

# ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



## ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ

**«Το φαινόμενο των μικρών εταιρειών»**

Επιβλέπων Καθηγητής:  
Γεώργιος Διακογιάννης

ΜΠΡΑΤΣΟΣ ΝΙΚΟΛΑΟΣ

Α.Μ.: ΜΧΡΗ/0418

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

<b>I. ΕΙΣΑΓΩΓΗ</b> .....	σελ.3
<b>II.ΘΕΩΡΙΑ ΠΟΥ ΣΧΕΤΙΖΕΤΑΙ ΜΕ ΤΟ ΘΕΜΑ</b> .....	σελ.5
<b>III.ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ</b> .....	σελ.15
1.Εμπειρικές μελέτες στην Αμερικάνικη αγορά .....	σελ.15
2.Εμπειρικές μελέτες εκτός Η.Π.Α. ....	σελ.35
3.Σύγκριση εμπειρικών μελετών .....	σελ.44
4.Συνοπτικός πίνακας εμπειρικών μελετών .....	σελ.47
<b>IV.ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑΣ</b> .....	σελ.64
1.Υποθέσεις που θα ελεγχθούν .....	σελ.64
2.Περιγραφή δεδομένων .....	σελ.64
3.Περιγραφή μεθοδολογίας .....	σελ.74
<b>V.ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ</b> .....	σελ.80
1.Η περίπτωση της Ελλάδας .....	σελ.80
2.Η περίπτωση της Ιταλίας .....	σελ.90
3.Η περίπτωση της Τουρκίας .....	σελ. 99
<b>VI.ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ &amp; ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ</b>	
<b>ΕΡΕΥΝΑ</b> .....	σελ.108
<b>ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ</b> .....	σελ. 110
<b>ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ</b> .....	σελ. 116

## I. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Το φαινόμενο των μικρών εταιρειών (small firm effect) εμφανίστηκε αρχικά στις κεφαλαιαγορές των Η.Π.Α., στις αρχές της δεκαετίας του '80 και από τότε και μετά απασχόλησε ιδιαίτερα αρκετούς μελετητές. Σύμφωνα με αυτό το φαινόμενο, οι εταιρείες μικρής κεφαλαιοποίησης παράγουν συστηματικά μεγαλύτερες αποδόσεις από τις εταιρείες μεγάλης κεφαλαιοποίησης.

Σύμφωνα με τη θεωρία, οι μικρότερες εταιρείες έχουν υψηλότερες προοπτικές ανάπτυξης, μεγαλύτερη μεταβλητικότητα στο επιχειρηματικό τους περιβάλλον και χαμηλότερες τιμές στη μετοχή τους συγκριτικά με τις μεγαλύτερες εταιρείες, γεγονός που σημαίνει ότι οι ανατιμήσεις των μετοχών των μικρότερων εταιρειών είναι επίσης μεγαλύτερες. Όλα αυτά συνηγορούν στο συμπέρασμα ότι οι μικρές εταιρείες παράγουν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις από τις μεγάλες εταιρείες, δηλαδή υπάρχει μία αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και μέσης απόδοσης.

Ορισμένοι αναλυτές υποστηρίζουν ότι οι αυξημένες αυτές αποδόσεις, δεν προσφέρουν μεγαλύτερα οφέλη στους επενδυτές, αλλά αντίθετα εξηγούνται από:

α) τον αυξημένο κίνδυνο που συνεπάγεται η επένδυση σε μια εταιρία μικρής κεφαλαιοποίησης, λόγω του αυξημένου επιχειρηματικού κινδύνου που, κατά μέσο όρο, αντιμετωπίζουν οι επιχειρήσεις αυτές,

β) τον αυξημένο κίνδυνο του επενδυτή, λόγω της μικρότερης ρευστότητας των μετοχών αυτών και

γ) τον αυξημένο κίνδυνο λόγω του μεγάλου σχετικά ανοίγματος μεταξύ της ημερήσιας τιμής προσφοράς και ζήτησης (bid and ask) των μετοχών αυτών.

Στην σκέψη των αναλυτών δεν έχει ξεκαθαριστεί με απόλυτη σαφήνεια και κοινή αποδοχή, το όριο εκείνο της κεφαλαιοποίησης (χρηματιστηριακής αξίας) κάτω από το οποίο μια εταιρία θεωρείται ότι έχει μικρή κεφαλαιοποίηση. Επίσης, θα πρέπει να τονιστεί ότι μια εταιρία που θεωρείται μικρής κεφαλαιοποίησης σε μια χώρα, μπορεί να θεωρείται εταιρία μεγάλης κεφαλαιοποίησης σε μια άλλη.

Πάντως, έχουν δοθεί διάφορες ερμηνείες για την ύπαρξη υπερκανονικών αποδόσεων από τις μικρότερες εταιρείες. Οι πιο πολλές συμφωνούν στο ότι η επιρροή του μεγέθους (size effect) είναι η πιο σημαντική στην ύπαρξη υπερκανονικών αποδόσεων, ενώ έχουν αναλυθεί και άλλοι παράγοντες που μπορεί να σχετίζονται με

το φαινόμενο αυτό, όπως η επιρροή του δείκτη E/P (Κέρδη ανά Μετοχή προς Τιμή Μετοχής), η μερισματική απόδοση (dividend yield), ο δείκτης book-to-market equity, η εποχικότητα και πιο συγκεκριμένα το φαινόμενο του Ιανουαρίου (The January effect) και άλλοι.

Ο σκοπός της παρούσας μελέτης είναι να προσπαθήσει να ερευνήσει εμπειρικά την σχέση μεταξύ μεγέθους εταιρειών και μέσης απόδοσης για τις εισηγμένες εταιρείες του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (X.A.A.), του Χρηματιστηρίου του Μιλάνο και του Χρηματιστηρίου της Κωνσταντινούπολης (Istanbul Stock Exchange). Ουσιαστικά, θέλουμε να δούμε αν η επίδραση του μεγέθους των εταιρειών διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στο μηχανισμό διαμόρφωσης των αποδόσεων των τιμών των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, στο Χρηματιστήριο του Μιλάνο και στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης. Πρακτικά, θέλουμε να ελέγξουμε αν η επενδυτική στρατηγική του να αγοράζουν οι επενδυτές μετοχές με τη μικρότερη χρηματιστηριακή αξία με την ελπίδα ότι θα αποκομίσουν υψηλές αποδόσεις, βρίσκει εφαρμογή στις χρηματιστηριακές αγορές της Ελλάδας, της Ιταλίας και της Τουρκίας.

Η δομή της μελέτης έχει οργανωθεί ως εξής: στην δεύτερη ενότητα παρουσιάζεται η θεωρία που σχετίζεται με το θέμα, στην τρίτη ενότητα γίνεται μία επισκόπηση προηγούμενων εμπειρικών μελετών, στην τέταρτη ενότητα αναλύονται τα δεδομένα και η μεθοδολογία, στην πέμπτη ενότητα παρουσιάζονται και ερμηνεύονται τα αποτελέσματα και στην έκτη και τελευταία ενότητα βγαίνουν κάποια γενικά συμπεράσματα και γίνονται προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

## II. ΘΕΩΡΙΑ ΠΟΥ ΣΧΕΤΙΖΕΤΑΙ ΜΕ ΤΟ ΘΕΜΑ

Εξαιρετικά σημαντική για την ανάλυση του θέματος είναι η θεωρία χαρτοφυλακίου, η επιστήμη η οποία εξετάζει τεχνικές και μεθόδους για τη δημιουργία, ανάλυση και επιλογή χαρτοφυλακίου αξιογράφων με σκοπό την ελαχιστοποίηση του κινδύνου και την μεγιστοποίηση της απόδοσης.

Για την ανάλυση των αξιογράφων χρησιμοποιούνται ποιοτικά και ποσοτικά κριτήρια. Τα ποιοτικά κριτήρια ασχολούνται με ποιοτικά δεδομένα εταιρειών (διοίκηση, φήμη εταιρείας, κλάδος και ανταγωνισμός, εμπειρία του manager, μόρφωση ατόμων, μερίδιο εταιρείας στην αγορά κ.ά.), ενώ τα ποσοτικά κριτήρια διακρίνονται σε χρηματοοικονομικούς δείκτες και μέτρα απόδοσης κινδύνου. Οι χρηματοοικονομικοί δείκτες περιλαμβάνουν και τους χρηματιστηριακούς δείκτες και ο πιο σημαντικός και χρήσιμος για την μελέτη που θα ακολουθήσει είναι η *Χρηματιστηριακή αξία*. Η Χρηματιστηριακή αξία μας δείχνει ουσιαστικά το μέγεθος της εταιρείας και υπολογίζεται ως εξής:

$$\text{Χρηματιστηριακή αξία} = \text{Τιμή μετοχής} * \text{Αριθμός κοινών μετοχών σε κυκλοφορία}$$

Είναι εμφανές ότι όσο αυξάνεται η τιμή της μετοχής αυξάνεται και η Χρηματιστηριακή αξία, η οποία μας δείχνει, αλλά δεν μετρά, τον κίνδυνο. Συνήθως, μεγάλη Χρηματιστηριακή αξία σημαίνει και μικρότερο κίνδυνο και αντίστροφα. Η Χρηματιστηριακή αξία θα χρησιμοποιηθεί εκτενώς στην ανάλυσή μας, καθώς θα μας βοηθήσει όπως θα δούμε στην κατάταξη των μετοχών με βάση το μέγεθος.

Ένα άλλο σημαντικό ποσοτικό κριτήριο για την ανάλυση των μετοχών είναι ο δείκτης *P/E*, ο οποίος εκφράζει τον λόγο της τιμής της μετοχής προς τα κέρδη ανά μετοχή και δείχνει πόσα ευρώ πληρώνει ο επενδυτής για κάθε ευρώ κέρδους ανά μετοχή. Κάθε χρηματιστήριο έχει τα δικά του χαρακτηριστικά και ιδιαιτερότητες, οι οποίες πρέπει να λαμβάνονται υπόψη και γι'αυτό ο δείκτης *P/E* μιας μετοχής εξαρτάται από τον κλάδο στον οποίο ανήκει, από το χρηματιστήριο το οποίο εξετάζεται, καθώς και από τη χρονική στιγμή στην οποία αναφερόμαστε. Το *P/E* παρέχει άμεση σύγκριση των τιμών των μετοχών, οι οποίες έχουν διαφορετικά επίπεδα κερδών ανά μετοχή και γενικά οι μετοχές τείνουν να έχουν υψηλό *P/E* σε αγορές που οι τιμές των μετοχών ανεβαίνουν (bull markets) και οι επενδυτές είναι αισιόδοξοι τόσο για την εξέλιξη της οικονομίας όσο και για την πορεία των μετοχών και χαμηλό *P/E* σε αγορές που οι μετοχές παρουσιάζουν συνεχή πτώση (bear markets), αφού οι εκτιμήσεις για την εξέλιξη της οικονομίας και την πορεία των

μετοχών είναι δυσμενείς. Οι μετοχές ωρίμων εταιρειών, οι οποίες εμφανίζουν πολύ χαμηλά κέρδη καθώς και οι μετοχές που χαρακτηρίζονται ως μετοχές εισοδήματος (income stocks) τείνουν να έχουν χαμηλό δείκτη P/E, ενώ υψηλό δείκτη P/E έχουν οι μετοχές μεγέθυνσης (growth stocks), των οποίων τα κέρδη αυξάνονται με υψηλούς ρυθμούς. Συνδέοντας τον δείκτη P/E με το υπόδειγμα του Gordon, μπορούμε να πούμε ότι είναι συνάρτηση τριών μεταβλητών: του ποσοστού διανεμομένων κερδών, του επιτοκίου προεξόφλησης και του ρυθμού αύξησης. Τέλος, αυτός ο δείκτης χρησιμοποιήθηκε ως μεταβλητή από κάποιους μελετητές, όπως θα δούμε στην επόμενη ενότητα, για να εξεταστεί κατά πόσο σχετίζεται με τις μέσες αποδόσεις<sup>1</sup>.

Άλλοι σημαντικοί δείκτες είναι ο δείκτης P.E.E., ο οποίος ισούται με τον δείκτη P/E προς τον μελλοντικό ρυθμό ανάπτυξης, συνεπώς όσο πιο μικρός είναι τόσο το καλύτερο για μια εταιρεία (συνήθως επιλέγονται μετοχές με P.E.E. μικρότερο της μονάδας). Ένας χαμηλός δείκτης P.E.E. σημαίνει ότι ο επενδυτής πληρώνει σχετικά λίγο για μελλοντική ανάπτυξη, ενώ ένας υψηλός δείκτης P.E.E. σημαίνει ότι ο επενδυτής πληρώνει πολλά και όσον αφορά τη χρήση του είναι καταλληλότερος για επιχειρήσεις ισχυρής ανάπτυξης και κατά προτίμηση συνεχόμενης παρά βραχυπρόθεσμης ανάπτυξης. Έχουμε επίσης και την *μερισματική απόδοση (dividend yield)*, η οποία ισούται με τον λόγο του μερίσματος ανά μετοχή προς την τιμή της μετοχής και μας δείχνει την μερισματική πολιτική που ακολουθεί μια εταιρεία. Με την σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αναμενόμενης απόδοσης ασχολήθηκαν αρκετοί ερευνητές, όπως θα δούμε στην επόμενη ενότητα, με τα αποτελέσματα να ποικίλλουν<sup>2</sup>. Σημαντικός είναι και ο δείκτης *εμπορευσιμότητας*, ο οποίος δείχνει πόσα τεμάχια κοινών μετοχών συναλλάσσονται καθημερινά ως ποσοστό του συνολικού αριθμού των κοινών μετοχών. Θα πρέπει όμως μαζί με τον δείκτη εμπορευσιμότητας να υπολογιστεί και ο *όγκος συναλλαγών*, ο οποίος ισούται με το γινόμενο της τιμής κλεισίματος και των μετοχών που συναλλάχθηκαν. Μία εταιρεία καλό είναι να έχει μεγάλη εμπορευσιμότητα και μεγάλο όγκο συναλλαγών,

---

<sup>1</sup> Χαρακτηριστικά papers που ασχολήθηκαν με τον δείκτη P/E ή E/P και τη σχέση του με τις μέσες αποδόσεις είναι αυτά των Reinganum [31] και Basu [4].

<sup>2</sup> Χαρακτηριστικά papers που ασχολήθηκαν με την σχέση μερισματικής απόδοσης και αναμενόμενης απόδοσης και γενικότερα με την μερισματική απόδοση είναι αυτά των Black & Scholes [7], Long [28], Blume [8], Litzenberger & Ramaswamy [27], Morgan [30] και Miller-Scholes [29].

αλλά κάτι τέτοιο πρέπει να συμβαίνει καθημερινά, με άλλα λόγια η μετοχή της εταιρείας πρέπει να συναλλάσσεται καθημερινά. Κάποιοι μελετητές ασχολήθηκαν με το φαινόμενο του thin trading, όπως θα δούμε στην επόμενη ενότητα, στο οποίο καταλόγισαν την ύπαρξη υπερκανονικών αποδόσεων<sup>3</sup>. Κλείνοντας το θέμα των ποσοτικών κριτηρίων, αξίζει να αναφερθούν ακόμα ο *Δείκτης Χρηματιστηριακής Αξίας προς Λογιστική Αξία*, τον οποίο πολλοί μελετητές έχουν συμπεριλάβει ως μεταβλητή που επηρεάζει τις αποδόσεις<sup>4</sup> και ο *Δείκτης Τιμής ανά Μετοχή προς Πωλήσεις ανά Μετοχή* που έχει τους ίδιους κανόνες με τον δείκτη P/E.

Αναπτύχθηκαν διάφορα μοντέλα αξιολόγησης αξιογράφων και επιλογής χαρτοφυλακίων, με πρώτο το *μοντέλο του Markowitz*, το οποίο πρωτοεμφανίστηκε στη δεκαετία του '50 και παρόλο που είχε μειονεκτήματα αποτέλεσε βάση για τη λεγόμενη «Σύγχρονη Θεωρία του Χαρτοφυλακίου». Το μοντέλο περιελάμβανε τρία στάδια: ανάλυση αξιογράφων, ανάλυση χαρτοφυλακίων και επιλογή χαρτοφυλακίων και βασίστηκε στις εξής τέσσερις υποθέσεις:

i) Ένα χαρτοφυλάκιο μεμονωμένων μετοχών μπορεί να περιγραφεί απόλυτα από την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου και την διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου.

ii) Οι επενδυτές ακολουθούν την αρχή της ορθολογικής επενδυτικής συμπεριφοράς, δηλαδή προτιμούν τις μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μικρότερες για κάθε επίπεδο κινδύνου και προτιμούν και τις πιο σίγουρες αποδόσεις από τις πιο ριψοκίνδυνες για κάθε επίπεδο απόδοσης, δηλαδή αποστρέφονται τον κίνδυνο.

iii) Οι επενδυτές έχουν έναν συγκεκριμένο και μεμονωμένο επενδυτικό ορίζοντα.

iv) Οι κατανομές των αποδόσεων είναι κανονικές.

Ένας πολύ χρήσιμος τύπος που χρησιμοποιείται για τη μέτρηση τόσο των ιστορικών όσο και των μελλοντικών αποδόσεων μιας μετοχής είναι ο τύπος της απόδοσης της μετοχής:

$$R_{it} = (P_{it} - P_{it-1}) / P_{it-1} + D_{it} / P_{it-1}$$

---

<sup>3</sup> Χαρακτηριστικά papers που ασχολήθηκαν με την μη-συχνή εμπορευσιμότητα των μετοχών είναι αυτά των Scholes & Williams [35] και του Dimson [16].

<sup>4</sup> Χαρακτηριστικά papers που ασχολήθηκαν με την εν λόγω μεταβλητή είναι αυτά των Fama & French [17], Chui & Wei [13], Diacogiannis & Kyriazis [14] και Adikimenaki & Thomadakis [1].

Όπως φαίνεται από τον παραπάνω τύπο η απόδοση μιας μετοχής μπορεί να προέρχεται από τα κεφαλαιακά κέρδη (ή ζημιές), που προκαλούνται από την άνοδο (ή την πτώση) της τιμής της μετοχής και από τα μερίσματα που μοιράστηκαν κατά την συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Σημειώνεται ότι στην πράξη οι τιμές των μετοχών δεν ακολουθούν κανονική κατανομή, συνεπώς για να συμβεί κάτι τέτοιο γίνεται λογαρίθμιση του παραπάνω τύπου. Το μοντέλο του Markowitz, όπως προαναφέρθηκε, χωρίζεται σε τρία στάδια, όπου στο πρώτο γίνεται ανάλυση των μεμονωμένων αξιογράφων<sup>5</sup>, στο δεύτερο στάδιο γίνεται ανάλυση και αξιολόγηση χαρτοφυλακίων<sup>6</sup> με βασικό χαρακτηριστικό τα οφέλη της διαφοροποίησης και στο τρίτο στάδιο βρίσκεται το αποδοτικό σύνορο χαρτοφυλακίων (efficient frontier). Ο επενδυτής επιλέγει εκείνο το χαρτοφυλάκιο που αντιστοιχεί στο σημείο επαφής μεταξύ του αποδοτικού συνόρου και της όσο το δυνατόν αριστερότερα ευρισκόμενης καμπύλης αδιαφορίας του. Η προσέγγιση του Markowitz για την κατασκευή καλά διαφοροποιημένων χαρτοφυλακίων στηρίζεται ουσιαστικά στην επιλογή και στο συνδυασμό διαφορετικών περιουσιακών στοιχείων με ένα σημαντικό χαρακτηριστικό: τα περιουσιακά στοιχεία που επιλέγονται θα έχουν συντελεστές συσχέτισης των αποδόσεών τους σημαντικά χαμηλότερους της μονάδας.

Πριν προχωρήσουμε στο επόμενο χρήσιμο υπόδειγμα, πρέπει να ορίσουμε και τον *συντελεστή βήτα* (*beta*) μίας μετοχής, ο οποίος εκφράζει την ευαισθησία της τιμής της μετοχής σε κάθε μεταβολή του Γενικού Δείκτη Τιμών και ουσιαστικά είναι ένα μέτρο σχετικής επικινδυνότητας, ενώ ο συντελεστής βήτα ενός χαρτοφυλακίου είναι ο σταθμικός μέσος των συντελεστών βήτα των επιμέρους μετοχών. Για παράδειγμα, μία μετοχή με συντελεστή βήτα 0,5 θα μεταβληθεί κατά μέσο όρο, είτε ανοδικά είτε καθοδικά, κατά 5% σε μια μεταβολή της χρηματιστηριακής αγοράς κατά 10%. Από την άλλη, μία μετοχή με συντελεστή βήτα κοντά στη μονάδα, θα συμπεριφέρεται όπως και η χρηματιστηριακή αγορά. Όταν ο συντελεστής βήτα είναι μεγαλύτερος από τη μονάδα η μετοχή χαρακτηρίζεται ως επιθετική και όταν είναι μικρότερος της μονάδας η μετοχή χαρακτηρίζεται ως

---

<sup>5</sup> Υπολογίζονται αναμενόμενες αποδόσεις, διακυμάνσεις, τυπικές αποκλίσεις, συντελεστές μεταβλητότητας, συνδιακυμάνσεις και συντελεστές συσχέτισης.

<sup>6</sup> Υπολογίζονται τα μεγέθη του πρώτου σταδίου, προσαρμόζοντας τους τύπους βάζοντας σταθμά, ώστε να αναφέρονται σε χαρτοφυλάκια και υπολογίζονται επίσης, οι συνεισφορές των μετοχών στην αναμενόμενη απόδοση και στον κίνδυνο και τα betas.



αμυντική. Το beta είναι ουσιαστικά ένα μέτρο κινδύνου (συστηματικός κίνδυνος) και η μέτρησή του έχει απασχολήσει ιδιαίτερα τους μελετητές, όπως θα δούμε στην επόμενη ενότητα.

Ένα άλλο υπόδειγμα παραγωγής αποδόσεων είναι το *μονοπαραγοντικό μοντέλο*, το οποίο θα χρησιμοποιηθεί στη μελέτη για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου (beta). Το *υπόδειγμα της αγοράς*, που αναπτύχθηκε από τον William Sharpe (1964), περιγράφει μια γραμμική σχέση ανάμεσα στην απόδοση μεμονωμένων χρεογράφων ή χαρτοφυλακίων και την απόδοση της συνολικής αγοράς. Βασίζεται στην υπόθεση ότι η απόδοση ενός χρεογράφου έχει την τάση να κυμαίνεται όμοια με την απόδοση του δείκτη της αγοράς. Το υπόδειγμα αυτό μπορεί να εκφραστεί μαθηματικά με την παρακάτω εξίσωση:

$$R_{it} = a_i + \beta_i * R_{mt} + e_{it}$$

Όπου  $R_{it}$  η τυχαία απόδοση του χρεογράφου  $i$  κατά την περίοδο  $t$ ,  $R_{mt}$  η τυχαία απόδοση του Γενικού Δείκτη  $m$  κατά την περίοδο  $t$ ,  $a_i$  το συστατικό της απόδοσης του χρεογράφου  $i$  που δεν σχετίζεται με τις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη  $m$ ,  $\beta_i$  ο συντελεστής βήτα του χρεογράφου  $i$  ή αλλιώς ο συστηματικός κίνδυνος του χρεογράφου  $i$  που μετρά την ευαισθησία της απόδοσης του χρεογράφου  $i$  στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη και  $e_{it}$  το σφάλμα της απόδοσης του χρεογράφου  $i$  κατά την περίοδο  $t$ . Ουσιαστικά η απόδοση της μετοχής διαρείται σε δύο μέρη: σε αυτό που οφείλεται στην αγορά, δηλαδή το συστηματικό μέρος ( $\beta_i * R_{mt}$ ) και σε αυτό που οφείλεται στην ίδια την εταιρεία, δηλαδή το μη συστηματικό μέρος ( $a_i + e_i$ ). Το μοντέλο κάνει τις εξής υποθέσεις:

- i) Η αναμενόμενη απόδοση του σφάλματος (στοχαστικός όρος) είναι μηδενική.
- ii) Η διακύμανση του στοχαστικού όρου είναι σταθερή για όλη την περίοδο (ομοσκεδαστικότητα).
- iii) Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου.
- iv) Δεν υπάρχει άλλος κοινός παράγοντας εκτός του  $R_m$  που να επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών.
- v) Τα  $a_i$  και  $\beta_i$  είναι σταθερά.

Είναι χρήσιμο επίσης να αναφερθεί ότι ο τύπος υπολογισμού του συστηματικού κινδύνου δίνεται από τη σχέση:

$$\beta_i = \sigma_{im} / \sigma_m^2$$

όπου  $\sigma_{im}$  η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του χρεογράφου  $i$  και του Γενικού Δείκτη της αγοράς  $m$  και  $\sigma_m^2$  η διακύμανση της απόδοσης του Γενικού Δείκτη της αγοράς  $m$ .

Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ενός χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου και για την απλοποίηση των εκτιμήσεων που χρειάζονται για το υπόδειγμα του Markowitz. Επίσης, επιλύει άμεσα το πρόβλημα της ανάλυσης του χαρτοφυλακίου και βοηθάει να διερευνήσουμε τα οφέλη της διαφοροποίησης ενός χαρτοφυλακίου.

Πριν προχωρήσουμε στο επόμενο υπόδειγμα πρέπει να αναφερθεί ότι σημαντική μεταβλητή στη μελέτη μας είναι και ο *συντελεστής προσδιορισμού*  $R^2$ , ο οποίος είναι ουσιαστικά ένα στατιστικό μέτρο που λαμβάνει τιμές μεταξύ μηδενός και μονάδας και μετράει το ποσοστό της μεταβλητικότητας των αποδόσεων το οποίο ερμηνεύεται από τις μεταβολές των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου αγοράς. Επιπλέον, το  $R^2$  αποτελεί ένα μέτρο τέλει ή ατελούς διαφοροποίησης ενός χαρτοφυλακίου. Αν ένα χαρτοφυλάκιο είναι τέλεια διαφοροποιημένο, τότε θα συσχετίζεται τέλεια με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και ως εκ τούτου το σχετικό  $R^2$  θα είναι ίσο με το 100% ή με τη μονάδα. Στο στάδιο του εμπειρικού ελέγχου θα μας απασχολήσει ιδιαίτερα και η *στατιστική Durbin – Watson*, καθώς όπως γνωρίζουμε, στις παλινδρομήσεις που χρησιμοποιούνται χρονοσειρές, η αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων είναι ένα βασικό πρόβλημα, το οποίο οδηγεί σε μεροληψία στις εκτιμήσεις της στατιστικής σημαντικότητας ( $t$  – statistic). Με άλλα λόγια, η στατιστική Durbin – Watson ουσιαστικά αποτελεί ένα τεστ για την ύπαρξη ή μη αυτοσυσχέτισης και μας βοηθάει να ελέγξουμε αν παραβιάζεται η υπόθεση της ανεξαρτησίας του στοχαστικού όρου. Αυτό που θέλουμε είναι η στατιστική Durbin – Watson να είναι κοντά στον αριθμό 2. Στην παρούσα μελέτη θα μας απασχολήσει επίσης και η *στατιστική F*, η οποία ουσιαστικά είναι ένα τεστ για τις διαφορές μεταξύ των μέσων και μας επιτρέπει να ελέγξουμε την διαχρονική σταθερότητα του υποδείματος.

Οι Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966), εισάγοντας την έννοια του αξιολογικού κινδύνου διέυρναν ακόμη περισσότερο και διαμόρφωσαν την θεωρία της κεφαλαιαγοράς. Η θεωρία αυτή εκφράστηκε με το *Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (YAKΣ-CAPM)*, το οποίο χρησιμοποίησαν και τέσσερα εκτενώς πολλοί ερευνητές προκειμένου να εξετάσουν τη σχέση μεταξύ μεγέθους εταιρειών και μέσης απόδοσης. Το YAKΣ δείχνει τη σχέση μεταξύ

απόδοσης και κινδύνου σε συνθήκες ισορροπίας και οι τρεις ερευνητές στήριξαν τις θεωρίες τους στις εξής κύριες υποθέσεις:

i) Οι επενδυτές επιλέγουν χαρτοφυλάκια σύμφωνα με το υπόδειγμα του Markowitz, όμως υπάρχει και ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου απ' όπου οι επενδυτές μπορούν να δανειστούν και να δανείσουν χρήματα

ii) Οι επενδυτές έχουν κοινό επενδυτικό ορίζοντα και ίδιες κατανομές πιθανοτήτων των μελλοντικών αποδόσεων.

iii) Η αγορά είναι τέλεια, δηλαδή δεν υπάρχουν φόροι και πληθωρισμός, κάθε επενδυτής μπορεί να αγοράσει ή να πουλήσει οποιονδήποτε αριθμό μετοχών, η πληροφόρηση στην αγορά είναι ελεύθερη, κανένας μεμονωμένος επενδυτής δεν μπορεί να επηρεάσει τις τιμές των μετοχών.

Με βάση τις υποθέσεις αυτές αναπτύχθηκε η *εξίσωση της γραμμής της κεφαλαιαγοράς*, η οποία ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια και είναι μία σχέση ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου. Αναπτύχθηκε επίσης και το YAKΣ το οποίο και αυτό είναι μία σχέση ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου και μία διαφορά του με την γραμμή κεφαλαιαγοράς είναι ότι περιλαμβάνει και μη αποδοτικά χαρτοφυλάκια. Το YAKΣ εκφράζεται ως εξής:

$$R_{it} = R_f + [R_{mt} - R_f] * \beta_{im}$$

Ως μέτρο κινδύνου χρησιμοποιείται ο συστηματικός κίνδυνος (beta), γιατί ο μη-συστηματικός κίνδυνος μπορεί να διαφοροποιηθεί, ενώ ικανή και αναγκαία συνθήκη για να ισχύει το YAKΣ είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς να είναι αποδοτικό, κάτι που σημαίνει ότι ισχύει και η γραμμή της κεφαλαιαγοράς. Σημειώνεται ότι η γραμμή κεφαλαιαγοράς χρησιμοποιεί τον ολικό κίνδυνο, ενώ το YAKΣ χρησιμοποιεί τον συστηματικό κίνδυνο.

Το YAKΣ, του οποίου την καταλληλότητα, όπως θα δούμε στην επόμενη ενότητα, τέσσερα εκτενώς πολλοί ερευνητές<sup>7</sup>, βοηθάει στον υπολογισμό του κόστους των κοινών μετοχών, όντας ένας εναλλακτικός τρόπος υπολογισμού του κόστους κεφαλαίου, ενώ μας βοηθάει να εξετάσουμε και την αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων. Συγκρίνοντας το YAKΣ με το υπόδειγμα της αγοράς, το οποίο και θα χρησιμοποιήσουμε, μπορούμε να πούμε ότι το υπόδειγμα της αγοράς ή

<sup>7</sup> Αντιπροσωπευτικές είναι οι μελέτες των Reinganum [31] και Banz [3], οι οποίοι στις μελέτες τους εξέτασαν την καταλληλότητα του YAKΣ.

μονοπαραγοντικό υπόδειγμα βασίζεται σε ιστορικές αποδόσεις, αποτελεί μία σχέση αποδόσεων μίας μετοχής ή χαρτοφυλακίου με τις αντίστοιχες αποδόσεις ενός χρηματιστηριακού δείκτη και χρησιμεύει στον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου, ενώ το ΥΑΚΣ βασίζεται σε αναμενόμενες αποδόσεις, αποτελεί μία σχέση ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, ενώ το βήτα (συστηματικός κίνδυνος) που χρησιμοποιεί έχει εκτιμηθεί από το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα. Γενικά, το ΥΑΚΣ και το υπόδειγμα της αγοράς είναι δύο διαφορετικά μοντέλα.

Μιλώντας για τέλεια αγορά στις υποθέσεις της θεωρίας της κεφαλαιαγοράς, μπορούμε να εισάγουμε και την έννοια της αποτελεσματικότητας της αγοράς, με την οποία ασχολήθηκαν κάποιοι ερευνητές για την εξήγηση των υπερκανονικών αποδόσεων και τον προσδιορισμό του ΥΑΚΣ. Σε μια αποτελεσματική αγορά οι τιμές πάντα αντανακλούν πλήρως όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες και ουσιαστικά η κάθε μετοχή ανά πάσα στιγμή έχει μία και μοναδική τιμή. Έχουμε τρεις μορφές αποτελεσματικότητας: την «αδύναμη» μορφή αποτελεσματικότητας, όπου οι αγοραίες τιμές απεικονίζουν όλες τις ιστορικές πληροφορίες, την «ημι-ισχυρή» μορφή αποτελεσματικότητας, όπου οι αγοραίες τιμές απεικονίζουν όλες τις δημόσια διαθέσιμες πληροφορίες και την «ισχυρή» μορφή αποτελεσματικότητας, όπου οι αγοραίες τιμές απεικονίζουν όλες τις δημόσια διαθέσιμες και ιδιωτικές πληροφορίες. Ενδείξεις αποτελεσματικότητας της αγοράς έχουμε όταν οι τιμές των μετοχών ακολουθούν «τυχαίο περίπατο» και αντανακλούν όλες τις δημόσια διαθέσιμες πληροφορίες. Ένα από τα φαινόμενα που υποδηλώνουν ότι δεν ισχύει η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς είναι το φαινόμενο των μικρών εταιρειών (small firm effect), σύμφωνα με το οποίο τα χαρτοφυλάκια των εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης υπερτερούν σε απόδοση σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια των εταιρειών μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Αν η αγορά ήταν αποτελεσματική, τότε κάποιος θα περίμενε οι τιμές των μετοχών των εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης να ανέβαιναν σε ένα επίπεδο όπου οι προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις για τους μελλοντικούς επενδυτές θα ήταν κανονικές.

Η αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων μπορεί να μετρηθεί με τρεις τρόπους. Το κριτήριο του *Sharpe*, είναι ένα μέτρο απόδοσης προσαρμοσμένης στον κίνδυνο το οποίο δεν βασίζεται στο ΥΑΚΣ αφού περιλαμβάνει τον συνολικό κίνδυνο της επένδυσης, στηρίζεται στην έννοια του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου και τις ιδιότητες της διαφοροποίησης και μετράει την επιπλέον του χωρίς κίνδυνο επιτοκίου

απόδοση μίας επένδυσης ανά μονάδα συνολικού κινδύνου. Χρησιμοποιείται για κατάταξη χαρτοφυλακίων και για σύγκριση με το μέτρο της αγοράς. Το *κριτήριο του Treynor*, είναι ένα μέτρο απόδοσης προσαρμοσμένης στον κίνδυνο το οποίο βασίζεται στο ΥΑΚΣ και μετράει την επιπλέον του χωρίς κίνδυνο επιτοκίου απόδοση μίας επένδυσης ανά μονάδα συστηματικού κινδύνου. Για την αξιολόγηση χαρτοφυλακίων, τα χαρτοφυλάκια που παρέχουν μεγαλύτερη απόδοση ανά μονάδα κινδύνου, δηλαδή αυτά που έχουν μεγαλύτερους δείκτες Sharpe και Treynor είναι προτιμότερα. Οι δύο παραπάνω δείκτες κατατάσσουν χαρτοφυλάκια αλλά δεν μας αναφέρουν σε όρους αποδόσεων πόσο τοις εκατό (%) το συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο υπερείχε ή όχι από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και γι' αυτό το λόγο εισήχθηκε το *κριτήριο του Jensen*, το οποίο είναι ένα μέτρο διαφορικής απόδοσης, βασίζεται στο ΥΑΚΣ και υπολογίζει την αναμενόμενη απόδοση κάποιου αξιογράφου ή χαρτοφυλακίου με βάση τον συστηματικό κίνδυνο («φυσιολογική απόδοση»). Το τελευταίο κριτήριο χρησιμοποιεί το υπόδειγμα της αγοράς, που δείχνει την σχέση της απόδοσης των μετοχών με την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς και αξιολογεί την επίδοση μιας επένδυσης μέσω του συντελεστή  $a_i$  που εκφράζει το τμήμα της απόδοσης της μετοχής  $i$  που είναι ανεξάρτητο από την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς [«μη φυσιολογική απόδοση» (abnormal return)]. Συνεπώς, αν  $a_i > 0$  και στατιστικά σημαντικό τότε η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής  $i$  θα είναι μεγαλύτερη από εκείνη που αντιστοιχεί στον συστηματικό κίνδυνο. Μπορούμε να πούμε ότι τα κριτήρια Treynor και Jensen μπορεί να δίνουν την ίδια κατάταξη γιατί και τα δύο βασίζονται στο ΥΑΚΣ, ενώ σημειώνεται ότι τα κριτήρια Sharpe και Treynor δίνουν την ίδια κατάταξη μόνο για καλά διαφοροποιούμενα χαρτοφυλάκια.

Τελειώνοντας αυτή την ενότητα, αναφέρουμε και το *Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (Arbitrage Pricing Theory - APT)*, το οποίο τέστταραν και μελέτησαν κάποιοι μελετητές<sup>8</sup>. Το APT παράγει μία σχέση ισορροπίας χωρίς να χρησιμοποιεί το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και βασίζεται στις εξής υποθέσεις:

ι) Οι αποδόσεις μίας μετοχής επηρεάζονται από έναν αριθμό κοινών παραγόντων, οι οποίοι δεν γνωρίζουμε ποιοι είναι ακριβώς. Οι αποδόσεις των μετοχών αναλύονται ως γραμμικός συνδυασμός ενός  $k$ -παραγοντικού μοντέλου όπου

---

<sup>8</sup> Χαρακτηριστικό είναι το paper του Reinganum [32], το οποίο τεστάρει την καταλληλότητα του APT

οι παράγοντες είναι κοινοί για όλα τα αξιόγραφα και «φυλακίζουν» όλο το συστηματικό κίνδυνο.

ii) Η αγορά είναι τέλεια

iii) Δεν υπάρχουν ευκαιρίες arbitrage στην αγορά.

Συνεπώς, το APT, το οποίο περιέχει τουλάχιστον ένα πριμ κινδύνου, μπορεί να είναι πιο πρακτικό επειδή χρησιμοποιεί πολλούς κοινούς παράγοντες και δεν χρησιμοποιεί το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, αλλά αυτοί οι παράγοντες αρχικά είναι μη παρατηρήσιμοι. Σύμφωνα με αυτό το υπόδειγμα, δημιουργούνται τα λεγόμενα arbitrage χαρτοφυλάκια, με τα σταθμά να αθροίζουν στο μηδέν, δηλαδή ο επενδυτής ούτε κερδίζει ούτε χάνει.

Συγκρίνοντας το YAKΣ με το APT μπορούμε να πούμε ότι ενώ το YAKΣ στηρίζεται στην αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου της αγοράς, περιέχει ένα πριμ κινδύνου και ο συστηματικός του κίνδυνος εκτιμάται από το υπόδειγμα της αγοράς, το υπόδειγμα αποτίμησης εξισορροπητικής αγοραπωλησίας συνήθως δεν χρησιμοποιεί το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, περιέχει τουλάχιστον ένα πριμ κινδύνου και οι συστηματικοί του κίνδυνοι εκτιμούνται με τη βοήθεια της μεθόδου ανάλυσης παραγόντων (factor analysis). Το κοινό τους στοιχείο είναι ότι και τα δύο υποδείγματα στηρίζονται στην υπόθεση της τέλει αγοράς.

### III. ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ

Σε αυτή την ενότητα γίνεται μία επισκόπηση των σημαντικότερων εμπειρικών μελετών που αφορούν το φαινόμενο των μικρών εταιρειών. Οι περισσότερες μελέτες αφορούν την Αμερικάνικη αγορά, ενώ υπάρχουν και μελέτες άλλων αγορών εκτός Η.Π.Α, συμπεριλαμβανομένης και της Ελλάδας. Η παρουσίαση των σημαντικότερων μελετών είναι χωρισμένη σε δύο υποενότητες, όπου η πρώτη αφορά μελέτες που έγιναν στην Αμερικανική αγορά και η δεύτερη αφορά μελέτες εκτός Η.Π.Α. Στη συνέχεια γίνεται μία σύγκριση των μελετών που παρουσιάστηκαν εκτενώς και στο τέλος παρατίθεται ένας συνοπτικός πίνακας με τις εμπειρικές μελέτες που αναλύθηκαν.

#### III.1 Εμπειρικές μελέτες στην Αμερικάνικη αγορά

Μία από τις σημαντικότερες και γνωστότερες εμπειρικές μελέτες που ασχολήθηκαν με το φαινόμενο των μικρών εταιρειών ήταν αυτή του Roll (1981), ο οποίος πραγματοποίησε ένα απλό πείραμα για να εξηγήσει την σχέση μεταξύ του μεγέθους των εταιρειών και των μέσων αποδόσεων. Με άλλα λόγια, ερεύνησε ένα πολύ σημαντικό οικονομετρικό πρόβλημα που εξηγεί το φαινόμενο των μικρών εταιρειών, υποστηρίζοντας ότι επειδή οι μικρές εταιρείες εμπορεύονται λιγότερο συχνά, οι μετρήσεις του κινδύνου που λαμβάνονται από δεδομένα μικρού χρονικού διαστήματος, όπως τα ημερήσια δεδομένα, σίγουρα υποεκτιμούν τον πραγματικό κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου μικρών εταιρειών, οποιοδήποτε και αν είναι το μοντέλο.

Ο Roll (1981) χρησιμοποίησε δύο δείκτες, όπου ο πρώτος αποτελείται κυρίως από μετοχές μεγάλων εταιρειών (Value-Weighted Index) και είναι ο S&P 500 και ο δεύτερος αποτελείται κυρίως από μετοχές μικρών εταιρειών της Νέας Υόρκης (Equally-Weighted Index) και έκανε σύγκριση της συμπεριφοράς των δύο δεικτών για να μπορέσει να μελετήσει την επιρροή του μεγέθους των εταιρειών (size effect). Τα στοιχεία που χρησιμοποίησε αφορούσαν την περίοδο Ιούλιος 1962 έως Δεκέμβριος 1977 και εξέτασε το πρόβλημα σε ημερήσια βάση, σε εβδομαδιαία βάση, σε δι-εβδομαδιαία βάση, σε μηνιαία βάση, σε δι-μηνιαία βάση, σε τριμηνιαία βάση και σε εξαμηνιαία βάση. Όπως προέκυψε από τα αποτελέσματα, οι μέσες αποδόσεις

ήταν πάνω από 12% υψηλότερες για τον δείκτη που αποτελείται από μικρές εταιρείες (Equally-Weighted Index) σε οποιαδήποτε βάση και αν αναλυθεί το πρόβλημα. Επίσης, σε ημερήσια βάση οι διακυμάνσεις των συνολικών αποδόσεων ήταν σχεδόν ίσες, ενώ το beta (OLS) του equally-weighted δείκτη στον S&P 500 ήταν μικρότερο της μονάδας σύμφωνα με το t-test. Αυτό το αποτέλεσμα οδήγησε στο συμπέρασμα ότι οι μικρές εταιρείες είχαν υψηλότερες αποδόσεις ακόμα και όταν ο μετρούμενος κίνδυνός τους δεν ήταν μεγαλύτερος απ' αυτόν των μεγάλων εταιρειών. Βέβαια, ούτε η διακύμανση ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου ούτε το beta του ενός δείκτη πάνω στον άλλο ήταν απαραίτητα τα σωστά μέτρα κινδύνου. Ο Roll υποστήριξε επίσης ότι παρόμοια αποτελέσματα παίρνουμε όταν χρησιμοποιούνται αντί για τον S&P 500 οι NYSE και AMEX, με τις μέσες αποδόσεις να διαφέρουν μόλις κατά 8.7%, πιθανόν γιατί ο S&P 500 δεν περιλαμβάνει μερίσματα.

Ο Roll παρατήρησε επίσης ότι ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων παρέμεινε περίπου ο ίδιος, ενώ από την άλλη, το beta και ο λόγος των συνολικών διακυμάνσεων αυξάνονταν ομοιόμορφα και ουσιαδώς, καθώς μετακινούμασταν από τα ημερήσια δεδομένα στα εξαμηνιαία. Μάλιστα, η ημερήσια διακύμανση ενός equally-weighted χαρτοφυλακίου ήταν μόλις 6% μεγαλύτερη από την αντίστοιχη του S&P 500, όμως, η εξαμηνιαία διακύμανση ήταν 217% (!!!) μεγαλύτερη. Ομοίως, το beta παρουσίασε αύξηση από 0.879 σε 1.48. Ο Roll συμπέρανε ότι πιθανώς μόνο μέρος των παρατηρούμενων και προσαρμοσμένων στο κίνδυνο υπερκανονικών αποδόσεων σχετιζόταν με το μέγεθος των εταιρειών και μπορούσε να εξηγηθεί από την ανακριβή μέτρηση του κινδύνου.

Ο λόγος που ο equally-weighted δείκτης παρουσίασε τόσο δραματικές αυξήσεις στην διακύμανση, μεγαλώνοντας το χρονικό διάστημα, ήταν ότι οι ημερήσιες αποδόσεις του αυτοσυσχετιζόνταν περισσότερο απ' ό,τι οι αντίστοιχες του S&P 500. Κάτι τέτοιο έγινε εμφανές από τον υπολογισμό του F-test που έχει να κάνει με την εξάρτηση (serial dependence). Για τον equally-weighted δείκτη το F υπολογίστηκε σε 48.8, ενώ για τον δείκτη S&P 500 ήταν 13.9. Και οι δύο τιμές δείχνουν ιδιαίτερα σημαντική αυτοσυσχέτιση, αλλά ο equally-weighted δείκτης δείχνει περισσότερο θετική εξάρτηση και αυτό προκαλεί περισσότερη προς τα κάτω μεροληψία στη διακύμανση των ημερησίων αποδόσεων, με άλλα λόγια η διακύμανση των ημερησίων αποδόσεων υποεκτιμάται περισσότερο. Επίσης, οι συντελεστές αυτοσυσχέτισης του equally-weighted χαρτοφυλακίου ήταν υψηλότεροι αλγεβρικά



από αυτούς, με την ίδια υστέρηση, του S&P 500, με αποτέλεσμα η ημερήσια διακύμανση των αποδόσεων να υποεκτιμάται περισσότερο για το χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες. Πιο συγκεκριμένα, οι ημερήσιοι συντελεστές αυτοσυσχέτισης για τον equally-weighted δείκτη ήταν μεγαλύτεροι απ'αυτούς του S&P 500 σε κάθε υστέρηση μέχρι τουλάχιστον 21 εμπορεύσιμες ημέρες και ήταν όλοι θετικοί για τον equally-weighted δείκτη, ενώ 10 από τους 21 ήταν αρνητικοί για τον S&P 500, ένα pattern που διατηρείται για ακόμα μεγαλύτερες υστερήσεις.

Ο Roll (1981) κατέληξε στο ότι η μικρή συχνότητα εμπορευσιμότητας (trading infrequency) έμοιαζε να είναι η πιο δυνατή αιτία στην μεροληψία της μέτρησης του κινδύνου, με δεδομένα για μικρά χρονικά διαστήματα. Υπήρχε φοβερή μεροληψία όταν χρησιμοποιούνταν ημερήσια δεδομένα και η μεροληψία εξακολουθούσε να είναι μεγάλη και σημαντική μέχρι και τα μηνιαία δεδομένα. Η εσφαλμένη μέτρηση του κινδύνου μπορούσε να εξηγήσει γιατί οι μικρές εταιρείες, οι εταιρείες με χαμηλό P/E και πιθανώς οι εταιρείες με υψηλή μερισματική απόδοση παρουσίαζαν μεγάλες προσαρμοσμένες στον κίνδυνο υπερβάλλουσες αποδόσεις. Στα χαρτοφυλάκια τέτοιων εταιρειών υπήρχε θετική αυτοσυσχέτιση λόγω της μικρής συχνότητας εμπορευσιμότητας.

Δύο από τις πιο εξεζητημένες μελέτες, είναι αυτές του Reinganum (1981), ο οποίος ουσιαστικά τέσταρε στην πρώτη μελέτη το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (YAKΣ-CAPM) και στη δεύτερη μελέτη το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (APT), προκειμένου να δει κατά πόσο τα δύο υποδείγματα ήταν καλά προσδιορισμένα. Στην μελέτη που αφορά το YAKΣ, ο Reinganum (1981), ξεκινώντας από το τέταρτο τρίμηνο του 1975, χρησιμοποίησε τριμηνιαία ανακοινωθέντα κέρδη για οχτώ συνολικά τρίμηνα (μέχρι και το τρίτο τρίμηνο του 1977) και το δείγμα του περιελάμβανε 566 εταιρείες του New York Stock Exchange (NYSE) και του American Stock Exchange (ASE). Στη συνέχεια, υπολόγισε τους δείκτες E/P, βάζοντας στον αριθμητή τα τριμηνιαία καθαρά κέρδη και στον παρονομαστή την αξία της κοινής μετοχής, δημιούργησε χαρτοφυλάκια 20 μετοχών το καθένα με βάση τα E/P και κάθε χαρτοφυλάκιο δημιουργήθηκε με τέτοιο τρόπο ώστε να έχει beta ίσο με τη μονάδα. Με άλλα λόγια, δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια ίσου κινδύνου και η υπόθεση μηδέν που τέσταρε ήταν ότι η διαφορά στις αναμενόμενες αποδόσεις θα ήταν μηδέν. Αυτή η υπόθεση απορρίφθηκε καθώς για ολόκληρη την περίοδο που εξέτασε παρατηρήθηκαν διαφορές στις μέσες

ημερήσιες αποδόσεις μεταξύ χαρτοφυλακίων με υψηλό E/P και χαρτοφυλακίων με χαμηλό E/P. Με άλλα λόγια, παρατήρησε ότι οι εταιρείες με υψηλό E/P είχαν υψηλότερες μέσες αποδόσεις ακόμα και όταν ο μετρούμενος κίνδυνός τους δεν ήταν μεγαλύτερος απ' αυτόν των εταιρειών με χαμηλό E/P. Το ίδιο τεστ έγινε και με ετήσια δεδομένα κερδών για την περίοδο 1962-1975 και δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια τα οποία κατατάσσονται με βάση τα ετήσια υπολογισμένα E/P. Τα αποτελέσματα ήταν ίδια με το προηγούμενο τεστ και μάλιστα παρατηρήθηκε μία συνέχιση των «ανώμαλων» αποδόσεων για τουλάχιστον δύο χρόνια από τότε που σχηματίστηκαν τα χαρτοφυλάκια, γεγονός που μείωσε την πιθανότητα ότι αυτή η «ανωμαλία» οφειλόταν στην αναποτελεσματικότητα της αγοράς. Συμπερασματικά, ο Reinganum (1981) απέδειξε ότι χαρτοφυλάκια που βασίζονται στο μέγεθος ή στο E/P παρουσιάζουν συστηματικά διαφορετικές μέσες αποδόσεις από αυτές που προβλέπονται από το YAKΣ και ότι το YAKΣ μίας περιόδου είναι λανθασμένα προσδιορισμένο και η ομάδα παραγόντων που παραλείπονται από την ισορροπία μοιάζει να είναι περισσότερο συνδεδεμένη με το μέγεθος των εταιρειών παρά με τους δείκτες E/P. Ο λανθασμένος προσδιορισμός του YAKΣ δεν έχει να κάνει με αναποτελεσματικότητα της αγοράς, με την έννοια ότι οι «ανώμαλες» αποδόσεις προκύπτουν από τα κόστη συναλλαγής ή τις υστερήσεις στην πληροφόρηση. Να σημειώσουμε ότι πιο πριν από τον Reinganum (1981), για την επιρροή του P/E είχε μιλήσει ο Basu (1977), ο οποίος μέσα από τη μελέτη του ήθελε να καθορίσει εμπειρικά κατά πόσο η απόδοση επένδυσης των κοινών μετοχών σχετίζεται με τα P/E τους. Η έρευνά του έγινε για εταιρείες του NYSE για την περίοδο Σεπτέμβριος 1956-Αύγουστος 1971, υπολόγισε τα P/E, σχημάτισε πέντε χαρτοφυλάκια με βάση τα P/E και στη συνέχεια υπολόγισε μηνιαίες αποδόσεις, ενώ εφάρμοσε και τα μέτρα των Jensen, Scholes και Treynor, τα οποία μετρούν την επίδοση των χαρτοφυλακίων λαμβάνοντας υπόψη τον κίνδυνο. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της μελέτης του, κατά τη διάρκεια της περιόδου Απρίλιος 1957-Μάρτιος 1971 τα χαρτοφυλάκια με χαμηλό P/E έδειχναν να έχουν κερδίσει, κατά μέσο όρο, υψηλότερες απόλυτες και προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις από τα αξιόγραφα με υψηλό P/E και σε γενικές γραμμές απέδειξε ότι η συμπεριφορά των τιμών για την εξεταζόμενη περίοδο πιθανώς δεν περιγράφεται πλήρως από την υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς και ότι η σχέση μεταξύ P/E και απόδοσης δείχνει να είναι έγκυρη.

Στην δεύτερη μελέτη του, ο Reinganum (1981), εξέτασε το υπόδειγμα εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (APT), ως εναλλακτικό μοντέλο του

μονοπαραγοντικού ΥΑΚΣ. Με άλλα λόγια, εξέτασε κατά πόσο το APT μπορεί να εξηγήσει τις διαφορές στις μέσες αποδόσεις μεταξύ μεγάλων και μικρών εταιρειών. Χρησιμοποίησε ημερήσια δεδομένα μετοχών των NYSE και ASE για την περίοδο Ιούλιος 1962-Δεκέμβριος 1978 και το δείγμα των εταιρειών άλλαξε ετησίως. Για να εκτιμηθεί το μοντέλο και κατ'επέκταση οι συντελεστές beta, χρειάστηκε η τεχνική της ανάλυσης παραγόντων (factor analysis) και όχι παλινδρόμηση και δημιουργήθηκαν 10 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος των εταιρειών. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες εμφάνισε θετικές και στατιστικά σημαντικές μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις, ενώ από την άλλη το δέκατο χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες εμφάνισε αρνητικές και στατιστικά σημαντικές μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις. Συμπερασματικά, ο Reinganum σύμφωνα με τα στοιχεία της μελέτης του απέδειξε ότι το APT αποτυγχάνει να εξηγήσει τις διαφορές στις μέσες αποδόσεις και αυτό το αποτέλεσμα έβγαινε ανεξάρτητα από το κατά πόσο ο κίνδυνος του APT μετριόταν με τρεις, τέσσερις ή πέντε παράγοντες. Πάντως, ενώ τα στοιχεία δεν υποστήριζαν το APT, τα τεστ δεν προσδιόριζαν ακριβώς την πηγή του λάθους.

Ο Banz (1981) ήταν από τους πρώτους, μαζί με τον Reinganum (1981), που εξέτασαν τη σχέση μεταξύ συνολικής αγοραίας αξίας κοινών μετοχών (μεγέθους εταιρειών) και αποδόσεων και η έρευνά του έγινε σε εταιρείες του New York Stock Exchange (NYSE). Το δείγμα του περιελάμβανε όλες τις κοινές μετοχές του NYSE για τουλάχιστον 5 χρόνια μεταξύ 1936-1975. Χρησιμοποίησε μηνιαίες τιμές και αποδόσεις και τρεις διαφορετικούς δείκτες, δύο από τους οποίους ήταν καθαρά δείκτες κοινών μετοχών, ο ένας equally-weighted και ο άλλος value-weighted και ο τρίτος ήταν ένας πιο περιεκτικός δείκτης, που ήταν συνδυασμός του value-weighted δείκτη και αποδόσεων από ομόλογα. Εφαρμόζοντας μία διαστρωματική παλινδρόμηση, δημιούργησε ένα χαρτοφυλάκιο του οποίου η αναμενόμενη απόδοση ήταν ίση με την ποσότητα που ήθελε να εκτιμήσει και που είχε ελάχιστη διακύμανση στην απόδοση. Για να κατασκευάσει ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο εκτίμησε τους συντελεστές και υπολόγισε και τα σταθμά. Για την εκτίμηση του beta χρησιμοποίησε δεδομένα για πέντε έτη. Σύμφωνα με αυτή τη μεθοδολογία ο Banz βρήκε παρόμοια αποτελέσματα για τους εκτιμητές OLS και GLS και για τους τρεις δείκτες και συμπέρανε ότι οι μετοχές των εταιρειών με μεγάλες αγοραίες αξίες είχαν μικρότερες αποδόσεις, κατά μέσο όρο, από τις μετοχές των μικρών εταιρειών και ότι το ΥΑΚΣ φαινόταν να είναι εσφαλμένα προσδιορισμένο. Πιο συγκεκριμένα, η μέση

υπερβάλλουσα απόδοση για κάποιον που είχε θέση long στις πολύ μικρές εταιρείες και θέση short στις πολύ μεγάλες εταιρείες ήταν κατά μέσο όρο 1.52% μηνιαίως ή 19.8% σε ετήσια βάση. Επίσης, τα πραγματικά betas ήταν σημαντικά διαφορετικά από την αντίστοιχη θεωρητική τους αξία και μάλιστα, οι αποκλίσεις από τα θεωρητικά betas ήταν μεγαλύτερες για τον «σύνθετο» δείκτη, μικρότερες για τον value-weighted δείκτη και ακόμα μικρότερες για τον equally-weighted δείκτη. Τέλος, μια επιμέρους ανάλυση σε δεκαετείς υποπεριόδους ανέδειξε μεγάλες διαφορές στο μέγεθος του συντελεστή του παράγοντα μεγέθους. Συμπερασματικά, ο Banz απέδειξε ότι το ΥΑΚΣ είναι εσφαλμένα προσδιορισμένο και ότι οι πολύ μικρές εταιρείες είναι αυτές που παρουσιάζουν μεγαλύτερες αποδόσεις, δηλαδή το “size effect” δεν είναι γραμμικό στην αγοραία αξία, αλλά ούτε και σταθερό στο χρόνο.

Δύο πολύ σημαντικές μελέτες που καταλόγισαν την ύπαρξη υπερκανονικών αποδόσεων στην μη-συχνή εμπορευσιμότητα των μετοχών των μικρών εταιρειών ήταν αυτές των Scholes και Williams (1977) και του Dimson (1979), του οποίου η μελέτη αναλύεται στην επόμενη υποενότητα καθώς αναφέρεται στην αγορά του Λονδίνου.

Οι Scholes και Williams (1977) χρησιμοποίησαν ημερήσιες αποδόσεις για όλες τις μετοχές των NYSE και ASE για την περίοδο 1963-1975, κατέταξαν τις μετοχές σύμφωνα με τον συνολικό αριθμό των μετοχών του αξιογράφου που εμπορευόταν κατά τη διάρκεια του έτους (trading volume), κατασκεύασαν πέντε χαρτοφυλάκια με βάση το trading volume και υπολόγισαν τις ημερήσιες αποδόσεις τους. Υποθέτοντας ότι οι πραγματικές στιγμιαίες αποδόσεις των αξιογράφων κατανέμονται κανονικά και κάτω από αληθοφανείς περιορισμούς στις διαδικασίες εμπορευσιμότητας, απέδειξαν ότι οι εκτιμώμενες διακυμάνσεις για τα μεμονωμένα αξιόγραφα υπερεκτιμούσαν τις πραγματικές διακυμάνσεις, ενώ οι εκτιμώμενες συνδιακυμάνσεις υποεκτιμούσαν σε απόλυτο μέγεθος τις αληθινές συνδιακυμάνσεις. Βρήκαν επίσης ότι, με τα σφάλματα στις μεταβλητές στο μοντέλο της αγοράς, οι κανονικοί OLS εκτιμητές των άλφα και βήτα για σχεδόν όλα τα αξιόγραφα ήταν μεροληπτικοί και ασυνεπείς. Απέδειξαν ότι τα αξιόγραφα που εμπορεύονταν είτε πολύ συχνά είτε καθόλου συχνά είχαν OLS εκτιμητές ασυμπτωτικά μεροληπτικούς προς τα πάνω για τα άλφα (υπερεκτίμηση) και προς τα κάτω για τα betas (υποεκτίμηση). Αντίθετα, για τα υπόλοιπα αξιόγραφα με πιο μέτρια εμπορευσιμότητα συνέβαινε το αντίστροφο με τους εκτιμητές. Στη συνέχεια κατασκεύασαν συνεπείς εκτιμητές, οι οποίοι εφαρμόστηκαν στις ημερήσιες αποδόσεις. Συμπερασματικά, με

τα ημερήσια δεδομένα εμφανίστηκε ένα σοβαρό οικονομετρικό πρόβλημα σφαλμάτων στις μεταβλητές. Επειδή οι αναφερόμενες τιμές κλεισίματος τυπικά αντιπροσώπευαν συναλλαγές πριν το πραγματικό κλείσιμο της ημέρας (trading day), οι εκτιμώμενες αποδόσεις συχνά απέκλιναν από τις πραγματικές. Αυτό είναι το πρόβλημα του μη-συγχρονισμού των εκτιμώμενων αποδόσεων για διαφορετικά αξιόγραφα, που εισήγαγε το οικονομετρικό πρόβλημα. Συνεπώς, οι Scholes και Williams (1977) απέδειξαν ότι η μη-συχνή εμπορευσιμότητα, οδηγεί σε μεροληψία στην εκτίμηση των συντελεστών του μοντέλου της αγοράς, συνεπώς και σε μεροληψία στη μέτρηση των betas, κυρίως για δεδομένα μικρού χρονικού διαστήματος (ημερήσια) και κάτι τέτοιο μπορεί να εξηγήσει το φαινόμενο των υπερκανονικών αποδόσεων των μικρών εταιρειών.

Ο Reinganum (1982) ερεύνησε την μελέτη του Roll (1981), η οποία όπως αναλύθηκε εκτενώς έδωσε μία πιθανή εξήγηση για το φαινόμενο των μικρών εταιρειών (small firm effect). Στο δείγμα του συμπεριέλαβε όλες τις εταιρείες των NYSE και AMEX για την περίοδο 1964-1978 και για την εκτίμηση των betas χρησιμοποίησε την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και τη μέθοδο του Dimson (1979), η μελέτη του οποίου αφορά το πρόβλημα της αδράνειας των συναλλαγών και αναλύεται στην επόμενη υποενότητα. Δημιούργησε δέκα χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος, τα οποία μεταβάλλονταν κάθε χρόνο και χρησιμοποιώντας αρχικά ημερήσια δεδομένα και ημερήσιες αποδόσεις βρήκε ότι το χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες παρουσίασε μέση υπερβάλλουσα απόδοση της τάξης του 42% ετησίως, ενώ το χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες κέρδιζε μόλις 6% ετησίως. Το ερώτημα ήταν αν οι διαφορές στα εκτιμώμενα betas εξηγούν τις διαφορές στις μέσες αποδόσεις της τάξης του 36% ετησίως. Χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) το χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες είχε εκτιμώμενο beta μόλις 0.75 και το χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες είχε εκτιμώμενο beta 0.98. Συνεπώς, με τη μέθοδο OLS βρήκε ότι οι μικρές εταιρείες είναι λιγότερο επικίνδυνες από τις μεγάλες εταιρείες. Από την άλλη μεριά, τα betas που εκτιμήθηκαν με τη μέθοδο του Dimson ήταν συνεπή με την υπόθεση ότι οι μικρές εταιρείες είναι περισσότερο επικίνδυνες από τις μεγάλες εταιρείες. Το εκτιμώμενο beta του χαρτοφυλακίου με τις μικρότερες εταιρείες ήταν 1.69 και το εκτιμώμενο beta του χαρτοφυλακίου με τις μεγαλύτερες εταιρείες ήταν 0.97, μια διαφορά της τάξης του 0.7. Τα αποτελέσματα της μελέτης του Reinganum (1982) έδειξαν ότι αυτή η διαφορά στα εκτιμώμενα betas δεν μπορεί να εξηγήσει την πάνω από 30% διαφορά στις μέσες

αποδόσεις των χαρτοφυλακίων, συνεπώς ενώ η κατεύθυνση της μεροληψίας στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ήταν συνεπής με την μελέτη του Roll (1981), το μέγεθος της μεροληψίας δεν ήταν αρκετό για να εξηγήσει το φαινόμενο των μικρών εταιρειών. Μάλιστα, προκειμένου αυτή η διαφορά στα εκτιμώμενα betas (0.7) να εξηγήσει την διαφορά στις αποδόσεις της τάξης του 36%, η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς θα έπρεπε να ξεπερνά την ακίνδυνη απόδοση (risk-free return, zero beta) κάτι παραπάνω από 50% ( $36\% / 0.7$ ). Ο Reinganum (1982) τέλος, εφάρμοσε την ίδια μεθοδολογία χρησιμοποιώντας στη συνέχεια και μηνιαίες και τριμηνιαίες αποδόσεις και την μεθοδολογία των Fama & MacBeth.

Ο Keim (1983) εξέτασε την εμπειρική σχέση μεταξύ υπερκανονικών αποδόσεων και αγοραίας αξίας κοινών μετοχών των NYSE και AMEX ανά μήνα. Χρησιμοποίησε ημερήσια δεδομένα για την περίοδο 1963-1979 και το δείγμα του περιελάμβανε, όπως προαναφέρθηκε, εταιρείες των NYSE και AMEX. Κατέταξε τις εταιρείες με βάση το μέγεθος (αγοραία αξία κοινής μετοχής), το οποίο υπολόγισε πολλαπλασιάζοντας τον αριθμό των μετοχών στο τέλος του χρόνου με την τιμή των μετοχών στο τέλος του χρόνου και στη συνέχεια, δημιούργησε 10 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος, που το καθένα είχε ίδιο αριθμό εταιρειών. Το κάθε χαρτοφυλάκιο θα ανανεωνόταν κάθε έτος και κατά μέσο όρο περιελάμβανε 200 εταιρείες. Εκτίμησε τα betas με τη μέθοδο OLS και προκειμένου να αποφύγει την μεροληψία στην εκτίμηση των betas [για την οποία μίλησε ο Roll (1981)], χρησιμοποίησε εκτιμήσεις των betas που προσαρμόζονταν στην μη-συγχρονισμένη εμπορευσιμότητα για τον υπολογισμό των υπερκανονικών αποδόσεων. Οι εκτιμήσεις των betas με βάση τη μέθοδο OLS δεν έδειξαν κάποια ιδιαίτερη σχέση μεταξύ των betas και του μεγέθους των εταιρειών και το πιο σημαντικό στοιχείο ήταν ότι για τα δύο πρώτα χαρτοφυλάκια που περιείχαν τις πιο μικρές εταιρείες τα εκτιμώμενα betas ήταν ιδιαίτερα χαμηλά. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, περίπου 50% του μέσου μεγέθους του προσαρμοσμένου στον κίνδυνο premium των μικρών εταιρειών σε σχέση με τις μεγάλες εταιρείες, κατά την διάρκεια των 17 χρόνων (1963-1979), οφειλόταν σε υπερκανονικές αποδόσεις τον μήνα Ιανουάριο. Επίσης, περισσότερο από 26% του “size premium” οφειλόταν σε μεγάλες υπερκανονικές αποδόσεις κατά την διάρκεια της πρώτης εβδομάδας εμπορευσιμότητας του χρόνου και περίπου 11% οφειλόταν στην πρώτη ημέρα εμπορευσιμότητας. Συμπερασματικά, ο Keim (1983) βρήκε ότι οι ημερήσιες υπερκανονικές κατανομές αποδόσεων του Ιανουαρίου είχαν μεγαλύτερους μέσους σε σχέση με τους υπόλοιπους έντεκα μήνες και ότι η σχέση μεταξύ

υπερκανονικών αποδόσεων και μεγέθους ήταν πάντα αρνητική και εντονότερη τον Ιανουάριο παρά σε οποιοδήποτε άλλο μήνα, ακόμα και σε έτη όπου οι μεγάλες εταιρείες κέρδιζαν μεγαλύτερες κατά μέσο όρο προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις από τις μικρές εταιρείες.

Οι *Brown, Kleidon και Marsh (1983)* ασχολήθηκαν με τις «ανωμαλίες» στις αποδόσεις των μετοχών που σχετίζονταν με το μέγεθος των εταιρειών, κάνοντας έρευνα και απορρίπτοντας την υπόθεση της σταθερότητας των υπερκανονικών αποδόσεων που προκύπτει κατατάσσοντας τις εταιρείες σύμφωνα με την αγοραία αξία των μετοχών τους. Τα δεδομένα τους τα πήραν από τον Reinganum (1981) και την μελέτη του για το ΥΑΚΣ, που αναλύθηκε προηγουμένως, και αφορούσαν 566 εταιρείες των NYSE και ASE, με αυτό το δείγμα να ήταν υποσύνολο 577 εταιρειών, κάτι που αποδείχθηκε κατατοπιστικό για την ανωμαλία που οφείλεται στο μέγεθος. Χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο SURM (Seemingly Unrelated Regression Model) και μία διαδικασία γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (GLS) με δύο βήματα για να μετρηθεί η επιρροή του μεγέθους. Δημιουργήθηκαν 10 χαρτοφυλάκια, κατατάχθηκαν με βάση το μέγεθος και υπολογίστηκαν μηνιαίες αποδόσεις. Χρησιμοποιήθηκαν επίσης δύο τεχνικές για να μελετηθούν οι ιδιότητες της στασιμότητας του αναμενόμενου size effect premium ή discount. Για να αποδειχθεί ότι οι αναμενόμενες υπερβάλλουσες αποδόσεις που οφείλονταν στην επιρροή του μεγέθους δεν ήταν στάσιμες απαιτήθηκε να ενσωματωθούν στην ανάλυση που προηγήθηκε κάποια τεστς σημαντικότητας. Έγιναν δύο τεστς όπου στο ένα χρησιμοποιείται ο λόγος της διακύμανσης του σφάλματος προς τη διακύμανση του σφάλματος κάθε χαρτοφυλακίου και βρέθηκε το statistic για το χαρτοφυλάκιο μεγάλων εταιρειών και για το χαρτοφυλάκιο των μικρών εταιρειών να είναι αντίστοιχα 2.23 και 2.01 (χαρτοφυλάκια στα δύο άκρα του δείγματος), κάτι που υποδεικνύει σημαντικότητα. Στο δεύτερο τεστ χρησιμοποιήθηκαν διαστήματα εμπιστοσύνης, όπου αν σε μια δεδομένη υποπερίοδο το χαμηλότερο διάστημα εμπιστοσύνης ήταν μεγαλύτερο του μηδενός για παράδειγμα για τις μικρές εταιρείες και το ανώτατο διάστημα εμπιστοσύνης ήταν μικρότερο του μηδενός και αφορούσε τις μεγάλες εταιρείες τότε οι ex ante υπερβάλλουσες αποδόσεις των μικρών εταιρειών είναι σημαντικά θετικές και οι αντίστοιχες των μεγάλων εταιρειών σημαντικά αρνητικές. Με βάση αυτή τη μεθοδολογία βρήκαν ότι η επιρροή του μεγέθους ήταν στατιστικά ασήμαντη για την περίοδο Ιανουάριος 1967-Ιούνιος 1979, ενώ την υπο-περίοδο Ιανουάριος 1967-Δεκέμβριος 1975 υπήρχε μία θετική αλλά ασήμαντη επιρροή του μεγέθους, δηλαδή

ότι οι μικρές εταιρείες έχουν αρνητικές υπερβάλλουσες αποδόσεις και οι μεγάλες εταιρείες έχουν θετικές υπερβάλλουσες αποδόσεις. Εν κατακλείδι, προέκυψαν τρία καινούρια αποτελέσματα που αφορούν τις ανωμαλίες στις αποδόσεις που σχετίζονται με το μέγεθος των εταιρειών. Πρώτον, απεδείχθη ότι η σχέση μεταξύ υπερκανονικών αποδόσεων και μεγέθους μπορεί να είναι λογαριθμικά γραμμική, λόγω της ασυμμετρίας στην κατανομή του μεγέθους της εταιρείας. Δεύτερον, απεδείχθη ότι οι ex ante υπερβάλλουσες αποδόσεις που οφείλονταν στο μέγεθος δεν ήταν σταθερές στον χρόνο και τρίτον, διαφορετικές μέθοδοι εκτίμησης μπορεί να οδηγήσουν σε διαφορετικά συμπεράσματα σχετικά με την επιρροή του μεγέθους.

Οι *Stoll και Whaley (1983)* προκειμένου να ελέγξουν την σχέση μεγέθους εταιρειών και μέσων αποδόσεων θεώρησαν σκόπιμο να εισάγουν στη μελέτη τους και τα κόστη συναλλαγών, τα οποία θεώρησαν ότι μπορούν να εξηγήσουν τουλάχιστον μερικώς αυτή τη σχέση, κάτι που σημαίνει ότι τα κόστη συναλλαγών είναι ένας παράγοντας που έχει παραλειφθεί από το δι-παραμετρικό ΥΑΚΣ μίας περιόδου. Το δείγμα που χρησιμοποίησαν περιελάμβανε κοινές μετοχές του NYSE που εμπορεύονταν κατά την περίοδο Ιανουάριος 1955-Δεκέμβριος 1979 και τα δεδομένα ήταν μηνιαία. Δημιουργήθηκαν δέκα χαρτοφυλάκια και κατατάχθηκαν με βάση το μέγεθος των εταιρειών και αρχικά έγινε παλινδρόμηση του υποδείγματος της αγοράς χωρίς κόστη συναλλαγών. Το αποτέλεσμα ήταν ότι οι μέσες πραγματοποιούμενες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων για μια περίοδο 240 μηνών μειώνονταν μονοτονικά καθώς οι συνολικές αγοραίες αξίες των μετοχών στα χαρτοφυλάκια αυξάνονταν. Το χαμηλότερο σε αγοραία αξία χαρτοφυλάκιο απέδωσε περίπου 1.6% μηνιαίως και το μεγαλύτερο σε αγοραία αξία χαρτοφυλάκιο απέδωσε 0.5% ανά μήνα, με τις μικρότερες εταιρείες να υπερβαίνουν σε απόδοση τις μεγαλύτερες περισσότερο από 13% ετησίως (πριν την προσαρμογή στον κίνδυνο). Αφού έγινε προσαρμογή στον κίνδυνο, για να συγκριθούν οι αποδόσεις μεταξύ των χαρτοφυλακίων δημιουργήθηκαν σειρές αποδόσεων arbitrage χαρτοφυλακίων, τα οποία κατασκευάστηκαν κατατάσσοντας τις μετοχές με βάση τον εκτιμώμενο κίνδυνο και διαιρώντας τις μετοχές σε δύο equally-weighted χαρτοφυλάκια. Αφαιρώντας τις αποδόσεις του equally-weighted δείκτη αγοράς δημιουργήθηκαν οι αποδόσεις των arbitrage χαρτοφυλακίων. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις κατανέμονταν γύρω από το μηδέν, με τα χαρτοφυλάκια των μικρών εταιρειών να αποδίδουν πάνω από τον μέσο και τα χαρτοφυλάκια των μεγάλων εταιρειών κάτω από τον μέσο. Λαμβάνοντας υπόψη τα κόστη συναλλαγών που μπορεί να



αντιμετωπίσει ένας επενδυτής (bid-ask spread του διαπραγματευτή, προμήθειες του χρηματιστή), οι Stoll και Whaley πήραν δεδομένα των τιμών bid-ask για κάθε μετοχή του NYSE και υπολόγισαν από τα δεδομένα και το ποσοστό των προμηθειών. Γενικότερα, τα κόστη συναλλαγών (bid-ask spread του διαπραγματευτή, προμήθειες του χρηματιστή) μειώνονται καθώς η αγοραία αξία των μετοχών σε κάθε χαρτοφυλάκιο αυξάνει. Χρησιμοποίησαν και πάλι το ΥΑΚΣ (το οποίο ισοδυναμεί με τεστ αποτελεσματικότητας της αγοράς), αυτή τη φορά όμως προσαρμοσμένο για τα κόστη συναλλαγών και βρήκαν ότι η επιρροή του μεγέθους (αγοραίας αξίας) αντιστρέφεται όταν λαμβάνονται υπόψη τα κόστη συναλλαγών. Οι μεγαλύτερες εταιρείες ξεπέρασαν σε απόδοση τις μικρότερες εταιρείες περίπου 17% ετησίως για την περίοδο 1960-1979. Πάντως, όπως αναμενόταν, καθώς αυξανόταν ο επενδυτικός ορίζοντας οι μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις μετά την προσαρμογή για τα κόστη συναλλαγών γίνονταν θετικές. Συμπερασματικά, αυτή η μελέτη επιβεβαίωσε ότι η συνολική αγοραία αξία των κοινών μετοχών σχετίζεται αρνητικά με τις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις, κάτι που συμβαίνει και με την τιμή ανά μετοχή και βρίσκει ότι τα κόστη συναλλαγής σχετίζονται μερικώς με τις υπερβάλλουσες αποδόσεις και ότι το προσαρμοσμένο στα κόστη συναλλαγών ΥΑΚΣ μοιάζει επαρκές να περιγράψει τις αποδόσεις.

Ο Schultz (1983) ασχολήθηκε και αυτός με την σχέση μεγέθους εταιρειών και μέσης απόδοσης λαμβάνοντας υπόψη τα κόστη συναλλαγής και ουσιαστικά επέκτεινε την μελέτη των Stoll και Whaley (1983) χρησιμοποιώντας δεδομένα όχι μόνο για μετοχές του NYSE, αλλά και για μετοχές του AMEX, οι οποίες είχαν υψηλότερα κόστη συναλλαγής. Πήρε δεδομένα και για τα spreads και υπολόγισε τις προμήθειες. Υπολόγισε επίσης τις αγοραίες αξίες για την περίοδο 1962-1978, δημιούργησε χαρτοφυλάκια και χρησιμοποίησε και αυτός το προσαρμοσμένο στα κόστη συναλλαγών ΥΑΚΣ. Στη μελέτη του απέδειξε ότι τα κόστη συναλλαγής δεν εξηγούν πλήρως την «ανώμαλη» συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών των μικρών εταιρειών και βρήκε ότι το χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες, που έχει υψηλότερα κόστη συναλλαγής, κερδίζει θετικές υπερβάλλουσες αποδόσεις μετά την προσαρμογή για τα κόστη συναλλαγής, για επενδυτικούς ορίζοντες ενός έτους ή μικρότερους, αν η περίοδος κατοχής περιλαμβάνει και τον μήνα Ιανουάριο. Συνεπώς, μία απλή στρατηγική buy-and-hold επιτρέπει στον επενδυτή να κερδίσει υπερκανονικές αποδόσεις αγοράζοντας μικρές εταιρείες. Συμπερασματικά, σύμφωνα

με τον Schultz (1983), το προσαρμοσμένο στα κόστη συναλλαγής YAKΣ δεν εξηγεί εμπειρικά πλήρως τις παρατηρούμενες αποδόσεις των μετοχών.

Ο Basu (1983) επανεξέτασε τη σχέση μεταξύ δείκτη E/P, μεγέθους εταιρείας και αποδόσεων, για τις κοινές μετοχές των εταιρειών του NYSE. Χρησιμοποίησε διαφορετική μεθοδολογία από αυτή του Reinganum (1981), ο οποίος απέδειξε ότι η ομάδα παραγόντων που παραλείπεται από το YAKΣ μοιάζει να σχετίζεται περισσότερο με το μέγεθος των εταιρειών παρά με τα E/P. Ο Basu (1983) προσαρμοσε τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων των μετοχών, που κατατάσσονται με βάση το E/P και το μέγεθος, όχι μόνο για την επιρροή της διαφοράς στους συστηματικούς κινδύνους τους, αλλά και για την διαφορά στα συνολικά επίπεδα κινδύνου (μεταβλητότητα) και αυτό το έκανε για να αποφύγει τυχόν μεροληψίες στα αποτελέσματά του. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησε ήταν τα λογιστικά κέρδη ανά μετοχή, στο τέλος κάθε χρόνου, για τα έτη 1962-1978, ενώ χρησιμοποίησε και μηνιαίες αποδόσεις όλων των κοινών μετοχών του NYSE για την περίοδο 1963-1979. Όπως, αναφέρθηκε, οι μετοχές κατατάχθηκαν με βάση τα E/P και την αγοραία αξία για την δημιουργία δύο ειδών χαρτοφυλακίων. Η πρώτη κατηγορία χαρτοφυλακίων περιείχε E/P χαρτοφυλάκια που αποτελούνταν από μετοχές με όμοια E/P, αλλά ταυτόχρονα ανήκαν σε διαφορετικές τάξεις μεγέθους, ενώ η δεύτερη κατηγορία χαρτοφυλακίων περιείχε χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος που αποτελούνταν από μετοχές με όμοιες αγοραίες αξίες, αλλά ταυτόχρονα ανήκαν σε διαφορετικές τάξεις E/P. Στη συνέχεια, εξετάστηκε και συγκρίθηκε η σχέση κινδύνου-απόδοσης των εν λόγω χαρτοφυλακίων και μετά οι προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις ελέγχθηκαν στατιστικά, προκειμένου να καθοριστεί η ύπαρξη σημαντικών “E/P effects” ή/και “size effects”. Τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης έδειξαν ότι τουλάχιστον για την περίοδο 1963-1980 οι αποδόσεις των κοινών μετοχών του NYSE έμοιαζαν να σχετίζονται με το E/P και το μέγεθος. Πιο συγκεκριμένα, επιβεβαιώθηκε ότι οι εταιρείες με υψηλό E/P κερδίζουν κατά μέσο όρο υψηλότερες προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις απ’ότι οι εταιρείες με χαμηλό E/P. Μάλιστα, αυτή η επιρροή του E/P έμοιαζε σημαντική ακόμα και μετά το κοντρολάρισμα της επιρροής του μεγέθους. Από την άλλη μεριά, ενώ οι κοινές μετοχές των μικρών εταιρειών έμοιαζαν να κερδίζουν υψηλότερες αποδόσεις από τις αντίστοιχες των μεγάλων εταιρειών, το “size effect” ουσιαστικά εξαφανίστηκε όταν οι αποδόσεις κοντρολαρίστηκαν για τις διαφορές στον κίνδυνο και τα E/P. Πάντως, η επιρροή του E/P δεν είναι απολύτως

ανεξάρτητη του μεγέθους των εταιρειών, με άλλα λόγια η επιρροή και των δύο μεταβλητών στις αποδόσεις είναι περισσότερο περίπλοκη.

Οι Chan, Chen και Hsieh (1985) εξέτασαν την επιρροή του μεγέθους των εταιρειών για την περίοδο 1958-1977, χρησιμοποιώντας ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα, λαμβάνοντας υπόψη κάποιους μακροοικονομικούς παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις. Ο πρώτος παράγοντας που εισήγαγαν ήταν το ποσοστό της αναμενόμενης μακροχρόνιας ανάπτυξης, η οποία σχετίζεται με τις μελλοντικές χρηματοροές, χρησιμοποιώντας ως μεταβλητή έναν χρηματιστηριακό δείκτη μετοχών. Ο δεύτερος παράγοντας που εισήγαγαν ήταν ο πληθωρισμός, ο οποίος επηρεάζει την τιμή του χρηματοοικονομικού προϊόντος, χρησιμοποιώντας δύο μεταβλητές πληθωρισμού. Ο τρίτος παράγοντας ήταν τα επιτόκια, τα οποία αντιπροσωπεύουν τα κόστη ευκαιρίας και ο τέταρτος παράγοντας ήταν το ασφάλιστρο κινδύνου, το οποίο είναι συνάρτηση της «τιμής του κινδύνου» και του «κινδύνου». Σε κάποια φάση πρόσθεσαν και έναν πέμπτο παράγοντα που έχει να κάνει με τον επιχειρηματικό κύκλο, ο οποίος έγινε η υπόθεση ότι επηρεάζει το ασφάλιστρο κινδύνου. Αφού ορίστηκαν οι παράγοντες, βρήκαν τις συσχετίσεις μεταξύ των παραγόντων για την περίοδο Ιανουάριος 1953-Νοέμβριος 1977. Τα μακροοικονομικά δεδομένα που χρησιμοποίησαν αφορούσαν την περίοδο 1953-1977, μια περίοδο που την χώρισαν σε βετή διαστήματα. Κατά τη διάρκεια ενός 6-ετούς διαστήματος, επιλέγονταν εταιρείες του NYSE και κατατάσσονταν με βάση την αγοραία αξία στο τέλος του πέμπτου χρόνου και στη συνέχεια οι εταιρείες τοποθετούνταν σε ένα από τα 20 χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν με βάση το μέγεθος. Οι Chan, Chen και Hsieh (1985) χρησιμοποίησαν την μέθοδο των Fama-MacBeth (1973) και πρώτα παλινδρόμησαν καθένα από τα 20 χαρτοφυλάκια στις μακροοικονομικές μεταβλητές για τα πρώτα πέντε χρόνια για να εκτιμηθούν τα betas των μεταβλητών και στη συνέχεια έκαναν διαστρωματικές παλινδρομήσεις των αποδόσεων των 20 χαρτοφυλακίων στα πολλαπλά betas τον έκτο χρόνο και κάτι τέτοιο έγινε για όλα τα 6-ετή διαστήματα. Επίσης, ακολούθησαν μια διαδικασία γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων, που λάμβανε υπόψη την ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, η μηνιαία μέση απόδοση (continuously compounded) για το χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες ήταν 1.513% και για το χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες ήταν 0.558% για την περίοδο 1958-1977. Η διαφορά ήταν της τάξης του 0.956% ανά μήνα ή σχεδόν 11.5%

τον χρόνο. Τέλος, βρήκαν ότι η μεταβλητή που εξηγεί το μεγαλύτερο μέρος του “size effect” είναι η μεταβολή του ασφαλιστικού κινδύνου.

Οι *Lamoureux και Sanger (1989)* εξέτασαν το “size effect”, το “turn-of-the-year effect” και τη σχέση μεταξύ των δύο επιρροών για ένα δείγμα εξωχρηματιστηριακών μετοχών που εμπορεύονταν μέσω του NASDAQ για την περίοδο 1973-1985. Θεώρησαν ότι η εξέταση των εξωχρηματιστηριακών (OTC) μετοχών θα επέτρεπε να μελετηθεί ένα μεγαλύτερο δείγμα εταιρειών, που είναι πολύ μικρότερες από τις εισηγμένες και διαφέρουν ως προς τα χαρακτηριστικά τους. Χρησιμοποιήθηκαν εξωχρηματιστηριακά δεδομένα ημερησίων τιμών και αποδόσεων, καθώς και περιοδικά δεδομένα για τον αριθμό των μετοχών (1972-1985). Τα διαθέσιμα αυτά δεδομένα περιελάμβαναν και πληροφόρηση για τα bid-ask spreads και μερική πληροφόρηση για τον όγκο συναλλαγών (1982-1985). Χρησιμοποιήθηκαν και ημερήσια δεδομένα για value-weighted και equally-weighted δείκτες όλων των μετοχών του NASDAQ, όπως επίσης και για εισηγμένες εταιρείες του NYSE και AMEX, για τις οποίες όμως δεν υπήρχαν πληροφορίες για τα bid-ask spreads και τον όγκο συναλλαγών. Οι αποδόσεις των εξωχρηματιστηριακών μετοχών υπολογίστηκαν χρησιμοποιώντας τις τιμές bid-ask και όχι τις τιμές κλεισίματος. Δημιουργήθηκαν control χαρτοφυλάκια για τα δείγματα των NASDAQ, NYSE και AMEX με βάση τα υπολογισμένα betas και για να εστιάσουν στη σχέση μεταξύ μεγέθους και απόδοσης εξέτασαν τις μηνιαίες υπερβάλλουσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν με βάση το μέγεθος. Εξετάστηκε επίσης και η εποχικότητα (seasonality) σε σχέση με το μέγεθος των εταιρειών για τον NASDAQ. Τα αποτελέσματα της ανάλυσης των εξωχρηματιστηριακών εταιρειών ήταν όμοια με αυτά των εισηγμένων εταιρειών, δηλαδή οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις μειώνονταν μονοτονικά καθώς το μέγεθος των εταιρειών αυξάνοταν, ενώ υπήρχε και εποχικότητα. Με άλλα λόγια, επιβεβαιώνεται το αποτέλεσμα ότι οι μικρές εταιρείες έχουν την τάση να κερδίζουν σημαντικές θετικές υπερβάλλουσες αποδόσεις τον Ιανουάριο και το αντίθετο ισχύει για τις μεγάλες εταιρείες. Επίσης, τα bid-ask spreads του NASDAQ διακρίνονται από υψηλή αρνητική συσχέτιση με το μέγεθος των εταιρειών, δεν είναι πολύ εποχικά και είναι τόσο μεγάλα ώστε να εμποδίζουν τα συναλλακτικά κέρδη που βασίζονται σε γνώση της εποχικότητας των αποδόσεων των μικρών εταιρειών.

Οι *Fama και French (1992)* θέλησαν να εξηγήσουν τη σχέση των μέσων αποδόσεων με μεταβλητές όπως το μέγεθος, το beta, το E/P, την μόχλευση και τον

λόγο της λογιστικής προς την αγοραία αξία της μετοχής (Book-to-market equity). Χρησιμοποίησαν δεδομένα για όλες τις μη-χρηματοοικονομικές εταιρείες των NYSE, AMEX και NASDAQ για την περίοδο 1962-1989. Στο δείγμα τους συμπεριέλαβαν τις μη-χρηματοοικονομικές εταιρείες γιατί η υψηλή μόχλευση σημαίνει και κίνδυνο χρεωκοπίας, ενώ για τις χρηματοοικονομικές εταιρείες η υψηλή μόχλευση δεν έχει την ίδια σημασία. Δημιουργήθηκαν 10 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος, καθορισμένο από τις εταιρείες του NYSE και υπολογίστηκαν οι μηνιαίες αποδόσεις. Οι Fama και French (1992) έτρεξαν μία OLS παλινδρόμηση αποδόσεων, δεδομένου του μεγέθους, για κάθε μήνα και πήραν τον μέσο από τις κλίσεις ελαχίστων τετραγώνων και κάτι τέτοιο έδωσε την μέση κλίση της μηνιαίας γραμμικής παλινδρόμησης της απόδοσης, δεδομένου του μεγέθους. Συμπεράναν ότι ενώ το “size effect” προσέλκυσε μεγαλύτερο ενδιαφέρον για τη σχέση με τις μέσες αποδόσεις, ο λόγος της λογιστικής προς την αγοραία αξία των μετοχών (Book-to-market equity) είχε έναν δυνατότερο και συνεπή ρόλο στις μέσες αποδόσεις. Το beta δεν έδειξε να εξηγεί σημαντικό μέρος των μέσων αποδόσεων, ενώ ο συνδυασμός του μεγέθους και του book-to-market equity έμοιαζε να απορροφά τους ρόλους της μόχλευσης και του E/P στις μέσες αποδόσεις, τουλάχιστον για την περίοδο 1963-1990. Συμπερασματικά, βρήκαν ότι δύο εύκολα εκτιμώμενες μεταβλητές, το μέγεθος και το book-to-market equity, παρέχουν μία απλή και δυνατή εξήγηση για τις μέσες αποδόσεις της περιόδου 1963-1990.

Οι Horowitz, Loughran και Savin (1996) ερεύνησαν την σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και μεγέθους για την περίοδο 1980-1994, για τις εταιρείες των NYSE, AMEX και NASDAQ. Ανέλυσαν τα δεδομένα τους χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις και “spline” παλινδρομήσεις. Η βασική ιδέα των τελευταίων παλινδρομήσεων είναι ότι κάθε συνεχής συνάρτηση μπορεί να προσεγγιστεί καλά από μία γραμμική τμηματική συνάρτηση, που είναι μία συνεχής συνάρτηση που αποτελείται από ευθείες γραμμές. Οι εταιρείες χωρίστηκαν ανάλογα με το μέγεθος σε χαρτοφυλάκια, τα οποία καθορίστηκαν από τις εταιρείες του NYSE, όπου το μέγεθος ορίζεται ως ο φυσικός λογάριθμος της αγοραίας αξίας από την τελευταία εμπορεύσιμη ημέρα του προηγούμενου έτους. Υπολογίστηκαν οι μηνιαίες αποδόσεις σε κάθε χαρτοφυλάκιο και βρέθηκε ότι οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις είναι σχεδόν σταθερές σε όλα τα χαρτοφυλάκια. Με άλλα λόγια, οι Horowitz, Loughran και Savin (1996) βρήκαν ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ μέσων μηνιαίων αποδόσεων και μεγέθους την περίοδο 1980-1994. Η δεύτερη μέθοδος που χρησιμοποίησαν ταίριαζε

ένα γραμμικό “spline” στα δεδομένα και βρέθηκε μία μη-παραμετρική εκτίμηση της συνάρτησης παλινδρόμησης της απόδοσης, δεδομένου του μεγέθους. Εκτιμήθηκαν τρεις “spline” παλινδρομήσεις: μία ετήσια παλινδρόμηση για κάθε ημερολογιακό έτος, μία παλινδρόμηση για τον μήνα Ιανουάριο και μία για τους υπόλοιπους μήνες. Βρήκαν ότι οι ετήσιες παλινδρομήσεις κυμαίνονται σημαντικά από χρόνο σε χρόνο και η ετήσια συνάρτηση παλινδρόμησης σύμφωνα με την ανάλυσή τους ήταν απαραίτητα ευθεία εκτός πιθανόν από τα δύο χαρτοφυλάκια με τις μικρότερες εταιρείες., κάτι που ήταν συνεπές με την ανάλυση που βασίστηκε στις μέσες μηνιαίες αποδόσεις. Παρόμοια συμπεράσματα βγήκαν και από την ανάλυση των “spline” παλινδρομήσεων για τον Ιανουάριο και τους υπόλοιπους μήνες. Συνεπώς, οι Horowitz, Loughran και Savin (1996) βρήκαν ότι τα στοιχεία δεν υποστηρίζουν την χρησιμοποίηση του μεγέθους των εταιρειών σαν ερμηνευτική μεταβλητή των αποδόσεων για την περίοδο 1980-1994.

Ο Berk (1996) εξέτασε την σχέση μεγέθους και μέσων αποδόσεων και σε προηγούμενη μελέτη του είχε υποστηρίξει ότι, αφού η αγοραία αξία μιας εταιρείας καθορίζεται ενδογενώς στην ισορροπία ως η προεξοφλημένη αξία των αναμενόμενων χρηματοροών, εξαρτάται από το προεξοφλητικό επιτόκιο. Για παράδειγμα, αν δύο εταιρείες είχαν την ίδια αναμενόμενη χρηματοροή, η εταιρεία με το μεγαλύτερο προεξοφλητικό επιτόκιο θα είχε την μικρότερη αγοραία αξία. Συνεπώς, σύμφωνα με αυτή την άποψη, οι αναμενόμενες αποδόσεις θα είναι πάντα αρνητικά συσχετισμένες με την αγοραία αξία της εταιρείας, *ceteris paribus*. Στην παρούσα μελέτη, ο Berk (1996) υποστηρίζει ότι η κλασική ερμηνεία της εμπειρικής σχέσης μεταξύ αγοραίας αξίας και μέσης απόδοσης μπορεί να είναι εσφαλμένη. Ο σκοπός του άρθρου ήταν κατά πόσο το επιχείρημα αυτό μπορεί να εξηγήσει πλήρως το “size effect”. Χρησιμοποίησε δεδομένα για όλες τις εταιρείες του NYSE για την περίοδο Ιούλιος 1966-Ιούνιος 1987, ένα δείγμα εταιρειών που έμοιαζε πολύ με αυτό των Fama και French (1992), που βρήκαν μεγάλο “size effect”, ενώ συγκέντρωσε και δεδομένα για κάποια εναλλακτικά μέτρα μεγέθους των εταιρειών. Ως υπόθεση μηδέν έθεσε ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ μεγέθους και αναμενόμενης απόδοσης και η εναλλακτική υπόθεση ήταν ότι το μέγεθος σχετίζεται αρνητικά με την αναμενόμενη απόδοση. Η υπόθεση μηδέν ελέγχθηκε επαναλαμβάνοντας τα εμπειρικά τεστς που βρήκαν το “size effect” με μέτρα του μεγέθους των εταιρειών διαφορετικά από την αγοραία αξία. Επιλέχθηκαν τέσσερα τέτοια μέτρα, που είχαν υψηλή συσχέτιση με την αγοραία αξία και σύμφωνα με τα τεστς δεν βρέθηκε κάποια σημαντική σχέση μεταξύ μέσων

αποδόσεων και κάποιου από αυτά τα μέτρα μεγέθους. Στη συνέχεια κατασκευάστηκε ένα επιπρόσθετο τεστ της υπόθεσης μηδέν, κοντρολάροντας για το μέγεθος των εταιρειών και καθορίζοντας κατά πόσο η σχέση μεταξύ αγοραίας αξίας και μέσης απόδοσης ελαττώνεται. Με βάση αυτό το τεστ δεν βρέθηκε κάποια μειωμένη σχέση μεταξύ αγοραίας αξίας και απόδοσης, συνεπώς δεν ήταν δυνατό να απορριφθεί η υπόθεση μηδέν. Τέλος, εξετάζεται η σχέση μεταξύ μεγέθους και προσαρμοσμένων στον κίνδυνο αποδόσεων (το μέρος της απόδοσης που δεν εξηγείται από το ΥΑΚΣ), πρώτα με βάση την αγοραία αξία ως μέτρο μεγέθους και μετά με βάση άλλα μέτρα μεγέθους για να βγει το συμπέρασμα ότι ενώ η αγοραία αξία παρέχει σημαντική επιπρόσθετη επεξηγηματική δύναμη, σύμφωνα με το ΥΑΚΣ, το ίδιο αποτέλεσμα δεν είναι αληθές για τα άλλα μέτρα μεγέθους. Τα αποτελέσματα υποστηρίζουν την υπόθεση ότι το “size effect” υπάρχει λόγω της ενδογενούς ταυτότητας που συνδέει την αγοραία αξία της εταιρείας με το προεξοφλητικό επιτόκιο.

Αξίζει απλά να αναφερθεί μία παλιά μελέτη του *Fisher (1966)*, ο οποίος χρησιμοποιώντας δεδομένα για τις κοινές μετοχές του NYSE για την περίοδο 1926-1960 παρουσίασε δείκτες απόδοσης επένδυσης, οι οποίοι διέφεραν από τους δείκτες τιμών μετοχών στο γεγονός ότι στον υπολογισμό τους λαμβάνονταν υπόψη και όλα τα μερίσματα, όπως επίσης και οι αλλαγές κεφαλαίων και αναφοράς τιμών. Επίσης, αυτός ο ολικός δείκτης που παρουσιάστηκε διέφερε από τους προηγούμενους δείκτες στην κάλυψη και στην μέθοδο στάθμισης. Ο πρωταρχικός σκοπός ενός δείκτη απόδοσης επένδυσης είναι η παροχή ενός δείκτη αναφοράς για την εκτίμηση της απόδοσης κάθε συγκεκριμένου χαρτοφυλακίου μετοχών, ενώ όταν χρησιμοποιούνται οι δείκτες τιμών μόνοι τους μπορεί να δίνουν μια ακριβή εικόνα της απόδοσης της επένδυσης βραχυχρόνια, γιατί βραχυχρόνια τα μερίσματα είναι πολύ μικρό μέρος της απόδοσης της επένδυσης. Επίσης, οι *Fama και MacBeth (1973)*, των οποίων το μοντέλο έχει χρησιμοποιηθεί εκτενώς και θα χρησιμοποιηθεί και στην παρούσα μελέτη, εξέτασαν τη σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και κινδύνου για τις κοινές μετοχές του NYSE, χρησιμοποιώντας ένα δι-παραμετρικό μοντέλο για χαρτοφυλάκια. Χρησιμοποίησαν μηνιαίες ποσοστιαίες αποδόσεις για την περίοδο Ιανουάριος 1926-Ιούνιος 1968 και με το δι-παραμετρικό τους μοντέλο εξέτασαν τρεις συνθήκες: i) η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και beta είναι γραμμική, ii) κανένα μέτρο κινδύνου, πλην του beta, δεν επηρεάζει συστηματικά τις αναμενόμενες αποδόσεις και iii) υπάρχει ένα θετικό trade-off μεταξύ κινδύνου και απόδοσης. Δημιούργησαν 20 χαρτοφυλάκια με βάση τα εκτιμώμενα betas και υπολόγισαν μηνιαίες αποδόσεις.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα οι δύο πρώτες υποθέσεις έγιναν δεκτές και το δι- παραμετρικό υπόδειγμα έμοιαζε καλά προσδιορισμένο με βάση τα δεδομένα. Όσον αφορά την τρίτη υπόθεση με εξαίρεση την υποπερίοδο 1956-1960 το trade-off ήταν συστηματικά θετικό, αλλά όχι συστηματικά μεγάλο. Πάντως, κατά μέσο όρο υπήρχε στατιστικά παρατηρήσιμη θετική σχέση μεταξύ κινδύνου και απόδοσης. Ακολουθεί ένας συνοπτικός πίνακας με τις τελευταίες δύο σημαντικές συμπληρωματικές εμπειρικές μελέτες:

<b>ΣΥΜΠΛΗΡΩΜΑΤΙΚΕΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ</b>		
<b>Συγγραφέας</b>	<b>Σκοπός-Δεδομένα-Μεθοδολογία</b>	<b>Αποτελέσματα</b>
Fisher, Lawrence (1966)	Παρουσίαση δείκτη απόδοσης επένδυσης / Δεδομένα για κοινές μετοχές του NYSE για την περίοδο 1926-1960	Ακριβής εκτίμηση απόδοσης χαρτοφυλακίων
Fama, Eugene F. & MacBeth, James (1973)	Εξέταση σχέσης μεταξύ απόδοσης και κινδύνου / Δεδομένα για κοινές μετοχές του NYSE για την περίοδο Ιανουάριος 1926-Ιούνιος 1968 / Δημιουργία 20 χαρτοφυλακίων με βάση τα betas, υπολογισμός μηνιαίων αποδόσεων, χρήση δι-παραμετρικού μοντέλου και εξέταση τριών υποθέσεων	Γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και beta, κανένα μέτρο κινδύνου πλην του beta δεν επηρεάζει συστηματικά τις αναμενόμενες αποδόσεις, συστηματικά θετικό αλλά όχι μεγάλο trade-off μεταξύ κινδύνου και απόδοσης $\Rightarrow$ το δι-παραμετρικό υπόδειγμα μοιάζει καλά προσδιορισμένο

Τελειώνοντας με τις εμπειρικές μελέτες που έγιναν στις Η.Π.Α., αξίζει να αναφερθεί ότι αρκετοί ερευνητές ασχολήθηκαν με την σχέση μερισματικής απόδοσης



(dividend yield) και προσαρμοσμένων στον κίνδυνο αποδόσεων, με τα αποτελέσματα των μελετών τους να είναι ποικίλλα. Οι *Black και Scholes (1974)* χρησιμοποιώντας μία επέκταση του ΥΑΚΣ, υποθέτοντας ότι η μερισματική απόδοση σχετίζεται γραμμικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών και παίρνοντας μηνιαία δεδομένα για τα μερίσματα, τις τιμές και τις αποδόσεις για κάθε κοινή μετοχή του NYSE της περιόδου 1926-1966, απέδειξαν ότι δεν ήταν εφικτό να αποδειχθεί ότι μεταβολές στην μερισματική απόδοση οδηγούν σε μεταβολές στις αποδόσεις, με άλλα λόγια βρήκαν ότι δεν υπάρχει κάποια σημαντική επιρροή της μερισματικής απόδοσης στις αναμενόμενες αποδόσεις. Από την άλλη, ο *Long (1978)* χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα της κοινής μετοχής μίας συγκεκριμένης Αμερικάνικης εταιρείας για την περίοδο 1963-1967, η οποία εμπορευόταν εξωχρηματιστηριακά και περιελάμβανε δύο κατηγορίες μετοχών που διέφεραν μόνο ως προς τον τρόπο πληρωμής μερίσματος, βρήκε ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αναμενόμενης απόδοσης, αποφεύγοντας το πρόβλημα της μη-συχνής εμπορευσιμότητας. Αντιθέτως, ο *Blume (1979)* χρησιμοποιώντας μία επέκταση του ΥΑΚΣ και τριμηνιαία στοιχεία, επειδή οι περισσότερες εταιρείες πλήρωναν μέρισμα ανά τρίμηνο, για την περίοδο 1936-1976, βρήκε ότι υπάρχει θετική και σημαντική κατά μέσο όρο σχέση μεταξύ τριμηνιαίων πραγματοποιούμενων αποδόσεων, μερισματικών αποδόσεων και betas. Όμως, η σημαντικότητα της μερισματικής απόδοσης ποίκιλε στο χρόνο, συνεπώς υποστήριξε ότι υπάρχει μία περισσότερο πολύπλοκη σχέση μεταξύ αποδόσεων κοινών μετοχών και μερισματικών αποδόσεων. Οι *Litzenberger και Ramaswamy (1979)*, χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα για την περίοδο 1931-1977, έβγαλαν μία μετά-φόρων εκδοχή του ΥΑΚΣ και έδειξαν και αυτοί ότι υπάρχει μία δυνατή θετική σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και αναμενόμενης απόδοσης για τις μετοχές του NYSE. Ο *Morgan (1982)* χρησιμοποιώντας μία προ-φόρων και μία μετά-φόρων εκδοχή του ΥΑΚΣ και μηνιαία δεδομένα για τις κοινές μετοχές του NYSE για την περίοδο 1931-1977, βρήκε μόνο μία ασθενή επιρροή της μερισματικής απόδοσης στην αναμενόμενη απόδοση, που την απέδωσε στην μη-στασιμότητα. Τέλος, οι *Miller και Scholes (1982)* χρησιμοποιώντας ένα μετά-φόρων ΥΑΚΣ και μηνιαία δεδομένα για μεμονωμένες επιχειρήσεις και όχι για χαρτοφυλάκια, προκειμένου να απλοποιήσουν την σύγκριση διαφόρων μέτρων μερισμάτων, απέδειξαν ότι τα βραχυπρόθεσμα μέτρα της μερισματικής απόδοσης ήταν ακατάλληλα.

Ακολουθεί ένας συνοπτικός πίνακας των μελετών που αφορούν την σχέση μερισματικής και αναμενόμενης απόδοσης, με τα αποτελέσματα που προαναφέρθηκαν:

<b>Συγγραφέας</b>	<b>Αποτελέσματα</b>
Black, Fischer & Scholes, Myron (1974)	Δεν υπάρχει σημαντική επιρροή της μερισματικής απόδοσης
Long Jr., John B. (1978)	Αρνητική σχέση μεταξύ μερισματικής και αναμενόμενης απόδοσης
Blume, Marshall E. (1979)	Θετική και σημαντική σχέση μερισματικής και αναμενόμενης απόδοσης, που όμως ποικίλλει στο χρόνο
Litzenberger, Robert H. & Ramaswamy, Krishna (1979)	Δυνατή θετική σχέση μεταξύ μερισματικής και αναμενόμενης απόδοσης
Morgan I.G. (1982)	Ασθενής επιρροή μερισματικής απόδοσης
Miller, Merton H. & Scholes, Myron S. (1982)	Ακαταλληλότητα βραχυπρόθεσμων μέτρων μερισματικής απόδοσης

### III. 2 Εμπειρικές μελέτες εκτός Η.Π.Α.

Ο *Dimson (1979)* παρουσίασε μία μέθοδο εύρεσης μίας αμερόληπτης εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου μίας μετοχής, όταν η μετοχή και μερικά ή όλα τα αξιόγραφα της αγοράς υπόκεινται σε χαμηλή εμπορευσιμότητα. Χρησιμοποιώντας δεδομένα μηνιαίων αποδόσεων εισηγμένων εταιρειών του London Stock Exchange για την περίοδο 1955-1974, δημιούργησε χαρτοφυλάκια μετοχών με βάση την συχνότητα εμπορευσιμότητας (trading frequency). Χρησιμοποίησε την μέθοδο αυτοσυσχέτισης (Auto-Correlation method) για την εκτίμηση των betas, η οποία ουσιαστικά αποτέλεσε μία προέκταση της προσέγγισης που είχε να κάνει με αποδόσεις αγοράς με υστερήσεις και απέδειξε ότι ένας αμερόληπτος εκτιμητής του beta ήταν το άθροισμα των συντελεστών της κλίσης. Έκανε μία περιγραφή των χαρακτηριστικών των συντελεστών κλίσης και στη συνέχεια η μέθοδος αυτοσυσχέτισης συγκρίθηκε με εναλλακτικές τεχνικές που είχαν να κάνουν με μη-συχνή εμπορευσιμότητα. Σημειώνεται ότι η μέθοδος αυτή απαιτούσε από τον δείκτη αγοράς να μην εμπορεύεται συνεχώς και τα συμπληρωματικά δεδομένα, όπως οι συναλλακτικές πληροφορίες, να μην είναι διαθέσιμα. Ο *Dimson (1979)* απέδειξε ότι προκύπτει μεγάλη μεροληψία όταν το beta των μετοχών του τυχαίου δείγματος υπολογίζεται με τον συμβατικό τρόπο και αξιοσημείωτη ήταν η θετική σχέση μεταξύ συχνότητας εμπορευσιμότητας, εκτιμούμενου beta και μέσου  $R^2$ . Με χρήση μηνιαίων δεδομένων οι μετοχές με πολύ συχνή εμπορευσιμότητα είχαν betas της τάξης του 1.2 και ένα  $R^2$  περίπου 35%, ενώ για τις μετοχές με καθόλου συχνή εμπορευσιμότητα αυτά τα μεγέθη μειώνονταν αισθητά σε περίπου 0.6 και 8% αντίστοιχα. Στη συνέχεια, εξετάστηκαν τα χαρακτηριστικά των betas που εκτιμήθηκαν με την μέθοδο AC, η οποία φαινόταν να εξαλείφει μεγάλο μέρος της μεροληψίας.

Οι *Brown, Keim, Kleidon και Marsh (1983)* εξέτασαν τη σχέση μεγέθους εταιρειών και αποδόσεων, καθώς και την εποχικότητα στις αποδόσεις για το Χρηματιστήριο της Αυστραλίας. Ο λόγος που εξετάστηκε η εποχικότητα στις αποδόσεις ήταν ότι σύμφωνα με το φορολογικό καθεστώς της χώρας, το τέλος της φορολογικής περιόδου ήταν στις 30 Ιουνίου (tax year-end) και όχι στις 31 Δεκεμβρίου που ήταν στην Αμερική. Θέλησαν δηλαδή να εξετάσουν κατά πόσο ισχύει το “January effect”, που παρατηρήθηκε στις Αμερικάνικες αγορές σε προηγούμενες μελέτες και να δουν αν τον μήνα Ιούλιο υπήρχαν υπερκανονικές

αποδόσεις στο Χρηματιστήριο της Αυστραλίας. Χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα και συμπεριέλαβαν όλες τις εισηγμένες εταιρείες του Χρηματιστηρίου της Αυστραλίας με αξία όχι μικρότερη από 1 εκατ. δολάρια Αυστραλίας (1958-1973), καθώς και τις μεταλλευτικές και πετρελαϊκές εταιρείες (1958-1979), όπως επίσης και όλες τις εισηγμένες από το 1974 και μετά. Το συνολικό δείγμα των εταιρειών αφορούσε την περίοδο 1958-1981. Κατασκεύασαν έναν value-weighted δείκτη, με σταθμά ανάλογα με τις αγοραίες αξίες του προηγούμενου μήνα και βρήκαν και τα ακίνδυνα επιτόκια. Δημιούργησαν 10 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος των εταιρειών, με τις αποδόσεις να είναι discretely compounded και equally-weighted σε καθένα από τα 10 χαρτοφυλάκια. Χρησιμοποίησαν διαστρωματική παλινδρόμηση και για να τεστάρουν την εποχικότητα εισήγαγαν μία μεταβλητή “dummy” στην παλινδρόμηση ελαχίστων τετραγώνων, ενώ χρησιμοποιήθηκε και το ΥΑΚΣ. Τα αποτελέσματά τους για τη σχέση μεγέθους και αποδόσεων ήταν όμοια με αυτά των Αμερικάνικων αγορών, δηλαδή οι μικρές εταιρείες κέρδιζαν υψηλότερες αποδόσεις από τις μεγάλες εταιρείες, με άλλα λόγια το “size effect” εντοπίστηκε και στην αγορά της Αυστραλίας. Παρατηρήθηκε ακόμα ότι υπήρχε υψηλή θετική πρώτης τάξης συσχέτιση (serial correlation), κάτι που υποδηλώνει ότι υπάρχει thin trading στην αγορά της Αυστραλίας, με αποτέλεσμα τα betas να έχουν υποεκτιμηθεί. Πάντως, η αυτοσυσχέτιση είναι λιγότερο έντονη για τις μικρότερες και τις μεγαλύτερες εταιρείες, απ’ότι για τις εταιρείες μεσαίου μεγέθους. Παρατηρήθηκε ακόμη συνέχιση (persistence) των υπερκανονικών αποδόσεων, με την μέση μηνιαία υπερκανονική απόδοση να είναι περίπου 4% και να παραμένει σταθερή για όλους τους μήνες. Όσον αφορά την εποχικότητα, βρήκαν ότι υπάρχει “January effect”, καθώς οι συντελεστές της μεταβλητής “dummy” που χρησιμοποιήθηκε ήταν αρνητικοί για όλους τους μήνες πλην του Ιανουαρίου, κάτι που σημαίνει ότι τον Ιανουάριο όντως υπήρχαν μεγαλύτερες αποδόσεις απ’ότι τους άλλους μήνες, με κύρια εξαίρεση πάντως τους συντελεστές του “July effect” για τα τέσσερα χαρτοφυλάκια με τις μικρότερες εταιρείες. Συμπερασματικά, παρατήρησαν ότι οι Αυστραλιανές μετοχές έδειξαν σημαντική επιρροή από την εποχικότητα τις περιόδους Δεκέμβριος-Ιανουάριος και Ιούλιος-Αύγουστος, με τις μεγαλύτερες επιρροές να είναι τους μήνες Ιανουάριο και Ιούλιο.

Οι *Herrera και Lockwood (1994)* εξέτασαν τη σχέση μεταξύ αποδόσεων, betas και μεγέθους εταιρειών στο Μεξικάνικο Χρηματιστήριο για την περίοδο Ιανουάριος 1987-Δεκέμβριος 1992. Αξίζει να αναφερθούν κάποιες πληροφορίες για

το Μεξικάνικο Χρηματιστήριο, το οποίο ιδρύθηκε το 1895 και μέχρι το 1970 οι τράπεζες είχαν την μεγαλύτερη χρηματιστηριακή δραστηριότητα. Το 1970, η Μεξικανική κυβέρνηση συνειδητοποίησε ότι το Μεξικάνικο Χρηματιστήριο θα μπορούσε να δώσει ώθηση στην χρηματοοικονομική ανάπτυξη και έτσι μέχρι τον Δεκέμβριο του 1992 ο αριθμός των εισηγμένων εταιρειών έφτασε σε 636, από 120 που ήταν το 1895. Οι επενδυτές άρχισαν να ενδιαφέρονται για το εν λόγω Χρηματιστήριο λόγω των αυξημένων συναλλαγών που είχε με Αμερική και Καναδά, αλλά και λόγω της διεθνούς διαφοροποίησης που ήθελαν να πετύχουν σε αναδυόμενες αγορές όπως αυτή του Μεξικού, όπου υπήρχε δυνατότητα για υψηλές αποδόσεις. Οι Herrera και Lockwood (1994) χρησιμοποίησαν ημερήσια δεδομένα για όλες τις μετοχές που εμπορεύονταν στο Μεξικάνικο Χρηματιστήριο, συμπεριλαμβανομένων και των μερισμάτων και υπολογίστηκαν οι μηνιαίες αποδόσεις από τις compounding ημερήσιες αποδόσεις και οι μηνιαίες αγοραίες αξίες για κάθε εταιρεία, ενώ οι αποδόσεις προσαρμόστηκαν για τα stock splits και τα μερίσματα. Το δείγμα περιείχε όλες τις εταιρείες που διαπραγματεύτηκαν την εξεταζόμενη περίοδο των 72 μηνών, ενώ χρησιμοποίησαν και δεδομένα για εταιρείες του δείκτη NASDAQ και υπολογίστηκαν οι μηνιαίες αποδόσεις. Επειδή το Μεξικάνικο δείγμα είναι πολύ μικρότερο από το Αμερικάνικο δημιουργήθηκαν συνολικά 6 χαρτοφυλάκια. Οι εταιρείες που ήταν στα τρία χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν με βάση το μέγεθος χωρίστηκαν σε υπο-ομάδες με βάση τα betas και σχηματίστηκαν τα υπόλοιπα τρία χαρτοφυλάκια. Οι Herrera και Lockwood (1994) προσπάθησαν να δημιουργήσουν αρκετά χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος και τα betas ώστε να παρέχουν επαρκή μεταβλητότητα στο μέγεθος και το beta, να μειώνεται η συσχέτιση μεταξύ μεγέθους και beta και την ίδια στιγμή να παρέχουν επαρκή αριθμό εταιρειών σε κάθε χαρτοφυλάκιο. Η ίδια μεθοδολογία εφαρμόστηκε και στις εταιρείες του NASDAQ, όπου η κάθε Μεξικάνικη εταιρεία αντιστοιχούσε σε μία εταιρεία του NASDAQ του ίδιου κλάδου και με ίδιο μέγεθος και beta. Αρχικά βρήκαν ότι οι μέσες αποδόσεις των μετοχών σχετίζονται θετικά με τα betas της αγοράς και αρνητικά με το μέγεθος της εταιρείας. Εξετάζοντας την επιρροή των betas στις μέσες αποδόσεις, που δεν σχετίζεται με το μέγεθος της εταιρείας, εξέτασαν τα παραπάνω χαρτοφυλάκια και βρήκαν ότι το beta αποτιμήθηκε μαζί με το μέγεθος των εταιρειών για το Μεξικάνικο Χρηματιστήριο, ακόμα και μετά των διαχωρισμό των επιρροών του beta και του μεγέθους. Με άλλα λόγια, οι Herrera και Lockwood (1994) βρήκαν ότι εκτός από το “size effect” υπάρχει και το “beta effect”, σε αντίθεση με

αντίστοιχες μελέτες που έγιναν στα NYSE και AMEX, όπου εντοπίζεται μόνο το “size effect”.

Οι *Chui και Wei (1998)* ερευνήσαν την σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων, beta, book-to-market equity και μεγέθους σε πέντε αναδυόμενες αγορές: Χονγκ-Κονγκ, Κορέα, Μαλαισία, Ταϊβάν και Ταϊλάνδη και ασχολήθηκαν και με την εποχικότητα στις αποδόσεις, που σχετίζεται με το μέγεθος και το book-to-market equity. Αξίζει να αναφερθούν κάποια στοιχεία γι’αυτές τις πέντε αναδυόμενες αγορές, οι οποίες αναπτύχθηκαν ιδιαίτερα από τον Δεκέμβριο του 1984 μέχρι τον Δεκέμβριο του 1993. Το Χονγκ-Κονγκ αποτέλεσε φορολογικό «παράδεισο» για τους ξένους επενδυτές, καθώς δεν υπήρχαν περιορισμοί στις ροές κεφαλαίων και τον Δεκέμβριο του 1993 η χρηματιστηριακή αγορά του Χονγκ-Κονγκ, ανάμεσα στις πέντε αναδυόμενες αγορές, ήταν πρώτη σε όρους κεφαλαιοποίησης, τέταρτη σε όρους εμπορευσιμότητας (trading value) και πέμπτη σε όρους του turnover ratio (τζίρος), που είναι ο λόγος μεταξύ αξίας εμπορευσιμότητας (trading value) και της κεφαλαιοποίησης της αγοράς τον μήνα Δεκέμβριο του έτους. Η αγορά της Κορέας ήταν πιο περιοριστική για τους ξένους επενδυτές, συνεπώς την κυριάρχουσαν κυρίως εγχώριοι επενδυτές και ανάμεσα στις πέντε αναδυόμενες αγορές (Δεκέμβριος 1993) ήταν πέμπτη σε όρους κεφαλαιοποίησης, δεύτερη σε όρους εμπορευσιμότητας (trading value) και δεύτερη σε όρους του turnover ratio (τζίρος). Η αγορά της Μαλαισίας ήταν σχετικά ανοιχτή, με μικρότερη αναλογία ατομικών επενδυτών και ανάμεσα στις πέντε αναδυόμενες αγορές (Δεκέμβριος 1993) ήταν δεύτερη σε όρους κεφαλαιοποίησης, τρίτη σε όρους εμπορευσιμότητας (trading value) και τρίτη σε όρους του turnover ratio (τζίρος). Η αγορά της Ταϊβάν ήταν αρκετά περιοριστική για τους ξένους επενδυτές, συνεπώς την κυριάρχουσαν συνήθως εγχώριοι επενδυτές και ανάμεσα στις πέντε αναδυόμενες αγορές (Δεκέμβριος 1993) ήταν τρίτη σε όρους κεφαλαιοποίησης, πρώτη σε όρους εμπορευσιμότητας (trading value) και πρώτη σε όρους του turnover ratio (τζίρος). Τέλος, η αγορά της Ταϊλάνδης ήταν και αυτή περιοριστική ως ένα βαθμό και ανάμεσα στις πέντε αναδυόμενες αγορές (Δεκέμβριος 1993) ήταν τέταρτη σε όρους κεφαλαιοποίησης, πέμπτη σε όρους εμπορευσιμότητας (trading value) και τέταρτη σε όρους του turnover ratio (τζίρος). Οι *Chui και Wei (1998)* χρησιμοποίησαν μηνιαίες αποδόσεις για τις πέντε αναδυόμενες αγορές για την περίοδο Ιούλιος 1977-Ιούνιος 1993, λογιστικές πληροφορίες και δεδομένα για τα ακίνδυνα επιτόκια. Οι μετοχές που επέλεξαν από τις αγορές ήταν αρκετά ενεργές ως προς την εμπορευσιμότητα, με θετική λογιστική αξία και είχαν τουλάχιστον για 18

μήνες μηνιαίες αποδόσεις. Όσον αφορά τη μεθοδολογία, ακολούθησαν το μοντέλο των Fama-MacBeth (1973), ενώ χρησιμοποιήθηκαν και εκτιμητές μεγίστης πιθανοφάνειας για να διορθώσουν τα σφάλματα μέτρησης στα betas. Δημιούργησαν συνολικά για κάθε αγορά 9 value-weighted χαρτοφυλάκια, με βάση το μέγεθος και με βάση το book-to-market equity. Βρήκαν ότι, εκτός από την Ταϊβάν και την Ταϊλάνδη, οι μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις σχετίζονταν θετικά με το book-to-market equity, ενώ σε όλες τις αγορές οι μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις σχετίζονταν αρνητικά με το μέγεθος. Συνεπώς, βρήκαν ότι μπορεί να υπάρχει μία δυνατή σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων, book-to-market equity και μεγέθους. Επίσης, για τις αγορές του Χονγκ-Κονγκ, της Κορέας και της Μαλαισίας, οι μέσες υπερβάλλουσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με τις μικρότερες εταιρείες και των χαρτοφυλακίων με τις εταιρείες με το μεγαλύτερο book-to-market equity ήταν διπλάσιες απ' αυτές των χαρτοφυλακίων με τις μεγαλύτερες εταιρείες και των χαρτοφυλακίων με τις εταιρείες με μικρότερο book-to-market equity. Οι μετοχές της Κορέας είχαν το μεγαλύτερο book-to-market equity και ακολούθησαν αυτές του Χονγκ-Κονγκ, της Μαλαισίας, της Ταϊβάν και της Ταϊλάνδης, ενώ η αγορά της Ταϊβάν ήταν η πιο ευμετάβλητη, καθώς είχε την μεγαλύτερη τυπική απόκλιση μηνιαίων υπερκανονικών αποδόσεων. Σύμφωνα με τα εμπειρικά αποτελέσματα, σε όλες τις αγορές η σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και beta ήταν ασθενής, ακόμα και μετά την χρησιμοποίηση του εκτιμητή μεγίστης πιθανοφάνειας. Από την άλλη, η σχέση της μέσης απόδοσης με το μέγεθος και το book-to-market equity ήταν δυνατή για τις αγορές του Χονγκ-Κονγκ, της Κορέας και της Μαλαισίας, κυρίως όταν χρησιμοποιούνταν στις παλινδρομήσεις αποδόσεις μετοχών και όχι χαρτοφυλακίων. Πιο συγκεκριμένα, οι Chui και Wei (1998) βρήκαν ότι υπήρχε δυνατό "size effect" σε όλες τις αγορές πλην της Ταϊβάν και σημαντικό "book-to-market effect" στο Χονγκ-Κονγκ, στην Κορέα και στη Μαλαισία. Το μέγεθος της σχέσης μεταξύ μέσων αποδόσεων και book-to-market equity συμπίπτει με την αξία του μέσου book-to-market ratio της χώρας. Συνεπώς, οι αποδόσεις των μετοχών σχετίζονταν περισσότερο με το μέγεθος και το book-to-market equity. Όσον αφορά την εποχικότητα που οφείλεται στο "size effect", βρέθηκε ότι υπάρχει στο Χονγκ-Κονγκ και στην Κορέα. Όμως, τα patterns αυτής της επιρροής ήταν διαφορετικά γι' αυτές τις δύο χώρες. Στο Χονγκ-Κονγκ οι μεγάλες εταιρείες ήταν αυτές που είχαν μεγαλύτερες αποδόσεις τον Ιανουάριο, ενώ στην Κορέα οι μικρές εταιρείες είχαν μεγαλύτερες αποδόσεις τον Ιανουάριο, δηλαδή το size premium τον μήνα Ιανουάριο ήταν σημαντικά θετικό στο Χονγκ-Κονγκ και

σημαντικά αρνητικό στην Κορέα. Αυτή η διαφορετική επιρροή της εποχικότητας στις δύο χώρες είχε να κάνει με την διαφορετική σύνθεση επενδυτών που είχαν οι αγορές τους, κάτι που αναφέρθηκε προηγουμένως στα χαρακτηριστικά των αγορών.

Οι *Heston, Rouwenhorst και Wessels (1999)* εξέτασαν την σχέση του beta και του μεγέθους με τις μέσες αποδόσεις για ένα διεθνές δείγμα από 12 Ευρωπαϊκές χώρες. Το δείγμα αυτό περιελάμβανε μηνιαίες συνολικές αποδόσεις για 2.100 εταιρείες από 12 Ευρωπαϊκές χώρες για την περίοδο 1978-1995: Αυστρία (60 εταιρείες), Βέλγιο (127 εταιρείες), Γαλλία (427 εταιρείες), Γερμανία (228 εταιρείες), Δανία (60 εταιρείες), Ελβετία (154 εταιρείες), Ηνωμένο Βασίλειο (494 εταιρείες), Ισπανία (111 εταιρείες), Ιταλία (223 εταιρείες), Νορβηγία (71 εταιρείες), Ολλανδία (101 εταιρείες) και Σουηδία (134 εταιρείες). Το δείγμα αυτό κάλυπτε μεταξύ 60% και 90% της κεφαλαιοποίησης κάθε χώρας και όλες οι αποδόσεις μετατράπηκαν σε Γερμανικά Μάρκα (DM) χρησιμοποιώντας πληροφορίες για την συναλλαγματική ισοτιμία από τους Financial Times. Κάποια στατιστικά των δεδομένων ήταν ότι οι μέσες αποδόσεις των equally-weighted δεικτών των χωρών κυμαίνονταν από 0,96% ανά μήνα στην Ελβετία μέχρι 1,80% ανά μήνα στην Ισπανία, ενώ οι τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων στη Γερμανία (4,12%) και στην Ελβετία (4,60%) ήταν περίπου οι μισές απ'αυτές της Ιταλίας (7,80%) και της Ισπανίας (7,91%). Τα υπολογισμένα betas κυμαίνονταν από 0,57 στην Δανία μέχρι 1,18 στο Ηνωμένο Βασίλειο και το άθροισμα των betas που αποτυπώνει την επιρροή της μη-συγχρονισμένης εμπορευσιμότητας κυμαινόταν από 0,57 στη Δανία μέχρι 1,29 στην Ισπανία. Τέλος, το μέσο μέγεθος, μετρημένο ως ο μέσος φυσικός λογάριθμος των αγοραίων αξιών σε DM, κυμάνθηκε από 5,32 στην Αυστρία μέχρι 6,76 στο Ηνωμένο Βασίλειο, κάτι που σημαίνει ότι μία μέση εταιρεία του Ηνωμένου Βασιλείου είναι περίπου 4 φορές μεγαλύτερη από μία μέση εταιρεία της Αυστρίας. Οι *Heston, Rouwenhorst και Wessels (1999)* χρησιμοποίησαν το υπόδειγμα των Fama-MacBeth (1973) και δημιούργησαν χαρτοφυλάκια πρώτα με βάση το μέγεθος και μετά με βάση τα betas. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, το χαρτοφυλάκιο με τις μετοχές με το χαμηλό beta σε κάθε δεκατημόριο μεγέθους εταιρειών κέρδιζε 1,06% το μήνα, ενώ το χαρτοφυλάκιο με τις μετοχές με υψηλό beta κέρδιζε 1,60% το μήνα. Πάρ'όλο που οι μέσες αποδόσεις δεν αυξάνονταν μονοτονικά σε σχέση με το beta, υπήρχε μία ξεκάθαρη θετική σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και beta. Επίσης, οι μέσες αποδόσεις γενικά μειώνονταν καθώς αυξανόταν το μέγεθος, κυμαινόμενες από 1,84% για τις μικρότερες μετοχές μέχρι 1,12% το μήνα για τις μεγαλύτερες μετοχές. Μέσα



σε κάθε ομάδα beta, οι μικρές εταιρείες κέρδιζαν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις από τις μεγάλες και μέσα σε κάθε ομάδα μεγέθους, εκτός από μία, η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου με το μεγαλύτερο beta ξεπερνούσε την μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου με το χαμηλότερο beta. Παρατηρήθηκε ακόμα, μία έλλειψη συσχέτισης μεταξύ μεγέθους και beta. Όσον αφορά την εποχικότητα, μέσα στις χώρες, οι μετοχές με υψηλό beta ξεπέρασαν σε απόδοση αυτές με το χαμηλό beta μόνο τον Ιανουάριο και τέλος απορρίφθηκε η υπόθεση ότι οι διαφορές στις μέσες αποδόσεις στα χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος και το beta μπορεί να εξηγηθεί από τον κίνδυνο αγοράς και την έκθεση στις υπερβάλλουσες αποδόσεις των μικρών έναντι των μεγάλων εταιρειών. Συμπερασματικά, σύμφωνα με την εν λόγω μελέτη βρέθηκε ότι η σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων είναι θετική για 9 από τις 12 χώρες, αλλά ποτέ στατιστικά σημαντική. Οι χώρες που εμφάνισαν αρνητική σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου ήταν η Ιταλία (-0.07), η Ολλανδία (-0.88) και η Ισπανία (-0.04). Από την άλλη μεριά, η σχέση μεταξύ μεγέθους και μέσων αποδόσεων βρέθηκε αρνητική σε 11 από τις 12 χώρες, αλλά στατιστικά σημαντική μόνο σε 5 από αυτές. Οι χώρες οι οποίες εμφάνισαν στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και μέσων αποδόσεων ήταν η Αυστρία ( $t = -2.75$ ), η Γαλλία ( $t = -2.30$ ), η Ισπανία ( $t = -2.40$ ), η Σουηδία ( $t = -2.27$ ) και το Ηνωμένο Βασίλειο ( $t = -2.72$ ).

Όσον αφορά τις μελέτες στην ελληνική χρηματαγορά, σχετικά με την επιρροή του μεγέθους, αυτές είναι ιδιαίτερα περιορισμένες. Σε μία από τις πρώτες μελέτες που έγιναν, οι *Διακογιάννης και Σεργεδάκης (1996)* ερεύνησαν αν ο συστηματικός κίνδυνος και το μέγεθος των εταιρειών επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο Χ.Α.Α. κατά την περίοδο 1989 – 1994. Χρησιμοποίησαν την μεθοδολογία Fama & MacBeth (1973) και το δείγμα απαρτιζόταν από 112 μετοχές, οι οποίες χρησιμοποιήθηκαν για τη δημιουργία 14 χαρτοφυλακίων των 8 μετοχών το καθένα, σε πρώτη φάση με βάση τον συστηματικό κίνδυνο και σε δεύτερη φάση με βάση το μέσο μέγεθος των εταιρειών. Σύμφωνα με την μεθοδολογία των Fama & MacBeth δημιουργήθηκαν περίοδοι ελέγχου με τρεις υποπεριόδους των 52 εβδομάδων η καθεμία, συνεπώς χρησιμοποιήθηκαν εβδομαδιαίες αποδόσεις, όπως στην παρούσα μελέτη. Κατά την τρίτη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου έγινε ο εμπειρικός έλεγχος των υποθέσεων, τρέχοντας τρεις διαστρωματικές παλινδρομήσεις, με την πρώτη να έχει ως ανεξάρτητες μεταβλητές με μία χρονική υστέρηση τον συστηματικό κίνδυνο και τον φυσικό λογάριθμο του μεγέθους, την δεύτερη να

εξετάζει αποκλειστικά το size effect και την τρίτη να εξετάζει αποκλειστικά το beta effect. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα απεδείχθη ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου, ενώ και το μέγεθος των εταιρειών δεν διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στον μηχανισμό διαμόρφωσης των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών στο Χ.Α.Α. για την περίοδο 1989 – 1994.

Σε μία πιο πρόσφατη εμπειρική μελέτη οι *Διακογιάννης και Κυριαζής (2002)*, εξέτασαν ανάμεσα σε άλλους παράγοντες (P/E, μερισματική απόδοση, book-to-market equity, χρηματοοικονομικοί δείκτες μόχλευσης, συστηματικός κίνδυνος) και το μέγεθος των εταιρειών και τη σχέση του με τις αποδόσεις. Ο κύριος σκοπός της μελέτης ήταν να ερευνηθεί κατά πόσο αποδίδουν value strategies σε μια μικρή αναδυόμενη αγορά όπως η ελληνική. Η περίοδος εξέτασης αφορούσε 8 χρόνια (1995-2002), ενώ τα δεδομένα ήταν μηνιαία. Με την χρησιμοποίηση univariate και multiple regressions βρήκαν ότι η μελλοντική απόδοση σχετίζεται δυνατά με χαμηλούς δείκτες P/E και υψηλές μερισματικές αποδόσεις, ανεξάρτητα από τον κίνδυνο. Από την άλλη μεριά, χαμηλοί δείκτες B/M και χαμηλό market value (μικρές εταιρείες) κερδίζουν μεγαλύτερες αποδόσεις, αλλά με την ανάληψη υψηλότερου κινδύνου και μόνο στην περίπτωση ανοδικών αγορών (boom markets). Πιο συγκεκριμένα, όσον αφορά το μέγεθος, με εξαίρεση το 1997, οι μικρές εταιρείες κέρδιζαν μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μεγάλες, κάτι όμως που συνοδευόταν και από υψηλό κίνδυνο (έτη 1995, 1999 και 2000), ιδίως το 1999 με τη «φούσκα» του Ελληνικού Χρηματιστηρίου. Το αποτέλεσμα που προξένησε εντύπωση ήταν η αρνητική σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και αποδόσεων, κάτι που έρχεται σε αντίθεση με τις εμπειρικές μελέτες που εξετάστηκαν, και υποδηλώνει αναποτελεσματικότητα του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Το συμπέρασμα επομένως ήταν ότι μετοχές χαμηλού B/M και Market value πρέπει να αποφεύγονται σε περιόδους ύφεσης της αγοράς, η οποία προηγείται μίας αξιοσημείωσης ανόδου, καθώς ο επιπρόσθετος κίνδυνος των μετοχών αυτών πραγματοποιείται εκείνη τη στιγμή. Οι υψηλές αποδόσεις οφείλονται στην υπεραντίδραση των επενδυτών σε περίοδο αυξανόμενων τιμών. Μέσα από την εν λόγω μελέτη βγήκε και το σημαντικό συμπέρασμα το οποίο αφορά το ΥΑΚΣ και έχει να κάνει με το γεγονός ότι οι μετοχές με χαμηλότερο συστηματικό κίνδυνο κερδίζουν υψηλότερες αποδόσεις στο μέλλον, μια ανωμαλία η οποία οφείλεται στην αναποτελεσματικότητα του Χρηματιστηρίου Αθηνών και αναφέρθηκε και προηγουμένως. Με λίγα λόγια, αν μια στρατηγική contrarian εφαρμοζόταν στο Χ.Α.Α. την περίοδο 1995 – 1999 θα μπορούσε να αποφέρει υψηλότερες αποδόσεις,

κάτι όμως που θα μπορούσε να αντιστραφεί δραματικά την περίοδο 2000 – 2002, όπου η αγορά εμφάνισε έντονα πτωτική πορεία. Τέλος, διενεργήθηκε και panel data analysis προκειμένου να εξεταστεί η επεξηγηματική δύναμη των μεταβλητών, τρέχοντας πολλαπλές παλινδρομήσεις με την μέθοδο GLS, έχοντας ως εξαρτημένη μεταβλητή τις ετήσιες αποδόσεις των μετοχών για την δετή περίοδο ανάλυσης.

Οι *Θωμαδάκης και Αδικημενάκη (2004)*, εξέτασαν το τρι-παραγοντικό μοντέλο αποδόσεων για το Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο 2000-2003. Σκοπός της μελέτης τους ήταν να εξετάσουν αν το μέγεθος και ο λόγος λογιστικής αξίας μετοχών προς αγοραία αξία μετοχών (book-to-market equity), που προστίθενται στον κίνδυνο αγοράς, όταν μοντελοποιούνται ως παράγοντες κινδύνου έχουν αρκετή δύναμη για να εξηγήσουν τις αποδόσεις των μετοχών. Με εβδομαδιαία δεδομένα και εβδομαδιαίες αποδόσεις για 238 εισηγμένες εταιρείες, αλλά και τιμές του Γενικού Δείκτη εξέτασαν χρονοσειρές εβδομαδιαίων αποδόσεων. Η περίοδος που εξέτασαν κυριαρχήθηκε από αρνητικές αποδόσεις και σύμφωνα με τα αποτελέσματα επιβεβαιώνεται η ύπαρξη των δύο παραγόντων κινδύνου και αποδεικνύεται ότι τα χαρτοφυλάκια μικρών εταιρειών και μεγάλου book-to-market equity εμφανίζουν ένα risk premium το οποίο είναι στατιστικά σημαντικό και δείχνει persistence. Επίσης, η εισαγωγή των δύο παραγόντων κινδύνου δεν εξαλείφει την επιρροή του κινδύνου αγοράς, η οποία παραμένει δυνατή και στατιστικά σημαντική σε όλα τα τεστ που εκτελούνται. Εξέτασαν, τέλος, και την εποχικότητα, με τα αποτελέσματα όμως να είναι αρνητικά.

Τέλος, ο *Στεφανής (2005)* εξέτασε την επιρροή του P/E και του μεγέθους των εταιρειών στις αποδόσεις, για εταιρείες του Χρηματιστηρίου Αθηνών για την περίοδο 2000-2005. Απέκλεισε από το δείγμα του τράπεζες, ασφαλιστικές εταιρείες, εταιρείες επενδύσεων χαρτοφυλακίου και real estate εταιρείες για λογιστικούς λόγους, με το δείγμα του να αποτελείται από 226 εταιρείες. Υπολόγισε ημερήσιες αποδόσεις και χρησιμοποίησε ένα μοντέλο extrapolation, βρίσκοντας αρνητική και στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ μεγέθους και απόδοσης, κάτι που ίσχυε και για τον δείκτη P/E.

Συμπερασματικά, με βάση τις μελέτες που εξετάστηκαν μπορούμε να συμπεράνουμε ότι η επίδραση του μεγέθους μιας εταιρείας στις μέσες αποδόσεις έχει τεκμηριωθεί διεθνώς και στην πλειοψηφία των μελετών αποδεικνύεται ότι οι εταιρείες μικρής κεφαλαιοποίησης παράγουν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις από τις εταιρείες μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Πάντως, σε αρκετές μελέτες δεν επιβεβαιώθηκε

η ύπαρξη του φαινομένου των μικρών εταιρειών, γεγονός που οφείλεται είτε στην συγκεκριμένη αγορά και στην εξεταζόμενη περίοδο, είτε στο μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε. Είναι σημαντικό να σημειωθεί ότι μπορεί με ένα μοντέλο να αποδεικνύεται αυτό που θέλουμε, ενώ με άλλο μοντέλο να μην συμβαίνει κάτι τέτοιο. Όσον αφορά την ελληνική κεφαλαιαγορά δεν υπάρχει σαφής τάση υπέρ των μεγάλων ή των μικρών εταιρειών, σε αντίθεση με άλλες αγορές. Επίσης, είδαμε ότι παράγοντες όπως το P/E και η μερισματική απόδοση δεν δικαιολογούν πλήρως την ύπαρξη υπερκανονικών αποδόσεων και τα αποτελέσματα δεν είναι διαφωτιστικά.

### III. 3 Σύγκριση εμπειρικών μελετών

Ύστερα από την παρουσίαση των κυριότερων εμπειρικών μελετών, μπορούμε να κάνουμε μία σύγκριση μεταξύ τους, βρίσκοντας ομοιότητες και διαφορές. Ξεκινώντας από τη μελέτη του Roll (1981), το αποτέλεσμα του συμφωνεί με αυτό του Reinganum (1981), ότι δηλαδή οι μικρότερες εταιρείες κάνουν μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μεγαλύτερες εταιρείες, ακόμα και όταν δεν διαφέρουν ως προς τον κίνδυνο. Επίσης, ο Roll (1981) παραθέτει στην μελέτη του και τα betas που υπολόγισε ο Dimson (1979) με τη μέθοδό του, η οποία λάμβανε υπόψη το trading infrequency, προκειμένου να τα συγκρίνει με τα δικά του. Παρατήρησε ότι τα betas του Dimson (1979) είναι μεγαλύτερα σε κάθε χρόνο, κάτι που σημαίνει ύπαρξη εξακολουθητικότητας (persistence) της επιρροής της μη-συγχρονισμένης εμπορευσιμότητας.

Ο Reinganum (1981) μίλησε για τη σχέση E/P και μεγέθους με τις αποδόσεις και συμπέρανε ότι το “size effect” περιείχε το “E/P effect”. Από την άλλη όμως, πριν από τον Reinganum (1981), ο Basu (1977) απέδειξε ότι η σχέση P/E και αποδόσεων έμοιαζε να είναι έγκυρη. Μάλιστα, ο Basu (1983) επανεξέτασε το E/P και να μεν επιβεβαίωσε την θετική σχέση μεταξύ E/P και αποδόσεων, αλλά διαφώνησε με τον Reinganum (1981) λέγοντας ότι δεν υπάρχει μόνο το “size effect” αλλά και το “E/P effect”. Η μελέτη του Reinganum (1981) διέφερε επίσης από την μελέτη του Banz (1981) ως προς τα δεδομένα, με αποτέλεσμα να υπάρχει διαφορά στο implied premium των μικρών εταιρειών, ενώ οι δύο μελέτες συμφωνούσαν στο ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και αποδόσεων και ότι το ΥΑΚΣ ήταν εσφαλμένα

προσδιορισμένο. Σε επόμενη μελέτη του, ο Reinganum (1982) εξέτασε την μελέτη του Roll (1981) για το φαινόμενο των μικρών εταιρειών και συμφώνησε στην κατεύθυνση της μεροληψίας στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, αλλά βρήκε ότι το μέγεθος της μεροληψίας δεν επαρκεί για να εξηγηθεί η διαφορά στις μέσες αποδόσεις ανάμεσα στις μικρές και στις μεγάλες εταιρείες.

Ο Keim (1983) παραθέτει στην μελέτη του τα betas που εκτίμησαν οι Scholes & Williams (1977) και ο Dimson (1979), οι οποίοι έλαβαν υπόψη τους την μη-συχνή εμπορευσιμότητα, προκειμένου να κάνει σύγκριση με τα δικά του εκτιμώμενα betas, τα οποία και ο ίδιος προσαρμόσε στο trading infrequency. Τα betas του Keim (1983) ήταν όλα μικρότερα της μονάδας και μικρότερα από τα συγκρινόμενα betas για όλα τα χαρτοφυλάκια, με τα betas των χαρτοφυλακίων με τις μικρότερες εταιρείες να είναι ιδιαίτερα μικρά.

Οι Brown, Kleidon και Marsh (1983) απέδειξαν στη μελέτη τους ότι δεν υπάρχει persistence και σταθερότητα στην σχέση μεταξύ μεγέθους και αποδόσεων, κάτι που αντιβαίνει στα αποτελέσματα της μελέτης του Banz (1981), ενώ τα αποτελέσματα της μελέτης τους δεν ήταν συνεπή ούτε με τα αποτελέσματα του Roll (1981). Από την άλλη, τα δεδομένα τους είναι ίδια με αυτά του Reinganum (1981) και συμφωνούν με την μελέτη του Keim (1983) για ύπαρξη εποχικότητας στις αποδόσεις τον μήνα Ιανουάριο.

Οι Stoll και Whaley (1983) υποστήριξαν ότι ένας παραλειπόμενος παράγοντας του ΥΑΚΣ είναι τα κόστη συναλλαγής, τα οποία μπορούν έστω και μερικώς να εξηγήσουν το φαινόμενο των μικρών εταιρειών και απέδειξαν ότι το προσαρμοσμένο στα κόστη συναλλαγής ΥΑΚΣ μοιάζει να είναι επαρκές, ερχόμενοι σε αντίθεση με τους Banz (1981) και Reinganum (1981) τους οποίους κατηγόρησαν ότι απέρριψαν το ΥΑΚΣ χωρίς να δώσουν εναλλακτικές εξηγήσεις. Ο Schultz (1983), ο οποίος και αυτός ασχολήθηκε με τα κόστη συναλλαγής, θέλησε να επεκτείνει την μελέτη των Stoll και Whaley (1983) λαμβάνοντας υπόψη στο δείγμα του και μετοχές με υψηλό συναλλακτικό κόστος. Σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των Stoll και Whaley (1983), χαρακτήρισε το ΥΑΚΣ ανεπαρκές, ενώ και τα αποτελέσματα του Keim (1983) που αφορούν την εποχικότητα ήταν ασυνεπή με τα αποτελέσματά του.

Οι Chan, Chen και Hsieh (1985) εξέτασαν με διαφορετικό τρόπο την σχέση μεταξύ μεγέθους και αποδόσεων, λαμβάνοντας υπόψη και κάποιους μακροοικονομικούς παράγοντες, ενώ οι Lamoureux και Sanger (1989)

συμπεριέλαβαν στο δείγμα τους και εξωχρηματιστηριακές εταιρείες, οι οποίες θεωρούνται ακόμα μικρότερες σε μέγεθος σε σχέση με τις εισηγμένες.

Οι Fama και French (1992) απέδειξαν ότι ανάμεσα σε άλλους παράγοντες, εκτός από το size effect πρέπει να λαμβάνεται υπόψη και το book-to-market equity, καθώς εξηγεί εξίσου έντονα τις μέσες αποδόσεις. Οι Horowitz, Loughran και Savin (1996) χρησιμοποίησαν τα δεδομένα των Fama και French (1992), αλλά χρησιμοποίησαν διαφορετική μέθοδο, υποστηρίζοντας ότι η μέθοδος των Fama και French (1992) μειονεκτεί στο γεγονός ότι δεν λαμβάνει υπόψη πιθανή μη γραμμικότητα της συνάρτησης παλινδρόμησης σε κάθε μήνα. Οι Horowitz, Loughran και Savin (1996), όπως και ο Berk (1996), ο οποίος χρησιμοποίησε και εναλλακτικά μέτρα μεγέθους, βρήκαν ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ μεγέθους και μέσων αποδόσεων.

Όσον αφορά τις εμπειρικές μελέτες εκτός Η.Π.Α., τα αποτελέσματα των Brown, Keim, Kleidon και Marsh (1983), των οποίων η μελέτη έγινε στο Χρηματιστήριο της Αυστραλίας, συμφωνούν με αυτά των Banz (1981) και Reinganum (1981), ενώ χρησιμοποίησαν και τον εκτιμητή του Dimson (1979) για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Οι Herrera και Lockwood (1994), οι οποίοι μελέτησαν το Μεξικάνικο Χρηματιστήριο, χρησιμοποίησαν την μεθοδολογία των Fama και French (1992) και βρήκαν αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και μέσων αποδόσεων, αλλά και ύπαρξη beta effect. Οι Chui και Wei (1998), οι οποίοι μελέτησαν τις χρηματιστηριακές αγορές του Χονγκ-Κονγκ, της Μαλαισίας, της Κορέας, της Ταϊβάν και της Ταϊλάνδης, συμφώνησαν με τους Fama και French (1992) στο γεγονός ότι μαζί με το size effect πρέπει να συμπεριληφθεί και το book-to-market equity και βρήκαν αρνητική σχέση μεγέθους και μέσων αποδόσεων σε όλες τις αγορές πλην της Ταϊβάν. Οι Heston, Rouwenhorst και Wessels (1999), που μελέτησαν 12 Ευρωπαϊκές αγορές, βρήκαν σε 9 από τις 12 χώρες ύπαρξη ξεκάθαρης θετικής σχέσης μεταξύ beta και μέσων αποδόσεων και συμφώνησαν με τους Herrera και Lockwood (1994) στην ύπαρξη beta effect, αποτελέσματα όμως που δεν ήταν στατιστικά σημαντικά, ενώ και αυτοί βρήκαν αρνητική σχέση μεγέθους και μέσων αποδόσεων σε 11 από τις 12 εξεταζόμενες χώρες, με τα αποτελέσματα να είναι στατιστικά σημαντικά σε 5 από αυτές. Τέλος, οι μελέτες που έγιναν στο Χρηματιστήριο Αθηνών δεν μας δίνουν κάποια σαφή τάση της σχέσης μεταξύ μεγέθους και αποδόσεων.

Ακολουθεί συνοπτικός πίνακας των εμπειρικών μελετών που αφορούν το φαινόμενο των μικρών εταιρειών, με τη σειρά που αναλύθηκαν:

<b>ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΣΤΙΣ Η.Π.Α.</b>					
<b>Συγγραφέας</b>	<b>Έτος</b>	<b>Σκοπός</b>	<b>Δεδομένα</b>	<b>Μεθολογία</b>	<b>Αποτελέσματα</b>
Roll, Richard	1981	Εξήγηση φαινομένου μικρών εταιρειών	Ημερήσια, Εβδομαδιαία, Δι-εβδομαδιαία, Μηνιαία, Διμηνιαία, Τριμηνιαία και Εξαμηνιαία για Αμερικάνικες εισηγμένες εταιρείες για την περίοδο Ιούλιος 1962-Δεκέμβριος 1977	Χρησιμοποίηση δύο δεικτών: Value-Weighted δείκτης (S&P 500) για μεγάλες εταιρείες και Equally-Weighted δείκτης για μικρές εταιρείες και σύγκριση συμπεριφοράς τους	Μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις για μικρές εταιρείες (πάνω από 12%), λόγω μεροληπτικής μέτρησης του κινδύνου για δεδομένα μικρού χρονικού διαστήματος, που οφείλεται στην μικρή συχνότητα εμπορευσιμότητας που προκαλεί θετική αυτοσυσχέτιση στις αποδόσεις
Reinganum, Marc R.	1981	Έλεγχος του ΥΑΚΣ και σύνδεση του “size	Τριμηνιαία ανακοινωθέντα κέρδη από 566 επιχειρήσεις των NYSE και ASE	Δημιουργία χαρτοφυλακίων ίσου κινδύνου με βάση τα υπολογισμένα	Οι εταιρείες με υψηλό E/P έκαναν μεγαλύτερες μέσες

		effect” με το “E/P effect”	(δ’ τρίμηνο 1975-γ’ τρίμηνο 1977) και ετήσια κέρδη για την περίοδο 1962-1975.	τριμηνιαία και ετήσια E/P και υπολογισμός μέσω ημερήσιων αποδόσεων	αποδόσεις από τις εταιρείες με χαμηλό E/P παρ’όλο που δεν διέφεραν ως προς τον κίνδυνο. Παρατηρήθηκε επίσης συνέχιση αυτών των «ανώμαλων» αποδόσεων, συνεπώς ο λανθασμένος προσδιορισμός του ΥΑΚΣ δεν σχετίζεται με αναποτελεσματικότητα της αγοράς ⇒ το ‘size effect’ περιέχει και το “E/P effect”
Basu S.	1977	Εξέταση σχέσης P/E και αποδόσεων	Δεδομένα για εταιρείες του NYSE για την περίοδο Σεπτέμβριος 1956-Αύγουστος 1971	Υπολογισμός P/E, δημιουργία πέντε χαρτοφυλακίων με βάση το P/E, υπολογισμός μηνιαίων αποδόσεων και χρήση μέτρων	Πιθανή αναποτελεσματικότητα της αγοράς, η σχέση P/E και αποδόσεων μοιάζει να είναι έγκυρη



				Treynor, Jensen και Scholes	
Reinganum, Marc R.	1981	Έλεγχος του APT ως εναλλακτικό μοντέλο του ΥΑΚΣ	Ημερήσια δεδομένα μετοχών των NYSE και ASE για την περίοδο Ιούλιος 1962-Δεκέμβριος 1978	Δημιουργία 10 χαρτοφυλακίων και κατάταξη με βάση το μέγεθος, διενέργεια factor analysis	Το APT αποτυγχάνει να εξηγήσει τις διαφορές στις μέσες αποδόσεις ανάμεσα σε μικρές και μεγάλες εταιρείες ⇒ τα στοιχεία δεν υποστηρίζουν το APT
Banz, Rolf W.	1981	Εξέταση σχέσης μεταξύ απόδοσης και μεγέθους εταιρειών	Μηνιαίες τιμές και αποδόσεις όλων των κοινών μετοχών του NYSE για τουλάχιστον 5 χρόνια (περίοδος 1936-1975)	Χρησιμοποίηση τριών διαφορετικών δεικτών και διαστρωματικής παλινδρόμησης, εκτίμηση συντελεστών, υπολογισμός σταθμών και δημιουργία χαρτοφυλακίου	Το ΥΑΚΣ εσφαλμένα προσδιορισμένο και οι πολύ μικρές εταιρείες παρουσιάζουν μεγαλύτερες αποδόσεις (19.8% ετησίως) ⇒ το “size-effect” δεν είναι γραμμικό στην αγοραία αξία αλλά ούτε και σταθερό στο χρόνο

Scholes, Myron & Joseph Williams	1977	Εκτίμηση των betas από δεδομένα μη-συγχρονισμένης εμπορευσιμότητας	Ημερήσιες αποδόσεις για μετοχές των NYSE και ASE για την περίοδο 1963-1975	Δημιουργία 5 χαρτοφυλακίων με βάση το trading volume, υπολογισμός ημερησίων αποδόσεων, χρήση OLS εκτιμητών, κατασκευή συνεπών εκτιμητών και εφαρμογή τους στις ημερήσιες αποδόσεις	Μη-συχνή εμπορευσιμότητα ⇒ σφάλματα στις μεταβλητές στο μοντέλο της αγοράς για ημερήσια δεδομένα, ασυμπτωτική μεροληψία των κανονικών OLS εκτιμητών ⇒ μεροληψία στις εκτιμήσεις των betas ⇒ εξήγηση φαινομένου υπερκανονικών αποδόσεων των μικρών εταιρειών
Reinganum, Marc R.	1982	Εξέταση μελέτης του Roll (1981) για το φαινόμενο των μικρών εταιρειών	Ημερήσια δεδομένα για μετοχές των NYSE και AMEX για την περίοδο 1964-1978	Δημιουργία 10 χαρτοφυλακίων με βάση το μέγεθος και χρήση μεθόδου OLS και μεθόδου του Dimson (1979) για την εκτίμηση των betas. Χρήση	Η κατεύθυνση της μεροληψίας στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ήταν συνεπής με την μελέτη του Roll (1981), αλλά το μέγεθος της

				μεθοδολογίας Fama & MacBeth.	μεροληψίας δεν είναι αρκετό ώστε να εξηγήσει το φαινόμενο των μικρών εταιρειών
Keim, Donald B.	1983	Εξέταση εμπειρικής σχέσης υπερκανονι- κών αποδόσεων και μεγέθους εταιρειών	Ημερήσια δεδομένα κοινών μετοχών εταιρειών των NYSE και AMEX για την περίοδο 1963- 1979	Κατάταξη εταιρειών με βάση το μέγεθος, δημιουργία 10 χαρτοφυλακίων με βάση το μέγεθος και εκτίμηση των betas με OLS, με τέτοιο τρόπο ώστε να αφοφευχθεί η μεροληψία.	Δεν υπάρχει ιδιαίτερη σχέση μεταξύ betas και μεγέθους. Μεγαλύτερες μέσες ημερήσιες υπερκανονικές αποδόσεις τον μήνα Ιανουάριο και αρνητική σχέση μεταξύ υπερκανονικών αποδόσεων και μεγέθους, η οποία ήταν εντονότερη τον Ιανουάριο
Brown, Philip, Allan W. Kleidon & Terry A. Marsh	1983	Εξέταση σχέσης μεταξύ υπερκανονι- κών αποδόσεων	Δεδομένα του Reinganum (1981): 566 εταιρείες των NYSE και ASE	Χρήση μοντέλου SURM και μιας διαδικασίας GLS με δύο βήματα,	Η σχέση μεταξύ υπερκανονικών αποδόσεων και μεγέθους εταιρειών

		και μεγέθους εταιρειών		δημιουργία 10 χαρτοφυλακίων και κατάταξή τους με βάση το μέγεθος, υπολογισμός μηνιαίων αποδόσεων, χρήση τεχνικών μελέτης στασιμότητας και διενέργεια τεστ σημαντικότητας	λογαριθμικά γραμμική, οι υπερβάλλουσες αποδόσεις δεν είναι σταθερές στο χρόνο, και διαφορετικές μέθοδοι εκτίμησης μπορεί να οδηγήσουν σε διαφορετικά αποτελέσματα για το “size-effect”
Stoll, Hans R. & Robert E. Whaley	1983	Σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και μεγέθους εταιρειών λαμβάνοντας υπόψη τα κόστη συναλλαγών	Μηνιαία δεδομένα για κοινές μετοχές του NYSE για την περίοδο 1955-1979, δεδομένα για τις τιμές bid-ask όλων των μετοχών του NYSE και υπολογισμός ποσοστού προμηθειών	Χρήση ΥΑΚΣ πριν και μετά την προσαρμογή για τα κόστη συναλλαγής. Δημιουργία 10 χαρτοφυλακίων με βάση το μέγεθος και στη συνέχεια δημιουργία arbitrage χαρτοφυλακίων	Επιβεβαίωση αρνητικής σχέσης μεταξύ μέσης απόδοσης και μεγέθους εταιρειών, τα κόστη συναλλαγής αντιστρέφουν αυτή τη σχέση για μικρό επενδυτικό ορίζοντα (λιγότερο από 2 μήνες) ⇒ σχετίζονται μερικώς και το

					προσαρμοσμέ- νο ΥΑΚΣ είναι επαρκές
Schultz, Paul	1983	Σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και μεγέθους εταιρειών λαμβάνο- ντας υπόψη τα κόστη συναλλαγών	Δεδομένα για κοινές μετοχές του NYSE και του AMEX, δεδομένα για τις τιμές bid-ask όλων των μετοχών του NYSE και του AMEX και υπολογισμός ποσοστού προμηθειών	Υπολογισμός αγοραίων αξιών για την περίοδο 1962-1978, δημιουργία χαρτοφυλακίων και χρήση προσαρμοσμέ- νου στα κόστη συναλλαγής ΥΑΚΣ	Τα κόστη συναλλαγής δεν εξηγούν πλήρως την «ανώμαλη» συμπεριφορά των αποδόσεων των μικρών εταιρειών ⇒ θετικές υπερβάλλουσες αποδόσεις για μικρό επενδυτικό ορίζοντα για τις μικρές εταιρίες ⇒ το ΥΑΚΣ ανεπαρκές
Basu, Sanjoy	1983	Επανεξέτα- ση σχέσης δείκτη E/P, μεγέθους εταιρειών και αποδόσεων	Ετήσια λογιστικά κέρδη ανά μετοχή για κοινές μετοχές του NYSE (1962- 1978) και μηνιαίες αποδόσεις για την περίοδο 1963- 1979	Δημιουργία δύο ειδών χαρτοφυλακίων με βάση E/P και μέγεθος, τα οποία προσαρμόστη- καν για τους συστηματικούς κινδύνους και για τα συνολικά	Οι εταιρείες με υψηλό E/P έκαναν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις από τις εταιρείες με χαμηλό E/P και η επιρροή του E/P ήταν σημαντική

				<p>επίπεδα κινδύνου. Σύγκριση σχέσης κινδύνου-απόδοσης χαρτοφυλακίων και στατιστικός έλεγχος.</p>	<p>ακόμα και μετά το κοντρολάρισμα της επιρροής του μεγέθους. Πάντως, η επιρροή και των δύο μεταβλητών στις αποδόσεις είναι περισσότερο περίπλοκη</p>
<p>Chan, K.C., Nai-fu Chen &amp; David A. Hsieh</p>	<p>1985</p>	<p>Εξέταση επιρροής μεγέθους εταιρειών λαμβάνοντας υπόψη μακροοικονομικούς παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις</p>	<p>Μακροοικονομικά δεδομένα για την περίοδο 1953-1977, εύρεση συσχετίσεων και δεδομένα για εταιρείες του NYSE</p>	<p>Διαίρεση περιόδου σε 6-ετή διαστήματα, δημιουργία 20 χαρτοφυλακίων με βάση το μέγεθος, χρήση πολυπαραγοντικού μοντέλου (Fama-MacBeth) και διαδικασίας GLS</p>	<p>Η μηνιαία μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου με τις μικρότερες εταιρείες μεγαλύτερη απ' αυτήν του χαρτοφυλακίου με τις μεγαλύτερες εταιρείες (1958-1977), το ασφάλιστρο κινδύνου ήταν η πιο σημαντική μεταβλητή</p>

Lamoureux, Christopher G. & Gary C. Sanger	1989	Εξέταση “size-effect”, “turn-of-the-year effect” και η σχέση μεταξύ τους για εξωχρηματιστηριακές μετοχές μέσω NASDAQ	OTC ημερήσια δεδομένα (1972-1985), bid-ask spreads & όγκος συναλλαγών (1982-1985) και ημερήσια δεδομένα όλων των μετοχών των NASDAQ, NYSE και AMEX (1972-1985)	Δημιουργία “control” χαρτοφυλακίων για τις μετοχές των τριών δεικτών με βάση τα betas, εξέταση μηνιαίων υπερκανονικών αποδόσεων μεταξύ χαρτοφυλακίων που δημιουργήθηκαν με βάση το μέγεθος και εξέταση εποχικότητας	Μονοτονικά αρνητική σχέση μεταξύ μέσων μηνιαίων αποδόσεων και μεγέθους για τις OTC εταιρείες και ύπαρξη εποχικότητας. Τα bid-ask spreads συσχετίζονται αρνητικά με το μέγεθος, δεν έχουν έντονη εποχικότητα και αποτρέπουν τα συναλλακτικά κέρδη λόγω γνώσης εποχικότητας
Fama, Eugene F. & Kenneth R. French	1992	Εξέταση σχέσης μεταξύ μέσων αποδόσεων, μεγέθους, beta, μόχλευσης, book-to-	Δεδομένα για μη-χρηματοοικονομικές εταιρείες των NYSE, AMEX και NASDAQ για την περίοδο 1962-1989	Δημιουργία 10 χαρτοφυλακίων με βάση το μέγεθος, καθορισμένο από εταιρείες του NYSE και υπολογισμός μηνιαίων	Το μέγεθος και το book-to-market equity είναι οι μεταβλητές που εξηγούν εντονότερα τις μέσες αποδόσεις. Το

		market equity και E/P		αποδόσεων. Χρήση OLS παλινδρόμησης αποδόσεων, δεδομένου του μεγέθους	beta δεν παρέχει δυνατή εξήγηση, ενώ ο συνδυασμός μεγέθους και book-to-market equity απορροφά την μόχλευση και το E/P
Horowitz, Joel L., Tim Loughran & N.E. Savin	1996	Εξέταση σχέσης μεταξύ μεγέθους εταιρειών και μέσων αποδόσεων	Δεδομένα για εταιρείες των NYSE, AMEX και NASDAQ για την περίοδο 1980-1994	Δημιουργία χαρτοφυλακίων με βάση το μέγεθος, καθορισμένο από τις εταιρείες του NYSE. Χρήση μηνιαίων αποδόσεων και “spline” παλινδρομήσεων. Εφαρμόστηκαν 3 “spline” παλινδρομήσεις	Δεν υπάρχει σχέση μεταξύ μέσων μηνιαίων αποδόσεων και μεγέθους και κάτι τέτοιο φαίνεται και από τις “spline” παλινδρομήσεις που ήταν ευθείες, εκτός πιθανόν από τα δύο χαρτοφυλάκια με τις μικρότερες εταιρείες
Berk, Jonathan B.	1996	Εξέταση σχέσης μέσης απόδοσης	Δεδομένα για όλες τις εταιρείες του NYSE για την περίοδο	$H_0$ : δεν υπάρχει σχέση μεταξύ απόδοσης-μεγέθους, $H_1$ :	Δεν υπάρχουν στοιχεία που να υποστηρίζουν ότι υπάρχει



		και μεγέθους εταιρειών	Ιούλιος 1966-Ιούνιος 1987 και δεδομένα για εναλλακτικά μέτρα μεγέθους	υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ απόδοσης-μεγέθους. Χρήση μέτρων μεγέθους διαφορετικά από την αγοραία αξία. Εξέταση σχέσης μεγέθους και προσαρμοσμένων στον κίνδυνο αποδόσεων με βάση την αγοραία αξία και άλλα μέτρα μέγεθους	σχέση μεταξύ μεγέθους και αναμενόμενης απόδοσης με βάση τα εναλλακτικά μέτρα μεγέθους. Η επεξηγηματική δύναμη της αγοραίας αξίας δεν προκύπτει από την σχέση μεταξύ μεγέθους και απόδοσης.
--	--	------------------------	---	---	--

**ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΕΚΤΟΣ Η.Π.Α.**

Dimson, Elroy	1979	Μέθοδος εύρεσης αμερόληπτης εκτίμησης των betas, όταν υπάρχει μη-συχνή εμπορευσιμότητα	Μηνιαίες αποδόσεις για τις μετοχές του London Stock Exchange για την περίοδο 1955-1974	Δημιουργία χαρτοφυλακίων με βάση τη συχνότητα εμπορευσιμότητας, χρήση μεθόδου αυτοσυσχέτισης και σύγκρισή της με άλλες τεχνικές	Συμβατικός τρόπος εκτίμησης betas $\Rightarrow$ μεροληψία και θετική σχέση μεταξύ trading frequency, beta και $R^2$ . Αμερόληπτος εκτιμητής των betas το
---------------	------	--	--	---	--

					άθροισμα των συντελεστών κλίσης $\Rightarrow$ η μέθοδος αυτοσυσχέτισης φαίνεται να εξαλείφει την μεροληψία
Brown, Philip, Donald B. Keim, Allan W. Kleidon & Terry A. Marsh	1983	Εξέταση σχέσης μεγέθους εταιρειών και απόδοσης για το Χρηματιστήριο της Αυστραλίας και εξέταση εποχικότητας στις αποδόσεις	Μηνιαία δεδομένα για όλες τις εταιρείες του Χρηματιστηρίου της Αυστραλίας για την περίοδο 1958-1981, κατασκευή value-weighted δείκτη και εύρεση ακίνδυνων επιτοκίων	Δημιουργία 10 χαρτοφυλακίων με βάση το μέγεθος, χρήση cross-sectional παλινδρόμησης, εισαγωγή μεταβλητής “dummy” για την εποχικότητα και χρήση ΥΑΚΣ	Το “size effect” υπάρχει και στην αγορά της Αυστραλίας και παρατηρήθηκε thin trading (υποεκτίμηση των betas) και persistence στις υπερκανονικές αποδόσεις. Υπάρχει σημαντική εποχικότητα στις αποδόσεις, κυρίως τους μήνες Ιανουάριο και Ιούλιο
Herrera, Martin J. & Larry J. Lockwood	1994	Εξέταση σχέσης μεταξύ αποδόσεων, betas και	Ημερήσια δεδομένα για όλες τις εταιρείες του Μεξικάνικου Χρηματιστηρίου,	Δημιουργία 6 χαρτοφυλακίων για κάθε δείκτη, τα 3 με βάση το μέγεθος και τα	Οι μέσες αποδόσεις σχετίζονται θετικά με τα betas και

		<p>μεγέθους εταιρειών στο Μεξικάνικο Χρηματιστήριο</p>	<p>μαζί με μερίσματα (1987-1992) και υπολογισμός μηνιαίων αποδόσεων. Ημερήσια δεδομένα και για εταιρείες του NASDAQ και υπολογισμός μηνιαίων αποδόσεων</p>	<p>3 με βάση το beta. Οι εταιρείες του NASDAQ που επιλέγονται έχουν όμοια χαρακτηριστικά με τις μεξικάνικες εταιρείες. Χρήση μεθοδολογίας Fama &amp; French (1992)</p>	<p>αρνητικά με το μέγεθος. Ακόμα και μετά την απομόνωση του “size effect” το beta αποτιμήθηκε μαζί με το μέγεθος των εταιρειών ⇒ εκτός από το “size effect” υπάρχει και το “beta effect”</p>
<p>Chui, Andy C.W. &amp; John K.C. Wei</p>	<p>1998</p>	<p>Εξέταση εποχικότητας των αποδόσεων και σχέσης μεταξύ μέσων αποδόσεων, μεγέθους, beta και book-to-market equity σε 5 αναδυόμενες αγορές: Χονγκ Κονγκ, Κορέα,</p>	<p>Χρήση μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών και των 5 αναδυόμενων αγορών για την περίοδο Ιούλιος 1977-Ιούνιος 1993, λογιστικών πληροφοριών και δεδομένων για τα ακίνδυνα επιτόκια</p>	<p>Επιλογή μετοχών με βάση 3 κριτήρια, δημιουργία 9 χαρτοφυλακίων σε κάθε αγορά με βάση το μέγεθος και το book-to-market equity, χρήση μεθόδου Fama-MacBeth (1973) και εκτιμητή μεγίστης πιθανοφάνειας για διόρθωση</p>	<p>Ασθενής σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και beta για όλες τις αγορές, το “book-to-market effect” σημαντικό για Χονγκ Κονγκ, Κορέα και Μαλαισία και το size effect” σημαντικό για όλες τις αγορές πλην της Ταϊβάν, οι μεγάλες εταιρείες του</p>

		Μαλαισία, Ταϊβάν και Ταϊλάνδη		σφαλμάτων μέτρησης των betas	Χονγκ Κονγκ και οι μικρές εταιρείες της Κορέας έκαναν μεγαλύτερες αποδόσεις τον μήνα Ιανουάριο.
Heston, Steven L., K. Geert Rouwenhorst, & Roberto E. Wessels	1999	Εξέταση σχέσης μέσων αποδόσεων με beta και μέγεθος εταιρειών για 12 Ευρωπαϊκές χώρες	Μηνιαίες αποδόσεις για 2.100 εταιρείες από 12 Ευρωπαϊκές χώρες για την περίοδο 1978- 1995, πληροφορίες για συναλλαγματική ισοτιμία από Financial Times για έκφραση αποδόσεων σε Γερμανικά Μάρκα	Δημιουργία χαρτοφυλακίων πρώτα με βάση το μέγεθος και μετά με βάση τα betas, χρήση υποδείγματος Fama-MacBeth (1973)	Θετική σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και betas για 9 από τις 12 χώρες, αλλά ποτέ στατιστικά σημαντική. Αρνητική σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και μεγέθους εταιρειών για 11 από τις 12 χώρες, αλλά στατιστικά σημαντική μόνο για τις 5. Έλλειψη συσχέτισης μεταξύ μεγέθους και beta. Μέσα στις χώρες, οι

					μετοχές με υψηλό beta έκαναν μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μετοχές με χαμηλό beta, μόνο τον Ιανουάριο
Diacogiannis, George & Konstantinos Segredakis	1996	Εξέταση σχέσης μεταξύ μεγέθους και αναμενόμενων αποδόσεων και σχέσης μεταξύ συστηματικού κινδύνου και αναμενόμενων αποδόσεων στο Χρηματιστήριο Αθηνών	Εβδομαδιαίες τιμές και αποδόσεις 112 εισηγμένων εταιρειών για την περίοδο 1989 – 1994.	Μεθοδολογία Fama & MacBeth. Δημιουργία 14 χαρτοφυλακίων με βάση τον συστηματικό κίνδυνο και με βάση το μέγεθος και εκτέλεση τριών διαστρωματικών παλινδρομήσεων.	Δεν υπάρχει σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου και το μέγεθος των εταιρειών δεν διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στον μηχανισμό διαμόρφωσης των αναμενόμενων αποδόσεων.

Diacogiannis, George & Dimitris Kyriazis	2002	Εξέταση σχέσης μεταξύ αποδόσεων και μεγέθους, P/E, μερισματι- κής απόδοσης, book-to- market equity, χρημ/κών δεικτών μόγλευσης, beta για το Χρηματι- στήριο Αθηνών. Έρευνα κατά πόσο αποδίδουν τα value strategies.	Μηνιαίες τιμές εισηγμένων εταιρειών στο Χ.Α.Α. και Γενικού δείκτη για την περίοδο 1995-2002	Χρήση univariate και multiple regressions με την μέθοδο OLS. Χρήση panel data analysis με τη μέθοδο GLS.	Αρνητική σχέση μεταξύ P/E και απόδοσης και θετική σχέση μεταξύ μερισματικής απόδοσης και απόδοσης ανεξάρτητα από τον κίνδυνο. Αρνητική σχέση μεταξύ book-to-market equity και αποδόσεων και market value με αποδόσεις, με την ανάληψη όμως και υψηλότερου κινδύνου και μόνο σε ανοδικές αγορές (boom markets). Αρνητική σχέση μεταξύ betas και αποδόσεων.
Adikimenaki,	2004	Εξέταση	Εβδομαδιαία	Τρι-	Επιβεβαίωση

<p>Danai &amp; Stavros B. Thomadakis</p>		<p>επεξηγημα- τικής δύναμης μεγέθους και book-to- market equity για τις αποδόσεις όταν μοντελοποι- ούνται ως παράγοντες κινδύνου, στο Χρηματι- στήριο Αθηνών</p>	<p>δεδομένα και αποδόσεις για 238 εισηγμένες εταιρείες στο Χ.Α.Α. και για τον Γενικό Δείκτη, για την περίοδο 2000- 2003</p>	<p>παραγοντικό μοντέλο αποδόσεων (time series analysis)</p>	<p>ύπαρξης δύο παραγόντων κινδύνου, τα χαρτοφυλάκια μικρών εταιρειών και μεγάλου book- to-market equity εμφανίζουν στατιστικά σημαντικό και persistent risk premium. Η επιρροή του κινδύνου αγοράς παραμένει δυνατή και στατιστικά σημαντική. Δεν υπάρχει εποχικότητα στις αποδόσεις.</p>
<p>Stefanis, Lambros</p>	<p>2005</p>	<p>Εξέταση επιρροής μεγέθους και P/E στις αποδόσεις, στο Χρηματι- στήριο Αθηνών</p>	<p>Ημερήσιες τιμές και αποδόσεις για ένα δείγμα 226 εταιρειών του Χ.Α.Α. για την περίοδο 2000- 2005</p>	<p>Χρήση ενός μοντέλου extrapolation</p>	<p>Αρνητική και στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ μεγέθους και απόδοσης και μεταξύ P/E και απόδοσης.</p>

## IV. ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑΣ

### IV.1 Υποθέσεις που θα ελεγχθούν

Στην παρούσα μελέτη, ελέγχονται οι εξής υποθέσεις:

$H_0$  : Το μέγεθος των εταιρειών έχει μηδενική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις

$H_1$  : Το μέγεθος των εταιρειών έχει στατιστικά σημαντική σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Στην εναλλακτική υπόθεση δεν προσδιορίζεται το πρόσημο της σχέσης μεταξύ μεγέθους και αναμενόμενης απόδοσης, καθώς ανεξάρτητα από το γεγονός ότι μας ενδιαφέρει η ύπαρξη αρνητικής σχέσης, μπορεί να σχετίζονται και θετικά.

### IV.2 Περιγραφή δεδομένων

Για την διενέργεια της μελέτης χρησιμοποιούνται εβδομαδιαίες τιμές και υπολογίζονται εβδομαδιαίες αποδόσεις. Ένα πρόβλημα που παρουσιάζουν οι εισηγμένες μετοχές είναι το πρόβλημα της αδράνειας των συναλλαγών (thin trading), το οποίο δημιουργεί μεροληψία στην μέτρηση του κινδύνου, γεγονός που προκαλεί θετική αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων στα χαρτοφυλάκια<sup>9</sup>. Αυτό το πρόβλημα μπορεί να περιοριστεί αν χρησιμοποιηθεί διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων μεγαλύτερο από την εβδομάδα. Για παράδειγμα, θα μπορούσαμε να πάρουμε μηνιαία δεδομένα, ώστε να περιοριστεί περισσότερο αποτελεσματικά το φαινόμενο της αδράνειας των συναλλαγών (thin trading), αλλά το κόστος θα είναι ότι με αυτό τον τρόπο θα έχουμε λιγότερες παρατηρήσεις, κάτι που οδηγεί σε περιορισμένη στατιστική σημαντικότητα των αποτελεσμάτων. Συνεπώς, υπολογίζονται εβδομαδιαίες αποδόσεις, ώστε να υπάρχει επαρκής αριθμός παρατηρήσεων και δημιουργούνται χαρτοφυλάκια μετοχών ώστε το πρόβλημα της αδράνειας των συναλλαγών να μην επηρεάζει σημαντικά τα αποτελέσματα.

Τρεις προσεγγίσεις έχουν προταθεί στην βιβλιογραφία για την εκτίμηση του κινδύνου των μετοχών με μη συχνή εμπορευσιμότητα. Μερικοί ερευνητές εισήγαγαν αγοραίες αποδόσεις με υστερήσεις σαν πρόσθετες ανεξάρτητες μεταβλητές στα μοντέλα παλινδρόμησής τους, άλλοι υπολόγισαν τις αποδόσεις τους σε trade-to-trade

---

<sup>9</sup> Σύμφωνα με τον Roll [34] η μη-συχνή εμπορευσιμότητα μοιάζει να είναι η πιο δυνατή αιτία στην μεροληψία της μέτρησης του κινδύνου, με δεδομένα για μικρά χρονικά διαστήματα. Υπάρχει μεγάλη μεροληψία όταν χρησιμοποιούνται ημερήσια δεδομένα και η μεροληψία εξακολουθεί να είναι μεγάλη και σημαντική μέχρι και τα μηνιαία δεδομένα.



βάση και τις παλινδρόμησαν πάνω στο ίδιο trade-to-trade χρονικό διάστημα. Τέλος, οι Scholes & Williams [35] έδειξαν ότι είναι πιθανό να συνδυάσουν αυτές τις ιδέες και να χρησιμοποιήσουν μη-συγχρονισμένες και συγχρονισμένες αποδόσεις της αγοράς ως ερμηνευτικές μεταβλητές για τις trade-to-trade αποδόσεις. Επιπρόσθετα, άλλοι συγγραφείς προσπάθησαν να επανακατασκευάσουν τον δείκτη της αγοράς για να μειώσουν την σειριακή συσχέτιση που προκαλείται από την περιοδική εμπορευσιμότητα. Με το πρόβλημα του thin trading, όπως είδαμε στην προηγούμενη ενότητα, ασχολήθηκε και ο Dimson [16], ο οποίος πρότεινε μία δικιά του μέθοδο για την αντιμετώπιση του φαινομένου, η οποία ουσιαστικά είναι προέκταση της προσέγγισης που έχει να κάνει με υστερήσεις στις αποδόσεις της αγοράς. Στην παρούσα μελέτη, χρησιμοποιείται μία χρονική υστέρηση στον συστηματικό κίνδυνο (beta) κάθε χαρτοφυλακίου και στο μέσο μέγεθος των εταιρειών των χαρτοφυλακίων.

Επειδή το δείγμα της Ελληνικής, Ιταλικής και Τούρκικης κεφαλαιαγοράς είναι πολύ μικρότερο σε σύγκριση με άλλων αγορών, όπως των αμερικάνικων αγορών, συγκεντρώθηκε ένας επαρκής αριθμός εισηγμένων εταιρειών στο Χ.Α.Α., στο Χρηματιστήριο του Μιλάνο και στο ISE (Istanbul Stock Exchange), ώστε να δημιουργηθούν αρκετά χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος και φυσικά σε κάθε χαρτοφυλάκιο να περιλαμβάνεται ένας ικανοποιητικός αριθμός μετοχών. Επίσης, οι εταιρείες που συμπεριλήφθησαν στο δείγμα παρουσιάζουν στοιχεία για ολόκληρη την περίοδο μελέτης, συνεπώς δεν συμπεριλαμβάνονται εταιρείες που διαγράφηκαν από τον κατάλογο των εισηγμένων εταιρειών, ούτε νεοεισηγμένες εταιρείες. Με άλλα λόγια, βασικό κριτήριο επιλογής του δείγματος ήταν η ύπαρξη πλήρους σειράς τιμών κλεισίματος κατά την εξεταζόμενη περίοδο.

Με βάση τα παραπάνω, το δείγμα της Ελληνικής κεφαλαιαγοράς απαρτίζεται από 170 εισηγμένες εταιρείες, το δείγμα της Ιταλικής κεφαλαιαγοράς από 140 εισηγμένες εταιρείες και το δείγμα της Τούρκικης κεφαλαιαγοράς από 216 εισηγμένες εταιρείες κατά την περίοδο Ιανουάριος 1999 – Δεκέμβριος 2005. Συνεπώς, τα εβδομαδιαία δεδομένα αφορούν την περίοδο 1999 - 2005, δηλαδή η εξεταζόμενη περίοδος είναι 7 χρόνια. Για κάθε μία από τις μετοχές του δείγματος υπολογίζονται οι εβδομαδιαίες αποδόσεις ως εξής:

$$R_{it} = \ln [(P_{it} + D_{it}) / P_{i,t-1}] \quad (4.1)$$

όπου  $P_{i,t}$  η τιμή κλεισίματος της μετοχής  $i$  την τελευταία ημέρα διαπραγμάτευσης της εβδομάδας  $t$ ,  $P_{i,t-1}$  η τιμή κλεισίματος της μετοχής  $i$  την τελευταία ημέρα

διαπραγμάτευσης της εβδομάδας  $t-1$  και  $D_{it}$  το μέρισμα ανά μετοχή που διανέμεται και αντιστοιχεί σε κάθε εβδομάδα. Ο λόγος που συμπεριλαμβάνονται και τα μερίσματα για τον υπολογισμό των αποδόσεων είναι ότι με αυτό τον τρόπο έχουμε πιο «γεμάτες» αποδόσεις και θεωρητικά ίσως με αυτό τον τρόπο αποφευχθούν κάποια οικονομικά προβλήματα.

Ως χαρτοφυλάκια αγοράς χρησιμοποιούνται ο Γενικός Δείκτης του Χ.Α.Α. για την Ελληνική Κεφαλαιαγορά, ο MIBTEL για την Ιταλική κεφαλαιαγορά και ο ISE National-All Share Index για την Τούρκικη κεφαλαιαγορά, οι οποίοι ουσιαστικά θεωρούνται ως προσεγγίσεις των χαρτοφυλακίων της αγοράς. Η εβδομαδιαία απόδοση των χαρτοφυλακίων αυτών  $R_{m,t}$  υπολογίζεται ως εξής:

$$R_{m,t} = (P_{m,t} - P_{m,t-1}) / P_{m,t-1} \quad (4.2)$$

όπου  $P_{m,t}$  και  $P_{m,t-1}$  οι τιμές των δεικτών την τελευταία ημέρα διαπραγμάτευσης των εβδομάδων  $t$  και  $t-1$  αντίστοιχα.

Ο υπολογισμός του μεγέθους των εταιρειών γίνεται με την χρήση της χρηματιστηριακής αξίας, όπως εκείνη ορίστηκε στην δεύτερη ενότητα, δηλαδή το γινόμενο της τιμής κλεισίματος στις 31 Δεκεμβρίου και του αριθμού των μετοχών σε κυκλοφορία στο τέλος του έτους. Τα στοιχεία για τις τιμές κλεισίματος των μετοχών και των δεικτών, των μερισμάτων ανά μετοχή (dividends per share) καθώς και οι χρηματιστηριακές αξίες (market values) των εισηγμένων εταιρειών σε Ελλάδα, Ιταλία και Τουρκία, αντλήθηκαν από την DataStream μέσω του Πανεπιστημίου Πειραιώς. Στον Πίνακα 1 του Παραρτήματος αναφέρονται όλες οι μετοχές του δείγματος για Ελλάδα, Ιταλία και Τουρκία.

Σε αυτό το σημείο καλό είναι να αναφέρουμε κάποιες γενικές πληροφορίες για το Χρηματιστήριο Αθηνών, το Χρηματιστήριο του Μιλάνο και το Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης. Το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.) ιδρύθηκε τον Σεπτέμβριο του 1876, ενώ τα επίσημα εγκαίνια έγιναν τον Μάιο του 1880. Οι πρώτες κινητές αξίες που άρχισαν να διαπραγματεύονται ήταν οι μετοχές της Εθνικής Τράπεζας και άλλων τραπεζών και εταιρειών, καθώς και οι ομολογίες των Εθνικών Δανείων. Έως το 1917 δεν υπήρχε οργανωμένη κρατική εποπτεία των συναλλαγών, ενώ οι χρηματιστές και οι επενδυτές δεν γνώριζαν πλήρως τα δικαιώματα και τις υποχρεώσεις τους. Ο ρόλος των συναλλασσόμενων μερών προσδιορίστηκε το 1928, ενώ ο εκσυγχρονισμός του Χ.Α.Α. επήλθε το 1988. Εισήχθησαν νέοι θεσμοί (ανώνυμες χρηματιστηριακές εταιρείες, παράλληλη αγορά, ανώνυμη εταιρεία

αποθετήριων τίτλων, ηλεκτρονικό σύστημα συναλλαγών), ενώ σήμερα στο Χ.Α.Α. λειτουργούν τρεις αγορές: η κύρια, η παράλληλη και η νέα χρηματιστηριακή αγορά. Η παράλληλη αγορά σκοπεύει να βοηθήσει τις δυναμικές μεσαίες επιχειρήσεις να αντλήσουν φθηνά κεφάλαια για τη χρηματοδότηση επενδυτικών προγραμμάτων εκσυγχρονισμού και επέκτασής τους, ενώ η νέα χρηματιστηριακή αγορά αφορά ακόμα μικρότερες επιχειρήσεις, τις λεγόμενες «μικρομεσαίες». Το 1995 το Χ.Α.Α. έγινε ανώνυμη εταιρεία, το 1997 απέκτησαν συμμετοχή στο μετοχικό κεφάλαιο διάφοροι φορείς της χρηματιστηριακής αγοράς, όπως τράπεζες, χρηματιστηριακές εταιρείες και εταιρείες επενδύσεων, ενώ το 2003 το Χ.Α.Α. ιδιωτικοποιήθηκε. Όσον αφορά τον Γενικό Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών, δημιουργήθηκε τον Ιανουάριο του 1988 και έχει ως βάση την 31 Δεκεμβρίου 1980, με τιμή βάσης το 100. Ο δείκτης είναι σταθμισμένος με βάση την χρηματιστηριακή αξία (μέγεθος) και ουσιαστικά αποτελεί έναν σύνθετο αριθμητικό δείκτη. Στον Πίνακα 2 του Παραρτήματος παρατίθεται η εξέλιξη της χρηματιστηριακής αξίας όλων των εισηγμένων εταιρειών, καθώς και ο αριθμός των εταιρειών που εισήχθησαν τα τελευταία χρόνια στο Χ.Α.Α. Η αύξηση αυτών των μεγεθών όπως φαίνεται και στον Πίνακα 2 ήταν εντυπωσιακή.

Το Χρηματιστήριο του Μιλάνο ιδρύθηκε στις 16 Ιανουαρίου του 1808 και εκείνη την περίοδο στην Ιταλία υπήρχαν 5 διαφορετικές χρηματιστηριακές αγορές: του Μιλάνο, του Νάπολι, της Γένοβας, της Τεργέστης και του Λιβόρνο. Μέχρι τις αρχές του 20<sup>ου</sup> αιώνα αυτές οι αγορές διαπραγματεύονταν όχι μόνο μετοχές, αλλά και εμπορεύματα και νομίσματα. Μέχρι το 1991 το Χρηματιστήριο του Μιλάνο ήταν ανοιχτό, με έναν χειριστή να παίρνει εντολές και να εκθέτει τις τιμές κλεισίματος και αυτό το σύστημα αντικαταστάθηκε από το ηλεκτρονικό σύστημα στις 18 Απριλίου του 1994, σύστημα το οποίο ήταν αποτελεσματικότερο. Το Χρηματιστήριο του Μιλάνο λειτουργούσε υπό την εποπτεία της Κυβέρνησης μέχρι το 1998 που ιδιωτικοποιήθηκε και λειτούργησε υπό την εποπτεία της Borsa Italiana S.p.A. Η διαδικασία ιδιωτικοποίησης, μαζί με την εισαγωγή του ευρώ και την επακόλουθη μείωση των επιτοκίων, οδήγησαν στην ανανέωση του ιδρύματος. Η καλή πορεία του Χρηματιστηρίου του Μιλάνο στο τέλος του 1999, το έφεραν στην τέταρτη θέση στην Ευρώπη σε όρους κεφαλαιοποίησης και όγκου συναλλαγών. Στις αρχές του 1999 δημιουργήθηκε η λεγόμενη «Νέα αγορά» (Nuovo Mercato) για τις μικρές και τις μεσαίες επιχειρήσεις, προκειμένου να βοηθηθούν οι γρήγορα αναπτυσσόμενες εταιρείες να εισέλθουν στην αγορά. Οι δύο βασικότεροι δείκτες του Χρηματιστηρίου

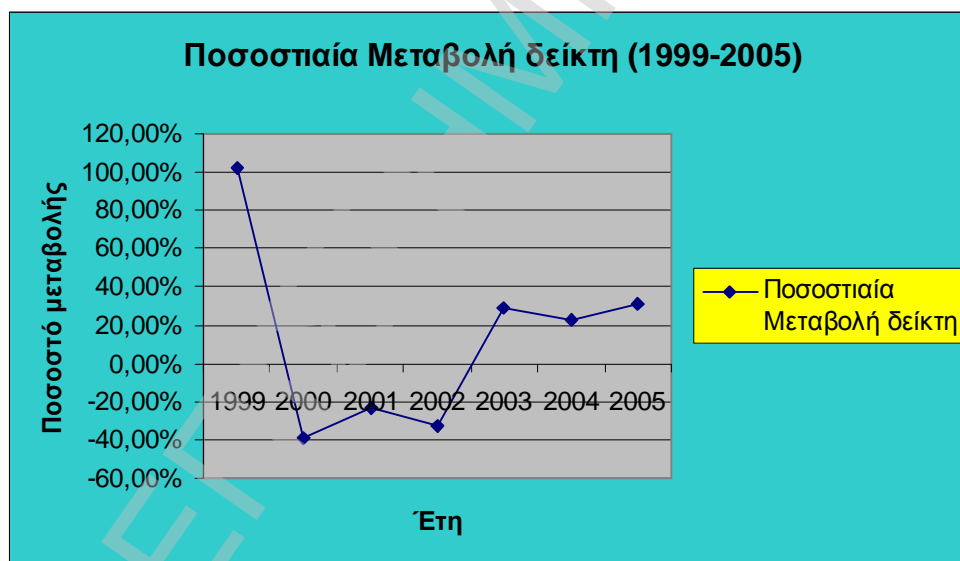
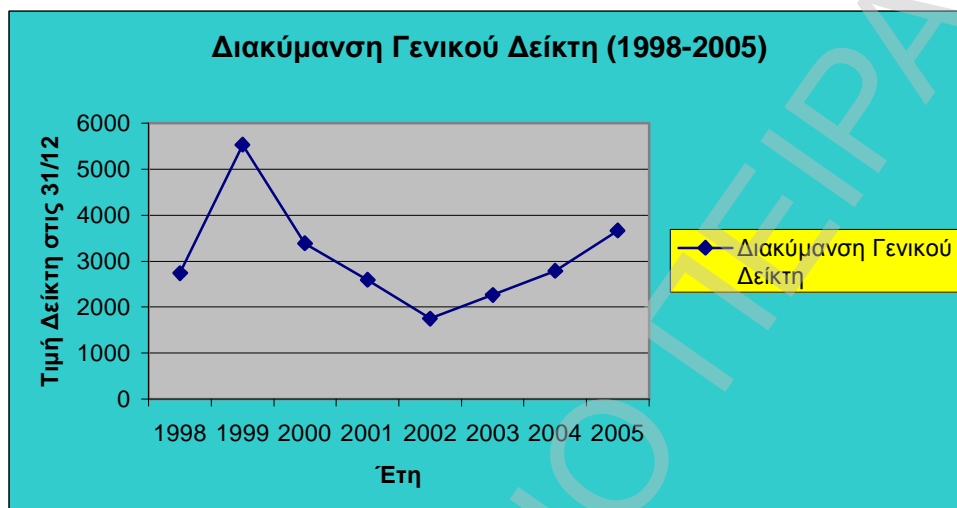
του Μιλάνο είναι ο MIB-30 και ο MIBTEL. Ο πρώτος είναι σταθμισμένος με βάση την χρηματιστηριακή αξία και αποτελείται από τις 30 κορυφαίες μετοχές σε όρους κεφαλαιοποίησης και ρευστότητας. Μάλιστα, το δείγμα των μετοχών του εν λόγω δείκτη αποτελούν πάνω από το 70% της συνολικής κεφαλαιοποίησης της αγοράς και περίπου 75% του συνολικού όγκου συναλλαγών. Ο MIB-30 έχει υψηλή συσχέτιση με τον MIBTEL, ο οποίος ουσιαστικά αποτελεί τον Γενικό Δείκτη και τον οποίο θα χρησιμοποιήσουμε ως χαρτοφυλάκιο αγοράς. Σε αντίθεση με τον MIB-30, ο MIBTEL είναι πιο ανοιχτός δείκτης, με την έννοια ότι όποτε θεωρείται απαραίτητο μετοχές προστίθενται ή αφαιρούνται από το δείγμα του. Στον Πίνακα 3 του Παραρτήματος παρατίθεται η εξέλιξη της χρηματιστηριακής αξίας όλων των εισηγμένων εταιρειών, καθώς και ο αριθμός των εταιρειών που εισήχθησαν τα τελευταία χρόνια στο Χρηματιστήριο του Μιλάνο. Μπορεί η αύξηση των μεγεθών αυτών να μην είναι εντυπωσιακή όπως φαίνεται στον Πίνακα 3, αλλά δεν παύει να είναι αξιοσημείωτη.

Το Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης ιδρύθηκε στις αρχές του 1986, όπου άρχισε να λειτουργεί αυτόνομα και περιλαμβάνει περίπου 320 εταιρείες. Ο βασικός δείκτης είναι ο ISE National-100, ο οποίος έχει ως έτος βάσης την 1<sup>η</sup> Ιανουαρίου 1986 και είναι σταθμισμένος με βάση την χρηματιστηριακή αξία, ενώ ο ISE National-All share index με έτος βάσης την 27 Δεκεμβρίου 1996, περιλαμβάνει όλες τις εταιρείες, εκτός από τις εταιρείες επενδυτικής δραστηριότητας. Άλλοι δείκτες του ISE είναι οι εξής: ISE National-30, ISE National-50 (περιλαμβάνει και τον προηγούμενο δείκτη), Sector and subsector indices, ISE Second National Market Index, ISE New Economy Market Index και ISE Investment Trusts Index.

Κλείνοντας αυτή την υποενότητα, πρέπει να αναφέρουμε τις διακυμάνσεις του Γενικού Δείκτη, του MIBTEL και του ISE National για τα τελευταία 8 χρόνια, καθώς υπήρξαν μεγάλες και ενδέχεται να παίξουν σημαντικό ρόλο στην διαμόρφωση των αποτελεσμάτων:

## Γενικός Δείκτης Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>Κλείσιμο (31/12)</b>	2737,6	5535,1	3388,86	2591,56	1748,42	2263,58	2786,18	3663,9
<b>Μεταβολή</b>		102,2%	-38,8%	-23,5%	-32,5%	29,5%	23,1%	31,5%

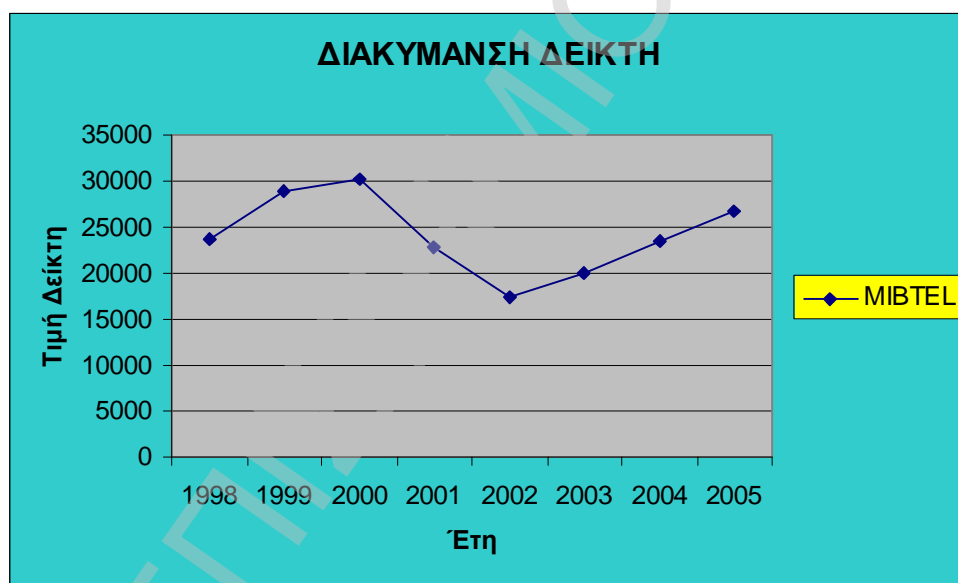


Παρατηρούμε ότι ο Γενικός Δείκτης κατά την περίοδο εξέτασης είχε έντονα καθοδικές περιόδους (2000 - 2002) και έντονα ανοδικές περιόδους (1999, 2003 - 2005). Η μεγαλύτερη άνοδος συντελέστηκε όπως γνωρίζουμε το 1999, τότε που δημιουργήθηκε η λεγόμενη «φούσκα» του Χρηματιστηρίου όπου ο Γενικός Δείκτης έφτασε μέχρι και τις 6.355 μονάδες, ενώ στη συνέχεια ακολούθησαν τρεις έντονα καθοδικές περιόδους, όπου το 2000 σημειώθηκε η μεγαλύτερη κάθοδος (-38.8%) και

το 2002 ο Γενικός Δείκτης έφτασε σε πολύ χαμηλά επίπεδα (1748,42 μονάδες). Την περίοδο 2003-2005 συντελέστηκε σημαντική «διόρθωση», όπου είχαμε σταδιακή άνοδο. Μάλιστα, το 2005 η είσοδος ξένων θεσμικών επενδυτών και η οικονομική πολιτική ώθησαν τον Γενικό Δείκτη, με αυτή την άνοδο να συνεχίζεται και το 2006, όπου ξεπέρασε προσωρινά τις 4.000 μονάδες. Ας δούμε τώρα πως κινήθηκε και ο Γενικός Δείκτης MIBTEL της Ιταλίας:

### Γενικός Δείκτης MIBTEL

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>Κλείσιμο (31/12)</b>	23695	28976	30323	22855	17485	19922	23534	26778
<b>Μεταβολή</b>		22,29%	4,65%	-24,63%	-23,5%	13,94%	18,13%	13,78%





Παρατηρούμε ότι ο Γενικός Δείκτης MIBTEL τις περιόδους 1999 – 2000 και 2003 – 2005 κινήθηκε ανοδικά, ενώ την περίοδο 2001 – 2002 χαρακτηρίστηκε από καθοδικές τάσεις. Η μεγαλύτερη άνοδος συντελέστηκε το 1999 (22,29%), ενώ το 2000 έφτασε το μέγιστο των 30.323 μονάδων. Η μεγαλύτερη κάθοδος έλαβε χώρα το 2001 (-24,63%), με την αγορά να φτάνει στο ελάχιστο επίπεδο των 17.485 μονάδων τον επόμενο χρόνο. Συνολικά, μπορούμε να πούμε ότι κατά την περίοδο που ελέγχουμε υπήρξαν και έντονα ανοδικές και έντονα καθοδικές περιόδους για τον Γενικό Δείκτη της Ιταλίας. Ας δούμε τώρα πως κινήθηκε και ο Γενικός Δείκτης ISE National-All Share Index της Τουρκίας:

### ISE National-All Share Index (in Turkish Lira)

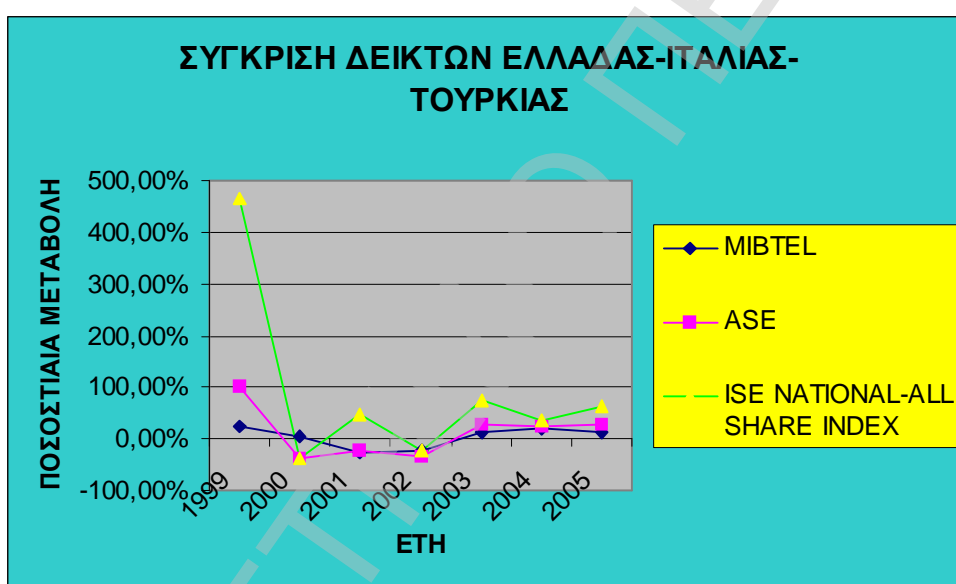
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
<b>Κλείσιμο (31/12)</b>	2512,64	14196,93	8884,92	13055,34	10086,54	17715,57	23856,96	38473,0
<b>Μεταβολή</b>		465,02%	-37,4%	46,94%	-22,74%	75,64%	34,67%	61,27%





Παρατηρούμε ότι το 1999 είχαμε τεράστια άνοδο για το Χρηματιστήριο της Τουρκίας, η οποία ακολουθήθηκε από καθοδικές και ανοδικές τάσεις την περίοδο 2000-2002. Την περίοδο 2003 – 2005 ο δείκτης σημείωσε διαδοχικές ανόδους με μεγαλύτερη αυτή του 2003. Η μεγαλύτερη άνοδος συντελέστηκε το 1999 (465%), ενώ ο δείκτης έφτασε το μέγιστο των 38.473 μονάδων το 2005. Από την άλλη μεριά, η μεγαλύτερη κάθοδος επήλθε το 2000 (-37,4%), χρονιά στην οποία ο δείκτης έπιασε περίπου τις μόλις 8.885 μονάδες.

Συγκρίνοντας την πορεία του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. με τον δείκτη MIBTEL και τον δείκτη ISE National-All Share παίρνουμε το παρακάτω διάγραμμα:



Βλέπουμε ότι ο ISE National-All Share Index της Τουρκίας έχει ξεκάθαρα μεγαλύτερες διακυμάνσεις από τους άλλους δύο δείκτες, με άλλα λόγια οι ποσοστιαίες μεταβολές του δείκτη της Τουρκίας, είτε ανοδικές είτε καθοδικές, είναι σχεδόν σε όλα τα έτη μεγαλύτερες από αυτές των άλλων δύο δεικτών. Πάντως, η πορεία των δεικτών όσον αφορά το πρόσημο της μεταβολής είναι σχεδόν παρόμοια. Αξιοσημείωτο είναι ότι και οι τρεις δείκτες σημείωσαν την μεγαλύτερη άνοδο το 1999, με την ποσοστιαία άνοδο του δείκτη της Τουρκίας να είναι σχεδόν πενταπλάσια αυτής του Γενικού Δείκτη και σχεδόν εικοσαπλάσια αυτής του δείκτη της Ιταλίας. Η περίοδος 2003 – 2005 έκλεισε θετικά και για τους τρεις δείκτες, ενώ η περίοδος 2000 – 2002 έκλεισε αρνητικά στην πλειοψηφία των ετών. Συμπερασματικά, μπορούμε να πούμε ότι και οι τρεις δείκτες κατά την εξεταζόμενη περίοδο παρουσίασαν

ομοιότητες όσον αφορά την φορά της μεταβολής, αλλά σημαντικές διαφορές όσον αφορά την ποσοστιαία μεταβολή σε απόλυτους όρους, με αποκορύφωμα το 1999.

### IV.3 Περιγραφή μεθοδολογίας

Η μεθοδολογία που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο των υποθέσεων είναι όμοια με αυτή των *Fama & MacBeth (1973)* [18]. Σύμφωνα με αυτή τη μέθοδο, χωρίζουμε την εξεταζόμενη περίοδο (1999 – 2005) σε πέντε τριετείς περιόδους ελέγχου: 1999 – 2001, 2000 – 2002, 2001 – 2003, 2002 – 2004 και 2003 – 2005. Όπως βλέπουμε, η κάθε περίοδος ελέγχου αποτελείται από τρεις διαδοχικές και μη επικαλυπτόμενες χρονικές υποπεριόδους, όπου κάθε υποπερίοδος είναι και ένας χρόνος ή 52 εβδομάδες. Σε κάθε περίοδο ελέγχου ακολουθείται η παρακάτω διαδικασία, η οποία χωρίζεται σε τρία στάδια, ένα για κάθε υποπερίοδο:

**1<sup>ο</sup> Στάδιο:** Κατά την πρώτη υποπερίοδο κάθε τριετούς περιόδου ελέγχου, υπολογίζεται το μέγεθος κάθε εταιρείας του δείγματος και στη συνέχεια δημιουργούνται χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος. Η πρώτη υποπερίοδος μπορεί να χαρακτηριστεί ως περίοδος διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων. Το μέγεθος των εταιρειών, όπως προαναφέρθηκε, υπολογίζεται με βάση την χρηματιστηριακή αξία και μάλιστα, επειδή σύμφωνα με κάποιες μελέτες<sup>10</sup> η σχέση μεταξύ μεγέθους και αποδόσεων μπορεί να μην είναι γραμμική, παίρνουμε τον φυσικό λογάριθμο της χρηματιστηριακής αξίας στο τέλος του έτους, ώστε να προσδιορίσουμε το μέγεθος κάθε εταιρείας. Αφού προσδιοριστεί το μέγεθος κάθε εταιρείας υπολογίζοντας τον μέσο των φυσικών λογαρίθμων της χρηματιστηριακής αξίας την πρώτη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου (1999, 2000, 2001, 2002 και 2003), δημιουργούμε χαρτοφυλάκια μετοχών και τα κατατάσσουμε με βάση το μέγεθος. Το κάθε χαρτοφυλάκιο απαρτίζεται από ίσο αριθμό μετοχών και η κατάταξη γίνεται έτσι ώστε το πρώτο χαρτοφυλάκιο να αποτελείται από τις μετοχές των μικρότερων εταιρειών και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο να αποτελείται από τις μετοχές των μεγαλύτερων εταιρειών. Οι μετοχές του Ελληνικού δείγματος (170 συνολικά) ταξινομούνται σε 17

---

<sup>10</sup> Η μελέτη των Brown, Kleidon & Marsh [10] αποδεικνύει ότι η σχέση μεταξύ μεγέθους και υπερκανονικών αποδόσεων μπορεί να είναι λογαριθμικά γραμμική.

χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών ( $X_1, X_2, \dots, X_{17}$ ), οι μετοχές του δείγματος της Ιταλίας (140 συνολικά) ταξινομούνται σε 14 χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών ( $Y_1, Y_2, \dots, Y_{14}$ ), ενώ οι μετοχές του δείγματος της Τουρκίας (216 συνολικά) ταξινομούνται σε 18 χαρτοφυλάκια των 12 μετοχών ( $\Omega_1, \Omega_2, \dots, \Omega_{18}$ ).

**2<sup>ο</sup> Στάδιο:** Κατά την δεύτερη υποπερίοδο κάθε τριετούς περιόδου ελέγχου υπολογίζονται οι συντελεστές συστηματικού κινδύνου (betas) και το μέσο μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου που διαμορφώθηκε στην πρώτη υποπερίοδο. Η δεύτερη υποπερίοδος μπορεί να χαρακτηριστεί ως περίοδος υπολογισμού των μεταβλητών. Γνωρίζουμε ότι η απόδοση ενός αξιογράφου ή χαρτοφυλακίου μπορεί να χαρακτηριστεί ως υπερκανονική συγκρινόμενη με έναν συγκεκριμένο δείκτη αναφοράς. Συνεπώς, είναι απαραίτητο να προσδιοριστεί ένα μοντέλο το οποίο να γεννά «κανονικές» αποδόσεις, πριν εκτιμηθούν οι υπερκανονικές αποδόσεις. Η μέθοδος που χρησιμοποιείται λαμβάνει υπόψη και τους παράγοντες της αγοράς και τον συστηματικό κίνδυνο για κάθε δείγμα αξιογράφων<sup>11</sup>. Ο συστηματικός κίνδυνος κάθε αξιογράφου ή χαρτοφυλακίου δίνεται από το υπόδειγμα της αγοράς (Market model), για το οποίο έγινε αναφορά στην δεύτερη ενότητα και εκφράζεται από την γραμμική παλινδρόμηση:

$$R_{pt} = a_i + \beta_p * R_{mt} + e_{it} \quad (4.3)$$

όπου  $R_{pt}$  η απόδοση του χαρτοφυλακίου τέλος της εβδομάδας  $t$ ,  $R_{mt}$  η απόδοση του χαρτοφυλακίου αγοράς στο τέλος της χρονικής περιόδου  $t$ ,  $a_i$  ο σταθερός όρος που περιγράφει την απόδοση όταν η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι μηδενική,  $\beta_p$  ο συστηματικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου  $p$  και  $e_{it}$  ο διαταρακτικός όρος. Το υπόδειγμα της αγοράς πρέπει να πληροί κάποιες υποθέσεις, οι οποίες αναφέρθηκαν στην δεύτερη ενότητα. Το υπόδειγμα της αγοράς χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των χαρτοφυλακίων.

Προκειμένου να εκτιμηθεί ο συστηματικός κίνδυνος των διαμορφωμένων χαρτοφυλακίων της πρώτης υποπεριόδου με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, υπολογίστηκε για κάθε χαρτοφυλάκιο ανά εβδομάδα η μέση απόδοση (Average return), παίρνοντας τον μέσο των αποδόσεων των 10 εταιρειών για κάθε εβδομάδα. Δημιουργήθηκαν έτσι για κάθε χαρτοφυλάκιο 52 παρατηρήσεις ανά έτος, που αντιστοιχούν στην απόδοση του χαρτοφυλακίου ανά εβδομάδα. Συνεπώς,

---

<sup>11</sup> Χαρακτηριστική είναι η μελέτη των Brown & Warner [11], που αναφέρεται σε διάφορες μεθόδους παραγωγής αποδόσεων.

χρησιμοποιώντας ως εξαρτημένη μεταβλητή τις εβδομαδιαίες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου και ως ανεξάρτητη μεταβλητή τις εβδομαδιαίες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς, εκφρασμένες από τον φυσικό λογάριθμο των τιμών του δείκτη, εκτιμάται ο συστηματικός κίνδυνος την δεύτερη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου. Όσον αφορά το μέσο μέγεθος, αυτό υπολογίζεται για κάθε χαρτοφυλάκιο ανά εβδομάδα, παίρνοντας τον μέσο της χρηματιστηριακής αξίας (average market value) των εταιρειών του χαρτοφυλακίου για κάθε εβδομάδα.

**3<sup>ο</sup> Στάδιο:** Κατά την τρίτη υποπερίοδο κάθε τριετούς περιόδου ελέγχου γίνεται ουσιαστικά ο εμπειρικός έλεγχος, συνεπώς η τρίτη υποπερίοδος είναι η περίοδος του εμπειρικού ελέγχου. Η μεθοδολογία της μελέτης, όπως και η μεθοδολογία των περισσότερων μελετών, βασίζεται σε ένα Γενικευμένο Υπόδειγμα Αποτίμησης (Asset Pricing Model), ένα υπόδειγμα παραγωγής αποδόσεων, το οποίο επιτρέπει στην αναμενόμενη απόδοση της κοινής μετοχής να είναι συνάρτηση του κινδύνου βήτα και ενός επιπρόσθετου παράγοντα  $\varphi$ , που είναι η αγοραία αξία της μετοχής, ή με άλλα λόγια το μέγεθος της εταιρείας. Υποθέτουμε μία απλή γραμμική σχέση της μορφής:

$$E(R_p) = \gamma_0 + \gamma_1 * \beta_p + \gamma_2 * [(\varphi_p - \varphi_m) / \varphi_m] \quad (4.4)$$

Όπου:

$E(R_p)$ : η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

$\gamma_0$ : η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου με μηδενικό beta

$\gamma_1$ : το αναμενόμενο premium του κινδύνου αγοράς

$\beta_p$ : ο συστηματικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου

$\varphi_p$ : η αγοραία αξία του χαρτοφυλακίου

$\varphi_m$ : η μέση αγοραία αξία και

$\gamma_2$ : μία σταθερά που μετράει την συνεισφορά του  $\varphi_p$  στην αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου.

Αφού οι προσδοκίες δεν είναι παρατηρήσιμες, οι παράμετροι του παραπάνω υποδείματος πρέπει να εκτιμηθούν από ιστορικά δεδομένα. Οι μέθοδοι που χρησιμοποιούνται γι' αυτό τον σκοπό είναι η διαστρωματική παλινδρόμηση και οι παλινδρομήσεις χρονοσειρών. Στην παρούσα μελέτη, εκτελείται μία διαστρωματική παλινδρόμηση (cross – sectional regression), με μία χρονική υστέρηση στον συστηματικό κίνδυνο κάθε χαρτοφυλακίου και μία χρονική υστέρηση στο μέσο μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου, το οποίο εκφράζεται από τον φυσικό λογάριθμο της

χρηματιστηριακής αξίας (market value) και έχει υπολογιστεί την προηγούμενη υποπερίοδο. Η τελευταία τροποποίηση γίνεται γιατί όπως προείπαμε, σύμφωνα με την μελέτη των Brown, Kleidon & Marsh [10] απεδείχθη ότι η λογαριθμική μορφή είναι αυτή που περιγράφει καλύτερα τη σχέση μεταξύ μεγέθους και απόδοσης. Επίσης, η χρονική υστέρηση, όπως προαναφέρθηκε, εισήχθη προκειμένου να περιοριστεί το φαινόμενο του thin trading. Η διαστρωματική παλινδρόμηση που εκτελείται, βασίζεται στο γενικευμένο υπόδειγμα αποτίμησης που είδαμε παραπάνω, το οποίο τροποποιείται ώστε να συμπεριληφθούν οι υστερήσεις και η λογαριθμική σχέση. Συνεπώς, έχει την εξής μορφή:

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * \beta_{pt-1} + \gamma_{2t} * \text{Ln} (\Phi_{mpt-1}) + \varepsilon_{it} \quad (4.5)$$

Όπου  $t = 1, 2, \dots, 52$ ,  $P = 1, 2, \dots, 17$  (Ελληνικό Δείγμα),  $P = 1, 2, \dots, 14$  (Ιταλικό Δείγμα) και  $P = 1, 2, \dots, 18$  (Δείγμα Τουρκίας),  $R_{pt}$  η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου στο τέλος της εβδομάδας  $t$ ,  $\beta_{pt-1}$  ο συστηματικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου το προηγούμενο έτος,  $\text{Ln} (\Phi_{mpt-1})$  το μέσο μέγεθος των εταιρειών που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο που εκφράζεται από τον φυσικό λογάριθμο της χρηματιστηριακής αξίας κάθε μετοχής το προηγούμενο έτος,  $\gamma_{0t}$ ,  $\gamma_{1t}$ ,  $\gamma_{2t}$  οι συντελεστές των μεταβλητών και  $\varepsilon_{it}$  ο διαταρακτικός όρος.

Πρέπει να πληρούνται οι εξής υποθέσεις για τον διαταρακτικό (στοχαστικό) όρο:

- i) Η αναμενόμενη απόδοση του σφάλματος (στοχαστικός όρος) είναι μηδενική.
- ii) Η διακύμανση του στοχαστικού όρου είναι σταθερή για όλη την περίοδο (ομοσκεδαστικότητα).
- iii) Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου.
- iv) Έχει κατά προσέγγιση κανονική κατανομή.
- v) Δεν παρουσιάζει καμία σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή  $R_{it}$ .

Οι υποθέσεις που γίνονται για τον στοχαστικό όρο επαληθεύουν τις εξής παραδοχές: ανεξαρτησία παρατηρήσεων, κανονική κατανομή, σταθερή διακύμανση και γραμμική σχέση μεταξύ εξαρτημένης και ανεξάρτητης μεταβλητής. Αυτές οι παραδοχές είναι απαραίτητες για τον έλεγχο υποθέσεων με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Η διαστρωματική παλινδρόμηση γίνεται ανά περίοδο (period-by-period) και το beta έχει ήδη εκτιμηθεί. Όσον αφορά τον συστηματικό κίνδυνο να σημειωθεί

ότι οι περισσότερες εμπειρικές μελέτες απέδειξαν ότι το beta δεν έχει κάποια ιδιαίτερη σχέση με τις αναμενόμενες αποδόσεις<sup>12</sup>, ενώ υπήρχαν και μελέτες που βρήκαν ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ beta και αναμενόμενων αποδόσεων<sup>13</sup>.

Ας δούμε τώρα ένα παράδειγμα υπολογισμού των συντελεστών μέσω της διαστρωματικής παλινδρόμησης (4.5) για την περίπτωση της Ελλάδας. Ας υποθέσουμε ότι βρισκόμαστε στην πρώτη περίοδο ελέγχου (1999 – 2001), όπου το 1999 έχουμε διαμορφώσει τα χαρτοφυλάκια και το 2000 έχουμε εκτιμήσει τον συστηματικό κίνδυνο κάθε διαμορφωμένου χαρτοφυλακίου και έχουμε υπολογίσει και το μέσο μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου. Το 2001, περίοδος στην οποία γίνεται ο εμπειρικός έλεγχος, έχουμε τα εξής δεδομένα:

- i) την μέση εβδομαδιαία απόδοση κάθε χαρτοφυλακίου το έτος 2001, δηλαδή 17 παρατηρήσεις ανά εβδομάδα (μία για κάθε χαρτοφυλάκιο) και συνολικά 52 χρονοσειρές των 17 παρατηρήσεων, όσες δηλαδή είναι και ο αριθμός των εβδομάδων ανά χρόνο,
- ii) τα εκτιμώμενα betas του προηγούμενου έτους (2000), 17 στον αριθμό και
- iii) το μέσο εβδομαδιαίο μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου το προηγούμενο έτος (2000), δηλαδή 17 παρατηρήσεις ανά εβδομάδα (μία για κάθε χαρτοφυλάκιο) και συνολικά 52 χρονοσειρές.

Συνεπώς, τρέχουμε την παλινδρόμηση ανά εβδομάδα (συνολικά 52 παλινδρομήσεις για το έτος 2001) έχοντας δημιουργήσει 52 χρονοσειρές για τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων (εξαρτημένη μεταβλητή), 52 χρονοσειρές για το μέσο μέγεθος των χαρτοφυλακίων (ανεξάρτητη μεταβλητή) και 1 χρονοσειρά με τα εκτιμώμενα betas (ανεξάρτητη μεταβλητή). Αυτή η διαδικασία επαναλαμβάνεται για κάθε περίοδο ελέγχου.

Όπως είναι εμφανές, σε κάθε έτος που γίνεται ο εμπειρικός έλεγχος μέσω των παραπάνω διαστρωματικών παλινδρομήσεων, βγάζουμε 52 εκτιμήσεις για κάθε συντελεστή  $\gamma$ . Η τελική εκτίμηση των μέσων διαστρωματικών συντελεστών  $\gamma$

---

<sup>12</sup> Χαρακτηριστικές είναι οι μελέτες των Keim [25], Fama & French [17] και Chui & Wei [13].

<sup>13</sup> Χαρακτηριστικές είναι οι μελέτες των Herrera & Lockwood [21] και των Heston, Rouwenhorst & Wessels [22], όπου μάλιστα και οι δύο αφορούσαν αγορές εκτός των Η.Π.Α.

λαμβάνεται από τους αντίστοιχους αριθμητικούς μέσους των επιμέρους εβδομαδιαίων εκτιμώμενων συντελεστών  $\gamma$  ( $\gamma_{0t}$ ,  $\gamma_{1t}$ ,  $\gamma_{2t}$ ):

$$\gamma_{it} = \sum \gamma_i / 52 \quad (4.7)$$

όπου  $\gamma_{it}$  η τελική εκτίμηση και  $\sum \gamma_i$  το άθροισμα των εβδομαδιαίων εκτιμώμενων συντελεστών  $\gamma$ .

Επίσης, ο στατιστικός έλεγχος γίνεται με τον υπολογισμό της στατιστικής  $t$ , η οποία για κάθε συντελεστή  $\gamma$  προκύπτει ως εξής:

$$t(\gamma_{it}) = \gamma_{it} / [S(\gamma_{it}) / \text{SQRT}(n)] \quad (4.8)$$

$$i = 1, 2, \dots, 52$$

όπου  $n = 52$  ο αριθμός των εβδομαδιαίων παρατηρήσεων ανά έτος,  $\gamma_{it}$  η μέση εκτίμηση των 52 διαστρωματικών παλινδρομήσεων κάθε συντελεστή  $\gamma$  και  $S(\gamma_{it})$  η τυπική απόκλιση της μέσης εκτίμησης.

Το ενδιαφέρον μας εστιάζεται στον συντελεστή  $\gamma_{2t}$ , του οποίου το πρόσημο μας δείχνει την σχέση μεγέθους και αναμενόμενης απόδοσης, ενώ ελέγχεται και η στατιστική σημαντικότητα του αποτελέσματος. Αυτό που θέλουμε να δείξουμε είναι ότι ο συντελεστής έχει αρνητικό πρόσημο για ολόκληρη την περίοδο εξέτασης, ή τουλάχιστον για το μεγαλύτερο μέρος αυτής και ότι η εκτίμηση αυτή είναι και στατιστικά σημαντική. Με άλλα λόγια, θέλουμε να απορρίψουμε την  $H_0$  και να δεχτούμε την  $H_1$  και μάλιστα αυτή η αποδοχή να συνοδεύεται και από την ύπαρξη αρνητικής σχέσης μεταξύ μεγέθους και απόδοσης. Σε περίπτωση που αποδειχθεί κάτι τέτοιο, τότε μπορούμε να συμπεράνουμε ότι υπάρχει στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και μεγέθους εταιρειών, δηλαδή ότι οι μικρές εταιρείες παράγουν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις από τις μεγάλες. Στην περίπτωση που ο συντελεστής  $\gamma_{2t}$  δεν βγει στατιστικά σημαντικός για κανένα έτος, τότε αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση και ισχυριζόμαστε ότι με βάση την μέθοδο που χρησιμοποιήθηκε δεν παρατηρείται το φαινόμενο των μικρών εταιρειών.

## V. ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

### V.1 Η περίπτωση της Ελλάδας

Με την χρήση της μεθόδου Fama & MacBeth (1973), την οποία περιγράψαμε στην προηγούμενη ενότητα, την πρώτη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου, δηλαδή τα έτη 1999, 2000, 2001, 2002 και 2003, δημιουργήσαμε 17 χαρτοφυλάκια μετοχών με βάση το μέγεθος, με το πρώτο χαρτοφυλάκιο να αποτελείται από τις 10 εταιρείες με το μικρότερο μέσο φυσικό λογάριθμο της χρηματιστηριακής αξίας (Market value) στο τέλος του αντίστοιχου έτους και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο να αποτελείται από τις 10 εταιρείες με τον μεγαλύτερο μέσο φυσικό λογάριθμο της χρηματιστηριακής αξίας (Market value) στο τέλος του αντίστοιχου έτους. Στη συνέχεια, αφού δημιουργήσαμε τα χαρτοφυλάκια για τα πέντε χρόνια που προαναφέρθηκαν, υπολογίσαμε για κάθε εταιρεία τις εβδομαδιαίες αποδόσεις συμπεριλαμβάνοντας και το μέρισμα ανά μετοχή, με τον τρόπο που περιγράψαμε στην προηγούμενη ενότητα.

Κατά την δεύτερη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου εκτιμάται ο συστηματικός κίνδυνος και υπολογίζεται το μέσο μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου. Προκειμένου να εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο (beta) κάθε διαμορφωμένου χαρτοφυλακίου, υπολογίσαμε για κάθε χαρτοφυλάκιο ανά εβδομάδα την μέση απόδοση, παίρνοντας τον μέσο των αποδόσεων των 10 εταιρειών για κάθε εβδομάδα. Δημιουργήσαμε έτσι για κάθε χαρτοφυλάκιο 52 παρατηρήσεις ανά έτος, που αντιστοιχούν στην απόδοση του χαρτοφυλακίου ανά εβδομάδα. Με αυτό τον τρόπο, κατά την δεύτερη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου, δηλαδή τα έτη 2000, 2001, 2002, 2003 και 2004 εκτιμήσαμε τα betas των χαρτοφυλακίων μέσω του υποδείγματος της αγοράς (Market model). Η εξαρτημένη μεταβλητή μας ήταν για κάθε έτος οι εβδομαδιαίες αποδόσεις κάθε χαρτοφυλακίου ( $R_{pt}$ ), ενώ η ανεξάρτητη μεταβλητή μας ήταν οι εβδομαδιαίες αποδόσεις του Γενικού Δείκτη ( $R_{mt}$ ), που εκφράζονται από τον φυσικό λογάριθμο των τιμών του κάθε εβδομάδα. Στον Πίνακα I που ακολουθεί παρατίθενται τα εκτιμώμενα betas των χαρτοφυλακίων:



## ΠΙΝΑΚΑΣ Ι

Portfolios	Betas 2000	Betas 2001	Betas 2002	Betas 2003	Betas 2004
X1	0.820134 (0.030545)	1.372415 (0.192369)	1.428792 (0.165183)	2.197347 (0.226640)	0.888119 (0.227012)
X2	0.990140 (0.094004)	1.387365 (0.165389)	1.284253 (0.153512)	1.911370 (0.175719)	1.004215 (0.260880)
X3	1.076349 (0.074912)	1.414839 (0.191395)	1.380049 (0.179149)	1.852207 (0.219233)	0.945108 (0.204387)
X4	1.115305 (0.087403)	1.380596 (0.142827)	1.308174 (0.116240)	1.572151 (0.182621)	0.950466 (0.228882)
X5	1.181475 (0.118652)	1.297269 (0.140237)	1.318991 (0.141524)	1.824403 (0.239526)	0.924734 (0.153796)
X6	0.907949 (0.081086)	1.377077 (0.125647)	1.008489 (0.105357)	1.675119 (0.147493)	0.683796 (0.150615)
X7	1.126751 (0.130313)	1.256912 (0.137764)	1.332830 (0.168718)	1.244510 (0.139473)	1.212825 (0.225254)
X8	1.055256 (0.100896)	1.215432 (0.137351)	1.137808 (0.102645)	1.520414 (0.163226)	0.802560 (0.155644)
X9	1.191295 (0.147991)	1.360172 (0.129590)	1.250429 (0.114251)	1.377405 (0.109945)	0.976847 (0.129050)
X10	1.374169 (0.165474)	1.181635 (0.122392)	1.187071 (0.132491)	1.472137 (0.178039)	0.756661 (0.155212)
X11	1.326050 (0.190488)	1.295347 (0.110744)	0.921683 (0.101379)	1.262473 (0.124674)	1.042139 (0.214715)
X12	1.363204 (0.152791)	1.237326 (0.094188)	1.163274 (0.150473)	1.129655 (0.138460)	0.768062 (0.121896)
X13	1.361288 (0.175719)	1.018188 (0.087150)	1.066287 (0.127177)	1.188172 (0.102430)	0.761402 (0.148304)
X14	1.356330 (0.174498)	1.134252 (0.121856)	1.184740 (0.154985)	0.872770 (0.105473)	0.937472 (0.128378)
X15	1.536545 (0.183834)	1.100237 (0.094366)	0.973544 (0.125032)	1.067099 (0.108574)	1.165619 (0.266198)
X16	1.407156 (0.203066)	1.063425 (0.060654)	1.058672 (0.151471)	0.773035 (0.092972)	1.208485 (0.226318)
X17	1.268833 (0.149975)	1.013074 (0.035319)	1.137937 (0.159276)	1.163004 (0.129379)	0.771221 (0.186551)
Market	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

\*Τα betas έχουν εκτιμηθεί με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, παλινδρομώντας τις εβδομαδιαίες αποδόσεις κάθε χαρτοφυλακίου ( $R_{pt}$ ) πάνω στις εβδομαδιαίες αποδόσεις του Γενικού Δείκτη ( $R_{mt}$ ). Στις παρενθέσεις αναγράφονται τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων, ενώ το σύνολο των παρατηρήσεων είναι 52 για τα έτη 2000, 2001, 2002 και 2003 και 53 για το έτος 2004.

Μελετώντας τον Πίνακα Ι παρατηρούμε ότι το έτος 2000 τα χαρτοφυλάκια  $X_1$ ,  $X_2$  και  $X_3$ , που περιλαμβάνουν τις μικρότερες εταιρείες έχουν μικρότερο συστηματικό κίνδυνο από τα τελευταία τρία χαρτοφυλάκια ( $X_{15}$ ,  $X_{16}$  και  $X_{17}$ ), τα οποία περιλαμβάνουν τις μεγαλύτερες εταιρείες. Μάλιστα, το χαρτοφυλάκιο  $X_1$  με τις μικρότερες εταιρείες έχει ένα εκτιμώμενο beta μόλις 0.82, ενώ στο χαρτοφυλάκιο  $X_{17}$  με τις μεγαλύτερες εταιρείες το εκτιμώμενο beta είναι περίπου 1.27. Συνολικά το beta κυμαίνεται από 0.82 (χαρτοφυλάκιο  $X_1$ ) έως 1.54 (χαρτοφυλάκιο  $X_{15}$ ), ενώ γενικά μπορούμε να πούμε ότι οι μεσαίες και μεγάλες εταιρείες (χαρτοφυλάκια  $X_9$  έως  $X_{17}$ ) είναι περισσότερο επικίνδυνες από τις μικρότερες εταιρείες (χαρτοφυλάκια  $X_1$  έως  $X_8$ ).

Τα έτη 2001, 2002 και 2003 από την άλλη μεριά, παρατηρούμε ότι συμβαίνει ακριβώς το αντίθετο. Με άλλα λόγια, οι μικρότερες εταιρείες είναι περισσότερο επικίνδυνες από τις μεγάλες εταιρείες. Το 2001 τα πρώτα πέντε χαρτοφυλάκια με τις μικρότερες εταιρείες έχουν ξεκάθαρα μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο από τα τελευταία πέντε χαρτοφυλάκια με τις μεγαλύτερες εταιρείες, με το χαρτοφυλάκιο  $X_1$  με τις μικρότερες εταιρείες να έχει ένα εκτιμώμενο beta της τάξης του 1.37 και το χαρτοφυλάκιο  $X_{17}$  με τις μεγαλύτερες εταιρείες να έχει εκτιμώμενο beta μόλις 1.01, πολύ κοντά δηλαδή στον συστηματικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Συνολικά, το 2001 τα εκτιμώμενα betas κυμαίνονται από 1.01 (χαρτοφυλάκιο  $X_{17}$ ) έως 1.41 (χαρτοφυλάκιο  $X_3$ ). Το 2002 τα πρώτα πέντε χαρτοφυλάκια με τις μικρότερες εταιρείες έχουν επίσης ξεκάθαρα μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο από τα τελευταία πέντε χαρτοφυλάκια με τις μεγαλύτερες εταιρείες, με το χαρτοφυλάκιο  $X_1$  με τις μικρότερες εταιρείες να έχει ένα εκτιμώμενο beta της τάξης του 1.43 και το χαρτοφυλάκιο  $X_{17}$  με τις μεγαλύτερες εταιρείες να έχει εκτιμώμενο beta μόλις 1.14. Συνολικά, το 2002 τα εκτιμώμενα betas κυμαίνονται από 0.92 (χαρτοφυλάκιο  $X_{11}$ ) έως 1.43 (χαρτοφυλάκιο  $X_1$ ). Το 2003 τα πρώτα πέντε χαρτοφυλάκια με τις μικρότερες εταιρείες έχουν μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο από τα τελευταία πέντε χαρτοφυλάκια με τις μεγαλύτερες εταιρείες, με το χαρτοφυλάκιο  $X_1$  με τις μικρότερες εταιρείες να έχει ένα εκτιμώμενο beta της τάξης του 2.2 και το χαρτοφυλάκιο  $X_{17}$  με τις μεγαλύτερες εταιρείες να έχει εκτιμώμενο beta μόλις 1.16. Συνολικά, το 2003 τα εκτιμώμενα betas κυμαίνονται από 0.77 (χαρτοφυλάκιο  $X_{16}$ ) έως 2.2 (χαρτοφυλάκιο  $X_1$ ).

Το έτος 2004 τα πράγματα δεν είναι τόσο ξεκάθαρα, καθώς το χαρτοφυλάκιο  $X_1$  με τις μικρότερες εταιρείες έχει ελαφρώς υψηλότερο συστηματικό κίνδυνο από το

χαρτοφυλάκιο  $X_{17}$  με τις μεγαλύτερες εταιρείες, με τα εκτιμώμενα betas να είναι 0.89 και 0.77 αντίστοιχα. Από εκεί και πέρα υπάρχουν αρκετές διακυμάνσεις στα εκτιμώμενα betas, με αποτέλεσμα να μην υπάρχει κάποιο συγκεκριμένο pattern. Για παράδειγμα, παρατηρούμε ότι τα χαρτοφυλάκια  $X_2$  και  $X_3$  που περιλαμβάνουν σχετικά μικρές εταιρείες, σε αντίθεση με προηγουμένως έχουν χαμηλότερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια  $X_{15}$  και  $X_{16}$  που περιλαμβάνουν σχετικά μεγάλες εταιρείες, ενώ παρατηρούμε ακόμη ότι τα μεσαία χαρτοφυλάκια  $X_6$  και  $X_{10}$  παρουσιάζουν τον μικρότερο συστηματικό κίνδυνο. Συνολικά, το 2004 τα εκτιμώμενα betas κυμαίνονται από 0.68 (χαρτοφυλάκιο  $X_6$ ) έως 1.21 (χαρτοφυλάκιο  $X_7$ ).

Στο σημείο αυτό μπορούμε να αντιπαραβάλλουμε στα εκτιμώμενα betas την μέση εβδομαδιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου το αντίστοιχο έτος, ώστε να δούμε αν κατά την δεύτερη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου (2000, 2001, 2002, 2003 και 2004) εμφανίζεται το φαινόμενο των μικρών εταιρειών. Να σημειωθεί ότι αυτή η σύγκριση που γίνεται παρακάτω δεν αποδεικνύει κάτι, απλά γίνεται μία σύγκριση των μεγεθών για τα εν λόγω έτη. Τα αποτελέσματα πρόκειται να βγουν κατά την τρίτη υποπερίοδο, όπου θα γίνει ο εμπειρικός έλεγχος και θα μας επιτραπεί να βγάλουμε περισσότερο ασφαλή συμπεράσματα. Έτσι, υπολογίστηκε για κάθε έτος ο μέσος όρος των εβδομαδιαίων αποδόσεων του εκάστοτε χαρτοφυλακίου και στον Πίνακα II που ακολουθεί παρατίθενται τα εκτιμώμενα betas και η μέση εβδομαδιαία απόδοση κάθε χαρτοφυλακίου:

## ΠΙΝΑΚΑΣ II

	<b>Betas 2000</b>	<b>Average returns 2000</b>	<b>Betas 2001</b>	<b>Average returns 2001</b>	<b>Betas 2002</b>	<b>Average returns 2002</b>	<b>Betas 2003</b>	<b>Average returns 2003</b>	<b>Betas 2004</b>	<b>Average returns 2004</b>
X1	0,820134	0,006615	1,372415	0,006466	1,428792	0,013000	2,197347	0,023894	0,888119	0,009898
X2	0,990140	-0,005024	1,387365	0,017374	1,284253	0,014919	1,911370	0,019443	1,004215	0,011026
X3	1,076349	-0,001591	1,414839	0,027843	1,380049	0,006389	1,852207	0,026646	0,945108	0,008700
X4	1,115305	-0,002744	1,380596	0,018166	1,308174	0,017305	1,572151	0,021057	0,950466	0,012151
X5	1,181475	-0,014579	1,297269	0,016925	1,318991	0,000670	1,824403	0,020682	0,924734	0,011399
X6	0,907949	-0,009663	1,377077	0,018698	1,008489	0,011579	1,675119	0,028315	0,683796	0,012988
X7	1,126751	-0,013505	1,256912	0,014590	1,332830	0,003958	1,244510	0,030716	1,212825	0,005062
X8	1,055256	-0,009333	1,215432	0,052956	1,137808	0,014545	1,520414	0,032638	0,802560	0,023432
X9	1,191295	-0,016262	1,360172	0,016845	1,250429	0,010412	1,377405	0,034702	0,976847	0,021344
X10	1,374169	-0,014817	1,181635	0,005916	1,187071	0,013428	1,472137	0,015637	0,756661	0,024199
X11	1,326050	-0,016182	1,295347	0,011948	0,921683	0,020466	1,262473	0,028240	1,042139	0,015544
X12	1,363204	0,009613	1,237326	0,015227	1,163274	0,009628	1,129655	0,024736	0,768062	0,016149
X13	1,361288	-0,018000	1,018188	0,012059	1,066287	0,002483	1,188172	0,024284	0,761402	0,019941
X14	1,356330	0,011762	1,134252	0,045456	1,184740	0,013781	0,872770	0,027016	0,937472	0,013608
X15	1,536545	-0,021878	1,100237	0,014663	0,973544	0,004825	1,067099	0,020303	1,165619	0,009429
X16	1,407156	-0,026877	1,063425	0,010246	1,058672	-0,001487	0,773035	0,025211	1,208485	0,011504
X17	1,268833	-0,012741	1,013074	0,012400	1,137937	0,001149	1,163004	0,016728	0,771221	0,011986
Market	1,000000	-0,010035	1,000000	-0,005158	1,000000	-0,00741	1,000000	0,004344	1,000000	0,004376

Μελετώντας τον Πίνακα II παρατηρούμε ότι τα έτη 2000, 2002, 2003 και 2004 το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες παράγει μεγαλύτερες αποδόσεις σε σχέση με το τελευταίο χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει τις μεγαλύτερες εταιρείες, δηλαδή σε αυτές τις χρονικές περιόδους διακρίνεται το φαινόμενο των μικρών εταιρειών. Το έτος 2000, όπου όπως περιγράφηκε προηγουμένως οι μικρότερες εταιρείες έχουν μικρότερο συστηματικό κίνδυνο από τις μεγαλύτερες, η μέση εβδομαδιαία απόδοση του πρώτου χαρτοφυλακίου με τις μικρότερες εταιρείες είναι 0.006615, ενώ η μέση εβδομαδιαία απόδοση του τελευταίου χαρτοφυλακίου με τις μεγαλύτερες εταιρείες είναι μόλις -0.012741, ενώ μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση παρουσιάζουν και τα χαρτοφυλάκια  $X_2$  και  $X_3$  σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια  $X_{15}$  και  $X_{16}$ . Συνεπώς, το 2000 συμπεραίνουμε ότι οι μικρότερες εταιρείες παράγουν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις από τις μεγαλύτερες ακόμα και όταν ο συστηματικός τους κίνδυνος δεν είναι μεγαλύτερος απ'αυτόν των μεγαλύτερων εταιρειών. Το έτος 2002, όπου όπως είδαμε προηγουμένως οι μικρότερες εταιρείες έχουν μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο από τις μεγαλύτερες, η μέση εβδομαδιαία απόδοση του πρώτου

χαρτοφυλακίου με τις μικρότερες εταιρείες είναι 0.013, ενώ η μέση εβδομαδιαία απόδοση του τελευταίου χαρτοφυλακίου με τις μεγαλύτερες εταιρείες είναι μόλις 0.001149, ενώ μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση παρουσιάζουν και τα χαρτοφυλάκια  $X_2$  και  $X_3$  σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια  $X_{15}$  και  $X_{16}$ . Συνεπώς, το 2002 συμπεραίνουμε επίσης ότι οι μικρότερες εταιρείες παράγουν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις από τις μεγαλύτερες, έχοντας όμως και μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο. Το έτος 2003 ισχύουν ακριβώς τα ίδια με το προηγούμενο έτος, δηλαδή οι μικρότερες εταιρείες παράγουν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις από τις μεγαλύτερες, υπερτερώντας και ως προς τον συστηματικό κίνδυνο. Η μέση εβδομαδιαία απόδοση του πρώτου χαρτοφυλακίου με τις μικρότερες εταιρείες είναι 0.023894, ενώ η μέση εβδομαδιαία απόδοση του τελευταίου χαρτοφυλακίου με τις μεγαλύτερες εταιρείες είναι μόλις 0.004344. Το έτος 2004 το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες παρουσιάζει επίσης μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση (0.009898) από το τελευταίο χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες (0.004376), υπερτερώντας και ως προς τον συστηματικό κίνδυνο.

Τέλος, όσον αφορά το έτος 2001 παρατηρούμε ότι δεν ισχύει το φαινόμενο των μικρών εταιρειών, καθώς το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες παρουσιάζει μικρότερη μέση εβδομαδιαία απόδοση σε σχέση με το τελευταίο χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες, με τις αποδόσεις να είναι 0.006466 και 0.0124 αντίστοιχα. Αντιθέτως, όπως είδαμε και προηγουμένως, τα χαρτοφυλάκια με τις μικρότερες εταιρείες υπερτερούν ως προς τον συστηματικό κίνδυνο.

Τέλος, κατά την δεύτερη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου, προκειμένου να προχωρήσουμε στο επόμενο στάδιο του εμπειρικού ελέγχου υπολογίσαμε για κάθε χαρτοφυλάκιο ανά εβδομάδα το μέσο μέγεθος, παίρνοντας τον μέσο των χρηματιστηριακών αξιών των 10 εταιρειών για κάθε εβδομάδα, δημιουργώντας με αυτό τον τρόπο 52 παρατηρήσεις ανά έτος για κάθε χαρτοφυλάκιο.

Τα ερωτήματα που τίθενται είναι πρώτον, κατά πόσο οι διαφορές στα εκτιμώμενα betas ανάμεσα σε μικρές και μεγάλες εταιρείες εξηγούν αυτές τις διαφορές στις μέσες αποδόσεις και δεύτερον, κατά πόσο το φαινόμενο των μικρών εταιρειών που συζητήσαμε είναι υπαρκτό και στατιστικά σημαντικό. Αυτά τα ερωτήματα μας παραπέμπουν στο επόμενο στάδιο, το οποίο σύμφωνα με τη μεθοδολογία των Fama & MacBeth αφορά την τρίτη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου και είναι ουσιαστικά ο εμπειρικός έλεγχος. Τρέχοντας την διαστρωματική παλινδρόμηση που αναφέρθηκε και περιγράφηκε στην προηγούμενη ενότητα,

θέλουμε να δούμε αν είναι στατιστικά σημαντικές οι δύο μεταβλητές μας (συστηματικός κίνδυνος και μέγεθος) και φυσικά το πρόσημο της σχέσης που συνδέει το μέγεθος με τις μέσες αποδόσεις, αλλά και τον συστηματικό κίνδυνο με τις μέσες αποδόσεις. Το ενδιαφέρον μας φυσικά εστιάζεται στον συντελεστή του μεγέθους, τον οποίο θέλουμε να έχει αρνητικό πρόσημο για ολόκληρη την περίοδο εξέτασης ή τουλάχιστον για το μεγαλύτερο μέρος αυτής και φυσικά να είναι και στατιστικά σημαντικός.

Κατά την τρίτη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου, δηλαδή τα έτη 2001, 2002, 2003, 2004 και 2005, τρέχοντας την διαστρωματική παλινδρόμηση (4.5) που περιγράψαμε στην προηγούμενη ενότητα, παίρνουμε τα αποτελέσματα που δίνονται στον ακόλουθο Πίνακα III. Οι στήλες «Constant», «Beta» και «Size» αντιστοιχούν στους συντελεστές  $\gamma_{0t}$ ,  $\gamma_{1t}$  και  $\gamma_{2t}$  που εκτιμήθηκαν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και είναι ουσιαστικά οι μέσες εκτιμήσεις, ενώ δίνονται για κάθε συντελεστή και τα t-statistics, τα οποία υπολογίστηκαν για κάθε συντελεστή με τον τρόπο που περιγράψαμε στην προηγούμενη ενότητα. Στον πίνακα θα δούμε επίσης και τον συντελεστή προσδιορισμού  $R^2$  για κάθε έτος, την στατιστική Durbin – Watson και την στατιστική F, μεγέθη τα οποία ορίστηκαν στην δεύτερη ενότητα.

**ΠΙΝΑΚΑΣ ΙΙΙ: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ ΜΕ  
ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ**

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * \beta_{pt-1} + \gamma_{2t} * \text{Ln}(\Phi_{mpt-1}) + \varepsilon_{it}$$

	Constant	Beta	Size	R Square	Durbin-Watson	F-statistic
<b>2001</b>						
<b>Average</b>	0,004823	0,012365	0,077053	0,253627	2,220884	3,460529
<b>StDeviation</b>	0,067471	0,081170	0,392648			
<b>SQRT(n)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	0,515426	1,098522	1,415100			
<b>2002</b>						
<b>Average</b>	0,034820	-0,018060	0,026813	0,214732	2,218002	2,676173
<b>StDeviation</b>	0,057545	0,059595	0,244727			
<b>SQRT(n)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	4,363353	-2,185329	0,790074			
<b>2003</b>						
<b>Average</b>	0,031581	-0,006099	0,046737	0,187508	2,181519	2,288878
<b>StDeviation</b>	0,045456	0,058841	0,434206			
<b>SQRT(n)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	5,009979	-0,747453	0,776194			
<b>2004</b>						
<b>Average</b>	0,039294	-0,018834	0,029584	0,305004	2,015248	4,543844
<b>StDeviation</b>	0,016778	0,022833	0,324873			
<b>SQRT(n)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	16,887980	-5,948169	0,656665			
<b>2005</b>						
<b>Average</b>	0,023765	0,002075	-0,014312	0,160027	1,937859	1,660541
<b>StDeviation</b>	0,026796	0,037468	0,370346			
<b>SQRT(n)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	6,395341	0,399288	-0,278666			

Παρατηρώντας τον Πίνακα ΙΙΙ ο συντελεστής  $\gamma_{2t}$  παίρνει θετικές τιμές την περίοδο 2001 – 2004, ενώ το 2005 παίρνει αρνητική τιμή. Με άλλα λόγια, την

περίοδο 2001 – 2004 παρατηρείται θετική σχέση μεταξύ μεγέθους εταιρειών και μέσων αποδόσεων, ενώ το έτος 2005 η σχέση αυτή γίνεται αρνητική. Τα αποτελέσματα όμως για όλες τις χρονικές περιόδους δεν είναι στατιστικά σημαντικά. Αυτό φαίνεται από το t-statistic, το οποίο για τον συντελεστή  $\gamma_{2t}$  σε καμία περίπτωση δεν ξεπερνά σε απόλυτη τιμή τον αριθμό 2. Μάλιστα, στην καλύτερη περίπτωση φτάνει το 1,4151 (έτος 2001). Επομένως, για όλη την εξεταζόμενη περίοδο αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση, ότι δηλαδή το μέγεθος των εταιρειών δεν παίζει σημαντικό ρόλο στην διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών. Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με τη μελέτη των Διακογιάννη & Σεγρεδάκη (1996), στην οποία χρησιμοποιήθηκε παρόμοια μεθοδολογία, αλλά έρχεται σε αντίθεση με την πλειοψηφία των μελετών που έγιναν στην Αμερικάνικη αγορά και με κάποιες μελέτες που έγιναν σε άλλες αγορές.

Ένας πιθανός λόγος που μπορεί να οδήγησε σε απόρριψη της ανωμαλίας του φαινομένου των μικρών εταιρειών στην ελληνική κεφαλαιαγορά είναι η ακαταλληλότητα του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. ως αντιπροσωπευτικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς, οπότε μάλλον ο προσδιορισμός των προσδοκώμενων αποδόσεων με βάση το μοντέλο της αγοράς κατά την δεύτερη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου δεν είναι ακριβής. Με λίγα λόγια, ο Γενικός Δείκτης του Χ.Α.Α. μάλλον αποτυγχάνει να προσεγγίσει ικανοποιητικά το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και συνεπώς το συμπέρασμα είναι ότι στην παρούσα μελέτη η εκλογή του χαρτοφυλακίου της αγοράς παίζει σημαντικό ρόλο. Επίσης, κάποιιοι ερευνητές όπως οι Fama & French (1992) επιχειρηματολόγησαν ότι ο συστηματικός κίνδυνος δεν μπορεί να εξηγήσει τις διαστρωματικές μεταβολές των αποδόσεων των μετοχών, ενώ και το ΥΑΚΣ φαίνεται ότι δεν είναι κατάλληλα εξειδικευμένο υπόδειγμα για να περιγράψει το μηχανισμό διαμόρφωσης των μέσων αποδόσεων των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αθηνών. Επίσης, μια πιθανή εξήγηση της απόρριψης της ανωμαλίας του φαινομένου των μικρών εταιρειών, σε αντίθεση με μελέτες σε χρηματιστηριακές αγορές όπως το NYSE, δίνεται από το γεγονός ότι οι διαφορές στο μέγεθος μεταξύ μεγάλων και μικρών εταιρειών του Χ.Α.Α. δεν είναι τόσο σημαντικές όσο αυτές που παρατηρούνται στο προαναφερθέν χρηματιστήριο.

Όσον αφορά τον συστηματικό κίνδυνο, παρατηρούμε ότι για τα έτη 2001 και 2005 ο συντελεστής  $\gamma_{1t}$  παίρνει θετικές τιμές, δηλαδή τα εν λόγω έτη υπάρχει θετική σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων. Από την άλλη μεριά, την περίοδο 2002 – 2004 ο συντελεστής  $\gamma_{1t}$  παίρνει αρνητικές τιμές, υποδηλώνοντας



αρνητική σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων. Μάλιστα, τα έτη 2002 και 2004 οι αρνητικές τιμές του συντελεστή  $\gamma_{1t}$  είναι και στατιστικά σημαντικές αφού το t-statistic είναι σε απόλυτη τιμή 2,185329 και 5,948169 αντίστοιχα, δηλαδή μεγαλύτερο του 2. Η ύπαρξη στατιστικά σημαντικής αρνητικής σχέσης μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων για τα έτη 2002 και 2004 προξενεί εντύπωση και έρχεται σε αντίθεση με την πλειοψηφία των μελετών, υποδηλώνοντας αναποτελεσματικότητα του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Αντίθετα, το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με την μελέτη των Διακογιάννη & Κυριαζή (2002), οι οποίοι εξετάζοντας την περίοδο 1995 – 2002 βρήκαν επίσης αρνητική σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων.

Όσον αφορά τον συντελεστή  $\gamma_{0t}$ , είναι στατιστικά σημαντικός σχεδόν σε όλη την περίοδο εξέτασης, με εξαίρεση το 2001, με το t-statistic να κυμαίνεται την περίοδο 2002 – 2005 από 4,363353 (έτος 2002) έως 16,887980 (έτος 2004). Ο συντελεστής προσδιορισμού  $R^2$  κυμαίνεται από 0,160027 (έτος 2005) έως 0,305004 (έτος 2004), η στατιστική Durbin – Watson είναι σε όλη την περίοδο εξέτασης κοντά στο 2 κάτι που κρίνεται ιδιαίτερα ικανοποιητικό και η στατιστική F κυμαίνεται από 1,660541 (έτος 2005) έως 4,543844 (έτος 2004).

Πριν προχωρήσουμε στην περίπτωση της Ιταλίας, πρέπει να επισημανθεί ότι αφού δεν μας βγήκε ο συντελεστής  $\gamma_{2t}$ , που αφορά το μέγεθος εταιρειών, στατιστικά σημαντικός για κανένα έτος και αφού ο συστηματικός κίνδυνος βγαίνει στατιστικά σημαντικός σε δύο έτη δεν έχει νόημα να τρέξουμε κάποια παλινδρόμηση που να εξετάζει αποκλειστικά το size effect. Με άλλα λόγια, δεν μπορούμε να παραλείψουμε την μεταβλητή του συστηματικού κινδύνου, μιας και μας βγήκε στατιστικά σημαντική για δύο έτη.

## V.2 Η περίπτωση της Ιταλίας

Ακολουθώντας την ίδια μεθοδολογία και για την Ιταλική αγορά, την πρώτη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου (1999, 2000, 2001, 2002, 2003) δημιουργήσαμε 14 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος, με το πρώτο χαρτοφυλάκιο να περιλαμβάνει τις 10 εταιρείες με τον μικρότερο μέσο φυσικό λογάριθμο της χρηματιστηριακής αξίας (Market value) στο τέλος του αντίστοιχου έτους και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο να αποτελείται από τις 10 μεγαλύτερες εταιρείες σε κάθε έτος. Κατά την πρώτη υποπερίοδο υπολογίστηκαν και οι εβδομαδιαίες αποδόσεις για κάθε εταιρεία ξεχωριστά, συμπεριλαμβάνοντας και το μέρισμα, με τον τρόπο που είδαμε στην προηγούμενη ενότητα.

Κατά την δεύτερη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου (2000, 2001, 2002, 2003, 2004) εκτιμάται ο συστηματικός κίνδυνος και υπολογίζεται το μέσο μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου. Προκειμένου να εκτιμηθούν τα betas των χαρτοφυλακίων μέσω του Υποδείγματος της Αγοράς (Market model) υπολογίστηκε ανά εβδομάδα η μέση απόδοση κάθε χαρτοφυλακίου, δημιουργώντας με αυτό τον τρόπο για κάθε χαρτοφυλάκιο μία χρονοσειρά 52 παρατηρήσεων ανά έτος, η οποία αντιστοιχεί στην εβδομαδιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου. Συνεπώς, παλινδρομώντας κάθε μία από τις 14 δημιουργημένες χρονοσειρές (εξαρτημένη μεταβλητή) πάνω στις εβδομαδιαίες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου αγοράς (Γενικός Δείκτης MIBTEL - ανεξάρτητη μεταβλητή) για το αντίστοιχο έτος, εκτιμάται ο συστηματικός κίνδυνος των χαρτοφυλακίων για κάθε έτος, που δεν είναι άλλος από τον συντελεστή της απόδοσης του χαρτοφυλακίου αγοράς. Στον Πίνακα IV που ακολουθεί παρατίθενται τα εκτιμώμενα betas των χαρτοφυλακίων:

#### ΠΙΝΑΚΑΣ IV

<b>Portfolios</b>	<b>Betas 2000</b>	<b>Betas 2001</b>	<b>Betas 2002</b>	<b>Betas 2003</b>	<b>Betas 2004</b>
Y1	0.514521 (0.180492)	1.128832 (0.067505)	1.193592 (0.143279)	1.150466 (0.112496)	0.619238 (0.342534)
Y2	0.611911 (0.116656)	0.897049 (0.054737)	0.906582 (0.138422)	1.086588 (0.115022)	0.334226 (0.130647)
Y3	0.489080 (0.092604)	0.645262 (0.040533)	0.610168 (0.145391)	0.907219 (0.096529)	0.362637 (0.102372)
Y4	0.448567 (0.089292)	0.784047 (0.053731)	0.989215 (0.084154)	0.707369 (0.195094)	0.631643 (0.131523)
Y5	0.354102 (0.104764)	0.695525 (0.045668)	0.999473 (0.093524)	0.563200 (0.099275)	0.504978 (0.083360)
Y6	0.476150 (0.068080)	0.754828 (0.057422)	0.815547 (0.091806)	0.545721 (0.080997)	0.565976 (0.120505)
Y7	0.303247 (0.073330)	0.597414 (0.057877)	0.941921 (0.072843)	0.600656 (0.079130)	0.834341 (0.118390)
Y8	0.342728 (0.088919)	0.657020 (0.051883)	0.563679 (0.075019)	0.481456 (0.082928)	0.667899 (0.145591)
Y9	0.510733 (0.146423)	0.915987 (0.052611)	0.586877 (0.058804)	0.456882 (0.160046)	0.813158 (0.137138)
Y10	0.297036 (0.083947)	0.800170 (0.052478)	0.136314 (0.086197)	0.220930 (0.060601)	0.423504 (0.103808)
Y11	0.827238 (0.094952)	1.001764 (0.062115)	0.513813 (0.095553)	0.638532 (0.073911)	0.784515 (0.100807)
Y12	0.642578 (0.102774)	0.754571 (0.052025)	0.285333 (0.047335)	0.483469 (0.077072)	0.410079 (0.100821)
Y13	1.547860 (0.146150)	0.829360 (0.060224)	0.409323 (0.070338)	0.185734 (0.066304)	1.162226 (0.115114)
Y14	1.809197 (0.170559)	0.774187 (0.064690)	0.447182 (0.068763)	0.269940 (0.064570)	0.877742 (0.136987)
Market	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

\*Τα betas έχουν εκτιμηθεί με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, παλινδρομώντας τις εβδομαδιαίες αποδόσεις κάθε χαρτοφυλακίου πάνω στις εβδομαδιαίες αποδόσεις του Γενικού Δείκτη MIBTEL. Στις παρενθέσεις αναγράφονται τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων, ενώ το σύνολο των παρατηρήσεων είναι 52 για τα έτη 2000, 2001, 2002 και 2003 και 53 για το έτος 2004.

Παρατηρώντας τον Πίνακα IV βλέπουμε ότι τα έτη 2000 και 2004 τα χαρτοφυλάκια με τις μικρότερες εταιρείες παρουσιάζουν μικρότερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια των μεγαλύτερων εταιρειών. Πιο συγκεκριμένα, το 2000, τα χαρτοφυλάκια Y<sub>1</sub>, Y<sub>2</sub>, Y<sub>3</sub> και Y<sub>4</sub> με τις μικρότερες εταιρείες έχουν σε κάθε περίπτωση μικρότερο beta από τα τελευταία τέσσερα χαρτοφυλάκια (Y<sub>11</sub>, Y<sub>12</sub>, Y<sub>13</sub>

και  $Y_{14}$ ). Μάλιστα, το χαρτοφυλάκιο  $Y_1$  με τις πιο μικρές εταιρείες έχει ένα εκτιμώμενο beta μόλις 0.51, ενώ στο χαρτοφυλάκιο  $Y_{14}$  με τις πιο μεγάλες εταιρείες το εκτιμώμενο beta φτάνει περίπου το 1.81, που είναι και η μέγιστη τιμή για το 2000. Συνολικά, το 2000 το beta κυμαίνεται από 0.297 (χαρτοφυλάκιο  $Y_{10}$ ) έως 1.81 (χαρτοφυλάκιο  $Y_{14}$ ). Το 2004 τα χαρτοφυλάκια  $Y_1$ ,  $Y_2$  και  $Y_3$  με τις μικρότερες εταιρείες έχουν επίσης μικρότερο συστηματικό κίνδυνο από τα τελευταία τρία χαρτοφυλάκια ( $Y_{12}$ ,  $Y_{13}$  και  $Y_{14}$ ). Το χαρτοφυλάκιο  $Y_1$  με τις πιο μικρές εταιρείες έχει ένα εκτιμώμενο beta μόλις 0.62, ενώ στο χαρτοφυλάκιο  $Y_{14}$  με τις πιο μεγάλες εταιρείες το εκτιμώμενο beta φτάνει περίπου το 0.88, με την μέγιστη τιμή να παρατηρείται στο προτελευταίο χαρτοφυλάκιο  $Y_{13}$  και η οποία φτάνει περίπου το 1.16. Συνολικά, το 2004 το beta κυμαίνεται από 0.33 (χαρτοφυλάκιο  $Y_2$ ) έως 1.16 (χαρτοφυλάκιο  $Y_{13}$ ).

Την περίοδο 2001 – 2003 τα χαρτοφυλάκια με τις μικρότερες εταιρείες παρουσιάζουν μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια με τις μεγαλύτερες εταιρείες. Πιο συγκεκριμένα, το 2001 τα χαρτοφυλάκια  $Y_1$  και  $Y_2$  με τις μικρότερες εταιρείες έχουν φανερά υψηλότερα betas από τα τελευταία δύο χαρτοφυλάκια ( $Y_{13}$  και  $Y_{14}$ ). Μάλιστα, το χαρτοφυλάκιο  $Y_1$  με τις πιο μικρές εταιρείες έχει ένα εκτιμώμενο beta της τάξης του 1.13, μια τιμή η οποία είναι και η μέγιστη του έτους, ενώ το χαρτοφυλάκιο  $Y_{14}$  με τις πιο μεγάλες εταιρείες έχει beta της τάξης του 0.77. Παρατηρούμε επίσης ότι ακόμη πιο χαμηλός συστηματικός κίνδυνος υπάρχει στα μεσαία χαρτοφυλάκια με το χαρτοφυλάκιο  $Y_7$  να διαθέτει τον μικρότερο συστηματικό κίνδυνο του έτους, ο οποίος είναι της τάξης του 0.597. Αξιοσημείωτο επίσης είναι ότι το beta του χαρτοφυλακίου  $Y_{11}$  αγγίζει το beta του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Το 2002 τα χαρτοφυλάκια  $Y_1$ ,  $Y_2$ ,  $Y_3$  και  $Y_4$  με τις μικρότερες εταιρείες έχουν σε κάθε περίπτωση μεγαλύτερο beta από τα τελευταία τέσσερα χαρτοφυλάκια ( $Y_{11}$ ,  $Y_{12}$ ,  $Y_{13}$  και  $Y_{14}$ ). Μάλιστα, το χαρτοφυλάκιο  $Y_1$  με τις πιο μικρές εταιρείες έχει ένα εκτιμώμενο beta της τάξης του 1.19, μια τιμή η οποία είναι και η μέγιστη του έτους, ενώ στο χαρτοφυλάκιο  $Y_{14}$  με τις πιο μεγάλες εταιρείες το εκτιμώμενο beta είναι μόλις 0.447. Οι πιο χαμηλές τιμές συστηματικού κινδύνου παρατηρούνται στα χαρτοφυλάκια  $Y_{10}$  και  $Y_{12}$ , με τα εκτιμώμενα betas να είναι 0.136 και 0.285 αντίστοιχα. Τέλος, το 2003 τα χαρτοφυλάκια  $Y_1$ ,  $Y_2$ ,  $Y_3$  και  $Y_4$  με τις μικρότερες εταιρείες έχουν επίσης ξεκάθαρα μεγαλύτερο beta από τα τελευταία τέσσερα χαρτοφυλάκια ( $Y_{11}$ ,  $Y_{12}$ ,  $Y_{13}$  και  $Y_{14}$ ). Τα χαρτοφυλάκια  $Y_1$  και  $Y_2$  με τις πιο μικρές εταιρείες έχουν ένα εκτιμώμενο betas της τάξης του 1.15 και 1.087

αντίστοιχα, τιμές οι οποίες είναι και οι μέγιστες του έτους, ενώ στα χαρτοφυλάκια  $Y_{13}$  και  $Y_{14}$  με τις πιο μεγάλες εταιρείες τα εκτιμώμενα betas είναι μόλις 0.186 και 0.27 αντίστοιχα, με την πρώτη τιμή να είναι και η μικρότερη του έτους. Η δεύτερη χαμηλότερη τιμή εντοπίζεται στο μεσαίο χαρτοφυλάκιο  $Y_{10}$  με το εκτιμώμενο beta να είναι μόλις 0.22.

Στο σημείο αυτό μπορούμε να αντιπαραβάλλουμε στα εκτιμώμενα betas την μέση εβδομαδιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου το αντίστοιχο έτος, ώστε να δούμε αν κατά την δεύτερη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου (2000, 2001, 2002, 2003 και 2004) εμφανίζεται το φαινόμενο των μικρών εταιρειών. Να σημειωθεί και πάλι ότι αυτή η σύγκριση που γίνεται παρακάτω δεν αποδεικνύει κάτι, αλλά γίνεται μία σύγκριση των μεγεθών για τα εν λόγω έτη. Τα αποτελέσματα πρόκειται να βγουν κατά την τρίτη υποπερίοδο, όπου θα γίνει ο εμπειρικός έλεγχος και θα μας επιτραπεί να βγάλουμε περισσότερο ασφαλή συμπεράσματα. Έτσι, υπολογίστηκε για κάθε έτος ο μέσος όρος των εβδομαδιαίων αποδόσεων του εκάστοτε χαρτοφυλακίου και στον Πίνακα V που ακολουθεί παρατίθενται τα εκτιμώμενα betas και η μέση εβδομαδιαία απόδοση κάθε χαρτοφυλακίου:

#### ΠΙΝΑΚΑΣ V

	Average weekly returns		Average weekly returns		Average weekly returns		Average weekly returns		Average weekly returns	
	Betas 2000	Betas 2000	Betas 2001	Betas 2001	Betas 2002	Betas 2002	Betas 2003	Betas 2003	Betas 2004	Betas 2004
$Y_1$	0,514521	0,036260	1,128832	0,013030	1,193592	0,025388	1,150466	0,018357	0,619238	0,001788
$Y_2$	0,611911	0,051065	0,897049	0,018055	0,906582	0,017319	1,086588	0,039499	0,334226	0,030486
$Y_3$	0,489080	0,024629	0,645262	0,030957	0,610168	0,036988	0,907219	0,029227	0,362637	0,023882
$Y_4$	0,448567	0,027708	0,784047	0,017947	0,989215	0,018838	0,707369	0,016236	0,631643	0,038596
$Y_5$	0,354102	0,023569	0,695525	0,014689	0,999473	0,012910	0,563200	0,030872	0,504978	0,034679
$Y_6$	0,476150	0,026039	0,754828	0,018138	0,815547	0,025085	0,545721	0,032471	0,565976	0,023454
$Y_7$	0,303247	0,024874	0,597414	0,036950	0,941921	0,020350	0,600656	0,029089	0,834341	0,022287
$Y_8$	0,342728	0,020274	0,657020	0,017851	0,563679	0,027685	0,481456	0,031794	0,667899	0,022290
$Y_9$	0,510733	0,018500	0,915987	0,025419	0,586877	0,031968	0,456882	0,047011	0,813158	0,029665
$Y_{10}$	0,297036	0,027540	0,800170	0,015731	0,136314	0,024058	0,220930	0,035830	0,423504	0,023528
$Y_{11}$	0,827238	0,020257	1,001764	0,015198	0,513813	0,027182	0,638532	0,032462	0,784515	0,022438
$Y_{12}$	0,642578	0,018177	0,754571	0,040669	0,285333	0,030531	0,483469	0,025882	0,410079	0,023915
$Y_{13}$	1,547860	0,011102	0,829360	0,010573	0,409323	0,028107	0,185734	0,020317	1,162226	0,029060
$Y_{14}$	1,809197	0,006325	0,774187	0,004906	0,447182	0,018798	0,269940	0,022625	0,877742	0,021773
Market	1,000000	0,000874	1,000000	-0,005437	1,000000	-0,005240	1,000000	0,002540	1,000000	0,003202

Παρατηρώντας τον Πίνακα V βλέπουμε ότι τα έτη 2000, 2001 και 2002 διακρίνεται το φαινόμενο των μικρών εταιρειών, δηλαδή το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες παράγει μεγαλύτερες αποδόσεις σε σχέση με το τελευταίο χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει τις μεγαλύτερες εταιρείες. Το 2000, όπως είδαμε προηγουμένως, τα χαρτοφυλάκια των μικρότερων εταιρειών έχουν μικρότερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια των μεγαλύτερων εταιρειών, αλλά έχουν μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες παρουσιάζει μέση εβδομαδιαία απόδοση της τάξης του 0.03626, ενώ η μέση εβδομαδιαία απόδοση του τελευταίου χαρτοφυλακίου με τις μεγαλύτερες εταιρείες είναι μόλις 0.006325. Μάλιστα, ακόμα και τα χαρτοφυλάκια  $Y_2$ ,  $Y_3$  και  $Y_4$  παρουσιάζουν μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια  $Y_{11}$ ,  $Y_{12}$  και  $Y_{13}$ . Το χαρτοφυλάκιο  $Y_2$  έχει την μέγιστη απόδοση του έτους (0.051065), ενώ το χαρτοφυλάκιο  $Y_{14}$  έχει την ελάχιστη απόδοση του έτους (0.006325). Αυτό που μπορούμε να συμπεράνουμε για το 2000 είναι ότι οι μικρότερες εταιρείες παράγουν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις από τις μεγαλύτερες ακόμα και όταν ο συστηματικός τους κίνδυνος δεν είναι μεγαλύτερος από τον αντίστοιχο των μεγαλύτερων εταιρειών. Το 2001, όπως είδαμε, τα χαρτοφυλάκια των μικρότερων εταιρειών έχουν μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια των μεγαλύτερων εταιρειών, αλλά βλέπουμε ότι έχουν και μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση κάτι που φαίνεται λογικό. Τα χαρτοφυλάκια  $Y_1$  και  $Y_2$  με τις μικρότερες εταιρείες παρουσιάζουν μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση (0.01303 και 0.018055 αντίστοιχα) από τα χαρτοφυλάκια  $Y_{13}$  και  $Y_{14}$  με τις μεγαλύτερες εταιρείες (0.010573 και 0.004906 αντίστοιχα). Αυτό που παρατηρούμε είναι ότι τις μεγαλύτερες εβδομαδιαίες αποδόσεις τις βρίσκουμε κυρίως στα μεσαία χαρτοφυλάκια, ενώ η ελάχιστη τιμή είναι στο τελευταίο χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες. Το 2002 είδαμε επίσης ότι τα χαρτοφυλάκια των μικρότερων εταιρειών έχουν μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια των μεγαλύτερων εταιρειών, αλλά βλέπουμε επίσης ότι έχουν και μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση. Το χαρτοφυλάκιο  $Y_1$  με τις μικρότερες εταιρείες παρουσιάζει μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση (0.025388) από το χαρτοφυλάκιο  $Y_{14}$  με τις μεγαλύτερες εταιρείες (0.018798). Πάντως, οι μεγαλύτερες εβδομαδιαίες αποδόσεις του έτους παρατηρούνται στα μεσαία χαρτοφυλάκια, με το χαρτοφυλάκιο  $Y_3$  το οποίο περιλαμβάνει μικρομεσαίες επιχειρήσεις να πιάνει την μέγιστη τιμή (0.036988) και το

χαρτοφυλάκιο  $Y_9$  το οποίο περιλαμβάνει μεσαίου μεγέθους επιχειρήσεις να πιάνει την δεύτερη μεγαλύτερη τιμή (0.031968).

Την περίοδο 2003 – 2004 δεν διακρίνεται το φαινόμενο των μικρών εταιρειών, με άλλα λόγια το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες δεν παράγει μεγαλύτερες μέσες εβδομαδιαίες αποδόσεις από το τελευταίο χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες. Το 2003, όπως είδαμε προηγουμένως, τα χαρτοφυλάκια με τις μικρότερες εταιρείες παρουσιάζουν μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια των μεγαλύτερων εταιρειών, αλλά βλέπουμε ότι εμφανίζουν και μικρότερη μέση εβδομαδιαία απόδοση. Το χαρτοφυλάκιο  $Y_1$  εμφανίζει μέση εβδομαδιαία απόδοση της τάξης του μόλις 0.018357, σε αντίθεση με το χαρτοφυλάκιο  $Y_{14}$  του οποίου η μέση εβδομαδιαία απόδοση είναι λίγο μεγαλύτερη φτάνοντας το 0.022625. Οι μεγαλύτερες εβδομαδιαίες αποδόσεις παρατηρούνται στα μεσαία χαρτοφυλάκια, με το χαρτοφυλάκιο  $Y_9$  το οποίο περιλαμβάνει μεσαίου μεγέθους επιχειρήσεις να εμφανίζει την μέγιστη εβδομαδιαία απόδοση (0.047011). Η ελάχιστη τιμή εμφανίζεται στο χαρτοφυλάκιο  $Y_4$  το οποίο περιλαμβάνει μικρομεσαίες επιχειρήσεις και είναι μόλις 0.016236. Τέλος, το 2004 το χαρτοφυλάκιο των μικρότερων εταιρειών εμφανίζει όπως περιγράφηκε μικρότερο συστηματικό κίνδυνο, αλλά όπως βλέπουμε παρουσιάζει και μικρότερη μέση εβδομαδιαία απόδοση, κάτι που φαίνεται λογικό. Το χαρτοφυλάκιο  $Y_1$  εμφανίζει μέση εβδομαδιαία απόδοση της τάξης του μόλις 0.001788, η οποία είναι και η ελάχιστη τιμή του έτους, ενώ το χαρτοφυλάκιο  $Y_{14}$  με τις μεγαλύτερες εταιρείες εμφανίζει μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση που φτάνει το 0.021773. Τις μεγαλύτερες εβδομαδιαίες αποδόσεις εμφανίζουν τα χαρτοφυλάκια  $Y_4$  και  $Y_5$  (0.038596 και 0.034679 αντίστοιχα), τα οποία περιλαμβάνουν μικρομεσαίες επιχειρήσεις.

Προκειμένου να προχωρήσουμε στο επόμενο στάδιο του εμπειρικού ελέγχου υπολογίσαμε για κάθε χαρτοφυλάκιο ανά εβδομάδα το μέσο μέγεθος, παίρνοντας τον μέσο των χρηματιστηριακών αξιών των 10 εταιρειών για κάθε εβδομάδα, δημιουργώντας με αυτό τον τρόπο 52 παρατηρήσεις ανά έτος για κάθε χαρτοφυλάκιο.

Κατά την τρίτη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου, δηλαδή τα έτη 2001, 2002, 2003, 2004 και 2005 τρέχουμε την διαστρωματική παλινδρόμηση (4.5) που περιγράψαμε στην προηγούμενη ενότητα και παίρνουμε τα αποτελέσματα που δίνονται στον ακόλουθο Πίνακα VI. Οι στήλες «Constant», «Beta» και «Size» αντιστοιχούν στους συντελεστές  $\gamma_{0t}$ ,  $\gamma_{1t}$  και  $\gamma_{2t}$  που εκτιμήθηκαν με την μέθοδο των

ελαχίστων τετραγώνων και είναι ουσιαστικά οι μέσες εκτιμήσεις, ενώ δίνονται για κάθε συντελεστή και τα t-statistics, τα οποία υπολογίστηκαν για κάθε συντελεστή με τον τρόπο που περιγράψαμε στην προηγούμενη ενότητα. Στον πίνακα θα δούμε επίσης τον συντελεστή προσδιορισμού R<sup>2</sup> για κάθε έτος, την στατιστική Durbin – Watson και την στατιστική F.

**ΠΙΝΑΚΑΣ VI: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ ΜΕ  
ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ**

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * \beta_{pt-1} + \gamma_{2t} * \text{Ln} (\Phi_{mpt-1}) + \varepsilon_{it}$$

	<b>Constant</b>	<b>Beta</b>	<b>Size</b>	<b>R Square</b>	<b>Durbin- Watson</b>	<b>F- statistic</b>
<b>2001</b>						
<b>Average</b>	0,027304	-0,013746	0,015441	0,297360	2,157137	3,404000
<b>StDeviation</b>	0,031369	0,024912	0,349816			
<b>SQRT(n)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	6,276686	-3,979035	0,318303			
<b>2002</b>						
<b>Average</b>	0,021004	0,003329	0,106540	0,151925	2,057614	1,179459
<b>StDeviation</b>	0,029910	0,038990	0,485998			
<b>SQRT(n)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	5,063952	0,615782	1,580809			
<b>2003</b>						
<b>Average</b>	0,034102	-0,009596	-0,018154	0,222621	2,002267	2,174356
<b>StDeviation</b>	0,010555	0,020438	0,374341			
<b>SQRT(n)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	23,297211	-3,385721	-0,349710			
<b>2004</b>						
<b>Average</b>	0,027007	-0,003712	-0,048002	0,174753	1,955413	1,383463
<b>StDeviation</b>	0,007912	0,018399	0,349846			
<b>SQRT(n)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	24,614625	-1,454888	-0,989426			



<b>2005</b>						
<b>Average</b>	0,019429	0,004640	0,029755	0,156349	2,011334	1,224689
<b>StDeviation</b>	0,014067	0,015828	0,355160			
<b>SQRT(n)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	9,959645	2,113808	0,604136			

Παρατηρώντας τον Πίνακα VI ο συντελεστής  $\gamma_{2t}$  παίρνει θετικές τιμές την περίοδο 2001 – 2002 και το 2005, ενώ την περίοδο 2003 – 2004 παίρνει αρνητικές τιμές. Με άλλα λόγια, την περίοδο 2001 – 2002 και το 2005 παρατηρείται θετική σχέση μεταξύ μεγέθους εταιρειών και μέσων αποδόσεων, ενώ την περίοδο 2003 - 2004 η σχέση αυτή γίνεται αρνητική. Τα αποτελέσματα όμως για τον συντελεστή  $\gamma_{2t}$  σε καμία περίπτωση δεν είναι στατιστικά σημαντικά, μιας και το t – statistic ποτέ δεν ξεπερνά σε απόλυτη τιμή το 2, φτάνοντας στην καλύτερη περίπτωση το 1,580809 (έτος 2002). Συνεπώς, για όλη την εξεταζόμενη περίοδο αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση, ότι δηλαδή το μέγεθος των εταιρειών δεν παίζει σημαντικό ρόλο στην διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με τις μελέτες των Horowitz, Loughran & Savin (1996) και του Berk (1996), οι οποίοι χρησιμοποιώντας βέβαια διαφορετική μεθοδολογία για την Αμερικανική αγορά, βρήκαν ότι δεν υπάρχει κάποια ιδιαίτερη σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και μεγέθους. Καλύτερη σύγκριση μπορεί να γίνει με την μελέτη των Heston, Rouwenhorst & Wessels (1999), οι οποίοι εξέτασαν τη σχέση συστηματικού κινδύνου και μεγέθους με τις μέσες αποδόσεις, κάνοντας χρήση της μεθόδου Fama & MacBeth (1973). Ανάμεσα στις 12 Ευρωπαϊκές χώρες που εξέτασαν ήταν και η Ιταλία, η οποία ήταν μία από τις 11 χώρες που εμφάνισε αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και μέσων αποδόσεων, αλλά η σχέση αυτή δεν βρέθηκε στατιστικά σημαντική. Συνεπώς, βλέπουμε ότι το αποτέλεσμα αυτό εν μέρει ισχύει και στην παρούσα μελέτη. Από την άλλη μεριά, η απόρριψη του φαινομένου των μικρών εταιρειών έρχεται σε αντίθεση με την πλειοψηφία των μελετών και όπως αναφέρθηκε και στην περίπτωση της Ελλάδας, πιθανοί λόγοι είναι η ακαταλληλότητα του MIBTEL ως χαρτοφυλάκιο αγοράς και οι πιθανώς όχι και τόσο μεγάλες διαφορές μεγέθους των εταιρειών του Χρηματιστηρίου του Μιλάνο σε σχέση με μεγαλύτερες χρηματιστηριακές αγορές, όπως ο NYSE. Βέβαια, να σημειώσουμε ότι το

αποτέλεσμα αυτό βγήκε με βάση την μεθοδολογία Fama & MacBeth, κάτι που σημαίνει ότι με βάση κάποια άλλη μεθοδολογία μπορεί και να βγαίνει το αποτέλεσμα που επιθυμούμε.

Όσον αφορά τον συστηματικό κίνδυνο, παρατηρούμε ότι για τα έτη 2002 και 2005 ο συντελεστής  $\gamma_{1t}$  παίρνει θετικές τιμές, δηλαδή τα εν λόγω έτη υπάρχει θετική σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων. Το 2001 και την περίοδο 2003 – 2004 ο συντελεστής  $\gamma_{1t}$  παίρνει αρνητικές τιμές, υποδηλώνοντας αρνητική σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων. Μάλιστα, τα έτη 2001, 2003 και 2005 οι τιμές του συντελεστή  $\gamma_{1t}$  είναι και στατιστικά σημαντικές αφού το t-statistic είναι σε απόλυτη τιμή 3.979035, 3.385721 και 2,113808 αντίστοιχα. Η ύπαρξη στατιστικά σημαντικής αρνητικής σχέσης μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων για τα έτη 2001 και 2003 έρχεται σε αντίθεση με την πλειοψηφία των μελετών, υποδηλώνοντας αναποτελεσματικότητα της αγοράς, ενώ η ύπαρξη στατιστικά σημαντικής θετικής σχέσης μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων το 2005 συμφωνεί με την πλειοψηφία των εμπειρικών μελετών. Στη μελέτη των Heston, Rouwenhorst & Wessels (1999) βρέθηκε για την Ιταλία αρνητική σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων αλλά μη στατιστικά σημαντική.

Όσον αφορά τον συντελεστή  $\gamma_{0t}$ , είναι στατιστικά σημαντικός σε όλη την περίοδο εξέτασης, με το t-statistic να κυμαίνεται από 5,063952 (έτος 2002) έως 24,614625 (έτος 2004). Ο συντελεστής προσδιορισμού  $R^2$  κυμαίνεται από 0,151925 (έτος 2002) έως 0,297360 (έτος 2001), η στατιστική Durbin – Watson είναι σε όλη την περίοδο εξέτασης κοντά στο 2 κάτι που κρίνεται ιδιαίτερα ικανοποιητικό και η στατιστική F κυμαίνεται από 1,179459 (έτος 2002) έως 3,404 (έτος 2001).

### V.3 Η περίπτωση της Τουρκίας

Κάνοντας ακριβώς την ίδια ανάλυση και για την Τουρκία και σύμφωνα με τη μεθοδολογία Fama & MacBeth, την πρώτη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου (1999, 2000, 2001, 2002, 2003) δημιουργήσαμε 18 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος, με το πρώτο χαρτοφυλάκιο να περιλαμβάνει τις 12 εταιρείες με τον μικρότερο μέσο φυσικό λογάριθμο της χρηματιστηριακής αξίας (Market value) στο τέλος του αντίστοιχου έτους και το τελευταίο χαρτοφυλάκιο να αποτελείται από τις 12 μεγαλύτερες εταιρείες σε κάθε έτος. Κατά την πρώτη υποπερίοδο υπολογίστηκαν και οι εβδομαδιαίες αποδόσεις για κάθε εταιρεία ξεχωριστά, συμπεριλαμβάνοντας και το μέρισμα, με τον τρόπο που είδαμε στην προηγούμενη ενότητα.

Κατά την δεύτερη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου (2000, 2001, 2002, 2003, 2004) εκτιμάται ο συστηματικός κίνδυνος και υπολογίζεται το μέσο μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου. Προκειμένου να εκτιμηθούν τα betas των χαρτοφυλακίων μέσω του Υποδείγματος της Αγοράς (Market model) υπολογίστηκε ανά εβδομάδα η μέση απόδοση κάθε χαρτοφυλακίου, δημιουργώντας με αυτό τον τρόπο για κάθε χαρτοφυλάκιο μία χρονοσειρά 52 παρατηρήσεων ανά έτος, η οποία αντιστοιχεί στην εβδομαδιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου. Συνεπώς, παλινδρομώντας κάθε μία από τις 18 δημιουργημένες χρονοσειρές (εξαρτημένη μεταβλητή) πάνω στις εβδομαδιαίες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου αγοράς (ISE National All Share Price Index - ανεξάρτητη μεταβλητή) για το αντίστοιχο έτος, εκτιμάται ο συστηματικός κίνδυνος των χαρτοφυλακίων για κάθε έτος, που δεν είναι άλλος από τον συντελεστή της απόδοσης του χαρτοφυλακίου αγοράς. Στον Πίνακα VII που ακολουθεί παρατίθενται τα εκτιμώμενα betas των χαρτοφυλακίων:

**ΠΙΝΑΚΑΣ VII**

<b>Portfolios</b>	<b>Betas 2000</b>	<b>Betas 2001</b>	<b>Betas 2002</b>	<b>Betas 2003</b>	<b>Betas 2004</b>
Ω1	0,696634 (0,083096)	0,897233 (0,120019)	0,921531 (0,072494)	0,551683 (0,165472)	0,462045 (0,089608)
Ω2	0,676288 (0,073617)	0,989475 (0,087585)	0,869993 (0,067654)	0,708876 (0,081880)	0,499077 (0,086649)
Ω3	0,824254 (0,082403)	1,044101 (0,089702)	0,914488 (0,053374)	0,694918 (0,058248)	0,397082 (0,079657)
Ω4	1,043072 (0,094241)	1,085610 (0,071448)	0,823216 (0,063104)	0,731033 (0,064146)	0,374258 (0,083461)
Ω5	0,846479 (0,089891)	0,896464 (0,063042)	0,927976 (0,055047)	0,540228 (0,120571)	0,466986 (0,097616)
Ω6	0,713285 (0,076539)	1,012246 (0,070275)	0,804850 (0,079041)	0,650419 (0,144525)	0,591008 (0,107973)
Ω7	0,877814 (0,070456)	0,986377 (0,054145)	1,005902 (0,095787)	0,742022 (0,059209)	0,462220 (0,110634)
Ω8	0,869543 (0,067216)	0,860469 (0,061458)	0,833706 (0,061836)	0,600992 (0,078433)	0,577911 (0,074521)
Ω9	0,766484 (0,070073)	0,964372 (0,053901)	0,804921 (0,048964)	0,715898 (0,057817)	0,514894 (0,079087)
Ω10	0,876204 (0,071238)	1,009184 (0,066446)	0,634084 (0,079065)	0,694090 (0,046474)	0,556564 (0,079998)
Ω11	0,860231 (0,051548)	0,892392 (0,056680)	0,797613 (0,052420)	0,532642 (0,065626)	0,650973 (0,068900)
Ω12	0,746659 (0,079297)	0,863892 (0,078095)	0,934961 (0,119607)	0,755998 (0,056332)	0,692118 (0,094556)
Ω13	0,923681 (0,041989)	0,887607 (0,047889)	0,869221 (0,060333)	0,718548 (0,080406)	0,766988 (0,071643)
Ω14	0,813641 (0,056061)	0,949305 (0,052337)	0,986248 (0,053431)	0,636661 (0,066231)	0,904751 (0,061941)
Ω15	0,803482 (0,042712)	0,741292 (0,065977)	0,743450 (0,062059)	0,800691 (0,073433)	0,764312 (0,092799)
Ω16	0,938365 (0,071503)	0,954888 (0,085719)	0,772877 (0,056204)	0,824463 (0,062162)	0,959174 (0,125990)
Ω17	0,892221 (0,060290)	0,674956 (0,069889)	0,910524 (0,070796)	0,699399 (0,062718)	0,748070 (0,084437)
Ω18	1,047774 (0,048898)	1,012910 (0,090298)	0,647750 (0,072250)	0,778617 (0,089619)	0,870760 (0,069064)
Market	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

\*Τα betas έχουν εκτιμηθεί με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, παλινδρομώντας τις εβδομαδιαίες αποδόσεις κάθε χαρτοφυλακίου πάνω στις εβδομαδιαίες αποδόσεις του ISE National All Share Price Index. Στις παρενθέσεις αναγράφονται τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων, ενώ το σύνολο των παρατηρήσεων είναι 52 για τα έτη 2000, 2001, 2002 και 2003 και 53 για το έτος 2004.

Παρατηρώντας τον Πίνακα VII βλέπουμε ότι με εξαίρεση το 2002 τουλάχιστον το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες παρουσιάζει μικρότερο συστηματικό κίνδυνο από τις μεγαλύτερες εταιρείες. Πιο συγκεκριμένα, το 2000, τα χαρτοφυλάκια  $\Omega_1$ ,  $\Omega_2$ , και  $\Omega_3$  με τις μικρότερες εταιρείες έχουν σε κάθε περίπτωση μικρότερο beta από τα τελευταία τρία χαρτοφυλάκια ( $\Omega_{16}$ ,  $\Omega_{17}$  και  $\Omega_{18}$ ). Μάλιστα, το χαρτοφυλάκιο  $\Omega_1$  με τις πιο μικρές εταιρείες έχει ένα εκτιμώμενο beta μόλις 0.697, ενώ στο χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{18}$  με τις πιο μεγάλες εταιρείες το εκτιμώμενο beta φτάνει περίπου το 1.05, που είναι και η μέγιστη τιμή για το 2000. Συνολικά, το 2000 το beta κυμαίνεται από 0.6763 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_2$ ) έως 1.05 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{18}$ ). Το 2001, βλέπουμε ότι το χαρτοφυλάκιο  $\Omega_1$  με τις μικρότερες εταιρείες έχει μικρότερο συστηματικό κίνδυνο από το χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{18}$  με τις μεγαλύτερες εταιρείες, με τα betas να είναι 0.897 και 1.013 αντίστοιχα. Πάντως, τα αμέσως επόμενα χαρτοφυλάκια  $\Omega_2$ ,  $\Omega_3$  και  $\Omega_4$  τα οποία περιέχουν σχετικά μικρές εταιρείες έχουν υψηλότερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια  $\Omega_{15}$ ,  $\Omega_{16}$  και  $\Omega_{17}$  τα οποία περιέχουν σχετικά μεγάλες εταιρείες. Συνεπώς, το εν λόγω έτος δεν υπάρχει κάτι ξεκάθαρο όσον αφορά τον συστηματικό κίνδυνο. Τα betas κυμαίνονται από 0.675 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{17}$ ) έως 1.086 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_4$ ). Το 2003, το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες έχει επίσης μικρότερο συστηματικό κίνδυνο από το τελευταίο χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες, με τα betas να είναι 0.552 και 0.779 αντίστοιχα. Σε γενικές γραμμές, φαίνεται ότι το εν λόγω έτος τα χαρτοφυλάκια των μικρότερων εταιρειών στην πλειοψηφία τους εμφανίζουν μικρότερο συστηματικό κίνδυνο, με το μέγιστο beta να διακρίνεται στο χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{16}$  το οποίο περιέχει σχετικά μεγάλες εταιρείες (0.8245) και το μικρότερο beta να διακρίνεται στο χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{11}$  το οποίο περιέχει μεσαίου μεγέθους εταιρείες (0.53). Το 2004, τα πρώτα πέντε χαρτοφυλάκια με τις μικρές εταιρείες παρουσιάζουν αρκετά χαμηλό συστηματικό κίνδυνο που κυμαίνεται από 0.374 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_4$ ), που είναι και η χαμηλότερη τιμή του έτους, μέχρι 0.499 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_2$ ), σε σχέση με τα τελευταία πέντε χαρτοφυλάκια με τις μεγαλύτερες εταιρείες, τα οποία παρουσιάζουν σαφώς μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο που κυμαίνεται από 0.748 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{17}$ ) έως 0.959 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{16}$ ) που είναι και η μέγιστη τιμή έτους. Τέλος, το 2002 όπως προαναφέρθηκε έχουμε αντιστροφή των αποτελεσμάτων με το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες

εταιρείες να παρουσιάζει μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο (0.9215) σε σχέση με το τελευταίο χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες (0.6477). Πάντως και εδώ δεν υπάρχει κάποιο συγκεκριμένο pattern που να υποδηλώνει ξεκάθαρη σχέση. Τα betas κυμαίνονται από 0.634 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{10}$ ) έως 1.006 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_7$ ), μια τιμή η οποία αγγίζει το beta της αγοράς. Βλέπουμε ακόμη ότι στα μεσαία χαρτοφυλάκια εντοπίζονται η ελάχιστη και η μέγιστη τιμή του συστηματικού κινδύνου.

Στο σημείο αυτό μπορούμε να αντιπαραβάλλουμε στα εκτιμώμενα betas την μέση εβδομαδιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου το αντίστοιχο έτος, ώστε να δούμε αν κατά την δεύτερη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου (2000, 2001, 2002, 2003 και 2004) εμφανίζεται το φαινόμενο των μικρών εταιρειών. Να σημειωθεί και πάλι ότι αυτή η σύγκριση που γίνεται παρακάτω δεν αποδεικνύει κάτι, απλά γίνεται μία σύγκριση των μεγεθών για τα εν λόγω έτη. Τα αποτελέσματα πρόκειται να βγουν κατά την τρίτη υποπερίοδο, όπου θα γίνει ο εμπειρικός έλεγχος και θα μας επιτραπεί να βγάλουμε περισσότερο ασφαλή συμπεράσματα. Έτσι, υπολογίστηκε για κάθε έτος ο μέσος όρος των εβδομαδιαίων αποδόσεων του εκάστοτε χαρτοφυλακίου και στον Πίνακα VIII που ακολουθεί παρατίθενται τα εκτιμώμενα betas και η μέση εβδομαδιαία απόδοση κάθε χαρτοφυλακίου:

### ΠΙΝΑΚΑΣ VIII

	Average weekly returns 2000		Average weekly returns 2001		Average weekly returns 2002		Average weekly returns 2003		Average weekly returns 2004	
	Betas	Betas	Betas	Betas	Betas	Betas	Betas	Betas	Betas	Betas
$\Omega_1$	0,696634	0,012808	0,897233	0,385922	0,921531	0,015940	0,551683	0,072801	0,462045	0,020691
$\Omega_2$	0,676288	0,032249	0,989475	0,054579	0,869993	0,005655	0,708876	0,027473	0,499077	0,009293
$\Omega_3$	0,824254	0,012487	1,044101	0,045152	0,914488	0,025237	0,694918	0,036685	0,397082	0,030152
$\Omega_4$	1,043072	0,007913	1,085610	0,149255	0,823216	0,010501	0,731033	0,034991	0,374258	0,010322
$\Omega_5$	0,846479	0,048410	0,896464	0,029254	0,927976	0,001410	0,540228	0,053160	0,466986	0,016365
$\Omega_6$	0,713285	0,013796	1,012246	0,011965	0,804850	0,023335	0,650419	0,056674	0,591008	0,026527
$\Omega_7$	0,877814	0,010753	0,986377	0,013008	1,005902	0,066293	0,742022	0,017233	0,462220	0,016448
$\Omega_8$	0,869543	0,005512	0,860469	0,033728	0,833706	0,016141	0,600992	0,030573	0,577911	0,031680
$\Omega_9$	0,766484	0,008592	0,964372	0,027887	0,804921	0,005879	0,715898	0,067933	0,514894	0,033012
$\Omega_{10}$	0,876204	0,045913	1,009184	0,028957	0,634084	0,027178	0,694090	0,023986	0,556564	0,027670
$\Omega_{11}$	0,860231	-0,002164	0,892392	0,019418	0,797613	0,013854	0,532642	0,036169	0,650973	0,008531
$\Omega_{12}$	0,746659	0,107215	0,863892	0,068725	0,934961	0,082552	0,755998	0,064650	0,692118	0,051645
$\Omega_{13}$	0,923681	0,003086	0,887607	0,060386	0,869221	0,019242	0,718548	0,055067	0,766988	0,009200
$\Omega_{14}$	0,813641	0,006347	0,949305	0,015564	0,986248	0,051552	0,636661	0,020343	0,904751	0,014002
$\Omega_{15}$	0,803482	0,012959	0,741292	0,074157	0,743450	0,103911	0,800691	0,018224	0,764312	0,019635
$\Omega_{16}$	0,938365	0,082498	0,954888	0,016486	0,772877	0,044702	0,824463	0,020570	0,959174	0,018777
$\Omega_{17}$	0,892221	0,086228	0,674956	0,023471	0,910524	0,051112	0,699399	0,009346	0,748070	0,007120
$\Omega_{18}$	1,047774	-0,005673	1,012910	0,011005	0,647750	-0,003500	0,778617	0,045768	0,870760	0,077249
Market	1,000000	-0,009013	1,000000	0,007401	1,000000	-0,004812	1,000000	0,010041	1,000000	0,006245

Παρατηρώντας τον Πίνακα VIII βλέπουμε ότι με εξαίρεση το 2004 στα υπόλοιπα έτη διακρίνεται το φαινόμενο των μικρών εταιρειών, δηλαδή το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες παράγει μεγαλύτερες αποδόσεις σε σχέση με το τελευταίο χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει τις μεγαλύτερες εταιρείες, χωρίς όμως τα συμπεράσματα να είναι ξεκάθαρα. Το 2000, όπως είδαμε προηγουμένως, τα χαρτοφυλάκια των μικρότερων εταιρειών έχουν μικρότερο συστηματικό κίνδυνο από τα χαρτοφυλάκια των μεγαλύτερων εταιρειών, αλλά έχουν μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες παρουσιάζει μέση εβδομαδιαία απόδοση της τάξης του 0.0128, ενώ η μέση εβδομαδιαία απόδοση του τελευταίου χαρτοφυλακίου με τις μεγαλύτερες εταιρείες είναι  $-0.00567$ . Πάντως, τα χαρτοφυλάκια  $\Omega_2$  και  $\Omega_3$  δεν έχουν μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση από τα χαρτοφυλάκια  $\Omega_{16}$  και  $\Omega_{17}$  με αποτέλεσμα να μην υπάρχει κάποια ξεκάθαρη σχέση μεταξύ μεγέθους και αποδόσεων. Το χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{12}$  έχει την μέγιστη απόδοση του έτους (0.1072), ενώ το χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{18}$  έχει την ελάχιστη απόδοση του έτους ( $-0.00567$ ). Το 2001, όπου και εδώ όπως είδαμε το χαρτοφυλάκιο των μικρότερων εταιρειών έχει μικρότερο συστηματικό κίνδυνο από το χαρτοφυλάκιο των μεγαλύτερων εταιρειών, παρατηρούμε ότι τα πρώτα τέσσερα χαρτοφυλάκια εμφανίζουν μεγαλύτερες μέσες εβδομαδιαίες αποδόσεις που κυμαίνονται από 0.045 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_3$ ) έως 0.3859 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_1$ ), μια τιμή που είναι και η μέγιστη του έτους. Η ελάχιστη τιμή εντοπίζεται στο τελευταίο χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες και είναι μόλις 0.011, συνεπώς μπορούμε να πούμε ότι το εν λόγω έτος διακρίνεται το φαινόμενο των μικρών εταιρειών, αλλά αυτό δεν σημαίνει ότι απαραίτητα ισχύει κάτι τέτοιο. Το 2002, το πρώτο χαρτοφυλάκιο εμφανίζει μεγαλύτερη μέση εβδομαδιαία απόδοση σε σχέση με το τελευταίο χαρτοφυλάκιο, κάτι το οποίο φαίνεται λογικό μιας και το πρώτο χαρτοφυλάκιο εμφανίζει και μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο. Πάντως, όσον αφορά τα υπόλοιπα χαρτοφυλάκια για το εν λόγω έτος δεν υπάρχει κάτι ξεκάθαρο. Η μέγιστη τιμή μέσης εβδομαδιαίας απόδοσης εντοπίζεται στο χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{15}$  (0.1039) και η ελάχιστη τιμή εντοπίζεται στο χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{18}$  ( $-0.0035$ ). Το 2003 τα πρώτα πέντε χαρτοφυλάκια με τις μικρότερες εταιρείες εμφανίζουν εκτός από μικρότερο συστηματικό κίνδυνο και μεγαλύτερες μέσες εβδομαδιαίες αποδόσεις, που κυμαίνονται από 0.0275 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_2$ ) έως 0.0728 (χαρτοφυλάκιο  $\Omega_1$ ), μια τιμή που είναι και η μέγιστη τιμή του έτους. Η ελάχιστη τιμή εντοπίζεται στο

χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{17}$  (0.0093), ενώ σε γενικές γραμμές στο εν λόγω έτος διακρίνεται το φαινόμενο των μικρών εταιρειών, χωρίς όμως να γνωρίζουμε αν ισχύει κάτι τέτοιο. Τέλος, το 2004 βλέπουμε αντιστροφή των αποτελεσμάτων με το πρώτο χαρτοφυλάκιο με τις μικρότερες εταιρείες να παρουσιάζει εκτός από μικρότερο συστηματικό κίνδυνο και μικρότερη μέση εβδομαδιαία απόδοση, κάτι που φαίνεται λογικό. Πάντως, στα επόμενα χαρτοφυλάκια δεν φαίνεται κάτι ξεκάθαρο και αυτό που μπορούμε απλά να πούμε είναι ότι η μέγιστη τιμή εντοπίζεται στο χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{18}$  με τις μεγαλύτερες εταιρείες (0.077), ενώ η ελάχιστη τιμή εντοπίζεται στο χαρτοφυλάκιο  $\Omega_{17}$  (0.0071), το οποίο επίσης απαρτίζεται από μεγάλες εταιρείες.

Για να προχωρήσουμε στο επόμενο στάδιο του εμπειρικού ελέγχου υπολογίσαμε για κάθε χαρτοφυλάκιο ανά εβδομάδα το μέσο μέγεθος, παίρνοντας τον μέσο των χρηματιστηριακών αξιών των 12 εταιρειών για κάθε εβδομάδα, δημιουργώντας με αυτό τον τρόπο 52 παρατηρήσεις ανά έτος για κάθε χαρτοφυλάκιο.

Κατά την τρίτη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου, δηλαδή τα έτη 2001, 2002, 2003, 2004 και 2005 τρέχουμε την διαστρωματική παλινδρόμηση (4.5) που περιγράψαμε στην προηγούμενη ενότητα και παίρνουμε τα αποτελέσματα που δίνονται στον ακόλουθο Πίνακα VIII. Οι στήλες «Constant», «Beta» και «Size» αντιστοιχούν στους συντελεστές  $\gamma_{0t}$ ,  $\gamma_{1t}$  και  $\gamma_{2t}$  που εκτιμήθηκαν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και είναι ουσιαστικά οι μέσες εκτιμήσεις, ενώ δίνονται για κάθε συντελεστή και τα t-statistics, τα οποία υπολογίστηκαν για κάθε συντελεστή με τον τρόπο που περιγράψαμε στην προηγούμενη ενότητα. Στον πίνακα θα δούμε επίσης τον συντελεστή προσδιορισμού  $R^2$  για κάθε έτος, την στατιστική Durbin – Watson και την στατιστική F.



**ΠΙΝΑΚΑΣ VIII: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ ΜΕ  
ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ**

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} * \beta_{pt-1} + \gamma_{2t} * \text{Ln} (\Phi_{mpt-1}) + \varepsilon_{it}$$

	<b>Constant</b>	<b>Beta</b>	<b>Size</b>	<b>R Square</b>	<b>Durbin-Watson</b>	<b>F-statistic</b>
<b>2001</b>						
<b>Average</b>	0,108662	-0,065621	0,065499	0,107221	1,897310	1,119411
<b>StDeviation</b>	0,089401	0,113130	0,739364			
<b>SQRT(n=50)</b>	7,071068	7,071068	7,071068			
<b>t-statistic</b>	8,594524	-4,101560	0,626418			
<b>2002</b>						
<b>Average</b>	0,131371	-0,117080	-0,039029	0,155947	1,665705	1,541733
<b>StDeviation</b>	0,071509	0,086443	0,534695			
<b>SQRT(n=51)</b>	7,141428	7,141428	7,141428			
<b>t-statistic</b>	13,119639	-9,672506	-0,521277			
<b>2003</b>						
<b>Average</b>	0,018744	0,028792	-0,025895	0,116074	2,084308	1,076924
<b>StDeviation</b>	0,072008	0,087728	0,455872			
<b>SQRT(n=52)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	1,877112	2,366629	-0,409608			
<b>2004</b>						
<b>Average</b>	-0,003848	0,044210	-0,022770	0,139782	1,840859	1,388467
<b>StDeviation</b>	0,053425	0,058034	0,610838			
<b>SQRT(n=50)</b>	7,071068	7,071068	7,071068			
<b>t-statistic</b>	-0,509333	5,386712	-0,263585			
<b>2005</b>						
<b>Average</b>	0,012622	0,046245	0,017784	0,094488	1,675981	0,888486
<b>StDeviation</b>	0,040270	0,037623	0,835540			
<b>SQRT(n=52)</b>	7,211103	7,211103	7,211103			
<b>t-statistic</b>	2,260182	8,863629	0,153486			

Παρατηρώντας τον Πίνακα VIII ο συντελεστής  $\gamma_{2t}$  παίρνει θετικές τιμές τα έτη 2001 και 2005, ενώ την περίοδο 2002 – 2004 παίρνει αρνητικές τιμές. Με άλλα λόγια, τα έτη 2001 και 2005 παρατηρείται θετική σχέση μεταξύ μεγέθους εταιρειών και μέσων αποδόσεων, ενώ την περίοδο 2002 - 2004 η σχέση αυτή γίνεται αρνητική. Τα αποτελέσματα όμως για τον συντελεστή  $\gamma_{2t}$  σε καμμία περίπτωση δεν είναι στατιστικά σημαντικά, μιας και το  $t$  – statistic ποτέ δεν ξεπερνά σε απόλυτη τιμή το 2, φτάνοντας στην καλύτερη περίπτωση το 0,626418 (έτος 2001). Συνεπώς, για όλη την εξεταζόμενη περίοδο αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση, ότι δηλαδή το μέγεθος των εταιρειών δεν παίζει σημαντικό ρόλο στην διαμόρφωση των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών.

Το αποτέλεσμα της μη στατιστικής σημαντικότητας του μεγέθους των εταιρειών έρχεται σε αντίθεση με την πλειοψηφία των μελετών που έγιναν στην Αμερικάνικη αγορά και συμφωνεί εν μέρει με κάποιες μελέτες που έγιναν σε αγορές εκτός των Η.Π.Α. Βέβαια, δεν μπορούμε να κάνουμε σωστή σύγκριση μιας και μιλάμε για εντελώς διαφορετικές αγορές και διαφορετικά μοντέλα. Πιθανοί λόγοι για την μη ύπαρξη του φαινομένου των μικρών εταιρειών, όπως αναφέρθηκε και στις περιπτώσεις της Ελλάδας και της Ιταλίας, ίσως να είναι πρώτον η ακαταλληλότητα του δείκτη ISE National All Share Index ως αντιπροσωπευτικό χαρτοφυλάκιο αγοράς, δεύτερον οι όχι και τόσο μεγάλες διαφορές μεγέθους μεταξύ των εταιρειών του Χρηματιστηρίου της Κωνσταντινούπολης και τρίτον η χρήση συγκεκριμένης μεθοδολογίας, καθώς με την χρήση άλλης μεθοδολογίας τα αποτελέσματα μπορεί και να ήταν διαφορετικά.

Όσον αφορά τον συστηματικό κίνδυνο, παρατηρούμε ότι την περίοδο 2003 – 2005 ο συντελεστής  $\gamma_{1t}$  παίρνει θετικές τιμές, δηλαδή την εν λόγω περίοδο υπάρχει θετική σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων. Από την άλλη μεριά, την περίοδο 2001 – 2002 ο συντελεστής  $\gamma_{1t}$  παίρνει αρνητικές τιμές, υποδηλώνοντας αρνητική σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων. Στην περίπτωση του συστηματικού κινδύνου έχουμε κι εδώ στατιστικά σημαντικές τιμές, όπως και στις περιπτώσεις της Ελλάδας και της Ιταλίας. Μάλιστα, στην περίπτωση της Τουρκίας, όπως βλέπουμε, σε ολόκληρη την περίοδο ελέγχου οι τιμές του συντελεστή  $\gamma_{1t}$  είναι και στατιστικά σημαντικές αφού το  $t$ -statistic κυμαίνεται σε απόλυτη τιμή από 2,366629 (έτος 2003) έως 9,672506 (έτος 2002). Η ύπαρξη στατιστικά σημαντικής αρνητικής σχέσης μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων για την περίοδο 2001 – 2002 έρχεται σε αντίθεση με την

πλειοψηφία των μελετών, υποδηλώνοντας αναποτελεσματικότητα της αγοράς, ενώ η ύπαρξη στατιστικά σημαντικής θετικής σχέσης μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων την περίοδο 2003 - 2005 συμφωνεί με την πλειοψηφία των εμπειρικών μελετών. Με άλλα λόγια, στην αγορά της Τουρκίας εντοπίζεται beta effect, με την σχέση όμως μεταξύ συστηματικού κινδύνου και μέσων αποδόσεων να μην είναι ξεκάθαρη. Πάντως, η ύπαρξη beta effect συμφωνεί με τη μελέτη των Herrera & Lockwood (1994), οι οποίοι ασχολήθηκαν με την Μεξικάνικη αγορά και εντόπισαν και αυτοί beta effect.

Τέλος, όσον αφορά τον συντελεστή  $\gamma_{0t}$ , είναι στατιστικά σημαντικός σχεδόν σε όλη την περίοδο εξέτασης, με εξαίρεση την περίοδο 2003 – 2004, με το t-statistic να κυμαίνεται από 2,260182 (έτος 2005) έως 13,119639 (έτος 2002). Ο συντελεστής προσδιορισμού  $R^2$  κυμαίνεται από 0,094488 (έτος 2005) έως 0,155947 (έτος 2002), η στατιστική Durbin – Watson είναι σχεδόν σε όλη την περίοδο εξέτασης κοντά στο 2 και η στατιστική F κυμαίνεται από 0,888486 (έτος 2005) έως 1,541733 (έτος 2002).

## VI. ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ ΕΡΕΥΝΑ

Ο σκοπός της παρούσας μελέτης ήταν να ερευνηθεί αν το μέγεθος των εταιρειών επηρεάζει την εβδομαδιαία αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, στο Χρηματιστήριο του Μιλάνο και στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης κατά την περίοδο 1999 – 2005. Προκειμένου να πραγματοποιηθεί η παρούσα έρευνα χρησιμοποιήθηκε ένα δείγμα 170 εισηγμένων εταιρειών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, ένα δείγμα 140 εισηγμένων εταιρειών του Χρηματιστηρίου του Μιλάνο και ένα δείγμα 216 εισηγμένων εταιρειών του Χρηματιστηρίου της Κωνσταντινούπολης, εταιρείες οι οποίες ήταν εισηγμένες κατά την περίοδο 1999 – 2005. Με την χρήση της μεθοδολογίας των Fama & MacBeth (1973), διαχωρίστηκε η περίοδος εξέτασης σε πέντε τριετείς περιόδους ελέγχου, όπου η καθεμία αποτελείται από τρεις διαδοχικές και μη επικαλυπτόμενες χρονικές υποπεριόδους. Σε πρώτη φάση, δηλαδή κατά την διάρκεια της πρώτης υποπεριόδου κάθε περιόδου ελέγχου, δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια με βάση το μέσο ετήσιο μέγεθος των εταιρειών και πιο συγκεκριμένα δημιουργήθηκαν 17 χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών στην περίπτωση της Ελλάδας, 14 χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών στην περίπτωση της Ιταλίας και 18 χαρτοφυλάκια των 12 μετοχών στην περίπτωση της Τουρκίας. Κατά την δεύτερη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου εκτιμήθηκε ο συστηματικός κίνδυνος κάθε χαρτοφυλακίου και υπολογίστηκε το μέσο μέγεθος κάθε χαρτοφυλακίου και κατά την τρίτη υποπερίοδο κάθε περιόδου ελέγχου έγινε ο εμπειρικός έλεγχος των υποθέσεων, χρησιμοποιώντας τα δημιουργημένα χαρτοφυλάκια και τα εκτιμημένα betas.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα της παρούσας μελέτης αποδεικνύουν ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο δεν υπάρχει σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και μεγέθους σε καμία από τις τρεις εξεταζόμενες αγορές. Το αποτέλεσμα αυτό έρχεται σε αντίθεση με αντίστοιχες μελέτες σε άλλες χρηματιστηριακές αγορές, όπως των Η.Π.Α., όπου παρατηρείται στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και μεγέθους εταιρειών. Μια πιθανή εξήγηση του αποτελέσματος αυτού δίνεται από το γεγονός ότι οι διαφορές στο μέγεθος μεταξύ μεγάλων και μικρών εταιρειών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, του

Χρηματιστηρίου του Μιλάνο και του Χρηματιστηρίου της Κωνσταντινούπολης δεν είναι τόσο σημαντικές όσο αυτές που παρατηρούνται σε άλλα χρηματιστήρια. Επίσης, τίθεται και το θέμα κατά πόσο είναι αντιπροσωπευτικοί ως χαρτοφυλάκια της αγοράς οι δείκτες που χρησιμοποιήθηκαν στο μοντέλο της αγοράς, ενώ επίσης πρέπει να σημειωθεί ότι τα προαναφερθέντα αποτελέσματα προέκυψαν με βάση την μεθοδολογία των Fama & MacBeth (1973), καθώς υπάρχει ενδεχόμενο με την χρήση διαφορετικής μεθοδολογίας να προκύψουν διαφορετικά αποτελέσματα.

Συμπερασματικά, μπορούμε να πούμε ότι σύμφωνα με τα εμπειρικά αποτελέσματα αποδεικνύεται ότι το μέγεθος των εταιρειών δεν διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στο μηχανισμό διαμόρφωσης των αποδόσεων των τιμών των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, στο Χρηματιστήριο του Μιλάνο και στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης. Με άλλα λόγια, η επενδυτική στρατηγική να αγοράζουν οι επενδυτές μετοχές με την μικρότερη χρηματιστηριακή αξία ελπίζοντας ότι θα αποκομίσουν υψηλές αποδόσεις, δεν βρίσκει εφαρμογή στις εν λόγω χρηματιστηριακές αγορές κατά την εξεταζόμενη περίοδο. Το αποτέλεσμα αυτό δεν αποδεικνύει ούτε την εγκυρότητα του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ), αλλά ούτε και την αποδοτικότητα των τριών αγορών. Με άλλα λόγια, δεν σημαίνει ότι επειδή δεν ισχύει η «ανωμαλία» του φαινομένου των μικρών εταιρειών οι αγορές είναι αποτελεσματικές.

Λαμβάνοντας υπόψη τα ευρήματα της παρούσας μελέτης, αλλά και ευρήματα συναφών ερευνών προτείνεται η διαμόρφωση εξειδικευμένων πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων που χρησιμοποιούν αναγνωρίσιμες οικονομικές μεταβλητές, όπως κάνουν οι Chan, Chen & Hsieh (1985), οι οποίοι εξέτασαν την επιρροή του μεγέθους των εταιρειών λαμβάνοντας υπόψη μακροοικονομικούς παράγοντες, ώστε να εξαλειφθεί η περίπτωση της μη καταλληλότητας του ΥΑΚΣ. Τέλος, προτείνεται να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος της παρούσας μελέτης, υπολογίζοντας όμως έναν πιο αντιπροσωπευτικό δείκτη για καθεμία από τις τρεις αγορές.

# ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

## ΠΙΝΑΚΑΣ 1: ΟΙ ΜΕΤΟΧΕΣ ΤΩΝ ΔΕΙΓΜΑΤΩΝ

	Greece	Italy	Turkey
1	ALPHA BANK	ACQUE POTABILI	ABANA ELEKTROMEKANIK
2	ASPIS HOUSING BANK	ACQUEDOTTO DE FERRARI	ADANA CIMENTO 'A'
3	ATTICA HOLDINGS	AEDES	ADANA CIMENTO 'B'
4	BANK OF ATTICA	AEM	ADANA CIMENTO 'C'
5	BLUE STAR MARITIME	ALERION	ADEL KALEMCILIK
6	CHIPITA INTERNATIONAL	ALITALIA	AFYON CIMENTO
7	COCA-COLA HLC.BT.	ALLEANZA	AKAL TEKSTIL
8	DUTY FREE SHOPS CR	AMGA	AKBANK
9	ELBISCO HOLDING	AUTOGRILL	AKCANSAN
10	EFG EUROBANK ERGASIAS	AUTOSTRADA TO-MI	AKIN TEKSTIL
11	FG EUROPE	AUTOSTRADA	AKSA AKRILIK KIMYA
12	FOLLI-FOLLIE	AUTOSTRADA MERIDONALI	AKSIGORTA
13	FOURLIS HOLDING	BANCA CARIGE	AKSU IPLIK
14	GOODYS	BANCA FIDEURAM	ALARKO
15	INFO QUEST CR	BANCA FINNAT	ALARKO CARRIER
16	INTRACOM	BANCA IFIS	ALARKO GAYRIMENKUL
17	J & P AVAX	BANCA INTERMOBILIARE	ALCATEL TELETAS
18	JUMBO	BANCA INTESA	ALTERNATIF YATIRIM
19	LAMDA DEVELOPMENT	BANCA LOMBARDA	ALTERNATIFBANK
20	MARFIN FINANCIAL GROUP	BANCA NAZ.LAVORO	ALTINYILDIZ
21	NOTOS COM HOLDINGS	BANCA POPOLARE ETRURIA	ANADOLU CAM SANAYII
22	S&B INDUSTRIAL MRLS.	BANCA POPOLARE INTRA	ANADOLU ISUZU
23	ALUMINIUM OF GREECE	BANCA POPOLARE ITALIANA	ANADOLU SIGORTA
24	A-B VASSILOPOULOS	BANCA POPOLARE MILANO	ARAT TEKSTIL
25	VIOHALCO CB	BANCA POPOLARE SONDRIO	ARCELIK
26	GEK GROUP OF COMPANIES	BANCA POPOLARE SPOLETO	ARSAN TEKSTIL
27	GENERAL HELLENIC BANK	BANCA PPO.EMILIA ROMAGNA	ASELSAN
28	DELTA HOLDINGS	BANCO DESIO BRIANZA	ASLAN CIMENTO
29	LAMBRAKIS PRESS	BASTOGI	ATA YATARIM ORT
30	EGNATIA BANK CR	BCA.PPO.DI VERONA NOVARA	ATLANTIS YATIRIM ORT
31	NBG REAL ESTATE DEV	BEGHELLI	ATLAS YATIRIM ORT
32	ETHNIKI GREEK GEN IN CO	BENETTON	AVIVA SIGORTA
33	NATIONAL BK.OF GREECE	BONIF.FERRARESI	AVRASYA MENKUL
34	ELAIS-UNILEVER	BREMBO	AYGAZ
35	ELVAL	BRIOSCHI	BAGFAS
36	HELLENIC TECHNODOMIKI	BULGARI	BAK AMBALAJ
37	HELLENIC PETROLEUM	BUZZI UNICEM	BANVIT
38	EMPORIKI BK.OF GREECE	CALTAGIRONE	BATICIM
39	HERACLES	CAM-FIN	BEKO ELEKTRONIK
40	ATHENS MEDICAL	CAPITALIA	BERDAN TEKSTIL
41	KARELIA TOBACCO	CARRARO	BIRLIK MENSUCAT
42	LAMPSA HOTEL	CEMBRE	BISAS TEKSTIL
43	M J MAILIS	CEMENTIR	BOLU CIMENTO
44	METKA	CIR	BORAVA YAPI ENDUSTRI

45	MICHANIKI CR	CLASS EDITORI	BORUSAN
46	MINOAN LINES	COFIDE	BORUSAN YATIRIM
47	MYTILINEOS HLDGS	CREDITO BERGAMASCO	BOSCH FREN SISTEMLERI
48	OTE-HELLENIC TELC.	CREDITO EMILIANO	BOSSA
49	BANK OF PIRAEUS	CREDITO VALTELLINES	BOYNER BUYUK MAGAZACILIK
50	ARCADIA METAL ROKAS CR	CREMONINI	BRISA BRIDGESTONE
51	GR SARANTIS	CRESPI	BSH EV ALETLERI SANVETC.
52	SIDENOR METAL PROC.	CSP INTERNATIONAL	BUMERANG YAT ORT
53	XK TEGOPOULOS PUBS.	DANIELI	BURCELIK
54	TERNA	EDISON	BURSA CIMENTO
55	TECHNICAL OLYMPIC	EMAK	CAMIS LOJISTIK
56	TELETYPOS	ENERTAD	CBS BOYA KIMYA
57	TITAN CEMENT CR	ENI	CELEBI HAVA SERVISI
58	HALCOR METAL PROC.	ERG	CELIK HALAT
59	ALSIDA CR	ERGO PREVIDENZA	CEMTAS
60	ALTEC INFORM & COMMUN SY	FERROVIE NORD MILANO	CESME ALTINYUNOS
61	AXON HOLDINGS	FIAT	CEYLAN GIYAM
62	BIOKARPET	FINARTE-SEMENTAZO CASA D'ASTE	CEYTAZ MADENCILIK
63	BIOSOL CR	FINMECCANICA	CIMBETON
64	CORINTH PIPE WORKS	FONDIARIA-SAI	CIMENTAS
65	CROWN HELLAS CAN	GABETTI	CIMSA CIMENTO
66	CYCLON HELLAS	GEFRAN	DEMISAS
67	ELMEC SPORT	GEMINA	DENIZLI CAM
68	EMPORIKOS DESMOS CR	GENERALI	DERIMOD
69	ERGAS	GEWISS	DEVA HOLDINGS AS
70	ETMA RAYON CR	GIM	DITAS DOGAN
71	FANCO	GRANDI VIAGGI	DOGAN GAZETECILIK AS
72	FLEXOPACK	GRUPPO EDIT.L'ESPRESSO	DOGAN HOLDING
73	FLR MLS C SARANTOPOULOS	IFIL	DOGAN YAYIN HOLDING
74	G POLYXRONOS	IMA	DOGUSAN
75	HELLATEX SYNTHETIC YARNS	IMPREGILO	DOKTAS
76	INFORM P LYKOS	INDESIT COMPANY	DURAN DOGAN BAVEABSAN.
77	INTERINVEST CB	INNOTECH	DYO BOYA
78	LAVIPHARM CR	INTEK	ECZACIBASI ILAC
79	MINERVA KNITWEAR	INTERPUMP GROUP	ECZACIBASI YAPI
80	MULTIRAMA	IPI	ECZACIBASI YATIRIM
81	N GALIS YOUTH CENTERS	IRCE	EDIP IPLIKN
82	NAOUSA SPINNING MLS.	IT HOLDING	EFES HOLDING
83	NEXANS HELLAS	ITALCEMENTI	EGE ENDUSTRI
84	PHOENIX METROLIFE	ITALMOBILIARE	EGE GUBRE
85	PLIAS CONSUMER GOODS CB	JOLLY HOTELS	EGE PROFIL
86	REDS	LA DORIA	EGE SERAMIK
87	RIDENCO	LA GAIANA	EGELY & CO. YATORT.
88	RILKEN	LAZIO	EGEPLAST
89	SATO	LINIFICIO	EMEK ELEKTRIK
90	VIVERE ENTERTAINMENT	MAFFEI	EMINIS AMBALAJ
91	YALCO-CONSTANTINOU	MARZOTTO	ENKA INSAAT
92	AEGEK CR	MEDIASET	ERBOSAN ERCIYAS BORU
93	ATHENA	MEDIOBANCA	EREGLI DEMIR CELIK
94	AEOLIAN INVESTMENT FUND	MEDIOLANUM	ESEM SPOR GIYIM
95	ALCO HELLAS ALUMINUM	MILANO ASSIC.	FACTOTURK FAGG.HIZMETLER I

96	ALLATINI	MITTEL	FED.MOGUL IZMIT PISTON
97	ALUMIL MILONAS CR	MONDADORI ED	FENIS ALUMINYUM
98	ASPIS PRONIA GEN INS	MONRIF	FINANS YATIRIM
99	ATTI-KAT	MONTEFIBRE	FINANSBANK
100	VARANGIS	NAVIGAZIONE MONTANARI	FORD OTOMOTIVE SANAY
101	VIOTER	NICOLAY	FORTIS BANK
102	VIS-CONTAINER CR	PAGNOSSIN	FRIGO PAK
103	GENER	PININFARINA	GARANTI BANKASI
104	GENERAL COMMERCIAL & IND	PIRELLI	GARANTI FAKTORING
105	DIAS	POLIGRAFICI EDITORIALE	GARANTI GAYRIMENKUL
106	DIEKAT	PREMAFIN-HLDG.DI PART.	GARANTI YATIRIM
107	EDRASIS PSALLIDAS	PREMUDA	GEDIZ IPLIK
108	EKTER	RAS	GENTAS GENEL METAL
109	HELLENIC SUGAR IND.	RATTI	GIMA
110	ELVE	RCS MEDIAGROUP	GLOBAL YATIRIM HLDG.
111	BANK OF GREECE	RECORDATI	GOODYEAR LASTIKLERI
112	HELLENIC CABLES	RENO DE MEDICI	GUBRE FABRIKALARI
113	HELLENIC FABRICS	RETI BANCARIE HOLDING	GUNES SIGORTA
114	ELTRAK CR	RICCHETTI	HAZNER ATEŞ TUGLA
115	ELFICO	RICHARD GINORI 1735	HEKTAS TICARET
116	SELECTED TEXTILE	RISANAMENTO	HURRIYET GAZETECILIK
117	ETEM	SABAF	IDAS
118	EFKLEIDIS CR	SADI	INTEMA
119	EUR RELIANCE GEN INS CR	SAES GETTERS	IS YATIRIM ORTAKLIGI
120	EUROHOLDINGS CAP & INV C	SAIPEM	ISIK AMBALAJ
121	ZAMPA	SAN PAOLO IMI	IZMIR DEMIR CELIK
122	IMPERIO	SIRTI	IZOCAM SANAYI
123	INTERTECH	SMI	KAPLAMIN AMBAL
124	IONIAN HOTEL	SMURFIT SISA	KARSU TEKSTIL
125	HIPPOTOUR	SNAI	KARTOSAN
126	KALPINIS SIMOS	SNIA ORD	KAV DNLK.PAZ.TIC.
127	CARDASSILARIS C & SONS - CARDICO	SOGEFI	KELEBEK MOBILYA
128	KATSELIS SONS CR	SOL	KENT GIDA
129	KEKROPS	SOPAF	KEREVITAS GIDA
130	KERAMIA ALLATINI	STEFANEL	KLIMASAN
131	KLONATEX GROUP OF COS CR	TARGETTI SANKEY	KOC HOLDINGS
132	KOUMBAS HOLDINGS CR	TELECOM ITALIA	KONFRUT GIDA
133	KREKA	TELECOM ITALIA MEDIA	KONITEKS
134	FHL MNFG.TRDG.COMPANY	UNI LAND	KONYA CIMENTO
135	KIRIACOULIS SHIPPING	UNICREDITO ITALIANO	KORDSA SANAYIVE
136	LAN-NET	UNIPOL	KRISTAL KOLA
137	LANAKAM CB	VIANINI INDR.	KUTAHYA PORSELEN
138	G LEVENTAKIS TEX	VIANINI LAVORI	LUKS KADIFE
139	LEVEDERIS CR	VITTORIA ASSICURAZIONI	MAKINA TAKIM
140	LOULIS MILLS	ZUCCHI	MARDIN CIMENTO
141	MAXIM-PERTSINIDIS		MARMARI MARTI OTEL
142	MESOHORITIS BROTHERS		MARMARIS ALTINYUNUS
143	MOUZAKIS		MARSHALL BOYA
144	MOCHLOS		MAZHAR ZORLU HOLDING
145	UNCLE STATHIS CR		MEGES BOYA
146	BENRUBI		MENSA MENSUCAT



147	BITROS CR	MERKO GIDA SANAYI
148	J BOUTARIS & SON HLDG	METEMTEKS TEKSTIL
149	NIREFS	MIGROS TURK
150	PG NIKAS	MILPA
151	DRUCKFARBEN HELLAS	OZ FINANS FACTORING
152	XYLEMBORIA CR	PARK ELEK MADENCILIK
153	E PAIRIS	PARSAN
154	PARNASSOS ENTERPRISES	PENGUEN GIDA
155	PIRAEUS LEASING	PERA MENKUL KIYMETLER
156	PERSEFS	PETKIM AS
157	PETZETAKIS	PETROKENT TURIZM
158	PROODEFTIKI	PETROL OFISI
159	SANYO HELLAS	PIMAS PLASTIK
160	SHELMAN	PINAR SU
161	SELONDA AQUACULTURE	PINAR SUT
162	HOUSE OF AGRIC.SPIROY	PRINTAS
163	SFAKIANAKIS CB	RAY SIGORTA
164	TEXAPRET	SABANCI HOLDING
165	PIPE WORKS CR	SARKUYSAN
166	TASOGLOU-DELONGHI	SASA
167	THRACE PLASTICS	SEKERBANK
168	TRIA ALPHA CR	SELCUK GIDA
169	FINTEXPOR	SERVE KIRTASIYE
170	CHATZIOANNOY HDG.CR	SOKTAS
171		SONMEZ FILAMENT
172		SONMEZ PAMUKLU
173		T DEMIR DOKUM
174		T SISE CAM
175		TAC YATIRIM ORT
176		TANSAS
177		TAT KONSERVE
178		TEKSTIL BANKASI
179		TEKSTIL FINANSAL KYRALAM
180		TESCO KIPA KITLE
181		TIRE KUTSAN
182		TOFAS
183		TOPRAK FINANSAL
184		TRAKYA CAM
185		TRANSTURK
186		TSKB
187		TUKAS
188		TUPRAS
189		TURCAS PETROL
190		TURK HAVA YOLLARI
191		TURK PRYS.KABLO VE SIST.
192		TURK TUBORG
193		TURKIYE IS BANK 'B'
194		TURKIYE IS BANK 'C'
195		TURKIYE KALKINMA
196		UKI KONFEKSIYON
197		UNAL TARIM

198	UNYE CIMENTO
199	USAK SERAMIK
200	USAS
201	UZEL MAKINA SANAI
202	VAKIF FINANSAL
203	VAKIF GAYRIMENKUL
204	VAKIF YATIRIM ORT
205	VAKKO
206	VAN ET
207	VARLIK YATARIM ORT
208	VESTEL
209	VIKING KABIT
210	YAPI KREDI BK.
211	YAPI KREDI FINANSAL
212	YAPI KREDI KORAY
213	YAPI KREDI SIGORTA
214	YAPI KREDI YATIRIM
215	YATAS
216	YUNSA

**ΠΙΝΑΚΑΣ 2: Χρηματιστηριακή αξία και αριθμός εισηγμένων εταιρειών στο Χ.Α.Α. κατά την περίοδο 1990 – 2002**

Έτος	Αριθμός εισηγμένων	Χρηματιστηριακή αξία εισηγμένων (εκατ. ευρώ)
1990	145	7120,20
1991	159	6911,84
1992	164	6001,17
1993	150	9148,94
1994	196	10500,07
1995	215	11815,11
1996	235	17446,22
1997	237	28793,25
1998	246	71281,00
1999	251	197524,58
2000	309	194026,41
2001	314	178129,71
2002	350	180329,57

\*Πηγή: Ετήσιες Εκθέσεις Επιτροπής Κεφαλαιαγοράς

**ΠΙΝΑΚΑΣ 3: Χρηματιστηριακή αξία και αριθμός εισηγμένων εταιρειών στο Χρηματιστήριο της Ιταλίας κατά την περίοδο 1990 – 1999**

Έτος	Αριθμός εισηγμένων	Χρηματιστηριακή αξία εισηγμένων (δισ ευρώ)
1990	229	86,83
1991	231	91,88
1992	229	89,38
1993	222	120,98
1994	223	151,61
1995	221	168,14
1996	217	199,34
1997	213	309,89
1998	223	481,06
1999	247	717,15

\*Πηγή: [www.borsaitalia.it](http://www.borsaitalia.it)

## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

1. Adikimenaki, Danai and Stavros B. Thomadakis, “A Three Factor Model of Returns on the Athens Stock Exchange”, Working paper (University of Athens, 2004).
2. Ball, Ray, “Anomalies in Relationships Between Securities’ Yields and Yield-Surrogates”, *Journal of Financial Economics* 6 (1978): 103-126.
3. Banz, Rolf W., “The relationship between Return and Market Value of common stocks”, *Journal of Financial Economics* 9 (1981): 3-18.
4. Basu, Sanjoy, “Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis”, *Journal of Finance* 32 (Jun., 1977): 663-682.
5. Basu, Sanjoy, “The Relationship Between Earnings’ Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence”, *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 129-156.
6. Berk, Jonathan B., “An Empirical Re-examination of the Relation Between Firm Size and Return”, Working Paper (University of Washington, October 9, 1996).
7. Black, Fischer and Myron Scholes, “The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns”, *Journal of Financial Economics* 1 (1974): 1-22.
8. Blume, Marshall E., “Stock Returns and Dividend Yields: Some more evidence”, *Review of Economics and Statistics* (November 1980): 567-577.
9. Brown, Philip, Donald B. Keim, Allan W. Kleidon and Terry A. Marsh, “Stock Return Seasonalities and the Tax-Loss Selling Hypothesis: Analysis of the Arguments and Australian Evidence”, *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 105-127.
10. Brown, Philip, Allan W. Kleidon and Terry A. Marsh, “New Evidence on the Nature of Size-Related Anomalies in Stock Prices”, *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 33-56.

11. Brown, Steven J. and Jerold B. Warner, “Measuring Security Price Performance”, *Journal of Financial Economics* 8 (1980): 205-258.
12. Chan, K.C., Nai-fu Chen and David A. Hsieh, “An Exploratory Investigation Of The Firm Size Effect”, *Journal of Financial Economics* 14 (1985): 451-471.
13. Chui, Andy C.W. and K.C. John Wei, “Book-to-Market, Firm Size, and the Turn-of-the-Year Effect: Evidence from Pacific-Basin Emerging Markets”, *Pacific-Basin Finance Journal* 6 (1998): 275-293.
14. Diacogiannis, George and Dimitris Kyriazis, “Testing the Performance of Value Strategies in the Athens Stock Exchange”, Working paper (Department of Banking and Financial Management, University of Piraeus, May 2004).
15. Diacogiannis, George and Konstantinos Segredakis, “Η Επίδραση του Συστηματικού Κινδύνου και του Μεγέθους των Εταιρειών στην Απόδοση των Μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών”, *Εμπορική Τράπεζα. Οικονομική Επιθεώρηση 1996*, τεύχος 5: 4 – 11.
16. Dimson, Elroy, “Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading”, *Journal of Financial Economics* 7 (1979): 197-226.
17. Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, *Journal of Finance* 47 (Jun.,1992): 427-465.
18. Fama, Eugene F. and James D. MacBeth, “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests”, *Journal of Political Economy* 81 (May-Jun.,1973): 607-636.
19. Fisher, Lawrence, “Some New Stock-Market Indexes”, *Journal of Business* 39 (Jan.,1966): 191-225.
20. Fowler, David J. and C. Harvey Rorke, “Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading: Comment”, *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 279-283.
21. Herrera, Martin J. and Larry J. Lockwood, “The Size Effect in the Mexican Stock Market”, *Journal of Banking and Finance* 18 (1994): 621-632.

22. Heston, Steven L., K. Geert Rouwenhorst and Roberto E. Wessels, "The Role of Beta and Size in the Cross-Section of European Stock Returns", *European Financial Management* 5 (1999): 9-27.
23. Horowitz, Joel L., Tim Loughran and N.E. Savin, "A Spline Analysis of the Small Firm Effect: Does Size Really Matter?", Working paper (University of Iowa, July 23, 1996).
24. Horowitz, Joel L., Tim Loughran and N.E. Savin, "Three Analyses of the Firm Size Premium", *Journal of Empirical Finance* 7 (2000): 143-153.
25. Keim, Donald B., "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality", *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 13-32.
26. Lamoureux, Christopher G. and Gary C. Sanger, "Firm Size and Turn-of-the-Year Effects in the OTC/NASDAQ Market", *Journal of Finance* 44 (Dec.,1989): 1219-1245.
27. Litzenberger, Robert H. and Krishna Ramaswamy, "The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices", *Journal of Financial Economics* 7 (1979): 163-195.
28. Long, John B., Jr., "The Market Valuation of Cash Dividends: A Case to Consider", *Journal of Financial Economics* 6 (1978): 235-264.
29. Miller, Merton H. and Myron S. Scholes, "Dividends and Taxes: Some Empirical Evidence", *Journal of Political Economy* 90 (Dec.,1982): 1118-1141.
30. Morgan, I.G., "Dividends and Capital Asset Prices", *Journal of Finance* 37 (Sep.,1982): 1071-1086.
31. Reinganum, Marc R., "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values", *Journal of Financial Economics* 9 (1981): 19-46.
32. Reinganum, Marc R., "The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results", *Journal of Finance* 36 (May, 1981): 313-321.
33. Reinganum, Marc R., "A direct test of Roll's conjecture on the firm size effect", *Journal of Finance* 37 (Mar., 1982): 27-35.

34. Roll, Richard, “A Possible Explanation of the Small Firm Effect”, *Journal of Finance* 36 (September, 1981): 879-888.
35. Scholes, Myron and Joseph Williams, “Estimating Betas from Nonsynchronous Data”, *Journal of Financial Economics* 5 (1977): 309-327.
36. Schultz, Paul, “Transaction Costs and the Small Firm Effect: A Comment”, *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 81-88.
37. Stefanis, Lambros, “Testing the Relation Between Price-to-Earnings Ratio and Stock Returns in the Athens Stock Exchange”, Working paper (Athens University of Economics and Business, Department of Accounting & Finance, 2005)
38. Stoll, Hans R. and Robert E. Whaley, “Transaction Costs and the Small Firm Effect”, *Journal of Financial Economics* 12 (1983): 57-79.

### **ΆΛΛΕΣ ΠΗΓΕΣ**

Elton, Edwin, Martin J. Gruber, Stephen J. Brown and William N. Goetzmann “Modern Portfolio Theory and Investment Analysis”, *Wiley International Edition, Sixth Edition*.

Νικόλαος Δ. Φίλιππας “Επενδύσεις”, *Εκδόσεις Πανεπιστημιακό – Κωνσταντίνος Σμπίλιας*, Αθήνα 2005.

Ηλεκτρονικές διευθύνσεις: [www.bloomberg.com](http://www.bloomberg.com), [www.naftemporikh.gr](http://www.naftemporikh.gr),  
[www.ise.org](http://www.ise.org), [www.borsaitalia.it](http://www.borsaitalia.it), [www.ase.gr](http://www.ase.gr), [www.jstor.org](http://www.jstor.org), [www.ssrn.com](http://www.ssrn.com)

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ