International Stock Exchange: a 60 year Perspective", *Applied Financial Economics* 7 (1997): 455-464.
- Badrinath S. G. and Kini Omesh, "The Relationship Between Securities Yields, Firm Size, Earnings/Price Ratios and Tobin's q", *Journal of Business & Accounting* 21(1) (1994): 109-131.
- Banz Roll W. "The relationship between Return and Market Value of common stocks", *Journal of Financial Economics* 9 (1981): 3-18.
- Basu Sanjoy "Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of Efficiency Market Hypothesis", *Journal of Financial Economics* 7 (1979): 129-156.
- Basu Sanjoy, "The Relationship Between Earnings; Yield, Market Value and Return For NYSE Common Stocks", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 129-156.
- Bhardway Ravinder K. and Brooks Leroy D. "The January Anomaly: Effects of Low Share Price, Transaction Costs, and Bid-Ask Bias", *Journal of Finance* 47(2) 1992: 553-575.
- Blume Marshall E. and Stambaugh Robert F. "Biases in Computed Returns: An Application on the Size Effect", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 387-404.
- Brown Philip, Kleidon Allan W. and Marsh Terry A. "New Evidence on the Nature of Size-Related Anomalies in Stock Prices", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 33-56.

- Chan K.C., Chen Nai-fu and Hsieh David A. "An Exploratory Investigation Of The Firm Size Effect", *Journal of Financial Economics* 14 (1985): 451-471.
- Chelley-Steeley Patricia L. and Pentecost Eric J. "Stock Market Efficiency, the Small Firm Effect and Cointegration", *Applied Financial Economics* 4(6) (1994): 405-411.
- Cheung Yan-Leung, Leung Yie Ming and Wong Kwork-Fai, "Small Firm Effect: Evidence from Korean Stock Exchange", *Small Business Economics* 6(5) (1994): 373-379.
- Fama E. F. and MacBeth J. "Risk Return and equilibrium: some empirical tests", *Journal of Political Economy* 81 (1973): 607-635.
- Fong Wai Mun, "The Size Effect: a Multiperiod Analysis", *Applied Financial Economics* 2(2) (1992): 87-92.
- Herrera Martin J. and Lockwood Larry J. "The Size Effect in the Mexican Stock Market", *Journal of Banking & Finance* 18(4) (1994): 621-632.
- Keim Donald B. "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 13-32.
- Keim Donald B. "A New Look at the Effects of Firm Size and E/P Ratio on Stock Returns", *Financial Analysts Journal* 46(2) (1990): 56-67.
- Knez Peter J. and Ready Mark J. "On the Robustness of Size and Book-to-Market in Cross-Sectional Regressions", *Journal of Finance* 52(4) 1997: 1355-1382.
- Leong Keneth K. and Zaima Janis K. "Further Evidence of the Small Firm Effect: A Comparison of NYSE-AMEX and OTC Stocks", *Journal of Business Finance & Accounting* 18(1) 1991: 117-124.
- Reinganum Marc R "Misspecification of Capital Asset Pricing", *Journal of Financial Economics* 9 (1981): 19-46.
- Reinganum Mark R. "The Anomalous Stock Market Behaviour of Small Firms in January", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 89-104.

- Roll Richard "A Possible explanation of the Small Firm Effect", *Journal of Finance* 36 (1981): 19-46.
- Roll Richard "On Computing Mean Returns and the Small Firm Premium", *Journal of Financial Economics* 12(1983): 371-386.
- Schultz Paul "Transaction Costs and the Small Firm Effect : A Comment", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 81-88.
- Stoll Hans R. and Whaley Robert E. "Transaction Costs and the Small Firm Effect", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 57-79.
- Tobin J. "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory", *Journal of Money, Credit and Banking* 1 (1969): 15-29.
- Wong Kie Ann and Lye Meng Siong "Market Values, Earnings' Yields and Stock Returns (Evidence from Singapore)", *Journal of Banking and Finance* 14(2,3) (1990): 311-326.

Ελληνική Βιβλιογραφία

- Διακογιάννης Γ. Π. και Σεγρεδάκης Κ. Ν. "Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιριών στην απόδοση των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών", *Εμπορική Τράπεζα Οικονομική Επιθεώρηση* 1996, τεύχος 5: 4-11.
- Μαλλιάρopoulos Δ. Π. και Χαρδούβελης Γ. Α. "Κίνδυνος, Απόδοση και Μέγεθος Εταιρειών στην Ελλάδα", *Δελτίο Οικονομικό και Στατιστικό Εθνική Τράπεζα της Ελλάδος* 11: 6-15.
- Σπύρου Σ. Ι. "Το φαινόμενο των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών", *Οικονομικά Χρονικά Μάιος-Δεκέμβριος '99*: 51-54.
- Demos A. and Parissi S. "Testing Asset Pricing Models: The Case of Athens Stock Exchange", *Multinational Finance Journal* 2(3) 1998: 189-223